

# **Finanskrisas påverknad på norske bedrifiers lønsemd**

**Av**

**Bjørnar Tveit Bolstad**

**og**

**Øyvind Kvinge**

**Rettleiar: Lasse B. Lien**

Sjølvtendig arbeid innan masterstudiet i økonomi og administrasjon

Hovudprofil: Strategi og Leiing

**NORGES HANDELSHØYSKOLE**

Dette sjølvtendige arbeidet er gjennomført som eit ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og er godkjent som såleis. Godkjenninga inneber ikkje at Høyskolen står inne for dei metodar som er brukt, dei resultat som er framkome eller dei konklusjonar som er trekte i arbeidet.

## Samandrag

Denne oppgåva analyserar norske bedrifters lønsemd i perioden 1999 til 2008 med særleg vekt på endring i lønsemd mellom 2007 og 2008. Vi lagar eit utval av representative norske bedrifter gjennom å fjerne selskap som av ulike grunnar ikkje er eigna som analysegrunnlag. Vi kalkulerar så fire lønsemdmål og drøftar lønsemdutviklinga i perioden på to utval der storleiken på selskapa er ulik. Deretter føretek vi analyserar av nedskrivningar, gjeldsgrad og utbytte, samt utvalte storleikar som påverkar desse. Til slutt gjennomfører vi ei rekkje regresjonsanalysar som peikar på årsakssamanhengar mellom endring i lønsemdprestasjonar i 2008 og bedriftsspesifikke tilhøve som vekst, lønsemd og gjeldsgrad i forkant av krisa.

Vi finn at lønsemda for dei fleste selskapa vert redusert i 2008, medan spreinga i lønsemd aukar kraftig. Vi finn også at endring i lønsemd dels kan forklarast med tidlegare års vekst og lønsemd, samt gjeldsgrada ved inngangen til kriseåret.

	Sidetal
1. INTRODUKSJON	5
1.1 Innleiing	5
1.2 Problemstilling	6
2. METODE	7
2.1. Variablar og måleverkty	7
2.1.1. Nøkkeltal	7
2.1.1.1. Ebitda-margin	7
2.1.1.2. Driftsmargin	7
2.1.1.3. Rentabilitetar	8
2.1.1.3.1. Totalrentabilitet	9
2.1.1.3.2. Eigenkapitalrentabilitet	10
2.1.2. Generelle mål	11
2.1.2.1. Gjeldsgrad	11
2.1.2.2. Vekst	12
2.1.3. Analyseverkty	12
2.1.3.1. Grafar	13
2.1.3.2. Kvartil	13
2.1.3.3. Prosentil	13
2.1.3.4. Korrelasjonskoeffisientar	13
2.2. Datagrunnlag	14
2.2.1. Utval og avgrensingar	14
2.2.2. Merknadar	22
2.3. Opphavleg forskingsplan	24
2.4. Feil i datasettet	26
2.5. Framgangsmåte for lønsemdanalysar	30
2.5.1. Kvartil	30
2.5.2. Prosentil	32
2.5.3. Gjennomsnitt	33
2.5.4. Ekstremobservasjonar	35
2.5.4.1. Diskusjon	35
2.5.4.2. Fjerning	37
2.5.5. Oppsummering	39
3. LØNSEMDSANALYSE	40
3.1. Lågt utval	40
3.1.1. Ebitda-margin - Lågt utval	40
3.1.2. Driftsmargin - Lågt utval	46
3.1.3. Deloppsummering lønsemdsmål – Lågt utval	47
3.1.4. Totalrentabilitet - Lågt utval	48
3.1.5. Eigenkapitalrentabilitet - Lågt utval	49
3.1.6. Oppsummering lønsemdanalysar - Lågt utval	50

3.2. Høgt utval	51
3.2.1. Ebitda-margin - Høgt utval	51
3.2.2. Driftsmargin - Høgt utval	58
3.2.3. Deloppsummering lønsemdsmål – Høgt utval	60
3.2.4. Totalrentabilitet - Høgt utval	61
3.2.5. Eigenkapitalrentabilitet - Høgt utval	63
3.2.6. Oppsummering høgt utval	65
3.3. Definerer av funn og skilnader i utvala	66
3.4. Øvrige analysar	70
3.4.1. Analyse av nedskrivningar	70
3.4.2. Analyse av gjeldsgrad, finanskostnader og eignedelar	72
3.4.3. Analyse av utbytte	77
3.4.4. Analyse av endring i salsinntekt versus endring i lønsemd	82
4. BRANSJEANALYSE	87
4.1. Bransjeutval og avgrensingar	87
4.1.1. Introduksjon	87
4.1.2. Handsaming av problem knytt til bransjekodar	87
4.1.3. Avgrensing knytt til bransjestorleik	88
4.1.4. Utveljing av bransjar som eignar seg for vidare analyse	89
4.1.5. Utveljing av einskildbransjar	91
4.2. Metode for regresjonsanalyse	96
4.2.1. Teori og føresetnadar	96
4.2.2. Framgangsmåte	97
4.3. Klargjering av datasettet	99
4.3.1. Ekstremobservasjonar	99
4.3.2. Endringsmål og variabelgenerering	101
4.4. Regresjonsanalysar	106
4.4.1. Enter-regresjonar utan produktledd,	106
4.4.1.1. Regresjonar med driftsmessig lønsemd som avhengig variabel	106
4.4.1.2. Regresjonar med rentabilitetar som avhengig variabel	111
4.4.1.3. Regresjon med omsetnad som avhengig variabel	112
4.4.1.4. Oppsummering av regresjonar utan produktledd	113
4.4.2. Regresjonar med produktledd	115
4.4.2.1. Regresjonar med lønsemd som avhengig variabel	115
4.4.2.2. Regresjon med omsetnad som avhengig variabel	116
4.4.2.3. Oppsummering av regresjonar med produktledd	117
4.4.2.4. Regresjonar med selskapsstorleik som uavhengig variabel	118
4.4.3. Regresjonar av einskildbransjar	119
4.4.3.1. Enter-regresjonar av einskildbransjar	119
4.4.3.2. Backwards-regresjonar av einskildbransjar	120
5. DRØFTENDE OPPSUMMERING OG IMPLIKASJONAR	122
5.1. Generelle betraktningar	122

5.2. Lønsemdanalysane	123
5.3. Øvrige analysar	124
5.4. Bransjeanalysar	125
5.5. Validitet og pålitelegskap	126
6. KONKLUSJON	128
7. LITTERATURLISTE	129
8. VEDLEGG	130
8.1. Oversyn over utval av bransjar for analyse	130
8.2. Oversyn over bransjekodar i utvalde bransjar	131

# 1. Introduksjon

## 1.1 Innleiing

I løpet av dei siste åra har verda gått gjennom ei finanskrise som har endra lønsemdsbiletet for bedrifter radikalt. For mange har krisa betydd nedgang i etterspurnad, store oppseiingar og i verste fall konkurs. Like fullt er det bransjar/aktørar som ser ut til å kome styrka ut av finanskrisa. Internasjonal forskning slår fast at grupper med relativt like bedrifter vil oppleve stor endring i lønsemd under ei finansiell krise, og denne masteroppgåva kjem til å undersøke om dette også er tilfelle for norske bedrifter.

Det har ikkje blitt utført liknande forskning på norske bedrifter tidlegare, og i dag er det lite informasjon om kva som faktisk skjer med norske bedrifter når ein går gjennom ei finanskrise. Dei funna me kjem fram til i oppgåva vil difor vere interessante av fleire grunnar. For det fyrste vil ein kunne bruke funna til å få eit innblikk i korleis ei finanskrise råkar norske bedrifter. Vidare vil ein få undersøkt korleis lønsemda vris mellom bransjar/bedrifter som blir råka av ei finanskrise, og peike på nokre faktorar som påverkar korleis dette skjer. Ein vil også kunne få innblikk i kva som kjenneteiknar dei bedriftene som gjer det unormalt godt/dårleg gjennom ei finanskrise, og måle utviklinga deira opp mot meir gjennomsnittlege bedrifter over ein lengre tidsperiode.

Forskningsbidraget blir såleis ei betre forståing av korleis norske bedrifter vert påverka av finansielle kriser, og kva som eventuelt kjenneteiknar dei som gjer det betre enn gjennomsnittet. Vidare vil den rekneskapsdatabasen vi utviklar vera eit viktig grunnlag for vidare forskning på området, og denne kan enkelt utvidast med oppdaterte rekneskapstal i framtida.

## 1.2 Problemstilling

Studien vil undersøke om norske bedrifters økonomiske prestasjon endrast under ei finanskrisa, og skildre korleis dette eventuelt skjer. Vidare vil vi søkje å identifisere grupper med aktørar som presterar betre eller dårlegare enn sine konkurrentar, og søkje å finne kjenneteikn ved desse. Problemstillinga for oppgåva blir såleis

***”Korleis påverkar ei finanskrisa norske bedrifters lønsemd?”***

Problemstillinga er spesifikk i forhold til kva fenomen ein ser etter (endring i lønsemd), men den vil også vera fleksibel i forhold til avgrensingar/kva parametre ein vel å undersøke. Med dette meines at det er skilnadar i lønsemd og økonomisk prestasjon ein er ute etter å avdekke, og såleis er det mange ulike parametre/nøkkeltal det vil vera interessant å setje opp mot kvarandre.

Problemstillinga er også realistisk og mogleg å gjennomføre gitt våre rammer av ressursar og tidsbruk. NHH har gått til innkjøp av ein database med norske bedrifters rekneskap heilt tilbake til 1992, og ein vil her kunne måle aktørar opp mot kvarandre gjennom eit utal variablar over tid. Studia vil vidare vere interessant uavhengig av funn, vi vil uansett sitje att med ei betra forståing av norske tilhøve.

Oppgåva vil bestå av fire hovuddelar. Vi vil fyrst ha ein del der vi presenterar *metoden* for analysane våre. Vi vil så føreta ei *generell lønsemdsanalyse* der vi deler inn utvalet vårt i to grupper basert på salsinntekt. Etter lønsemdsanalyse vil vi så gå vidare til å vi føreta *regresjonsanalysar* på eit utval bransjar, både samla og på enkeltbransjenivå. Avslutningsvis vil vi så presentere ei *drøftande oppsummering* av funna vi gjer, før vi konkluderar.

## 2 METODE

### 2.1 Variablar og måleverkty

Å måle kor lønsam ei bedrift er kan gjerast på mange måtar. Sidan det perfekte nøkkeltalet ikkje er funne opp, vil eitt enkelt lønsemdsmål aleine ikkje gje eit fullgodt bilete av røynda. Vi må difor søke å forklare lønsemda med eit knippe nøkkeltal som alle gjer ulik informasjon. Optimalt sett burde lønsemda vore målt som økonomisk profitt eller i alle fall som Economic Value Added (EVA). Berekning av slike nøkkeltal er imidlertid meir komplisert, og krev fleire data enn det ein kan lese direkte ut frå rekneskapet. Sidan vi skal gjennomføre berekningar på svært mange selskap er det heller ikkje aktuelt å innhente meir informasjon frå selskapa direkte, og vi må difor konsentrere oss om rekneskapsmessig lønsemd. Ei gjennomgang av nøkkeltal, generelle mål og analyseverktøy følgjer i avsnitta under.

#### 2.1.1 Nøkkeltal

Vi har valt ut fire ulike nøkkeltal, to som stammar direkte frå datasettet og to rentabilitetar vi har kalkulert sjølv.

##### 2.1.1.1 Ebitda-margin

Det første nøkkeltalet vi skal bruke er ebitda-margin. Ebitda er forkorting for det engelske uttrykket "Earnings Before Interest, Tax, Depreciation and Amortization". Dette nøkkeltalet er dermed eigentleg driftsresultatet korrigert for ordinære avskrivningar og nedskrivningar. Som Mjøs og Øksnes påpeikar, kan ebitda-marginen sjåast på som "driftsmessig kontantstrøm før både kapitalslit, finansinntekter og betening av framandkapital" (Mjøs og Øksnes, 2010). Både ebitda og ebitda-marginen er utrekna i datasettet og skrivne ut til variablane 'ebitda' og 'ebitdamarg'. Ebitda-marginen har ein funne ved å dele ebitda på totale inntekter. Formelen er:

$$\text{Ebitda-margin} = \text{Ebitda} / \text{Totale inntekter}$$

Ebitda-margin er oppgjeven på desimalform, ikkje i prosent.

##### 2.1.1.2 Driftsmargin

Det andre nøkkeltalet vi brukar er driftsmarginen, også kalla resultatgrad eller profittmargin. Dette forholdstalet fortel oss kor mykje selskapet sit att med som resultat av totalinntekta, eller sagt på ein annan måte: kor mange kroner bedrifta har att i forhold til kor mange kroner den omset for.



I datasettet vårt er driftsmarginen berekna og skriven ut til variabelen 'dr marg'. I rapporten til Mjøs og Øksnes (2010) går det fram at variabelen er utrekna på grunnlag av følgjande formel:

$$\text{Driftsmargin} = \text{Driftsresultat} / \text{Totale inntekter}$$

Denne reknemåten inneber at nøkkeltalet viser marginen før finanspostane er trekt frå. Ved å bruke totale inntekter og ikkje salsinntekter får ein også med inntekter som ikkje direkte stammar frå selskapets hovudaktivitet. Mjøs og Øksnes (2010) nemner nokre døme: leigeinntekter, lisensinntekter, royalty, inntekt frå tilknytte selskap (TS) eller normal vinst frå sal av anleggsmidlar. Som ebitda-marginen er også driftsmargin oppgjeven på desimalform.

### **2.1.1.3 Rentabilitetar**

I det følgjande vil vi fyrst omtale teori kring rentabilitetar, før vi presenterer dei to rentabilitetane vi har generert for datasettet. Gjennomgangen av rentabilitetar byggjer på Sættem (2006).

Så langt har vi sett ei bedrifts lønsemd innanfrå og med eit driftsmessig perspektiv. Ei bedrifts lønsemd kan like fullt sjåast frå fleire vinklar og ein vil vere interessert i ulike sider avhengig av kven det er som analyserar. Ein direktør vil fokusere på korleis bedrifta han leiar gjer det totalt sett, tatt i betraktning den kapitalen som er stilt til rådighet i bedrifta. Eigaren av den same bedrifta vil derimot vere interessert i kor mykje avkastning bedrifta genererer sett i forhold til den eigenkapitalen vedkommande har investert i bedrifta. Lånegjevarar vil på si side vere oppteken av likviditet og evne til å betene låna. Desse skilja er særskilt viktig i lønsemdvurderingar.

Vi har valt å berekne to rentabilitetar, ein for totalen og ein for eigarane. Det er likevel fleire måtar å rekne ut desse nøkkeltala på. For det første vil ein få ulike tal avhengig om ein reknar før eller etter skatt. Den eine metoden er ikkje meir riktig enn den andre, det viktige er å presisere kva for ein metode ein vel og være medviten på at tala før og etter skatt ikkje kan samanliknast direkte. Sidan ein er lovpålagd å spesifisera skattekostnaden i rekneskapen, kan ein uansett enkelt rekne seg om frå det eine til det andre. Det andre skiljet er mellom normaliserte og fullstendige berekningar. Førstnemnte tek utgangspunkt i det totale resultatet for året, inkludert alle ekstraordinære postar. Dette kan gje eit meir korrekt bilete av einskildår, men dersom ekstraordinære effektar er eingongstilfelle vil dette gje eit galt bilete av den generelle lønsemda. Difor kan ein også velje å nytte ordinært resultat i

rentabilitetsberekninga, og på denne måten skilje ut eventuelle ekstraordinære effektar. Dette kallar vi normalisert berekning.

#### 2.1.1.3.1 Totalrentabilitet

Totalrentabiliteten er summen av resultatata frå alle delane av ei bedrift. Dette kan finnast ved å leggje saman driftsresultatet og finansresultatet, altså ved å sjå på venstresida i balansen. Dette kallar ein investeringsperspektivet. Tilsvarande kan ein finne totalrentabiliteten ved hjelp av fordelingsperspektivet som nyttar høgre sida av balansen. Her legg ein saman resultatet til eigenkapitalen og resultatet til framandkapitalen. Begge måtane vil finne det same sluttresultatet, og kva veg vi vel er difor utan betyding. I vår utrekning av nøkkeltalet har vi valt fordelingsperspektivet, og rekna ut totalrentabiliteten før skatt og på normalisert vis. Dette gjer oss følgjande formel:

$$\text{Totalrentabilitet} = (\text{Ordinært resultat før skatt} + \text{finanskostnader}) / \text{Totalkapital}$$

Finanskostnader er her ei summering av dei finansielle postane rentekostnadar, valutakostnadar, nedskrivningar av finansielle anleggs- og omløpsmidlar samt eventuelle finanskostnadar til føretak i same konsern.

Totalkapitalen er summen av gjeld og eigenkapital pr 31.12 i rekneskapsåret, altså utgåande verdi. Det er ikkje utan vidare greitt å bruke utgåande verdi som nemnar i dette nøkkeltalet. Årsaka er at variabelen sum gjeld og eigenkapital ('*sumgjek*') i rekneskapet er målt på eit gitt tidspunkt, medan vi tolkar rentabiliteten som eit gjennomsnitt over året. Det kan difor diskuterast kor vidt inngåande tal kan gje eit meir korrekt bilete av balanseverdien gjennom året. Det er også vanleg å berekne gjennomsnittet av desse to tala, og dermed leggje til grunn den gjennomsnittlege balanseverdien gjennom året.

Når vi likevel har valt å bruke utgåande verdi må vi godtgjere argumenta våre. For det første har vi ingen informasjon som tyder på at inngåande verdi er eit betre estimat på den gjennomsnittlege balanseverdien enn den utgåande verdien. Dersom føretaket heilt i starten av året tek opp betydelege gjeldsforpliktingar vil utgåande verdi faktisk gje eit meir riktig bilete av gjennomsnittet enn den inngåande verdien og vice versa. Eit snitt vil avhjelpe situasjonen noko, men også dette vil bli urealistisk i forhold til røynda. For å få eit korrekt bilete må vi vite eksakte datoar for når endringar i gjeld og eigenkapital finn stad, noko vi ikkje har informasjon om. Vidare, ved å rekne ut eit snitt av dei to, kjem vi i ein situasjon der vi må ha observasjonar for både rekneskapsåret og det føregåande året. Som vi seinare vil omtale i

diskusjon kring avgrensingar vil ikkje alle bedriftene tilfredsstillende avgrensingane for alle åra, og såleis vere uteletne i somme datasett. Vidare fann vi at mange selskap hadde manglande verdiar for eit av dei to åra snittet vert kalkulert for. Dette gjer at vi anten må *fjerne* desse selskapa for vidare analyse, eller velje å bruke anten *utgåande eller inngåande balanseverdi* som grunnlag når ikkje snittet kan bereknast. Den fyrste løysinga er problematisk då vi berre i 2008 lyt fjerne nesten 13% av oppføringane. Den andre er problematisk sidan dette vil føre til skeivleik i berekningsgrunnlaget, og denne vil vere usystematisk fordelt. Ved å i staden velje å bruke utgåande verdi har ein redusert antal manglande observasjonar til 0 samstundes som den skeivleiken som eksisterar er systematisk og lik for alle åra.

#### 2.1.1.3.2 Eigenkapitalrentabilitet

Eigenkapitalrentabiliteten viser kor mykje investorane "tener" på den kapitalen dei har investert i ei bedrift, etter at eventuelle gjeldshavarar har fått sitt. Tener er satt i hermeteikn sidan overskotet kan haldast att i bedrifta dersom investorane på generalforsamlinga avgjer dette. I motsatt fall kan summen heilt eller delvis takast ut som utbytte, anten for å investere i andre føremål eller til reint forbruk. Såleis er det fyrst når utbyttebetalinga skjer at ein investor nyt godt av pengane. Dersom ein vel å skyte overskotet inn igjen i bedrifta vil eigenkapitalen i firmaet auke, noko som gjer selskapet meir solid. Samtidig bør då neste års avkastning auke i førehald til dette.

På same måte som for totalrentabiliteten har vi rekna ut eigenkapitalrentabiliteten på normalisert form. Vi har likevel valt å berekne *etter skatt* for sistnemnde medan vi rekna *før skatt* for totalkapitalen. Årsaka er at investorane ikkje kan råde fritt over bedriftas overskot før skattekostnaden er fråtrekt, gitt at investorane ikkje er eitt morselskap. Det er resultatet etter skatt ein vel å disponere, anten til utbytte eller til innskoten eigenkapital. Vi merker oss då at vi har ulike omstende bak dei to rentabilitetane. Formelen for eigenkapitalrentabiliteten slik vi har berekna den er:

$$\text{Eigenkapitalrentabilitet} = (\text{Ordinært resultat før skatt} - \text{sum skatt}) / \text{Eigenkapital}$$

Vi merkar oss også at dersom overskotet blir att i bedrifta aukar utgåande eigenkapital med summen av overskotet. Dette er viktig å vere klar over, særleg i forhold til diskusjonen ovanfor om ein skal bruke inngåande, utgåande eller gjennomsnittleg eigenkapital. Av same grunnar som ovanfor har vi også her valt å bruke utgåande eigenkapital som nemnar. Vi må då vere klar over at dette fører til høgare nemnar i år der utbytte ikkje blir betalt ut. Dette kan

være tilfellet i eit kriseår, der ein gjerne i staden ønskjer å styrke soliditeten til selskapet. I så fall vert eigenkapitalrentabiliteten noko lågare enn reelt og vice versa.

Samanhengen mellom totalrentabiliteten og eigenkapitalrentabiliteten kan visast i ei likning der vi også inkluderar gjeldsrentabiliteten, altså den renta ei bedrift må betale på sine gjeldsforpliktingar. Denne finn ein ved å dele rentekostnadane på gjelda. Totalrentabiliteten er då lik summen av eigenkapitalrentabiliteten og gjeldsrentabiliteten, korrigert for den andelen av totalkapitalen høvesvis eigenkapital og gjeld utgjer. Dette illustrerer også ein juridisk skilnad mellom omgrepa på høgre sida. Dersom ei bedrift er gjeldstyngt og brukar heile overskotet til å betene gjeld, blir det ikkje pengar att til investorane. Samstundes kan dette bety at relativt lite eigenkapital er investert, så eigenkapitalrentabiliteten kan følgeleg verte (svært) positiv sjølv om resultatet er lågt.

### **2.1.2 Generelle mål**

I tillegg til dei fire nøkkeltala omtala over har vi generert to generelle mål knytt til vekst og gjeld. Desse vil bli gjennomgått i det følgjande.

#### **2.1.2.1 Gjeldsgrad**

Ein gjeldsgrad fortel oss kor mykje gjeld eit selskap har sett i forhold til alle/eit utval eignedelar. Det fins mange ulike måtar å kalkulere gjeldsgradar på, og den vanlegaste er å dele all gjeld på all eigenkapital og såleis finne kor mykje gjeld ein har i førehald til eigenkapitalen. Problemet med ei slik tilnærming er at ein ikkje får fram eignedelane ei bedrift har og kor stor del av desse som er finansiert av gjeld. Dette kan være interessant sidan eignedelane moglegeins fell i verdi i ei krise som følgje av nedskrivningar eller ordinære avskrivningar.

Korleis vi definerar gjeld er ikkje likegyldig når vi skal berekne nøkkeltalet. Kva vi vel å inkludere vil i stor grad påverke funna våre og validiteten til desse. Sidan vårt hovudmål er å sjå gjeld som ein aggregert storleik i eit langtidsperspektiv, er vi hovudsakleg interessert i den langsiktige gjelda. Den kortsiktige vil svinge frå år til år som følgje av naturlege disposisjonar som utsett skatt, meirverdiavgift, skyldige feriepengar osv. Den langsiktige er derimot forpliktingar ein har over tid og som vil være nokså stabile. Det er likevel viktig å være klar over at ikkje all langsiktig gjeld nødvendigvis er renteberande, altså at nokon forventar ei gitt avkastning på kapitalen. Pensjonsforpliktingar kan eksempelvis ha denne eigenskapen og er derfor ikkje særleg relevant i vårt tilfelle. På bakgrunn av denne diskusjonen har vi valt å kalkulere gjeldsgrad på følgjande måte:

$$\text{Gjeldsgrad} = \text{Renteberande langsiktig gjeld} / \text{sum eignedelar}$$

Dette nøkkeltalet blir såleis meir eit mål på *andelen* gjeld i eit selskap. Vi har likevel kalla det gjeldsgrad då det viser i kor stor grad selskapets eignedelar er gjeldsfinansierte.

### 2.1.2.2 Vekst

Forutan gjeldsgrad er vi også interessert i korleis dei ulike selskapa har vakse dei siste åra før ei krise. Vi har difor sett inn salsinntekta for kvart år i den etterfølgjande rekneskapsfila. Sidan vi har avgrensa utvalet vårt til å vere frå 1999 vil vi til krisa rundt år 2000 berre ha eitt forutgåande år som grunnlag. I 2008 vil vi derimot ha med alle år tilbake til 1999.

Veksten reknar vi forholdsmessig ut frå forutgåande år. Vi reknar ut tre ulike vekstmål som skil seg frå kvarandre ved at dei reknar veksten i salsinntekt for dei høvesvis eitt, to og tre siste åra. Vekst 1 tilsvarar vekst siste år i prosent, men oppgjeven på desimalform. Vekst 2 svarar til vekst dei to siste åra, medan Vekst 3 viser oss tre-årig vekst.

$$\text{Vekst}_k = (\text{Salsinntekt}_t - \text{salsinntekt}_{t-k}) / \text{salsinntekt}_{t-k}$$
$$1999 \leq t \leq 2008, k = 1, 2, 3$$

For 2008 har vi også rekna ut vekstvariablar for eitt og toårig prosentvis vekst i forkant av kriseåret. Desse variablane er kalla '*vekst0607*' og '*vekst0507*' og viser til høvesvis relativ vekst mellom 2006 og 2007 og relativ vekst mellom 2005 og 2007. Desse vert brukt når vi seinare undersøker om det er samanheng med tidlegare års vekst og lønsemdprestasjonar i kriseåret.

I kapittel 3.4 Generelle analysar kjem vi til å introdusere nokre nye variablar i tillegg til dei nøkkeltala vi har presentert over. Desse vi bli omtala etter kvart som dei vert introdusert.

### 2.1.3 Analyseverktøy

Når ein så skal måle dei ulike variablane opp mot kvarandre er det fleire verktøy ein kan nytte for å syne endring og fordeling over tid. Vi kjem i denne oppgåva til å konsentrere oss om gjennomsnitt, median, korrelasjonskoeffisientar, standardfeil, standardavvik og varians for å syne trendar. Vidare vil vi ta i bruk kvartil og prosentil for å syne fordeling og gruppevis endring over tid, samt korrelasjonskoeffisientar for å vurdere samvariasjon. I det fylgjande vil desse verktøya kort bli forklart. Som vi skal sjå i kapittel 4 kjem vi også til å nytte oss av lineær regresjon, metode for dette vil bli gjennomgått seinare.

### 2.1.3.1 Grafar

Vi vil i stor grad nytte oss av grafar for å illustrere utvikling i lønsemdsmål. Gjennomgåande for oppgåva vil liner som er knytt til primæraksa vere heiltrekte, medan liner knytt til sekundæraksa vil vere stipla. Dersom vi samanliknar lønsemdsmål for ulike utval i ein samlegraf vil vi også skilje mellom utvala ved å stipla linene til eitt av utvala. Avvik frå denne normalen er tydeleg gjort greie for i teksten. Vidare er alle tal som ikkje er førehaldstal/prosent oppgjevne i 1 000.

### 2.1.3.2 Kvartil

Kvartilinndeling har til hensikt å syne korleis eit utval er fordelt mellom høgaste og lågaste observasjon. Dette blir gjort ved å dele inn utvalet i fire like store grupper, for så å markere den observasjonen som skil desse gruppene frå kvarandre. Grensa mellom det andre og det tredje kvartilet blir dermed samanfallande med medianen. Dersom ein ser for seg eit utval på 100 bedrifter vil ein figur der ein har plotta kvartila vise høvesvis den 25., 50. og 75. observasjonen, og vi kan på bakgrunn av dette få eit inntrykk av fordelinga av observasjonane. Tolkinga av ”kvartil 3” er at 75 % av oppføringane ligg under dette punktet og tilsvarende gjeld for 25 % under ”kvartil 1” og 50 % under ”kvartil 2”. Vi kan også få eit inntrykk over spreinga mellom observasjonane ved å sjå på avstanda mellom kvartilpunkta. Merk at korkje utval eller individuell prestasjon vil vere konstant i perioden, og observasjonen som utgjer kvartilgrensene vil difor kunne bestå av ulike selskap frå år til år.

### 2.1.3.3 Prosentil

For å få eit noko meir nyansert bilete av fordelinga enn det kvartila gjer oss, kan ein dele inn utvalet i prosentil. Når vi nyttar prosentil i denne oppgåva kjem vi til å ta utgangspunkt i 10% prosentil, og såleis ende opp med 9 brytningsgrenser i utvalet. Ei grundigare drøfting av fordelar, ulemper og innverknad på funn ved bruk av prosentil og kvartil følg i avsnitt 2.5 Framgangsmåte for analyse.

### 2.1.3.4 Korrelasjonskoeffisientar

I tolkinga av prosentil og kvartil kjem vi til å tufte somme av betraktningane våre på Pearson-korrelasjonskoeffisientar. Likninga for korrelasjonskoeffisienten er:

$$\text{Correl}(X, Y) = \frac{\sum (x - \bar{x})(y - \bar{y})}{\sqrt{\sum (x - \bar{x})^2 \sum (y - \bar{y})^2}}$$

der  $\bar{x}$  og  $\bar{y}$  er utvalgsgjennomsnittet gitt ved gjennomsnittet av matrise1 og gjennomsnittet av matrise2. Korrelasjonskoeffisienten er såleis eit mål på lineær samvariasjon mellom to utval.

## 2.2 Datagrunnlag

Vi vil no gå over til å presentere det som utgjør datagrunnlaget for studia vår. I denne oppgåva har vi basert oss på rekneskapstal for norske bedrifter slik dei fins i Brønnøysundregistra, og NHH har saman med SNF gått til innkjøp av ein database som inneheld årlege rekneskapsdata i perioden 1992 – 2008. Denne er levert av Dun & Bradstreet AS / Soliditet Norge AS og består av tre delar. Fyrste del inneheld rekneskapsinformasjon med oversikt over resultatrekneskap samt balanse for kvart firma, medan den andre delen syner ei oversikt over føretaksvariablar. Den tredje og siste delen inneheld informasjon om bransjevariablar som primær- og sekundærbransjekodar. For ei komplett liste over variablar i datasettet viser vi til Mjøs og Øksnes (2010).

### 2.2.1 Utval og avgrensingar

Datasettet inneheld mykje informasjon som ikkje vil vere relevant for våre analysar. Det er difor naudsaamt å fjerne slike overflødige data. Dette arbeidet vert gjort langs to dimensjonar, då vi ynskjer å fjerne både irrelevante *variablar* og irrelevante *bedrifter*. Vi startar med variablane, og reduserar antalet frå 176 til 74. Reduksjonen er i hovudsak relatert til variablar som skildrar detaljar i resultatrekneskapet og i balansen. Vidare blir det fjerna ein del detaljar knytt til sekundærbransjekodar, rentenivå og bank, rekneskaps- og revisjonsforbindelsar. Vi går ikkje nærare inn på dette arbeidet.

Vidare vil vi fjerne uynskja bedrifter. Føremålet er å få isolert eit utval som er representativt for vanlege, profittmaksimerande norske bedrifter av ein viss storleik. Noreg har uvanleg mange bedrifter samanlikna med folketal, noko som mellom anna skuldast pro-forma selskap og einskildpersonføretak. Det er difor ynskjeleg å leggje inn avgrensingar i datasettet slik at utvalet vert meir representativt for fenomenen vi ynskjer å undersøkje. I det fylgjande vil desse avgrensingane bli presenterte og forsvarte.

#### **Avgrensing #1 - Juridisk form**

Våre analysar er basert på rekneskapstal, så den fyrste avgrensinga blir at selskapet må vere rekneskapspliktig. Denne grunnleggjande avgrensinga vil ekskludere selskapsformar som til dømes enkeltmannsføretak og stiftingar. Vidare vil vi berre ha med selskap med avgrensa ansvar. Dette betyr at utvalet vil innehalde aksjeselskap og allmennaksjeselskap. Vi tek likevel ikkje med selskapsformar som NUF eller meir spesielle juridiske former då desse i lita grad avspeglar dei typiske selskapa vi vil analysere.

Eit aukande antal firma etablerar "joint ventures", alliansar eller einingar der andre selskap er ansvarlege. Vi vil difor å også inkludere slike ansvarlege selskap i utvalet vårt. Selskapsformene som vert analysert er såleis AS, ASA og ANS, og alle andre selskapsformer er fjerna.

## **Avgrensing #2 - Eigarstruktur**

Bedrifter kan eigast av ulike aktørar, noko som skapar problem for oss. For det fyrste kan selskap som er eigd av det offentlege ha andre føremål enn å maksimere profitt. Såleis har vi vald å ekskludere slike bedrifter frå utvalet. Vidare vil selskap som er eigde av andre selskap, særleg dersom morselskapet er utanlandsk, ynskje å redusere skattbar inntekt i eit høgskattland gjennom fleksible internprisingsreglar eller gjennom bruk av dømesvis internbankar. Dette siste problemet kan delvis løysast ved å inkludere rekneskapet for konsernet i staden for dei einskilde selskapsrekneskapa. Ein vil då fjerne problem med internprising og syne resultatata for selskapet som heilskap. Likevel er det andre problem knytt til ei slik tilnærming. Dersom konsernspissen ikkje er innanlandsk vil ein berre flytte problemet eit eller fleire nivå opp i hierarkiet. Problemet med internprising vil då meir eller mindre verte det same. Ein anna grunn vil vere dei skilnadane som skil selskapsrekneskap og konsernrekneskap, samt skilnadar mellom norske rekneskapsstandardar og standardar som IFRS. Det tredje, og for oss kanskje viktigaste poenget, er det at konsern oftare enn einskildselskap opererar i fleire bransjar samstundes. Dette medfører at vi ikkje kan plassere selskapet i ein eintydig bransje når vi seinare analyserar lønsemdsendring på bransjenivå. På bakgrunn av dette valde vi å utelate konsernrekneskap i sin heilskap. Dermed vil avgrensing nummer tre berre utelate offentleg eigde selskap.

Vi påpeikar samstundes at variabelen '*eierstrukt*' manglar oppføringar i perioden 2000 – 2002 der berre børsnoterte selskap har gyldig verdi. Resten er ført som missing. Dette medfører at vi desse åra kan ha med offentleg eigde selskap. Sidan desse utgjer ein svært liten del av totalutvalet, og at nokre av dei også forsvinn som følgje av våre andre avgrensingar, meiner vi dette ikkje utgjer noko stort problem.

## **Avgrensing #3 - Analyseperiode**

Datasettet vi har fått tilgang til strekk seg heilt tilbake til 1992, men på grunn av omleggingar i rekneskapslova i 1998 effektiv frå 1.1.1999 vil vi avgrense oss til å analysere rekneskap frå 1999 til 2008. Dette gir oss ein analyseperiode på 10 år. Det skal likevel understrekast at



rekneskapa frå 1999 inneheld observasjonar som avvik frå normalen som følgje av nemnte lovendring. Nokre variablar manglar også verdiar i einskildår, sjå til dømes 'eierstruktur' eller 'aktiv'.

#### **Avgrensing #4 - Aktive versus ikkje-aktive selskap**

Rådata inneheld ein dummyvariabel som har verdien 1 dersom selskapet er aktivt, og 0 viss ikkje. Det er noko tvil kring kva som skal til for å klassifisere eit selskap som ikkje-aktivt. Dette vert understreka av Mjøs og Øksnes (2010) som skriv at "variabelen er generert automatisk med grunnlag i underliggjande rekneskap og informasjon relatert til dette". Vidare seier dei at selskap som er ikkje-aktive mest sannsynleg har "låge eller manglande verdiar i variabelen totinn etc" (Mjøs og Øksnes, 2010). 'Totinn' er variabelen for total inntekt. Etter å ha kontrollert dette fann vi at dette ikkje alltid var korrekt for alle inaktive selskap. Likevel kunne vi ikkje finne at desse selskapa var operative i dag, noko som betyr at dei må ha blitt oppløyst, seld, restrukturert, fusjonert eller på annan måte fjerna frå næringa. Vi testa likevel alt for få selskap til å kunne konkludere sikkert her, men vi fann svært få selskap som eksisterte året etter at dei var rapportert som inaktive. Dei vi fann var prega av svært sære rekneskap og selskapet såg ut til å eksistere av skattemessige omsyn der til dømes framførbart underskot skal nyttast seinare. Ein frekvenstabell for variabelen fortel oss også at desse selskapa står for maksimalt 1 % av total gyldig N etter å ha nytta dei andre avgrensingane. Vi påpeikar likevel at variabelen manglar oppføringar i 2000 – 2002.

Når vi likevel har valt å nytte variabelen som avgrensingsvariabel er det fordi utvalet totalt sett er betre om vi lukar vekk inaktive selskap. Det er likevel viktig å være klar over at denne utlukinga ikkje er gjort i 2000 – 2002 noko som skapar skeivleik i datautvalet. Dette vil føre til at ein desse åra moglegvis inkluderar selskap som er blitt inaktive i løpet av perioden, men ein veit ikkje om desse er fjerna i utgangspunktet. Ved å ta stikkprøvar fann vi at mange av dei inaktive selskapa var kjøpt opp eller fusjonert inn i eit anna selskap som leverte rekneskap. Gjennom desse stikkprøvane fann vi også at mange av dei oppkjøpte selskapa fortsette å eksistera i form av skattebetinga investeringselskap eller liknande, noko som ikkje gjer rekneskapa eigna for våre lønsemdsanalysar.

#### **Avgrensing #5 - Selskapsstorleik**

Brorparten av norske selskap er små til mellomstore bedrifter. Mange av desse er også selskap med låg eller ingen aktivitet. Rekneskapa til desse selskapa vil bera preg av dette både før og

under kriser, og vil ikkje vere representative for det vi ynskjer å studere. Sidan slike selskap ikkje vil bidra til å belyse lønsemidsforskjellar for typiske norske bedrifter, vil dei bli ekskludert frå vidare analyser. Dette kan gjerast på fleire måtar, og vi har vurdert tre alternativ.

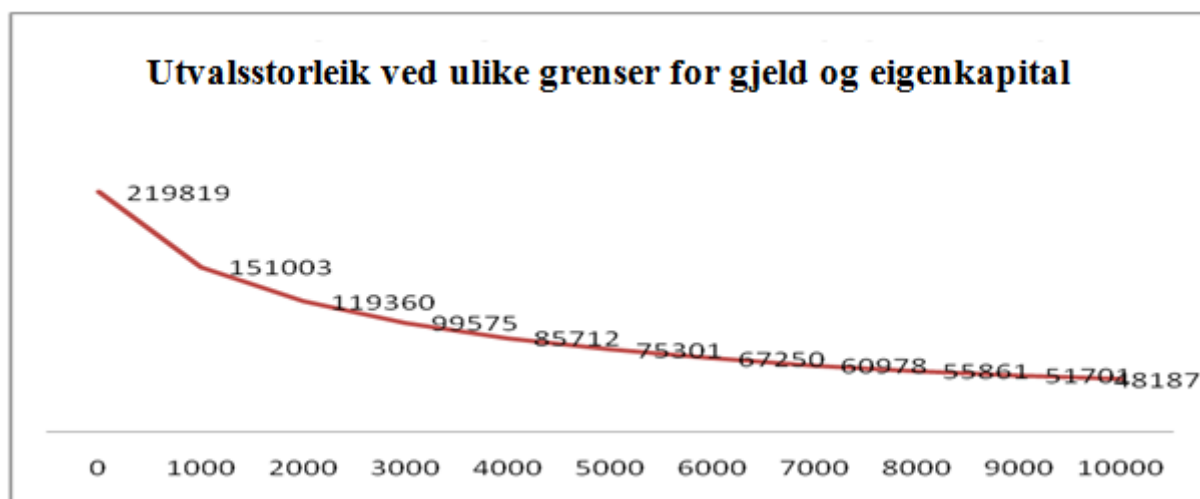
Den fyrste moglegheita er å setje eit minstemål for omsetjing. Ved å gjere dette vil ein ekskludere dei minste selskapa, og spørsmålet blir såleis kvar ein skal setje grensa. Ei grense som er for høg vil føre til ekskludering av for mange selskap, noko som går ut over kor representative funna våre vert. Er grensa for låg vil ein derimot inkludere for mange små og atypiske selskap, noko som heller ikkje er ynskjeleg. Eit anna problem knytt til denne framgangsmåten er at selskap som har lita salsinntekt men verdifulle eignedelar vil bli ekskludert. Den andre moglegheita er å setje ei grense på balanseverdi, altså summen av gjeld og eigenkapital. Dette vil fjerne mykje av pro-forma selskapa, men ein vil i større grad enn alternativ éin ha innslag av investerings- og holdingselskap.

Den tredje måten er å ekskludere selskap med éin, to eller berre eit fåtal tilsette. Men ved å gjere dette kan ein også ende opp med å fjerne selskap som på grunn av teknologiske framskritt driv lite arbeidsintensiv produksjon. Som ein ser er det ingen avgrensing som aleine vil vere ein fullgod løysing på vårt problem. Såleis blir vi nøydd til å velje mellom imperfekte alternativ, og før vi tek endeleg val for avgrensing må vi føreta ei drøfting av følgjene av dei ulike avgrensingane.

Den tredje løysinga vart raskt forkasta. Variabelen '*antal tilsette*' har fleire svakleikar som gjer den ueigna som avgrensing. For det fyrste inneheld den mange "missing values". Ein viktig årsak til dette er at datagrunnlaget for 2006 og 2007 ikkje inneheld oppføringar for variabelen i det heile. Vidare er det opp til selskapa sjølv å innrapportere antal tilsette, og ved ein grundigare gjennomgang av rekneskapa har vi avdekka fleire feil her. Ved å gå gjennom eit knippe selskap vi har kjennskap til kunne vi raskt avdekke at denne variabelen var feilrapportert i fleire tilfelle. Det er også usikkert kva variabelen faktisk måler, då det er tvil knytt til om '*antal tilsette*' siktar til det totale antal personar ei bedrift har eit tilsettingsforhold til over eit år, eller om det siktar til det totale antal år sverk som vert lagt ned i bedrifta. Det føreligg ingen retningsliner for bedrifter på dette området, og variabelen er såleis lite standardisert.

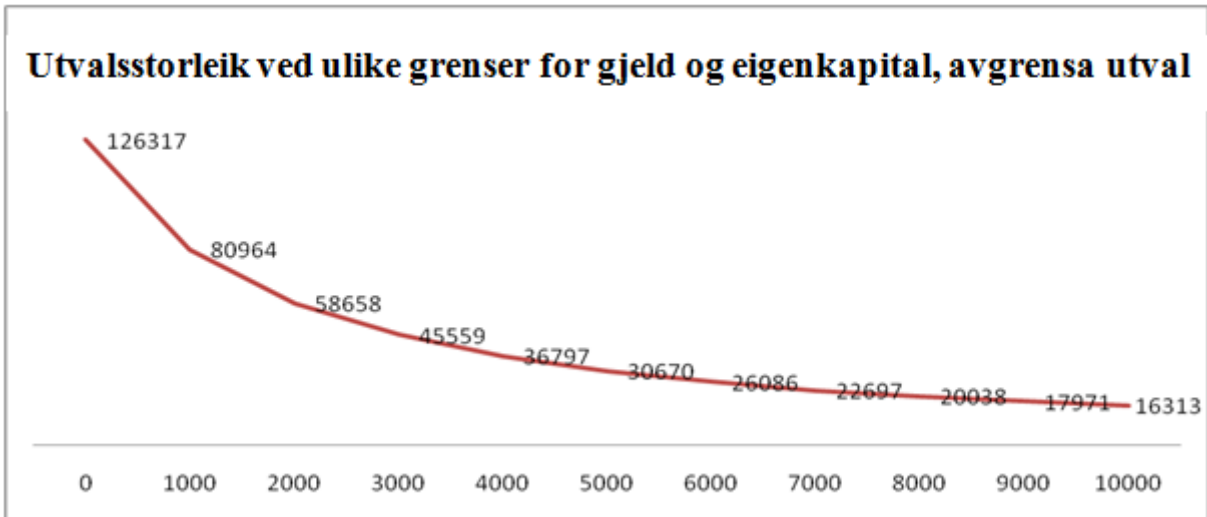
Ei avgrensing knytt til balanseverdi er ein effektiv metode for å fjerne små og/eller pro-forma firma. Problemet er at selskap med lita eller inga salsinntekt vil bli inkludert, og dermed vil

holding-firma som eig bygningar, skip, oljeriggar og liknande vere tekne med i utvalet. Rekneskapa for desse selskapa er sær s farga av slike spesielle forhold, og dei kan såleis ikkje seiast å vere representative for det vi kallar eit typisk norsk firma. Det vil også vere visse problem knytt til bruken av tradisjonelle lønsemdsmål sidan slike firma i liten grad vil ha salsinntekt men samstundes ha store avskrivningar etc som gir store utslag på driftsresultatet. Til tross for dette gjennomførte vi ei enkelt analyse av forholdet mellom storleiken på utvalet (antal) og ulike grenser for balanseverdi. Dette blei gjort på 2008-tal. Gjennom dette hadde vi forventna og håpa å finne at antal selskap som fyller våre avgrensingar ville falle klårt, eller i det minste flate ut, ved ei gitt grense for balanseverdi. Vi starta med ei grense på null (somme selskap hadde negativ balanseverdi), og auka denne grensa med NOK 1 mill om gangen. Figur 1 syner korleis utvalstorleiken vart redusert gjennom grenseauke.



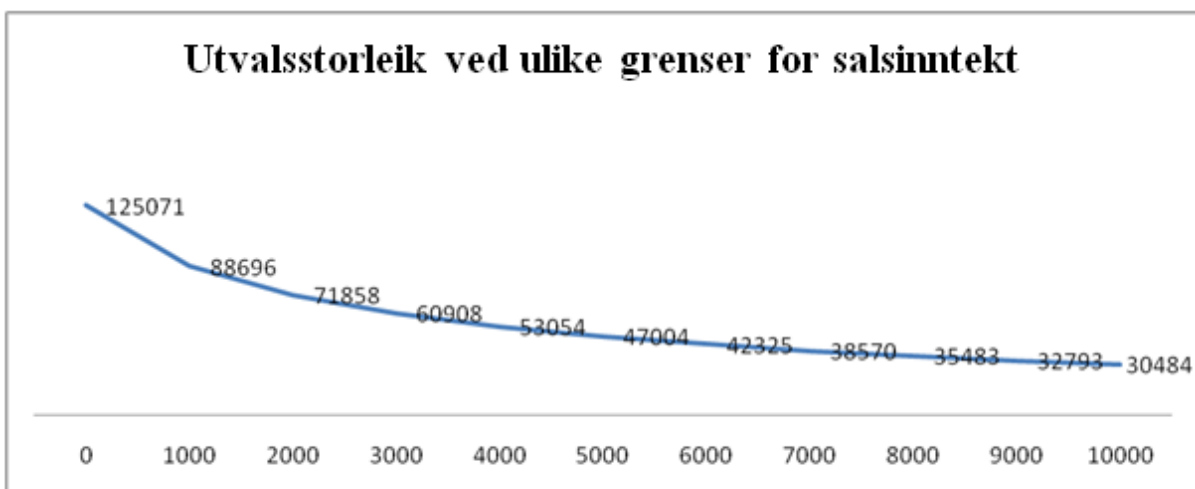
Figur 1: Antal selskap ved ulike grenser for sum gjeld og eigenkapital. X-aksa syner grenser I 1 000 NOK medan antal bedrifter i utvalet er vist på kurva. Analysa er gjort på rekneskapa for 2008.

Her kan ein merkje seg at figuren syner fordelinga når ingen andre avgrensingar er gitt. Dersom vi fyrst fjernar selskap som ikkje tilfredsstillar dei andre avgrensingane vi har sett og skal sjå, får vi figur 2 under som på ingen måte endrar konklusjonen vår.



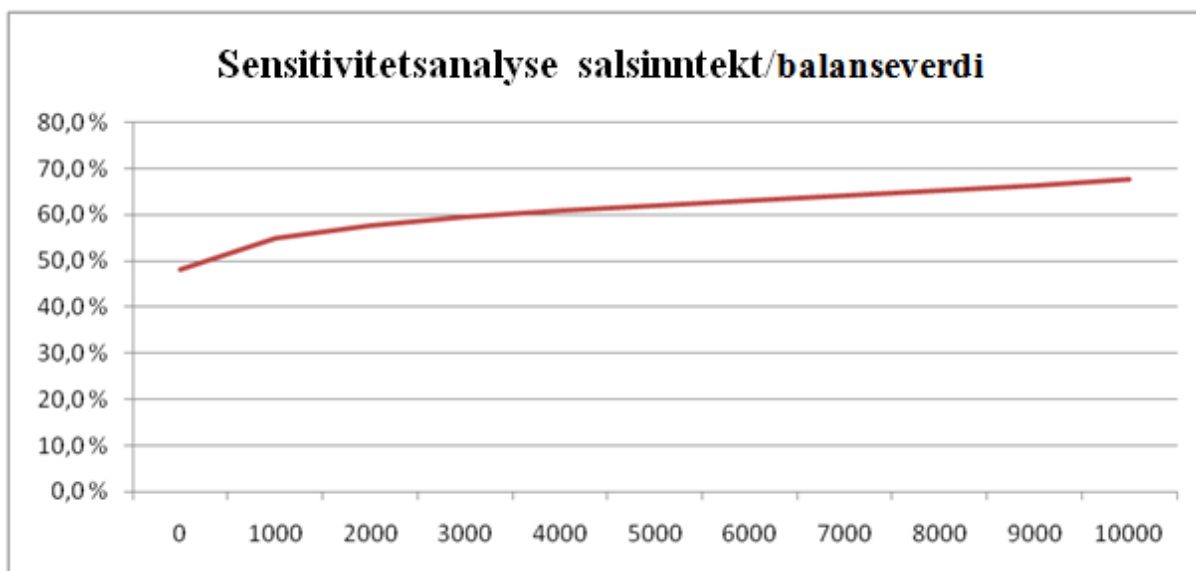
Figur 2: Antal selskap ved ulike grenseverdier for gjeld og eigenkapital. X-aksa syner grensene I 1000 NOK

Sidan balanseverdi ikkje ga klare konklusjonar med omsyn til kvar grensa skal settast, gjorde vi same analysa på salsinntekt. Avgrensingar gitt ved salsinntekter er ein enkel metode å redusera antal selskap på i vårt datasett. Dersom det vert sett ein fornuftig grenseverdi er det også ein effektiv måte å ekskludere mindre selskap på. For å sikre oss ein mest mogleg korrekt grenseverdi føretok vi fleire analyser kring førehaldet mellom salsinntekt og antal selskap som blei inkludert i utvalet, sjå figur 3. På same måte som over starta vi med ei låg grense (0), auka denne med 1 mill NOK om gangen og føretok ei teljing på kor mange bedrifter som var att i utvalet etter kvart som grenseverdien auka. Resultata viste igjen at talet på selskap minka meir eller mindre perfekt korrelert med ei log-lineær kurve. Vidare fann vi at reduksjonen i antal selskap ved ein reduksjon i salsinntekter på ytterlegare ein 1 mill tenderte til å nærma seg 10%. Såleis fann vi ingen openbare stadar å setje grensa.



Figur 3: Antal selskap ved ulike grenser for salsinntekt for avgrensa utval

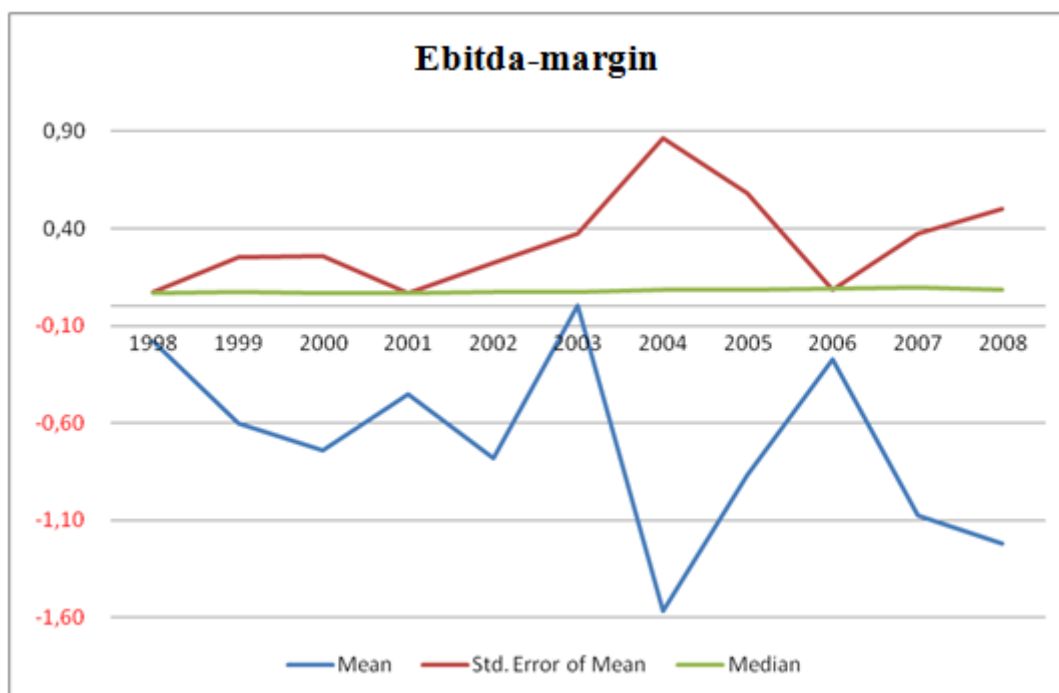
Vi utførde så ei sensitivitetsanalyse på korleis dei ulike avgrensingane på balanseverdi og salsinntekt overlappar kvarandre. Figur 4 syner at mellom 50 % og 70 % av dei selskapa som blir fjerna grunna sum gjeld og eigenkapital også vert fjerna ved å avgrense på salsinntekt. I den følgjande figuren nyttar vi ei avgrensing på sum gjeld og eigenkapital på NOK 5 mill og sjekkar korleis ulike grenser for salsinntekt (langs X-aksa) overlappar med vårt val.



**Figur 4: Sensitivitetsanalyse som syner korleis ulike avgrensingar på salsinntekt overlappar ei avgrensing på balanseverdi på 5 mill**

Sidan ingen av våre metodar verkar å vere perfekte prøvde vi å kombinere dei to siste metodane. Grensa for salsinntekt vart sett til 2 mill kr i 1998, og grensa for sum gjeld og eigenkapital til 4 mill kr same år. Desse grensene vart så indeksregulert etter KPI der 1998 vart nytta som 100%, slik at vi fekk ei grense i 2008 for salsinntekt på 2,462 mill og balanseverdi 4,924 mill. Avgrensinga var så at eit selskap må oppfylle eit av desse kriteria for å vere med vidare.

Med denne kombinerte avgrensinga føretok vi så lønsemdsanalysar i perioden 1998 til 2008. Resultata her vart ganske rotete, som vist i figur 5 under. Hovudfunnet vårt inkluderte eit (signifikant) negativt gjennomsnitt både når det gjeld EBITDA-margin og driftsmargin for alle år utanom 2003. Dette resultatet var sjølvsagt sær overraskande og måtte utvilsamt vere feil for eit typisk norsk selskap. Difor valde vi å inkludere medianen for same perioden, og denne var ikkje overraskande positiv for alle år.



Figur 5: Ebitda-margin 1998 - 2008 (avgrensingar både på salsinntekt og balanseverdi)

Vi testa også andre kombinasjonar av avgrensingsverdiar, men fekk framleis same og liknande resultat. Vi fjerna difor kriteriet for balanseverdi, og fokusere på salsinntekt aleine. Som vi skal sjå seinare førte dette til at snittet vart positivt og i større grad samsvarar med medianen.

Sidan forstudiane av salsinntekt ikkje gav oss konkrete svar på kvar vi burde setje grensa, har vi valt å lage to datasett med kvar sitt minimumskrav med omsyn til salsinntekt. Dette er gjort fordi det er rimeleg å anta at store selskap skil seg frå mindre selskap med omsyn til lønsemd gjennom ei krise. Større selskap vil ofte vere meir solide og ha fleire bein å stå på enn små selskap, og det er ikkje utenkjeleg at krisa rammar dei to gruppene ulikt. Vi har difor sett ei låg grense på 5 mill og ei høg grense på 25 mill. Desse grensene gjeld for 2008 og er tilbakejustert ved hjelp av SSB's prisreguleringsverktøy ([www.ssb.no](http://www.ssb.no)) som vist av tabell 1 under. Prisstiging på 3,9 % er å betrakte som endring frå 2007 til 2008. Utover salsinntekta er dei to datasetta like med omsyn til dei andre avgrensingane.

År	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Prisstiging	20,3 %	16,7 %	13,2 %	11,8 %	9,1 %	8,6 %	7,0 %	4,6 %	3,9 %

Tabell 1: Prisstiging frå det respektive år til 2008,

### 2.2.2 Merknadar

Alle avgrensingane ovanfor er utført på årleg basis. Dette betyr at selskap som ikkje møter krava eitt år kan vere inkludert i det neste dersom krava er innfridd på det tidspunktet. Dette har den fordela at firma kan kome inn att i utvalet, vanlegvis på grunn av ei auke i salsinntekt. Ei slik tilnærming medfører at selskap på randa av konkurs vert inkludert i datasettet. Desse kunne sjølvsagt ha blitt fjerna ein gong for alle ved å luke ut selskap som går konkurs i løpet av tida vi studerar, men vi meiner slike selskap vil vise viktige lønsemdstrender for det aktuelle året. Dersom alle desse vert fjerna er det nærliggjande å tru at lønsemda vil stige til unaturleg høge nivå.

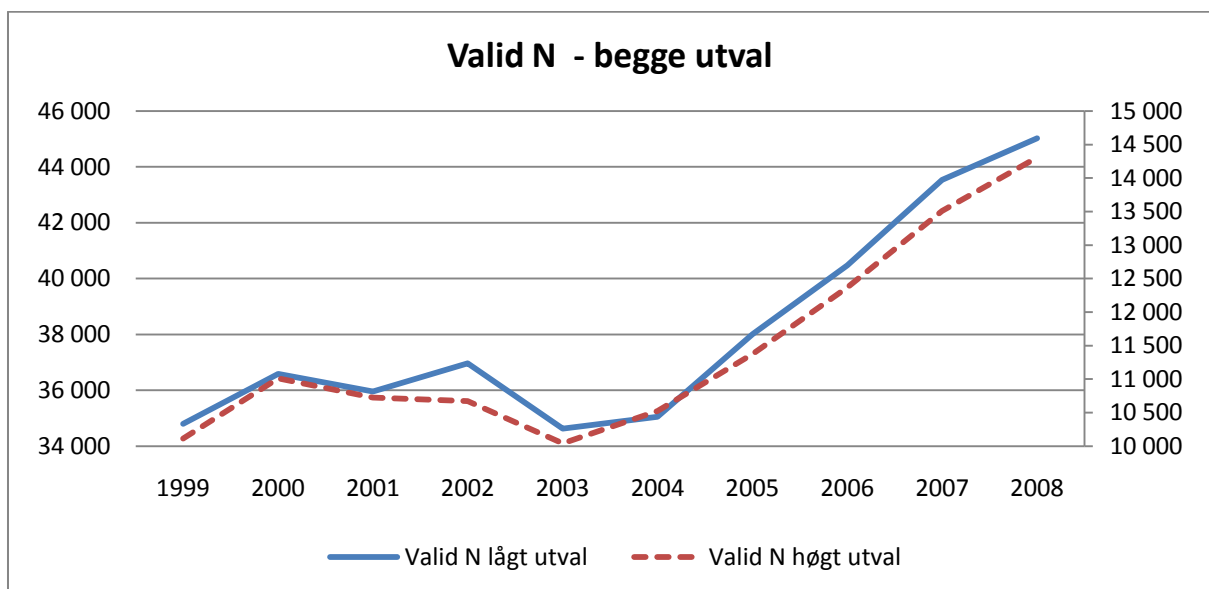
Når vårt utval no er presentert er det viktig å merkje seg kva vi ikkje har teke med i betraktning. Det fyrste er at vi ikkje har ekskludert selskap på grunnlag av bransjetilknytning. Dette kunne vore gjort for til dømes selskap innan finans og forsikring. Rekneskapa til desse selskapa er ofte prega av noko annleis rekneskapsmetodar og rapporteringsstandardar enn andre selskap. Såleis vil ikkje inntektserklæringar i slike industriar vere like hensiktsmessige å nytte i lønsemdsanalysar. Trass dette er finanssektoren ei viktig bransje å betrakta når ein analyserar konsekvensar av ei finanskrisa. Vi meiner denne fordelan oppveg ulempa med å inkludere dei. Vi merkar oss også at mange forsikringsselskap vert luka ut basert på salsinntekt sidan selskapet som faktisk sel forsikringa til norske kundar er lokalisert i utlandet. Dette kan visast ved å skrive ut frekvenstabell over salsinntektene for forsikringsbransjen, der vi ser at dei fleste slike har 0 i salsinntekt, medan dei har store negative resultat. Dette illustrerer samstundes noko av problemet med internprising vi har omtala tidlegare.

Sidan datasettet vi brukar i oppgåva består av fleire delar, er samansetjing av desse delane eit viktig grunnlagsarbeid. Vi analyserar både på grunnlag av rekneskapsvariablar og føretaks- og bransjevariablar, og det er difor naudsynt at eit føretak har oppføringar i begge desse datasetta. Rådata vi brukte viste at dette ikkje alltid var tilfelle. Ein del observasjonar fans berre i eitt av desse setta. Når vi bygde datasettet vårt satt vi difor som krav at selskapet hadde oppføringar begge stader for å ta selskapet med til vidare analyse. Det kan argumenterast for at vi i lønsemdanalysen ikkje hadde hatt behov for bransjevariablar og dermed kunne vi inkludert fleire bedrifter enn vi har gjort sidan nokre år hadde fleire oppføringar i selskapsfila enn bransjefila. Når vi likevel har valt å ikkje gjere dette skyldast det at vi ikkje veit kvifor selskapet manglar info i eitt eller fleire av setta. Slike manglar er indikasjonar på at noko har gått gale når rådatabasen vart laga, og vi har difor valt å fjerne slike selskap. Vi har ikkje

sjekka om selskapa som vart uteletne hadde status som missing i nokre av variablane eller på annan måte kunne vore luka ut.

Kva som vil utgjere eit perfekt utval for vidare analyser avheng sterkt av kva vi ynskjer å analysere og korleis vi ynskjer å gjere det. Hovudmålet vårt i dette tilfellet er å gjere våre funn så representative som mogleg for norske forhold. Med tanke på dette er det nødvendigvis problematisk at utvalet vårt ekskluderar kring 70% av alle norske selskap. Difor er det ikkje openbart at våre funn vil gje eit riktig bilete av norske selskap generelt. Likevel vil vi freiste å analysere typiske norske selskap og forklare kva som skjer med desse framfor å analysere samtlege norske selskap. Utvalet vårt vil likevel vere meir enn stort nok. Vi meiner difor at våre funn vil gje eit mykje betre bilete av den typiske norske bedrifta enn om vi tok med alle selskap som fins i landet.

Etter å ha nytta alle avgrensingane er utvalet betrakteleg redusert både i antal variablar og antal selskap. Fordelinga av selskap i dei to utvala er vist i figur 6 under. Fallet i oppføringar frå 2002 til 2003 skyldast ei omlegging i bransjerapporteringa som medførte større andel missing values dette året. Dette er svakleikar med datasettet som ligg utanfor vår kontroll. Likevel er eit årleg utval på over 10 000 (35 000) tilstrekkeleg til å gje eit godt bilete av lønsemda for mellomstore (og store) norske føretak.



Figur 6: Valid N i lågt og høgt utval



### 2.3 Opphavleg forskingsplan

I vår masteroppgåve kjem det ferdige produktet til å avvike noko frå den opphavlege forskingsplanen. I utgangspunktet skulle vi gjennomføre ei analyse av korleis norske bedrifter vart påverka av ei finanskrise, basert på rekneskapstal og i lys av teori. Forskingsplanen var at vi skulle identifisere bransjar som opplevde stor intern spreining i lønsemd, for så å drive detaljerte analysar av kva som kjenneteiknar aktørar som presterar uvanleg bra/dårleg innad i desse bransjane. Vi ville så gjennomføre ei rekke testar på samanhengar og trendar, og også drive forskning på samanhengar gjennom regresjonsanalysar. I gjennomføring av denne forskingsplanen har vi imidlertid møtt på store utfordringar.

Det fyrste problemet vi har støytt på har vore knytt til tilgang på rådata. Under innsamlingsprosessen var vi i kontakt med fleire leverandørar av rekneskapsdatabasar for norske bedrifter, og enda til slutt med å ta utgangspunkt i ein database som er utarbeida av Dun & Bradstreet, og vidarebehandla ved Institutt for Foretaksøkonomi ved NHH. Dette var den klart beste løysinga gitt våre råmer kva tid og ressursar angår. Det har imidlertid vore ein del problem knytt til kvaliteten på ein del av rådata, noko som har ført til at alt det empiriske arbeidet har måtta gjerast opp att fleire gonger. Ei meir inngåande gjennomgang av desse problema er gitt i delane "Avgrensingar ved datasettet" og "Feil i datasettet".

Vidare hadde vi håpa at vi ville ha tilgang til rekneskapsdata for 2009 i løpet av forskingsperioden. Men frista for å levere årsrekneskap er 31. juli (31. august dersom ein leverar gjennom AltInn) i påfølgande år, så tala for 2009 kjem sannsynlegvis ikkje til å føreliggje før hausten 2010. Vi hadde eit håp om å likevel få tilgang til noko informasjon gjennom momsrekneskap og liknande, men det har vist seg at dette ikkje er gjennomførbart. Vi veit også at børsnoterte selskap og ASA-selskap leverer rekneskap kvartalsvis, og ei løysing kunne såleis ha vore å foreta kvartalsvis analyse av desse for 2009. Heller ikkje dette har lete seg gjennomføre. Vidare freista vi å få tilgang til dei rekneskap som allereie er levert for 2009, men dette ville ført til fleire problem. For det fyrste ville formatet på databasa vore annleis enn kva det er for dei rådata som føreligg. Det empiriske arbeidet med å eksportere data til å passe i den eksisterande databasa hadde ikkje vore veldig omfattande, men ein ville likevel miste ein del av nøyaktigheita då fleire variablar ville vorte utelatne/utrekna annleis. Det mest alvorlege problemet knytt til ei slik tilnærming er likevel at det ville ført til eit veldig skeivt utval dersom vi skulle ta utgangspunkt i dei bedriftene som leverte årsrekneskapa opp til eit halvår før frista. Vi gjennomførte ei analyse på dei som hadde levert allereie i februar 2010, og fann at det i hovudsak var særst små selskap som var representert. Å inkludere nye

rådata som ville føre til skeivleik ville såleis ikkje ha noko positiv innverknad på våre analysar. Konsekvensane av mangelen på rekneskapstal for 2009 er at vi ikkje vil få eit fullverdig inntrykk av konsekvensane av finanskrisa for norske bedrifter. Forseinkinga knytt til tilgangen på rekneskapstal førte vidare til at tala for 2008 ikkje førelåg før fyrste veka i mars 2010. Etter dette har databasen blitt revidert to gonger, siste gong 11.05.10.

Vidare har vi brukt mykje tid på generell feilsøking og validering av datasettet. Her har vi blant anna via tid på å finne ut kva som ligg bak dei enkelte variablane vi kunne tenkje oss å nytte som avgrensing for datasettet. Til dømes ynskja vi å ha ei avgrensing knytt til antal tilsette, men som tidlegare nemnt har dette vist seg å vere vanskeleg då variabelen ikkje verkar å attspegle røynda i full grad. Ein vesentleg grad av arbeidsmengda med oppgåva har difor vore å teste om variablar verkar rimelege, samt å drive sensitivitetsanalysar for å finne alternative avgrensingsmetodar (til dømes lønskostnad i staden for antal tilsette) der dei originale variablane ikkje kan nyttast. I tillegg til dette har det vore problem knytt til bransjeinndelinga, meir om dette i avsnittet "Feil i datasettet".

Det fins ei rekkje teoriar som omtalar kva som skjer med lønsemd i kriser. Vi har i vår oppgåve valt ein utforskande metode der vi brukar datagrunnlaget framfor teori til å gje retning til analysane våre. Vi har difor ikkje diskutert kva funn som synast å stemme overeins med internasjonal forskning, og kva funn som skil seg frå desse. Grunnen til at vi har valt denne framgangsmåten er at forskinga vår er å betrakte som ei fyrstegongs kartlegging av norske forhold, og vi meiner vårt forskingsbidrag har vorte større ved å utelukkande fokusere på empiri.

## 2.4 Feil i datasettet

Vi skal i det følgjande kjapt vise kva feil som vart funne i datasettet og kvifor det var naudsaamt å få orden i desse og gjennomføre analysane om att.

Grunnlagsfilane i datasettet består av eit stort datamateriale med mange variablar og oppføringar. Nokre feil og smårusk vil det alltid finnast i eit slikt sett. Vi fann likevel nokre feil som var av elementær betyding for våre analysar. Delar av desse vart ikkje oppdaga før nokså langt ute i analyseprosessen fordi dei hovudsakleg relaterar seg til bransjevariablar. Også andre variablar er hefta med feil, mellom anna 'aktiv' og 'antall ansatte', som omtala i avgrensingar ved datasettet. Vi skal no kort presentere feila knytt til bransjekodar.

Då feilen var oppdaga hadde vi allereie gjort ein nokså omfattande lønsemdanalyse, og starta å bryte ned denne analysen på bransjenivå. Vi oppdaga då at nokre bransjar svinga ekstremt i antal oppføringar, langt meir enn normale svingingar skulle tilsei. Tilsvarande fann vi at nokre bransjar ikkje var med i det heile, medan andre bransjar var oppstått i datasettet sjølv om dei ikkje fans i noko anna statistikk. Dette gav oss tydelege signal om at noko var gale, og i samråd med rettleiar satt vi oppgåva på vent og starta i staden arbeidet med å analysere kva som var gale. Dette arbeidet tok tid og krov mykje prøving og feiling. Dette var tid vi i staden burde brukt på analysar, men sidan vi alt hadde funne ein del feil ville det vore lite hensiktsmessig å drive vidare analysar før vi hadde sikra validitet i rådata. Å finne feila i datasettet er truleg eit langt større bidrag til forskinga enn resultatane av våre opphavlege analysar, og vi vart difor einige om å feilsøkje inntil feila vart funne. I det følgjande presenterar vi kjapt nokre av dei feila vi fann og korleis vi løyste problema vi støtte på.

Vi har valt å bruke to-siffer bransjekodar etter NACE-standarden. Desse kodane har vorte reviderte i 1994, 2002 og sist i 2007. Revisjonen frå 1994 til 2002 endra ikkje bransjekodar på to-siffer nivå og skapte følgeleg ikkje problem for oss. Revisjonen i 2007 endra imidlertid fleire bransjekodar samt at det var lagt til ei rekkje nye. Bransjekodane er registrerte kvart år og ei bedrift rapporterar kun inn bransjekoden etter den til kvar til gjeldande standarden. Problemet for oss oppsto då ein i 2008 rapporterte inn etter nye standardar, medan vi i alle andre år hadde nytta gamal standard for å dele inn bransjar. Sidan det ikkje er blitt laga ein omkodingskommando då ein satt saman datasettet ved førre revisjon, vart nye bransjekodar automatisk skrive ut til to-siffer bransjekode som i datasettet tilsvarar den gamle standarden. Dette skjer fordi variabelen for to-siffer kode er automatisk generert frå den fem-sifra

bransjekoden der ein berre fjernar dei siste tre sifra. I 2008 fekk vi difor ei blanding av nye og gamle bransjekodar i variabelen *'bransjek\_2s'*.

Denne feilen har betydelege konsekvensar for datasettet. Først, ei rekkje selskap vart førte opp i feil bransje som følgje av miksinga av ny og gamal standard. Eksempelvis førte dette til at selskap oppført i post- og telekommunikasjonsbransjen i 2007 vart oppførte i bransjen "Finansieringsverksemd" i 2008. Tilsvarande dreiv Agderposten Media i følgje 2007-tala forlagsverksemd, medan dei i følgje datasettet i 2008 dreiv produksjon av gummiprodukt. Når vi skal analysere endringar i lønsemd på bransjenivå frå 2007 til 2008 er slike feil totalt øydeleggjande. På dette tidspunktet var det også knytt usikkerheit til kva bransjestandard den tosifra bransjekoden som var oppgjeven bygde på, om den peika til ny standard i 2008 eller gamal etter 2002.

Feilsøkingprosessen føregjekk både på eigenhand og i samarbeid med Aksel Mjøs ved Institutt for Føretaksøkonomi / SNF ved NHH samt medstudent Eirik Sjøholm Knudsen som nyttar same datasettet som oss i si masteroppgåve. Saman fann vi at bransjekodane i variabelen *'bransjek\_2s'* må tolkast som bransjekodar etter gamal standard jamfør revisjonen i 2002 med unntak av nye selskap som var kome til i 2008. Desse nye selskapa har kun rapportert inn bransjekodar etter ny standard i 2007. Alle desse nye selskapa var derfor oppført med feil bransjekode i 2008.

Vidare fann vi at nokre bransjar svinga ekstremt i antal oppføringar frå år til år. Nokre bransjar fekk til dømes plutslege fall i antal aktørar, eksempelvis hoppa bransje 64 frå 100 til 11 oppføringar frå 2002 til 2003, begge tal etter våre avgrensingar. Tilsvarande svingingar fann vi også i minst seks andre bransjar vi undersøkte.

Vi fann også at nokre bransjar brått forsvann frå datasettet i perioden 2005 – 2007. Vi såg dette i samanheng med dei plutslege svingingane, og fann at selskapa det dreia seg om alle var knytte til primærnæringane. Desse har to-siffer bransjekode som byrjar på null, og i genereringa av tosiffer bransjekode til variabelen *'bransjek\_2s'* var ikkje nullen blitt tatt med slik at bransje 014XX var blitt ført i bransje 14, 015XX i bransje 15 osv. Dette forklarar både kvifor nokre bransjar plutsleg forsvann samt at nokre bransjar svinga i antal oppføringar. Denne feilen vart teken hand om av Aksel Mjøs som genererte variabelen *'bransjek\_2s'* på nytt der primærnæringane vart skrivne ut til rett bransje.

Til slutt fann vi at bransje 88 var representert i datasettet alle år, medan denne bransjen aldri har eksistert i noko NACE-standard. Det såg ut som om bransje 88888 var blitt brukt som ein samlebransje for alle bransjekodar ein ikkje hadde definert andre stadar. Desse vart sett til missing, og blei dermed ekskludert. Dette vart gjort først etter at forsøk på å inkludere dei i riktige bransjar ikkje lukkast.

Hovudproblemet vårt var dei feile oppføringane i 2008. Dei andre problema vart etter kvart teken hand om og retta opp i. Det var tre løysingar som kunne fikse 2008-problemet. Den mest openbare og beste var å lage ein kommando som omkoda dei feile bransjekodane til riktige kodar i førehald til 2002-revisjonen. Vi måtte då sjølv ha definert kva bransjar etter dagens standard som samanfell med tidlegare standard. I så fall hadde variabelen *'bransjek\_2s'* vorte tilnærma konsistent for alle åra. Denne omkodinga er planlagt gjennomført av Aksel Mjøs, men dette vert først gjort ved neste revisjon av datasettet. Denne kjem for seint for oss, og vi må derfor finne ei anna løysing. Den neste løysinga er difor å basere seg på nye bransjekodar i staden for standarden frå 2002. Desse finn vi i variabelen *'bransjekny\_2s'* og er i utgangspunktet like godt eigna til analyseformål som den gamle tosiffer bransjekoden. Sidan variabelen er rett for 2008 ville bruk av ny bransjekode løyse problemet med miksing av kodane. Når vi likevel ikkje har valt å bruke denne nye bransjekoden er det fordi den har minst ei alvorleg feilkjelde ved seg. Vi vil i det følgjande gå gjennom desse.

I genereringa av variabelen for ny bransjekode er den koden eit selskap oppgjev i 2008 beint fram kopiert tilbake til alle åra eit selskap er aktivt. Variabelen vil då ikkje fanga opp korkje dei som skiftar bransjetilknytning eller dei som går konkurs i løpet av perioden. Sistnemnte vil få missing value for variabelen og vil dermed måtte fjernast frå utvalet. Førstnemnte problem viste seg å være nokså marginalt då ein svært liten del av selskapa endra bransjetilknytning. Det neste momentet er imidlertid langt større. Vi meiner det på årleg basis er viktig å inkludere alle relevante selskap sjølv om dei seinare går konkurs eller på anna måte blir inaktive. Å fjerne alle desse selskapa ville truleg overvurdere lønsemda sidan ein ikkje tar med dei selskapa som er på randen av konkurs, noko vi også påpeikte i avsnittet om avgrensingane. Denne feilkjelda er riktig nok systematisk fordelt og kan også delvis korrigjerast for ved å sjå på antal konkursar årleg. Vi meiner likevel at det er ei betre tilnærming å bruke gamal standard på bransjekodane sidan vi veit at desse selskapa då vert inkluderte og at bransjekodane fylgjer same standarden alle åra. Denne variabelen er også grundig analysert med tanke på eventuelle feilkjelder, medan dette ikkje er gjort for den nye

variabelen. Vi gjekk difor for den tredje løysinga som då krev at vi identifiserar kor mange selskap som har feil bransjetilknytning i 2008. Deretter må desse enten omkodast eller vi må utelate bransjar med nye aktørar i frå vidare analysar.

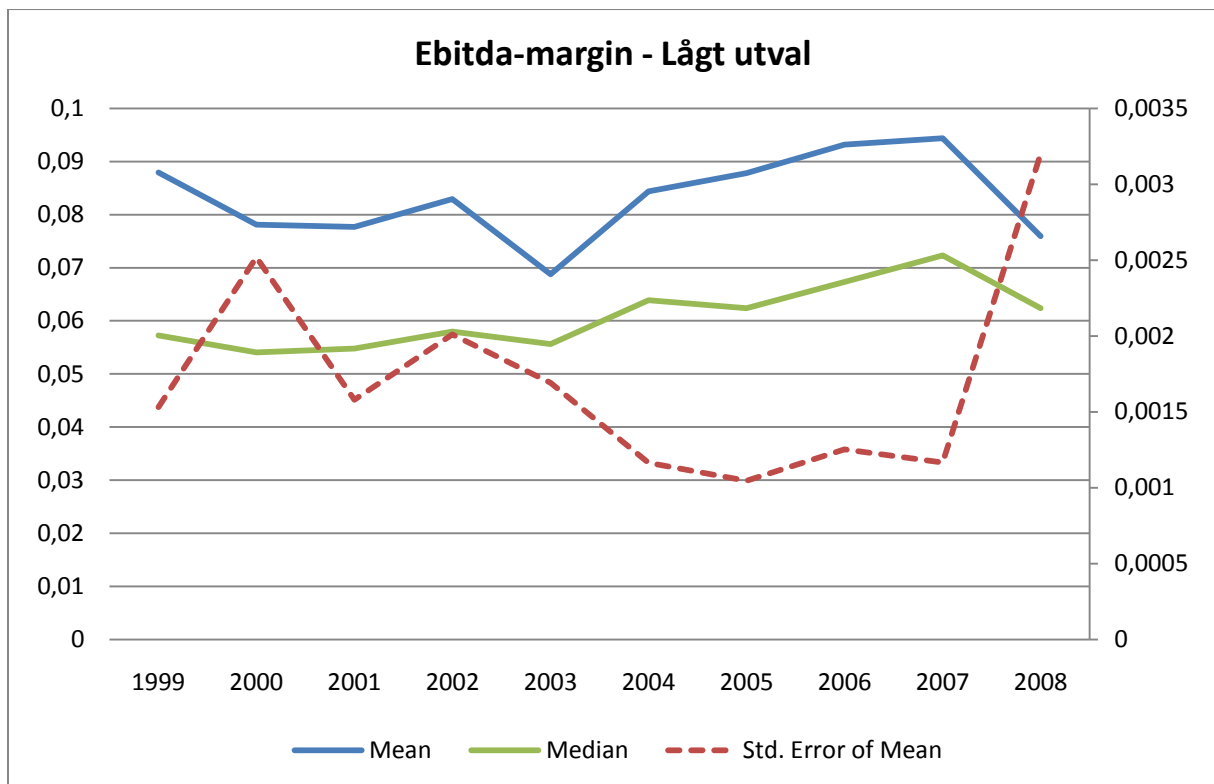
Ved identifisering av dei relevante selskapa fann vi at dette utgjorde 806 oppføringar totalt etter at alle andre avgrensingar var gjort gjeldande. Vi skreiv så ut frekvenstabellar som synte kva bransjar hovudvekta av desse var representerte i. Vi fann då at nokre få bransjar stod for langt dei fleste av dei problematiske oppføringane. Dette gjeld bransjane 55 og 74 som er høvesvis *"Hotell- og restaurantvirksomhet"* og *"Annen forretningsmessig tjenesteyting"*. Handsaminga av slike bransjar er gjort nærare greie for i kapittel 6.1.

Problema vi her oppsummerar har ført til at vi har fått mindre tid til å gjennomføre analysar, samstundes som tidspresset har blitt større enn forventa. Resultatet av dette er at vi har måtta avvike noko frå den opphavlege forskingsplanen, og gå over til ei meir generell lønsemdsanalyse av norske bedrifter. Vi har så gått inn i eit knippe bransjar og analysert samanhengar mellom vekst, lønsemd og gjeld. Grunna tidspress vart ikkje denne gjennomgangen like djuptgåande som ynskja. Likevel vil total kvalitet på arbeidet vere av vesentleg høgare grad som følgje av jobben vi har gjort knytt til validering av rådata, og framtidig forskning på området vil også nytte godt av denne forbetringa.

## 2.5 Framgangsmåte for lønsemdanalysar

Denne delen av oppgåva forklarar framgangsmåten for lønsemdanalysane våre. Vi vil her gå gjennom mål og framgangsmåte for analyse av lønsemd i utvalet vårt, samt foreta ein diskusjon kring implikasjonar ved bruk av desse. Vi vil så analyse ekstremobservasjonars påverknad på lønsemda og argumentere for at desse bør fjernast frå utvalet. Avslutningsvis presenterar vi framgangsmåten for korleis vi analyserar lønsemda.

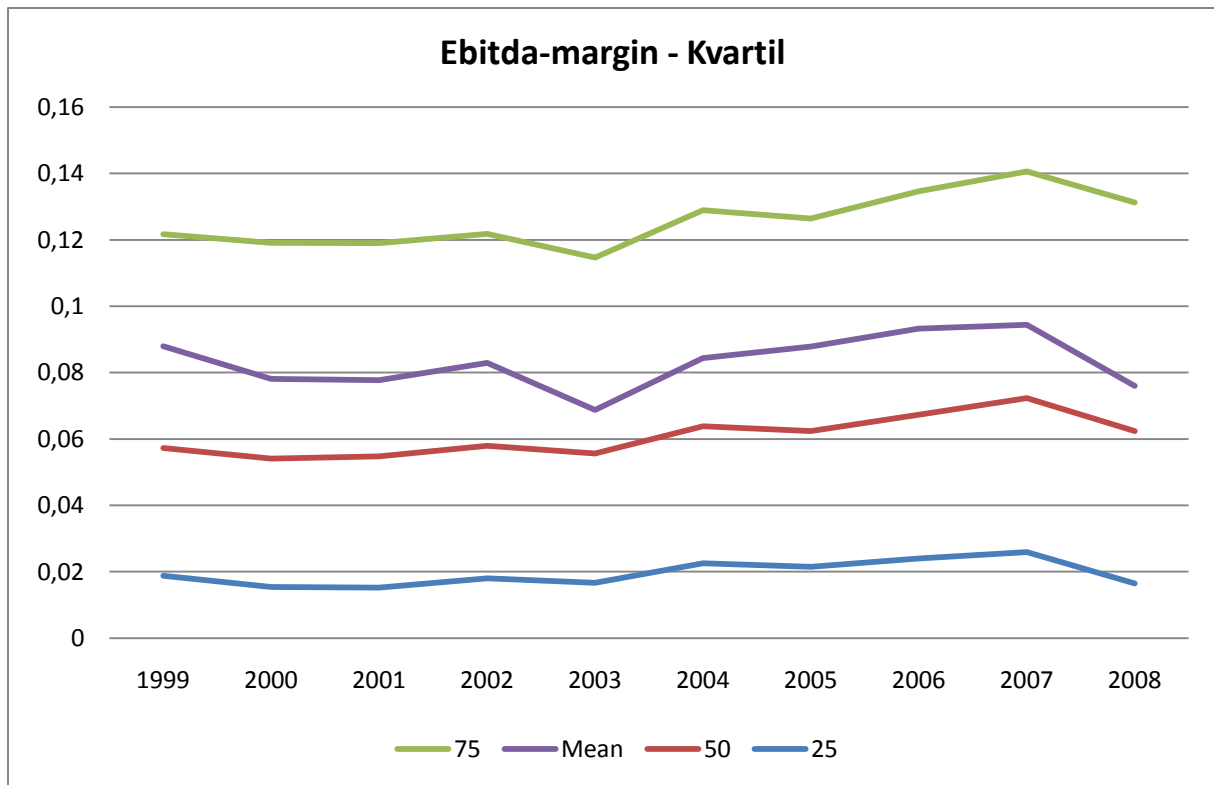
Nedanfor presenterer vi ein figur for ebitda-marginen i utvalet med låg grense på salsinntekt. Vi ser at lønsemda fell i 2000, 2003 og 2008, medan standardfeilen aukar i 2000, 2002 og 2008. Denne figuren vert også nytta når vi seinare omtalar behandling av ekstremobservasjonar.



Figur 7: Ebitda-margin for lågt utval

### 2.5.1 Kvartil

Sidan snittet aleine ikkje seier mykje om den interne fordelinga i utvalet ønskjer vi å dele dette opp i fleire grupper. Dette er interessant fordi vi ser at spreinga aukar nokre år og på desse tidspunkta vil ulike grupper av utvalet ha ulik lønsemd. Ei slik inndeling kan gjerast ved hjelp av kvartil, at vi delar utvalet i fire like store grupper. Grensene mellom desse gruppene er teikna i figuren under, gitt ved grafane "25", "50", og "75". I tillegg har vi lagt til snittet.



Figur 8: Ebitda-margin inndelt i kvartil

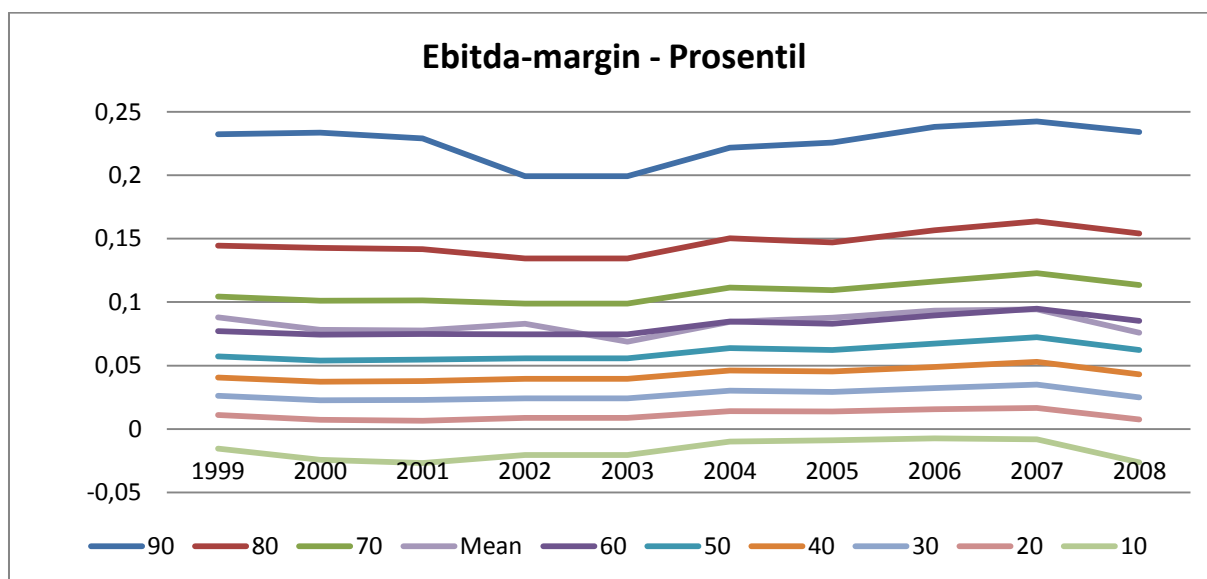
Som ein ser av figur 8 er det relativ lik effekt kvartila mellom, sett vekk frå at det øvste kvartilet som tenderar å vere meir volatilt. Men ei slik grafisk betrakting tar ikkje omsyn til om prosentmessig svinging for kvart kvartil er lik, og ein slik konklusjon kan difor være forhasta. Ein kan også leggje merke til at medianen syner at dei 50% dårlegast presterande opererer eit godt stykke under gjennomsnittet for lønsemd. Det at snittet ligg såpass mykje høgare enn medianen fortel oss at det er nokre aktørar som presterar svært godt og som følgeleg dreg snittet opp. Vidare ser vi at snittet får ein nedgang i 2003 utan at medianen vert påverka nemneverdig. Her er det nærliggande å tru at det er dei beste bedriftene som byrjar å gjere det dårlegare sidan det øvste kvartilet opplever større absolutt nedgang enn kva dei øvrige kvartila gjer. Men dersom ein ser på kriseåret 2008 ser ein at både gjennomsnitt og median går ned meir parallelt, noko som skulle indikere at også dei 50% dårlegaste bedriftene får redusert lønsemd. Samla ser ein også at det i hovudsak er det øvste kvartilet som påverkar snittet, både i positiv og negativ forstand. Som bakgrunn for denne påstanden ligg særleg perioden 2002 til 2004, der det øvste kvartilet opplever større fluktusjonar i lønsemd enn kva dei andre kvartila gjer, og som ein ser samvarierer fluktusjonane godt med endring i <snittlønsemda. Vidare kan ein observere at grensa for 1. kvartil har styrst innverknad på snittet i år 2008, då snittfallet er brattare enn både 2. og 3. kvartilgrenses fall.



Likevel har vi ingen garanti for at desse betraktingane er representable for utvalets utvikling. Dette fordi kvartila ikkje seier noko om trenden til utvalet som heilskap, det seier berre noko om kvar grensene for kvart kvartil går, basert på enkeltobservasjonar. I vår analyse vil dette så langt føre til to hovudproblem; (1) at ein ikkje får innblikk i *fordeling* internt i kvartila og (2) at ein ikkje får fram *rørsler* internt i kvartila. Vi hugsar at dersom ein forenkla ser for seg eit utval på 100 bedrifter vil ein i eit kvartildiagram berre få innblikk i absoluttplasseringa til bedrift 25, 50 og 75, ein vil ikkje ha noko informasjon om bedriftene som ligg mellom. I verste fall kan bedrift nr 26 til nr 49 liggje marginalt over bedrift nr 25, medan bedrift nr 50 er eit særtilfelle som presterar mykje betre enn dei andre aktørane i kvartilet. Dette vil ikkje kome fram i ei framstilling av kvartil 2 og 3, men ha stor innverknad på gjennomsnittleg prestasjon for utvalet. Sidan antal aktørar varierar frå år til år, vil den bedrifta som danner grensa eitt år ikkje nødvendigvis være den same neste år. Vidare vil ein difor ikkje få fram rørsler internt i kvartilet, ein vil eine og aleine sjå på plasseringa til den 50. bedrifta. Dermed kan eit særst ustabil utval synast å vere stabilt over tid dersom berre den bedrifta som tel som nummer 25, 50 og 75 presterar nokolunde likt i perioden.

### 2.5.2 Prosentil

På bakgrunn av argument kring gøymt informasjon i kvartil vil vi difor dele utvalet ytterlegare inn i prosentil. Ved å gjere dette vil ein få redusert dei to overnemnte problema. Ein vil få tydelegare fram interne rørsler som vil kunne påverke snittet, samstundes som fordelingar internt i kvart kvartil i større grad vil bli synleggjort.



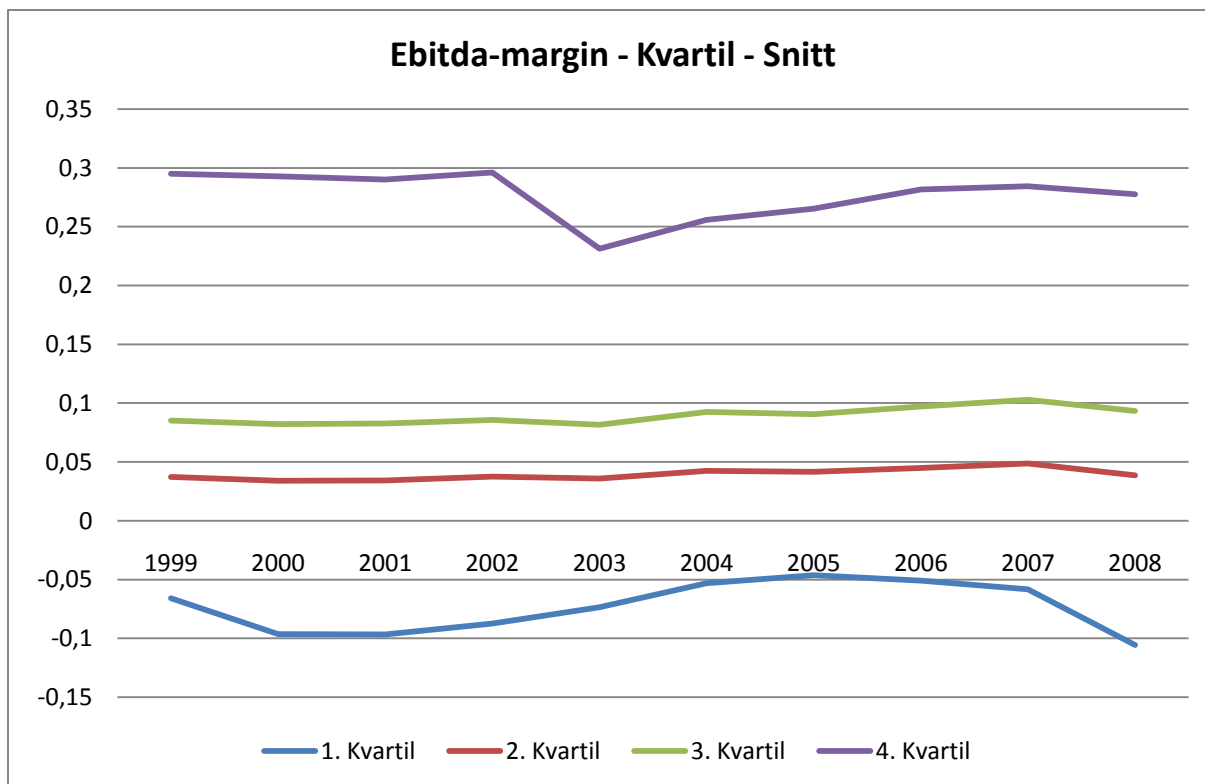
Figur 9: Ebitda-margin i prosentil

Som ein ser av prosentilfordelinga er dei 70 % dårlegaste bedriftene relativt likt fordelt over skalaen, og samvarierer i nokså stor grad. Her kunne det vore interessant å sjå på korrelasjonskoeffisientar mellom prosentila, noko vi vil gjere seinare. Prosentil 10, 80 og 90 er som figuren viser noko meir volatile enn dei øvrige. Vidare ser ein at avstanden mellom kvartila varierar i utvalet. Av dette kan ein lese noko om spreininga i prosentilet, då større spreining vil medføre større avstand mellom prosentilgrensene. Såleis er det å anta at prosentil 10, 80 og 90 har større spreining i lønsemd. Ein kan også lese av korleis spreininga varierar over tid, og som ein ser er det særleg prosentil 90 som opplever ei auke i spreining i oppgangstider. I nedgangstider ser det ut til at spreininga i kvartilet minkar, og kvartilgrensa flyttar seg nærare dei øvrige. Ein kan også observere at spreininga i 1. kvartil ser ut til å auke i 2008, då prosentil 10 bevegar seg i ein brattare negativ bane enn dei øvrige.

I analysa av kvartila antyda vi at det var dei beste bedriftene som hadde styrst positiv og negativ innverknad på snittet, med bakgrunn i observasjonane knytt til det øvste kvartilet. Etter å ha delt dei vidare inn i prosentil synes ikkje denne påstanden like openbar. Som ein ser i perioden 2001 til 2002 opplever prosentil 9 ei nedgang i lønsemd, samstundes som snittet går opp. Når desse bedriftene så får stabilitet i lønsemda igjen i år 2002 og 2003 ser ein likevel at snittlønsemda går ned, noko det ikkje skulle gjort dersom det øvste prosentilet hadde styrst innverknad.

### 2.5.3 Gjennomsnitt

Som ein kan sjå av diskusjonen kring kvartil og prosentil er det framleis utryggleik og tvil knytt til analysa. Observasjonar som synest å vere tydelege på kvartilnivå er delvis motsett på prosentilnivå, og det er generelt lite konsistens i funna. Grunnen til dette er at ein som tidlegare nemnt eigentleg ikkje kan seie noko om dei interne rørslene i utvalet, ein seier berre noko om fordelinga til enkeltobservasjonar. Sidan vi ikkje veit om lønsemda er likt fordelt i utvalet vil det vere lite informasjon for oss å hente ut av drøfting av kvartil og prosentil utanom deling av enkeltobservasjonar. Dette gjeld særleg når utvalet vert mindre og enkeltobservasjonar påverkar totalen meir. Eit betre utgangspunkt for vår analyse er difor å rekne ut eit *snitt* for kvart kvartil eller prosentil. Vi vil då få eit meir heilskapleg inntrykk av korleis utvikling og deling er, samt korleis totalt snitt vert påverka. Det siste gjeld sidan gruppene er like store og det samla snittet vil vere lik enkeltsnitta summert og delt på antal grupper. I figur 10 under kan ein sjå kva grafar ein då kan trekkje ut av talmaterialet.



Figur 10: Gjennomsnittleg ebitda-margin i kvart kvartil

Ut frå snitta til kvart av kvartila kan ein få eit meir realistisk bilete av lønsemdsutviklinga. Som ein ser er den tidlegare omtala nedgangen i 2003 også representert i snitta for kvartila. Ein bør imidlertid merkje seg at dersom ein går tilbake til figur 8 og ser på kvartilgrenser aleine, opplever samtlege kvartilgrenser eit negativt skift i 2002-03, medan ein i figur 9 ser at det i hovudsak er det øvste kvartilet som opplever nedgang. Dersom ein ser på kvartilgrensa til prosentil 90 aleine ville ein då konkludert med at det var ei generell negativ trend i lønsemd fordelt over heile utvalet.

Det nedste kvartilet har i snitt negativ lønsemd i heile perioden, men dei opplever likevel ei samanhengande auke i lønsemd frå 2001 og fram til 2005. Det dramatiske fallet ein såg i samla snittlønsemd i 2008 synest også å vere forårsaka av dette nedste kvartilet. Det er vidare interessant å sjå at dei to midtre kvartila er meir eller mindre stabile fram til 2003, før dei aukar si lønsemd fram til 2007, og så får eit nokolunde samkøyrtd fall i lønsemd i 2008. Totalt sett kan ein altså konkludere med at dei to midtre kvartila ligg relativt samla og stabilt på lønsemdsskalaen, medan det øvste og nedste både fluktuerar meir over tid og ligg lenger vekke frå snittavkastinga. Dette kan forklarast med at dei beste/verste aktørane gjer det relativt betre/dårlegare enn totalpopulasjonen.

## 2.5.4 Ekstremobservasjonar

### 2.5.4.1 Diskusjon

Tolkinga ovanfor kan ved fyrste augekast verke naturleg og fornuftig, men det er ein alvorlig feilkjelde knytt til ein slik konklusjon; ekstremobservasjonar. Slik datasettet føreligg no har ein ikkje har noko som helst informasjon om minimums- og maksimumsgrensene for utvalet. Ein ekstrem maksimumsobservasjon eitt år og ein ekstrem minimumsobservasjon påfølgande år vil føre til at gjennomsnittet vil verte kraftig påverka, sjølv om den samla utviklinga for utvalet gjerne kan ha vore uendra. Vi vel å byggje oppunder dette argumentet ved hjelp av data, og vil i det følgjande presentere nokre observasjonar for utvalet vi har nytta til nå. Som døme vel vi å ta utgangspunkt i den tidlegare omtala perioden mellom 2002 og 2003.

Dersom ein ser tilbake på ebitda-margin for det totale utvalet ser ein at ein får kraftig reduksjon i lønsemd i denne perioden. Dette forplantar seg til ein viss grad vidare i kvartil- og prosentlinndelinga, men ein finn ingen fornuftige forklaringar før ein går over til å sjå på snitt for kvartila, og les ut at den styrste endringa skjer i det øvste kvartilet. Basert på denne observasjonen kan ein dermed konkludere med at det skjer noko drastisk med lønsemda blant dei beste aktørane i 2002 til 2003. Vi må difor iverksetje ei grundigare analyse av dette. Nedanfor har vi difor skrive ut ein tabell over dei fem høgaste og dei fem lågaste observasjonane i ebitda-margin for år 2002 og 2003.

#### Ebitda-margin

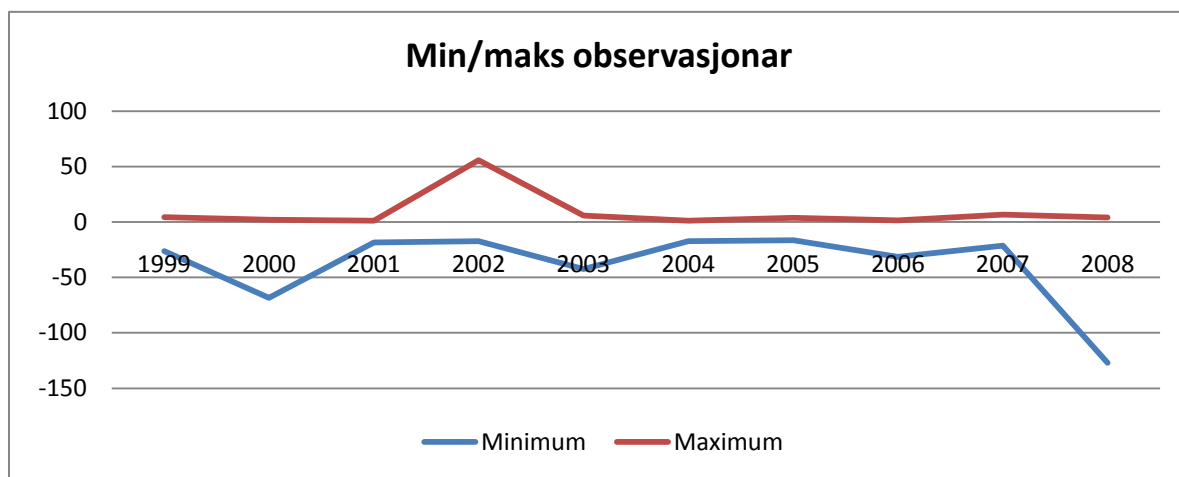
		2002	2003
Highest	<b>1</b>	<b>55,911087</b>	<b>5,85586071</b>
	2	1,73157668	2,31737161
	3	1,37277746	1,68645883
	4	1,01562893	1,64141738
	5	1,00938475	1,10875702
Lowest	<b>1</b>	<b>-17,2974758</b>	<b>-42,2900543</b>
	2	-9,5248518	-19,4231911
	3	-8,02809048	-9,52556896
	4	-7,33201408	-7,15813971
	5	-7,11055994	-6,77290678

Tabell 2: Minimums- og maksimumsobservasjonar i ebitda-margin, 2002 og 2003

Som dei utheva observasjonane i tabellen over syner har ein i 2002 ein maksimumsobservasjon for ebitda-margin på 55.91 (5591 %). Vidare ser ein at minimumsobservasjonen er på -17.30 (- 1730 %). Desse er openbare særtilfelle som skuldast svakleikar med utrekningsmetoda for ebitda-marginen. Sidan vi i nemnaren deler på sum gjeld og eigenkapital vil ebitda-margin bli svært stor (i positiv eller negativ retning) dersom

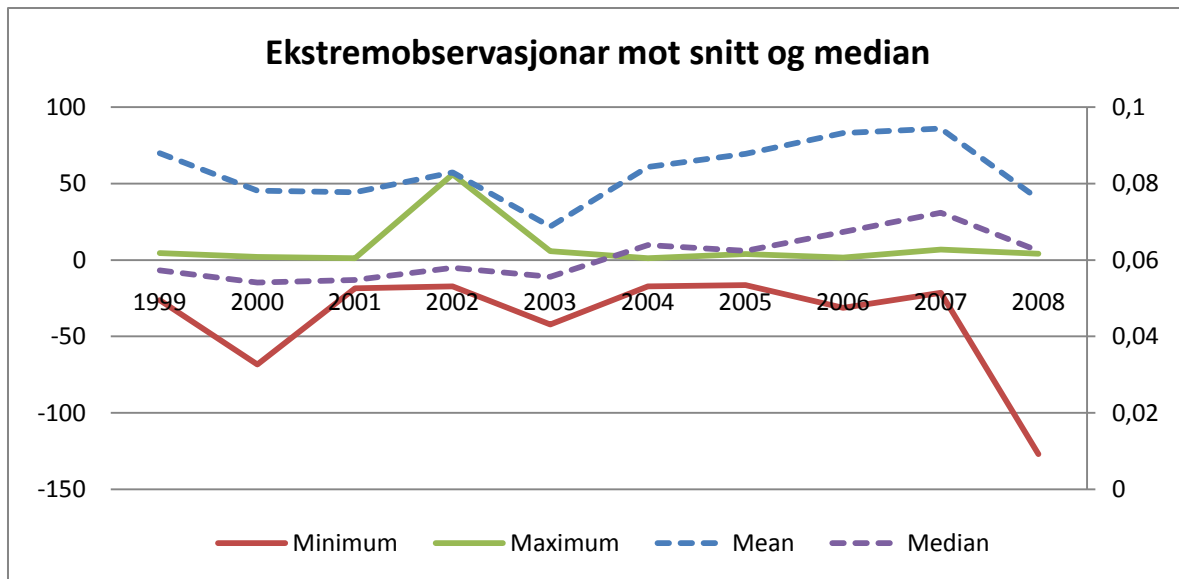
'sumgjek' er låg og resultatet er tilstrekkeleg positivt eller negativt. Eitt eller nokre få slike ekstremtilfelle vil påverke gjennomsnittet for heile utvalet dramatisk. Det interessante er likevel å sjå at minimum og maksimum endrar seg frå maks 57.9 og min -17.3 i 2002 til maks 5.86 og min -42.3 i 2003, ei endring som eine og aleine kan forklare det kraftige fallet i gjennomsnittleg ebitda-margin frå 2002 til 2003. Dermed er det mogleg at utviklinga faktisk var positiv i denne perioden, men på grunn av at ytterpunktta for utvalet vart radikalt endra vil også snittet bli kraftig påverka. Det er dermed ikkje mogleg å sei om den generelle trenda for utvalet var positiv eller negativ i perioden.

Dersom vi plottar observasjonane for ekstremverdiar i eit diagram får vi ytterlegare bekrefta skeivleiken som synast å eksistere i utvalets ekstremobservasjonar.



Figur 11: Minimums- og maksimumsobservasjonar i utvalet, alle år

Vi ser av figuren at vi i 2000 får eit nokså stort negativt utslag medan maksimumsverdien ikkje endrar seg. Huskar vi tilbake til snittet for år 2000 finn vi tilsvarande eit klart fall her. Tilsvarande gjeld for auken i 2002 og fallet i 2003. Vi ser også at den mest ekstreme negative verdien fell kraftig frå 2007 til 2008. Dersom desse verdiane er store nok, kan dette påverke snittet vårt så kraftig at vi endrar konklusjon. Det er derfor naudsynt å tolke snittet med varsemd når vi har nokre verdiar som er heilt urealistiske. Dersom vi plottar ekstremobservasjonane opp mot snitt og median vil vi få eit klårare bilete av innverknaden.



Figur 12: Ekstremobservasjonar i høve til snitt og median

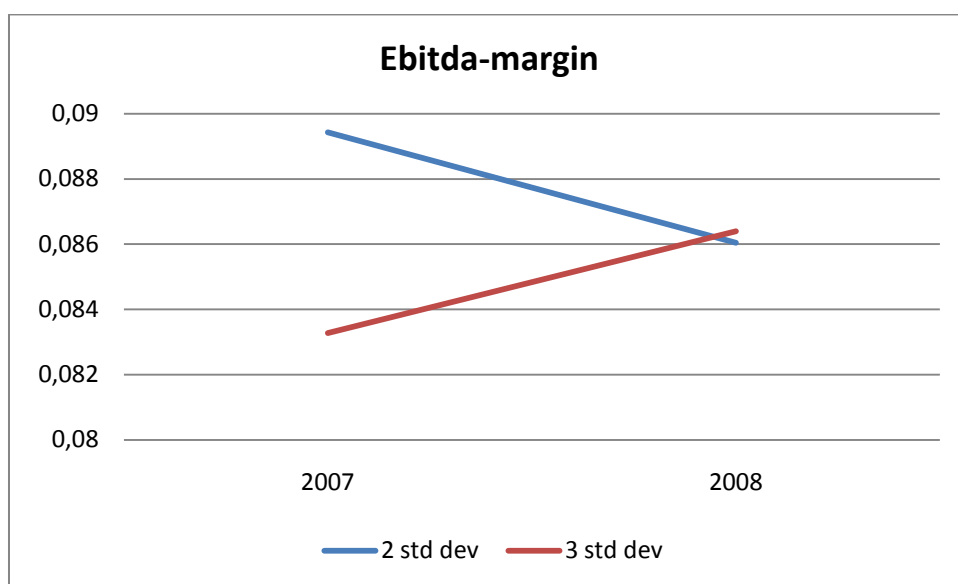
Her ser vi at snittet aukar i 2002, ein auke som kjem samstundes med eit positivt ekstremtilfelle. Dette kan likevel sjå ut til å ikkje vere dramatisk då medianen også aukar same året. Auken i snittet kan derfor vere legitim sjølv om ikkje minimumsverdien går opp. Når snittet går ned i 2003, kan dette derimot ikkje forklarast med bakgrunn i redusert maksimumsverdi, eller i særleg grad redusert median. Derimot vert den lågaste oppføringa klart lågare dette året, og dette kan saman med marginalt avtakande median slå nokså dramatisk ut på snittet.

#### 2.5.4.2 Fjerning

Vi vil være forsiktig med å ekskludere bedrifter frå utvalet utover det vi allereie har gjort gjennom dei innleiande avgrensingane, men vi meiner det i dette tilfellet er belegg for å køyre ytterlegare ekskluderingar. Eksempla synt over viser at vi har sær gode argument for å fjerne ekstremobservasjonar. Vi ynskjer å danne oss eit reelt bilete av dei bedriftene som er representative, og når enkeltobservasjonar evnar å endre totalt gjennomsnitt med opptil fleire prosent er dette eit klårt trugsmål mot validiteten til funna våre. Vidare gir det oss ingen innsikt i kva som faktisk skjer med langt dei fleste bedriftene i utvalet. Ein kan også sjå at ein i eit utval med i overkant av 35 000 oppføringar (låg grense) framleis vil kunne avgrense utan at det går på bekostning av validitet.

I vårt tilfelle vil det vera mest statistisk riktig å ta utgangspunkt i ei avgrensing basert på standardavvik. Dette målet seier noko om kor store avvik ein typisk har i eit utval, og ved å luke ut observasjonar som ligg to standardavvik utanfor snittet får vi ein standardisert metode

for å fjerne ekstremobservasjonane i tidsseriane våre. Vi ser at dersom vi aukar frå to til tre standardavvik for lågt utval for 2007-08 går endringa frå å vere negativ til å vere positiv. Dette skuldast at ein har inkludert meir ekstreme verdiar, både på den positive og negative sida. Ein kan merke seg at snittet for 2007 i utgangspunktet er høgare ved tre standardavvik enn det er for to standardavvik. Dette fortel oss at sidan ein no har ei rundare råde for kva selskap ein tek med vil fleire ekstremobservasjonar bli inkludert. I 2007 vil fleire ekstreme verdiar finnast på den positive sida, medan detter er omvendt i 2008. Medan to standardavvik viser seg å ha ei positiv trend, vil tre standardavvik difor no ha negativ utvikling.



Figur 13: Skilnad på ebitda-margin når vi avgrensar datasettet på høvesvis 2 og 3 standardavvik

	2007	2008
<b>2std dev</b>	0,08943231	0,08604385
<b>3std dev</b>	0,08327999	0,08639436

Tabell 3: Gjennomsnittleg ebitda-margin for lågt utval ved avgrensing på høvesvis to og tre standardavvik

Båe funn er for så vidt interessante å sjå på, men for oss vert det no viktig å ha fokus på kva me eigentleg vil analysere. I 2008 vil eit avvik på to standardavvik tilsvare ei ebitda-margin på kring 143%. For tre standardavvik vil det tilsvare 212%. Dette vil altså seie at bedrifta oppnår ebitda som er over to gonger så høg som totale inntekter (frå formel for ebitda-margin). Dersom ein set dette opp mot det vi i denne oppgåva ynskjer å studere vil ein kunne konkludere med at det er lite gunstig å ta utgangspunkt i tre standardavvik. Dette er bedrifter som er klare særtilfelle, og går ikkje inn under råde for det ein kan kalle ei typisk norsk profittmaksimerande bedrift.

Gjennomsnittleg ebitda-margin i 2008 er 7,59 % dersom vi ikkje fjernar ekstremobservasjonane. Om vi legg inn ei grense på to standardavvik endrar gjennomsnittet seg med 1,24 prosentpoeng til 8,83 %. Utvalet er no på 45 019 medan det var 45 209 før avgrensinga. Ved å fjerne dei 190 mest ekstreme oppføringane vil altså snittet endre seg dramatisk. Sidan snittet aukar fjernar vi fleire negative ekstremverdiar enn positive. Dette kunne ein også få indikasjonar på av maksimums og minimumsobservasjonane som var høvesvis 4,14 og -127. Ved å fjerne berre den mest ekstreme negative oppføringa endrast snittet med vel eit prosentpoeng i positiv retning. Dette viser kor stor påverknad desse ekstreme oppføringane har.

### **2.5.5 Oppsummering**

Som det framkjem av diskusjonen over er det fordelar og svakleikar knytt til dei ulike måtane å dele inn utvalet på. Bruk av kvartilgrenser er ein rask og enkel framgangsmåte, men den kan som vist skjule informasjon. Å bruke snitt for prosentil er den mest nøyaktige, men det er ikkje alltid ein har bruk for så detaljerte analysar. I vår oppgåve kjem vi difor til å nytte ei kombinasjon av dei ulike tilnærmingane. I tilfeller der vi driv generell lønsemdsanalyse av sær store utval vil det i mange tilfeller vere tilstrekkeleg å nytte ei kvartilinndeling av utvalet. Dette vil vere tidssparande, samstundes som det høge antalet observasjonar vil føre til at vi har relativt representable funn gitt at vi heile tida korrigerar for ekstremobservasjonar.

Når vi så startar meir spesifikke bransjeanalysar/analysar av mindre utval vil det derimot vere fornuftig å foreta analysar basert på snitt av prosentil eller kvartil, då dette verkar å gje den mest nøyaktige framstillinga. Diskusjonen over har vore relativt omfattande, dette for å få fram dei feilkjeldene som er knytt til dei ulike tolkingsmetodane. Ei bevisstgjerung på dette vil ytterlegare sikre validitet i analysane våre.



## 3 LØNSEMDSANALYSE

### 3.1 Lågt utval

Vi vil i denne fyrste delen av lønsemdsanalyse føreta fire analysar på utvalet som består av bedrifter som har minst 5 millionar i salsinntekt (lågt utval). Vi føretek fyrst ei analyse av nøkkeltala ebitda-margin og driftsmargin, før vi føretek ei deloppsummering av funn. Vi vil så gå vidare til å analysere dei to rentabilitetane totalrentabiliteten og eigenkapiralrentabilitet, før vi presenterer ei samla oppsummering for lønsemdsanalyse for lågt utval. I den andre delen av lønsemdsanalyse vil vi føreta same analyse på utvalet med 25 millionar som grense for salsinntekt (høgt utval).

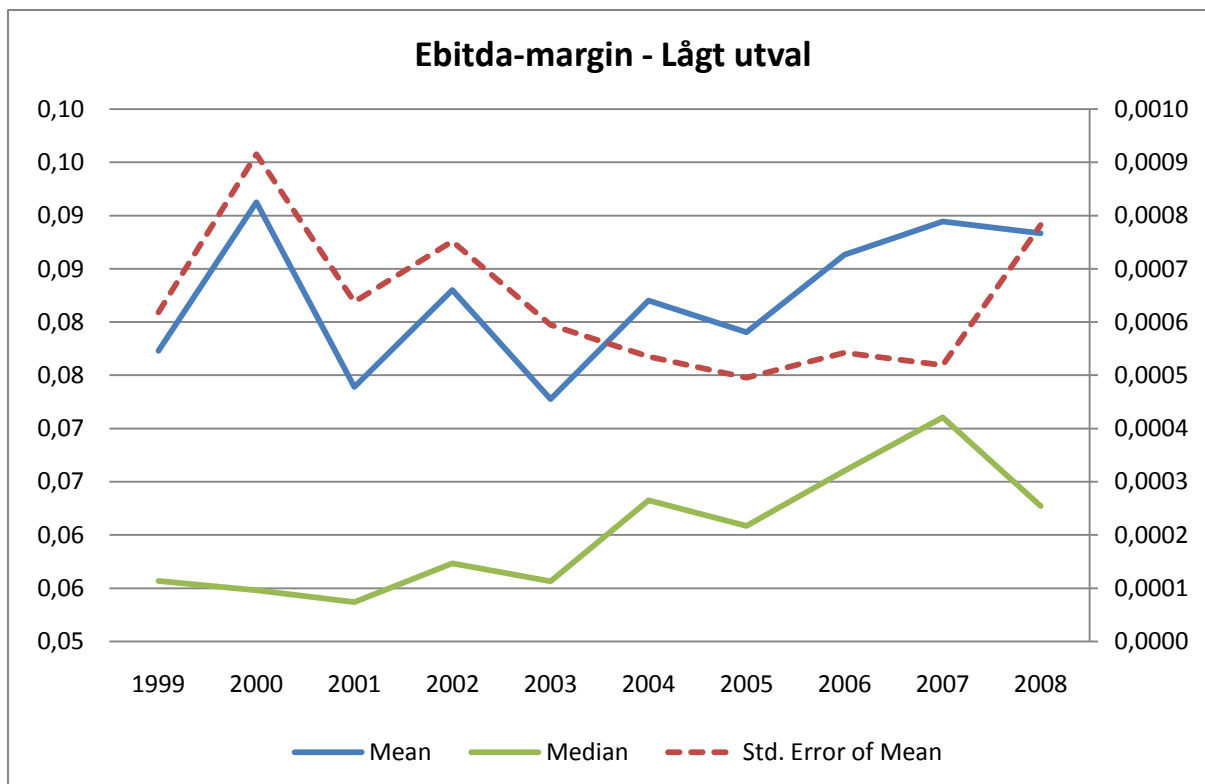
#### 3.1.1 Ebitda-margin - Lågt utval

Nedanfor viser vi ein frekvenstabell over kor mange observasjonar som danner grunnlaget for denne delen av lønsemdsanalyse. Vi ser valid N aukar med vel 10 000 i perioden. Utvalet er det same for alle lønsemdmåla.

År	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Valid N	34792	36583	35953	36960	34629	35053	38004	40469	43532	45019
Mean	0,0773	0,0912	0,0739	0,0830	0,0727	0,0820	0,0790	0,0863	0,0894	0,0883
Endring snitt	-	0,0139	-0,0173	0,0091	-0,0103	0,0093	-0,0030	0,0073	0,0031	-0,0011
Median	0,0557	0,0548	0,0537	0,0573	0,0556	0,0633	0,0608	0,0660	0,0710	0,0627
Endring median	-	-0,0009	-0,0011	0,0036	-0,0017	0,0076	-0,0024	0,0052	0,0050	-0,0083
Differanse	0,0216	0,0364	0,0202	0,0257	0,0171	0,0188	0,0182	0,0203	0,0184	0,0256
Korrelasjon	0,5533									

Tabell 4

Tabellen over syner også gjennomsnittleg ebitda-margin og median for utvalet vårt. Desse tala danner grunnlaget for grafen under. Merk at standardfeilen er teikna langs sekundær-aksa og har ein annan målestokk enn primæraksen.

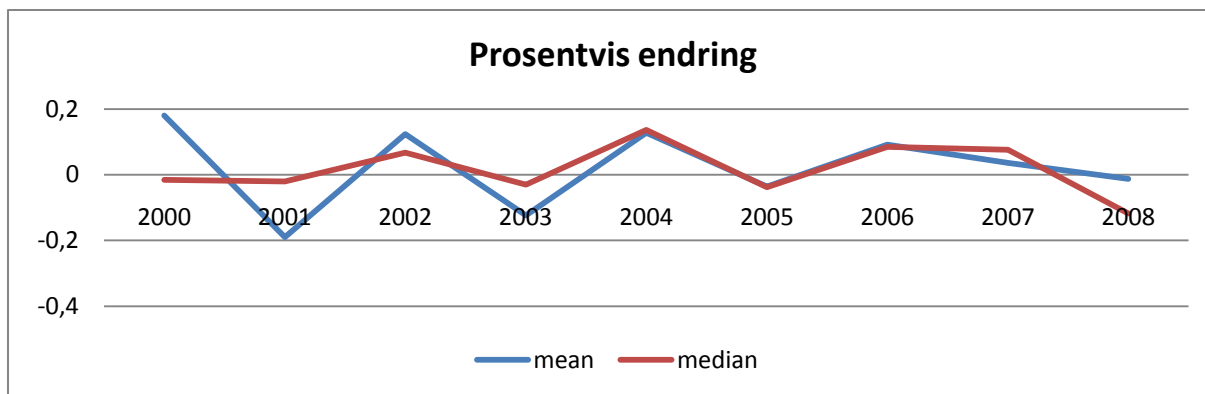


Figur 14: Ebitda-margin lågt utval

Grafen over viser at gjennomsnittleg ebitda-margin i utvalet svingar med rundt to prosentpoeng mellom 1999 og 2008. Snittlønsemda er nokså volatil og manglar klare tendensar. I åra 2005 – 2007 stig gjennomsnittleg lønsemd, men i 2008 fell denne storleiken att. Fallet er likevel berre på 0,11 prosentpoeng. Fallet i 2001 er derimot på 1,73 prosentpoeng. Ser vi bort frå rekordåret 2000, fell snittet berre med 0,34 prosentpoeng frå 1999 til 2001.

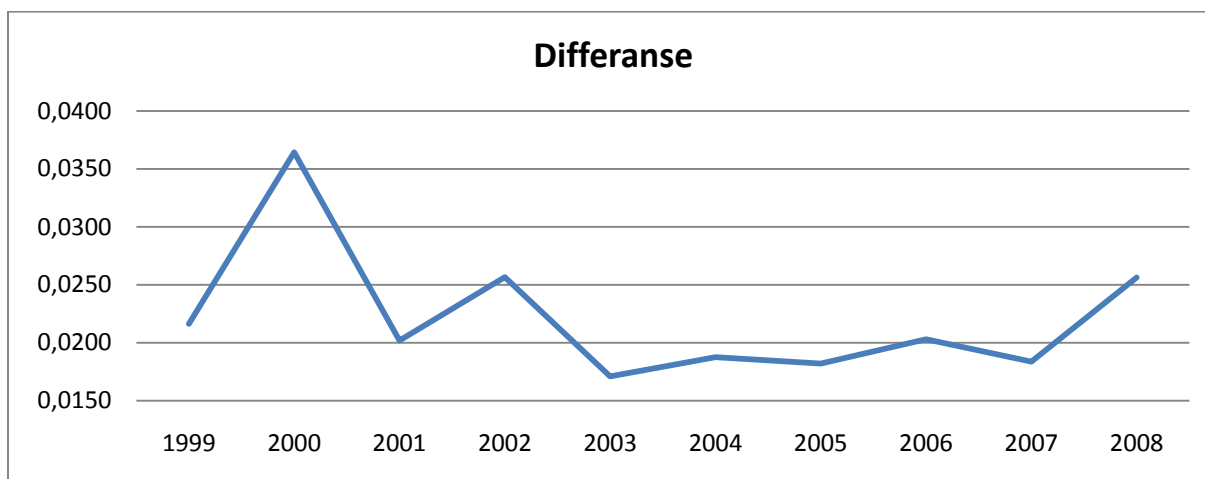
Medianen varierar mellom rundt 5,5 % og 7 %, men har til dels ein stigande tendens i perioden, sjølv om den fell i 2000, 2001, 2003, 2005 og 2008. Fallet i 2008 er betydeleg og er på 0,83 prosentpoeng. Fallet frå 1999 til 2001 er på 0,2 prosentpoeng.

Nedanfor er prosentvis endring i dei to statistiske storleikane median og gjennomsnitt vist grafisk, og vi ser at begge måla er nokså volatile. Vi legg særleg merke til at medianen fell meir enn snittet i 2008, og dette er ei reversering av tilhøvet året før der snittet fall meir enn medianen. Vi ser også at medianen er langt mindre påverka enn snittet mellom 2000 og 2001.



Figur 15: Prosentvis endring i gjennomsnitt og median

Sidan medianen alltid er lågare enn snittet, er det blant dei 50 % beste selskapa markant høgare lønsemd enn det er i dei 50 % dårlegaste. Figur 15 viser differansen mellom snittet og median i figur 14, og vi ser at forskjellen er høgast i år 2000, medan grafen har lokale toppunkt også i 2002 og 2008. Dette skulle tyde på at det i år 2000, 2002 og 2008 er nokre selskap som gjer det svært godt. I åra mellom 2003 og 2007 er differansen låg og lønsemda aukande. Åra er prega av ein generell oppgangskonjunktur.

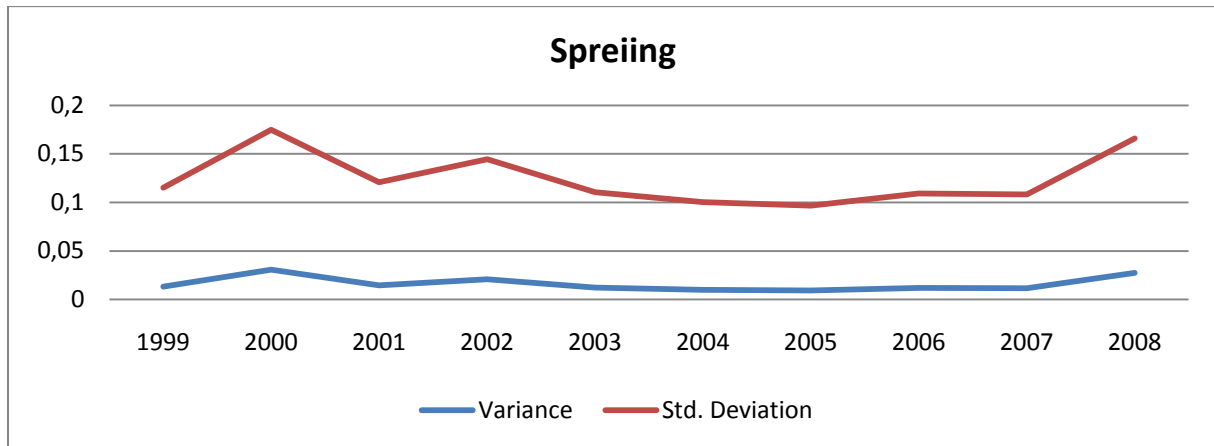


Figur 16: Differanse mellom gjennomsnitt og median

Dei klart mest interessante funna ovanfor er skilnadane mellom snittet og medianen i år 2000, 2002 og i 2008. Mellom 1999 og 2000 aukar ebitda-marginen med 1,39 prosentpoeng medan tilsvarende tal mellom 2007 og 2008 er -0,11 prosentpoeng. Dette står i sterk kontrast til endringa i medianen som er høvesvis - 0,09 og - 0,83 prosentpoeng. At dei to statistiske måla ikkje samvarierer perfekt ser vi også av korrelasjonskoeffisienten som er 0,55.

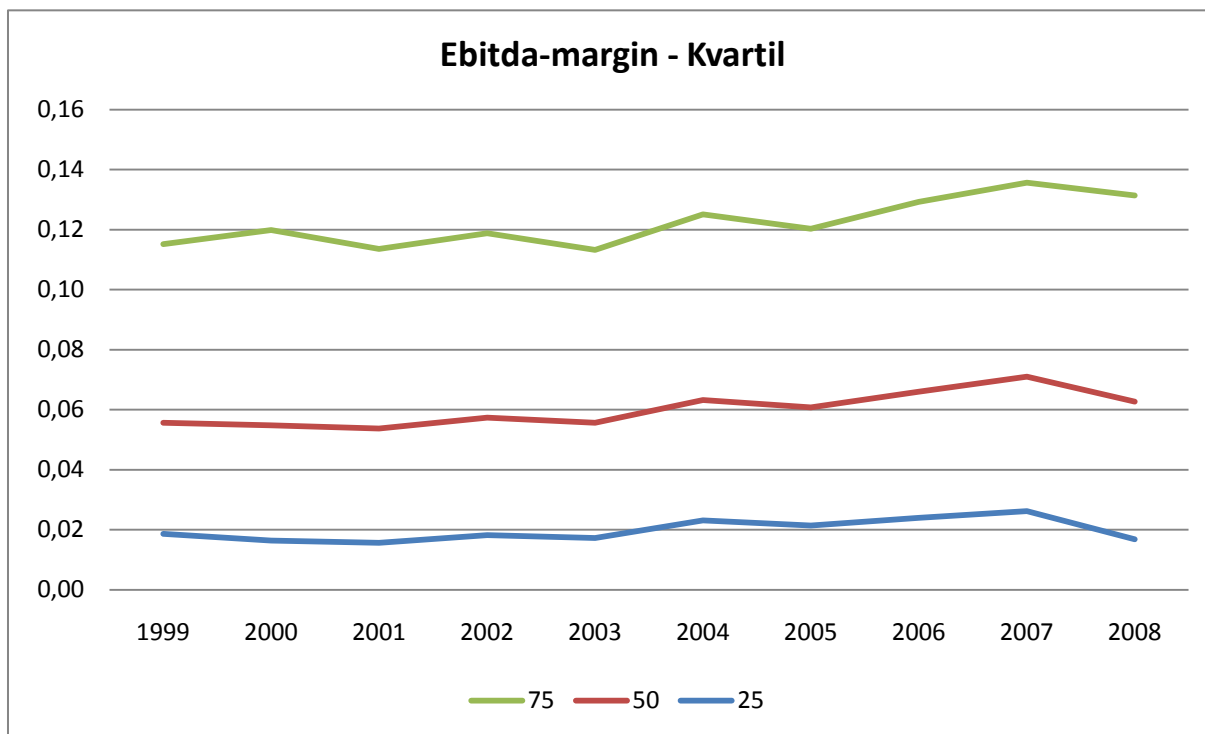
Spreiinga i lønsemd aukar klart i åra 2000 og 2008. Dette kjem fram av figur 17 under, men også plottet av standardfeilen i figur 14. Medan variansen og standardavviket er lågt i

perioden 2003 til 2007 då vi hadde ein oppgangskonjunktur, er den klart høgare i år 2000, 2002 og 2008.



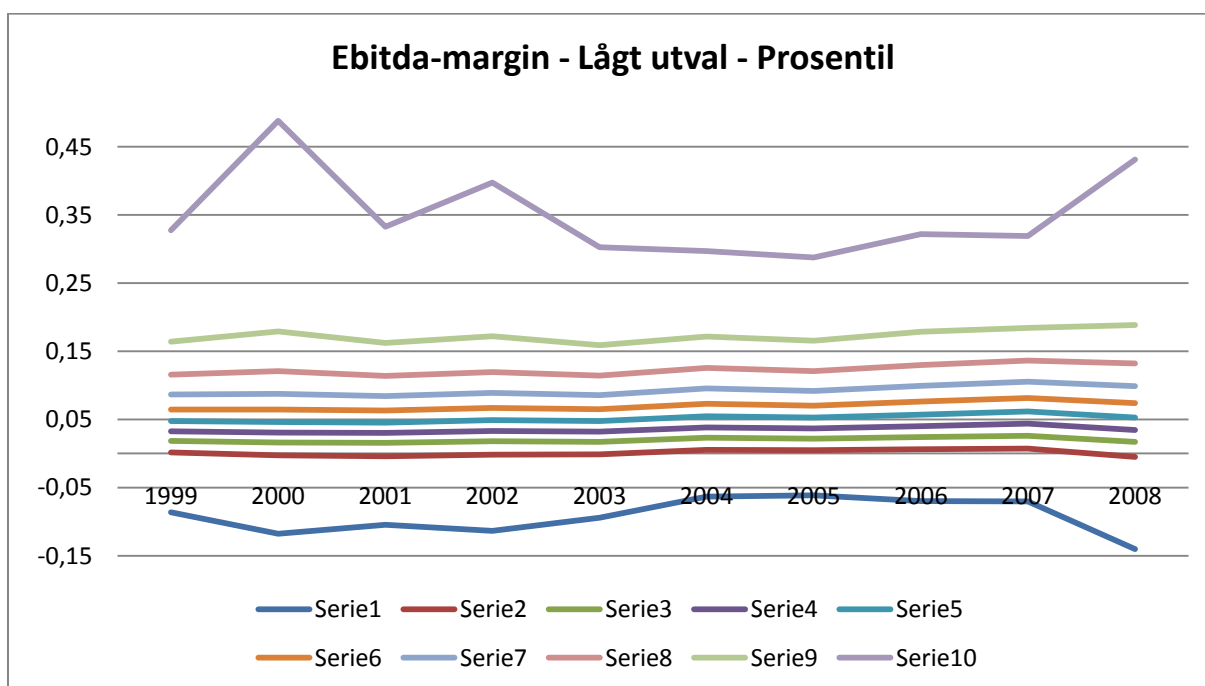
Figur 17: Spreiing i lønsemd mål ved ebitda-margin

For å undersøkje den interne fordelinga grundigare, har vi under delt utvalet inn i fire like store grupper og teikna grensa mellom kvart kvartil. Vi ser at alle kvartila får redusert lønsemd i 2008, heilt i tråd med snitt- og mediandrøftinga ovanfor. Tilsvarende skjer rett nok ikkje i år 2000 då kvartil ein og to får redusert lønsemd medan kvartil tre aukar ebitda-margina. Det same året finn vi også at spreinga aukar og at medianen går ned sjølv om snittet går opp. Dette underbyggjer at krisa i år 2000 var rimeleg bransjespesifikk og langt mindre vidfemnande enn i 2008.



Figur 18: Ebitda-margin inndelt i kvartil

I tråd med tidlegare diskusjon, bør vi vise snittet for kvar gruppe for å seie noko om endring over tid. For å få ei enda klårare inndeling har vi nedanfor vist snittet for 10 like store grupper. Serie 1 gir oss snittet for prosentil 10, serie 2 for prosentil 20 osv. Ein slik tabell er vist nedanfor.



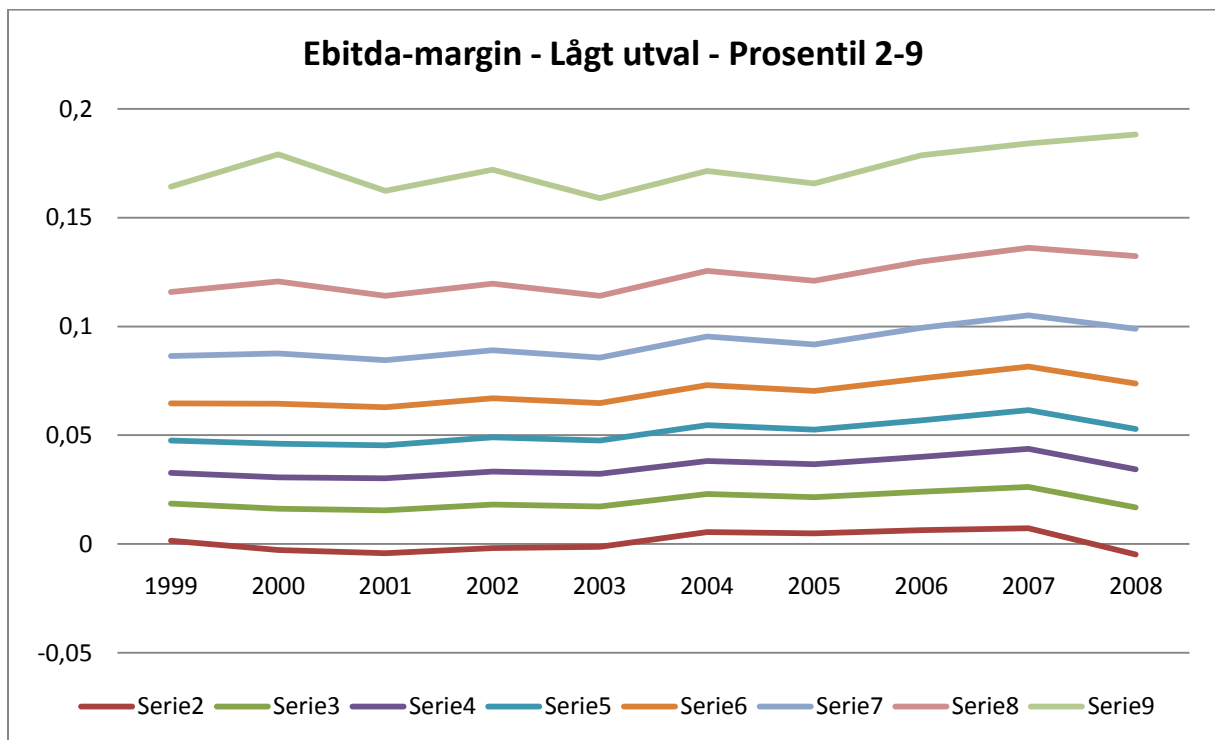
Figur 19: Gjennomsnittleg ebitda-margin i lågt utval inndelt i 10 prosentil

Figuren over syner at dei 10 % beste har langt betre lønsemd enn dei 90 % dårlegaste. Skilnaden er på det minste 12,18 % (år 2005), medan den er på 30,89 % i år 2000. Merk at dette er skilnadar knytt til snittet i kvar gruppe og følgjeleg vil dei aller beste trekkje snittet opp medan dei dårlegaste i prosentil 80 vil dra snittet i denne gruppa ned. Det er også interessant å sjå at snittet for dei 10 % beste (prosentil 90) i stor grad samvarierer med snittet for heile utvalet. Korrelasjonar mellom snittet for totalutvalet for låg grense og snitt av prosentila:

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
-0,19549	0,16713	0,32767	0,43020	0,51310	0,59033	0,67199	0,78406	0,93890	0,60593

Tabell 5

Vi ser av tabellen at snittet i gruppe 9 i betydeleg grad samvarierer med snittet for totalutvalet. Figuren syner ikkje desse ulikskapane og vi fjernar difor det nedste og øvste prosentilet og viser figuren på nytt, sjå figur 20 under.

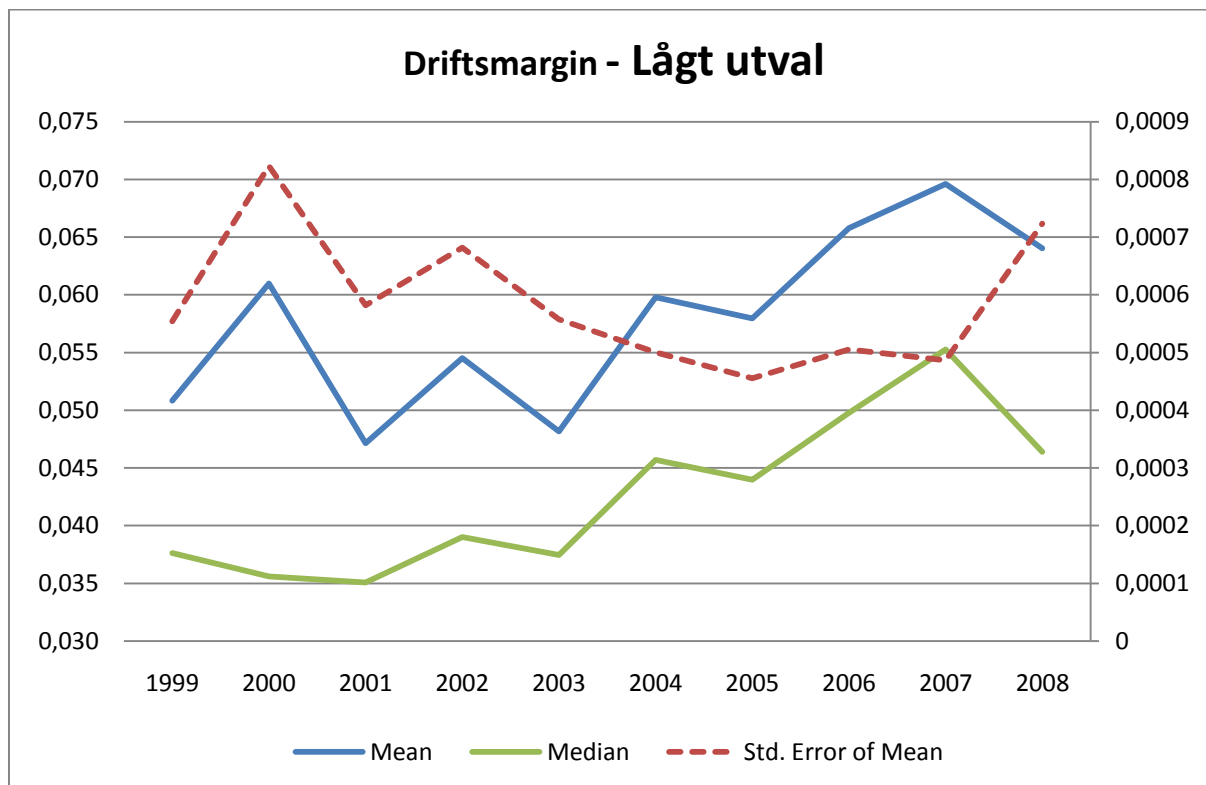


Figur 20: Ebitda-margin for lågt utval inndelt i prosentil, eksklusiv øvste og nedste prosentil

No kjem skilnadar i den andre gruppene langt betre fram sidan målestokken vert meir passande. Først er det interessant at dei 7 nedste gruppene i snitt har fallande lønsemd i 2008. Dei to beste gruppene har derimot aukande gjennomsnitt, og det er altså 20 % av utvalet som gjennomsnittleg aukar lønsemda. Vi veit likevel ikkje kor mange av desse som får auka lønsemd, men berre at gjennomsnittet aukar.

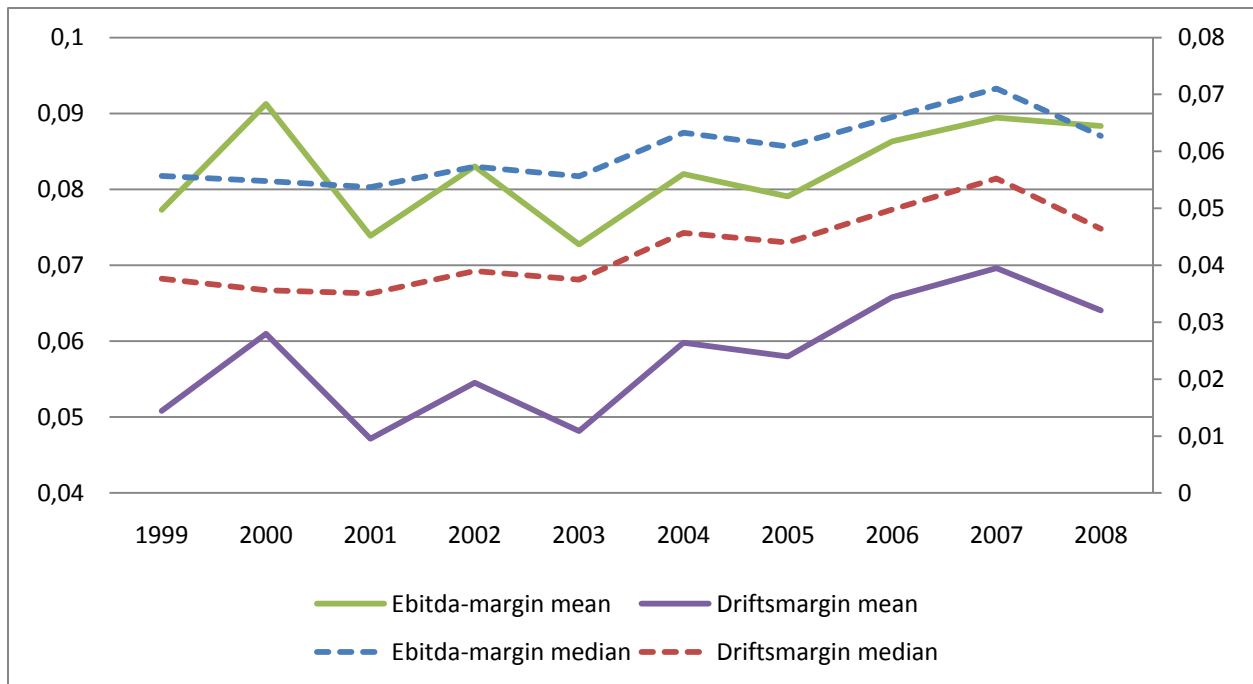
### 3.1.2 Driftsmargin - Lågt utval

Som presisert i innleiing til lønsemdsanalyse vil vi no gå vidare til å analysere driftsmargin for det same utvalet som vi analyserte ebitda-margin for. Ein figur for driftsmarginen er vist under.



Figur 21: Driftsmargin for lågt utval

Vi ser umiddelbart at vi ikkje får noko betydeleg endra innsikt i lønsemda av å studere driftsmarginen i staden for ebitda-margina. Jamt over er lønsemda noko lågare då vi no har med avskrivningar, nedskrivningar eller rentekostnadar. Fallet i 2008 er likevel klårare for medianen enn for snittet. Tilsvarende har vi avvik mellom median og snittet i 2000 på same måte som vi har drøfta under ebitda-margina. Eit plott av gjennomsnittet for ebitda-margina og driftsmarginen i same diagrammet er vist nedanfor. Her har vi også inkludert dei to medianane. Korrelasjonskoeffisienten mellom snitta er på 88,61. Grafisk ser vi at det hovudsakleg er utviklinga i 2008 som skil dei to måla frå kvarandre. Korrelasjonskoeffisienten mellom medianane er på 0,9975.



Figur 22: Samanlikning av ebitda-margin og driftsmargin. Gjennomsnitt (primærakse) og median (sekundærakse)

At måla har ulik utvikling i 2008 er svært interessant for vår problemstilling. Sidan driftsmarginen tar omsyn til av- og nedskrivningar samt finanskostnader kan det sjå ut til at desse postane har auka i kriseåret 2008. Dette skulle bety at nokre selskap har skrive ned verdiar betydeleg og at dette påverkar lønsemda. Dette skal vi imidlertid sjå nærare på seinare. Det er interessant å sjå at skilnaden ikkje eksisterar om vi ser på medianen. Som nemnt er korrelasjonskoeffisienten mellom medianane er 0,9975. Det er altså nokre (få) bedrifter som skriv ned betydelege verdiar.

### 3.1.3 Deloppsummering lønsemdsmål

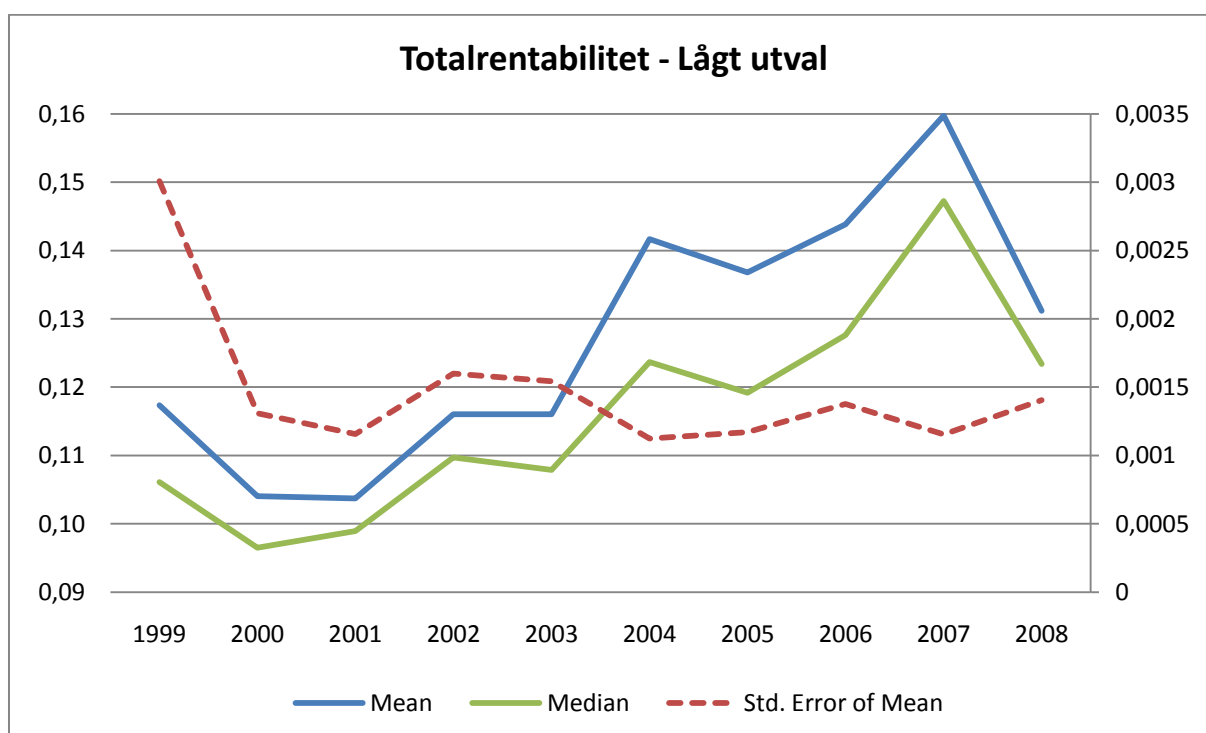
Som vi har sett av analysene over er ebitda-marginen volatil gjennom perioden, og manglar klåre tendensar. Likevel ser vi at lønsemda går ned i krisetider, samstundes som spreininga aukar. Gjennomsnittet er jamt over høgare enn medianen, og ved å gå inn og sjå på prosentil ser ein at dei 20% best presterande i snitt har positiv utvikling i krisetider, medan dei 80% dårlegaste i snitt har negativ lønsemdendring. Driftsmargina har mykje dei same tendensane som ebitda-margina, og det viktigaste bidraget vi får her er ein indikasjon på at nedskrivningar i kriseår bør analyserast nærare for å forklare skilnadane.



### 3.1.4 Totalrentabilitet - Lågt utval

Vi vil no gå over til å analysere rentabilitetar for lågt utval, og vi startar med totalrentabilitet. Totalrentabiliteten gjer eit bilete av den totale avkastinga ei bedrift genererar. Vi ser av grafen under at avkastinga målt etter totalrentabilitet varierar med rundt 6 prosentpoeng i perioden. Medianen og snittet samvarierer i stor grad og har ein korrelasjonskoeffisient på 0,9763. Vi ser likevel nokre interessante moment av grafen som vi må relatere til dei andre lønsemdmåla. Først, fallet i 2008 målt etter snittet er dramatisk og på nesten 3 prosentpoeng, eller heile 17,89 %. Dette er eit klårare fall enn vi har sett på driftsmarginen og i særdelesheit i forhold til ebitda-marginen. Vi ser også at medianen fell nokså tilsvarande som snittet, og dette er i tråd med dei andre lønsemdmåla. I 2000 har både snittet og medianen eit botnpunkt, men ut frå dette kriseåret stig medianen medan snittet held stand. Tolkinga her må være at nokre gjer det svært dårleg og dreg snittet ned medan den jamne bedrift aukar totalavkastinga.

Standardfeilen er relativt sett svært høg i 1999, men dette forklarar vi med endringa av rekneskapsstandarden dette året. Utover dette er standardfeilen jamt over låg med toppar mellom 2002 og 2003 og mindre auke i 2006 og 2008. At standardfeilen ikkje aukar mykje i 2008 tyder på at det fallande gjennomsnittet er representabelt for utvalet.



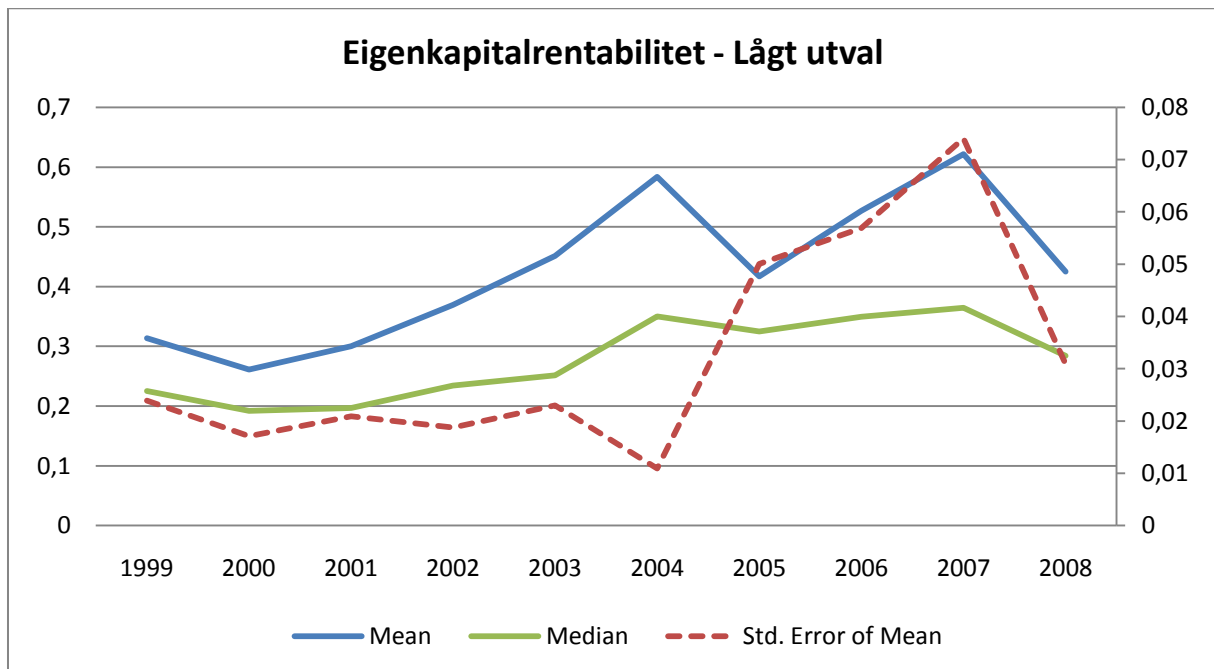
Figur 23: Totalrentabilitet for lågt utval

At nokre få svingar meir enn andre finn ein også ved å sjå på korrelasjonen mellom dei ulike prosentila. Medan korrelasjonskoeffisienten mellom to etterfølgjande prosentil alltid er over

0,96, er den over 0,99 for prosentila 40 – 80. Dei største avvika finn vi ikkje overraskande mellom prosentil 10 og 20, og mellom 80 og 90. Tilsvarande finn vi om vi samanliknar prosentil 10 og 90, der korrelasjonskoeffisienten berre er 0,58.

### 3.1.5 Eigenkapitalrentabilitet - Lågt utval

Eigenkapitalrentabiliteten viser kva avkastning bedrifta genererer gitt den eigenkapitalen som er investert i selskapet. Vi ser at denne er langt høgare enn totalrentabiliteten men svingar også noko meir. Etter eit fall frå 1999 til år 2000 stig rentabiliteten jamt til 2004, får ein kraftig dupp i 2005 og stig så att til 2007. I 2008 får vi eit nytt klart fall som talfestar seg til 19,67 prosentpoeng.

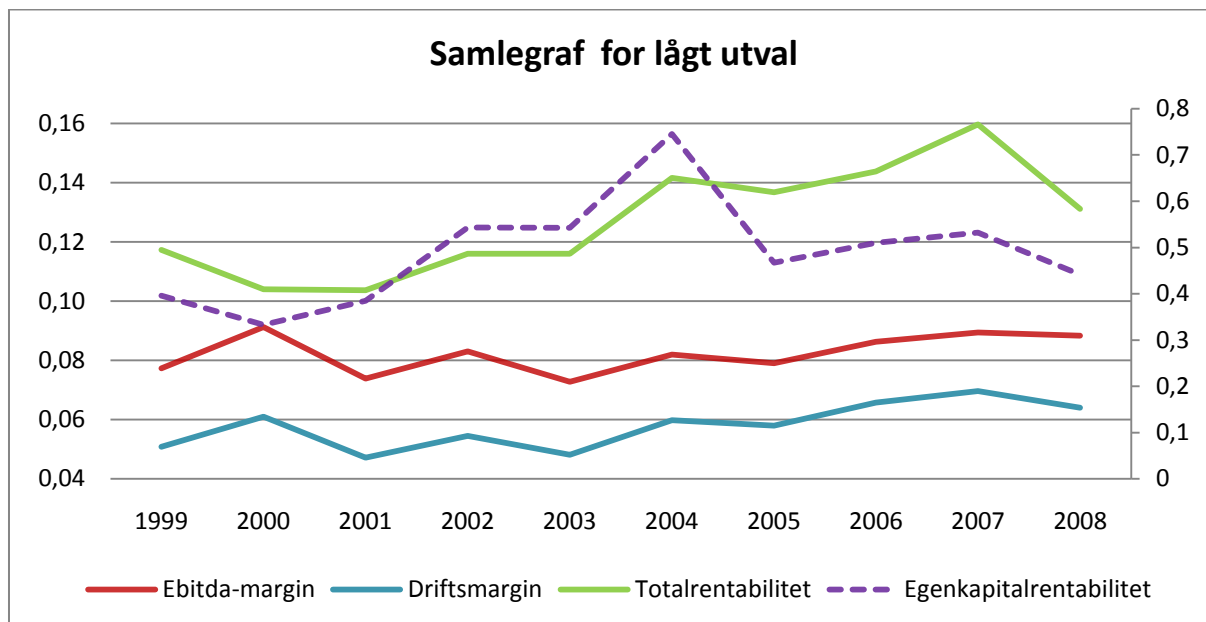


Figur 24: Eigenkapitalrentabilitet for lågt utval

Medianen svingar langt mindre enn gjennomsnittet men er ut over dette samanfallande på tidspunkt for topp- og botnpunkt. Korrelasjonskoeffisienten mellom dei to måla er på 0,9288 og bekreftar denne samvariasjonen. Det er også interessant å sjå at standardfeilen aukar betrakteleg når rentabiliteten fell i 2004. Dette er imidlertid ikkje tilfelle i 2008. Tolkinga her er at fallet i 2004 er representativt for nokre (få) bedrifter, medan dei fleste ser ut til å få redusert lønsemda målt etter eigenkapitalrentabilitet i 2008. Det er samstundes verd å merkje seg at standardfeilen aukar klart også i oppgangsåra 2005 – 2007, noko som er i tråd med auken i gjennomsnittet. Medianen stig likevel nokså moderat i den same perioden.

### 3.1.6 Oppsummering lønsemdanalyser - Lågt utval

Ovanfor har vi plotta gjennomsnittet av dei fire lønsemdmåla i same diagrammet. Merk at eigenkapitalrentabiliteten er vist langs sekundæraksa medan dei andre måla må lesast av langs primæraksa.



Figur 25: Samlegraf for gjennomsnittet av dei fire lønsemdmåla

I lønsemdanalysane har vi sett på heile perioden, men lagt vekt på særleg to periodar: 2000-2001 og 2007 - 2008. Vi ser av samlegrafen at tendensen i desse to periodane er ulike avhengig av kva lønsemdmål vi nyttar oss av. Medan driftslønsemda målt etter ebitda-margin og driftsmargin aukar i 2000, fell lønsemda om vi måler etter rentabilitetane. I 2008 er dette førehaldet nærast bytta om, då rentabilitetane fell dramatisk medan driftsmessig lønsemd held seg nokså upåverka. Vi har likevel påvist at alle lønsemdmåla går ned, sjølv om ebitda-marginen berre fell heilt minimalt.

Utover dei to periodane vi har vektlagt er det også nyttig å sjå på 2004 der rentabilitetane stig markant. Driftsmessig lønsemd stig også men på langt nær i same skala. Vi skal være varsame med å spekulere i kva denne plutselige endringa skyldast. Vi påpeikar likevel at både medianen og snittet stig medan standardfeilen går ned, og auken er difor representativ for store delar av utvalet. Frå 1.1.2004 vart aksjeutbytte gjort skattefritt gjennom fritaksmodellen, ein regel som også gjaldt i 2005. Frå og med 2006 vart denne modellen fjerna. Denne hendinga kan moglegeins forklare noko av dei ekstremsvingane vi observerar over.

## 3.2 Høgt utval

Vi er no ferdige med første del av lønsemdsanalyse, der utvalet har bestått av selskap med salsinntekt over 5 millionar (lågt utval). Vi vil difor bevege oss vidare til del to av lønsemdsanalyse, der utvalet består av bedrifter som har over 25 millionar i salsinntekt (høgt utval). Framgangsmåten for analyse er lik som for lågt utval. Nedanfor syner vi ein frekvenstabell over kor mange observasjonar som dannar grunnlaget for lønsemdanalyse med høg grense på salsinntekt. Vi ser valid N aukar med vel 4 000 i perioden.

År	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Valid N	10 111	11 013	10 726	10 670	10 042	10 522	11 375	12 368	13 509	14 308

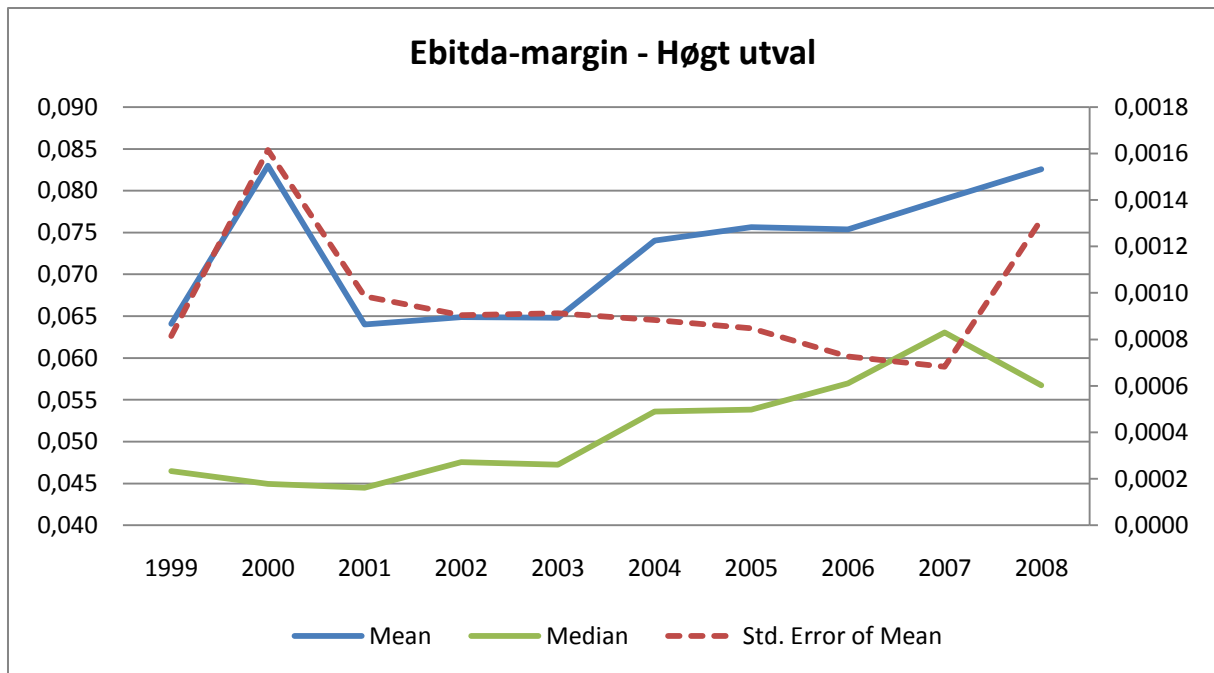
Tabell 6

### 3.2.1 Ebitda-margin – Høgt utval

Vi startar med å analysere ebitda-margin. Tabellen under syner gjennomsnittleg ebitda-margin og median for utvalet vårt. Desse tala dannar grunnlaget for grafen i figur 26. Prosentvis endring tolkast som endring frå førre år og blir dermed også eit mål på vekst i lønsemd. Dei siste to linjene er høvesvis differansen og korrelasjonen mellom gjennomsnittet og medianen.

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Ebitdmargin-snitt	0,0641	0,0830	0,0640	0,0649	0,0648	0,0740	0,0756	0,0754	0,0790	0,0826
Absoluttendring		0,0189	-0,0190	0,0009	-0,0001	0,0092	0,0016	-0,0003	0,0037	0,0036
%vis endring		0,2956	-0,2290	0,0140	-0,0011	0,1419	0,0217	-0,0035	0,0486	0,0450
Ebitdamargin-median	0,0465	0,0450	0,0445	0,0475	0,0472	0,0536	0,0538	0,0570	0,0630	0,0567
Absoluttendring		-0,0015	-0,0005	0,0030	-0,0003	0,0063	0,0002	0,0032	0,0061	-0,0063
%vis endring		-0,0325	-0,0102	0,0685	-0,0064	0,1342	0,0043	0,0587	0,1065	-0,1000
Differanse	0,0176	0,0381	0,0195	0,0173	0,0176	0,0204	0,0218	0,0184	0,0160	0,0259
Korrelasjonskoeff.	0,5773									

Tabell 7

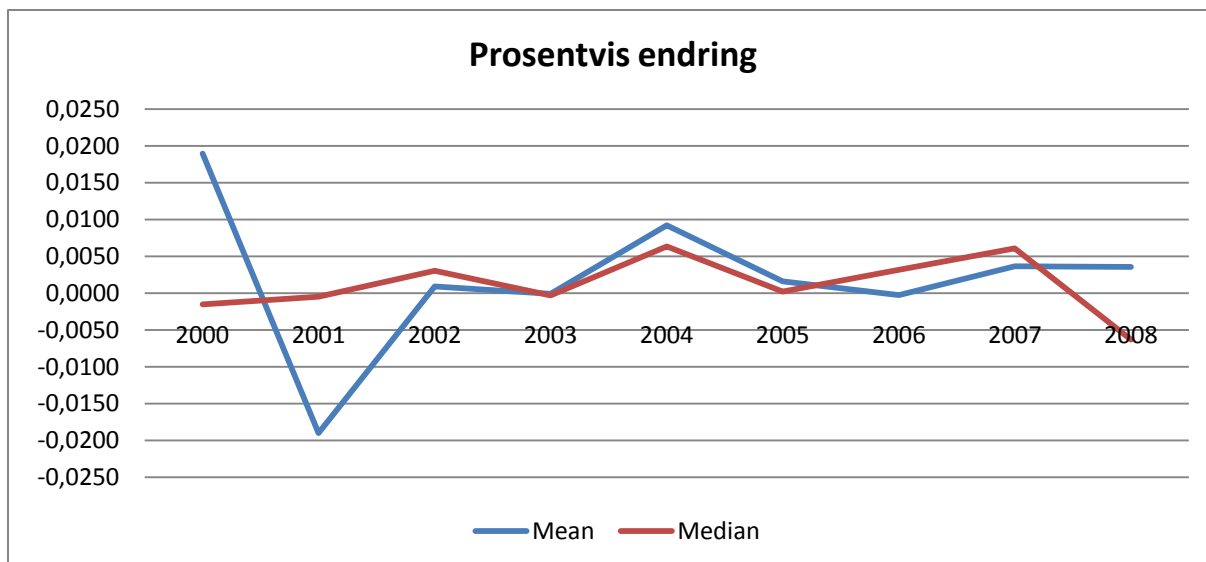


Figur 26: Ebitda-margin for høgt utval

Grafen over viser at gjennomsnittleg ebitda-margin i utvalet svingar med rundt to prosentpoeng mellom 1999 og 2008. Snittlønsemda har ein topp i 2000 med påfølgande fall året etter. Frå og med 2001 er det ein stigande tendens resten av perioden, sjølv om vi ser eit minimalt fall i 2006 på 0,03 prosentpoeng. Vi kjem tilbake til den auka vi ser i snittet i 2008.

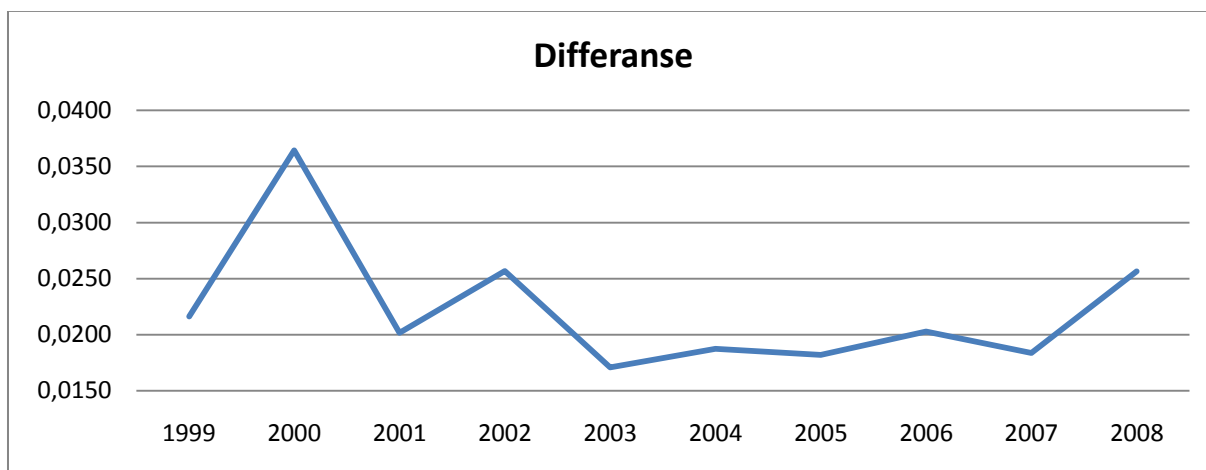
Medianen varierar på same måte som snittet med rundt to prosentpoeng, men ligg jamt over også rundt to prosentpoeng lågare. Medianen har imidlertid eit klart fall i 2008, noko snittet ikkje har.

Nedanfor er årleg endring for kvart av dei to måla vist grafisk. Vi legg særleg merke til at medianen fell meir enn snittet i 2008. Vi ser også at medianen er nærast utan endring i 1999 - 2001, medan snittet fell klart i 2001.



Figur 27: Prosentvis endring i gjennomsnitt og median

Sidan medianen i vårt utval alltid er lågare enn snittet, er det på årleg basis blant dei 50 % beste selskapa markant høgare lønsemd enn det er i dei 50 % dårlegaste. Figuren under viser differansen mellom snittet og median og vi ser at forskjellen er høgast i år 2000, medan grafen har lokale toppunkt også i 2002 og 2008. Dette skulle tyde på at det i år 2000, 2002 og 2008 er nokre selskap som gjer det svært godt. I åra mellom 2003 og 2007 er differansen låg og lønsemda aukande. Samanliknar vi denne perioden med trenden i figur 26 er altså perioden prega av ein generell oppgangskonjunktur.

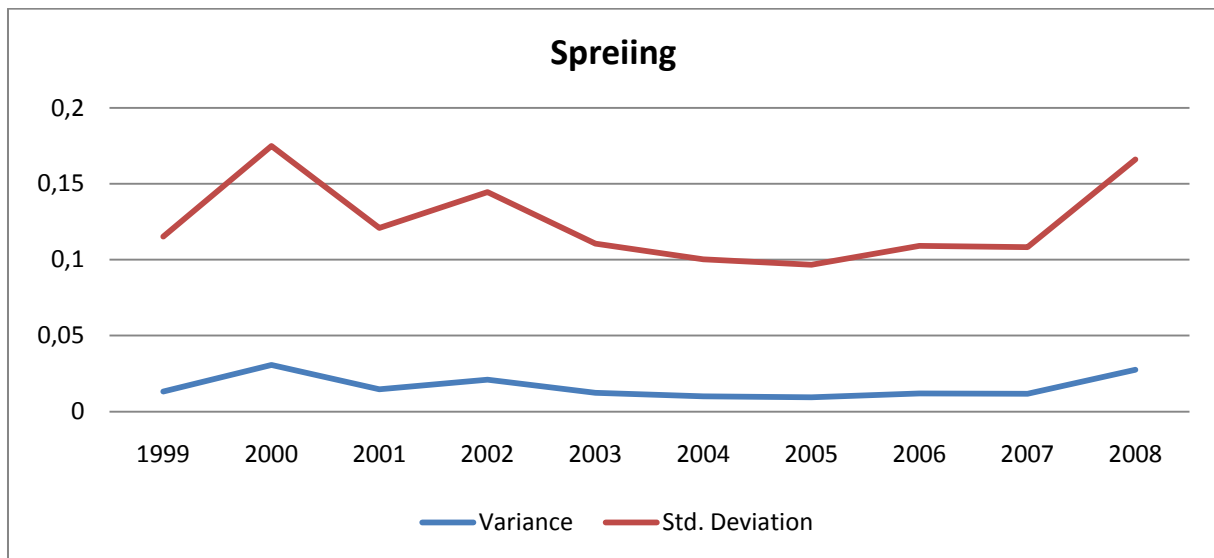


Figur 28: Differanse mellom gjennomsnitt og median

Også på det høge utvalet er det interessant å sjå skilnadane mellom snittet og medianen i år 2000 og i 2008. Medan snittet og medianen samvarierer alle andre år, går dei i motsett retning i år 2000. Mellom 1999 og 2000 aukar ebitda-marginen med 1,89 prosentpoeng, medan tilsvarende tal mellom 2007 og 2008 er 0,36 prosentpoeng. Dette står i sterk kontrast til

endringa i medianen som er høvesvis - 0,15 og - 0,63 prosentpoeng. At dei to statistiske måla ikkje samvarierer perfekt viser også korrelasjonskoeffisienten som er 0,55.

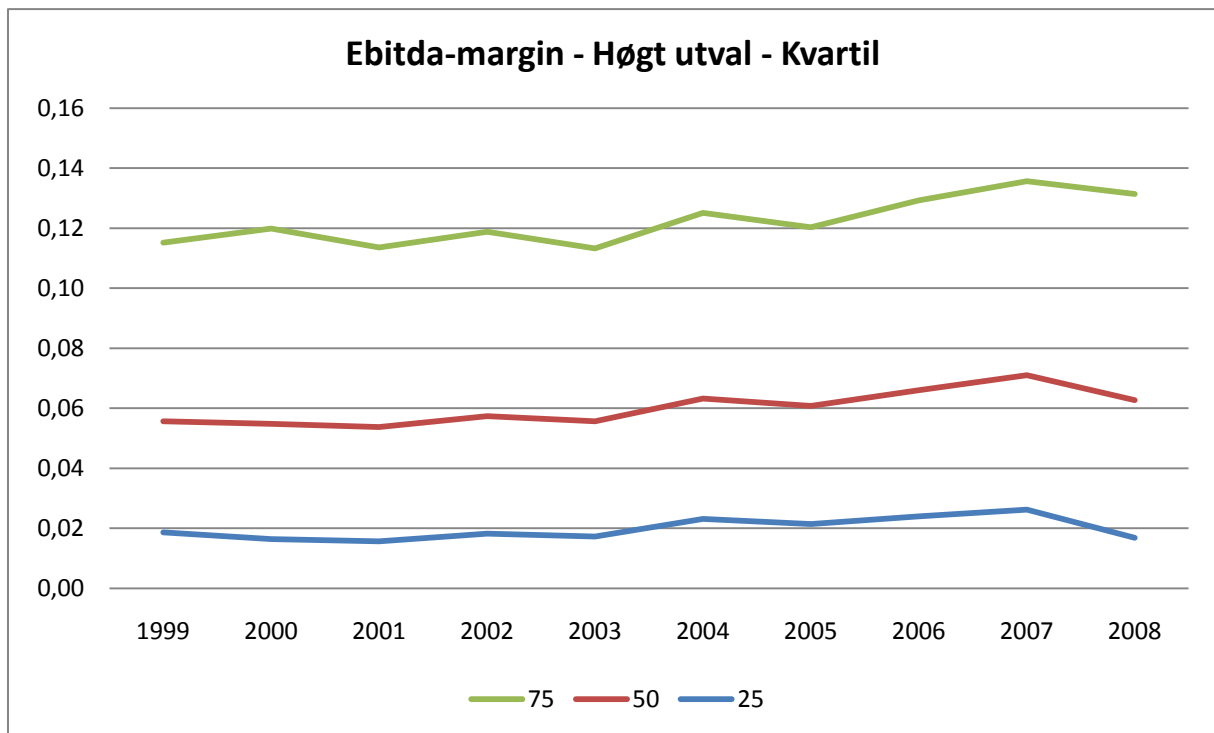
At snittet går opp medan medianen vert redusert tyder på at spreinga aukar. Dette ser vi av grafane under der vi får toppar i 2000 og 2008, og av den aukande standardfeilen i figur 28. Medan variansen og standardavviket er stabilt lågare i perioden 2003 til 2007 då vi hadde ein oppgangskonjunktur, har spreingsmåla toppar i år 2000, 2002 og 2008.



Figur 29: Spreiing kring ebitda-margin

Spreiinga desse åra fortel oss at det er ulikskapar knytt til kva bedrifter som gjer det godt og kva bedrifter som gjer det dårleg lønsemdmessig. For å undersøkje denne tendensen må vi sjå på den interne fordeling, og då ønskjer vi å dele opp utvalet ytterlegare enn i to grupper slik medianen gjer. Under har vi difor delt utvalet inn i fire like store grupper og teikna grensa mellom desse. Vi ser at alle kvartila får redusert lønsemd i 2008. Dette står i kontrast til snitt og mediandrøftinga ovanfor. Her hugsar vi at snittet auka medan medianen gjekk ned. Kvartilinndelinga under viser i så fall et det er nokre få gode selskap som dreg snittet mykje opp sidan 75 % truleg reduserar lønsemda frå 2007 til 2008. Truleg seier vi her for å understreke at kvartil gjer grensene mellom to grupper og at det kan være skilnadar med omsyn til kven som er med i kvar gruppe dei to åra. Når alle kvartila går ned, tyder dette likevel på at fallet er nokså konsistent på tvers av utvalet. At snittet då likevel aukar kan vi forklare med at nokre få selskap gjer det svært godt. Spreingsmåla underbyggjer også at det er aukande skilnad i lønsemda i 2008. Vi ser også at fallet for kvartil 3 i 2008 er mindre markant enn fallet i kvartil 1 og 2. År 2000 skil seg frå 2008 ved at fallet kun observerast i dei lågaste to kvartila. Desse to får redusert lønsemd medan kvartil tre aukar ebitda-marginen.

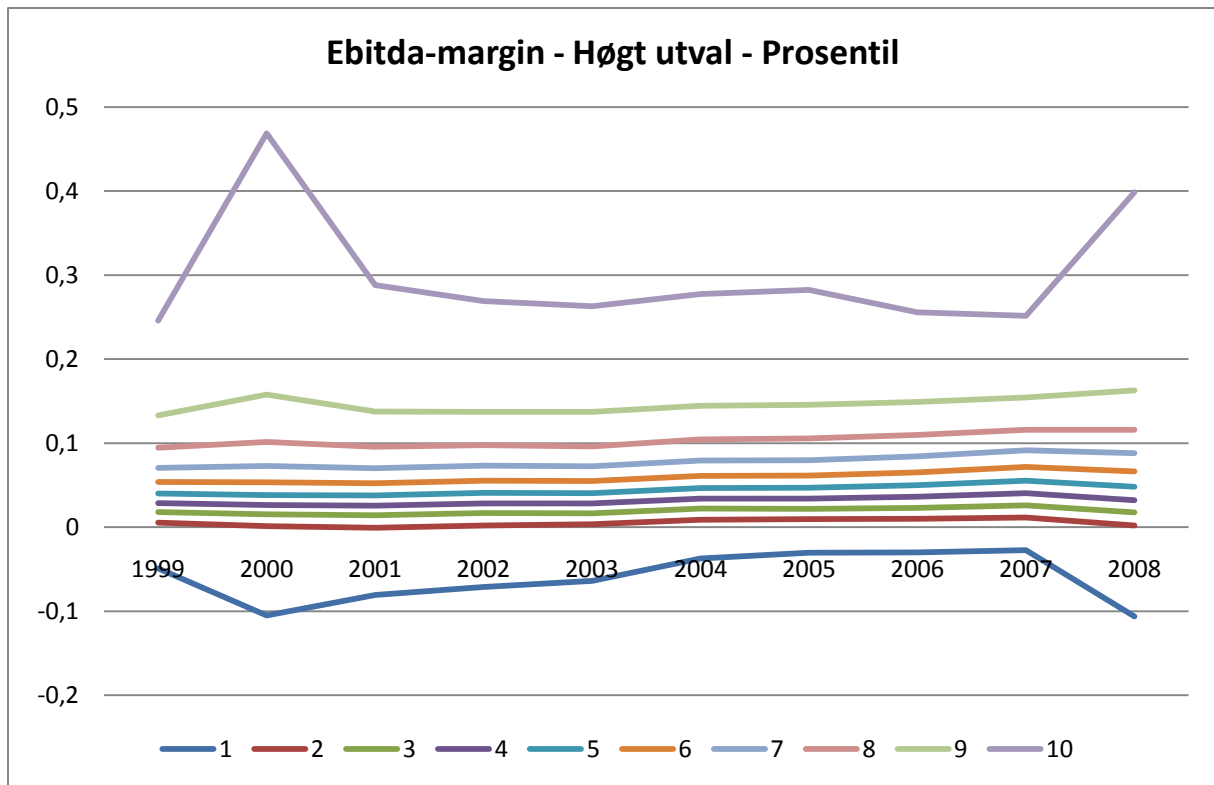
Det same året finn vi også at spreinga aukar og at medianen går ned sjølv om snittet går opp. Dette kan tyde på at dei mest lønsame selskapa ikkje vert nemneverdig påverka av krisa, og at denne hovudsakleg rammar bedrifter som er mindre lønsame i utgangspunktet. Dette heng også saman med funna i 2008 der vi kan antyde at dei beste bedriftene i mindre grad enn dei dårlegaste vert påverka av krisa.



Figur 30: Ebitda-margin i høgt utval inndelt i kvartil

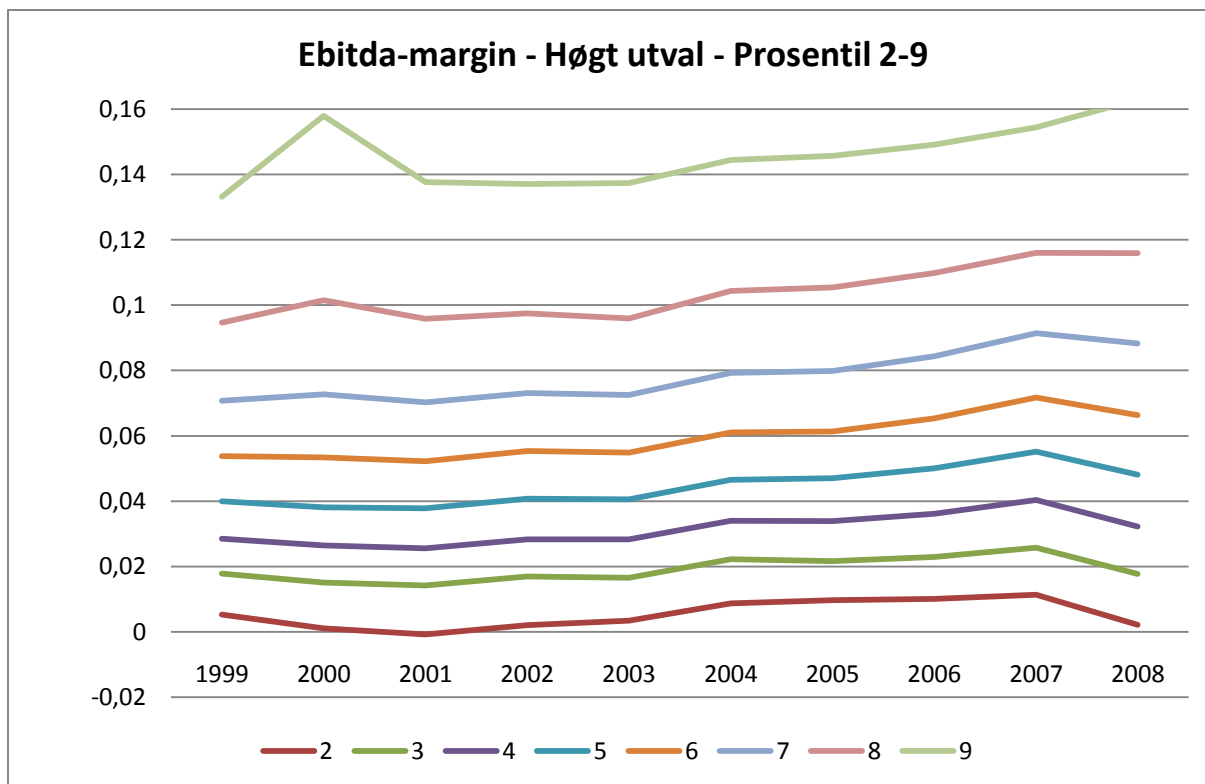
I tråd med tidlegare diskusjon, bør vi vise snittet for kvar gruppe for å seie noko om endring over tid. Nedanfor har vi difor delt utvalet i 10 like store grupper og vist gjennomsnittleg ebitda-margin for kvar gruppe.





Figur 31: Ebitda-margin for høgt utval inndelt i prosentil

Ikkje uventa ser vi igjen at det nedste og øvste prosentilet skil seg klart ut. Det er svært interessant å merkje seg at snittet i det øvste prosentilet aukar betydeleg i 2000 medan snittet i det nedste prosentilet fell markant same året. Tilsvarende funn ser vi i 2008. Dette illustrerar godt dei funna vi også har gjort på det låge utvalet, at spreinga i lønsemd er stor i kriseår og at nokre gjer det svært godt medan dei fleste andre får redusert lønsemda. Sjølv om storparten av prosentila 2 – 9 har førehaldsvis lita svinging, ser vi at snittet for gruppe 9 utpeikar seg i 2000 og 2008. For å betre sjå effektar i desse gruppene skriv vi ut ein ny figur der dei to mest ekstreme prosentila er fjerna. Denne er vist i figur 32 under.



Figur 32: Ebitda-margin for høgt utval inndelt i prosentil eksklusiv høgste og nedste prosentil

Grafen ovanfor syner at også prosentil 9 har dei same tendensane som prosentil 10 når det gjeld auka lønsemd i 2000 og 2008. Tilsvarande har prosentil 2, og kanskje også 3 – 6, fallande lønsemd i 2000 og 2008. Prosentil 7 og 8 ligg derimot i grenseland då den aukar i 2000 medan den fell i 2008. Dette inntrykket blir også bekrefta gjennom korrelasjonskoeffisientane, der ein opplever eit klårt fall i korrelasjon mellom dei to øvste prosentila og dei øvrige.

Oppsummert har vi funne at ebitda-marginen i gjennomsnitt aukar i 2000 og 2008. Vi har også sett at medianen fell i dei same åra. Deretter har vi brote ned utvalet i grupper for å sjå kven som aukar og kven som reduserar si lønsemd. Vi kan då slå fast at det er dei 20 % beste selskapa som i snitt aukar lønsemda i 2008, medan resten får redusert ebitda-margin. I 2000 er det derimot dei 60 % dårlegaste som får redusert lønsemd, medan resten aukar ebitda-marginen. Vi påpeikar likevel at det hovudsakleg er dei lågaste og dei høgste prosentila som skapar utslaget og at dei midste prosentila er nokså stabile og viser ein generell auke i perioden, men med eit nokså klårt fall i 2008. Vi framhevar også at vi ikkje har kontrollert for kven som er i dei ulike gruppene, og at vi dermed kun kan slå fast at 20 % av utvalet har høgare lønsemd i eit kriseår medan resten har lågare marginar enn året før. Tolkninga er dermed at i ei krise vil nokre få auka lønsemd medan dei fleste får redusert lønsemd.

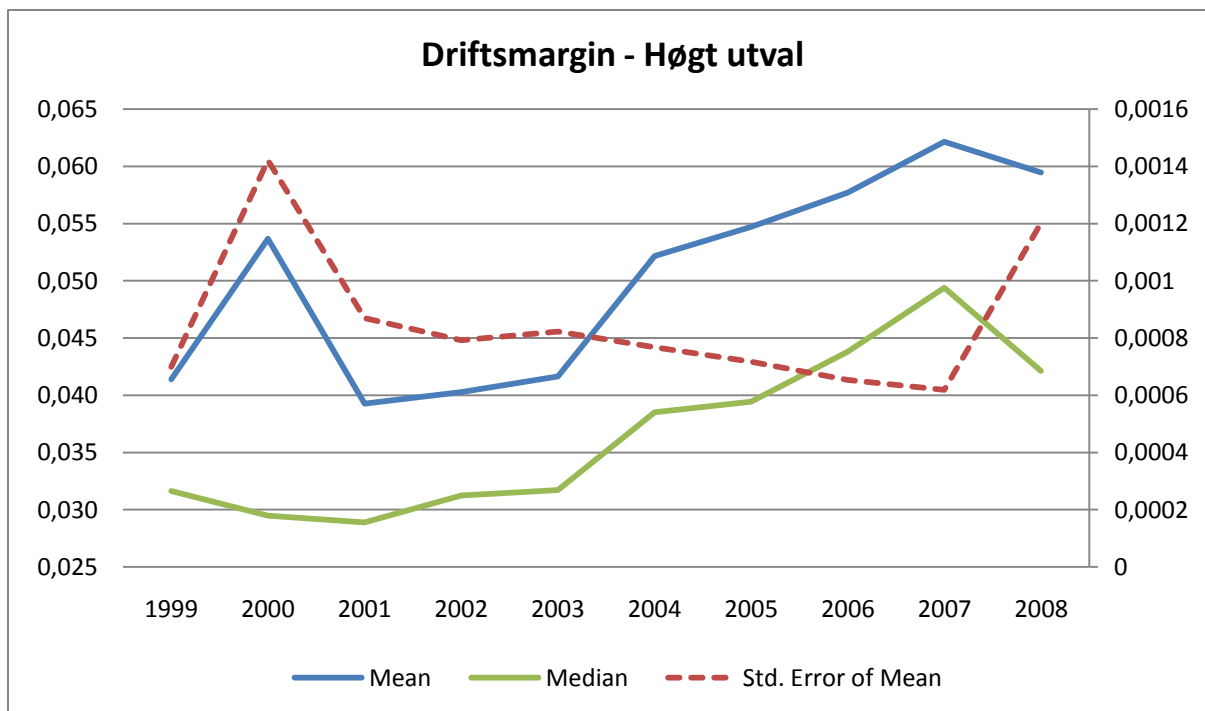
### 3.2.2 Driftsmargin – Høgt utval

Vi vil no gå over til å analysere driftsmargin for høgt utval. I tabellen under viser vi dei data som ligg til grunn for analysen. Utvalet er det same som vi presenterte før vi analyserte ebitda-marginen.

<b>Driftsmargin</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>	<b>2001</b>	<b>2002</b>	<b>2003</b>	<b>2004</b>	<b>2005</b>	<b>2006</b>	<b>2007</b>	<b>2008</b>
<b>Drmarg-snitt</b>	0,0410	0,0537	0,0393	0,0400	0,0416	0,0520	0,0550	0,0577	0,0620	0,0595
<b>Absoluttendring</b>	-	0,0123	-0,0144	0,0010	0,0014	0,0105	0,0025	0,0030	0,0045	-0,0027
<b>%vis endring</b>	-	0,2961	-0,2681	0,0252	0,0342	0,2527	0,0484	0,0548	0,0773	-0,0433
<b>Drmarg-median</b>	0,0320	0,0295	0,0289	0,0310	0,0317	0,0390	0,0390	0,0438	0,0490	0,0421
<b>Absoluttendring</b>	-	-0,0021	-0,0006	0,0023	0,0005	0,0068	0,0009	0,0044	0,0056	-0,0073
<b>%vis endring</b>	-	-0,0678	-0,0200	0,0811	0,0153	0,2141	0,0240	0,1107	0,1280	-0,1471
<b>Korrelasjon</b>	0,8536									

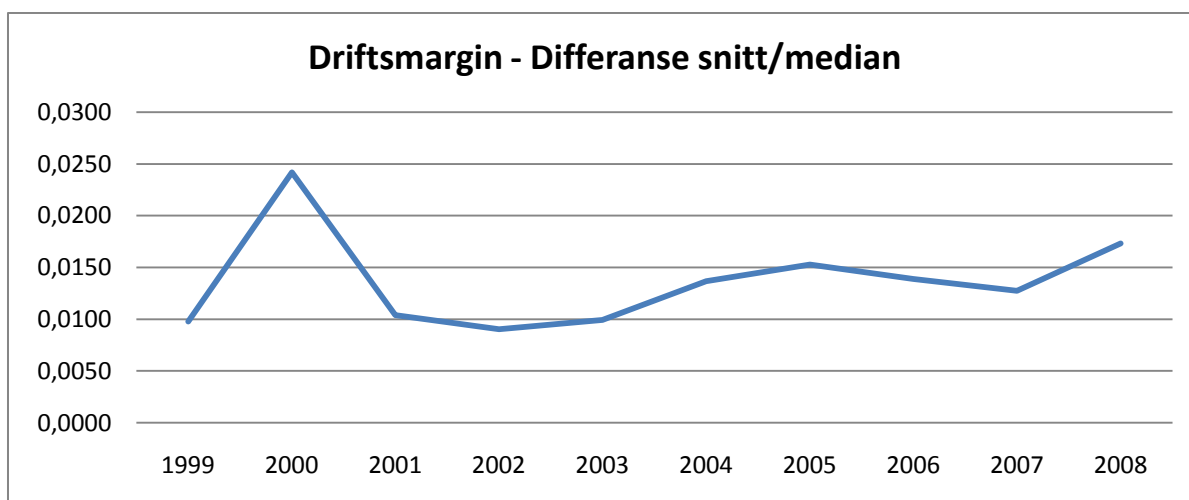
Tabell 8

Grafane nedanfor gjer oss ytterlegare forståing for lønsemda for norske bedrifter i 1999 – 2008. Målt etter driftsmargin ser vi først at lønsemda går ned frå 2007 til 2008 enten vi måler etter gjennomsnittet eller medianen. Dette er nytt i forhold til ebitda-marginen der snittet auka. Rett nok ser vi at snittet minkar langt mindre enn medianen nedanfor, men reduksjonen i lønsemd er likevel markant. Til tross for denne samvariansen ser vi at standardfeilen aukar og spreinga i kriseåret er betydeleg større enn året før. Tilsvarende ser vi i år 2000 då snittet aukar dramatisk medan medianen vert redusert. Denne observasjonen finn vi også på ebitda-marginen. Bortsett frå desse to avvika varierar medianen og snittet nokså likt, noko korrelasjonskoeffisienten på 0.8536 bekreftar.



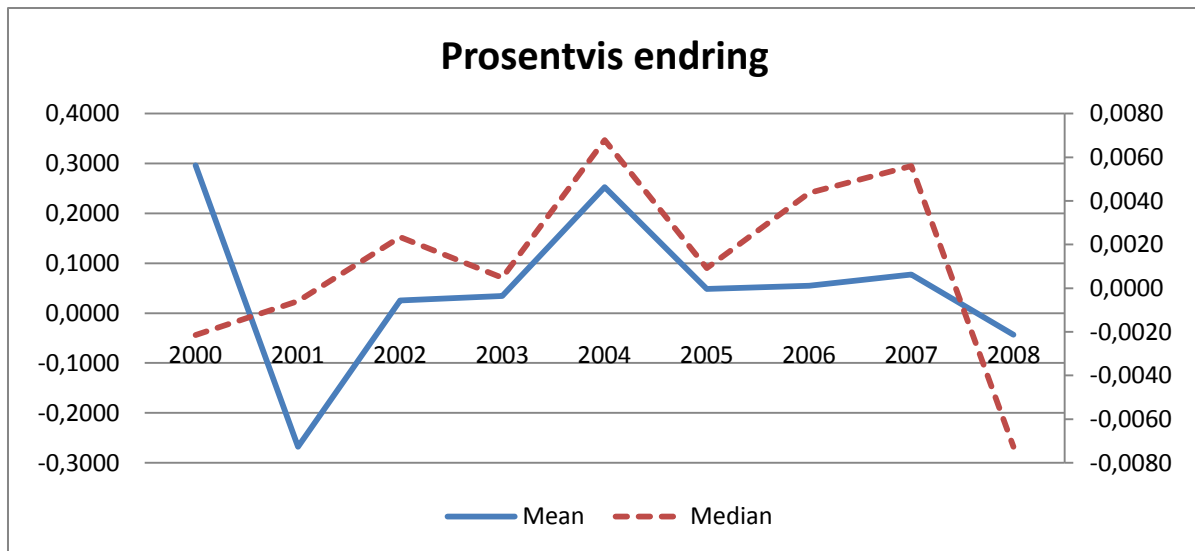
Figur 33: Driftsmargin for høgt utval

Det er likevel interessant å sjå kva år skilnadane mellom snittet og medianen er størst. Dette er vist i grafen under, og vi ser at særleg år 2000 utmerkar seg, men at differansen også er høg i 2008 og i åra kring 2005.



Figur 34: Differanse i gjennomsnitt og median for driftsmargin

Plottar vi prosentvis endring i dei to måla får vi grafen under, som viser at gjennomsnittet og medianen i 2003 – 2005 samvarierer i stor grad. Jamfør den høge differansen ovanfor vil vi då ikkje vektleggje desse skilnadane sidan differansen er målt i absolutte tal og derfor ikkje tar omsyn til verdien året før. Vi konkluderar då med at differansen mellom snittet og medianen i stor grad er konsentrert om kriseåra 2000 og 2008.



Figur 35: Prosentvis endring i gjennomsnitt og median, driftsmargin

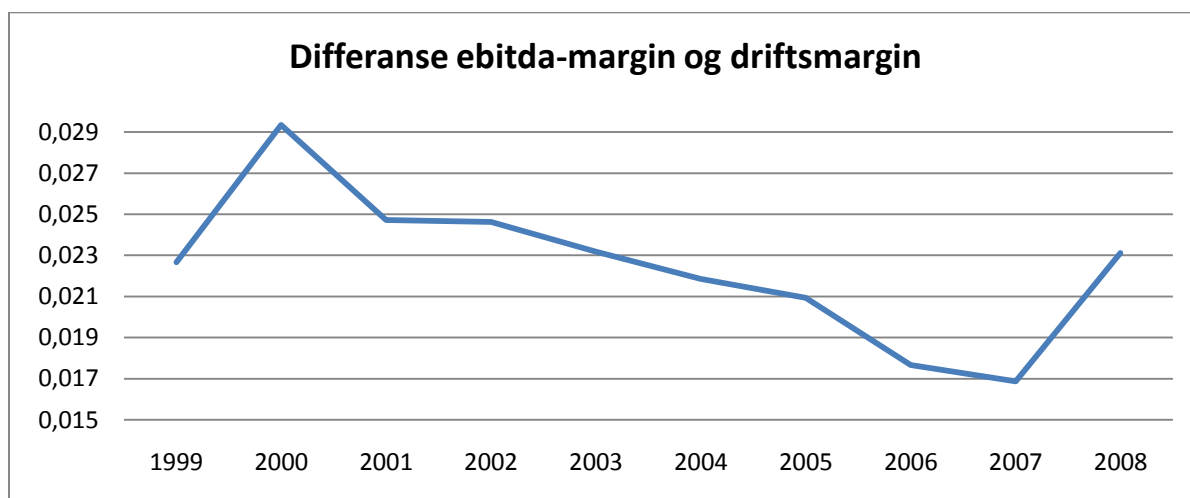
Oppsummert har vi her sett at gjennomsnittet og medianen til driftsmarginen stort sett samvarierer, men skil seg frå kvarandre i år 2000. Her aukar snittet medan medianen fell og det er då nokre selskap som gjer det svært godt medan massane gjer det dårlegare.

### 3.2.3 Deloppsummering lønsemdsmål – Høgt utval

Vi har no utført analyse av ebitda-margin og driftsmargin for høgt utval. Analysa krev imidlertid ei ytterlegare drøfting. Ser vi på samanhengen mellom ebitda-marginen og driftsmarginen finn vi nokre interessante funn. Vi ser då at ebitda-marginen aukar medan driftsmarginen fell i 2008, og dette er spesielt både fordi dei to lønsemdmåla gir tilnærma den same informasjonen og sidan korrelasjonskoeffisienten mellom dei to måla er på 0,91.

For å forklare kvifor dette skjer må vi sjå på kva som ligg til grunn for utrekninga av dei to nøkkeltala. Ebitda-marginen tek ikkje omsyn til avskrivning, nedskrivning eller finanskostnader, og det er då naturleg at ebitda-marginen er høgare enn driftsmarginen. Men når desse to lønsemdmåla går kvar sin retning må dette skyldast ei av dei nemnte ulikskapane. I kriseår kan det være sannsynleg at selskap skriv ned verdiane sine som følgje av verdifallet og nedgangskonjunktoren. Dette vil slå ut på driftsmarginen, men ikkje på ebitda-marginen. Det kan difor synast som om forklaringa kan liggje her, og i så fall vil driftsmarginen gje eit meir korrekt bilete av den faktiske lønsemda i kriseåret sidan den korrigerar for kapitalslitet. Ebitda-marginen vil altså overvurdere den faktiske lønsemda sidan den ignorerar fallet i verdi på eignedelar, fordringar osv. Gitt denne forklaringa er det interessant å sjå kva år differansen mellom dei to måla er størst. Av figuren nedanfor finn vi at dette er tilfelle i år 2000, men skilnaden er også aukande att i 2008 etter at dei to måla har nærma seg fram til 2007. Dette

skulle tale for at åra mellom 2001 og 2007 har gjeve ein generell auke i lønsemd for utvalet. Grafen toler også samanlikning med spreingsmåla som har liknande trend som vi ser under, med klare toppar kring kriseåra 2000 og 2008.



Figur 36: Differanse mellom ebitda-margin og driftsmargin

### 3.2.4 Totalrentabilitet - Høgt utval

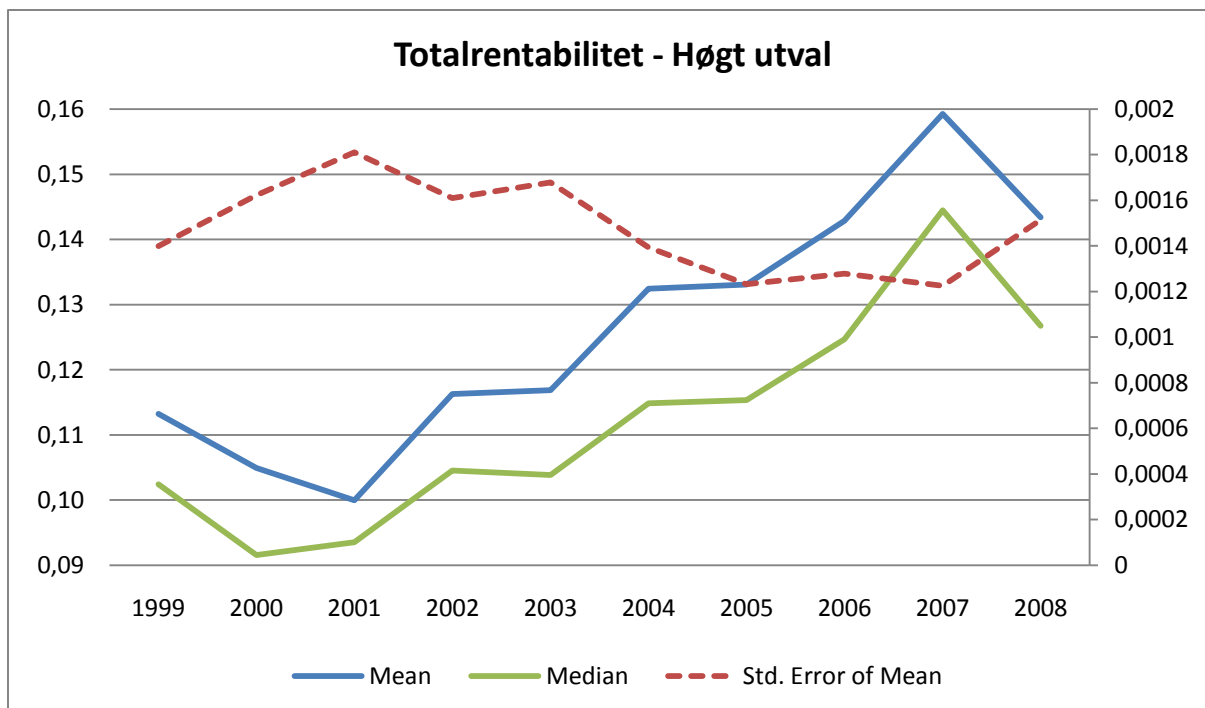
Vi vil no gå over til å vurdere rentabilitetane i utvalet med høg grense for salsinntekt, og vi startar med totalrentabilitet. Følgjande data dannar grunnlaget for denne analysa.

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
<b>Totrent-snitt</b>	0,1132	0,1049	0,1000	0,1163	0,1169	0,1324	0,1331	0,1429	0,1593	0,1434
<b>Endring</b>		-0,0083	-0,0050	0,0163	0,0006	0,0156	0,0006	0,0098	0,0164	-0,0158
<b>%vis endring</b>		-0,0731	-0,0472	0,1634	0,0051	0,1331	0,0047	0,0737	0,1146	-0,0994
<b>Totrent-median</b>	0,1024	0,0916	0,0935	0,1045	0,1039	0,1148	0,1153	0,1247	0,1445	0,1268
<b>Endring</b>		-0,0109	0,0019	0,0110	-0,0007	0,0110	0,0005	0,0094	0,0198	-0,0177
<b>%vis endring</b>		-0,1061	0,0211	0,1179	-0,0066	0,1058	0,0041	0,0812	0,1588	-0,1227

Tabell 9

Gjennomsnittleg totalrentabilitet aukar frå 2001 til 2007 med totalt 5,93 prosentpoeng, medan medianen aukar med 5,29 prosentpoeng i same perioden. Standardfeilen er generelt låg, og er fallande frå 2001 til 2005, og noko aukande i 2008.

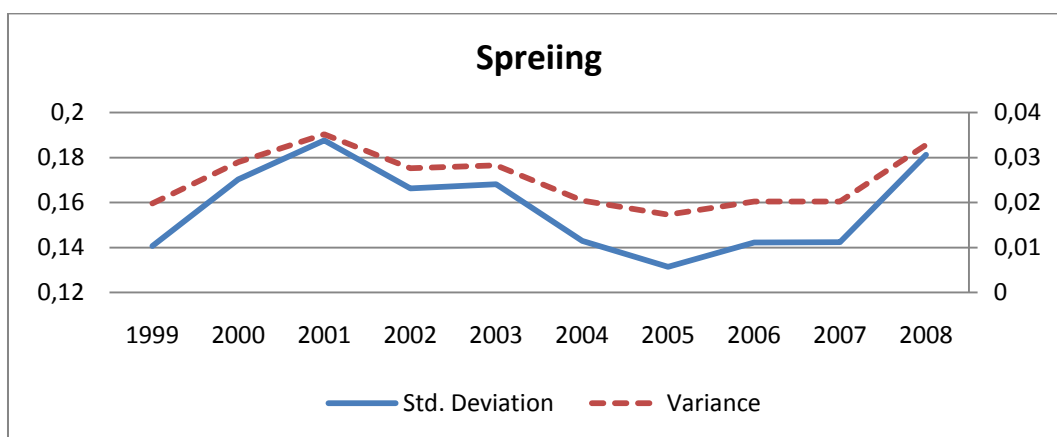
I 2000 og 2008 fell både snittet og medianen, og standardfeilen aukar begge åra. Dette er interessant, særleg relatert til funna i analysane av driftsmargin og ebitda-margin. Igjen tyder altså funna våre på at nokre selskap avvik frå reduksjonen i lønsemd i kriseåra. Når botnen er nådd i 2001 ser vi at standardfeilen igjen minkar og oppgangen fram mot 2007 er derfor meir generell.



Figur 37: Totalrentabilitet i høgt utval

Mellom 2000 og 2001 går snittet og medianen i kvar si retning, eit funn vi også har sett på dei drifstmessige lønsemdmåla. Same tendensen finn vi likevel ikkje i 2008.

Spreiinga i totalrentabilitet aukar klårt i 2000 og 2001, samt i 2008. Vi finn også ein mindre auke i 2003. Desse funna er nokså konsistente med funna i standardfeilen i førre figur. Vi nøyer oss med å kommentere at igjen ser spreinga ut til å auke i kriseåra og være låg(are) i den generelle oppgangskonjunkturen mellom 2003 og 2007.



Figur 38: Spreiing i totalrentabilitet

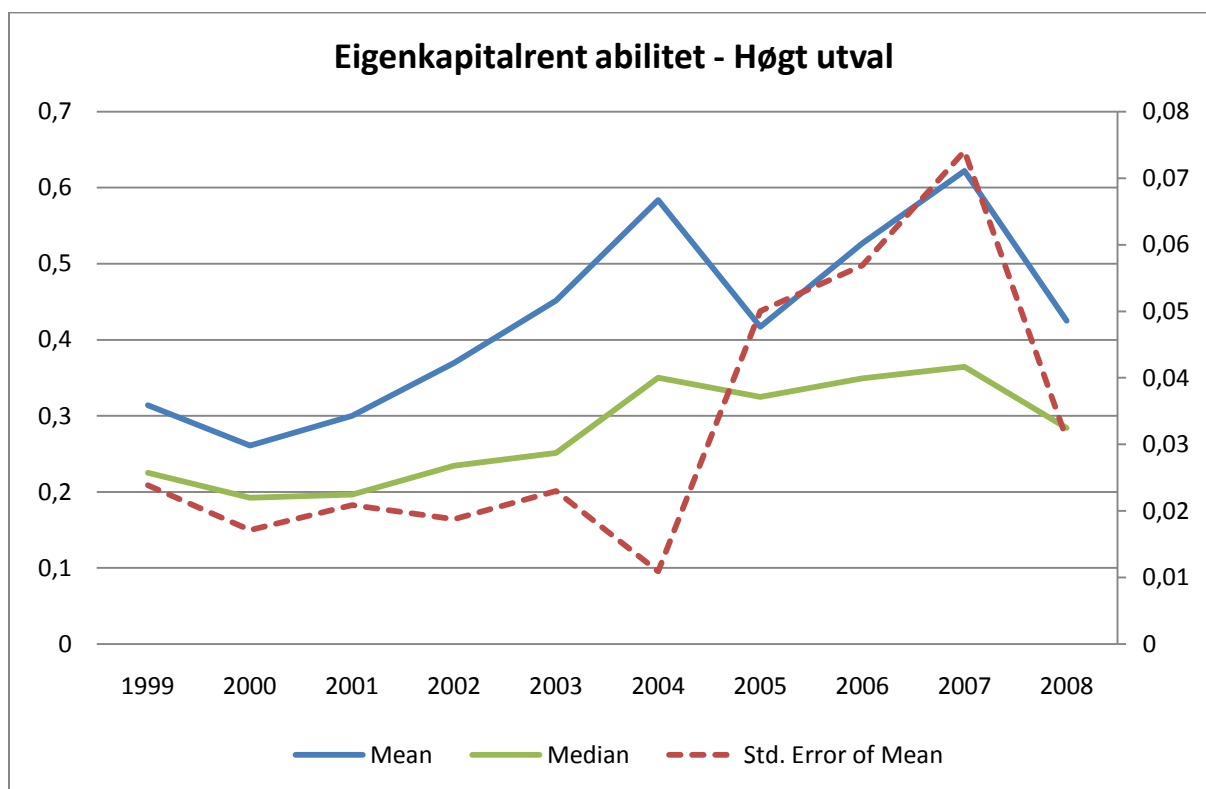
### 3.2.5 Eigenkapitalrentabilitet – Høgt utval

Vi går no over til å analysere eigenkapitalrentabilitet, og følgjande data dannar grunnlaget for denne analysa.

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
<b>Ekrent-snitt</b>	0,3138	0,2611	0,3002	0,3695	0,4516	0,5838	0,4172	0,5268	0,6219	0,4252
<b>Endring</b>	-	-0,0527	0,0391	0,0693	0,0821	0,1322	-0,1666	0,1096	0,0951	-0,1967
<b>%vis endring</b>	-	-0,1679	0,1496	0,2308	0,2222	0,2928	-0,2853	0,2627	0,1806	-0,3163
<b>Ekrent-median</b>	0,2253	0,1921	0,1965	0,2345	0,2514	0,3503	0,3249	0,3494	0,3645	0,2841
<b>Endring</b>	-	-0,0331	0,0044	0,0380	0,0170	0,0988	-0,0254	0,0245	0,0152	-0,0805
<b>%vis endring</b>	-	-0,1471	0,0227	0,1933	0,0724	0,3931	-0,0725	0,0754	0,0434	-0,2207

Tabell 10

Nedanfor viser vi ein graf over snittet, medianen og standardfeilen til eigenkapitalrentabiliteten.



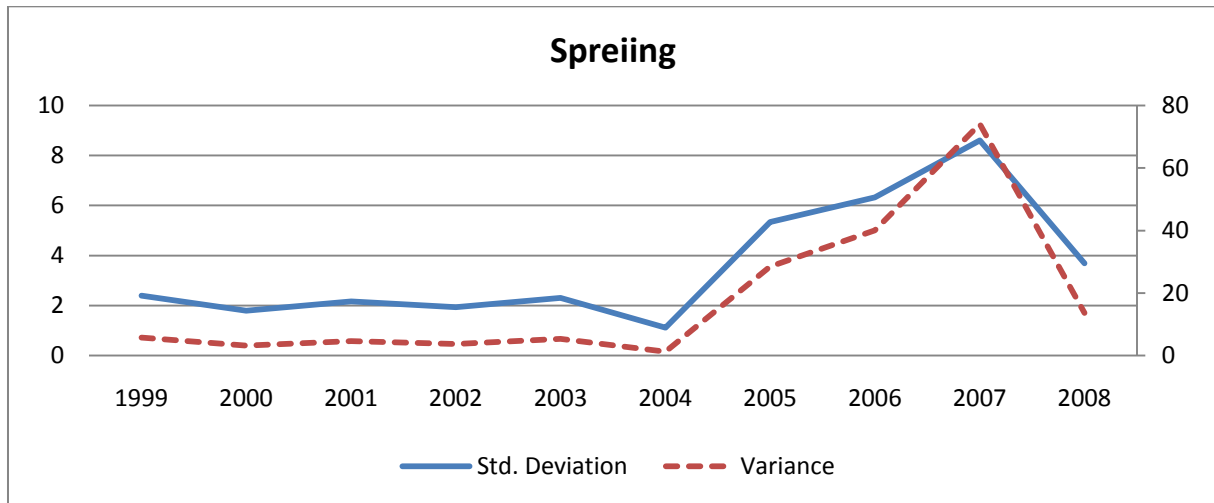
Figur 39: Eigenkapitalrentabilitet i høgt utval

Snittet av eigenkapitalrentabiliteten aukar jamt frå 2000 til 2004, og mellom 2005 og 2007. Fall finn vi i 2005 og 2008, der sistnemnte er noko større enn førstnemnte om vi målar prosentmessig reduksjon. Medianen har ikkje dei same ekstreme svingingane som snittet, men vi finn tilsvarende fall i 2005 og 2008 der sistnemnte er klart størst.

Det kanskje mest interessante å lese av grafen er standardfeilen som syner spreinga i perioden. Denne aukar dramatisk frå 2004 til 2007 og fell så enda klårare i 2008. Vi skriv



derfor ut dei to andre spreingsmåla for å sjekke at utviklinga er lik. Dette er vist nedanfor. Grunna ulike storleikar har vi teikna variansen på sekundæraksa medan standardavviket er på primæraksa.

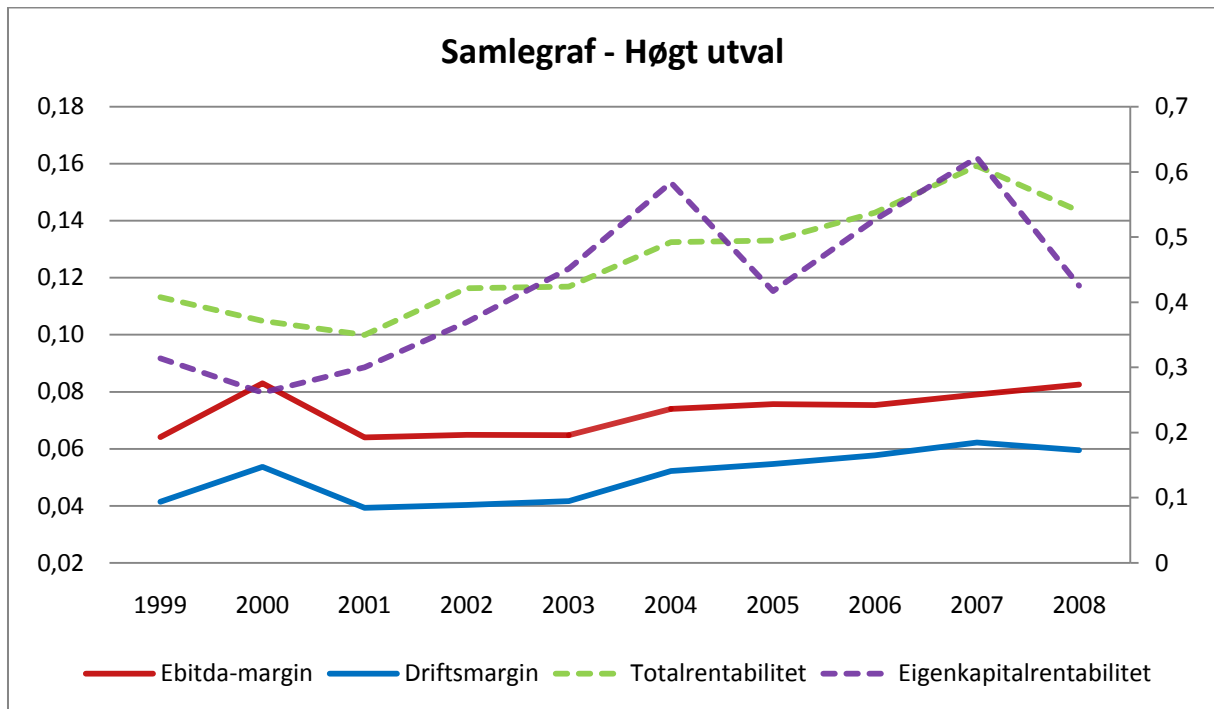


Figur 40: Spreiing i eigenkapitalrentabilitet

Vi ser at desse to spreingsmåla samvarierer med standardfeilen og at denne aukar fram mot 2007. Det er minst like interessant å sjå fallet i 2008. Relaterer vi dette til det fallande snittet ser vi at reduksjonen i eigenkapitalrentabiliteten er representativ for utvalet sidan spreinga faktisk minkar. Dette står også i kontrast til totalrentabiliteten der snittet vart redusert i år 2008, men standardfeilen auka. Det kan derfor synast som om totalavkastinga vert oppretthalde, men at eigenkapitalen er den som må ta støyten når selskapa går inn i ei krise. Dette er også naturleg, sidan gjeldshavarar får dekka sine krav først. Desse samanhengane skal vi imidlertid diskutere meir i detalj seinare.

### 3.2.6 Oppsummering høgt utval

Nedanfor har vi presentert ein graf av snittet av alle lønsemdmåla vi har nytta i analysa av selskap med høg grense for salsinntekt. Merk igjen at eigenkapitalrentabiliteten er vist langs sekundæraksen medan dei andre måla må lesast av langs primæraksen.



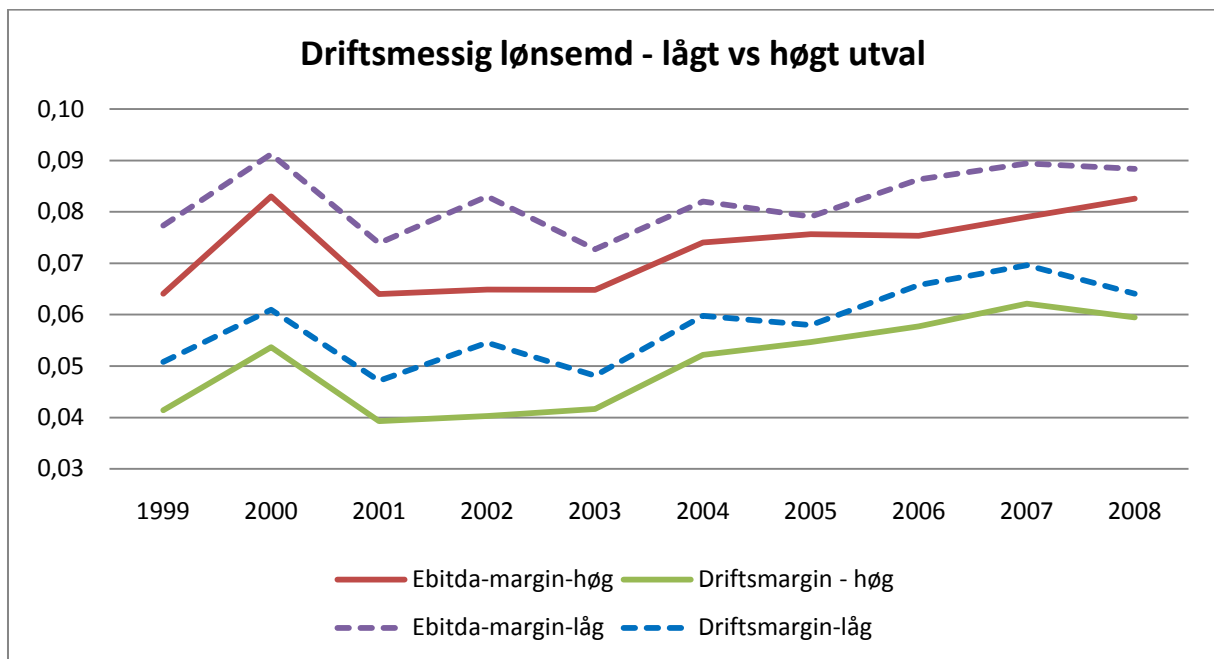
Figur 41. Samlegraf for alle fire lønsemdmåla i høgt utval

På same måte som for utvalet med lav grense på salsinntekt finn vi at driftsmessig lønsemd aukar i 2000, medan rentabilitetane fell. Rentabilitetane fell også i 2008 saman med driftsmarginen. Vi ser at ebitda-marginen ikkje fell men faktisk aukar dette året, og vi har påpeika at dette kan skuldast avskrivings- og nedskrivingsførehold. Reduksjon i 2008 er størst om vi ser på eigenkapitalrentabiliteten. Dette er også naturleg sidan eigenkapitalen er den storleiken som først må ofrast når ei bedrift får redusert lønsemd, jamfør presisering i gjennomgangen av nøkkeltala.

### 3.3 Definerings av funn og skilnadar i utvala

Vi har no studert lønsemda målt etter fire ulike storleikar i to ulike utval, eit med låg grense på salsinntekt og eit med høg grense for salsinntekt. Vi har funne ei rekkje likskapar, men også nokre moment som skil utvala frå kvarandre. Vi vil no oppsummere den foreløpige analysa ved å peike på seks ulike funn vi har gjort. For å lette på hukommelsen plottar vi driftsmessig lønsemd i dei to utvala i det same diagrammet og gjer deretter det same med rentabilitetane.

#### Funn #1 – Driftsmessig lønsemd vert redusert i kriser

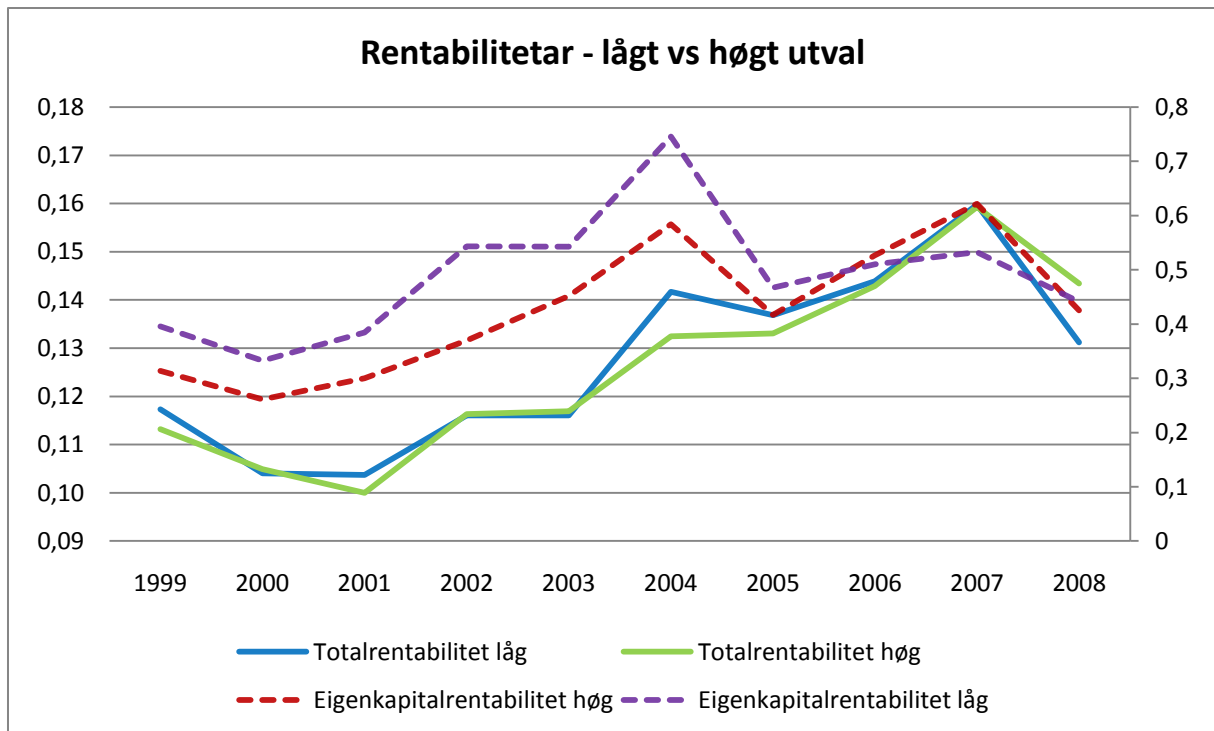


Figur 42: Driftsmessig lønsemd - lågt vs høgt utval

I 2008 har vi funne at utvalet med låg grense for salsinntekt får redusert driftsmessig lønsemd. For utvalet med høg grense for salsinntekt går snittet opp, men ei drøfting av kvartil og prosentil har vist at det er eit lite antal selskap som står for denne auken og at 80 % av utvalet har lågare lønsemd i 2008 enn det 80 % av utvalet hadde i 2007.

#### Funn #2 – Lønsemd knytt til rentabilitetar vert redusert i kriser

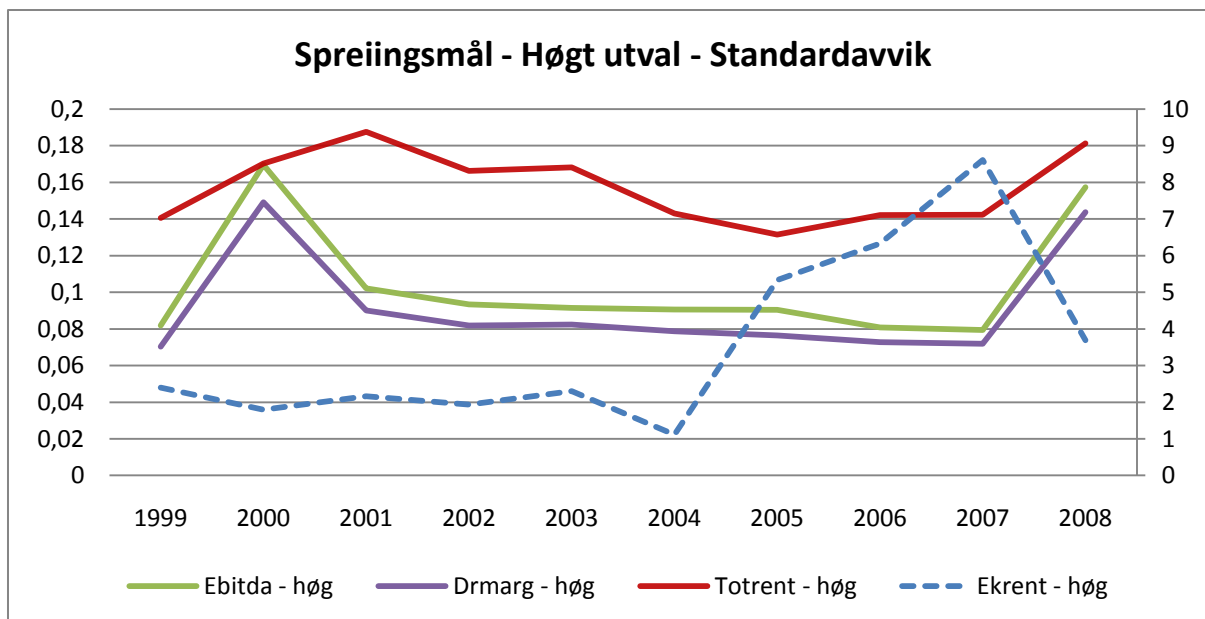
Graf 44 nedanfor viser klårt at lønsemd målt etter høvesvis total- og eigenkapitalrentabilitet går ned i 2008. Det same gjeld i år 2000. Eigenkapitalrentabilitetane har imidlertid eit klårt toppunkt i 2004, noko vi har antyda at kan ha med omlegging av skattereglar å gjere.



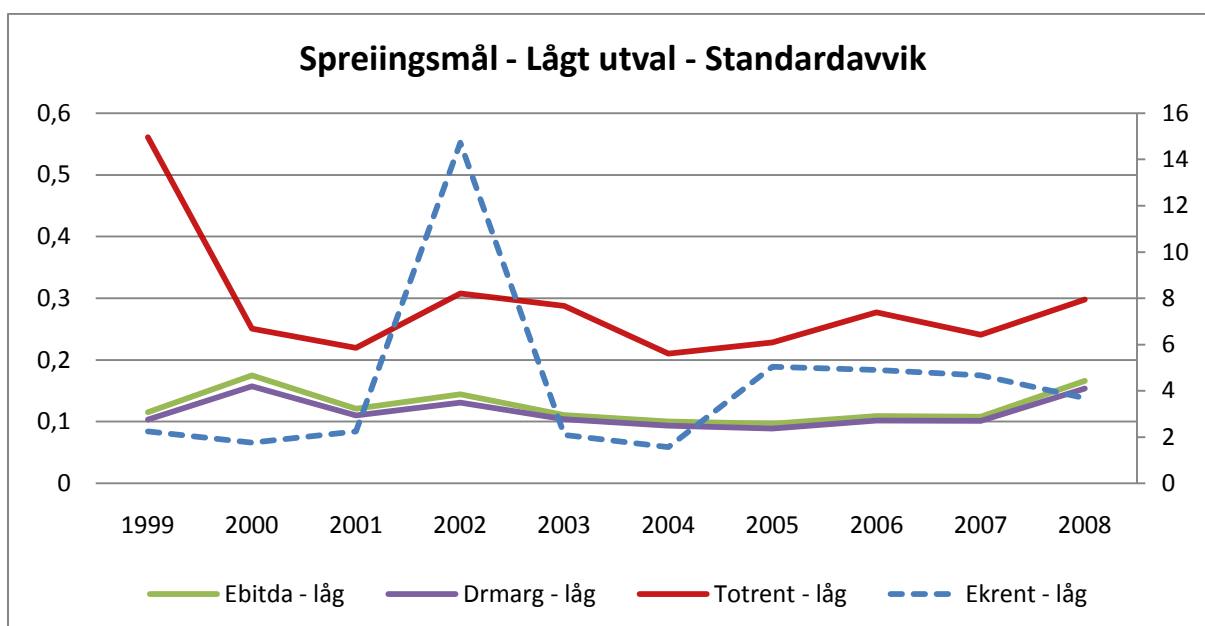
Figur 43: Rentabilitetar - lågt vs høgt utval

### Funn #3 – Spreiinga i lønsemd aukar i kriser

Spreiinga i lønsemd aukar i 2008 for driftsmessig lønsemd samt for totalrentabilitet. Dette tolkar vi som at det er nokre bedrifter som gjer det klart betre/dårlegare enn andre. Eigenkapitalrentabiliteten, som seier noko om den avkastinga eigarane får av bedrifta i form av overskot som kan takast ut som utbytte, har likevel ikkje auka spreining. Vi hugsar att frå ovanfor at gjennomsnittet var klårt fallande, og sidan spreinga ikkje aukar er denne tendensen representativ for utvalet. Vi kan difor slå fast at i kriser vert eigenkapitalrentabiliteten redusert for storparten av selskapa. Samstundes må vi påpeike at spreinga i utgangspunktet er svært stor, noko som gjer at vi lyt vere varsame med å konkludere for bombastisk. Tendensen er likevel ein klår nedgang i standardavvik for eigenkapitalrentabilitet.



Figur 44: Spreiingsmål målt etter standardavvik - høgt utval



Figur 45: Spreiingsmål målt etter standardavvik - lågt utval

#### Funn #4 – Nokre grupper skil seg ut kva angår lønsemd i kriser

Vi har no sett at i utvalet med høg grense for salsinntekt aukar gjennomsnittleg lønsemd målt etter ebitda-margin i 2008. Samstundes har vi sett at spreinga for dei tre første lønsemdmåla aukar i same året. Dette betyr at vi kan slå fast at det er nokre grupper som skil seg ut kva angår lønsemd i ei krise. Desse skilnadane har vi vist ved å plote kvartil og prosentil for dei to utvala. I det låge utvalet hugsar vi at alle kvartila gjekk ned i 2008 for alle dei fire

lønsemdmåla. For høgt utval hugsar vi det same, men her vart grensa mellom tredje og fjerde kvartil i ebitda-margin redusert med berre 0,06 prosentpoeng. For lågt utval fann vi at snittet i dei to øvste prosentila (prosentil 9 og 10) var aukande i krise medan dei 8 andre gruppene hadde fallande gjennomsnittleg ebitda-margin. Tilsvarande funn gjer vi for det høge utvalet, men her er prosentil 7 og 8 i grenseland og har svært lita endring frå 2007 til 2008.

#### **Funn #5 – Store selskap har lågare gjennomsnittslønsemd enn mindre selskap**

Dette funnet kan vi lese direkte av samanlikningsgrafen under funn 1. Vi ser her at gjennomsnittleg driftsmessig lønsemd generelt er lågare i det høge utvalet enn i det låge utvalet. Skilnaden er ikkje stor men ligg rundt eitt prosentpoeng. Vi må her poengtere at selskapa med høg salsinntekt også er med i utvalet vi definerar som lågt sidan avgrensinga berre er gjort nedover. Sidan det er langt fleire små selskap enn store, og vi ikkje vektar lønsemd etter storleik, er det likevel dei små selskapa som dominerar lønsemdbiletet. Vi kan også sjå at store selskap ser ut til å være meir stabile kva angår lønsemd enn mindre selskap. Begge desse momenta er ventelege då større selskap typisk både har meir langsiktige mål og gjerne er både meir diversifiserte og risikoaverse.

#### **Funn #6 – Driftsmargin og ebitda-margin har ulik utvikling for store selskap i 2008**

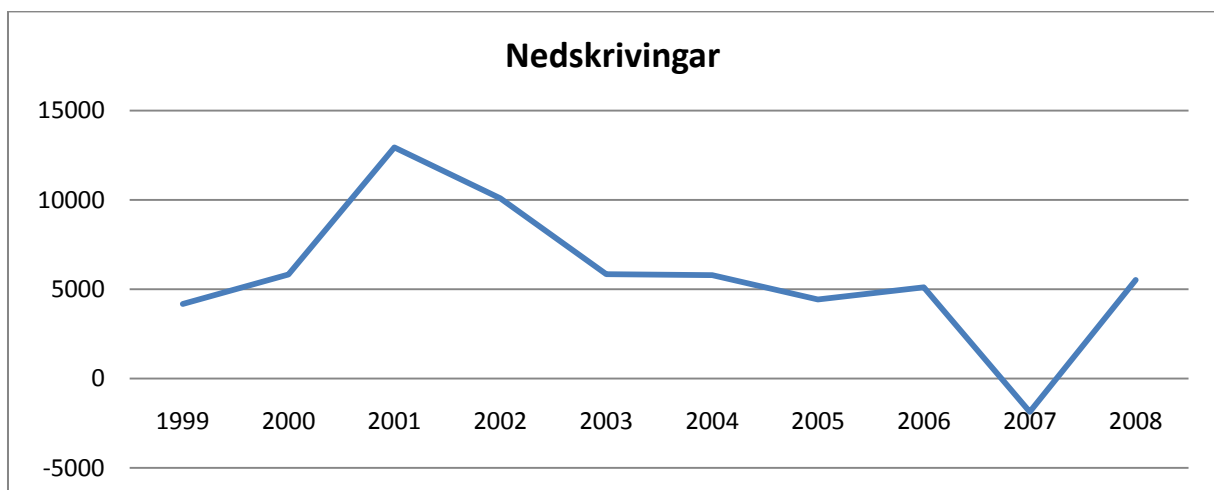
I analysen av utvalet med høg grense for salsinntekt fann vi at ebitda-marginen auka frå 2007 til 2008 medan driftsmarginen fall i same tidsrom. Vi har antyda at dette må skuldast at anten avskrivningar, nedskrivningar eller finanskostnadane i det høge utvalet aukar meir enn i utvalet med låg salsinntektsgrense.

### 3.4 Øvrige analysar

I lønsemdanalysane har vi peika på ulike moment det er interessant å analysere nærare. Blant anna har vi sett at driftsmargin og ebitda-margin har ulik utvikling nokre år. Vi har peika på moglege årsaker til dette, og vi vil difor analysere om desse forklaringane ser ut til å stemme. Vidare har vi analysert lønsemd ved hjelp av forholdstal, og lønsemda er difor følsam for endringar i enten teljar eller nemnar. Difor analysar vi utvalte delar av dei variablane som inngår i lønsemdberekninga. Vi får då betre innsikt i årsaksforhold i prestasjonsendringar, samt at vi belyser aktørane's åtferd i krise også på andre områder enn dei direkte lønsemdmessige.

#### 3.4.1 Nedskrivningar

Tidlegare har vi sett at ebitda-marginen skil seg frå driftsmarginen i enkelte selskap, og vi har peika på at ein mogleg årsak til dette er at nedskrivningar aukar. For å undersøkje dette nærare har vi ved hjelp av deskriptiv statistikk vist korleis nedskrivningar endrar seg for utvalet vårt med låg grense for salsinntekt i perioden 1999 – 2008. Vi peikar likevel på at trenden er samanfallende også om vi ser på det høge utvalet. Sidan svært få selskap faktisk føretek nedskrivningar kvart år har vi lagt inn ei avgrensing der vi fjernar selskap som har verdien 0 i variabelen 'nedskr'. Vi fjernar då selskap som ikkje skriv ned verdiar, då desse berre vil redusere snittet. Vi har imidlertid gjort analysa både med og utan denne avgrensinga, og vi finn då at tendensen er den same enten vi tek med alle selskap eller ikkje. Ein graf over gjennomsnittleg nedskrivning for selskapa som oppfyller avgrensinga vår er vist nedanfor.

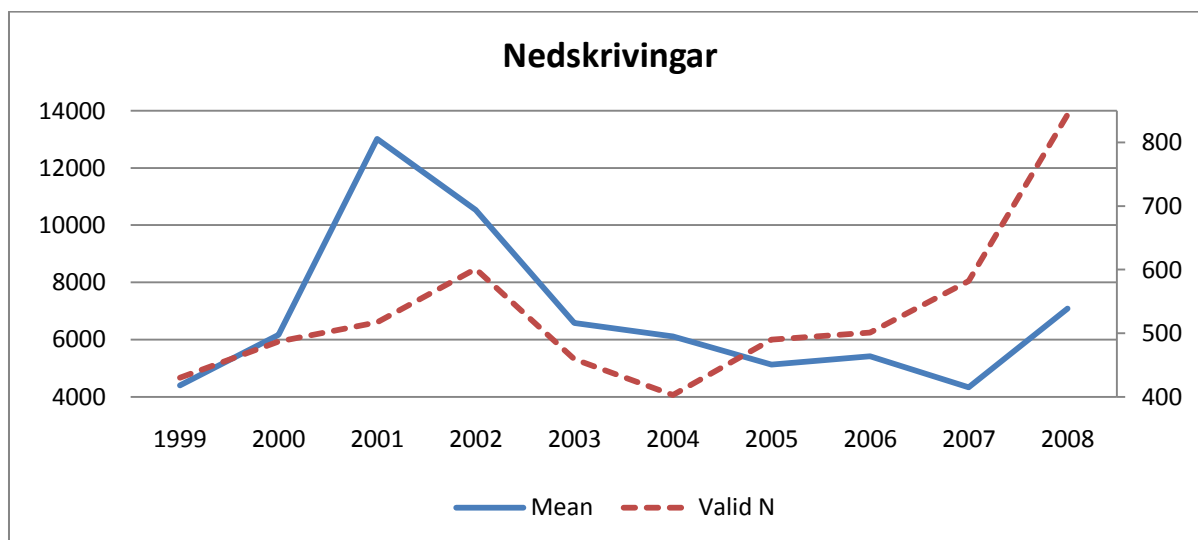


Figur 46: Nedskrivningar før avgrensing på positive verdiar

Grafen viser at vi får ein topp i 2001. Denne tida var prega av bransjespesifikke kriser som eksempelvis ”dot com krise” og seinare krise i flybransjen. Vi ser også eit klårt fall i 2007 der

nedskrivingane vert negative. Nedskriving er ein post som i utgangspunktet er negativ då det er definert som ein kostnadspost. Variabelen i datasettet vårt er likevel positiv. Negative verdiar i variabelen er difor synonymt med positive verdiar for nedskriving, altså oppskriving. Dette skyldast ikkje normale tilhøve, men eksempelvis korreksjonar frå tidlegare år. Negative verdiar i eitt år, kan difor ha si årsak i tidlegare år og desse observasjonane vil difor være eit forstyrrende element i vår analyse. Vi skriv difor ut ny deskriptiv statistikk der vi legg inn ei ny avgrensing der vilkåret er at nedskriving må være større enn null.

Grafen nedanfor viser nedskrivingar med den nye avgrensinga. Igjen ser vi eit klart toppunkt i år 2001. I tillegg finn vi no ein klar auke i 2008. Vi kan difor hevde at nedskrivingar ser ut til å auke i periodar med finansiell ustabilitet slik vi hadde i åra 2000 – 2002 og som vi sidan har opplevd frå 2008. At auken i 2008 ikkje er like stor som i 2001 kan skyldast at nedskrivingar vert føreteke først når eit selskap har eit tap på enten fordringar, reduksjon i verdi på eignedelar eller liknande. Slike tap og verdireduksjonar vert typisk gjort gjeldande eit stykke uti ei krise, eksempelvis som følgje av konkursar hjå kundar eller leverandørar. Det kan derfor være plausibelt å tru at nedskrivingane kjem til å auke ytterlegare i 2009.

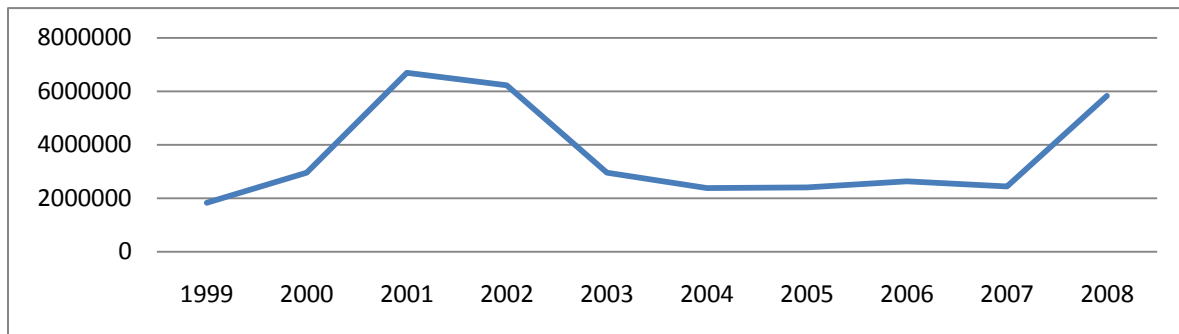


Figur 47: Nedskrivingar etter avgrensing på positive verdiar (primærakse) og valid N (sekundærakse)

Det er også interessant å sjå utviklinga i valid N for åra slik vi viser i figuren nedanfor. Vi ser her at eit aukande antal selskap skriv ned verdiar fram mot 2002, medan dette igjen skjer fram mot 2008 etter at talet har felle i mellomtida. Auken frå 2007 til 2008 er markant og inneber at valid N aukar med over 40 % og at nedskrivingane aukar frå 4 329 til 7 083 som tilsvarar 63,6%. Merk at nedskrivingane er oppgjeven i 1 000 kr.



Absoluttverdien av nedskrivningane er vist i grafen under. Her har vi beint fram multiplisert gjennomsnittleg nedskrivning med valid n og vi får då absoluttverdien av nedskrivningane årleg. Vi ser at toppar førekjem i 2001-2002 og 2008. Vi merkar oss samstundes at vi ikkje syner realstorleikar då vi ikkje har korrigert for prisstigning. Auken i 2008 vert no endå tydlegare enn i figuren ovanfor då ein ser klart at verdien av nedskrivningar aukar.



Figur 48: Absoluttverdi av nedskrivningar - alle år

Vi konkluderar difor med at nedskrivningane ser ut til å auke i 2008. Dette gjeld både i absoluttverdi (som rett nok ikkje er indeksregulert) og i antal aktørar som skriv ned verdiar. Vi nemnar også at dei store nedskrivningane i 2008 formelt sett kan verte reduserte ved seinare korreksjonar dersom grunnlaget for nedskrivninga ikkje lenger er tilstades jamfør rekneskapsloven.

### 3.4.2 Analyse av gjeldsgrad, finanskostnader og eignedelar

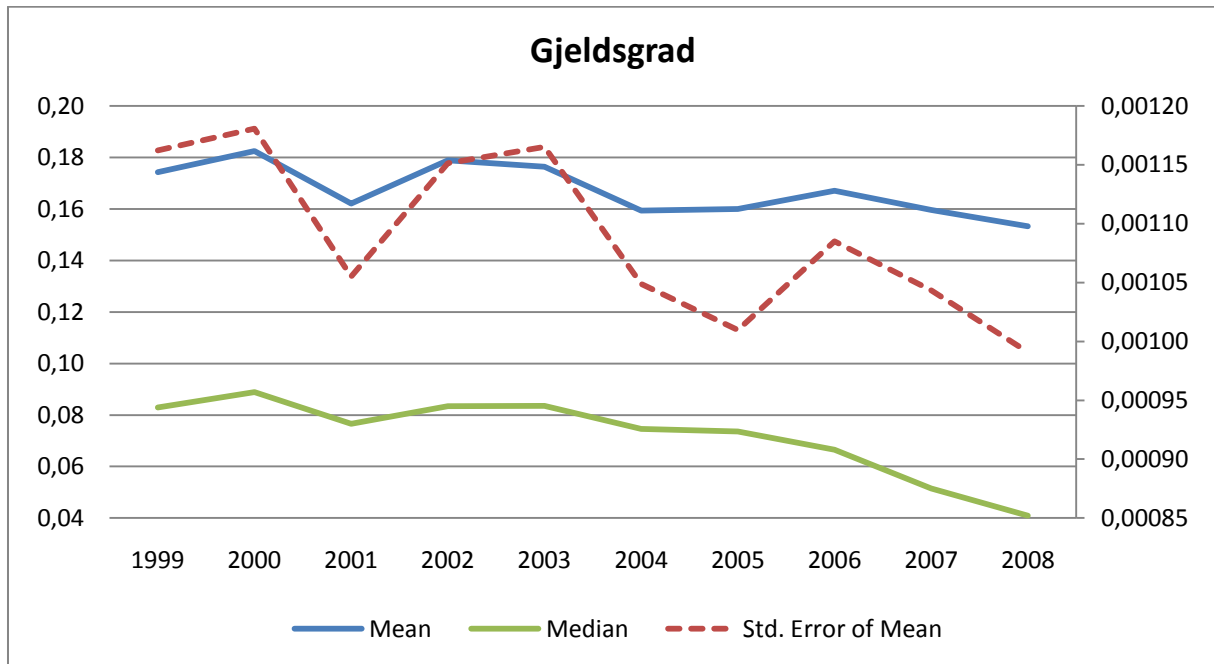
Denne delen av analysa søkjer å finne om gjeldsgrada til selskap endrar seg i ei krise. Vi skriv då ut deskriptiv statistikk for kvart år der variabelen er 'gjeldsgrad' som vi hugsar målar sum renteberande langsiktig gjeld delt på sum eignedelar. Som tidlegare må vi fjerne ekstremverdiar i utvalet for å få eit utval med representable verdiar. Frekvenstabell med nøkkeltal for utvalet er vist nedanfor. Vi ser at avgrensinga vår fjernar maksimalt 3,39 % av utvalet årleg (2001). Som for analysa av nedskrivningar er utgangspunktet datasettet med låg grense for salsinntekt.

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Valid N	34 463	36 159	34 733	36 374	34 274	34 163	36 741	40 352	43 424	44 063
Differanse	325	423	1 220	585	355	890	1 263	117	108	956
Differanse %	0,93 %	1,16 %	3,39 %	1,58 %	1,03 %	2,54 %	3,32 %	0,29 %	0,25 %	2,12 %
Mean	0,17433	0,18250	0,16203	0,17884	0,17634	0,15940	0,16002	0,16701	0,15963	0,15320
Std. Error of Mean	0,00116	0,00118	0,00106	0,00115	0,00117	0,00105	0,00101	0,00108	0,00104	0,00099
Median	0,08298	0,08886	0,07662	0,08346	0,08356	0,07455	0,07363	0,06647	0,05148	0,04087
Std. Deviation	0,21575	0,22453	0,19665	0,21956	0,21574	0,19385	0,19355	0,21794	0,21742	0,20802
Variance	0,04655	0,05042	0,03867	0,04821	0,04654	0,03758	0,03746	0,04750	0,04727	0,04327
Range	0,97268	1,08461	0,81142	1,16753	1,23886	0,99411	0,81848	1,61007	1,74075	1,02629

Minimum	-0,01334	-0,12366	-0,06743	-0,26988	-0,30581	-0,24286	-0,10143	-0,35761	-0,43306	-0,17428
Maximum	0,95933	0,96095	0,74400	0,89764	0,93305	0,75125	0,71705	1,25247	1,30769	0,85201

Tabell 11

Trenden for gjennomsnittleg gjeldsgrad er vist saman med standardfeilen til snittet samt medianen i figuren under. Vi merkar oss at standardfeilen er stipla og målt langs sekundæraksen.

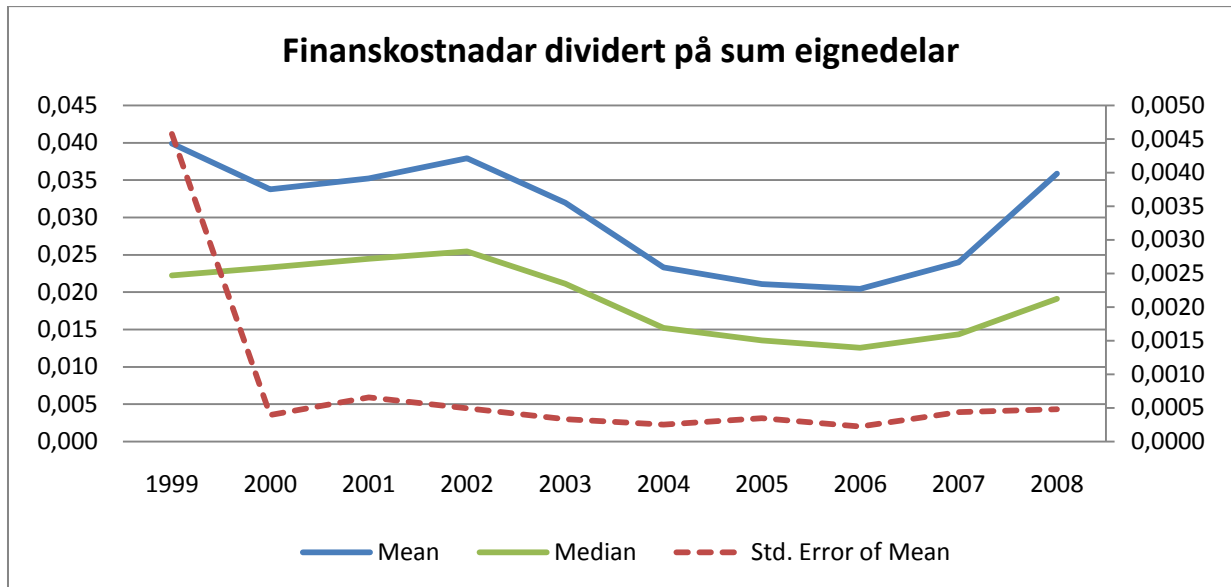


Figur 49: Gjennomsnitt, median og standardavvik for gjeldsgrad

Gjennomsnittet er noko svingande i perioden, men vi ser likevel ein klar trend i at gjeldsgrada vert redusert i 2008. Tilsvarende ser vi på medianen som fell jamt frå 2005. Sidan standardfeilen går ned frå 2006 er reduksjonen i snittet representabelt for utvalet. På bakgrunn av analysa ovanfor kan vi difor hevde at gjennomsnittleg gjeldsgrad for utvalet går ned i 2008. Trenden er i gjennomsnitt fallande frå 2006, medan medianen fell frå 2003. På denne tida vert medianen halvert medan fallet i snittet mellom 2007 og 2008 berre er på vel 0,6 prosentpoeng. Endringa siste år i medianen er til samanlikning på vel eit prosentpoeng.

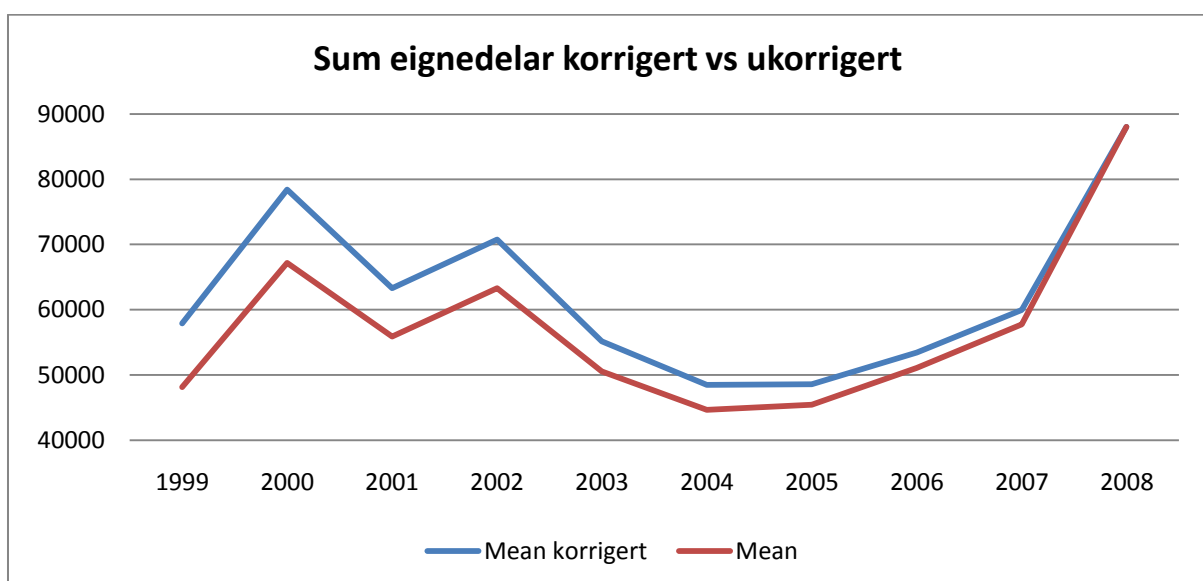
I staden for å måle renteberande langsiktig gjeld kan det hevdast at summen av finanskostnadene i ei bedrift kan gje eit vel så godt bilete på kor gjeldstynga selskapet er. Gjeldsgrada vi hittil har brukt får svingingar kvar gong selskapa tek opp nye lån, noko som ikkje i same grad gjeld for finanskostnadane. Nedanfor har vi difor vist gjennomsnittet og medianen for den nye gjeldsgrada vår. Denne er utrekna ved å dividere finanskostnadane på sum eigendelar. Som vi ser av grafen vil då gjeldsgrada endre seg i positiv retning i 2008, i strid med det vi fann ovanfor. Vi ser at det same gjeld medianen. Samstundes legg vi merkje

til eininga på primæraksen og ser då at det er nokså små svingingar vi talar om. Gjeldsgrada aukar likevel med vel 75 % frå 2006 til 2008.



Figur 50: Finanskostnadar dividert på sum eignedelar - alle år

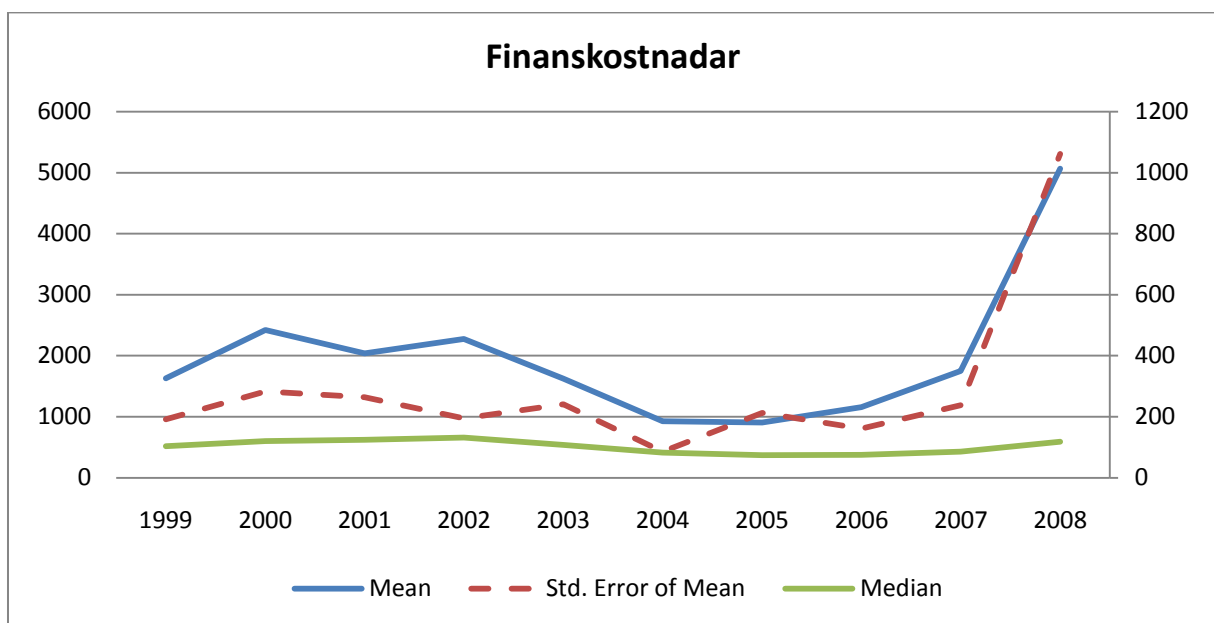
Dei to måla vi hittil har betrakta har vore påverka av den same variabelen i nemnaren. Det er difor på sin plass å syne korleis utviklinga i sum eignedelar har vore i perioden vi har studert. Gjennomsnittet, medianen og standardavviket er vist i grafen nedanfor. Sidan vi no ikkje lengar reknar forholdstal årleg har vi vist verdien for variabelen både i årlege verdiar, gjeven ved "mean" og for verdijusterte verdiar gjeven med "mean korrigerert". Sistnemnte er justert for prisstiging i perioden og verdiane er i 2008-tal.



Figur 51: Sum eignedelar – alle år

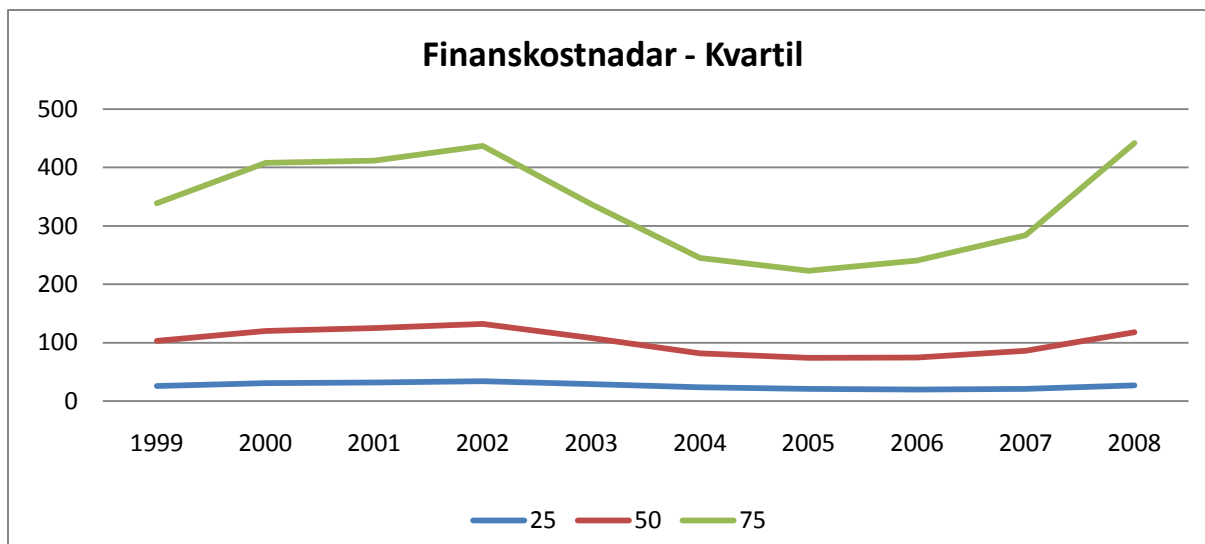
Vi finn at eignedelane aukar kraftig frå 2004 og fram til år 2008 og verdiane er nesten dubla i denne perioden. Dette er ikkje i tråd med det ein kanskje skulle forvente og vi ser at standardavviket er svært høgt. Vi fjernar då observasjonar som ligg meir enn to standardavvik frå snittet, men finn framleis at endringa er positiv frå 2007 til 2008. Snittet aukar frå 34 099 til 45 579 og vi ser at kvartilgrensene også viser same trenden. Utvalet har difor fått auka verdien av eignedelane sine frå 2007 til 2008. Når denne storleiken aukar vil gjeldsgradane våre verte reduserte om ikkje teljaren relativt sett aukar minst tilsvarende. Når vi finn at finanskostnadane delt på sum eignedelar aukar og når vi samstundes veit at sistnemnte aukar klårt vil dette seie at finanskostnadane må ha større relativ auke.

Dette vert bekrefta om vi teiknar utviklinga i verdien av finanskostnadane slik vi har gjort i grafen under. Vi ser at snittet her aukar dramatisk i 2008 medan medianen held seg på eit klårt lågare nivå og ser ut til å være utan den same svinginga i kriseåret. Vi understrekar at ei indeksregulering av finanskostnadane viser seg å teikne akkurat same biletet av utviklinga og vi har difor valt å ikkje vise dette her.



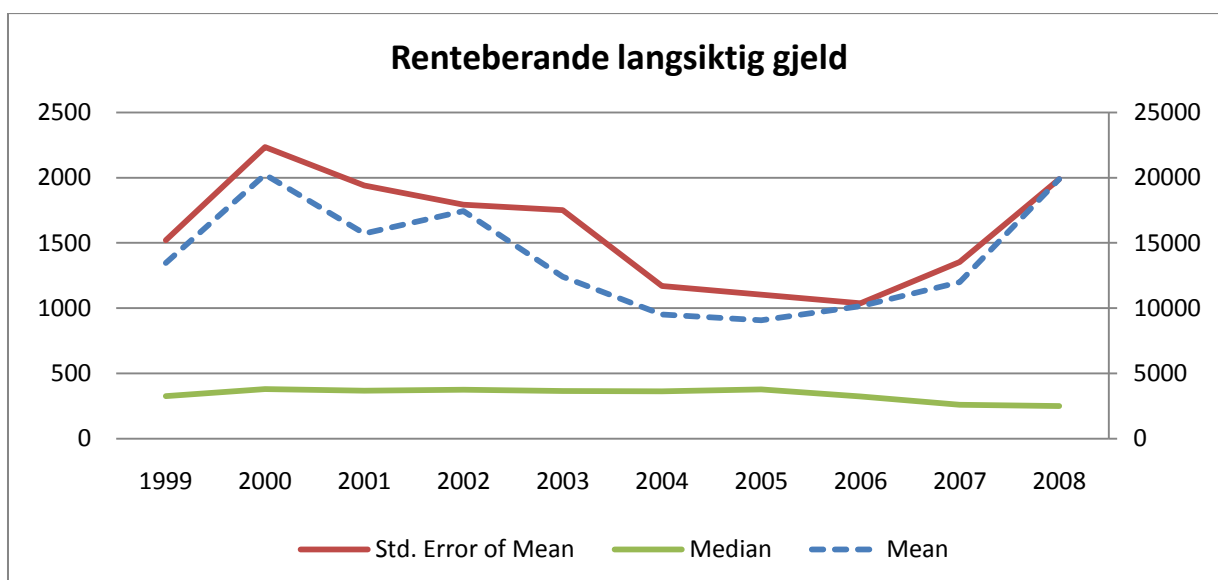
Figur 52: Finanskostnadar – verdiane er ikkje indeksskorrigert

Den deskriptive statistikken viser at standardavviket aukar frå 49 511 i 2007 til 225 240 i 2008. Skilnaden mellom snittet og medianen tyder også på at det er nokre selskap som har svært høge finanskostnadar. Denne mistanken vert bekrefta om vi plottar kvartilinndelinga for variabelen. Her ser vi at det er den øvste brorparten av selskapa som aukar finanskostnadane, medan den nedste halvdelan av selskapa har klårt mindre endringar.



Figur 53: Finanskostnader - kvartilinndeling

Når vi no ser tilbake på grafen av renteberande langsiktig gjeld som andel av sum eignedelar er det no ikkje like klårt at den nedgangen vi har funne skyldast endra gjeld. Årsaka kan likegodt være endra sum eignedelar. For å kontrollere dette må vi skrive ut deskriptiv statistikk for den renteberande langsiktige gjelda for kvart år og plotte dette i ein graf for å sjå utviklinga. Dette er gjort i grafen nedanfor. Vi ser då at også denne storleiken aukar klårt i 2008 og vi kan difor hevde at fallet i gjeldsgrada vi starta med er representabelt i den grad at det ikkje skuldast endringar i berre teljaren eller nemnaren. Vi nemnar igjen at ei indeksregulering ikkje endrar på utviklingsbiletet og difor er utelete.

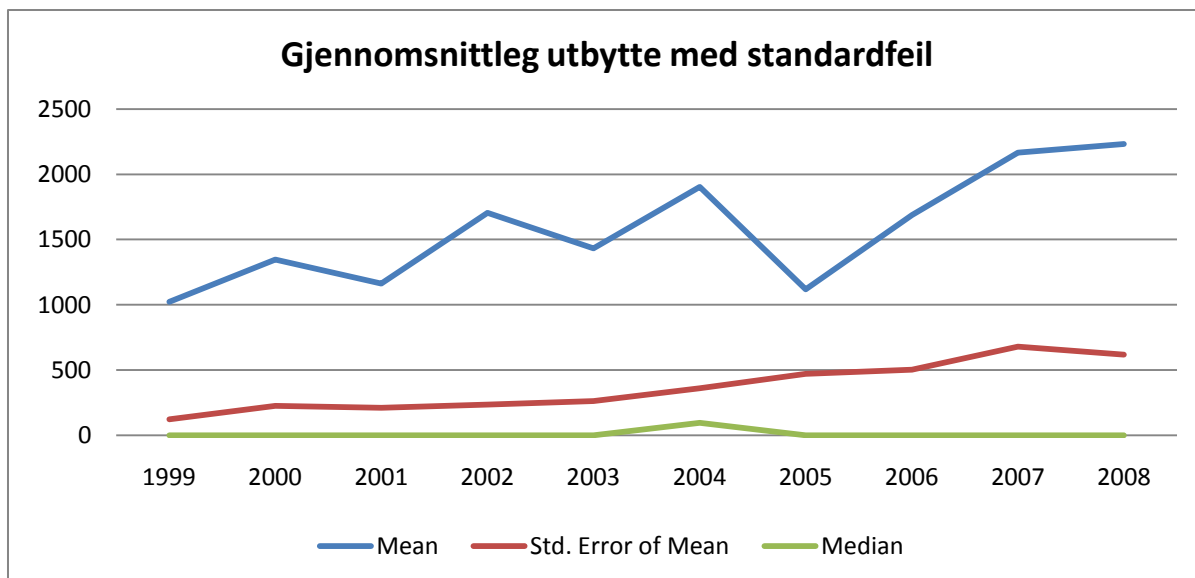


Figur 54: Verdi av renteberande langsiktig gjeld – ikkje indeksskorrigert

Oppsummert kan vi difor hevde at gjelda ser ut til å auke i kriseåret, noko også finanskostnadane gjer. Sidan sum eignedelar aukar relativt sett meir får vi i den første gjeldsgrada vår fallande tendens frå 2007 til 2008. Dersom vi i staden brukar finanskostnadar som teljar i brøken vert utviklinga motsett. Vi understrekar at korleis ein vel å presentere desse gjeldsgradane avheng av kva vi vil vise. Det fins ikkje noko svar som er rett eller gale, berre alternativ som er meir eller mindre hensiktsmessige gitt det vi ynskjer å studere. Når vi seinare skal bruke gjeldsgrada som forklaringsvariabel i regresjonar må vi imidlertid ha den utviklinga og drøftinga vi her har presentert i bakhovudet. Vi vil også peike på at finanskostnadane er ein samlepost av andre rekneskapspostar der blant anna nedskriving av finansielle omløps- og anleggsmidlar inngår. Vi har vist at desse klårt aukar i krise då vi analyserte summen av desse i variabelen *'nedskr'*. Ei slik nedbryting ser difor ut til å korrigere noko av den effekten vi finn i finanskostnadane og vi må difor være varsame med å konkludere for standhaftig. Vi vil likevel ikkje gå djupare inn på dette men nøye oss med å vise til at området bør undersøkjast nærare, eksempelvis for ekstremobservasjonar, for å finne den eller dei endelege årsakene til auken i finanskostnadane.

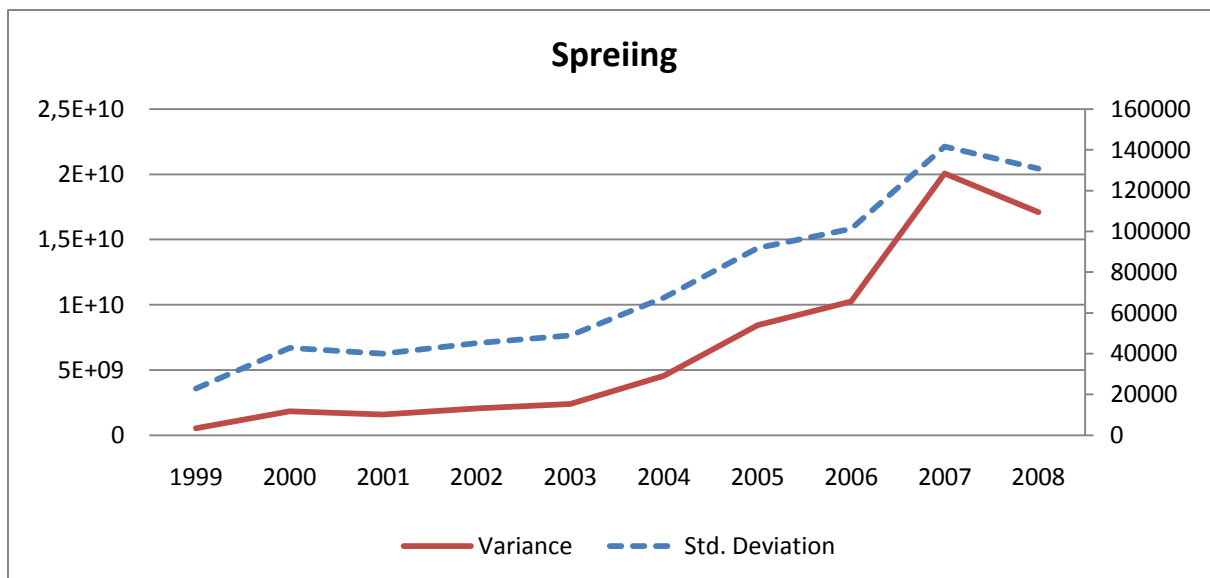
### 3.4.3 Analyse av utbytte

I metodedelen og ved utrekning av nøkkeltala presiserte vi skilnaden mellom eigenkapitalrentabiliteten og dei andre lønsemdmåla. Vi hevda at resultatet kunne disponerast som utbytte dersom det var noko att når alle andre kravshavarar hadde fått sitt. Sidan har vi vist at lønsemda for dei fleste vert redusert i kriseåret 2008 og det er difor mindre att til eigarane i form av utbytte. Vi skal no vise korleis utbytteutbetalingar har endra seg i perioden vi studerer og undersøkje om utbytta faktisk går ned i kriseåret. Det er då fleire storleikar som er interessante. Først, slett ikkje alle selskap betalar ut utbytte. Ei analyse over kor mange selskap som gjer dette er difor naudsynt. Samstundes illustrerar dette eit problem ved å betrakte verdien av utbytte totalt sett. Sidan gjennomsnittleg utbytte då vert drege opp av nokre få bedrifter medan dei vert reduserte av dei bedriftene som ikkje betalar dividende, vil snittet kunne gje ein misvisande tendens. Vi vil difor foreta fleira analysar basert på ulike variablar. Først viser vi verdien av utbytta gjeven av variabelen *'utbytte'*.



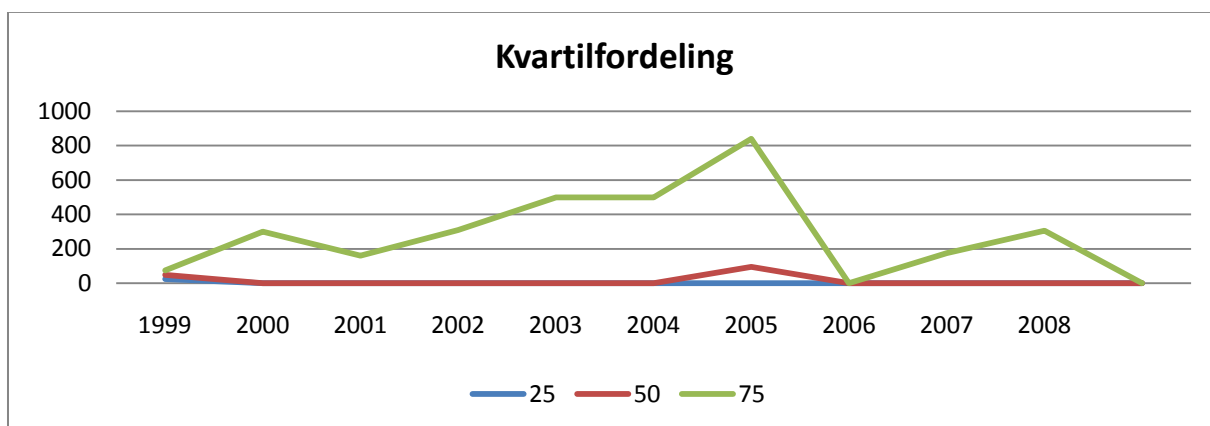
Figur 55: Verdi av utbytte alle år

Vi ser av grafane ovanfor at verdien av utbytta aukar i 2008 sjølv om denne auken er nokså låg. Vi opplyser samstundes at vi ikkje har korrigert for prisauke og punktet for 2007 ligg difor noko høgare enn grafen viser. Ved 3 % prisstigning er dei to observasjonane omtrent identiske, og sidan vi har 3,9 % stigning i perioden er den justerte tendensen svakt fallande. Vi merkar oss samstundes medianen som er null for alle år utanom 2004 då den er på 96. Dette året var som vi også har sett tidlegare spesielt sidan det blant anna vart innført nye reglar for skatt på utbytte frå og med 2005. Dette første til at svært mange selskap tok ut maksimale utbytte i 2004 noko som også kjem fram av grafen vår. Spreiinga i utbytteverdien aukar fram til 2007 og fell att i 2008. Dette er same tendensen vi kan finne i standardfeilen til gjennomsnittet i figuren under.



Figur 56: Spreiing

Når spreinga fell i 2008 og snittet ikkje fortset å auke kan dette tyde på ein nedgong og at snittet vert halde oppe av nokre få bedrifter. Dette kan visast gjennom å plote kvartilinndelinga, noko vi har gjort nedanfor.

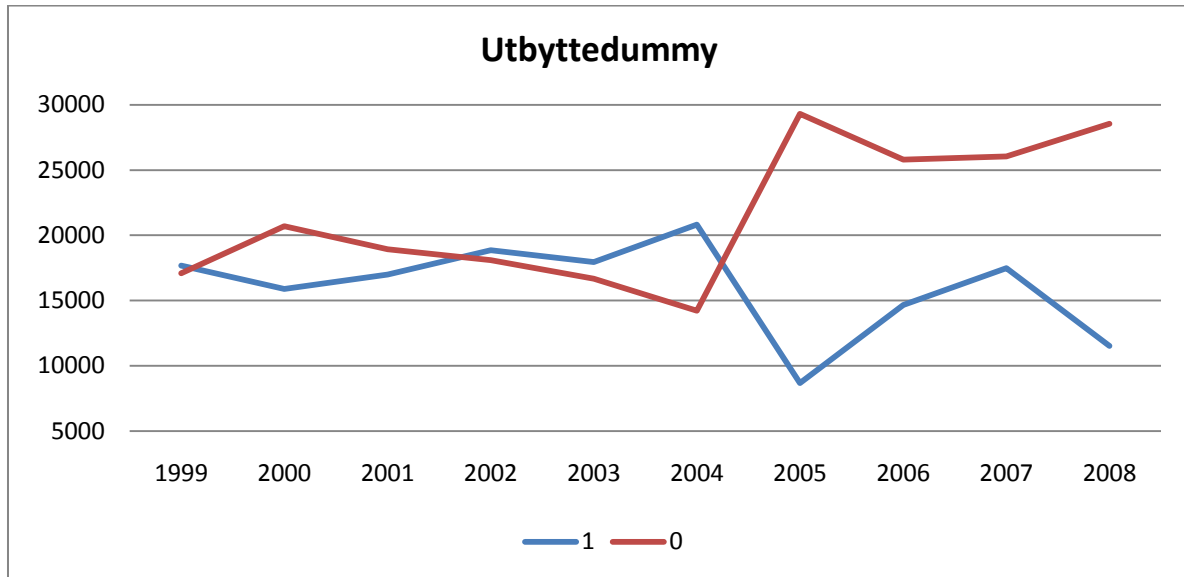


Figur 57: Kvartilfordeling

Det interessante å lese av denne figuren er at det i all hovudsak er kvartil 3 som påverkar snittet. Det nedste kvartilet har verdien 0 i alle år og det er minst 25 % av selskapa som ikkje tek utbytte kvart år. Vidare har kvartil 2 verdier ulik 0 berre i år 2004 slik vi har sett i mediandrøftinga ovanfor. Kvartil 3 tar også verdien 0 i åra 2005 og 2008 medan den er positiv dei andre åra. At 75 % av selskapa har null i utbytte i 2008 er interessant både som sjølvstendig funn og sett i samanheng med det auka snittet vi fann ovanfor. Auken i verdien av utbyttet i 2008 er altså representativt berre for eit fåtal bedrifter og ein større del av selskapa har null i utbytte i 2008 enn i 2007. Vi går difor over til å analysere kor mange

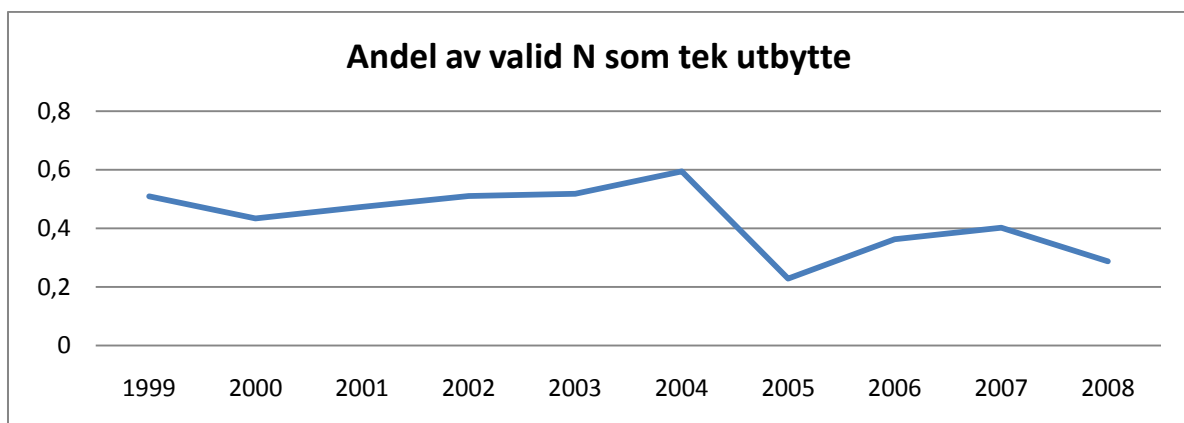


selskap som tek utbytte og kor mange som ikkje gjer det i perioden. I datasettet har vi ein dummyvariabel som tek verdien 1 dersom selskapet betalar ut dividende og 0 dersom dei ikkje gjer det. Ved å skrive ut frekvenstabell over denne variabelen for alle år finn vi den ynskja statistikken. Ein figur over frekvensen av denne variabelen er vist i figuren nedanfor.



Figur 58: Frekvensoversyn av dummyvariabelen for utbytte

Vi finn at medan gruppa av selskap som ikkje tek utbytte i 2008 aukar ser vi at dei som tek utbytte minkar i antal. Det er også interessant å merkje seg at det same skjer klårt i år 2000 og i år 2004. Sidan utvalet endrar storleik i tidsperioden kan det være meir hensiktsmessig å plotte andelen som tek utbytte i forhold til totalutvalet på årleg basis. Dette er gjort under og vi ser at funna samstemmer med dei vi finn ovanfor.

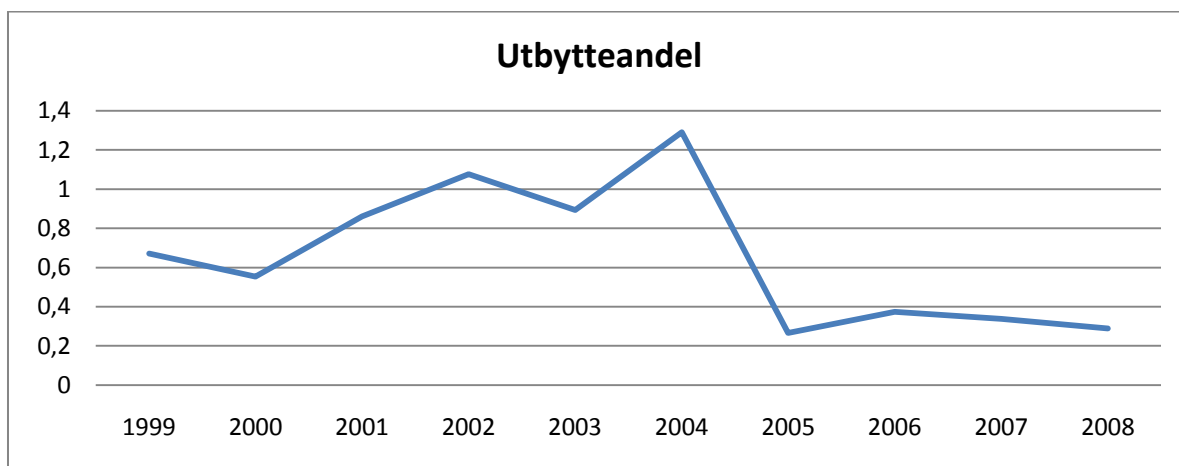


Figur 59: Andel av valid N som tek utbytte – alle år

Det er samstundes interessant å merkje seg at andelen som tek utbytte fell klårt frå 2004 til 2005 og kjem ikkje opp på 2004 nivå i resten av perioden. Vi skyldar då å vise til den nemnte

omlegginga av skattereglar for utbytte og peike på at dette kan være ein mogleg forklaring på den tydelege effekten. Årsaka er at dei nye reglane frittek morselskap for skatt på utbytte medan slik skatt må betalast om overskotet vert teke ut av privatpersonar. Det skulle difor være sannsynleg at reduksjonen i utbytte var oppvegd av ein auke i variabelen konsernbidrag. Vi finn ikkje fullgod dekning for dette, men ser at antalet som har positive verdier i denne variabelen i 2005 er klårt større enn i 2004.

Vi finn også at andelen utbyttet utgjer av årsresultatet fell klårt i 2005. Dette er gjeven av variabelen *'payoutrate'* i datasettet som forutan utbytte også inkluderar den alt nemnte variabelen konsernbidrag. Det er interessant å sjå at utbytteandelen fell i år 2000, eit år vi tidlegare har peika på har mange av dei same kjenneteikna som kriseåret 2008.



Figur 60: Utbytteandel

### 3.4.4 Analyse av endring i lønsemd versus endring i omsetnad

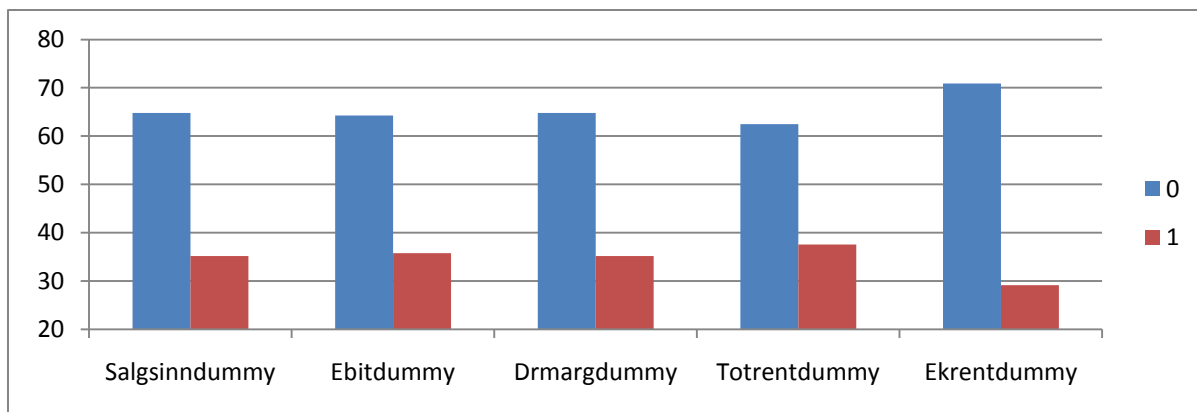
Hittil har vi sett på lønsemdmål og korleis delkomponentane i berekninga endrar seg i kriseåret 2008. Vi har sett at lønsemda i snitt går ned i 2008 om vi måler etter driftsmargin medan trenden er noko tvetydig om vi måler etter ebitda-margin. Vi har likevel sett at auken i gjennomsnittleg ebitda-margin i 2008 for store bedrifter er knytt til at nokre relativt få selskap dreg snittet kraftig opp. Det er difor på sin plass å undersøkje kor mange selskap som får reduserte marginar og kor mange som aukar marginane sine.

Dette kan vi gjere ved å skrive ut ein frekvenstabell over variabelen 'ebitendring' som måler den relative endringa i ebitda-marginen frå 2007 til 2008. Dersom denne verdien er negativ kan vi slå fast at selskapet har fått redusert lønsemd i 2008 i forhold til i 2007. For å lette framstillinga genererer vi ein dummy som tek verdien 1 om endringa er positiv og null viss ikkje. Dette gjer vi også for dei tre andre lønsemdendringane samt for differansen i salsinntekt frå 2007 til 2008. Vi påpeikar at vi har korrigert salsinntekta i 2007 med ein prisstigning på 3,9 %. 'Salgsinndummy' målar difor kor mange selskap som har auka/ redusert omsetnad i prisjustert salsinntekt, og slik vert dei to åra samanliknbare. Ein tabell over grunnlaget for denne delen av oppgåva er vist under. Vi viser samstundes grunnlaget for utvalet med høg grense for salsinntekt som vi skal anvende seinare. Vi ser at det er eit nokså stort antal missing values, og årsaka er at ikkje alle selskapa er med begge åra.

		<b>Salgsdummy</b>	<b>Ebitdummy</b>	<b>Drmargindummy</b>	<b>Totrentdummy</b>	<b>Ekrentdummy</b>
<b>Lågt</b>	Valid N	38 182	38 167	38 154	38 167	38 131
<b>utval</b>	Missing	6 837	6 852	6 865	6 852	6 888
<b>Høgt</b>	Valid N	13 290	13 300	13 293	13 300	13 283
<b>utval</b>	Missing	1 064	1 054	1 061	1 054	1 071

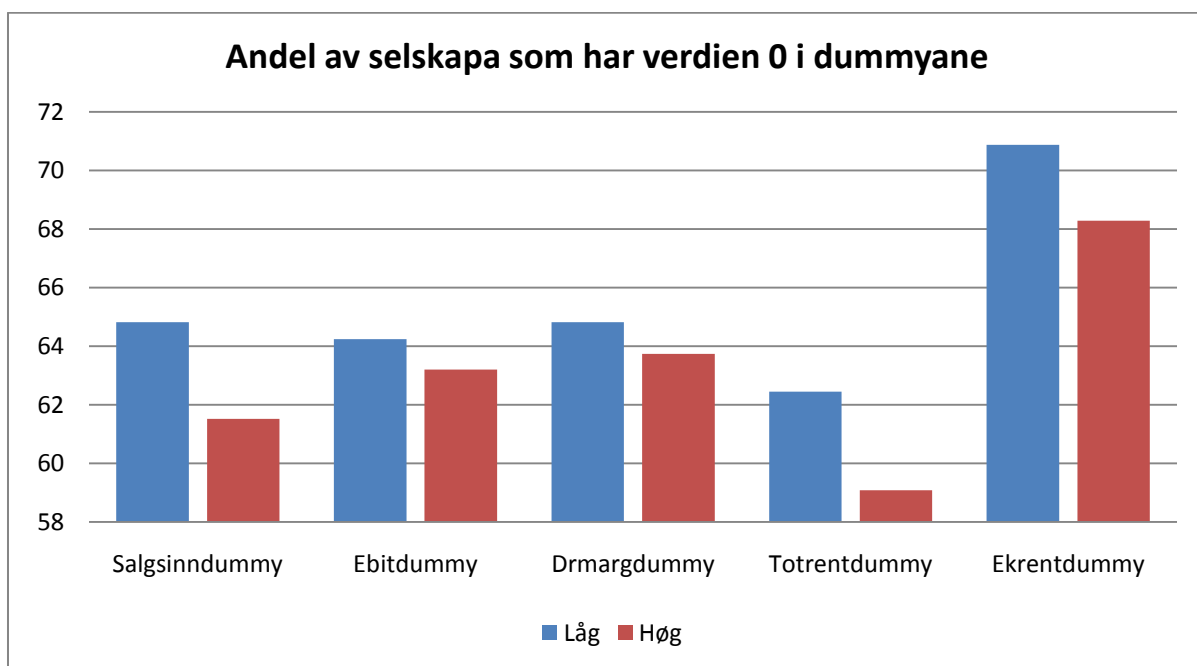
Tabell 12

Vi skriv deretter ut frekvenstabell over dei fem variablane. Vi teiknar resultata i eit søylediagram nedanfor der vi ser at søylene for 0 ubetinga er høgare enn søylene for 1. Dette tyder at dei fleste selskapa både får redusert inntekt og redusert lønsemd frå 2007 til 2008. Y-skalaen er å betrakta som prosent slik at salgsinndummyen viser at 64,82 % av selskapa har negativ endring i omsetnad frå 2007 til 2008.



Figur 61: Søylediagram over frekvensar av dummyane for endring i omsetnad og lønsemd, lågt utval

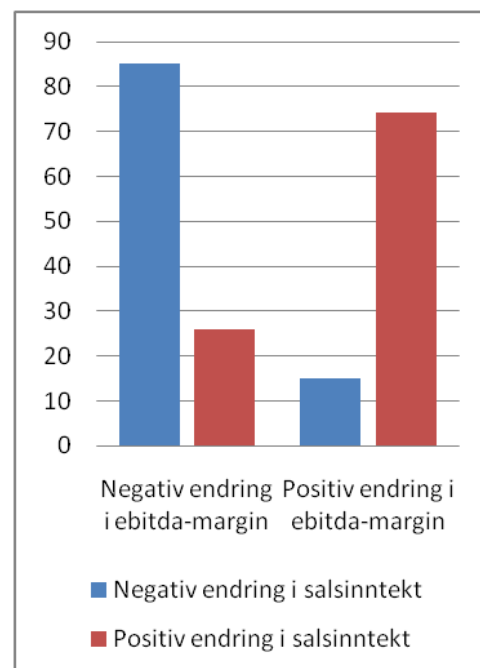
Teiknar vi tilsvarende figur for utvalet med høg grense finn vi at dei samvarierer klårt sjølv om andelen som har 1 i dummyen, altså positiv endring, er noko høgare i det høge utvalet. Vi finn også at endringa i totalrentabilitet er positiv for 40,92 % av selskapa i det høge utvalet medan tilsvarende tal for det låge utvalet berre er 37,55 %. Vi har valt å ikkje presentere figuren for høgt utval her, men heller plotte vi andelen som har null i dummyverdi i dei fem variablane i figuren under. Vi finn då at det høge utvalet generelt har færre selskap med negative endringar enn det låge utvalet.



Figur 62: Andel av selskapa som har verdien 0 i dummyane

Med bakgrunn i variablane ovanfor kan vi no drøfte om selskap som reduserar omsetnaden aukar marginene og vice versa. Vi vel då først ut selskapa som har verdien null i variabelen 'Salgsinndummy' og sjekkar kor stor andel av desse som også har null i 'Ebitdummy'. Dersom vi finn at dei som har null i den eine variabelen i større grad har verdien 1 i den andre, kan vi antyde at bedrifter anten reduserar margin eller omsetnad.

Figuren til høgre viser at selskapa som har verdien 0 i variabelen 'Salgsinndummy' også i størst grad har verdien 0 i 'Ebitdummy'. Dette tyder på at selskapa som får redusert omsetnad også stort sett får redusert lønsemd. Tilsvarande gjeld for selskapa med positiv endring i omsetnad, som i størst grad også får positiv endring i lønsemd.



Figur 63

Nedanfor har vi vist denne samanhengen i ein tabell der vi også viser korleis lønsemda målt etter dei andre nøkkeltala endrast i kvar av gruppene av endring i salsinntekt. Vi finn at positiv endring i den eine dummyen i stor grad tilsvarar positiv endring også i den andre. Det same gjeld for negative endringar. Vi finn difor ikkje klare belegg for at dei fleste som reduserar omsetnaden aukar lønsemda og vice versa. Vi ser likevel at rundt  $\frac{1}{4}$  av selskapa med positiv endring i ebitda-margin har negativ endring i salsinntekt. Vi skuldar her riktignok å vise til berekninga av nøkkeltala der vi hugsar at ebitda-marginen nyttar totale inntekter i nemnaren medan vi ovanfor har brukt salsinntekter. Årsaka er at vi testar kor mange som får redusert driftsinntekt og vi ønskjer ikkje å ha med andre inntekter i denne analysa. Vi nemnar samstundes at differansen mellom dei to måla gjeven av medianen for utvalet berre er på 4, og i prosent utgjør dette 3,26 % av salsinntekta.

	Salgsinndummy		
	0	1	
<b>Ebitdummy</b>	0	21030	3466
	1	3693	9954
<b>Drmargindummy</b>	0	20919	3793
	1	3801	9618
<b>Totrentdummy</b>	0	20211	3610
	1	4516	9807
<b>Ekrentdummy</b>	0	23149	3876
	1	1573	9533

**Tabell 13: Matrise over antall oppføringar i kvar dummydruppe**

Tabellen viser antal selskap i kvar endringsgruppe generert av dummyvariablane og vi ser at tendensen langt på veg då vert samanfallande for dei andre lønsemdmåla. Særleg gjeld dette driftsmargina, men også i noko grad for rentabilitetane. Vi ser likevel at det for eigenkapitalrentabiliteten er fleire som har negativ endring i eigenkapitalrentabilitet gitt positiv endring i salsinntekt enn omvendt. Tilsvarende gjeld ikkje i same grad for dei andre lønsemdmåla då dei gruppene som har negativ endring i eine nøkkelstorleiken og positiv endring i den andre er nokså like av storleik.

Gruppa som har null i 'Salgsinndummy' men 1 i 'Ebitdummy' skil vi ut i eit eige datasett for vidare analyse. Vi ønskjer å sjekke om denne gruppa har visse kjenneteikn i forhold til dei andre gruppene, og vi skriv då ut deskriptiv statistikk for salsinntekt, gjeldsgrad og toårig vekst. Gjennomsnittleg salsinntekt i dei to gruppene er på 84,5 mill i råutvalet medan det har falle til 47,4 mill i utvalet vi studerar nærare. Vi ser likevel at medianane er på høvesvis 14,2 og 13,7 millionar, og kvartilinndelinga har tilnærma dei same grensene. I vårt analyseutval har vi difor berre fjerna selskap med ekstremt høge salsinntekter. Vi kan då likevel antyde at slike selskap ikkje ser ut til å substituere omsetnad og lønsemd ved å redusere det eine men auke det andre. Snur vi metoden ovanfor andre vegen slik at vi skil ut dei med positiv endring i salsinntekt og sjekkar dei som då har negativ endring i ebitda-margin, finn vi at gjennomsnittleg salsinntekt i dette utvalet er på 86,2 mill, faktisk meir enn gjennomsnittet for totalutvalet. Vi har skrive ut tabell over grunnlaga nedanfor der første kolonne er råutvalet, andre kolonna viser til utvalet som har redusert omsetnad men auka lønsemd og siste kolonna har auka omsetnad men redusert margin. Tabellen viser deskriptiv statistikk for salsinntekt i 2008 og dei tre utvala er merka (X) der x er 1,2,3.

Utval	(1)	(2)	(3)
Valid N	45019	3693	3466
Missing	0	0	0
Mean	84585	47392	86231
Std. Error of Mean	12998	3326	8422
Median	14243	13672	17285,5
Std. Deviation	2757804	202093	495846
Variance	7,6055E+12	4,0841E+10	2,4586E+11
Range	559488000	5360453	20630879
Minimum	5000	5000	5003
Maximum	559493000	5365453	20635882
Percentiles			
	25	7986	7866
	50	14243	13672
	75	33050	30662
			41701

Tabell 14: Gjennomsnittleg salsinntekt i ulike grupper delt inn etter endring i lønsemd og omsetnad

Vi ser at utvala (1) og (3) har langt lågare salsinntekt enn utvalet i midten (2), altså dei som reduserar omsetnaden men aukar lønsemda. Sidan salsinntekta er klårt større i (3), meiner vi at dette kan antyde at dei selskapa som substituerar omsetnad for lønsemd er mindre selskap. Det må imidlertid gjerast langt fleire undersøkingar for å fastslå dette, og vi går heller ikkje nærare inn på dette i denne oppgåva. Vi fann ikkje gruppevis skilnadar i vekst i kvar av dei tre utvala, då avviket i gjennomsnittet var på rundt eit prosentpoeng og såleis ser ikkje dette ut til å skilje dei frå kvarandre. Det same gjeld for gjeldsgrada kalkulert etter renteberande langsiktig gjeld dividert på sum eignedelar. Her er skilnaden i snitt maksimalt 0,76 prosentpoeng. Vi sjekka også medianen og kvartilgrensene, men også desse er nokså konsistente på tvers av gruppene.

Vi har ovanfor funne ei gruppe som aukar marginane medan omsetnaden er redusert. Vi har ikkje gradert kor store desse endringane er og dette kan være ein metode for å gjere ytterlegare analysar. Eksempelvis kunne ein definert ei gruppe med negativ endring i omsetnad på maksimalt 5 % og ei gruppe med større negative endringar. Hadde vi gjort det same for lønsemdendring kunne vi sjekka om dei med positiv lønsemdendring hadde lite fall i omsetnad. Dei gruppene som oppfyller dette kravet kan så trekkjast ut og undersøkjast nærare.

Det kunne vore aktuelt å sett på kostnadsstrukturen til selskap knytt opp til teori knytt til sykliske bransjar. Vi har valt å ikkje gjere eit slikt arbeid då vi i så fall må estimere kva som er faste og variable kostnadar. Ut frå rekneskapa er ikkje dette spesifisert og vi lyt då anslå kva rekneskapsvariablar som skal definerast som høvesvis faste og variable. Dette er likevel klårt mogleg, alternativt kan ein gjennomføre slike analysar på eit lite utval selskap der ein spør desse direkte om kva kostnadar som er faste og variable. Ein annan moglegheit er å skrive ut ein frekvenstabell over bransjekodar i utvalet og sjekka om nokre bransjar syntes å

være overrepresenterte blant dei som har positiv endring i lønsemd men negativ endring i omsetnad. Slik kan ein sjekke om bransjar som truleg har stor andel faste kostnadar som til dømes selskap innan sjøtransport eller flybransjen responderar annleis på krise enn selskap med låg andel faste kostnadar som til dømes service- og konsulentselskap.



## 4 Bransjeanalysar

### 4.1 Bransjeutval og avgrensingar

#### 4.1.1 Introduksjon

Vi vil no gå over til å analysere eit utval bransjar ved hjelp av regresjonsanalysar. I den opphavlege forskingsplanen vår var det meininga at denne delen skulle vere relativt djuptgåande, men grunna tidspress knytt til feil i datasettet har vi ikkje kunna drøfte funna i like stor grad som vi hadde ynskja. Vi kjem difor til å kort presentere ei rekkje ulike regresjonsanalysar, der føremålet er å *kartleggje* potensielle effektar framfor å forklare dei.

Ei slik kartlegging av norske tilhøve vil også vere i tråd med problemstillinga vår, då vi i dag i lita grad veit kva som kjenneteiknar aktørane respons. Eit anna argument for ei slik tilnærming er at vi ikkje kan trekkje konklusjonar kring årsakssamanhengar før tala for 2009 føreligg. Bidraget frå denne delen av oppgåva blir såleis ei oversikt over potensielle effektar som vil danne grunnlag for vidare forskning, og tilnærminga vil vere meir beskrivande enn forklarande.

Vi vil i det følgjande gå gjennom korleis vi har handsama problem knytt til bransjekodar i rådata, samt kva avgrensingar vi har sett for bransjar vi ynskjer å inkludere i vidare analysar. Vi vil så velje ut eit fåtal bransjar som eignar seg for vidare einskildbransjeanalyse.

#### 4.1.2 Handsaming av problem knytt til bransjekodar

Tidlegare har vi påpeika at datasettet vi nyttar i oppgåva inneheld ein del feil. Ein av desse er knytt til bransjekodar, og som diskutert tidlegare er dette dramatisk når vi skal analysere lønsemda i einskildbransjar. Vi ønskjer å isolere selskap som er utsette for tilnærma dei same ytre førehalda, og dette vil være tilfelle for bransjar. Dersom vi ikkje kan være sikre på om selskapa som står oppført med til dømes bransjekode 10 faktisk høyrer til denne bransjen vil analysen bli lite fruktbar, og vi kan konkludere på feil grunnlag. Før vi kan velje ut bransjar for vidare analyse må vi difor løyse problemet knytt til at nye selskap står oppført med feil bransjekode i 2008.

Vi veit at det berre er selskap som er stifta i 2008 som har fått feil bransjekode i variabelen *'bransjek\_2s'*. Desse selskapa vil ha same bransjekode i variablane *'bransjek\_2s'* og *'bransjeny\_2s'* sidan selskapet berre har rapportert inn den "nye" bransjekoden etter 2007-revisjonen. For å identifisere desse selskapa skriv vi først ut ein ny variabel som syner differansen mellom desse to variablane. Deretter brukar vi ein `select if` kommando for å plukke ut dei oppføringane som har differanse lik null. At denne differansen er null kan

skuldast to førehald. For det første kan desse selskapa være nye og dermed berre ha fått rapportert inn bransjekode etter den siste standarden. Det er desse selskapa vi er interesserte i å identifisere. Men lik bransjekode etter ny og gamal standard kan også skuldast at bransjekoden rett og slett ikkje er endra. Dette gjeld for bransjekode 01, 02 og 99. Vi fjernar oppføringar med desse bransjekodane og sit då att med selskap som har feil bransjekode i variabelen 'bransjek\_2s'. Deretter legg vi inn avgrensingane på salsinntekt, juridisk selskapsform, eigarstruktur og om selskapet er aktivt slik vi har presentert tidlegare, og sit då att med totalt 806 selskap som er problematiske.

Vi må no ta omsyn til at desse 806 selskapa vil vere plasserte i feil bransje i 2008. For å vite noko om fordelinga av desse selskapa skriv vi ut frekvenstabell av bransjekodane. Denne er vist under.

<b>Bransje kode</b>	<b>25</b>	<b>28</b>	<b>29</b>	<b>33</b>	<b>45</b>	<b>52</b>	<b>55</b>	<b>70</b>	<b>71</b>	<b>74</b>	<b>85</b>	<b>92</b>	<b>93</b>	<b>SUM</b>
Valid N	1	15	2	14	1	2	418	3	2	243	2	42	61	806
% av valid N	0 %	2 %	0 %	2 %	0 %	0 %	52 %	0 %	0 %	30 %	0 %	5 %	8 %	100 %

**Tabell 15: Antal nye oppføringar i 2008 etter to-siffer bransjekode**

Vi ser at heile 52 % av dei problematiske selskapa er plassert i bransje 55 som er hotell- og restaurantbransjen, medan 30 % fins i bransje 74, anna forretningsmessig tenesteyting. Tilsvarende ser vi at fire andre bransjar har eit tosifra antal nye aktørar i 2008 som oppfyller våre avgrensingar. I fyrste omgang utelet vi desse seks bransjane frå vidare analyse. Vi utelet også bransjar med ein-sifra antal nye aktørar i 2008 då vi for å inkludere desse bransjane bør omkode dei aktuelle oppføringane til riktig bransje. Sidan vi då må ta standpunkt til kva nye bransjar som svarar til dei gamle bransjane, og dette dermed også vil verte ei feilkjelde, leitar vi etter funn i bransjar som ikkje er påverka av dette problemet. Vi veit at bransjekodar som ikkje fins i frekvenstabellen ikkje har nokon nye oppføringar som oppfyller vilkåra våre og desse bransjane tek vi med til vidare analyse.

#### **4.1.3 Avgrensing knytt til bransjestorleik**

Vi har valt å dele bransjane inn etter tosifra NACE-kodar og vi får dermed nokså breie bransjar. Etter at vi har avgrensa utvalet, er det likevel slik at ein del bransjar har få eller ingen oppføringar. "Løna arbeid i private hushald" har eksempelvis svært få observasjonar samanlikna med "Produksjon av næringsmidlar og drikkevarer". Vi må difor avgjere kor mange aktørar vi treng for å gjere ein forsvarleg lønsemdanalyse av bransjen som heilskap.

Akkurat kvar denne grensa bør gå er vanskeleg å fastslå. Dersom vi har svært få observasjonar vil kvar til og prosentildrøftingar i realiteten verte drøftingar av einskildselskap eller ei lita gruppe slike. Dersom vi derimot har for mange oppføringar vil vi få fragmenterte bransjar der det kan vere problematisk at "breidda" av bransjane ikkje er lik for alle bransjekodane. Nokre bransjar kan difor innehalde langt fleire underbransjar med individuelle særteikn enn andre, og vil følgjeleg ikkje vere særleg homogen. Bransjar med mange aktørar vil typisk også vere nærare frikonkurranselikevekt enn bransjar med få aktørar. Likevel treng vi eit visst antal aktørar i kvar bransje fordi det seinare skal vise seg naudsynt å fjerne observasjonar som ligg meir enn to standardavvik utanfor snittet, ei prosedyre som for somme variablar må gjentakast fleire gongar. For at vi ikkje skal vegre oss for å foreta ei slik reinsking må utvalet i utgangspunktet ha ein viss storleik.

Det er også viktig å huske på at antal oppføringar svingar over perioden vi ser på. Dette skuldast at selskap vert lagt ned, at nye oppstår, eller at selskap går konkurs, fusjonerar, fisjonerar eller omstrukturerar seg over til andre bransjar. Vi må difor sjå på antal oppføringar kvart år når vi vel ut bransjar for vidare analyse. Med dette som bakgrunn har vi gjort analysar kring svingingar i antal oppføringar kvart år, og finn at det særleg frå 2002 til 2003 er systematiske svingingar då det var ein revisjon av bransjekodane i 2002, effektivt frå 2003. For å motverke at store prosentvise årleg svingingar får for stor betydning er det difor viktig at utvalet er av ein viss storleik.

Med bakgrunn i drøftinga over vil vi difor hevde at vi i gjennomsnitt treng minimum 100 aktørar årleg for å kunne gjere fornuftige analysar av lønsemd. Vidare vil vi luke ut bransjar som har nye oppføringar i 2008 jamfør diskusjon i kapittel 4.1.2 Avgrensing knytt til bransjekodar.

#### **4.1.4 Utveljing av bransjar som eignar seg for vidare analysar**

Vi vil i det følgjande gå gjennom korleis vi vel ut bransjar for vidare analyse basert på avgrensingane presentert over. I vedlegg 1 kan vi sjå ein frekvenstabell over bransjekodar i vårt datasett. Dei farga radene er bransjar vi ekskluderar. Dei gule er bransjar som har for få eller svingande antal oppføringar gjennom perioden og som vi difor ikkje reknar for å vere anvendelege for våre analysar. Dei raude er bransjar med fleirsifra antal nye aktørar i 2008, medan dei oransje er bransjar med ein-sifra antal nye aktørar i 2008. Vi ser at 33 bransjar ikkje er merka i det heile, og det er desse vi plukkar ut til vidare analysar. Dette er gjort på bakgrunn av avgrensingane vi har presentert tidlegare. Det er imidlertid klart at eit slikt utval

ikkje er tilfeldig vald ut, men vi meiner likevel vi har eit utval som er stort nok til å gjere representative funn. Vi lagar derfor ein select if kommando som plukkar ut desse bransjane, og skriv ut nye datasett der alle andre bransjar er fjerna.

Dei nye filene inneheld no 33 bransjar. Ein del av desse har likevel to-sifra antal oppføringar nokre eller alle av åra. 19 av bransjane har tre-sifra antal aktørar alle åra. I tråd med tidlegare drøfting legg vi difor inn ei ny avgrensing der vi plukkar ut berre desse bransjane. Ein frekvenstabell over dei bransjane vi har teke med vidare er vist under.

Bransjekode	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	SUM	% av total
1	172	185	189	197	208	208	232	269	297	285	2242	1 %
5	708	693	658	638	460	496	504	576	521	514	5768	4 %
14	127	139	133	135	144	140	152	164	172	166	1472	1 %
15	845	830	847	849	808	772	785	807	793	729	8065	5 %
17	144	142	137	129	120	120	129	129	128	106	1284	1 %
20	441	444	439	449	430	436	465	475	495	456	4530	3 %
22	849	825	803	764	696	683	735	731	721	662	7469	5 %
26	248	245	231	248	244	247	254	263	282	278	2540	2 %
31	166	166	158	160	159	157	163	181	174	170	1654	1 %
35	389	392	407	387	352	349	375	403	412	390	3856	2 %
36	309	310	290	278	269	273	287	289	296	280	2881	2 %
40	143	239	211	235	189	160	170	171	178	257	1953	1 %
50	2926	2918	2846	2873	2864	2864	2981	3029	3189	2911	29401	18 %
51	5752	5780	5751	5740	5457	5533	5681	5780	6060	5434	56968	35 %
60	876	918	880	928	866	913	1067	1125	1267	1159	9999	6 %
61	503	600	507	546	307	291	390	426	400	435	4405	3 %
63	741	783	787	808	682	679	750	763	819	794	7606	5 %
72	661	738	811	903	834	848	881	964	1061	1115	8816	5 %
90	109	118	133	149	153	161	176	190	191	185	1565	1 %
<b>SUM</b>	16 109	16 465	16 218	16 416	15 242	15 330	16 177	16 735	17 456	163 26	162 474	100 %
<b>Totalt</b>	162 474											

Antal bransjar 19

Tabell 16: Frekvenstabell over bransjar vi tek med til vidare analysar

Vi ser at det årleg er kring 16 000 selskap som er fordelt i 19 bransjar. Tabellen viser også at vi har oppføringar i alle ein-siffer bransjane så nær som 8. Bransjekode 8X består av bransjane 80 og 85 som er høvesvis ”undervisning” og ”helse- og sosialtenester” og desse selskapa er difor i noko grad alt avgrensa på eigarstruktur. Dei resterande bransjane viser at vi har eit utval som femnar nokså vidt over mange ulike delar av næringslivet. Det er likevel nokre bransjar som skil seg ut med sær mange oppføringar, sjå eksempelvis bransje 50 og 51 som er høvesvis ”Handel med, vedlikehald og reparasjon av motorvogner. Detaljhandel med drivstoff til motorvogner” og ”Detaljhandel, unnateke med motorvogner. Reparasjon av

*hushaldingsvarer og varer til personlig bruk*". Disse to bransjane utgjer til saman for heile 53 % av utvalet vårt. Det kan være problematisk at så mange selskap er samla i to einskildbransjar. Vi meiner likevel at dei andre bransjane som framleis har minimum 100 oppføringar kvart år er store nok til å gjere representative funn. Vi viser i så måte til hensikta med denne delen som er meir forklarande enn deskriptiv. Føremålet med å bryte ned utvalet til bransjar er at desse er utsett for tilnærma dei same ytre førehalda, og på bakgrunn av dette får vi moglegheit til å analysere lønsemdsulikskapar mellom aktørar som i hovudsak må skuldast interne tilhøve.

#### **4.1.5 Utveljing av einskildbransjar**

Vi har no avgrensa oss fram til eit utval beståande av bransjar som eignar seg for vidare analyse. I det følgjande vil velje ut nokre få av desse som vi tek med oss til einskildbransjeanalysa. For å velje ut bransjar har vi skrive ut gjennomsnittleg ebitda-margin og tilhørande spreingsmål for alle åra for kvar bransjekode. Deretter teiknar vi lønsemda og spreingsmåla grafisk og på bakgrunn av dette vel vi ut nokre bransjar som er interessante for vidare analysar.

Vi ønskjer å undersøkje bransjar som avvik frå normalen, og eit kjenneteikn på slike bransjar er at spreinga internt i bransjen aukar. Vi er difor interessert i å sjå kva år spreingsmåla i kvar bransje aukar. For å identifisere bransjar der spreinga auka, teikna vi spreingsmål for alle bransjane grafisk. Vi sjekka også korrelasjonen mellom kvart av dei tre spreingsmåla og dette er vist i tabellen under

<b>SE mean og Std dev</b>		<b>SE mean og variance</b>		<b>Std dev og variance</b>	
Bransjekode	Korr Koeff	Bransjekode	Korr Koeff	Bransjekode	Korr Koeff
1	0,7457	1	0,7423	1	0,9993
5	0,8909	5	0,8915	5	0,9983
14	0,9820	14	0,9800	14	0,9984
15	0,9574	15	0,9574	15	0,9995
17	0,9239	17	0,9276	17	0,9995
20	0,9837	20	0,9805	20	0,9973
22	0,8869	22	0,8876	22	0,9994
26	0,9729	26	0,9644	26	0,9979
31	0,9933	31	0,9821	31	0,9943
35	0,9916	35	0,9883	35	0,9951
36	0,9787	36	0,9723	36	0,9990
40	0,9192	40	0,9093	40	0,9926
50	0,9735	50	0,9761	50	0,9993
51	0,9841	51	0,9874	51	0,9990
60	0,6195	60	0,6082	60	0,9995
61	0,9215	61	0,9359	61	0,9950
63	0,9961	63	0,9951	63	0,9964
72	0,9261	72	0,9230	72	0,9967
90	0,8295	90	0,8263	90	0,9997

Tabell 17: Korrelasjonskoeffisientar mellom ulike spreingsmål

Vi ser at kva mål vi vel på spreinga er nokså uvesentleg då alle korrelerar i stor grad. Vi meiner at det ikkje er naudsynt å presentere alle her då konklusjonen vert den same uansett. I det følgjande presenterer vi difor kun standardfeilen til gjennomsnittet, men i utvalsprosessen har vi også studert dei andre spreingsmåla for å sikre rett utval av bransjar. Blant anna var dette naudsynt i eksempelvis bransje 22, som vi ser har korrelasjonskoeffisient 0,8869 med standardavviket. Eit plott av standardavviket bekrefta imidlertid at spreinga aukar dramatisk dei same åra som standardfeilen.

Arbeidet med å velje ut bransjar vart dermed gjort ved å identifisere bransjar der spreinga i lønsemd auka i år 2008, der spreinga minka i år 2008 og dei som verka å vere upåverka i år 2008. Vi skriv då ut spreingsmåla for kvar bransje som vist ovanfor. Dette gjer vi for alle åra, men lagar ein ny variabel som reknar ut skilnaden mellom år 2007 og år 2008. Vi lagar også ein variabel som syner denne skilnaden i prosent av spreinga i 2007. Ein tabell for dette er vist nedanfor, og her har vi sortert bransjane etter søkkande endring. Dei to fyrste kolonnane viser absoluttendringane, medan dei to kolonnane til høgre viser relativ endring i høve til året før. Vi ser at dei fem øvste bransjane er lik i begge tabellane, og vi vel difor ut desse fem for vidare analysar.

NACE	Endring	NACE	%vis endring
40	0,007760	63	92 %
61	0,006703	61	75 %
31	0,003871	35	68 %
63	0,003754	40	58 %
35	0,003188	31	48 %
5	0,002456	72	45 %
26	0,002207	26	40 %
17	0,002132	5	37 %
72	0,001856	20	32 %
90	0,001599	17	30 %
1	0,001253	22	29 %
20	0,001203	51	25 %
22	0,001108	1	24 %
36	0,001055	50	23 %
15	0,000536	36	21 %
60	0,000441	90	21 %
51	0,000281	15	17 %
50	0,000244	60	15 %
14	0,000108	14	1 %

Tabell 18: Absolutt og relativ endring i SE Mean pr tosiffer bransjekode.

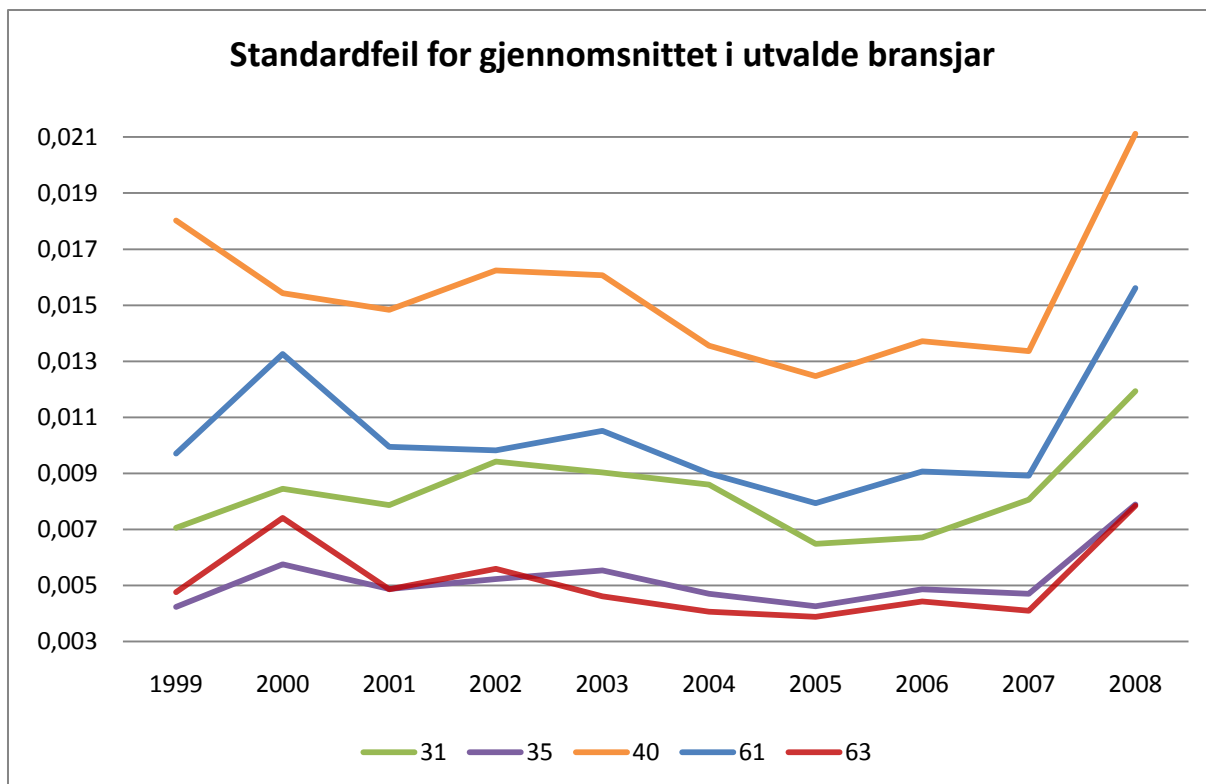
Dei fem bransjane vi har plukka ut er vist i tabellen nedanfor med tilhøyrande bransjetittel.

**NACE Bransjetittel**

31	Produksjon av andre elektriske maskiner og apparater
35	Produksjon av andre transportmidler
40	Elektrisitets-, gass-, damp- og varmtvannsforsyning
61	Sjøtransport
63	Tjenester tilknyttet transport og reisebyråvirksomhet

Tabell 19: Utvalde bransjar for vidare analysar

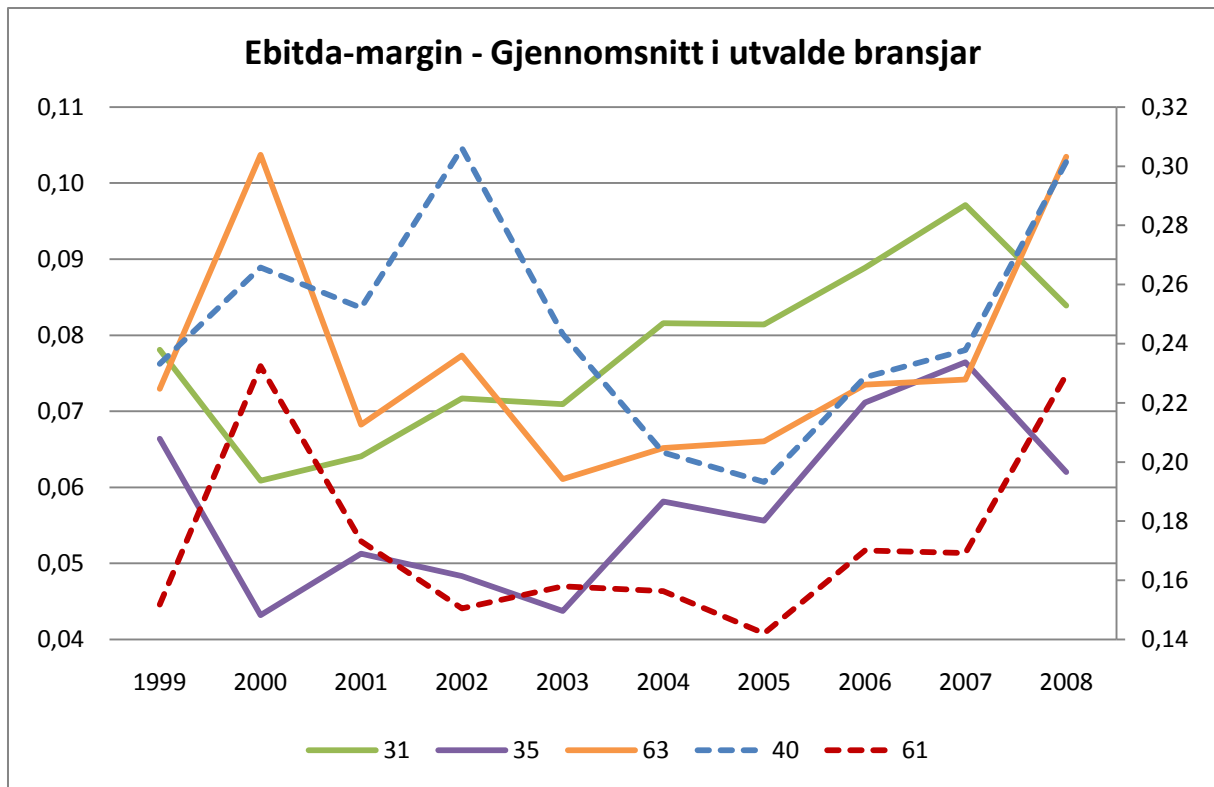
For å betre lesarvenleiken lyt vi lage nokre forkortingar. Vi understrekar at desse er mangelfulle og er berre laga for å enklare sjå kva bransjar vi til ei kvar tid omtalar. Vi kallar då bransje 31 for ”prod av elmask”, bransje 35 for ”prod av transportmidl”, bransje 40 for ”elektrisitet og energi”, bransje 61 for ”sjøtransport” og bransje 63 for ”transport&reisebyrå”. Vi poengterar nok ein gong at desse forkortingane berre er laga for å sleppe å stadig henwise til tosiffer bransjekodar og dermed får vi ei meir intuitiv forståing for kva bransjar vi snakkar om.



Figur 64: Standardfeil til snittet i bransjane 31, 35, 40, 61 og 63

Det er interessant å relatere standardfeilen til snittet for bransjen for å sjå korleis utviklinga i lønsemd er. Ein figur av dette er vist nedanfor der dei stipla linjene må lesast av langs sekundæraksen.





Figur 65: Gjennomsnittleg ebitda-margin i bransje 31, 35, 40, 61 og 63, bransje 40 og 61 er teikna langs sekundæraksa med stipla linjer

Plottet av gjennomsnittleg ebitda-margin viser at bransje 31 ”prod. av elmask” og 35 ”prod av transportmidl” får redusert lønsemd i år 2008, medan dei andre bransjane i snitt aukar lønsemda dette året.

Vi har no vald ut dei fem bransjane som opplever styrst spreing i lønsemd i 2008 og raskt presentert eit overblikk over lønsemdsutviklinga. Dei fem bransjane vil no bli tekne med til vidare analysar i form av regresjonsanalysar. I vedlegg to kan ein sjå eit oversyn over kva femsiffer bransjekodar som er inkluderte i kvar av dei to-siffer bransjekodane vi har plukka ut.

## 4.2 Metode for regresjonsanalyse

### 4.2.1 Teori og føresetnader

Før vi startar med sjølve regresjonsanalysane er det naudsaamt med ein rask presentasjon av metode, og den følgjande gjennomgangen byggjer i stor grad på Møen (2008). Multippel regresjon er ein regresjon med fleire forklaringsvariablar og ein nyttar minste kvadratars metode til å tilpasse noko lineært til dei data vi har. Når vi har fleire uavhengige variablar gjer regresjonen oss eit hyperplan, til motsetnad til når vi berre har ein forklaringsvariabel og får ei rett linje. Formelen for regresjonslikninga blir som følgjer:

$$y = a + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_kx_k + e \quad e \sim N(0, s_e^2)$$

Her er  $y$  avhengig av variablane på høgre sida av likskapsteiknet, derav namna avhengige og uavhengige variablar. I likninga ovanfor er  $a$  eit konstantledd, medan  $b_i$  er koeffisientar for kvar av dei uavhengige variablane våre. Det er desse koeffisientane og forteiknet deira vi i stor grad fortolkar når vi vurderer resultata av regresjonen og peikar på samanhengar mellom den avhengige og dei uavhengige variablane. Koeffisientane viser retninga på desse samanhengane samt styrken på dei.

Regresjonsanalyse byggjer på til dels strenge føresetnader. Den fyrste er at residualane, altså avstanden mellom observasjonen og den predikerte lineære samanhengen, er normalfordelte. Residualane, som då også vert kalla feilledda, er i likninga ovanfor gitt ved  $e$ . Eit problem for oss er at vi skal gjennomføre regresjonar på små utval, og normalfordelte observasjonar er då vanskeleg å oppnå. Vi skal difor fjerne ekstremobservasjonar for å betre denne situasjonen. Vi sjekkar likevel om vi har normalfordelte residualar ved å skrive ut "normal probability plots" og histogram. Den neste føresetnaden er at vi har linearitet. Dette følgjer naturleg nok direkte av formelen for regresjonslikninga sidan  $y$  er ein funksjon av dei uavhengige variablane våre. For å teste dette skriv vi ut aksediagram mellom residualane til venstresida og kvar av forklaringsvariablane etter at regresjonen er utført. Vidare bør residualane vere uavhengige, noko som potensielt kan vere eit problem i vår oppgåve sidan vi eigentleg analyserar tidsseriar. Vi sjekkar dette med ein Durbin-Watson test, som gjer oss ein verdi mellom 0 og 4. Vi kan godta at testen viser verdiar mellom 1 og 3, men helst vil vi ha verdi så tett opp til 2 som mogleg då dette viser at residualane er uavhengige.

Homoskedastisitet vil seie om vi har aukande eller minkande variasjon i dei standardiserte residualane, og dette testar vi grafisk ved å plote den standardiserte  $y$ -variabelen mot dei standardiserte residualane og sjekkar om vi har ein tendens i enten aukande eller minkande

retning. Variablane må også være på måleskala, og i våre analysar nyttar vi intervallskala for forklaringsvariablane og dikotomisk skala for dummyvariablar. Vi må også ha variablar som varierar noko slik at vi ikkje får nullvarians. Ein lyt også vere merksam på at variablane ikkje må korrelere perfekt med andre forklaringsvariablar, då dette vil føre til multikolinearitet. Generelt er det gunstig om dei ulike uavhengige variablane korrelerar så lite som mogleg, sidan høg korrelasjon gjer høg p-verdi som igjen gjer mindre sannsyn for at funna kan tolkast som signifikante. Årsaka er at det vert vanskeleg å skilje ut kva variablar som verkeleg påverkar den avhengige variabelen. Ein kan sjekke dette ved å skrive ut Variance Inflation Factor, VIF. Dersom VIF-verdien er over 10 kan dette tyde på problem med multikolinearitet, og vi kan då forsøke å fjerne variablar. Til slutt må forklaringsvariablane våre være ukorrelerte med eksterne variablar. Vi skal forklare endring i  $y$  gitt endringar i ulike forklaringsvariablar, og dersom vi har eksterne variablar som delvis kan forklare denne samanhengen men som ikkje er med i regresjonslikninga er dette sjølvsagt problematisk.

#### 4.2.2 Framgangsmåte

I våre analysar vil vi forklare endring i lønsemd i kriseåret med vekst i åra før, gjeldsgrada ved inngangen til krise og lønsemd i året før krise. Det fyrste vi gjer er å teste om føresetnaden om linearitet er oppfylt, og vi finn då at dette i svært lita grad synes å være tilfelle. For å hanskast med dette har vi fleire alternativ. Først kan vi gjennomføre ein ikkje-lineær regresjon. Dette krev at vi lagar ein modell, og i tillegg er metoden langt meir komplisert enn ein lineær multippel regresjon. Vi kan difor i staden bruke ein logaritmisk tilnærming ved å ta  $\ln$  til alle variablane. Dette medfører imidlertid ei noko anna tolking av koeffisientane. For å ta omsyn til svingingane har vi i staden valt å inkludere ledd som er opphøgde i andre og tredje potens. Ved å inkludere slike potensledd tillet vi at den lineære linja eigentleg svingar både ein og to gongar. Variablane kallar vi det opphavlege variabelnamnet med eit tillegg på 2 eller 3 som viser til at variabelen er opphøgde i andre og tredjepotens. Desse produktledda vert imidlertid ikkje inkluderte i regresjonslikninga i byrjinga, men trekte inn etter kvart.

Å avgjere kva variablar som skal være med i ein regresjon kan gjerast både ved skjønn og gjennom ulike funksjonar i SPSS. I utgangspunktet har vi valt å ta med tre vekstvariablar og tre gjeldsvariablar i kvar regresjon samt lønsemda i året før krise. Slik får vi i alt sju ulike variablar for kvar regresjonsanalyse. Det er imidlertid ikkje sikkert at alle desse er signifikante og dermed har påverknad på samanhengen vi ønskjer å studere. Først gjennomfører vi ein regresjon etter "enter-metoden" der vi gjev SPSS informasjon om kva

variablar vi vil ha med. Men deretter gjennomfører vi regresjonen baklengs (backward regression) slik at SPSS testar kvar variabel sin påverknad på venstre sida i regresjonslikninga. Metoden gjer at SPSS fjernar den variabelen som er minst signifikant og sjekkar om alle dei attverande no kan forklare svingingane i den avhengige variabelen. Dersom dette framleis ikkje er tilfelle vert nok ein variabel fjerna inntil vi står igjen med berre dei variablane som påverkar y på signifikansnivå 10 %.

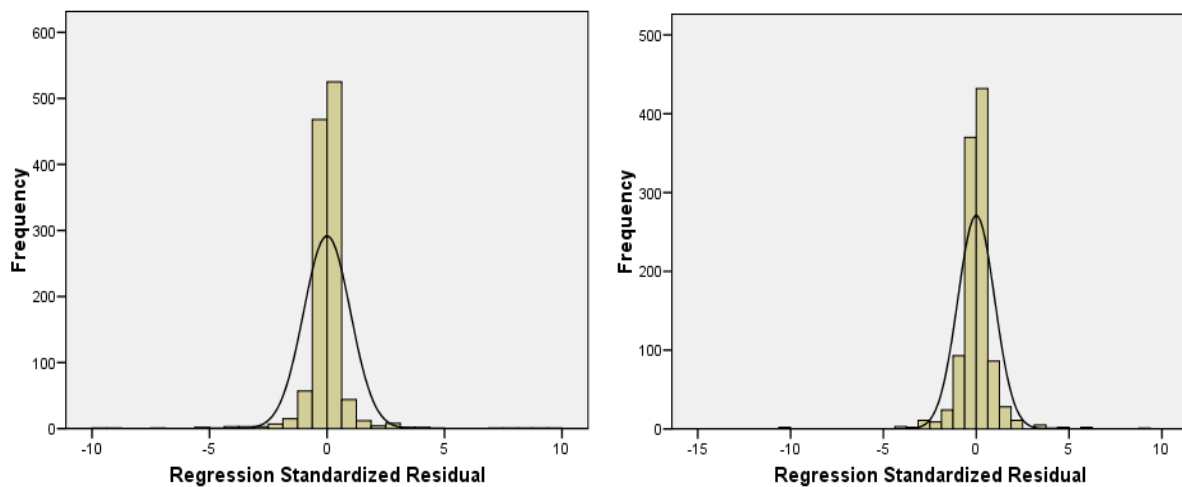
Gjennomføringa av regresjonsanalysane vert gjort i fleire omgangar. Først nyttar vi den alt omtala enter-metoden og syner resultatata av denne i to ulike regresjonar der vi brukar høvesvis eittårig og toårig vekst. Årsaka er at dei to variablane og deira potensledd er svært korrelerte med kvarandre og om vi inkluderar variablar for både eittårig og toårig vekst i same modell kan vi få problem med multikolaritet. Vi gjennomfører regresjonane både utan og med produktledda for å syne korleis desse påverkar resultatata. I tillegg til å veksle mellom dei uavhengige variablane ønskjer vi også å bytte ut den avhengige variabelen vår. Vi gjennomfører difor fire hovudsett av regresjonar, eit for kvar lønsemdmål. Slik vil vi først bruke '*standardiserte btiendring*', deretter '*standardiserte drmarginendring*' osv som avhengige variablar. I tillegg gjennomfører vi regresjonar med endring i omsetnad korrigert for bransjenormen som avhengig variabel og gjelsgrad og bransjedummyar som uavhengige. Vi vil også eksperimentere med å inkludere eittårig og toårig vekst i denne modellen. Til slutt gjennomfører vi så ein baklengs regresjon for kvart av lønsemdmåla der vi inkluderar alle variablane og lar SPSS fjerne dei usignifikante. Totalt vert det difor gjort ei stor mengde regresjonsanalysar. Den første regresjonen vi gjennomfører vert imidlertid gjennomgått nokså nøye. For dei andre analysane nøyer vi oss med å presentere ein tabell over regresjonslikningar og dei respektive forklaringsgradane.

## 4.3 Klargjering av datasettet

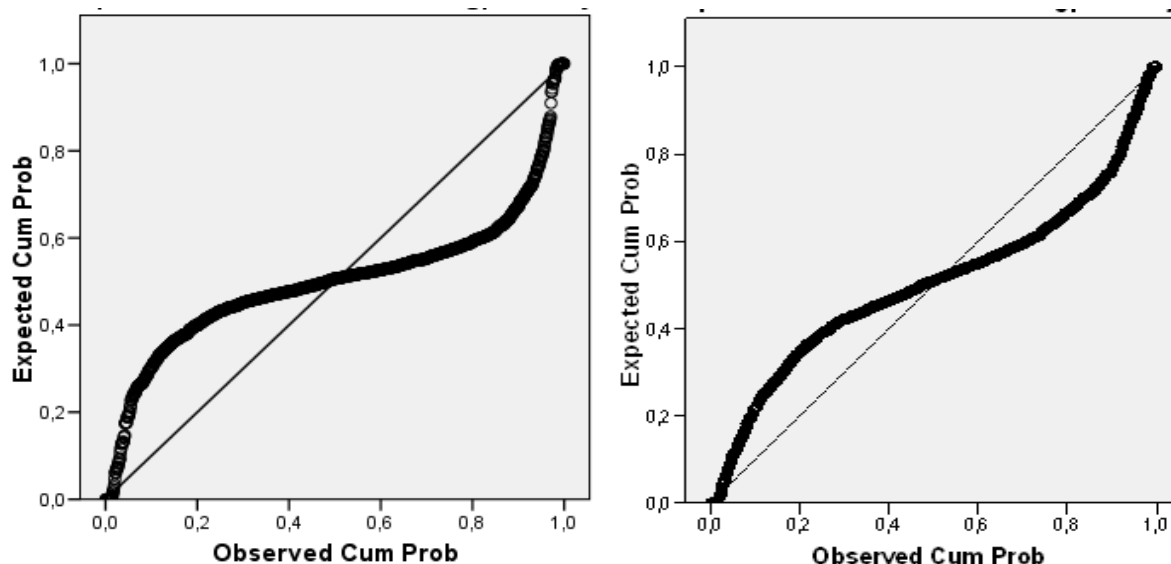
### 4.3.1. Ekstremobservasjonar

Det første vi gjer er å kontrollere datasettet for ekstremobservasjonar. Ved å skrive ut minimums og maksimumsobservasjonar samt standardavviket til dei ulike endringsvariablane finn vi at vi openbart har mange ekstremobservasjonar som er svært lite representative for totalutvalet og som difor vil påverke konklusjonane våre. Vi fjernar difor observasjonar som har lønsemdendingar som ligg utanfor 2 standardavvik frå snittet for kvart av dei fire lønsemdmåla. Når dette er gjort ser vi framleis at spreinga er stor og at vi har høge/låge maksimale/minimale verdiar. Vi meiner difor det er naudsynt å foreta nok ei avgrensing på to nye standardaavvik frå snittet.

For å vise korleis føresetnadane om normalfordelte regresjonar endrar seg etter at vi avgrensar datasettet ein andre gong har vi nedanfor vist fordelinga av dei standardiserte residualane i regresjonen der vi predikerar standardisert endring i ebitda-margin i kriseåret. Figurane til venstre er for datasettet som er avgrensa ein gong og til høgre ser vi korleis det vert etter andre avgrensinga.



Figur 66: Histogram over feilledda - normalitetstest. Figuren til venstre er før, til høgre er etter andre avgrensing



Figur 67: P-P plot over feilledda – normalitetstest. Figuren til venstre er før, figuren til høgre er etter andre avgrensing

Vi ser av dei to P-P plotta av dei standardiserte residualane ovanfor at kurva etter andre avgrensing, gjeven av figuren til høgre, framleis ikkje er lineær. Likevel har den betra seg klårt frå biletet vi ser til venstre som viser fordelinga etter den første avgrensinga og vi konkluderar difor med at tilnærminga vår er fornuftig.

For å kontrollere at ekstremobservasjonane faktisk påverkar resultatane våre har vi kjørt regresjonane både før og etter vi avgrensar andre gongen. I tabellen under har vi vist forklaringsgrada gjeven av  $R^2$  for nokre utvalte regresjonar der kolonnane (1) og (2) viser resultatane av baklengste regresjonar etter kor mange gongar datasettet er avgrensa. Til venstre viser vi kva som er den avhengige variabelen samt om vi nyttar eittårig eller toårig vekst saman med gjelds og lønsemdsvariablane i året før krise. Differansekolonna, som gjer skilnaden i forklaringskraft, viser at vi får høgare  $R^2$  av regresjonen når vi avgrensar endringsmåla for lønsemd to gongar. Vi nemner då at utvalet vert meir standardisert samstundes som antal observasjonar går ned. Det er difor naturleg at forklaringskrafta aukar. Sidan antal observasjonar vi fjernar er svært lågt meiner vi likevel at auken i forklaringskraft er reell.

	(1)	(2)	
	FØR	ETTER	DIFF i %poeng
<b>StandardisertEbitendring</b>			
vekst0507	0,7 %	1,8 %	1,1 %
vekst0607	0,7 %	2,8 %	2,1 %
backwards	0,9 %	3,8 %	2,9 %
<b>StandardisertDrmargendring</b>			
vekst0507	0,7 %	2,1 %	1,4 %
vekst0607	0,4 %	2,7 %	2,3 %
backwards	0,7 %	6,1 %	5,4 %
<b>StandardisertTotrentendring</b>			
vekst0507	1,0 %	1,2 %	0,2 %
vekst0607	0,8 %	0,9 %	0,1 %
backwards	3,0 %	5,9 %	2,9 %
<b>StandardisertEkrentendring</b>			
vekst0507	0,7 %	1,5 %	0,8 %
vekst0607	0,7 %	1,2 %	0,5 %
backwards	0,9 %	3,9 %	3,0 %

Tabell 20: Forklaringsgradar etter avgrensing ein gong(1), avgrensing to gongar (2) samt differansen

Vi nemnar at dei avhengie variablane ovanfor er standardiserte, og vi skal i delkapittel 4.3.2 sjå kva vi meiner med dette og korleis vi har gått fram for å rekne ut verdiane.

### 4.3.2 Endringsmål og variabelgenerering

I tillegg til nøkkeltala vi introduserte i kapittel 2 kalkulerar vi også ei rekkje endringsvariablar. Hensikta med desse er å unngå å betrakte absolutte storleikar i kriseåret, men i staden sjå på prosentmessig differanse frå året eller åra før. Vi kalkulerar slike endringsmål for lønsemdvariablane ebitda-margin, driftsmargin, totalrentabilitet og eigenkapitalrentabilitet. Variablane kallar vi høvesvis '*ebitendring*', '*drmargendring*', '*totrentending*' og '*ekrentendring*'. Formelen er:

$$\text{Endringsvariabel} = (\text{variabelverdi}_t - \text{variabelverdi}_{t-1}) / \text{variabelverdi}_{t-1}, \text{ der } t = 2008.$$

Slik vert til dømes variabelen '*ebitendring*' rekna ut ved å dele differansen av ebitda-margin i 2007 og 2008 på ebitda-marginen i 2007. Slik finn vi prosentvis endring i lønsemd frå 2007 til kriseåret. Tilsvarende vert gjort for dei andre lønsemdmåla.

Føremålet med analysen i denne delen av oppgåva er å forklare skilnadar i lønsemd internt i bransjar gitt nokre forklaringsvariablar. Desse forklaringsvariablane er i hovudsak vekst og gjeldsgrad og vi må då være merksame på at desse storleikane vil være ulike avhengig av kva bransje vi ser på. At ein bransje som sjøtransport i utgangspunktet har høgare gjeldsgrad enn andre er beint fram naturleg sidan denne bransjen har store og kostbare eignedelar i form av til dømes skip. For å få ein meningsfylt analyse må vi difor korrigere kvart selskap si vekst og gjeldsgrad mot bransjenormalen. Det same gjeld naturlegvis for lønsemdendringane. Dette arbeidet kan gjerast på ulike måtar. Det kanskje mest iaugefallande er å trekkje frå snittet i bransjen frå den enkelte observerte verdien. Vi har imidlertid sett at snitta i utvalet vårt ofte er prega av ekstremverdiar. Dette gjeld i endå større grad når vi reknar endring i forholdstal som til dømes relativ endring i ebitda-margin. Ei anna tilnærming er då å bruke medianen som korrigerande element sidan dette då trekk frå den midtre observasjonen som kan tolkast som den verdien som er mest representabel for utvalet som heilskap. Dette har vi gjort for å korrigere lønsemd- og gjeldsgradsvariablane.

Når det gjeld vekst meiner vi at ein annan metode er betre eigna. Den verdien medianen tar vil være påverka av kor mange observasjonar vi har og særskild gjeld dette om verdiane klyngar seg i eine delen av måleintervallet. Dette kan vi korrigere for ved å rekne ut differansen av total salsinntekt i ein bransje for to påfølgjande år og deretter dividere med summen av salsinntekt for det første året. Vi får då eit mål på kor mykje bransjen som heilskap har vakse uavhengig av enkeltsselskap. Denne tilnærminga vil indirekte gje store selskap meir innflytelse, men samstundes vil den eliminere problemet med at små selskap med ekstreme vekstratar påverkar korreksjonen. Vi nyttar oss difor av denne tilnærminga når vi bereknar vekstvariablane. Vi skuldar å vise til at ei liknande tilnærming kunne vore mogleg også for dei andre variablane ved å leggje saman både teljaren og nemnaren i til dømes gjeldsgrada og deretter rekne ut ei ny gjeldsgrad for bransjen. Vi meiner likevel at dette ikkje gjer eit like riktig bilete som median sidan selskapa er svært ulike og kan ha svært forskjellige andelar av eignedelar, ulik finansieringsdeling mellom eigenkapital og lånefinansiering osv. Vi merkar oss også at sidan vi har med like mange selskapa både i 2007 og 2008, og at selskapa er dei same begge åra, er veksten i total omsetnad lik veksten i gjennomsnittleg omsetnad for bransjen. Dette impliserar då at vi ikkje har indeksregulert omsetnaden.

Når dei ulike variablane ovanfor er berekna har vi eit mål for lønsemd, gjeldsgrad og vekst korrigert for normalen i bransjen. Positive verdiar vil då innebere at enkeltsselskapet har høgare lønsemd, gjeldsgrad eller vekst enn normalen medan det omvendte gjeld om verdien er



negativ. Samanlikning av desse variablane er imidlertid ikkje fornuftig før vi standardiserar dei. Dette gjer vi ved å dele på standardavviket til den einkilde variabelen. Slik vil då vekstvariabelen vår verte dividert med standardavviket til veksten og tilsvarende for gjeldsgrad og lønsemd. Dette gjer oss i stand til å samanlikne nøkkeltala på tvers av bransjane. Ulempa er derimot at tolkinga av koeffisientane i regresjonsanalyse vert mindre intuitiv. Dei bransjekorrigerede variablane kallar vi høvesvis *'standardisertgjeldsgrad07'*, *'standardisertvekst0507'*, *'standardisertvekst0607'*, *'standardisertebitendring'*, *'standardisertdrmarginendring'*, *'standardiserttotrentendring7'* og *'standardisertekrentendring'*. Alle endringsvariablane er som vi hugsar prosentvis endring frå 2007 til 2008 og føljegleg har vi ikkje lagt til noko årstal i variabelnamna. I tillegg inkluderar vi variablar for lønsemda i 2007 målt etter høvevis ebita-margin, driftsmargin, totalrentabilitet og eigenkapitalrentabilitet. Desse vert standardiserte på same måte som dei andre variablane ved å trekkje frå medianen og dividere på standardavviket. Slik får vi til dømes variabelen *'standardisertebitdamarg07'* som svarar til den bransjekorrigerede ebitda-marginen i år 2007, altså ikkje ein endringsvariabel.

For å kunne gjennomføre regresjon for alle bransjane samla genererer vi også bransjedummyar som tek verdien 1 om *'bransjek\_2s'* er lik X og null viss ikkje. Desse variablane kallar vi *'BrX'* der X er den to-sifra bransjekoden basert på NACE-revisjonen i 2002. Til dømes har då alle selskapa i bransjen "Produksjon av andre elektriske maskiner og apparater" som har bransjekode 31 verdien 1 i variabelen *'Br31'* medan selskap i alle andre bransjar har verdien null i same variabelen. Slik får vi fem variablar som vekselvis har verdien 1 og vi samlar difor all påverknad bransjen har på lønsemd i denne variabelen.

Ved bruk av dummyane må vi være bevisste på eit viktig moment. Sjølv om vi lagar fem dummyar skal vi berre bruke fire av desse i kvar regresjon. Årsaka er at dei fem dummyane til saman pr definisjon er perfekt korrelerte, dvs at ein regresjon med ein dummy som avhengig variabel og dei andre dummyane som uavhengige variablar vil gje ei forklaringskraft på 100 %. I våre regresjonar må vi difor kvar gong fjerne ein av dei og dermed vert koeffisienten til desse dummyane lik avvika frå den dummyen som er utelate. Vi vel å utelate bransjedummyen *'Br63'* og bransjetilknytning til denne bransjen er dermed gjeven av at alle dei andre dummyane er null. Dette vert då utgangspunktet og dei andre dummyane måler då avvik i frå denne bransjen.

Før vi kan gjennomføre sjølve regresjonsanalysane må vi standardisere variablane opp mot bransjenormalen. Vi skriv då ut "custom tables" der vi viser gjennomsnittet av variablane vi skal bruke som kalkulasjonsgrunnlag for bransjekorrigeringa i kvar tosfira bransjekode. Utgangspunktet er datasettet for 2008 og følgjeleg er veks1 relativ endring i omsetnad frå 2007 til 2008 jamfør tidlegare forklaring av korleis vi reknar ut variablar. Ein tabell over grunnlaget er vist nedanfor.

NACE	Ebitendring0708			Drmargendring0708			Totrentendring0708			EKrentendring0708		
	Mean	Median	Std dev	Mean	Median	Std dev	Mean	Median	Std dev	Mean	Median	Std dev
31	-0,1096	-0,0687	0,9380	-0,0760	-0,0654	1,0371	-0,0264	-0,0033	1,0360	-0,5680	-0,2035	4,9701
35	-0,2703	-0,2059	1,3768	-0,1770	-0,2275	2,2289	-0,1354	-0,1972	1,8413	-1,1918	-0,4199	6,9294
40	-0,2090	-0,1462	0,7438	-0,5464	-0,2417	3,3255	-0,2373	-0,1173	1,8560	0,5583	-0,2246	8,7577
61	-0,3203	-0,2135	1,3214	-0,1442	-0,2979	2,7052	0,1972	-0,1549	2,3961	-1,1389	-0,6213	5,9257
63	-0,2976	-0,1717	1,2600	-0,2959	-0,2071	2,1182	-0,3666	-0,1627	2,5028	-0,6174	-0,3293	4,7549

NACE	Gjeldsgrad2007			Vekst1			Vekst05.07			Vekst06.07		
	Mean	Median	Std dev	Mean	Median	Std dev	Mean	Median	Std dev	Mean	Median	Std dev
31	0,0969	0,0344	0,1408	0,1299	0,0991	0,2940	0,4505	0,4162	0,4058	0,2171	0,1689	0,2686
35	0,1345	0,0575	0,1765	0,1033	0,0658	0,3413	0,5661	0,4309	0,5969	0,1885	0,1477	0,2667
40	0,2048	0,1216	0,2258	0,2521	0,2177	0,3104	0,2137	0,1400	0,3649	-0,0770	-0,0950	0,2485
61	0,3385	0,3245	0,2924	0,1118	0,0725	0,3384	0,2505	0,1804	0,4336	0,1071	0,0889	0,3024
63	0,1050	-	0,2115	0,0851	0,0580	0,2900	0,3111	0,2148	0,4876	0,1522	0,1270	0,2605

NACE	Salgsinntekt		Ebitda-margin		Vekst pr bransje					
	2008	2007	2006	2005	2007	Median	Std dev	Vekst 0507	Vekst 0607	Vekst 0708
31	84 210	80 021	68 057	57 982	0,1101	0,1016	0,0907	0,3801	0,1758	0,0524
35	256 848	239 622	215 523	150 819	0,0822	0,0768	0,0713	0,5888	0,1118	0,0719
40	459 806	302 688	406 811	292 252	0,2110	0,2104	0,1555	0,0357	-0,2559	0,5191
61	209 567	183 093	201 227	191 857	0,1661	0,1488	0,1509	-0,0457	-0,0901	0,1446
63	82 345	76 686	69 583	64 455	0,0836	0,0479	0,1047	0,1898	0,1021	0,0738

Tabell 21: Grunnlag for standardisering av variablar

Vi merkar oss ovanfor skilnaden mellom gjennomsnittet og medianen av variabelen og det snittet vi finn om vi reknar prosentvis endring i salsinntekt frå 2007 til 2008. Desse tala finn vi til dømes i høvesvis dei to kolonnane under 'vekst0507' og vi samanliknar med kolonnen for denne variabelen under vekst pr bransje. Den nedste delen av tabellen viser oss grunnlaget for denne delen av tabellen og vi ser at gjennomsnittleg total auke i omsetnad i bransje 31 vert  $(84210 - 80021) / 80021 = 0,0524$ , altså 5,24 %. Til samanlikning er gjennomsnittet av alle vekstendringane på 12,99 % medan medianen er 9,91 %. Storleikane i eksemplet er markert med grått i tabellen. Dømet illustrerar godt at det slett ikkje er uvesentleg korleis vi vel å korrigere enkeltvariablane for bransjenormalen. Reint statistisk kan det hevdast at vi bør

bruke snittet sidan dette tar omsyn til alle observasjonane. Når vi så skal dividere på standardavvik får vi tatt omsyn til svingingar på denne måten. Samstundes ser vi klart at snittet ikkje er representabelt for utvalet. Vi meiner difor at vi er betre tent med å korrigere for total vekst i bransjen sidan det er nettopp denne storleiken som eigentleg er bransjens totale vekst. Ved å dele på standardavvik får vi også eit standardisert mål som vi då kan bruke til samanlikning med andre bransjar.

For dei andre variablane brukar vi medianen og standardavviket gjeven av tabellen ovanfor slik vi har beskrive tidlegare. Vi påpeikar då at vi trekk frå eit mindre tal enn om vi nyttar snittet og følgjeleg vert det ”enklare” for selskapa å ha større gjeldsgrad, vekst og lønsemd i forhold til bransjen enn om vi trekk frå snittet sidan medianen alltid er lågare enn gjennomsnittet.

## 4.4 Regresjonsanalysar

Vi skal no gjennomføre ei rekkje regresjonsanalysar. For den første regresjonen vil vi vise korleis vi nyttar utskriftene frå SPSS til å tolke regresjonsresultata. For dei neste vil vi nøye oss med å vise hovudresultata og konklusjonen av regresjonen. Vi lagar då tabellar over forklaringskrafta i kvar regresjon samt for koeffisientane i regresjonslikninga. Understreking av koeffisienten syner at variabelen er signifikant på 10 % signifikansnivå.

### 4.4.1 Enter-regresjonar utan produktledd

#### 4.4.1.1 Regresjonar med driftsmessig lønsemd som avhengig variabel

Vi byrjar med å sjølv velje kva variablar SPSS skal ta med i regresjonen og først vil vi forklare endring i lønsemdmålet ebitda-margin. Vi hugsar at variabelen *'standardiserte bitendring'* målar relativ endring i ebitda-margin korrigert for bransjemedianen og at målet er standardisert ved å dividere på standardavviket til *'ebitendring'* etter at denne variabelen er avgrensa 2 gonger på to standardavvik. Vi skal no gjennomføre ein regresjon som søkjer å forklare relativ endring i lønsemd i forhold til bransjenormalen som eit resultat av høvesvis eitt- og toårig vekst samt fjorårets gjeldsgrad og lønsemd.

Vi plottar inn dei valte variablane i SPSS og ber om ein lineær regresjon. I tillegg skriv vi ut alle delvise plott, normalitetstestar, Durbin-Watson test, samt tabellar med deskriptiv statistikk og korrelasjonar mellom variablane. Vi presenterar no utvalte delar av utskrifta frå SPSS. Vi startar med å vise deskriptiv statistikk for regresjonen.

## Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
Standardisertebitendring	-,0410	,43726	1082
Standardisertebitdamarg07	,0988	,88398	1082
Standardisertvekst0507	,2252	1,01214	1082
Standardisertgjeldsgrad07	,3476	,97880	1082
Br31	,1091	,31186	1082
Br35	,2126	,40931	1082
Br40	,1054	,30716	1082
Br61	,1627	,36923	1082
Br63	,4104	,49212	1082

Tabell 22: Deskriptiv statistikk for regresjonsvariablene

Tabellen ovanfor syner at utvalet i dei fem bransjane til saman er på 1 082 selskap. Vi har ei gjennomsnittleg negativ standardisert og bransjekorrigert endring i ebitda-margin frå 2007 til 2008, medan lønsemda var positiv i 2007. Vi veit då at i snitt har lønsemda gått ned i utvalet, noko som er i tråd med dei lønsemdanalysane vi har gjort tidlegare. Vi ser også at veksten er positiv og det same er gjeldsgrada. Når vi tolkar desse snitta må vi igjen hugse på at storleikane her er korrigert for bransjenorma og i tillegg dividert på standardavvik. At snitta er positive vil seie at utvalet i snitt har høgare vekst og gjeldsgrad enn utvalet målt under eitt ved høvesvis bransjeveksten og medianen. Følgjeleg kan vi difor ikkje seie at veksten i snitt er på 22,52 % sidan dette talet både er fråtrekt bransjens vekst og i tillegg dividert med standardavviket. Vi påpeikar då at standardavviket i nemnaren ikkje tilsvarar standardavviket i tabellen ovanfor, men den storleiken vi viste i tabell 20.

		Standardisert ebitendring	Standardisert ebitdamarg07	Standardisert vekst0507	Standardisert gjeldsgrad07	Br31	Br35	Br40	Br61	Br63
Pearson Correl.	Standardisertebitendring	1,000	,099	,001	,036	,023	-,006	-,038	,030	-,008
	Standardisertebitdamarg07	,099	1,000	,011	,156	,004	-,034	-,123	-,083	,165
	Standardisertvekst0507	,001	,011	1,000	-,060	,089	-,044	-,008	,121	-,106
	Standardisertgjeldsgrad07	,036	,156	-,060	1,000	,049	,024	-,022	-,195	,109
	Br31	,023	,004	,089	,049	1,000	-,182	-,120	-,154	-,292
	Br35	-,006	-,034	-,044	,024	-,182	1,000	-,178	-,229	-,433
	Br40	-,038	-,123	-,008	-,022	-,120	-,178	1,000	-,151	-,286
	Br61	,030	-,083	,121	-,195	-,154	-,229	-,151	1,000	-,368
	Br63	-,008	,165	-,106	,109	-,292	-,433	-,286	-,368	1,000
Sig. (1-tailed)	Standardisertebitendring	.	,001	,493	,117	,229	,420	,107	,164	,398
	Standardisertebitdamarg07	,001	.	,361	,000	,445	,132	,000	,003	,000
	Standardisertvekst0507	,493	,361	.	,025	,002	,076	,399	,000	,000
	Standardisertgjeldsgrad07	,117	,000	,025	.	,053	,217	,234	,000	,000
	Br31	,229	,445	,002	,053	.	,000	,000	,000	,000
	Br35	,420	,132	,076	,217	,000	.	,000	,000	,000
	Br40	,107	,000	,399	,234	,000	,000	.	,000	,000
	Br61	,164	,003	,000	,000	,000	,000	,000	.	,000
	Br63	,398	,000	,000	,000	,000	,000	,000	,000	.

Tabell 23: Korrelasjonstabell for dei avhengige variablene i regresjonen

Ovanfor har vi limt inn ein tabell som syner korrelasjonskoeffisientar mellom dei ulike variablane. Vi hugsar frå teoridelen om regresjonar at dess større korrelasjon mellom variablane dess større vert i utgangspunktet forklaringskrafta. I vårt tilfelle ser vi at dei ulike variablane samvarierer i nokså lita grad då verdiane er låge og alltid under 0,16 om vi ser bort frå bransjedummyane.

I denne delen av oppgåva har vi valt å bruke enter-metoden og alle variablane vist ovanfor er difor tekne med i regresjonen. Følgjeleg har vi berre éin modell og vi kan då presentere modellsamandraget som vist under.

#### Model Summary(b)

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	,115(a)	,013	,007	,43580	1,932

b Dependent Variable: standardiserte bitending

Tabell 24: Modellsamandrag av regresjonen

Vi ser at forklaringskrafta til regresjonen er 0,013. Dette fortel oss at 1,3 % av svingingane i 'ebitendingprbransje' kan forklarast ved dei uavhengige variablane våre. Dette er svært lågt, men noko høg forklaringsgrad er sjølvsagt ikkje venta då svært mange ulike forhold spelar inn på ei bedrifts lønsemd. At forklaringsgrada er låg seier ikkje at det vi finn er uinteressant, men gjenspeilar at også mange andre forhold må betraktast for å gje eit fullstendig bilete av lønsemdendingar i eit kriseår. Vi ser også at den justerte forklaringsgrada er på 0,7 % og det er denne storleiken vi må fokusere på når vi seinare skal ekskludere og inkludere nye variablar. Vidare ser vi at Durbin-Watson verdien er 1.932, og denne ligg så nært til 2 at vi ikkje har nokon problem med avhengige residualar. Neste steg er no å skrive ut ein anova-test som sjekkar om modellen er signifikant. Av tabellen nedanfor finn vi at p-verdien er 0,047 som ligg klårt innanfor det vi kan godta gitt 10 % signifikansnivå.

#### ANOVA

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	2,712	7	,387	2,040	,047
	Residual	203,976	1074	,190		
	Total	206,687	1081			

Tabell 25

Vi er då klare til å vise koeffisientane til dei uavhengige variablane som då samstundes gjev oss regresjonslikninga der avhengig variabel er **standardiserte bitending**. Av tabellen nedanfor finn vi at denne er:

$$Y_1 = -0,064 + 0,048 \text{ standardiserte bitdamarg07} \\ - 0,003 \text{ standardisert vekst0507} + 0,013 \text{ standardisert gjeldsgrad07} \\ + 0,041 \text{ Br31} + 0,011 \text{ Br35} - 0,018 \text{ Br40} + 0,058 \text{ Br61}$$

Tolkinga av regresjonslikninga vert som følgjer. Dersom alle dei uavhengige variablane er null vil endringa i standardisert ebitda-margin være negativ. Igjen merkar vi oss at denne endringa er målt i forhold til bransjenormen, og endringa vil difor være meir negativ enn for den midtre bransjeobservasjonen. Høg relativ ebitda-margin i 2007 dreg opp endringa i lønsemd i kriseåret, altså endringa vert mindre negativ eller meir positiv om selskapet hadde høg ebitda-margin i året før krisa. Vekstvariabelen ser vi verkar i motsett retning då forteiknet er negativt. Høg relativ gjeldsgrad ser ut til å trekkje same vegen som lønsemd i året før krisa. Slik vil dei selskapa med relativt høgare gjeldsgrad enn konkurrentane få større positiv endring i lønsemd i kriseåret. For bransjedummyane ser vi at tre er positive medan ein er negativ. Den negative er bransje 40 "elektrisitet og energi" og forteikn mindre enn null syner her at lønsemdendringa i denne bransjen er meir negativ enn lønsemdendringa i bransje 63 "transport&reisebyrå". Tilsvarande gjeld omvendt for dei to bransjane med positivt forteikn som då klarar seg betre gjennom krisa kva angår lønsemdendringar enn bransje 63 gjer.

Tabellen under gjev oss også standardiserte koeffisientar og basert på desse kan vi sjå at lønsemda i 2007 er viktigast sidan denne variabelen har den høgste verdien. Vi finn også av tabellen at den einaste uavhengige variabelen som har signifikant på verknad på y er den relative lønsemda i 2007. Dei andre har svært høge p-verdiar gjeven ved kolonna Sig. Vi ser at VIF-verdiane er låge og kan difor ikkje forklare at p-verdiane vert høge. VIF-verdiane les vi av i kolonna Std.Error under Collinearity Statistics heilt til høgre i tabellen.

#### Coefficients(a)

Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
	B	Std. Error	Beta			B	Std. Error
(Constant)	-,064	,022		-,2908	,004		
Standardiserte bitdamarg07	,048	,015	,097	3,113	,002	,945	1,058
Standardisert vekst0507	-,003	,013	-,007	-,228	,820	,970	1,031
1 Standardisert gjeldsgrad07	,013	,014	,028	,900	,368	,939	1,065
Br31	,041	,046	,029	,905	,366	,872	1,146
Br35	,011	,036	,011	,318	,751	,828	1,208
Br40	-,018	,046	-,012	-,382	,702	,864	1,157
Br61	,058	,040	,049	1,451	,147	,799	1,251

a Dependent Variable: standardiserte bitendring

Tabell 26: Koeffisienttabell for regresjonen

Til slutt bør vi sjekke om føresetnadane for regresjonen er oppfylt. Vi har vist korleis vi tolkar normalitetsplott og delvise plott i introduksjonen til regresjonsanalysane der vi brukte slike plott til å argumentere for at vi bør avgrense endringsvariablane for lønsemd to gongar. For regresjonen ovanfor fann vi at feilledda våre var fordelt på ein måte som likna den teoretiske normalfordelinga, men at vi vanskeleg kunne hevde at dei var perfekt normalfordelte. Dette er heller ikkje å forvente då utvalet vårt er nokså lite. Vi skreiv også ut alle delvise plott og fann at desse for det meste var likt fordelte omkring null. Vi vil i dei neste analysane ikkje drøfte føresetnadane konkret, men vi nemnar at vi for alle analysane har skrive ut dei plotta vi no har omtala og sjekka at vi ikkje har alvorlege brot på føresetnadane i nokon av analysane.

Vi skal no gjennomføre den same regresjonen som ovanfor der vi bytar ut toårig vekst med eittårig vekst mellom 2006 og 2007. Denne regresjonen får ei forklaringsgrad på 2,1 % og medan p-verdien til anova-testen er 0,000. Vidare er Durbin-Watson 1,959 og VIF verdiane er alle under 1,23. Korrelasjonen mellom variablane er på nivå med dei vi såg då vi brukte toårig vekst som uavhengig variabel. Dei standardiserte koeffisientane fortel oss at lønsemda i 2007 påverkar y mest med vekstvariabelen som nest viktigaste variabel. Vi har funne følgjande regresjonslikning

$$\begin{aligned}
 Y_2 = & -0,078 + 0,048 \text{ standardiserte bitdamarg07} \\
 & - 0,029 \text{ standardisert vekst0507} + 0,021 \text{ standardisert gjeldsgrad07} \\
 & + 0,039 \text{ Br31} + 0,018 \text{ Br35} - 0,022 \text{ Br40} + 0,057 \text{ Br61}
 \end{aligned}$$

Samanliknar vi denne likninga med den vi fann når vi nytta toårig vekst ser vi at alle dei tre standardiserte variablane våre samt konstantleddet har same forteikn. Det same gjeld koeffisientane til dummyane. Vi ser også at forklaringskrafta har auka noko, men skilnaden er ikkje betydeleg. Dette kan indikere at vi ikkje treng gjennomføre regresjonar både for eittårig og toårig vekst. Sidan det skal vise seg at det eine vekstmålet ikkje alltid er betre enn det andre har vi likevel tatt med begge når vi presenterar resultata. Gjennomgangen i det følgjande har imidlertid utelete eittårig vekst og desse resultata kan lesast av i tabellform i oppsummeringa til dette delkapitlet.



Hittil har vi målt lønsemd ved bransjekorrigert endring i ebitda-margin. Tidlegare har vi også nytta tre andre mål for lønsemd, og vi vil no gjenta prosedyren ovanfor for kvar av desse andre nøkkeltala. Vi minnar igjen om at også desse er bransjekorrigerte. Vi startar med driftsmarginen, tar deretter totalrentabiliteten og avsluttar med eigenkapitalrentabiliteten.

Forklaringsgrada i ein regresjon med '*standardisertdrmargin*' og toårig vekst samt gjeldsgrad og lønsemd i 2007 vert på 1,2 %. Durbin-Watson vert 2,060, høgste VIF-verdi er 1,247 og p-verdien til anova-testen på 0,069. Regresjonslikninga er:

$$Y_3 = -0,047 + 0,027 \text{ standardisertdrmargin}07 - 0,008 \text{ standardisertvekst}0507 + 0,020 \text{ standardisertgjeldsgrad}07 + 0,032 \text{ Br}31 + 0,007 \text{ Br}35 + 0,018 \text{ Br}40 + 0,072 \text{ Br}61$$

Dei standardiserte koeffisientane viser at dummyen for bransje 61 påverkar y marginalt meir enn lønsemda i 2007. Koeffisienten til denne dummyen er positiv, og vi kan då antyde at lønsemdendringa i denne bransjen ser ut til å peike i ein meir positiv retning enn i dei andre bransjane. Dette stemmer overens med den utviklinga vi såg ovanfor i Y1 men også med den trenden vi fann i figur 65. Vi ser også at det berre er denne dummyen saman med variabelen for lønsemd i 2007 som har signifikant påverknad på y.

#### **4.4.1.2 Regresjonar med rentabilitetar som avhengig variabel**

Vi skal no bruke dei to bransjekorrigerte endringsvariablane for rentabilitetane våre som avhengige variablar. Vi startar med totalrentabilitet og får då ei forklaringsgrad på 0,8 % og p-verdi på anova-testen på 0,28. Durbin Watson verdien er på 2,134 og høgste VIF-verdi er 1,236. Regresjonslikninga med '*standardiserttotrentendring*' som avhengig variabel er gjeven av

$$Y_4 = -0,014 - 0,012 \text{ standardiserttotrent}07 + 0,009 \text{ standardisertvekst}0507 + 0,024 \text{ standardisertgjeldsgrad}07 + 0,015 \text{ Br}31 - 0,022 \text{ Br}35 + 0,039 \text{ Br}40 + 0,056 \text{ Br}61$$

Bransjedummyane for bransjane 31 og 61 påverkar y mest og har same verdi i dei standardiserte koeffisientane. Forteikna er her positive og desse bransjane ser difor ut til å ha høgare lønsemd i krise enn andre. Alle bransjedummyane påverkar klart meir enn gjelds-, vekst- og lønsemdvariablane. Det er imidlertid berre gjeldsvariabelen som har signifikant påverknad på '*standardiserttotrentendring*'.

Ein regresjon av standardisert endring i eigenkapitalrentabilitet gjer ei forklaringsgrad på 1,2 %. Anova-testen har p-verdi på 0,075, Durbin-Watson 1,932 medan høgste VIF-verdi er 1,239. Modellen er då signifikant på 10 % nivå men ikkje på 5 % nivå. Regresjonslikninga med '*standardiserekrentendring*' som avhengig variabel er gitt ved

$$Y_5 = -0,007 - 0,009\text{standardisertekrent07} + 0,009\text{standardisertvekst0507} \\ - 0,025\text{standardisertgjeldsgrad07} + 0,025\text{Br31} - 0,002\text{Br35} \\ - 0,004\text{Br40} + 0,020\text{Br61}$$

Dei standardiserte koeffisientane syner at det er gjeldsvariabelen etterfylgt av vekstvariabelen som påverkar y mest.

#### 4.4.1.3 Regresjon med omsetnad som avhengig variabel

Vi skal no ta utgangspunkt i ein av vekstvariablane vi tidlegare har generert, nemleg 'vekst1', og nytte denne som avhengig variabel. Vi måler då relativ endring i omsetning frå 2007 til 2008. Vi korrigerar så for bransjens vekst og dividerar på standardavviket på same måte som vi har gjort for dei andre variablane og får då variabelen '*standardisertvekst0708*'.

Vi kjører så ein regresjon med '*standardisertvekst0708*' som avhengig variabel og variablane for gjeld samt bransjedummyane som uavhengige variablar. Regresjonen får ei forklaringskraft på 4,8 %, ei justert forklaringsgrad på 4,5% og ein p-verdien i anova-testen på 0,000. Durbin-Watson verdien er på 2,012 og høgste VIF-verdien er på 1,765. Vi får då følgjande regresjonslikning:

$$Y_6 = 0,46 + 0,022\text{standardisertgjeldsgrad07} + 0,210\text{Br31} + 0,173\text{Br35} - 0,613\text{Br40} \\ - 0,130\text{Br61}$$

Av variablane viser dei standardiserte koeffisientane at bransjedummyane alle påverkar y meir enn gjeldsvariabelen. Det er imidlertid berre dei tre siste bransjedummyane som har signifikant påverknad på y, medan dei to siste samt gjeldsvariabelen har langt høgare p-verdiar enn vi kan godta på 10 % signifikansnivå.

Vi gjennomfører også regresjonar med '*standardisertvekst0708*' som avhengig variabel og der vi inkluderar høvesvis eittårig og toårig vekst blant dei uavhengige variablane. Det er då bransjedummyane for bransje 31 – 40 som vert signifikante Resultata av desse regresjonane er vist i tabellen nedanfor.

#### 4.4.1.4 Oppsummering av regresjonar utan produktledd

For å oppsummere dei regresjonane vi har gjennomført hittil er det hensiktsmessig å lage ein tabell over koeffisientar og forteiknet deira. Ein slik er vist nedanfor og vi har gjort negative tal raude av farge for å lettare kunne skilje mellom dei. I tillegg har vi understreka dei koeffisientane som er signifikante på 10 % nivå, og felt utan verdi syner at variabelen er utelete i regresjonen. Vi viser resultatane både når vi nyttar eittårig og toårig vekst som uavhengig variabel i regresjonane.

	Ebitda margin	Drifts margin	Total rentabilitet	Eigenkapital rentabilitet	Vekst 0708	Vekst0708 utan vekstledd
<b>Vekst0507</b>						
R <sup>2</sup>	0,013	0,012	0,008	0,012	0,091	0,048
R <sup>2</sup> -adj	0,007	0,006	0,002	0,005	0,086	0,045
Konstantledd	<u>-0,064</u>	<u>-0,047</u>	<u>-0,014</u>	<u>-0,007</u>	<u>-0,017</u>	0,046
Standardisertvekst0507	<u>-0,003</u>	<u>-0,008</u>	0,009	0,009	0,024	-
Standardisertgjeldsgrad07	0,013	<u>0,02</u>	<u>0,024</u>	<u>-0,025</u>	<u>-0,008</u>	0,022
Standardisertlønsemd07	<u>0,048</u>	<u>0,027</u>	<u>-0,004</u>	0,009	-	-
Br31	0,041	0,039	0,015	0,025	<u>0,263</u>	<u>0,210</u>
Br35	0,011	0,018	<u>-0,022</u>	<u>-0,002</u>	<u>0,204</u>	<u>0,173</u>
Br40	<u>-0,018</u>	<u>-0,022</u>	0,039	<u>-0,004</u>	<u>-0,654</u>	<u>-0,613</u>
Br61	0,058	<u>0,057</u>	0,056	0,020	<u>-0,062</u>	-0,130
Br63	-	-	-	-	-	-
<b>Vekst0607</b>						
R <sup>2</sup>	0,021	0,015	0,005	0,011	0,076	
R <sup>2</sup> -adj	0,016	0,010	0,000	0,006	0,071	
Konstantledd	<u>-0,078</u>	<u>-0,052</u>	<u>-0,018</u>	<u>-0,007</u>	<u>-0,006</u>	
Standardisertvekst0507	<u>-0,029</u>	<u>0,021</u>	0,007	0,011	0,014	
Standardisertgjeldsgrad07	0,021	<u>0,022</u>	<u>0,024</u>	<u>-0,021</u>	<u>-0,010</u>	
Standardisertlønsemd07	<u>0,048</u>	<u>0,026</u>	<u>-0,004</u>	<u>-0,008</u>	-	
Br31	0,039	0,029	0,026	0,022	<u>0,275</u>	
Br35	0,018	0,019	<u>-0,006</u>	<u>-0,005</u>	<u>0,190</u>	
Br40	<u>-0,022</u>	0,008	0,023	0,003	<u>-0,597</u>	
Br61	0,057	<u>0,051</u>	0,046	0,034	<u>-0,046</u>	
Br63	-	-	-	-	-	

Vi startar med å oppsummere regresjonane med toårig vekst. Vi ser då at konstantleddet alltid er negativt og følgjeleg er lønsemdendringa i kriseåret negativt om alle dei uavhengige variablane er null. Veksten verkar i negativ retning på driftsmessig lønsemd medan effekten er omvendt for rentabilitetane. Tolkinga her er at dei selskapa som veks meir enn

bransjenormalen får redusert lønsemda meir enn dei som veks like mykje eller mindre enn bransjenormen. Vi poengterar likevel at koeffisientane er låge. Høgare gjeldsgrad enn konkurrentane ser ut til å auke lønsemda, men denne effekten er negativ om vi predikerar eigenkapitalrentabilitet. Lønsemda i 2007 målt etter dei fire lønsemdmåla våre påverkar i positiv retning bortsett frå i totalrentabiliteten. Vi merkar oss at lønsemdprbransje07 er eit samleomgrep for kvart av dei fire lønsemdmåla våre og i prediksjonen av ebitdaendring har vi brukt lønsemd målt etter ebitda-margin i 2007, for prediksjon av driftsmarginendring brukar vi lønsemdmålet driftmargin i 2007 osv.

Av bransjedummyane ser vi at bransje 61 alltid har positivt forteikn for lønsemdregresjonane og lønsemda i denne bransjen ser difor ut til å være god gjennom krisa. Dette samsvarar også med det vi tidlegare har funne i introduksjonen til denne delen der vi hugsar at ebitda-margin i bransje 61 gjekk opp i gjennomsnitt i 2008. Tilsvarende har bransje 40 negativt forteikn 3 år medan bransje 35 har det to år. Sidan dummyane til saman er perfekt korrelerte har vi utelete variabelen 'Br63' då dette ikkje vil forklare noko meir enn det dei andre variablane alt viser. Tolkinga av bransjedummyane vert då endringa i lønsemd i førehald til bransje 63. Koeffisienten til dummyane viser avstanden frå grunnlina som vert danna av bransje 63. At forteiknet er positivt for 'Br61' tyder då at lønsemda i sjøtransportbransjen er høgare enn i "transport & reisebyrå". Tilsvarende gjeld omvendt for bransje 40 "elektrisitet og energi" som har lågare lønsemd enn "transport & reisebyrå" målt etter ebitda- og driftsmargin samt eigenkapitalrentabilitet. Det er interessant å relatere dette til gjennomsnittleg endring i relativ lønsemd i bransjane der vi hugsar at vi fann at bransjane 31 og 35 fekk redusert lønsemd medan dei tre andre bransjane auka marginane. Når regresjonen predikerar negativt forteikn for Br40 strid dette noko mot det vi tidlegare har funne. Det er difor mogleg at det i bransje 40 er nokre få bedrifter som dreg gjennomsnittleg endring i lønsemd klårt opp slik vi har sett det kan være for utvalet totalt sett jamfør kapittel 3. Dette har vi ikkje undersøkt og ved å korrigere for dette kan det gje andre konklusjonar enn dei vi her presenterar.

For eittårig vekst er resultata noko annleis på nokre områder. Framleis er konstantleddet negativt men veksten påverkar y negativt berre for endring i lønsemd målt etter ebitda-margin. Gjeldsgrada påverkar negativt i prediksjonen av eigenkapitalrentabilitet, medan begge rentabilitetane dreg y ned kva angår lønsemda i året før. 'Br35' har negativt forteikn på rentabilitetsendringane medan det same gjeld bransje 40 for relativ endring i ebitda-margin. Bransje 61 "sjøtransport" har framleis utelukkande positive forteikn og gjer det difor betre

enn proxybransjen ”transport & reisebyrå”, men skilnaden er berre signifikant for lønsemd målt etter driftsmargin.

#### 4.4.2 Regresjonar med produktledd

##### 4.4.2.1 Regresjonar med lønsemd som avhengig variabel

Vi skal no inkludere produktledda vi genererte tidlegare i kvar av regresjonane. I alle regresjonane legg vi til variablane *'standardisertgjeldsgrad<sup>2</sup>'* og *'standardisertgjeldsgrad<sup>3</sup>'*. Av vekstvariablane inkluderar vi dei to produktledda av kvar av vekstvariablane vekselvis og følgeleg får vi åtte nye regresjonar. Vi viser gjennomgangen av den første regresjonen medan dei sju andre vert presenterte i ein tabell der vi tek med regresjonslikninga og nokre sentrale nøkkeltal.

Regresjon av *'standardisertebitendring'* og dei uavhengige variablane for toårig vekst, gjeld og lønsemd i 2007 pluss produktledda av dei to førstnemnte gjev oss no ei forklaringskraft på 1,8 %. Hugsar vi tilbake til regresjonen utan produktledd ser vi at  $R^2$  då var på 1,3 %. Ved å inkludere produktledda aukar vi altså forklaringsgrada med eit halvt prosentpoeng. Årsaka er at vi har ikkje-lineære samanhengar og dette vert kompensert for ved å opphøge variablar i andre og tredjepotens som då tillett regresjonsplanet å svinge både ein og to gongar. Vi må likevel være merksame på at den justerte forklaringsgrada som før var på 0,7% no er på 0,8%. Det er denne storleiken vi bør vurdere når vi no inkluderar fleire variablar. Årsaka er at den justerte forklaringskrafta tek omsyn til at antal forklaringsvariablar har auka og korrigerar modellen for dette. Når vi finn at den justerte forklaringsgrada aukar konkluderar vi med at potensledda var riktig å trekkje inn.

Modellen er akkurat signifikant på 5 % nivå då p-verdien i anova-testen er 0,05. Durbin-Watson verdien er på 1,943 medan VIF-verdiane for produktledda av vekstvariablane er på høvesvis 74,158 og 46,578 for andre og tredjepotensane. Dette er svært høge verdier og dette tyder på at vi har betydelege problem med multikolinearitet. Vi skriv difor ut tabell med korrelasjonkoeffisientar mellom variablane og finn ikkje uventa at desse er svært høge. Dette er sjølvsagt naturleg då variablane jo spring ut frå same grunnlag sjølv om forteiknet er utelukkande positivt for andrepotensen. Med dei høge VIF-verdiane føl då høge p-verdiar og dei to produktledda til veksten vert ikkje signifikante frå p-verdiane er 0,346 og 0,331. Høg VIF-verdi har også andrepotensen av gjeldsvariabelen men p-verdien her er på 0,047 og variabelen har difor signifikant påverknad.

Føresetnadane med regresjonen er som før oppfylt i nokolunde grad. Framleis har vi ikkje perfekt normalfordelte residualar men fordelinga er høgast rundt null og flatar ut med avstanden frå null. P-P plottet viser framleis ei linje som først er konkav og deretter konveks. Dei delvise plotta er nokså greitt fordelte kring null utan store utslag eller tendensar i nokre retningar.

Dei vidare regresjonane oppfyller vilkåra for normalfordeling på same måte som dei regresjonane vi har gjennomført hittil gjer. Modellane er ikkje alltid signifikante, men dette er heller ikkje å vente når vi brukar enter-metoden. Vi nøyer oss difor med å presentere resultata av regresjonar med produktledd i ein tabell der vi har vist regresjonslikningane.

#### 4.4.2.2 Regresjonar med omsetnad som avhengig variabel

Ein regresjon av *'standardisertvekst0708'* forklart av bransjedummyar og gjeldsgrad med potensledd gjer ei forklaringsgrad på 4,9 %. Durbin-Watson verdien vert på 2,014 og p-verdien til anova-testen er 0,000. Høgste VIF-verdi finn vi for andrepotensen av gjeldsvariabelen som har 13,038. Dette er over grensa vår på 10, men vi ser at den tilhøyrande p-verdien for signifikant påverknad på y er 0,077 og vi godtek difor likevel variabelen. Regresjonslikninga med *'standardisertvekst0708'* som avhengig variabel vert som følgjer:

$$\begin{aligned}
 Y_7 = & 0,046 + 0,066 \text{ standardisertgjeldsgrad}^0 \\
 & - 0,021 \text{ standardisertgjeldsgrad}^2 - 0,001 \text{ standardisertgjeldsgrad}^3 \\
 & + 0,211 \text{ Br31} + 0,176 \text{ Br35} - 0,606 \text{ Br40} + 0,034 \text{ Br61}
 \end{aligned}$$

Dei standardiserte koeffisientane fortel oss igjen at det er bransjedummyane som har mest påverknad på y. Føresetnadane for regresjonen er oppfylt til ein viss grad slik vi har sett også for dei andre analysane. Feilledda er nokolunde normalfordelte og vi har ikkje aukande eller søkkande spreing i fordelinga av feilledda.

I trår med tidlegare analysar prøver vi også å predikere endring i omsetnad i regresjonar der vi inkluderar bransjekorrigert eittårig og toårig vekst. Regresjonslikninga for desse analysane kan vi lese av i tabellen under. Forklaringsgrada vert 9,3 % og 8,0 % når vi inkluderar høvesvis toårig og eittårig vekst inkludert produktledda deira, ein auke som også er klår for den justerte forklaringsgrada då desse er 8,4 % og 7,2%.

#### 4.4.2.3 Oppsummering av regresjonar med produktledd

Tabellen nedanfor syner forklaringsgrader og regresjonslikningar for regresjonane utan produktledd for både eittårig og toårig vekst.

	Ebitda margin	Drifts margin	Total rentabilitet	Eigenkapital rentabilitet	Vekst 0708	Vekst0708 utan vekstledd
<b>Vekst0507</b>						
R <sup>2</sup>	0,018	0,021	0,012	0,015	0,093	0,049
R <sup>2</sup> -adj	0,008	0,011	0,002	0,005	0,084	0,045
Konstantledd	<u>-0,044</u>	<u>-0,046</u>	<u>-0,011</u>	<u>-0,007</u>	<u>-0,013</u>	0,046
Standardisertvekst0507	0,023	0,011	0,033	0,033	0,004	-
Standardisertvekst0507 <sup>2</sup>	<u>-0,008</u>	<u>-0,007</u>	0,000	<u>-0,004</u>	0,007	-
Standardisertvekst0507 <sup>3</sup>	0,000	<u>0,000</u>	<u>-0,015</u>	0,000	0,000	-
Standardisertgjeldsgrad07	<u>0,058</u>	<u>0,066</u>	0,034	<u>-0,032</u>	0,034	0,066
Standardisertgjeldsgrad07 <sup>2</sup>	<u>-0,030</u>	<u>-0,029</u>	<u>-0,017</u>	0,001	<u>-0,035</u>	<u>-0,021</u>
Standardisertgjeldsgrad07 <sup>3</sup>	0,003	<u>0,003</u>	<u>0,003</u>	0,000	0,004	0,001
Standardisertlønsemd07	<u>0,044</u>	<u>0,026</u>	<u>-0,015</u>	0,009	-	-
Br31	0,022	0,033	0,013	0,018	<u>0,27</u>	<u>0,211</u>
Br35	-	0,014	<u>-0,016</u>	<u>-0,001</u>	<u>0,205</u>	<u>0,176</u>
Br40	<u>-0,026</u>	0,03	0,046	<u>-0,005</u>	<u>-0,642</u>	<u>-0,606</u>
Br61	0,064	<u>0,099</u>	0,065	0,011	<u>-0,027</u>	0,034
Br63	<u>-0,019</u>	-	-	-	-	-
	Ebitda margin	Drifts margin	Total rentabilitet	Eigenkapital rentabilitet	Vekst 0708	
<b>Vekst0607</b>						
R <sup>2</sup>	0,028	0,027	0,009	0,012	0,080	
R <sup>2</sup> -ajd	0,019	0,018	0,000	0,003	0,072	
Konstantledd	<u>-0,076</u>	<u>-0,05</u>	<u>-0,016</u>	<u>-0,009</u>	<u>-0,012</u>	
Standardisertvekst0607	<u>-0,015</u>	<u>-0,020</u>	0,011	0,012	0,067	
Standardisertvekst0607 <sup>2</sup>	<u>0,018</u>	<u>0,016</u>	0,011	0,002	<u>-0,01</u>	
Standardisertvekst0607 <sup>3</sup>	<u>-0,001</u>	<u>-0,001</u>	<u>0,000</u>	0,000	0,000	
Standardisertgjeldsgrad07	<u>0,060</u>	<u>0,061</u>	<u>0,042</u>	<u>-0,020</u>	0,041	
Standardisertgjeldsgrad07 <sup>2</sup>	<u>-0,028</u>	<u>-0,028</u>	<u>-0,023</u>	<u>-0,003</u>	<u>-0,034</u>	
Standardisertgjeldsgrad07 <sup>3</sup>	<u>0,003</u>	<u>0,003</u>	<u>0,003</u>	0,000	0,003	
Standardisertlønsemd07	<u>0,049</u>	<u>0,028</u>	<u>-0,006</u>	0,008	-	
Br31	0,044	0,034	0,029	0,022	<u>0,275</u>	
Br35	0,021	0,022	0,000	<u>-0,003</u>	<u>0,207</u>	
Br40	<u>-0,008</u>	0,022	0,033	0,005	<u>-0,583</u>	
Br61	<u>0,083</u>	<u>0,078</u>	<u>0,065</u>	0,036	<u>-0,018</u>	
Br63	-	-	-	-	-	

Tabell 27: Oversyn over regresjonslikningar, regresjonen inkluderar produktledd  
 \* Understreking = signifikant på 10 % nivå

#### *4.4.2.4 Regresjon med selskapsstorleik som uavhengig variabel*

Funn i kapittel 3 tydar på at storleiken av selskapet har påverknad på korleis lønsemdendringar i ei krise vert. Vi fann der at utvalet med høg grense for salsinntekt, altså dei store selskapa, i snitt gjer det betre gjennom krisa enn totalutvalet. For å ta omsyn til denne moglege effekten har vi valt å inkludere selskapsstorleik i regresjonar tilsvarande dei ovanfor. Vi forklarar då standardisert endring i ebitda-margin ved hjelp av lønsemd og gjeld før krisa, veksten i forkant av krisa, bransjetilknytning samt storleiken av selskapa målt etter salsinntekt. Vi testar framleis dette berre for lønsemd målt etter ebitda-margin. Vi gjennomfører regresjonar både med salsinntekta i 2007 og 2008, men forklaringsgrada vert den same uavhengig av kva år vi vel. Nyttar vi toårig vekst finn vi at  $R^2$  er 1,9 % medan den justerte  $R^2$  er 0,8 %. Om vi hugsar tilbake til den tilsvarande regresjonen utan salsinntekt som uavhengig variabel var tala høvesvis 1,8 % og 0,7 %. Vi finn difor dekning for at forklaringskrafta aukar ved å inkludere salsinntekta i regresjonen. Likevel er ikkje variabelen signifikant då p-verdien er på 0,486. Forteiknet er også 0,000, men skriv vi ut heile talet finn vi at koeffisienten eigentleg er  $-1,7E-08$ .

Gjer vi tilsvarande regresjon der vi bytar ut toårig med eittårig vekst finn vi er forklaringsgrad på 2,9 % med  $R^2$ -adj på 1,9 % som er opp 0,1 prosentpoeng frå regresjonen utan salsinntekt. Framleis er ikkje variabelen for salsinntekt signifikant, og koeffisienten er på  $-2,1E-08$ .

Dei to regresjonane viser at storleiken på selskapa kan påverke noko, men at denne effekten i så fall er svakt negativ. Dette står delvis i kontrast til funna tidlegare der vi fann at store selskap såg ut til å gjere det betre. Sidan påverknaden ikkje er signifikant før på 50% nivå og tatt omsyn til at effekten er så liten kan vi difor likevel ikkje forkaste funna vi gjorde tidlegare.



### 4.4.3 Regresjonar av einskildbransjar

#### 4.4.3.1 Enter-regresjonar av einskildbransjar

Hittil har vi gjennomført regresjonar på fem bransjar samstundes og skilt ut bransjepåverknaden i dummyar som samlar opp all effekten av bransjetilknytning i ein enkelt koeffisient. Sidan vi har plukka ut bransjar der spreinga er stor i kriseåret vil det naturlegvis være vanskeleg å lage ein koeffisient som passar alle selskapa i bransjen. Dette er ytterlegare understreka av multikolariteten som oppstår mellom bransjedummyane. Vi har difor skilt ut kvar enkelt av dei fem bransjane våre i eigne datasett og gjennomført regresjonar på dei respektive bransjane. Vi finn då at forklaringskrafta jamt over går klårt opp frå regresjonane av dei fem bransjane som heilskap.

Vi har tidlegare vist at det er nokså likegyldig om ein vel å inkludere eittårig eller toårig vekst i forkant av krisa i regresjonen, og i det følgjande gjennomfører vi regresjonane berre med eittårig vekst som uavhengig variabel. Vi merkar oss at vi framleis har med produktledda av vekst og gjeld, samt at vi inkluderar storleiken gjennom salsinntekt i 2008.

Nedanfor har vi vist ein tabell over koeffisientane ved ein enter-regresjon i kvar av bransjane våre. Dei koeffisientane som er understreka er signifikante på 10 % nivå. Vi ser at bransje 31 ikkje har nokon signifikante samanhengar mellom dei avhengige og dei uavhengige variablane våre. Dernest er gjeldsvariablane dei som har flest signifikante koeffisientar der første potensen er signifikant i alle andre bransjar enn 31 ”prod av elmask”. Produktledda av denne er signifikant i tre av dei fem bransjane.

	<b>31</b>	<b>35</b>	<b>40</b>	<b>61</b>	<b>63</b>
<b>R-square</b>	0,0248	0,0614	0,1114	0,0420	0,0800
<b>R-square adj</b>	<b>-0,0381</b>	0,0321	0,0595	0,0042	0,0652
<b>(Constant)</b>	0,0163	<b>-0,0386</b>	<u>0,2183</u>	0,0076	<b>-0,0830</b>
<b>Standardiserte bitdamarg07</b>	0,0686	<u>0,0632</u>	0,0839	0,0158	0,0367
<b>Standardisert vekst0607</b>	<b>-0,0037</b>	0,0512	<b>-0,2292</b>	<b>-0,0038</b>	0,0269
<b>Standardisert gjeldsgrad07</b>	0,0841	<u>0,1509</u>	<u>0,3213</u>	<u>0,0657</u>	<u>0,1191</u>
<b>Standardisert vekst0607<sup>2</sup></b>	<b>-0,0669</b>	<b>-0,0520</b>	-	<b>-0,0188</b>	<b>-0,0113</b>
<b>Standardisert vekst0607<sup>3</sup></b>	0,0200	0,0032	0,0242	0,0042	<u>0,0022</u>
<b>Standardisert gjeldsgrad07<sup>2</sup></b>	<b>-0,0707</b>	<b>-0,1100</b>	<b>-0,5896</b>	0,0016	<b>-0,0471</b>
<b>Standardisert vekst0607<sup>3</sup></b>	0,0114	<u>0,0180</u>	<u>0,1532</u>	<b>-0,0178</b>	<u>0,0041</u>
<b>Salgsinntekter07</b>	<b>-0,0000</b>	0,0000	<b>-0,0000</b>	<b>-0,0000</b>	0,0000

\* understreking = signifikant på 10 % nivå

Tabell 28

#### 4.4.3.2 Backwards-regresjonar av einskildsbransjar

I tillegg til enter-regresjonane gjorde vi også regresjonane baklengs slik at SPSS plukkar ut berre dei variablane som har signifikant påverknad på y. Eit oversyn over resultatane her er vist i tabellen under. Sidan alle koeffisientane no er signifikante har vi ikkje understreka desse. Vi legg merkje til at bransje 31 ”prod av elmask” naturleg nok framleis ikkje har noko samanheng mellom y og dei uavhengige variablane våre. I tillegg har lønsemda i forkant av krisa signifikant påverknad på lønsemdendring i krisa i alle dei fire andre bransjane våre. Tredjepotensen av vekstvariabelen påverkar bransjane 61 ”sjøtransport” og 63 ”transport & reisebyrå” medan gjeldsgrada berre påverkar i bransjane 35 ”prod av transportmidl” og 40 ”elektrisitet og energi”.

	31	35	40	61	63
<b>R-square</b>	0,0000	0,0583	0,0926	0,0343	0,0700
<b>R-square adj</b>	0,0000	0,0438	0,0706	0,0250	0,0663
<b>(constant)</b>	-	-0,0424	0,1726	-0,0632	-0,0632
<b>Standardiserte bitdamarg07</b>	-	0,0664	0,3665	0,0406	0,0406
<b>Standardisert gjeldsgrad07</b>	-	0,1516	-0,6247	-	-
<b>Standardisert gjeldsgrad07<sup>2</sup></b>	-	-0,1113	0,1628	-	-
<b>Standardisert gjeldsgrad07<sup>3</sup></b>	-	0,0181	-	-	-
<b>Standardisert vekst0607<sup>3</sup></b>	-	-	-	0,0014	0,0014

Tabell 29: Backwards-regresjonar på einskildsbransjar

Vi merkar oss at fyrste- og andrepotensen av vekstvariablane for eittårig vekst ikkje er signifikante i nokon av regresjonane, medan alle gjeldsgradvariablane er med i minst ein av regresjonane. Det er også interessant å sjå at bransje 63 ”transport & reisebyrå” som har vore brukt som proxy for bransjepåverknad i tidlegare regresjonar har negativ endring i lønsemd målt ved konstantleddet. Dette gjeld også for bransjane 35 og 61 som er høvesvis ”prod av transportmidler” og ”sjøtransport”, medan ”elektrisitet og energi” i utgangspunktet har positiv endring. Selskapa i denne bransjen får imidlertid redusert lønsemda kraftig dersom dei har høgare gjeldsgrad enn bransjenormen, ein effekt som er klårt større enn i dei andre bransjane. Vi lyt likevel påpeike at koeffisientane ovanfor ikkje direkte kan samanliknast med koeffisientane i regresjonane med alle bransjane samla. Vi hugsar der at vi i staden skreiv ut deskriptiv statistikk for å syne kva variablar som i utgangspunktet var positive og negative. Sidan tabellen ovanfor berre inneheld signifikante variablar kan vi no fastslå at både gjeldsgrad og vekst i forkant av krisa påverkar lønsemdendringar i krisa. Vi har også funne at ved å lage produktledd av variablane aukar forklaringskrafta sidan samhengane ikkje er lineære i utgangspunktet. Vi kunne her trekt arbeidet vidare ved å lage interaksjonsledd mellom dummyane og dei andre variablane våre, og på den måten ikkje berre tillete at

regresjonslina for bransjane vert forskyvd i høve til bransje 63, men også at stigningstalet vert justert. Grunna avgrensa tid får vi ikkje høve til å gjennomføre dette arbeidet.

Samanliknar vi forklaringsgradane vi har funne i dette delkapitlet med dei vi fann ovanfor der vi kjørte regresjon for alle bransjane men korrigererte ved hjelp av dummyar ser vi at  $R^2$  klårt aukar. Ved å bryte ned på enkeltbransjar kan vi altså forklare langt meir av endringa i lønsemd. Det er då på sin plass å drøfte kva dette kan skuldast. Selskapa vi studerar er truleg meir like internt i bransjane enn mellom bransjane. Følgjeleg vert det enklare å estimere koeffisientar som er representable for utvalet, og då vil også forklaringskrafta auke. Dette heng også saman med at bransjane er utsette for omtrent dei same ytre tilhøva og ein regresjon av bransjane samla kan være problematisk sidan ei likning då skal beskrive lønsemdendringane i alle bransjane. Dette problemet vert forsterka når vi veit at av dei fem bransjane vi studerar får nokre av dei i snitt positiv endring i lønsemd medan andre i snitt får negativ endring. Ein lineær samanheng vert då klårt feil og dette kan være med å forklare kvifor vår  $R^2$  vert låg.

Samstundes må vi hugse på at ei rekkje andre førehald spelar inn på lønsemdendringar, deriblant interne tilhøve som ressursar, konkurranseførehald, posisjonering i marknaden eller førehald i omgjevnadane elles. Det er difor naturleg at forklaringsgradane våre vert låge då dei interne momenta vi undersøker i utgangspunktet berre utgjer ei lita del av totalbiletet. Hovudmålet med denne delen var heller ikkje å fullt ut forklare skilnadar i lønsemdendring, men peike på ulike moment som ser ut til å påverke slike skilnadar samt å gjennomføre ei rekkje regresjonsanalysar for å sjekke korleis forklaringsgrada endrast når nye moment vert inkludert. Dette kapitlet er såleis ei fyrste undersøking av kva samanhengar som er avgjerande for lønsemdendringar for norske bedrifter som går gjennom ei finansiell krise. Av same grunn lyt ein gjennomføre analysane på nytt når tala for 2009 føreligg og på den måten i langt større grad konkludere enn det vi har moglegheit til på noverande tidspunkt.

Vi viser også til at den lønsemdendringa regresjonslikningane predikerar, i noko grad avvik frå den gjennomsnittlege lønsemda i bransjane vi fann i figur 65. Vi påpeikar då at vi ikkje har sjekka den interne fordelinga i dei ulike bransjane og veit difor ikkje kor representative snitta faktisk er. Det er altså mogleg at dei fleste aktørane i til dømes bransje 61 sjøtransport har redusert lønsemd sjølv om gjennomsnittet er positivt. Vi har analysert bransjar der spreinga aukar og difor vil nettopp dei interne skilnadane truleg være store. Dette bidreg truleg også at forklaringskrafta vert nokså låg.

## 5 Drøftande oppsummering og implikasjonar

### 5.1 Generelle betraktningar

Når vi no skal oppsummere oppgåva er det fornuftig å ta eit steg tilbake å drøfta kva vi egentleg har gjort og kva vi har funne. Vi startar med å ta for oss den fyrste delen av oppgåva. Her greidde vi ut om korleis vi har generert ein database over norske profittmaksimerande selskap av ein viss storleik. Vi testa ulike avgrensingar og gjorde ei rekkje sensitivitetsanalysar for å syne korleis dei ulike vala påverkar utvalet vårt. Vi viste også korleis fjerning av relativt få ekstremobservasjonar endra gjennomsnittlege storleikar radikalt. Arbeidet i den første delen av oppgåva avdekkja også fleire feil i datasettet og til saman er dette eit bidrag til vidare forskning på området.

Vidare presiserte vi at ein i dag berre har tilgjengelege rekneskapstal for 2008 og bakover, og at det såleis endå ikkje er råd å få eit fullgodt innblikk i finanskrisas påverknad på norske bedrifter. Vi veit at første delen av 2008 var prega av oppgangskonjunktur på dei fleste område og at krisa først slo til mot andre halvdelan av året. Rekneskapa for 2008 er difor prega av både ein oppgangskonjunktur og ein nedgangskonjunktur, utan at vi egentleg veit kva som har hatt styrst innverknad på lønsemda i det enkelte selskap. Dette er viktig å ha i bakhovudet når vi tolkar resultata våre. Dette er også eit argument for å foreta analysane i oppgåva på nytt med oppdaterte tal for 2009 når desse er klare. Ein kan då også teste meir langsiktige tendensar ved å samanlikne to år før krisa og to år i krisa og slik få eit betre grunnlag for å konkludere på korleis lønsemda endrast i krisetider. Tilsvarende kunne vore gjort på krisa rundt tusenårskiftet for vår del, men sidan denne krisa var bransjespesifikk og på langt nær like djuptgripande som den krisa vi har opplevt dei siste åra var ikkje dette eit fullgodt alternativ.

Etter å ha klargjort datasettet gjennomførte vi analysar av lønsemd og andre mål på konsekvensane av krisa for norske selskap si lønsemd, samt regresjonsanalysar for å peike på årsakar til lønsemdendringar. Vi vil no gjennom tre delavsnitt gå gjennom desse hovuddelane og drøfte kva vi har funne og kor ytterlegare forskning er naudsynt. Deretter tar vi ein diskusjon kring validiteten og pålitelegskapen i oppgåva før vi til slutt kjem med ein konklusjon.

## 5.2 Lønsemdanalysane

Vi gjennomførte ei rekkje lønsemdanalysar på to hovudutval som skil seg frå kvarandre på selskapsstorleik målt etter salsinntekt. Først fann vi at gjennomsnittleg lønsemd vert redusert i krise. Vi fann at store og små selskap ser ut til å få ulik endring i lønsemd i krisetider, då endringa i gjennomsnittleg ebitda-margin er positiv for det høge utvalet medan den er negativ for det låge. Vi har også vist at spreinga i lønsemd aukar klårt og drøfta kor mange i dei ulike utvala som får auka, redusert eller upåverka lønsemd.

At lønsemda for dei alle fleste vert redusert i krise er difor eit funn som er konsistent på tvers av lønsemdmåla. Unntaket er då eventuelt ebitda-marginen i 2008 for høgt utval der vi peika på at nokre få bedrifter dreg snittet klårt opp sjølv om medianen og kvartilgrensene er søkkande. Det kunne vore mogleg å ta større omsyn til slike effektar ved å foreta lønsemdanalysa på nytt der vi vektar lønsemda mot salsinntekt. Slik ville større selskap vorte gitt meir betyding enn små. Det er langt fleire små selskap i utvalet vårt enn det er store men for næringslivet totalt sett kunne ei vekting gjort funna meir representable for følgjene av finanskrisa.

Våre analyser viser klårt at spreinga i lønsemd aukar for norske selskap som opplever ei krise, både om vi ser på det låge og det høge utvalet. Sidan vi også fjerna ekstremobservasjonar veit vi at auken i spreiging er nokså representabel for heilskapen og funnet er difor robust. Spreinga i lønsemd er konsistent på dei tre første lønsemdmåla medan eigenkapitalrentabiliteten har redusert spreinga i 2008.

Vi skuldar å gjere merksam på at dei fleste funna vi har gjort i lønsemdanalysane ikkje er testa for statistisk signifikans. Slik må funna tolkast som indikasjonar meir enn som klåre konklusjonar. Vidare forskning er naudsynt for å fastslå om snittet i ulike grupper synes å være signifikant forskjellige frå kvarandre, og at endringane frå år til år ikkje er tilfeldige eller innanfor normale svingingar. For å finne effektar som berre oppstår i krisetider kunne ein også samanlikna krise i 2008 med den noko meir bransjespesifikke krise i 2000 og sett kva som var likt i dei to periodane.

### 5.3 Øvrige analysar

Gjennom lønsemdanalysane peika vi på ei rekkje områder som kunne undersøkjast nærare. Blant desse var skilnaden mellom lønsemda målt etter ebitda-margin og lønsemda målt etter driftsmargin, og vi viste til at av- og nedskrivningar og finanskostnadar var moglege kjelder til forskjellen. Vi gjennomførte difor analysar av dei to sistnemnde og fann at nedskrivningane auka både i verdi og målt etter antal selskap som skreiv ned verdiar. Vidare såg vi at både finanskostnadane og summen av eignedelane såg ut til å auke, noko som for lønsemdmåla tyder at både teljaren og nemnaren vert høgare. Samstundes viste vi til at finanskostnadane er ein samlepost der blant anna nedskrivningar inngår, noko som kan bidra til å forklare at denne storleiken auka. Vi føretok ikkje føretatt analysar av korleis det relative forholdet mellom teljar og nemnaren i lønsemdutrekningane endrast. For å bryte ned lønsemdendringane på detaljnivå og dermed forklare desse endringane lyt ein analysere kvar av bestanddelane av berekninga. Våre analysar er berre gjort på endringar frå 2007 til 2008. Det er difor mogleg at endringa frå 2006 til 2007 vil avdekke tilsvarande urimelege endringar slik at observasjonen i 2007 eksempelvis vert kunstig låg. Dette bør også undersøkast om vi fullt ut skal forstå kvifor lønsemda vert endra.

Vi lyt også påpeike at det i utgangspunktet er merkjeleg at sum eignedelar aukar i eit kriseår, særleg sett i samanheng med at nedskrivningane aukar. Ovanfor har vi vist at førehald ved utrekningane kan forklare slike endringar, men vi kan også spekulere i om dette skuldast at vi berre har eitt år som grunnlag og at finanskrisa kom for fullt først i andre halvdel av 2008. Vi har påpeika at 2008 både er eit oppgangår og eit kriseår og kva for ein av desse effektane som er størst i vårt utval kan vi ikkje ta stilling til. Vi kan likevel antyde at det typisk er ein viss treigleik før bedriftene møter krisa for fullt, eksempelvis grunna at kundar eller leverandørar etter kvart går konkurs. Samstundes er opplysningane vi analyserar baserte på rekneskapa som ikkje treng leverast før sumaren 2009, og ein er her forplikta til å opplyse og korrigere for omstende som er oppstådd etter nyttårsaftan i rekneskapsåret.

Medan lønsemdanalysane ser på nøkkeltal for å måle lønsemd, har vi i dei øvrige analysane også sett på antal selskap som aukar og reduserar lønsemda. Tidlegare har vi peika på at vekting på salsinntekt gjer store selskap større betyding, medan analysar av antal selskap som har negativ eller positiv endring i lønsemd eigentleg tillegg dei små selskapa størst betyding. Dette er likevel interessant sidan snitta og medianen av dei ulike nøkkeltala ikkje nødvendigvis gjer eit fullgodt bilete av røynda. Vi har vist at spreinga aukar og vi vil difor ha ei rekkje observasjonar som påverkar snittet i betydeleg grad. Analyse av antal selskap har

difor bidrege til auka innsikt i korleis lønsemda endrar seg for dei fleste i utvalet. Vi har også gjort tilsvarande for endring i salsinntekt og sjekka om selskap som reduserar lønsemda i større grad enn andre aukar omsetnaden og vice versa. Ved hjelp av deskriptiv statistikk finn vi til ein viss grad støtte for at dette kan være tilfelle, men for dei fleste vert både lønsemda og omsetnaden redusert. Dette området bør imidlertid klårt undersøkjast nærare til dømes ved å teste utvala mot kvarandre i anova-testar og sjekke om dei som reduserar den eine nøkkelstorleiken aukar den andre osb.

#### 5.4 Bransjeanalysar

For å teste kva som kjenneteiknar selskap som gjer det høvesvis bra og dårleg gjennom krisa har vi skilt ut fem bransjar som vi undersøkjer nærare. Hensikta at ein ved å betrakte bransjar er i stand til å isolere grupper av selskap som er utsett for omtrent dei same ytre tilhøva, og skilnadar i lønsemd kan difor i større grad tilskrivast interne forhold i selskapa. Vi analyserar så endring i lønsemd ved å gjennomføre regresjonsanalysar med eit utval forklaringsvariablar det verkar plausibelt å anta at påverkar den avhengige variabelen vår. Vi testar først alle variablane i regresjonen både med og utan produktledd før vi deretter ber SPSS fjerne variablar som ikkje har signifikant påverknad på lønsemdendring. Vi finn at dei ulike variablane våre til ei viss grad påverkar lønsemdendringar, men det er varierende kva av dei som er signifikante til ei kvar tid. I tillegg viser vi endring i salsinntekt både som avhengig variabel og som uavhengig variabel for å forklare lønsemd. Dette for å sjekke om store selskap ser ut til å gjere det annleis enn små selskap kva angår lønsemd i kriseåret, slik vi peika på etter kapittel 3. Vi finn at denne påverkinga i lita grad synast å stemme då variabelen ikkje er signifikant. Likevel finn vi at forteiknet til koeffisienten er svakt negativ og i så måte kan dette stemme overens med det vi såg tidlegare då det høge utvalet hadde lågare gjennomsnittleg lønsemd enn det låge utvalet. Vi peika samstundes på at denne skilnaden også moglegvis kan forklarast med substitusjon av lønn og utbytte.

For å finne årsakssamanhengar for lønsemd i krisetider kunne ein som vi også hinta til i avsnitt 5.2 gjennomført ein meir komparativ studie av krisene i år 2000 og i år 2008. Vi kunne då i større grad sett om dei førehalda som synes å påverke lønsemdskilnadar i år 2000 er dei same som i år 2008. I så fall måtte vi samanlikna bransjar som faktisk var råka av begge krisene. Ei slik analyse kunne også sjekka om nokre selskap har ”lært” av den førre krisa, eksempelvis gjennom å teste om dei tilpassa seg annleis i den siste krisa osb. Når vi ikkje har gjort dette skuldast det hovudsakleg manglande tilgjenge på tal for 2009. Vi meiner ei slik

forklarande analyse lyt byggje på tal også for siste del av krisa, og dette arbeidet bør difor gjerast først når desse er klare. Hovudintensjonen med vårt arbeid er uansett å peike på moglege effektar av krisa som seinare i større grad kan testast eller på andre måtar undersøkjast nærare. Regresjonsanalysane er difor meint som ei fyrste kartlegging over moglege påverkingsfaktorar for lønsemdendingar meir enn som analysar for å konkludere om klåre årsakssamanhengar.

## 5.5 Validitet og pålitelegskap

Validiteten i oppgåva vår er nøye gjennomgått i kapittel 2 der vi syner korleis vi byggjer datasetta og kvifor vi vel som vi gjer. Vi har likevel vist undervegs i oppgåva at det kan eksistere bakanforliggjande årsakar til nokre av dei funna vi gjer. Blant anna gjeld dette endringa i lønsemd der vi har peika på at nemnaren i berekninga også aukar klårt. Slike førehald er hovudsakleg viktig å ta med i tolkinga då det ikkje en realistisk at dei resultata vi viser vert feilfrie. For å syne korleis ulike førehald kan endre konklusjonane våre har vi i eit eige delavsnitt synt kor følsame berekningane. For lønsemdmåla er dette gjort i slutten av kapittel 3 mens det for datasettet som heilskap er gjort i kapittel 2. Her har vi også sett at nokså små endringar i datasettet eksempelvis ved å fjerne ekstremobservasjonar kan få store utslag på resultata våre. Vi har også i bransjeanalysen valt ut bransjar utan at alle bransjane har vore aktuelle i utgangspunktet grunna problem med bransjekodane.

Det er difor ikkje til å kome frå at resultata våre er sensitive for endringar i føresetnadane. Samstundes har vi gjort vårt ytste for å syne kva føresetnadar vi har brukt og korleis moglege endringar i desse kan endre resultata. Vi meiner difor validiteten er ivaretatt på ein tilfredsstillande måte.

Når det gjeld pålitelegskapen har vi brukt rådata som er genererte av andre enn oss sjølv. Det framgår imidlertid at desse skal være kvalitetssikra i noko grad. Dei byggjer også på selskaps og konsernrekneskapsopplysningar frå sentrale register og desse er i utgangspunktet først godkjent av leiinga i det enkelte selskapet og deretter verifisert av ein revisor. Tala er difor både standardiserte og pålitelige. Vi skal likevel gjere merksam på at grunnlaget er manglande på enkeltområde, eksempelvis slik vi veit at variabelen *'aktiv'* manglar oppføringar nokre år jamfør beskriving i kapittel 2. Det er også ei kjennsgjering at rekneskapar kan manipulerast eller i det minste sminkast. Det er naivt å tru at alle slike handlingar vert avdekka gjennom



intern og ekstern kontroll av rekneskapa. Vi vil likevel hevde at sidan utvalet vårt er stort vil slike effektar være minimale.

Resultata våre er til ein viss grad generaliserbare. Det er likevel viktig å poengtere at vi gjennom våre avgrensingar har fjerna ein betydeleg del av norske selskap, og kvifor dette var naudsynt har vi gjort greie for i metodedelen i kapittel 2. Slik vert dei resultata vi har funne berre er gyldige for norske profittmaksimerande selskap av ein viss storleik sidan vi har fjerna oppføringar både på eigarstruktur, storleik, juridisk selskapsform samt ei rekkje andre forhold.

## 6 Konklusjon

Problemstillinga vi ynskja å svare på i denne oppgåva var ”*Korleis påverkar ei finanskrisen norske bedrifters lønsemd?*”. På bakgrunn av dei analysane vi har føreteke i det føregåande kan vi konkludere med at ei finanskrisa fører til endra lønsemd for norske bedrifter. Vi har presentert bevis for at lønsemd målt etter fire sentrale nøkkeltal fell frå 2007 til 2008, samt at intern spreiding aukar. Det er difor nokre (få) selskap som aukar lønsemda i kriseåret.

Vidare har vi gjennom ei todeling av utvalet funne indikasjonar på at selskapsstorleiken målt etter salsinntekt ser ut til å påverke lønsemd i kriser. Generelt har vi funne at store selskap i snitt har lågare lønsemd enn små selskap, samstundes som fleire av dei store selskapa aukar si lønsemd gjennom krise. Vidare har vi funne indikasjonar på at storleiken på selskapa kan ha innverknad på om ein prioriterar å auke marginar eller volum i krise, og peikt på at dette vil vere eigna område for vidare forskning på norske tilhøve.

I regresjonsanalysane har vi funne at gjeldsgrad og lønsemd i året før krise, samt veksten i åra før dels kan forklare endringar i lønsemd i kriseåret. Vi finn likevel at samanhengane ikkje alltid eksisterar då mange av variablane ikkje har signifikant påverknad. Likevel er alle variablane vi har hatt med signifikant i nokre av regresjonane. Forklaringsgradene syner likevel som venteleg at langt fleire førehald påverkar lønsemdendringar i kriseår. Vi har også inkludert omsetnaden i regresjonslikninga men denne variabelen gjer ikkje signifikant påverknad på endring i lønsemd målt etter ebitda-margin, eit funn som dels strid mot det vi fann i kapittel 3.

Vår studie har bidrege til ei betre innsikt i norske tilhøve, og gjennom oppdatering av databasa vi har generert vil ein kunne drive utvida forskning på området i framtida.

## 7 Litteraturliste

*Keller, Gerard (2005): Statistics for Management and Economics. 7<sup>th</sup> edition. Thomson South-Western, London.*

*Mjøøs, Aksel og Øksnes, Karoline (2009): Dokumentasjon og kvalitetssikring av SNFs og NHHs database med regnskaps- og foretaksinformasjon for norske selskaper. SNF, Bergen. (Arbeidsnotat 09/10).*

*Møen, Jarle (2008): INT010 Anvendt Metode. Institutt for Foretaksøkonomi. Norges Handelshøyskole, Bergen.*

*Statistisk Sentralbyrå, <<http://www.ssb.no>> (13. mai 2010)*

*Sættem, Oddbjørn (2006): Bedriftens finansregnskap. 2. utg. Los Forlag, Molde.*

## 8 Vedlegg

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
1	172	185	189	197	208	208	232	269	297	285
2	36	41	40	41	40	43	61	68	78	76
5	708	693	658	638	460	496	504	576	521	514
10	1	1	1	1	2	3	3	3	4	4
11	90	110	100	122	98	93	78	92	110	138
13	4	3	3	3	2	3	3	2	4	3
14	127	139	133	135	144	140	152	164	172	166
15	845	830	847	849	808	772	785	807	793	729
16	2	2	2	2	2	2	1	1		1
17	144	142	137	129	120	120	129	129	128	106
18	45	40	37	33	32	33	35	36	35	35
19	16	13	13	10	10	9	8	8	10	5
20	441	444	439	449	430	436	465	475	495	456
21	62	64	64	63	60	58	55	54	53	50
22	849	825	803	764	696	683	735	731	721	662
23	1		1	1	1		1	1		1
24	96	97	96	90	91	86	88	97	101	90
25	179	179	177	167	164	163	164	166	172	166
26	248	245	231	248	244	247	254	263	282	278
27	83	89	85	79	69	75	78	82	78	81
28	626	618	630	666	649	664	712	774	825	762
29	569	569	566	575	532	554	591	591	617	610
30	12	8	11	9	7	8	7	8	6	7
31	166	166	158	160	159	157	163	181	174	170
32	45	54	54	51	50	52	50	49	53	50
33	103	108	118	125	127	136	139	144	169	141
34	78	74	82	78	76	78	87	88	84	79
35	389	392	407	387	352	349	375	403	412	390
36	309	310	290	278	269	273	287	289	296	280
37	46	56	53	54	50	57	59	63	68	65
40	143	239	211	235	189	160	170	171	178	257
41		4	4	3	3	3	4	8	7	8
45	4142	4330	4398	4422	4499	4730	5308	5805	6657	6148
50	2926	2918	2846	2873	2864	2864	2981	3029	3189	2911
51	5752	5780	5751	5740	5457	5533	5681	5780	6060	5434
52	6276	6241	6206	6274	6123	6119	6486	6555	6747	6058
55	1399	1441	1433	1465	1415	1323	1441	1541	1771	1545
60	876	918	880	928	866	913	1067	1125	1267	1159
61	503	600	507	546	307	291	390	426	400	435
62	22	22	18	16	16	15	22	25	26	24
63	741	783	787	808	682	679	750	763	819	794
64	87	116	114	134	138	156	162	199	230	211
65					14	12	26	38	52	81
67					85	88	88	122	156	133
70	855	1556	1114	1537	989	974	1296	1679	1924	1974
71	224	266	249	259	211	216	243	257	278	307
72	661	738	811	903	834	848	881	964	1061	1115
73	32	29	30	39	30	34	50	53	56	59
74	2580	2776	2785	2893	2547	2636	2975	3420	3804	3875
75		2	1	1	1	1	1	1	1	1
80	91	106	121	132	141	139	161	194	240	221
85	289	433	473	519	520	531	629	744	867	874
90	109	118	133	149	153	161	176	190	191	185
91	31	37	42	35	15	14	14	11	13	13
92	306	328	343	379	326	337	405	426	440	399
93	203	220	234	238	245	268	283	306	329	333
98	10	14	9	8	2	2				
99						2				7
Valid N	34750	36512	35925	36940	34624	35047	37991	40446	43521	40961
System	42	71	28	20	5	6	13	23	11	4058
Total	34792	36583	35953	36960	34629	35053	38004	40469	43532	45019

### Vedlegg 1

NACE kode	NACE tittel	Bransjetittel	Count
31	Produksjon av andre elektriske maskiner og apparater	PRODUKSJON AV ELEKTRISK UTSTYR ELLERS	50
		PROD. AV EL. FORDELINGS- OG KONTROLL-TAVLER OG	44
		PROD. AV ELEKTRO-MOTORER, GENERATORER OG TRANSFORM	22
		PROD. AV BELYSNINGS-UTSTYR OG ELEKTRISKE LAMPE	17
		PRODUKSJON AV ISOLERT LEDNING OG KABEL	8
		PROD. AV EL. UTSTYR FOR MOTORER OG KJØRETØYER	2
35	Produksjon av andre transportmidler	BYGGING OG REP. AV SKIP OG SKROG OVER 100 BRUTTOTO	70
		BYGGING OG REP. AV BÅTER UNDER 100 BRUTTOTONN	56
		BYGGING OG REPARASJON AV FRITIDSBÅTER	47
		INNREDN.- OG INST.-ARB. UTFØRT PÅ SKIP OVER 10	41
		BYGGING OG REP. AV OLJEPLATTFORMER OG MODULER	29
		INNREDN.- OG INST.-ARBEID UTFØRT PÅ BORERIGGER	21
		PRODUKSJON AV ANNET FLYTENDE MATERIELL	10
		PRODUKSJON OG REPARASJON AV FLY OG ROMSKIP	8
		REPARASJON AV JERNBANE- OG SPORVOGNMATERIELL	6
		PRODUKSJON AV INVALIDEVOGNER	5
		PRODUKSJON AV TRANSPORTMIDLER ELLERS	3
40	Elektrisitets-, gass-, damp- og varmtvannsforsyning	DISTRIBUSJON OG HANDEL MED ELEKTRISITET	63
		PRODUKSJON AV ELEKTRISITET	46
		OVERFØRING AV ELEKTRISITET	23
		DAMP- OG VARMTVANNS-FORSYNING	16
		DISTRIBUSJON OG HANDEL MED GASS GJENNOM LEDNINGSNETT	2
61	Sjøtransport	UTENRIKS SJØFART	129
		INNENRIKS SJØTRANSPORT	61
		SLEPEBÅT OG FORSYNINGSSKIP PÅ NORSKEKYSTEN	36
		INNENLANDSKE KYSTRUTER	20
		KYSTTRAFIKK I NORGE ELLERS	9
63	Tjenester tilknyttet transport og reisebyråvirksomhet	SPEDISJON	152
		REISEBYRÅVIRKSOMHET	100
		REISEARRANGØRVIRKSOMHET	73
		DRIFT AV GODS- OG TRANSPORTSENTRAL	67
		SKIPSMEKLING	54
		LAGRING	24
		BERGINGS,- OG DYKKERFORRETNING	19
		LASTING OG LOSSING	18
		DRIFT AV PARKERINGSPLASSER OG PARKERINGSHU	16
		OPPLEVELSES-, ARRANGEMENTS- OG AKTIVITETSA	15
		FORSYNINGSBASER	11
		ANDRE TJENESTER TILKNYTTET LUFTTRANSPORT	7
		TRANSPORTFORMIDLING ELLERS	7
		DRIFT AV BOMSTASJONER	5
		FLYMEKLING	5
		TJENESTER TILKNYTTET LANDTRANSPORT ELLERS	5
		GUIDER OG REISELEDERE	4
		REDNINGSTJENESTE	4
		TURISTKONTORVIRKSOMHET	4
		DRIFT AV HAVNE- OG KAIANLEGG	3

## Vedlegg 2

