

**Ingrid Stubsjøen**

---

# **Superstjerner i næringslivet**

**Hvilke faktorer påvirker topplederlønninger i norske  
allmennaksjeselskaper?**

**Masteroppgave i Økonomi og Administrasjon  
Høgskolen i Oslo og Akershus, Fakultet for Samfunnsfag  
Oslo 2015**

## **Sammendrag**

Denne oppgaven undersøker norske topplederlønninger for å forstå hvorfor vi også innenfor næringslivet kan observere «superstjerner» med lønn langt over gjennomsnittet. Basert på et datasett bestående av samtlige norske allmennaksjeselskaper i tidsperioden 2010 til 2013 bidrar analysen med innsikt i hvilke faktorer som kan påvirke nivået på topplederlønninger. Jeg benytter fast effekt og tilfeldig effekt-estimering som økonometrisk metode, og i tråd med litteraturen og tidligere empiriske studier finner jeg at selskapsstørrelse er den sterkeste driveren for lederlønninger. Videre finner jeg overraskende en negativ sammenheng mellom lederlønninger og lønnsomhet. Denne sammenhengen er imidlertid ikke entydig ved bruk av ulike lønnsomhetsmål. Ledermakt synes også å ha en positiv sammenheng med lederlønn ved bruk av toppleders alder og forholdet mellom toppleders lønn og styreleders honorar som mål på slik makt. Jeg finner ingen sammenheng mellom topplederlønn og leders fartstid eller største eiers eierandel.

## **Abstract**

This paper explores the level of Norwegian CEO compensations to better understand why we observe «superstars» among top executives in the business world, having an income far above the average. Based on a data set consisting of all public limited liability companies (Allmennaksjeselskaper) in Norway from 2010 to 2013, I analyze what affects the level of CEO compensation. Using fixed effects and random effects models, my evidence shows that firm size is the main driver of CEO compensation, like predicted in literature and previous empirical studies. Surprisingly, the results indicate a negative relationship between CEO compensation and firm performance, but the significance of this relationship is not consistent when using alternative measures of firm performance. CEO compensation seems to increase when executives have more managerial power when this power is measured using CEOs age and the relationship between the compensation of the CEO and the Chairman of the Board. I find no relationship between CEO compensation and CEO tenure or the ownership share of the largest shareholder.

## **Forord**

Denne oppgaven er skrevet som en avsluttende del av masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Høgskolen i Oslo og Akershus.

Inspirasjonen til valget av topplederlønninger som emne kom da dette var en del av pensum i kurset Corporate Governance ved HiOA. Professor R. Øystein Strøm, som også senere ble min veileder på denne oppgaven, dyttet meg i samme retning da tiden for oppgaveskriving nærmet seg, noe jeg er svært glad for. De siste månedene har jeg fått anledning til å fordype meg både i et aktuelt og spennende tema, samt i økonomiske metoder og teori.

Jeg vil rette en meget stor takk til veileder R. Øystein Strøm for inspirasjon til problemstillingen, samt gode råd og oppfølging i løpet av semesteret. Å få muligheten til å diskutere utfordringer og problemstillinger med en veileder med stor fagkunnskap innen teori om både lederlønn og økonomi har vært svært motiverende. Ikke minst har det gjort prosessen utrolig lærerik.

Innholdet i denne oppgaven står for forfatterens regning.

Høgskolen i Oslo og Akershus

Oslo, 28. mai 2015

---

Ingrid Stubsjøen

# Innholdsfortegnelse

1 Innledning.....	1
1.1 Motivasjon.....	1
1.2 Teoretisk utgangspunkt .....	2
1.3 Begrensninger.....	2
1.4 Oppgavestruktur .....	3
2 Litteratur og hypoteser .....	4
2.1 Prinsipal-agentteori.....	4
2.1.1 Effisiente kontrakter .....	5
2.1.2 Manglende insentiver i kontrakter .....	6
2.1.3 Hypotese 1 .....	8
2.1.4 Empiri .....	8
2.1.5 Kritikk.....	8
2.2 Ledermaktteori .....	9
2.2.1 Toppleders makt .....	11
2.2.2 CEO Pay Slice .....	13
2.2.3 Hypotese 2 .....	14
2.2.4 Empiri .....	14
2.2.5 Kritikk.....	15
2.3. Turneringsteori .....	16
2.3.1 Sorteringsteori (Assortative Matching) .....	17
2.3.2 Hypotese 3a og 3b.....	21
2.3.3 Empiri .....	21
2.4 Opsjoner .....	22
2.4.1 Opsjoner som en del av lederlønn.....	23
2.4.2 Fordeler og ulemper ved bruk av opsjoner .....	24
2.4.3 Utregning .....	25
2.4.4 Reprising av opsjoner .....	26
3 Data og beskrivende statistikk.....	27
3.1 Datainnsamling.....	27
3.2 Datasettet .....	27
3.3 Begrensninger.....	28
3.4 Variabler og variabeldefinisjoner .....	29

3.5	Deskriptiv statistikk.....	30
3.6	Korrelasjoner .....	40
4	Økonometrisk teori.....	43
4.1	Minste Kvadraters Metode .....	43
4.1.1	Forutsetninger for lineær regresjon.....	43
4.1.2	Sammensatt MKM.....	44
4.1.3	Grupperte standardfeil (clustering).....	44
4.2	Fast effekt-estimering .....	45
4.3	Tilfeldig effekt-estimering.....	47
4.4	Fast effekt eller tilfeldig effekt-estimering?.....	48
5	Økonometriske resultater .....	50
5.1	Test av forutsetningene for lineær regresjon .....	50
5.1.1	Normalfordelte feilledd.....	50
5.1.2	Homoskedastisitet.....	51
5.1.3	Seriekorrelasjon i residualene .....	51
5.2	Grupperte standardfeil .....	52
5.3	Resultater sammensatt Minste Kvadraters Metode .....	54
5.4	Resultater fast effekt-estimering.....	57
5.5	Resultater tilfeldig effekt-estimering.....	59
5.6	Fast effekt eller tilfeldig effekt-estimering?.....	61
6	Robustsjekk .....	62
6.1	Alternative variabler.....	62
6.1.1	Totalkapitalrentabilitet som lønnsomhetsmål .....	63
6.1.2	Eiendeler som mål på selskapsstørrelse .....	64
6.2	Kontroll for tidsforskjøvet lønnsomhetsvariabel.....	64
6.3	Kontroll for børsnoterte selskaper .....	65
7	Konklusjon .....	67
7.1	Videre forskning .....	68
	Litteraturliste .....	69
	Vedlegg .....	75
	Vedlegg 1 Oversikt over standard for næringsgruppering (SN2007).....	75
	Vedlegg 2 Selskaper i utvalget .....	76

## Figuroversikt

2.1 Sammenheng mellom topplederens kompetanse og lønn .....	18
3.1 Fordeling topplederlønninger 2010-2013.....	32
3.2 Utvikling median topplederlønn.....	33
3.3 Sammensetning topplederlønn (median).....	34
3.4 Sammensetning topplederlønn (gjennomsnitt).....	35
3.5 Fordeling antall ansatte 2010-2013 .....	37
3.6 Punktdiagram toppleders kompensasjon vs. fartstid .....	38
5.1 Fordeling av residualer .....	50
5.2 Residualer sammenlignet med normalfordelingen.....	50

## Tabelloversikt

2.1 Matching av selskaper og toppledere .....	20
3.1 Antall observasjoner fordelt på år .....	28
3.2 Variabler.....	29
3.3 Deskriptiv statistikk.....	31
3.4 Korrelasjoner .....	42
5.1 Justerte standardfeil på selskaps- og/eller bransjenivå.....	53
5.2a Resultater MKM eksklusiv bransje- og årsindikatorer.....	54
5.2b Resultater MKM inklusiv bransje- og årsindikatorer.....	54
5.3a Resultater FE-estimering eksklusiv årsindikatorer.....	57
5.3b Resultater FE-estimering inklusiv årsindikatorer .....	57
5.4a Resultater RE-estimering eksklusiv bransje- og årsindikatorer .....	59
5.4b Resultater RE-estimering inklusiv bransje- og årsindikatorer .....	59
6.1 Grunnmodell fast effekt-estimering .....	63
6.2 Totalkapitalrentabilitet som indikator på selskapets lønnsomhet.....	63
6.3 Eiendeler som indikator på selskapsstørrelse .....	64
6.4 Kontroll for tidsforskjøvet lønnsomhetsvariabel.....	65
6.5 Kontroll for børsnoterte selskaper .....	66
V1 Oversikt over standard for næringsgruppering.....	75

# 1 Innledning

Målet med denne oppgaven er å undersøke hvilke faktorer som påvirker topplederlønninger og skaper «superstjerner» i næringslivet. På samme måte som man finner superstjerner med lønn langt over gjennomsnittet innen idrettens verden og i underholdningsbransjen, finnes slike superstjerner også i næringslivet. Basert på et datasett bestående av samtlige norske allmennaksjeselskaper i tidsperioden 2010-2013, bidrar analysen med innsikt i hvilke faktorer som kan påvirke nivået på norske topplederlønninger.

## 1.1 Motivasjon

Toppledere og deres lønnsnivå er stadig i medias søkelys, både i Norge og i utlandet. Temaet har også nylig fått økt oppmerksomhet gjennom Thomas Piketty (2014) sin bok «Kapitalen i det 21. århundre». I boken viser Piketty blant annet til at lønnsforskjellene mellom toppledere og alminnelige lønnstakere har økt kraftig i vesten, og boken har skapt internasjonal debatt om inntektsfordeling og økonomisk ulikhet.

I mars 2015 ble den endelige hovedrapporten for lønnsoppgjørene 2015 lagt frem, og rapporten viste økende lønnsforskjeller innen offentlig sektor i Norge (Teknisk Beregningsutvalg 2015). Fra 2013 til 2014 økte lønnsnivået blant toppledere med 4,4 %, mens tilsvarende økning for alle lønnstakere under ett var 3,1 %. Dette til tross for at staten ikke anvender opsjoner som en del av lønnspakken til ledende ansatte. Det er derfor interessant å undersøke hvorfor lederlønninger når sitt høye nivå.

Topplederes lønnsnivå har imidlertid vært en aktuell problemstilling over noe tid. I 2007 ble det stor oppmerksomhet rundt Eivind Reiten, som den gang var konsernsjef i Hydro, og hans kamp for å få utbetalt hele sin opptjente opsjonspakke da Hydro fulgte statens retningslinjer for lederlønner og stoppet sine opsjonsordninger (Nærings- og handelsdepartementet 2006). Reitens opptjente opsjonspakke var på nesten 28 millioner. Dette fikk massiv oppmerksomhet i et samfunn som var på vei inn i en finanskriser, og Reitan ble i en artikkel i Dagbladet 7. august 2007 kritisert av den gang SV-nestleder Audun Lysbakken for å ha utvist dårlig dømmekraft og være en svekket leder. Reitan betalte til slutt tilbake 8 millioner kroner av opsjonspakken.

Ifølge Murphy (2012) har det skjedd en stor økning i forskning på topplederlønninger siden midten av 1980-tallet. Mye av litteraturen stammer imidlertid fra USA som har en ganske annen lønnsstruktur enn Norge. Norge er, i motsetning til USA, preget av en relativt

sammenpresset lønnsstruktur. Grenness (2011) studerer lederlønninger ut fra kulturforskjeller for 25 ulike land, og finner at Norge har minst lønnsgap mellom toppleder og gjennomsnittsarbeidstaker blant landene i utvalget. Derfor er det også interessant å se om teorier om lederlønninger også er gjeldende for norske selskaper.

## **1.2 Teoretisk utgangspunkt**

I denne oppgaven fokuserer jeg på tre ulike hovedteorier om lederlønn. Prinsipal-agentteori tar utgangspunkt i skillet mellom eierskap og ledelse i et selskap, og man antar at begge parter er profittmaksimerende. Man må derfor forene ledelsens interesser med eiernes. En måte å oppnå dette på er ved å gjøre topplederlønnen resultatavhengig, det vil si at toppleder får høyere lønn dersom selskapet har gode resultater. Ledermaktteori kom som et supplement til prinsipal-agentteori. Innen denne teoriretningen antas det at leder kan bruke sin makt overfor styret til å presse opp egen lønn, og at ledermakt derfor har stor betydning for nivået på lederlønninger. Sorteringsteori forklarer hvordan topplederlønninger kan nå et svært høyt nivå og skape superstjerner, og viser hvordan de dyktigste lederne havner i de største selskapene. Ut ifra disse tre hovedteoriene antas derfor en positiv sammenheng mellom topplederlønn og selskapers lønnsomhet, leders makt og selskapsstørrelse.

## **1.3 Begrensninger**

Analysene i oppgaven baseres på et datasett bestående av samtlige allmennaksjeselskaper i Norge i tidsperioden 2010-2013. En stor begrensning ved oppgaven er at datasettet ikke inneholder data for tildelt kompensasjon, men i stedet realisert kompensasjon. Dette innebærer at det i enkelte år kan bli observert svært store lønnsutbetalinger, da flere års bonuser kan innløses i ett og samme år, for eksempel ved utøvelse av tidligere tildelte opsjoner. Datasettet inneholder heller ikke tall på hver enkelt komponent i topplederlønningene. Det hadde vært ønskelig å ha slike eksakte tall, spesielt når det gjelder tildelte opsjoner, da dette hadde gitt mulighet til å undersøke sammenhenger for hver enkelt lønnskomponent. Manglende observasjoner er også en begrensning. Datasettet består av ubalansert paneldata, hvilket betyr at det ikke er observasjoner for alle år for samtlige selskaper. En konsekvens av dette er at antall observasjoner som analysene bygger på reduseres etter hvert som jeg legger til flere variabler i modellene i analysen. Til slutt ville det ha vært fordelaktig å ha data for en tidsperiode på mer enn fire år.



## **1.4. Oppgavestruktur**

Oppgaven har følgende oppsett: en gjennomgang av teori samt utledning av hypoteser i kapittel 2. I kapittel 3 gis informasjon om datasettet oppgaven er basert på, samt beskrivende statistikk for anvendte variabler. Kapittel 4 gir en kort oversikt over økonometrisk teori, mens resultatene fra analysene presenteres i kapittel 5. En robustsjekk foretas i kapittel 6.

Avslutningsvis presenteres resultater og konklusjoner i kapittel 7.

## 2 Litteratur og hypoteser

### 2.1 Prinsipal-agentteori

Prinsipal-agentteori ligger til grunn for mange av teoriene om lederlønninger. Berle og Means (1932) (gjengitt etter Murphy 2012, s. 130) samt Jensen og Meckling (1976) var blant de første som virkelig utforsket agentproblemer i selskaper. Selskaper sees på som et nettverk av både skriftlige og muntlige kontrakter (Fama og Jensen 1983). Det er imidlertid umulig å skrive kontrakt for alle mulige utfall, og dermed kan det oppstå agentproblemer.

Utgangspunktet er store selskaper hvor eierskap og ledelse er adskilt. I disse selskapene handler toppledelsen på eiernes vegne. Eierne, som her er prinsipalen, kan imidlertid ikke være sikker på at ledelsen, her agenten, alltid tar beslutninger til det beste for eierne. Det er nemlig stor risiko for at agenten har en opportunistisk atferd og handler til sitt eget beste, selv om det kan gå på bekostning av eierne. I selskaper betyr dette at toppleder ønsker å maksimere egen nytte fremfor å maksimere verdien av selskapet. Gjennom et godt designet kompensasjonssystem kan prinsipalen kompensere for at man ikke kan overvåke enhver handling agenten gjør, og på den måten forsøke og hindre at opportunistisk atferd forekommer.

En av måtene å håndtere de agentproblemene som kan oppstå i relasjonen mellom eierne og toppledelsen i et stort selskap på, er ved bruk av et styre (Jensen 1993). Styret velges av aksjonærene og har ansvar for å overvåke, ansette, si opp og fastsette kompensasjonen til toppleder og øvrig toppledelse (Murphy 2012). Fra 1980-tallet ble det mer fokus på å øke andelen eksterne styremedlemmer (Horstmeyer 2014), da det i større grad gjorde styret mer uavhengig av toppleder slik at de lettere kunne gjøre sin jobb. Det ble vist at dette hadde en positiv sammenheng med selskapets lønnsomhet (Weisbach 1988).

En annen måte å takle agentproblemer på, er å bruke de ulike lønnskomponentene på en bestemt måte for å gi toppleder insentiver til å handle slik som eierne ønsker. Jensen og Murphy (1990a) var blant de første som så på de ulike lønnskomponentene fremfor det generelle lønnsnivået i diskusjonen om topplederlønninger. De hevdet at selskaper bør knytte toppleders lønn til hans eller hennes prestasjoner, fordi en toppleder med en slik lønnskontrakt vil ha en atferd som er bedre for eierne enn det en leder som blir betalt som en byråkrat vil ha. Dette skaper altså insentiver for toppledelsen slik at de maksimerer selskapets verdi, noe som til syvende og sist er målet for eierne (Hall og Murphy 1999). For å redusere agentkostnadene

brukes i mange tilfeller selskapets lønnsomhet som en målestokk for toppledelsens prestasjoner.

En perfekt kontrakt for topplers kompensasjon vil oppfylle interessene til både toppleren og eierne i et selskap helt og fullt. Den optimale kontrakten er dermed den som minimerer agentkostnadene i et selskap og optimaliserer selskapsverdien (Murphy 2012). Med andre ord en kontrakt med optimale insentiver for toppleren. En slik kontrakt eksisterer imidlertid kun dersom prinsipalen har perfekt innblikk i hva agenten gjør, hvilket kan være svært vanskelig og kostbart i praksis.

### 2.1.1 Effisiente kontrakter

Innenfor denne teorien hevdes det at observert nivå og sammensetning av lederlønninger reflekterer en likevekt i markedet for ledertalenter (Murphy 2012). Effisiente kontrakter maksimerer eiernes verdi og gir nok lønn til at toppleren tar jobben. Det antas også at ledere vil handle forutsigbart etter insentivene gitt i kontrakten. Innenfor slik effektiv kontraktteori er det utviklet en rekke likevektsmodeller.

En av de mest sentrale modellene er den lineære prinsipal-agentmodellen utviklet av Holmström og Milgrom (1991, 1987). Utgangspunktet i deres modell er prinsipal-agentteori hvor kompensasjonssystemer har to funksjoner; allokere risiko og belønne produktivitet. I den grunnleggende prinsipal-agentmodellen tas det utgangspunkt i at agenten velger mellom ulike nivåer av innsats gitt ved vektoren  $t = t_1, \dots, t_n$  til en personlig kostnad  $C(t)$ . Innsatsen  $t$  fører til en fordel  $B(t)$  som prinsipalen drar direkte nytte av. Det antas at funksjonen  $C$  er konveks og at funksjonen  $B$  er konkav. Ut ifra nivået av agentens innsats genereres en vektor av signaler som gir prinsipalen informasjon;  $x = \mu(t) + \varepsilon$ , hvor  $\cdot : R_+^n \rightarrow \mathcal{R}^k$  er konkav og  $\varepsilon \sim N(0, \Sigma)$ .  $w(x)$  er lønnskontrakten. Agentens forventede nytte er  $u(CE) = E\{u[w(\mu(t) + \varepsilon) - C(t)]\}$ , hvor  $CE$  er agentens sikkerhetsekvivalent og  $u(w) = -e^{-rw}$ . I sistnevnte ligning er  $r$  agentens risikoaversjon. Prinsipalen antas å være risikonøytral. Dersom kompensasjonsregelen har en lineær form  $w(x) = \alpha^\top x + \beta$ , kan man bruke denne til å finne at agentens sikkerhetsekvivalent er  $CE = \alpha^\top \mu(t) + \beta - C(t) - \frac{1}{2} r \alpha^\top \Sigma \alpha$ . Agentens sikkerhetsekvivalent består dermed av forventet lønn minus den personlige kostnaden og en risikopremie. Leddet  $\alpha^\top \Sigma \alpha$  viser til variansen i agentens inntekt, og  $\frac{1}{2} r \alpha^\top \Sigma \alpha$  viser til kompensasjonen for risikoen som faller på agenten. Prinsipalens forventede profitt gitt en

lineær kompensasjonsregel er  $B(t) - \alpha^\top \mu(t) - \beta$ . Samlet overskudd for både prinsipalen og agenten er dermed  $B(t) - C(t) - \frac{1}{2} r \alpha^\top \Sigma \alpha$ .

Det oppstår imidlertid et problem mellom de to funksjonene allokering av risiko og belønning av produktivitet når agenten er risikoavers, siden effektive insentiver for innsats også medfører at deler av risikoen overføres til agenten. Siden toppledelsen som regel er underdiversifisert og risikoavers kan de unngå å ta risiko som tross alt ville vært foretrukket av eierne.

Holmström og Milgrom (1991) utviklet sin originale modell fra 1987 til også å ta hensyn til at agenten enten utfører flere oppgaver for prinsipalen, eller at agentens oppgave har flere dimensjoner, noe som er svært realistisk. Et eksempel er produksjonsmedarbeidere som har i oppgave å produsere et høyt volum enheter av god kvalitet. Dermed forsøker man å unngå insentiver som kan vri agentens innsats mot kun en del av hans oppgaver for å maksimere egen belønning, men heller inkludere alle agentens oppgaver. På den måten får insentivbasert belønning også en tredje funksjon, nemlig allokering av agentens innsats på de ulike arbeidsoppgavene. Gjennom sin modell viser Holmström og Milgrom (1991) også at hvordan jobber er organisert, det vil si hvilke stillinger som har ansvar for hvilke arbeidsoppgaver, er viktig med tanke på insentiver. Dersom man ikke kan finne gode mål på alle oppgavene agenten utfører, kan det imidlertid være fordelaktig å gi kun fast lønn fremfor insentivbasert belønning som er knyttet kun til en liten del av oppgavene (Strøm 2014).

I denne modellen antas et antall  $\bar{t} > 0$  slik at  $C'(t) \leq 0$  for  $t \leq \bar{t}$  og  $C(\bar{t}) = 0$ . Dette betyr at kontrakter med fast lønn kan fremkalle en viss innsats, men at positive insentiver kan stimulere til enda større innsats. Det betyr også at det er tilfeller hvor agenten er indifferent mellom ulik allokering av innsats og dermed vil følge prinsipalens preferanser.

### 2.1.2 Manglende insentiver i kontrakter

De tidlige modellene kunne ikke forklare hvorfor mange kontrakter i praksis bestod av en fast komponent, men manglet insentiver, til tross for at teorien talte for bruk av kompensasjon som insentiv. Et kjent eksempel er oppussing av hjemmet, hvor kontrakter stort sett består av fast lønn, til tross for at forsinkelser i ferdigstilling av arbeidet er relativt vanlig. Anta at enkelte deler ved resultatet av leverandørens innsats ikke er målbare. Det kan blant annet være høflighet og gode råd. Disse uobserverbare egenskapene gis en innsats  $t_1$  fra leverandøren. Andre aspekter er derimot målbare, slik som levering innen tidsfrist, og ilegges innsats  $t_2$ .

$\mu(t_1, t_2) = \mu(t_2)$ ,  $= \mu + \varepsilon$ , gitt at målt kvalitet er endimensjonal. Agentens effektive lønnskontrakt gir en utbetaling  $S = \alpha x + \beta$ . Det antas at prinsipalens totale verdi bestemmes av  $B(t_1, t_2)$ , samt at  $B$  øker og at  $B(0, t_2) = 0$  for alle  $t_2 \geq 0$ . Dette betyr at begge aktivitetene er verdifulle og prinsipalens profitt avhenger av at begge aktivitetene gis en viss innsats fra agenten. Ifølge Holmström og Milgrom (1991) bør man etter en lineær kompensasjonsregel fra klassisk prinsipal-agentteori kun betale fast lønn uten å ha en komponent for insentiver i tilfeller hvor man ikke har gode kvalitetsmål på begge aktivitetene. Med andre ord er  $\alpha = 0$ . På den måten unngår man en skjevhet i innsatsen som vil kunne være en konsekvens av å belønne  $t_2$ , altså at agenten vrir sin innsats mot aktivitet nummer to og ser bort fra resterende aktiviteter.

For eiere som prinsipal vil det overordnede målet for agentens, det vil si topplers, innsats være økt lønnsomhet. Dette er et argument for å skape en kobling mellom lederlønn og lønnsomhet. Likevel kan det være utfordringer ved dette, da det kan være flere sider ved en topplers jobb. Et enkelt eksempel er at man skaper økt lønnsomhet både ved å få økt salg og ved å redusere kostnader. Det er med andre ord viktig å ha et helhetlig perspektiv på målet. Det kan også være at toppler da forsøker å maksimere lønnsomheten på kort sikt, på tross av at dette kan få konsekvenser for lønnsomheten på lang sikt.

Holmström og Milgrom (1991) utviklet prinsipal-agentmodellen til å inkludere også en rekke andre viktige faktorer. I tillegg til å ta høyde for bruk av fast lønn selv når man har gode og objektive mål på ytelse, kan deres modell forutse og gi anbefalinger når det kommer til eierskap av eiendeler, samt forklare hvorfor fast ansettelse kan være bedre enn å leie arbeidskraft, byråkratiske restriksjoner, og hvordan arbeidsoppgaver allokeres til ulike stillinger.

Frydman og Jenter (2010) oppsummerer den siste litteraturen på lederlønninger og hevder imidlertid at mer forskning må gjøres på sammenhengen mellom lederlønninger og selskapets lønnsomhet.

### **2.1.3 Hypotese 1**

Innen prinsipal-agentteori argumenteres det altså for å skape en kobling mellom selskapets lønnsomhet og lederlønninger. Man ønsker med dette å forene toppledelsens og eiernes interesser, og minimere agentproblemene i et selskap. På bakgrunn av dette får vi følgende hypotese:

H1: «Det er en positiv sammenheng mellom topplerlønninger og selskapets lønnsomhet».

### **2.1.4 Empiri**

Svært mange har undersøkt forholdet mellom lederlønninger og lønnsomhet. Det er funnet støtte for en slik positiv sammenheng gjennom en rekke studier (Hall og Liebman 1998, Jensen og Murphy 1990b). Wallsten (2000) finner også en sterk sammenheng, men ser at den er sterkest for toppledere, noe svakere for ledere på nest øverste nivå og så videre. Dette kan være en naturlig sammenheng med tanke på hvilken potensiell innflytelse den enkelte lederen har på lønnsomheten i et selskap. Taye og Xu (2004) finner også empirisk støtte for prinsipal-agentteori i sin studie av kinesiske selskaper. Gerhart, Rynes, og Fulmer (2009) konkluderer med at det er sterke empiriske resultater som støtter antagelsen om at lederlønninger som knyttes til selskapets lønnsomhet kan forbedre lønnsomheten, på tross av skepsisen som også finnes til dette.

### **2.1.5 Kritikk**

Flere er likevel kritisk til prinsipal-agentteori som den eneste forklaringen på nivået på topplerlønninger. Bebchuk og Fried (2003, 2005) viser til potensielle svakheter, blant dem at også styret og dets medlemmers atferd kan være en del av agentproblemene i et selskap ved at de kan ha insentiver til å favorisere toppler. Dette kan skje fordi styremedlemmer gjerne ønsker å bli gjenvalgt i styret, da et styreverv kan medføre både høy godtgjørelse, prestisje og et viktig nettverk. Toppler har en viktig rolle ved nominering og gjenvalg av styremedlemmer, og dermed kan styremedlemmer agere til fordel for lederen ved utarbeidelse av lønn, riktignok så lenge det er innenfor en størrelse som kan forsvares og rettferdiggjøres. Konsekvensene av dette er at styret i enkelte tilfeller ikke håndterer agentproblemene mellom eierne og ledelsen på en effektiv måte. Bebchuk og Fried (2004, kap. 1) stiller altså spørsmål ved om også ikke styret kan ha opportunistisk atferd, siden man i prinsipal-agentteori antar at toppledelsen har en opportunistisk atferd, og hevder at man dermed ikke kan ta for gitt at styret vil jobbe for eiernes beste. De peker på at kontraktsforhandlinger på en armlengdes avstand, som prinsipal-agentteori bygger på, ikke kan forklare de reelle topplerlønningene

som blir utbetalt i selskaper i dag på grunn av styremedlemmers faktiske atferd. De hevder at styremedlemmer i realiteten har ulike økonomiske insentiver til å gi etter for kompensasjonssystemer som i stor grad kommer topplederen til gode, i tillegg til at sosiale og psykologiske faktorer slik som vennskap, lojalitet og kollegial atferd også har bidratt til at topplederlønninger favoriserer topplederen og ikke eierne.

Ifølge Bebchuk, Fried, og Walker (2002) kan en annen svakhet ved prinsipal-agentteori være at markedskrefter ikke er sterke nok til å sikre optimale kontraktbetingelser. Det finnes markedskrefter som til en viss grad begrenser hvilke krav eierne kan stille til toppleder samt for hva lederen vil godta, men disse er ikke nødvendigvis sterke nok til å hindre avvik fra den optimale løsningen. Aksjonærene har i praksis liten mulighet til å hindre at den fastsatte lønnen avviker fra hva som ville vært optimalt. Også Goergen og Renneboog (2011) er kritiske til at markedskreftene er sterke nok til en effektiv fastsettelse av lederlønninger.

## **2.2 Ledermaktteori**

På starten av 2000-tallet vokste teoriretningen rundt ledermakt frem som et supplement til teorien om effisiente kontrakter. Bebchuk og Fried (2004) er av de mest sentrale innenfor forskning på ledermaktteori. De ser på forholdet mellom ledermakt og lederlønninger, med andre ord i hvilken grad en toppleder kan bruke sin ledermakt til å tiltrekke seg en «superprofitt», det vil si ekstra verdi utover hva topplederen ville fått ved armlengdes forhandlinger.

Innen ledermaktteorien hevdes det at kompensasjon ikke kun er et potensielt instrument for å håndtere agentproblemer, men at kompensasjonen paradoksalt nok også påvirkes av de samme agentproblemene (Bebchuk og Fried 2003, Bebchuk og Fried 2004, kap. 5). Dette skjer ved at topplederen bruker sin makt til å øke egen kompensasjon. Dette kan skje på ulike måter. Yermack (1997) viste at toppledere brukte sin makt til å øke egen kompensasjon ved å tilpasse tidspunktet av tildeling av opsjoner til rett før offentliggjøring av gode nyheter. Imidlertid fikk ikke dette funnet særlig stor oppmerksomhet før i 2005, da Lie (2005) publiserte sin studie med resultater som bygget på Yermacks arbeid. Lies resultater viste at unormal avkastning som regel er negativ før utøvelsesdato og positiv etter, og at dette er spesielt gjeldende ved utøvelsesdatoer som ikke er planlagt. Dette kan indikere at toppledere nettopp tilpasser tidspunktet for å maksimere egen profitt. Han fant også at dette mønsteret ble sterkere i tidsperioden 1992-2002, hvilket kan bety at lederes makt har blitt sterkere i løpet av dette tiåret, eller at de evner å tilpasse tidspunktet for tildelingene på en mer effektiv måte.

Bebchuk, Fried, og Walker (2002) hevder at ledermakt har en signifikant innvirkning på utformingen av toppledelsens kompensasjon, og at det derfor er viktig å ta dette med i betraktningen når man undersøker utforming av lederlønn og prinsipper for eierskapsstyring og selskapsledelse. De viser at toppledere med stor ledermakt har høyere kompensasjon enn ledere med liten ledermakt. Ledermakten kan forsterkes av en rekke faktorer: av ordninger knyttet til anti-overtakelse, et svakt eller ineffektivt styre, at leder har en stor eierandel i selskapet, at det er få institusjonelle aksjonærer og av at det ikke er noen store eksterne aksjonærer (Bebchuk og Fried 2004, kap. 6). En studie gjort av Bertrand og Mullainathan (2001) viser at topplederlønninger faktisk påvirkes av flaks ved observerbare sjokk i selskapets lønnsomhet som toppleder ikke har noen kontroll over, i like stor grad som fra faktorer de har kontroll over. Dette utbetales gjennom grunnlønn eller bonuser. De fant også at flaks hadde størst betydning i selskaper med svak prinsippal, og at dersom man satte en stor aksjonær i styret fikk flaks mindre betydning.

Potensiell superprofitt er imidlertid ikke ubegrenset (Bebchuk og Fried 2004, kap. 5). Topplederlønninger vil dempes idet lønningene blir overdrevent høye og de ikke lenger kan forsvares overfor relevante eksterne aktører. Negative reaksjoner fra eksterne aktører vil føre med seg kostnader for toppledelsen og styret. Johnson, Porter, og Shackell-Dowell (1997) undersøkte sammenhengen mellom negativ omtale i media og beslutninger rundt kompensasjonssystemer, og fant at selskaper som fikk negativ omtale i media hadde mindre vekst i topplederlønninger enn selskaper uten negativ omtale. Både toppledere og styremedlemmer ønsker altså å unngå kritikk fra grupper de anser som verdifulle. Dermed er ikke det vesentlige hvor kostbare kompensasjonssystemene faktisk er for eierne, men hvor kostbare de blir oppfattet å være av relevante parter. Dette gjør kamuflasje til en viktig faktor i ledermaktteorien (Bebchuk og Fried 2004, kap. 5), siden utformingen av kompensasjonen kan gjøres på en slik måte at størrelsen på superprofitten skjules eller kamufleres.

Flere studier finner at lederlønnens sammensetning i stor grad påvirkes av hvordan utenforstående oppfatter den. Thomas og Martin (1999) fant at dersom lederlønninger ble kritisert i et aksjonærforslag i et selskap, ble årlig lederlønn redusert i de påfølgende to årene. Dette betyr at toppledere har incentiver for å legitimere eller å gjøre sin totale kompensasjon mer uklar og diffus, med andre ord å kamuflere den. Dette kan føre til at man innfører ineffektive belønningssystemer som svekker incentivene til topplederen og dermed også selskapets lønnsomhet (Bebchuk og Fried 2003). Toppleders påvirkning på egen lønn kan



altså medføre vesentlige kostnader for eierne, kostnader som kan overstige toppleders lønn fordi selskapet også kan rammes på andre måter.

Dette brukes som en forklaring på sammensetningen av topplederlønninger, og innenfor denne teoriretningen mener man at dette i stor grad er årsaken til at blant annet opsjoner, pensjoner, fallskjermmer og andre type belønninger som er vanskeligere å observere og verdsette brukes. I 2006 ble imidlertid allmennaksjeselskaper i Norge pliktig til å oppgi lønn og annen godtgjørelse i form av naturalytelser, bonuser, tildeling av aksjer, tegningsretter, opsjoner og lignende, pensjonsordninger, etterlønsordninger samt alle andre former for variable elementer i topplederlønninger (Allmennaksjeloven 1997, § 6-16 a). Dermed er det vanskelig å bedrive kamouflasje av topplederlønninger i norske allmennaksjeselskaper.

Selskaper bruker i stadig større grad pensjonsordninger som en del av topplederlønninger (Bebchuk og Fried 2004, kap. 8). Slike pensjonsordninger er mindre sensitive til selskapets lønnsomhet, og skiller seg ofte klart fra kompensasjonen til andre ansatte i selskapet.

### **2.2.1 Toppleders makt**

Ledermakt kan måles på flere ulike måter. Ifølge Bebhuk og Fried (2004, kap. 6) er det en positiv sammenheng mellom toppleders makt og styrets størrelse. Core, Holthausen, og Larcker (1999) finner i sin undersøkelse en positiv sammenheng mellom topplederlønninger og styrets størrelse, noe som kan bety at et større styre gir toppleder større makt. Også Knop og Mertens (2010) finner en slik positiv sammenheng for nederlandske selskap, og hevder at det kan komme av at et større styre kan være mindre effektivt og dermed påvirkes lettere av toppleder. Randøy og Nielsen (2002) finner en positiv sammenheng mellom styrestørrelse og topplederlønninger for norske børsnoterte selskaper.

Bebchuk og Fried (2004, kap. 6) hevder også at det er en positiv sammenheng mellom toppleders makt og antall eksterne styremedlemmer med flere styreverv, da det kan gjøre dem mindre fokusert på hvert enkelt selskap. I tillegg finner de at toppleders makt øker dersom flere av styremedlemmene inntok sin posisjon i løpet av toppleders tid i stillingen. Dermed vil toppleders fartstid ha betydning for leders makt og lønn, og Cremers og Palia (2011) finner en positiv sammenheng mellom disse variablene. En toppleder som i tillegg sitter som styreleder har også mer makt. Dette er imidlertid ikke mulig i Norge, da toppleder ifølge Allmennaksjeloven (1997, § 6-1) ikke samtidig kan være styremedlem i samme selskap.

I Norge har Bøhren og Strøm (2010) vært sentrale i studier av betydningen av ulike styrekjennetegn og -sammensetninger for selskapets lønnsomhet. Ulike styrekjennetegn kan relateres til nivået på toppleders makt. I mangel på empiriske analyser av dette internasjonalt, gjorde de en studie hvor de så på konsekvensene av regulering av styrets uavhengighet og diversitet. Byrd og Hickman (1992) definerer et styremedlem som uavhengig dersom det ikke har noen forbindelser til selskapet foruten posisjonen som styremedlem. Dette inkluderer private investorer, ledelse, akademikere og offentlige beslutningstakere. De definerer et styre som uavhengig dersom minimum 50 % av styret består av uavhengige styremedlemmer. Hermalin og Weisbach (1998) hevder imidlertid at slike forbindelser ikke er avgjørende for hvorvidt styret er uavhengig eller ikke. De mener i stedet at det som betyr noe er tidspunktet styremedlemmer entrer styret på, sett i forhold til toppleder. Med andre ord er det hvorvidt styremedlemmene ble en del av styret før eller etter nåværende toppleder inntok sin posisjon som er det vesentlige for å bestemme styrets uavhengighet.

Styrets uavhengighet har betydning for toppleders makt fordi et uavhengig styre i teorien er bedre på blant annet overvåking av toppleder, som er en styrets viktigste oppgaver. Man kan anta at en leder vil ha større makt over styremedlemmer dersom styremedlemmene er sterkt knyttet til selskapet, da de i slike tilfeller vil være avhengig av denne relasjonen til selskapet. På denne måten vil de ikke være like gode overvåkere, da de til en viss grad er prisgitt toppleders atferd og beslutninger. Likevel peker Adams og Ferreira (2007) på at toppledere i mange tilfeller vil være mindre tilbøyelig til å dele informasjon med et styre som er uavhengig siden informasjonsflyten vil øke overvåkingen. Dette vil kunne føre til at styret får dårligere forutsetninger for å fungere som rådgiver overfor leder, og det vil også kunne føre til dårligere overvåking. Videre vil dette kunne gi dårligere lønnsomhet i selskapet (Bøhren og Strøm 2010).

Bøhren og Strøm (2010) baserer seg på Hermalin og Weisbach (1998) sin definisjon av et uavhengig styre, men finner ingen sammenheng mellom styrets uavhengighet og selskapets lønnsomhet. Dette er også i tråd med resultater funnet av blant andre Bhagat og Black (2002), mens Coles, Daniel, og Naveen (2008) finner at for en gruppe selskaper er det mer lønnsomt med et styre som ikke er uavhengig.

Spredningen av eierskap har også betydning for toppleders makt. Ifølge Shleifer og Vishny (1986) vil én stor ekstern aksjonær ha større insentiver til å overvåke toppledelsen og investere for å minimere opportunistisk atferd enn hva mange små aksjonærer vil ha. Dette vil

være tilfellet selv når den store aksjonæren ikke har dominerende eierandel (Bebchuk og Fried 2004, kap. 6). Ruigrok og Hengartner (2011) finner en slik negativ sammenheng mellom lederlønn og største eiers eierandel i sin undersøkelse om sveitsiske selskaper. I amerikansk litteratur brukes en eierandel på 5 % som et mål på en stor eier (Core, Holthausen, og Larcker 1999, Lambert, Larcker, og Weigelt 1993). Det er imidlertid langt større spredning i eierskapsstrukturen i amerikanske selskaper enn i de fleste europeiske selskaper, med unntak av Storbritannia. Bøhren og Ødegaard (2000) så på ulike karakteristikk ved eierskapsstrukturen i selskaper notert på Oslo Børs i tidsperioden 1989-1997 og fant at største eier i gjennomsnitt har en eierandel på 29 %.

### **2.2.2 CEO Pay Slice**

Et annet mål på ledermakt er CEO Pay Slice (CPS). Bebchuk, Cremers, og Peyer (2011) definerer CPS som toppleders andel av samlet kompensasjon til toppledergruppen i et selskap. Den samlede kompensasjonen inkluderer grunnlønn, bonuser, andre årlige ytelser, verdien av tildelte aksjer og aksjeopsjoner, utbetaling ved langsiktige insentivordninger samt all annen kompensasjon. CPS er nå en etablert variabel som brukes i studier. Blant annet ser Choe, Tian, og Yin (2014) på CPS som det mest relevante måltallet på toppleders makt når de tester ledermaktteorien.

Det kan være to ulike årsaker til at nivået på CPS kan variere mellom ulike selskaper. Først av alt kan det være variasjon i det optimale nivået på CPS i ulike selskaper. Det optimale nivået baseres blant annet på toppleders relative betydning i selskapet, samt hvilke insentiver eierne ønsker å gi toppleder og de øvrige lederne gjennom kompensasjonen. Samtidig kan CPS avvike fra det optimale nivået. Toppleder kan misbruke sin makt og påvirkning over beslutningsprosesser, og på den måten få en høyere lønn enn hva som er optimalt for selskapet. Lederen bruker sin makt som monopolist til stillingen og trekker ut et monopoloverskudd. Dersom dette er tilfellet vil altså variasjon i CPS mellom ulike selskaper være et resultat av agentproblemer. Det er viktig å legge merke til at en høy CPS i seg selv ikke er en klar indikasjon på at det eksisterer agentproblemer i selskapet, da det faktisk kan reflektere det optimale CPS-nivået, og i enkelte tilfeller kan det være negativt for selskapet å redusere CPS, selv om den er høy. Ifølge Bebchuk, Cremers, og Peyer (2011) er høy CPS optimalt for selskaper med lav verdi, men de mangler en teoretisk forklaring på dette.

Bebchuk, Cremers, og Peyer (2011) studerer sammenhengen mellom CPS og selskapers verdi, lønnsomhet og atferd. Resultatene viser en sterk positiv sammenheng mellom CPS og

agentproblemer, noe som kan indikere at sterk ledermakt målt ved CPS reduserer selskapets lønnsomhet. Choe, Tian, og Yin (2014) mener imidlertid at sammenhengen mellom ledermakt og selskapets lønnsomhet ikke er entydig, da deres resultater ikke er robust ved bruk av andre variabler som mål på ledermakt.

### **2.2.3 Hypotese 2**

Innenfor ledermaktteori antas det at jo større makt toppleder har, jo høyere lønn vil topplederen få ved at lederen utøver denne makten over styret, og på den måten presser opp egen lønn. Det finnes flere ulike mål på toppleders makt. Bebchuk, Cremers, og Peyer (2011) bruker CPS som et mål på ledermakt, mens andre bruker blant annet styrestørrelse, eierskapsstruktur og styremedlemmers fartstid sett i forhold til toppleders fartstid. Med bakgrunn i ledermaktteori får vi følgende hypotese:

H2: «Det er en positiv sammenheng mellom topplederlønninger og toppleders makt».

### **2.2.4 Empiri**

Lederkraftteorien støttes av Core, Holthausen, og Larcker (1999). De studerer sammenhengen mellom lederlønninger og ledermakt målt ved hjelp av følgende fem styrekjennetegn: (i) styrets størrelse, (ii) hvor travel et eksternt styremedlem er, (iii) antall eksterne styremedlemmer, (iv) om toppleder også er styreleder, (v) ledelsens involvering i nominering eller kompensasjonskomiteer. Det er rimelig å anta at alle disse faktorene har en sammenheng med topplederens makt i selskapet. Også Tian og Yang (2014) finner støtte for lederkraftteorien når de ser på lederlønninger i den amerikanske banknæringen i 2005-2010. De finner at lønnsnivået utover det som kan legitimeres ut fra egenskaper ved selskapet og lederen har en positiv sammenheng med lederens makt. Sistnevnte finner også noe sammenheng mellom ledermakt og endringer i insentivbasert lønn.

Choe, Tian, og Yin (2014) bruker amerikanske data fra 1999-2008 når de ser nærmere på lederkraftteorien. Deres resultater støtter den teoretiske antagelsen om en positiv sammenheng mellom ledermakt og topplederlønn. Når det gjelder sammenhengen mellom topplederens makt og selskapets lønnsomhet, mener de at begrepet ledermakt må utvides på grunn av de mange dimensjonene ved toppleder makt for å få en god nok forståelse av dette. Adams, Almeida, og Ferreira (2005) finner en positiv sammenheng mellom ledermakt og økt variasjon i selskapets lønnsomhet.

Hill og Phan (1991) finner at økt fartstid kan gi toppleder større innflytelse i selskapet og over eget lønnsnivå. Følgelig svekkes også sammenhengen mellom lederlønn og selskapets lønnsomhet etter hvert som toppleder har sittet lenge i stillingen. Dette støtter ledermaktteorien.

Morse, Nanda, og Seru (2011) finner også at toppledere bruker sin makt til å påvirke nivå og utforming av egen lønn.

### **2.2.5 Kritikk**

Ledermaktteorien er imidlertid kritisert av blant andre Holmström (2005) og Edmans og Gabaix (2009). Frydman og Saks (2010) sår også tvil om denne teorien ved å bruke eldre data for å teste den. De viser at lønnsnivået var lavere fra 1950-tallet til 1970-tallet enn i nyere tid, på tross av at det ikke var sterkere eierskapsstyring og selskapsledelse på den tiden, noe som ikke er i tråd med ledermaktteorien. Det er også verdt å merke seg at det har vært kontinuerlig forbedring i målinger av styrets uavhengighet siden midten av 1980-tallet, og at styre slett ikke har blitt svekket.

Holmström (2005) mener det er viktig å se sammenhengen mellom ledermakt og lederlønninger i et historisk perspektiv, og hevder at ledermaktteorien ikke holder i så måte. Han peker i tillegg på at ledermaktteorien ignorerer at det også er flere gode grunner til at ledere har stor makt, og at denne ubalansen i makt har eksistert i lang tid. Murphy (2012) viser til at mange av de høye lederlønnene som har blitt utformet og kritisert de siste to tiårene, er et resultat av forhandlinger med eksterne kandidater som ikke har hatt noen makt i selskapet ennå. Altså kan høye lederlønninger skyldes andre faktorer enn topplederens makt. Bebchuk, Fried, og Walker (2002) gir et tilsvarende svar på dette ved å vise til at eksterne lederkandidater på mange måter har større makt enn interne kandidater, da kandidater som kommer utenfra ofte allerede er toppledere. De har større makt ved at de gjerne allerede har en jobb som leder samt tilhørende goder, som de kan bruke for å presse opp betingelsene sine.

Snyder (2003) er svært kritisk til ledermaktteorien blant annet på bakgrunn av at den ikke kan forklare den enorme økningen i topplederlønninger i USA på 1990-tallet, på tross av at styre i samme tidsperiode ble mer uavhengige, det ble økt offentlig oppmerksomhet på de høye topplederlønnene og selskaper ble mer transparente når det kom til lederlønnene. Han mener at ledermaktteorien kan forklare deler av fastsettelsen av topplederlønninger, men at den ikke på langt nær kan være hovedforklaringen. Det er i stedet en rekke andre viktige faktorer som også påvirker nivået på topplederlønninger, slik som usikkerhet og kognitive

begrensninger som påvirker beslutninger i forbindelse med utarbeidelse av topplederlønninger, dynamikkene som påvirker forholdet mellom to parter i en forhandlingssituasjon, og også hvordan man oppfatter toppleders verdi, med andre ord hvilken lønn lederen faktisk fortjener. Bebhuk og Fried (2004, kap. 5) svarer imidlertid på denne kritikken ved å vise at på tross av mer uavhengige styrever, styrket man forsvaret mot oppkjøp på 1990-tallet. I tillegg mener de at veksten i topplederlønningene ikke kom fra en endring i toppledermakten, men heller på grunn av utvikling i omgivelsene, slik som eieres økte interesse i å knytte topplederlønningene til lønnsomhet og en kraftig økning i aksjemarkedet som mange toppledere utnyttet til sin fordel. Med andre ord skyldtes lønnsøkningen til en viss grad flaks.

### **2.3 Turneringsteori**

Turneringsteori omhandler kompensasjonssystemer som baserer seg på individers rang fremfor ens faktiske bidrag i et selskap. Innen slike systemer konkurrerer en gruppe agenter om forhåndsbestemte «priser» eller belønninger (Prendergast 1999). Toppleders belønning har dermed ikke nødvendigvis en direkte sammenheng med hans eller hennes prestasjoner (Anabtawi 2005). Incentiver til å yte eksisterer i stedet gjennom at disse agentene i arbeidsmarkedet forsøker å øke sannsynligheten for å vinne konkurransen og få en høyere stilling med en større belønning (Lazear og Rosen 1981). På denne måten belønnes ikke ansatte på bakgrunn av hvor dyktige de er i sin jobb, kompensasjonen bestemmes i stedet av hvilken stilling den ansatte har.

Hvorvidt man har mulighet til å overvåke den enkelte ansattes produktivitet og innsats er viktig (Lazear og Rosen 1981). Generelt sett er belønning basert på innsats å foretrekke, siden risikoen overføres til de ansatte. Ofte kan likevel overvåking være vanskelig, og moralsk hasard kan bli et problem. Moralsk hasard går ut på at problemer kan oppstå idet kontrakter er signert, da agenten kan oppføre seg på en måte som skader prinsipalen, men som gagnar seg selv og egne interesser (Goergen 2012, 7). I slike tilfeller kan fordelene fra effektiviteten ved bruk av kompensasjonssystemer basert på ytelse mer enn veie opp for tapene ved at selskapet bærer deler av risikoen. Ved bruk av slike kompensasjonssystemer er det ikke nødvendig å måle nøyaktig hvor mye bedre én agent er enn en annen, man trenger kun en rangering av agentene. Dermed oppstår ofte slike turneringssystemer når det er vanskelig eller svært kostbart å måle eksakt bidrag fra hver enkelt medarbeider (Gordon 2004). I slike situasjoner gis i stedet størst belønning til den dyktigste medarbeideren, uavhengig av prestasjonsnivå.

Rosen (1981) definerer fenomenet «superstjerner» ved å vise til det moderne samfunnet hvor det er en økende tendens til at en relativt liten andel mennesker tjener svært mye. Eksempler kan igjen hentes innenfor idrett, hvor det finnes mange slike superstjerner. Det er to fellestrekk ved superstjernene. Først av alt er det en nær sammenheng mellom personlig belønning og ens eget marked. Dernest er det en sterk tendens til at både markedsstørrelsen, offentlig oppmerksomhet og lønninger skyves mot de mest talentfulle innenfor bransjen. Riktignok viser standard teori til at den som selger mest også tjener mest. Men som Rosen (1981) også viser til, burde dette i prinsippet gjelde alle bransjer, noe som ikke er tilfelle. Dermed må det ligge noe mer bak dette fenomenet.

Malmendier og Tate (2009) undersøker konsekvensene av at toppledere oppnår slik superstjernestatus med stor offentlig oppmerksomhet, ved at de vinner priser. De finner at selskaper med ledere som har blitt såkalte superstjerner presterer dårligere enn forventet. Samtidig øker lederlønnene på tross av at lederne tilbringer mer tid på aktiviteter som ikke er direkte knyttet til selskapet. Det har med andre ord negative konsekvenser for selskapets eiere.

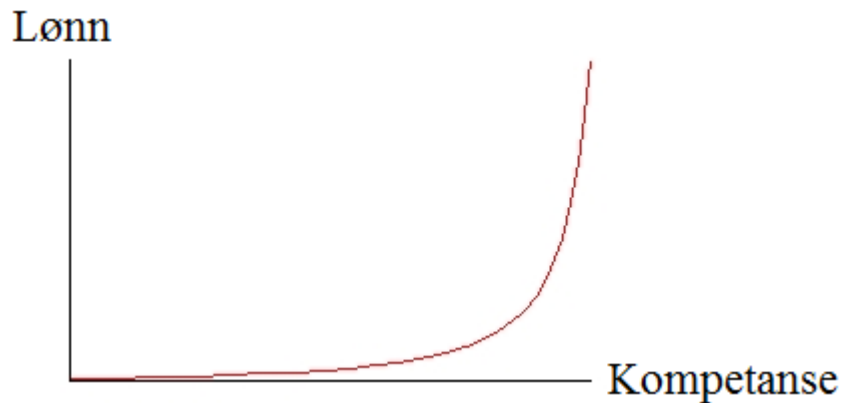
### **2.3.1 Sorteringsteori (Assortative Matching)**

Sorteringsteori skiller seg noe ut fra annen teori på topplederlønninger ved at den i stor grad kan forklare selve nivået på lønningene (Terviö 2008). Her forsøker man altså å forklare hvorfor det finnes enkelte «superstjerner» også blant toppledere. Dette ser man tydelig på fordelingen av topplederlønninger i figur 3.1 senere i oppgaven, da den er svært høyreskjev.

Innen sorteringsteori har man en likevektsmodell som knytter toppledere med ulikt nivå kompetanse til selskaper av ulike størrelser (Cahuc, Carcillo, og Zylberberg 2014, 180). Likevektsmodellen forklarer hvordan størrelsen på topplederlønninger dannes, samt hvordan toppledere fordeles mellom selskaper. Den kan også forklare hvorfor ulike toppledere med kompetanse omtrent på nivå med hverandre likevel kan få svært forskjellig lønn, og hvorfor topplederlønninger er effektive selv om de kan være skyhøye.

En grunnleggende forutsetning for modellen er at store selskaper gir høyere lønn for sine toppledere enn hva mindre selskaper gjør (Terviö 2008). Intuitivt kan man tenke seg at de økonomiske konsekvensene av en toppleders avgjørelser avhenger av mengden ressurser lederen kontrollerer. Dermed vil den sterke sammenhengen mellom selskapsstørrelse og topplederlønninger reflektere at økt kompetanse hos toppleder er verdt mer for store selskaper enn for små.

Med dette får man også en fordeling av topplederlønnen som ser slik ut:



Figur 2.1 Sammenheng mellom topplederes kompetanse og lønn

Kurven viser en relativ moderat lønn lenge, mens den vokser kraftig blant toppledere med den høyeste kompetansen. Kurven viser altså tydelig eksistensen av enkelte superstjerner som får svært høy lønn.

Her benyttes rammeverket til Cahuc, Carcillo, og Zylberberg (2014). Utgangspunktet i denne teorien er et kontinuum av toppledere som varierer med hensyn til evner og kompetanse,  $p \geq 0$ . Toppledernes kompetanse har en kumulativ fordeling  $F(\cdot)$  med en jevn tetthetsfunksjon  $F'$  på  $[p_0, +\infty)$ , hvilket betyr at kompetansen kan variere fra  $p_0$  opp til uendelig. En topplers kompetanse har altså et visst bunnivå, men kan i prinsippet bli uendelig høy. Man har også et kontinuum av selskaper som varierer med hensyn til størrelse,  $\gamma > 0$ . Selskapenes størrelse har en kumulativ fordeling  $G(\cdot)$  med en jevn tetthetsfunksjon  $G'$  på  $[\gamma_0, +\infty)$ , som betyr at selskapets størrelse kan ha et minstenivå lik  $\gamma_0$ , men at den kan variere fra  $\gamma_0$  til uendelig stort. Det er en like stor masse av toppledere og selskaper, det vil si at det er et likt antall toppledere og selskaper i fordelingene. Denne massen er normalisert til 1.

Deretter rangeres topplederne i forhold til hverandre etter deres kompetanse.  $a$  viser til hver enkelt topplers rangering, og kan ta en verdi  $[0,1]$ . På samme måte viser  $s$  til rangeringen av selskapene etter størrelse.

Et selskap med størrelse  $s$  matchet med en toppler med kompetanse  $a$  produserer  $Y(a, s) \geq 0$ . Produksjonsfunksjonen  $Y(a, s)$  øker med selskapets størrelse og topplers kompetanse, og  $Y'(a, s) > 0$  og  $Y''(a, s) > 0$ . Det antas at en CEO som ikke matches mot noe selskap har en nytte lik null.



Likevekten i denne modellen finnes ved hjelp av en tilknytningsfunksjon  $\alpha(s)$  som definerer kompetansen til topplederen i et visst selskap av størrelse  $s$ , og ved hjelp av en kompensasjonsfunksjon  $w(a)$  som viser lønnen til en leder med en viss kompetanse  $a$ . Med andre ord utgjør kompensasjonsfunksjonen  $w(a)$  og tilknytningsfunksjonen  $\alpha(s)$  likevekten i denne modellen, slik at ingen par av toppleder og selskap kunne gjort det bedre ved å være matchet på noen annen måte, og verken toppleder eller selskap vil ha fordel av ikke å være matchet.

En forutsetning i denne sorteringsmodellen er at det er full mobilitet blant topplederne uten kostnader, og at det er perfekt informasjon for alle agentene. Toppledernes talent og selskapenes størrelse er fullt ut observerbare. En toppleder med talent  $a$  får kompensasjonen  $w(a)$ , og et selskap av størrelse  $s$  som har ansatt en toppleder med talent  $a$  får følgende profitt:

$$\pi(a, s) = Y(a, s) - w(a) \quad (1.1)$$

Sammensetningen av funksjonene  $\{w(a), \alpha(s)\}$  gir en likevekt dersom verken noen toppleder eller selskap ville fått større utbytte av å matches på en annen måte enn de allerede er. Dette betyr at tilknytningsfunksjonen  $\alpha(s)$  gir maksimum verdi av hvert selskaps profitt, og ingen toppleder med kompetanse  $\alpha(s)$  kan finne et annet selskap som er villig til å betale høyere lønn enn lønnen han eller hun allerede får fra selskapet med størrelse  $s$ .

Tilknytningsfunksjonen finnes ved å maksimere profitten (1.1) med hensyn på  $a$ .

Førsteordensbetingelsen får man da ved å kansellere den deriverte av  $\pi(a, s)$  med hensyn på  $a$ , eller ved

$$Y_1(a, s) = w'(a) \quad (1.2)$$

Dette betyr at i likevekt er den marginale fordelingen av å øke kompetansen til topplederen i selskapet,  $Y_1(a, s)$ , lik den marginale kostnaden  $w'(a)$ , som kommer av at man da må betale høyere lønn for å tiltrekke seg en toppleder med høyere kompetanse.

Andreordensbetingelsen gir

$$Y_{11}(a, s) - w''(a) < 0 \quad (1.3)$$

I likevekt må tilknytningsfunksjonen, som forklarer forholdet mellom  $a$  og  $s$ , verifisere (1.3) for alle  $s$ . Man har dermed:

$$Y_1[\alpha(s), s] = w''[\alpha(s)], \quad \forall s \quad (1.4)$$

Den deriverte av (1.4) med hensyn på  $s$  er:

$$\alpha'(s) = \frac{Y_{12}[\alpha(s), s]}{w''[\alpha(s)] - Y_{11}[\alpha(s), s]}, \quad \forall s \quad (1.5)$$

Til slutt tar man med andreordensbetingelsen (1.3) og får:

$$\alpha'(s) \leq 0 \Leftrightarrow Y_{12}[\alpha(s), s] \leq 0, \quad \forall s \quad (1.6)$$

Den siste ulikheten knytter retningen på variasjonen til tilknytningsfunksjonen til den kryssderiverte av produktfunksjonen. Sistnevnte kalles supermodulær dersom  $Y_{12} \geq 0$  og submodulær dersom  $Y_{12} \leq 0$ . I sorteringsmodeller med toppledere og selskaper av ulik størrelse antas det at produksjonsfunksjonen er supermodulær. Dette betyr at marginalproduktiviteten av kompetanse øker med selskapsstørrelsen. Altså viser (1.6) at tilknytningsfunksjonen vokser, det vil si at toppleren med den største kompetansen ansettes i det største selskapet, den nest «beste» toppleren i det nest største selskapet og så videre. Dermed får man en matchet rangering som vist i tabell 2.1.

Tabell 2.1 Matching av selskaper og toppledere

Selskaper (rangert etter størrelse)	Toppledere (rangert etter kompetanse)
1	1
2	2
⋮	⋮
N	N

En slik fordeling kalles positiv sortering. Ved submodulær produktfunksjon er fordelingen motsatt, det vil si at toppleren med høyest kompetanse matches med det minste selskapet og så videre.

Når  $\alpha'(s) > 0$  vil toppledere med kompetanse lavere enn en gitt kompetanse  $a$  matches med selskaper med en størrelse mindre enn  $\alpha^{-1}(a)$ . Markedsklareringsbetingelsen for toppledernes kompetanse er:

$$\alpha(s) = \begin{cases} s & \text{hvis } Y_{12}(a, s) > 0, \quad \forall (a, s) \\ 1-s & \text{hvis } Y_{12}(a, s) < 0, \quad \forall (a, s) \end{cases} \quad (1.7)$$

Markedsklareringsbetingelsen innebærer altså at antallet av toppledere med kompetanse lavere enn  $a$  må tilsvare antallet selskaper med en størrelse lavere enn  $s = \alpha^{-1}(a)$ .

Med dette definerer tilknytningsfunksjonen og kompensasjonsfunksjonen likevekten i modellen siden hvert selskap ansetter en toppleder med en kompetanse som maksimerer selskapets profitt. Dermed vil det ikke være noe selskap som kan dra fordel av å ansette en annen toppleder enn den de er matchet mot. På samme måte vil ingen ledere bytte plass med en leder med lavere kompetanse i et selskap av mindre størrelse. En viktig konsekvens er at den totale nytten i økonomien maksimeres. Likevekten er altså effektiv.

Gabaix og Landier (2008) forklarer hvorfor kurven har sin form. De fant at dersom man rangerer toppledere etter kompetanse, er det svært liten forskjell i størrelsen av selskapet som er matchet med topplederen rangert som henholdsvis nummer 250 og 1. Faktisk er økningen i selskapsstørrelsen kun rundt 0,016 %. Likevel er lønnsøkningen for de samme kandidatene så mye som over 500 %.

### **2.3.2 Hypotese 3a og 3b**

Med bakgrunn i turneringsteori og sorteringsteori kan vi anta at det er en positiv sammenheng mellom selskapsstørrelse og topplederlønninger. Hypotese 3a er derfor som følger:

H3a: «Det er en positiv sammenheng mellom topplederlønninger og selskapsstørrelse».

Flere studier har også funnet at store selskaper og selskaper med større muligheter for vekst har en positiv sammenheng med topplederlønninger, da begge disse krever dyktige ledere som igjen krever høyere kompensasjon (Core, Holthausen, og Larcker 1999, Smith Jr og Watts 1992). Ut ifra dette blir dermed hypotese 3b som følger:

H3b: «Det er en positiv sammenheng mellom topplederlønninger og omsetningsvekst».

### **2.3.3 Empiri**

Flere har brukt en slik likevektsmodell og funnet en positiv sammenheng mellom selskapsstørrelse og topplederlønninger.

Gabaix og Landier (2008) finner resultater i tråd med sorteringsteori, og hevder på tross av at de finner svært små forskjeller i kompetanse, kan den store spredningen i topplederlønningene likevel rettferdiggjøres. De finner også at selskapsstørrelsen i stor grad kan forklare fordelingen av lederlønninger på tvers av selskaper, over tid og mellom ulike land i de siste tiårene.

Også Terviö (2008) ønsker å sette fokus på nivået på topplederlønninger fremfor insentivenelementene i dem. Han finner at lønnsnivået blant toppledere kommer av en konkurranse om ledernes kompetanse blant selskapene, selv om det faktisk kan være relativt liten forskjell i kompetansen de besitter. I tillegg viser han at man kan estimere de økonomiske konsekvensene av topplederes kompetanse ved bruk av en slik sorteringsmodell.

Den positive sammenhengen mellom selskapsstørrelse og topplederlønninger støttes av Tosi et al. (2000) i deres meta-analyse hvor de går gjennom den empiriske litteraturen som omhandler denne sammenhengen. De fant at selskapsstørrelse forklarer mer enn 40 % av variasjonen i lederlønningene, mens selskapets lønnsomhet kun kan forklare mindre enn 5 %. Randøy og Skalpe (2007b) finner også en slik positiv sammenheng for norske børselskap.

Ofte gjøres empiriske tester av turneringsteori og sorteringsteori innen idrettens verden, og disse viser en positiv sammenheng mellom belønninger og ytelse (Prendergast 1999). Tor Eriksson (1999) bruker data på danske toppledere og finner at det er en positiv sammenheng mellom antall deltagere i konkurransen om en stilling som toppleder og belønningen tilhørende den aktuelle stillingen.

## **2.4 Opsjoner**

Topplederlønninger kan, som nevnt, bestå av flere elementer, blant annet aksjeopsjoner. Aksjeopsjoner gir mottakeren av dem rettigheter til å kjøpe eller selge aksjer, gitt bestemte betingelser, innen en viss tidsperiode (Black og Scholes 1973). Utøvelsesprisen er prisen som betales når opsjonen blir utøvd. Europeiske opsjoner kan utøves kun på en gitt forhåndsbestemt dato, mens amerikanske opsjoner kan utøves fritt innenfor en tidsramme frem til opsjonene utløper. Generelt sett øker verdien av en opsjon med økt aksjekurs, volatilitet og lengre tidshorison. Volatiliteten til en opsjon vil som regel være større enn en aksjes. Hvis man holder tidshorisonen konstant vil en prosentvis endring i aksjekursen gi en større prosentvis endring i verdien av opsjonene. Det er imidlertid viktig å legge merke til at den relative volatiliteten til en opsjon ikke er konstant, da den avhenger av både aksjekurs og tidshorisonen til utøvelsesdatoen.

Ved tildeling av opsjoner som en del av topplederlønninger kan utøvelsesprisen settes både over og under markedsprisen på tildelingstidspunktet. Hall og Murphy (1999) viser likevel at majoriteten av slike opsjoner tildeles til samme verdi som markedsverdien («at the money»). Nohel og Todd (2004) finner at optimal utøvelsespris avhenger av en rekke faktorer som blant annet graden av diversifisering og risikoaversjon.

### 2.4.1 Opsjoner som del av lederlønn

De klassiske studiene innen prinsipal-agentteori som tar utgangspunkt i skillet mellom eierskap og ledelse argumenterer for at opsjoner bør brukes som en del av kompensasjonen til toppledere. Årsaken er at dette kan føre til at lederne tenker mindre som innleide byråkrater og mer som eierne. Mange mener altså at det er riktig å knytte topplederlønninger til selskapets lønnsomhet og aksjonærenes avkastning for å redusere agentkostander og opportunistisk atferd (Jensen og Murphy 1990b, Jensen og Murphy 1990a). Dette til tross for at en rekke faktorer i tillegg til toppleders innsats påvirker selskapets lønnsomhet.

Eksempelvis kan lønnsomheten påvirkes av større endringer som innvirker på hele bransjen eller markedet, uten at toppledelsen kan gjøre noe for å påvirke dette. Ifølge Bebchuk og Fried (2004, kap. 11) kan dette håndteres på flere ulike måter. Blant annet kan man knytte opsjonenes utøvelsespris til en indeks som følger endringer i det relevante markedet. Styret kan også sette et bestemt lønnsomhetsmål for topplederen. Dersom målet ikke oppnås innen utøvelsesdatoen, mister lederen opsjonene. Et slikt mål kan også knyttes til en markedsindeks. Slike ordninger vil være fordelaktig for eierne, men ikke for topplederen. Det er derfor grunn til å tro at toppledere med stor makt ønsker å unngå slike justerte opsjonsordninger som en del av lønningene.

Hall og Liebman (1998) undersøker om toppledere belønnes som byråkrater, det vil si at det ikke er noen kobling mellom lønnsnivå og toppleders prestasjoner. De viser til to potensielle forklaringer på hvorfor det ble økt bruk av opsjoner som en del av topplederlønninger på 1980- og 1990-tallet. Først av alt kan styret ha blitt påvirket av både praktikere og akademikere som hevder at å knytte topplederlønninger til selskapets lønnsomhet er viktig for å øke toppleders insentiver til å øke selskapsverdien. Man øker derfor insentivbaserte lønninger for å hindre at toppledere belønnes som byråkrater. Hall og Liebman (1998) finner sammenheng mellom topplederlønninger og selskapers lønnsomhet, noe som kan støtte denne forklaringen. En annen forklaring kan være at styret har ønsket å øke topplederlønningene, enten for å bli mer konkurransedyktig i kampen om de beste lederne eller fordi toppleder har en viss makt over styret, og aksjeopsjoner er en mindre synlig komponent i topplederlønninger enn hva ordinær grunnlønn og bonus er. På den måten forsøker man i stor grad å unngå offentlig fokus på potensielt skyhøye topplederlønninger.

Som et svar på dette hevder Frey og Osterloh (2005) at toppledere faktisk bør lønnes som byråkrater og de viser til de potensielt svært omfattende og alvorlige konsekvenser av slike opsjonsordninger. De mener at mange av de store skandalene vi har sett i selskaper de siste

tiårene skyldes de høye insentivbaserte topplederlønningene som baserer seg på prinsippal-agentteori. Av de negative konsekvensene nevnes blant annet at toppledere kan maksimere kortsiktig profitt i stedet for å fokusere på langsiktige muligheter, pynte på regnskapet, i tillegg til at eiernes dividendeutbetaling kan tilbakeholdes. De peker på et funn gjort av Johnson, Ryan, og Tian (2003) som viser en sammenheng mellom økt variabel lønn og økonomisk svindel. Frey og Osterloh (2005) kritiserer også de som mener at de negative konsekvensene av opsjonsordninger som en del kompensasjonspakker kan løses ved å endre strukturen på disse opsjonsordningene. De hevder at selv ordninger som er optimalt designet vil føre med seg for store negative konsekvenser siden det gir toppledelsen insentiver til å manipulere lønnsomhetsmål og å jukse med måltall, fremfor å fokusere på selskapets langsiktige interesser. Dette kommer av at slike insentivordninger vil kunne flytte toppleders fokus fra motivasjon av å utføre arbeidet i seg selv, til den økonomiske gevinsten av det. I tillegg hevder de at det kan gi en organisasjonskultur hvor det oppleves en automatikk i at man får penger av å utføre pliktene sine, noe som kan føre til en kultur preget av transaksjonelle kontrakter fremfor relasjonelle kontrakter.

#### **2.4.2 Fordeler og ulemper ved bruk av opsjoner**

Hall og Murphy (2002) viser at bruk av opsjoner kan ha flere fordeler. Først og fremst vil selskaper som bruker opsjoner tiltrekke seg dyktigere og mindre risikoaverse ledere. Disse lederne vil naturlig selv søke seg til selskaper som tilbyr mer prestasjonsbasert belønning, da dette utgjør et stort potensial for dem. Videre vil opsjoner kunne gi insentiver til å bli værende i selskapet ved at mottaker ofte må vente en viss periode før opsjonene kan utøves. Dersom man bruker opsjoner som en del av topplederlønninger skaper man også en direkte sammenheng mellom selskapets lønnsomhet og toppleders inntekt. Dette kan gi toppleder større motivasjon til å ta beslutninger som kan øke aksjeprisen, noe som vil begunstige både topplederen selv og aksjonærene. Bruk av opsjoner fremfor kontant lønn kan også være fordelaktig for selskapet da selskapet på den måten har en større kontantbeholdning. I Norge er tidspunktet for beskatning av opsjoner ved innløsning eller salg (Skatteloven 1999, § 5-14 (3)). Dette betyr at det kan oppstå en skattemessig fordel av å få deler av kompensasjonen gjennom opsjoner også for mottaker.

En viktig betingelse for at disse insentivene skal fungere, er at opsjonene ikke er omsettelige. Da kunne en risikoavers leder tatt jobben og umiddelbart solgt alle mottatte opsjoner, samt at man ikke hadde hatt noen insentiver for å bli værende i jobben i en viss tid.

Når man reduserer omsetteligheten til opsjoner på denne måten, oppstår et avvik mellom kostnadene og verdien av opsjoner brukt i lederkompensasjon. Alternativkostnaden til en slik opsjon er beløpet selskapet kunne fått ved å selge en omsettelig opsjon til en ekstern investor. Dette er kostnaden av en opsjon for aksjonærene. Verdien en risikoavers, ikke-diversifisert toppleder vil sette på en slik opsjon er imidlertid mindre. Dermed vil topplederens oppfattede verdi av en opsjon være mindre enn aksjonærenes kostnad ved en opsjon, og når man skal bestemme det optimale nivået av aksjeopsjoner i kompensasjoner må dette avviket veies til insentivfordelene ved bruk av opsjoner.

Bruk av opsjoner er omdiskutert. Både Randøy og Skalpe (2010) og Randøy og Strøm (2014) anbefaler i sine rapporter at aksjeopsjoner ikke bør brukes i selskap hvor staten er dominerende eier.

### 2.4.3 Utregning

Den enkleste formen for opsjoner gir en rettigheter til å kjøpe en enkelt aksje, og kalles kjøpsopsjon.

Black og Scholes (1973) sin formel er i stor grad brukt ved verdsettelse av opsjoner som en del av topplederlønninger (Mehran 1995). De tar en rekke antagelser om et ideelt aksje- og opsjonsmarked. Under disse forutsetningene vil kun aksjeprisen, tidshorizonten og variabler vi antar er kjente konstanter påvirke verdien av opsjonen. Dermed er det mulig å få en sikret posisjon, bestående av en lang posisjon i aksjer og kort posisjon i opsjoner som avhenger kun av kjente, konstante verdier samt tid, og ikke av aksjeprisen. Verdien av opsjonen  $w(x, t)$  er en funksjon av aksjeprisen  $x$  og tiden  $t$ . Antall aksjer som må shortselges mot en lang aksje er:

$$1/w_1(x, t) \tag{1}$$

Man kan merke seg at når endringer i aksjeprisen er liten, er forholdet mellom endring i opsjonsverdien og endringen i aksjeverdien lik  $w_1(x, t)$ . Dersom aksjeprisen endres med  $\Delta x$  vil opsjonsverdien endres med  $w_1(x, t) \Delta x$ , og antall opsjoner gitt ved ligning (1) vil endres med  $\Delta x$ . Dette betyr at en endring i verdien av lang posisjon i aksjer rundt regnet vil motvirkes av endringen i verdien av kort posisjon i  $1/w_1$  opsjoner.

Hall og Liebman (1998) bruker Black-Scholes (1973) formel justert ved Merton (1973) ved verdsettelse av opsjoner. Ved bruk av denne formelen avhenger opsjonens verdi av flere faktorer, deriblant aksjeprisen, utøvelsesdato, utøvelsespris, nivået på risikofri rente og

standardavviket til aksjens avkastning. Alle faktorene kan observeres, med unntak av volatiliteten som må estimeres. Opsjonens verdi øker med økt aksjeverdi, renten, tid til utøvelsesdato og aksjens volatilitet (Black 1989).

Hall og Murphy (2002) kritiserer imidlertid bruk av Black og Scholes (1973) sin metode ved verdsettelse av opsjoner i studier av lederlønninger. Det er fordi man bruker begreper som opsjonsverdier når man i realiteten har funnet kostnaden av opsjonene, heller enn den faktiske verdien. Altså vil man bruke en høyere verdi av opsjonene enn det som er tilfellet for toppledernes del.

#### **2.4.4 Reprising av opsjoner**

Dersom aksjekursen faller under utøvelseskursen, det vil si at de er «out of the money», svekkes insentiveffektene av opsjoner som en del av total kompensasjon. Dette kan føre til et press om å regulere utøvelseskursen nedover. Dette kalles reprising av opsjoner.

Ifølge Brenner, Sundaram, og Yermack (2000) reprises opsjoner som oftest til markedsverdien. Som en følge av det reduseres utøvelsesprisen i gjennomsnitt med 40 %.

Carter og Lynch (2001) finner at selskaper repriser opsjoner for å gjenopprette insentiveffekter og for å hindre at toppledere går over til andre selskaper med mer konkurransedyktige lønnsbetingelser. I sin studie sammenligner de et utvalg av selskaper som repriser aksjeopsjoner tildelt toppledere med et kontrollutvalg som ikke repriser sine aksjeopsjoner. De finner at jo mer aksjekursen har falt under utøvelseskursen, jo større sannsynlighet er det for at opsjonene reprises. I tillegg skjer det oftere hos yngre og høyteknologiske selskaper. Imidlertid klarer de ikke å finne at reprising skjer som en respons på agentproblemer i selskapet.



## 3 Data og beskrivende statistikk

### 3.1 Datainnsamling

Datasettet består av sekundærdata. De fleste observasjonene er hentet inn av Proff, og datasettet er gjort tilgjengelig av min veileder på denne oppgaven, R. Øystein Strøm. I tillegg har jeg supplert med enkelte nye variabler. Disse dataene er hentet fra Proff Forvalt og selskapenes hjemmesider og årsrapporter.

Dataene er registerdata hentet fra Proff og Oslo Børs. Om regnskapsdata er pålitelige diskuteres av enkelte. Likevel vurderer jeg det til å være pålitelige data fordi regnskapstall beregnes etter felles regler på tvers av selskaper, i tillegg til at regnskapene kvalitetssjekkes ved at de revideres. De børsnoterte selskapenes markedsverdi hentes fra Oslo Børs hvor kursen baseres på økonomiske transaksjoner hvor de ulike partene har blitt enig om pris.

Dermed vurderer jeg dette til å være pålitelige, valide data.

### 3.2 Datasettet

Data kan struktureres på ulike måter (Wooldridge 2014, 5). Tverrsnittsdata består av et utvalg enheter på et gitt tidspunkt. Ved tidsserier har man observasjoner på en eller flere variabler over flere tidsperioder. Paneldata kjennetegnes ved man følger de samme enhetene over en viss tidsperiode. Dette er tilfellet med datasettet som brukes i denne oppgaven. Paneldata kan være enten balansert eller ubalansert. Et balansert datasett inneholder en observasjon for hver enhet på samtlige tidsperioder. Et ubalansert datasett mangler observasjoner for en eller flere enheter.

Paneldata skiller seg altså fra vanlig tidsseriedata og tverrsnittsdata ved at variablene har to fotskrifter knyttet til seg, én for bedrift og én for periode (Baltagi 2008);

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it}$$

$i = 1, \dots, N$  og  $t = 1, \dots, T$ .  $i$  viser tverrsnittsdimensjonen i dataene, og kan for eksempel være individer, bedrifter, land og lignende. I dette er tilfellet er det selskaper.  $t$  betegner tidsseriedimensjonen i paneldata.

Datasettet i denne oppgaven består av en stor  $N$  og liten  $t$ , det vil si at det er totalt 258 enheter med maksimum fire observasjoner per enhet. Enhetene er samtlige allmennaksjeselskaper i Norge i tidsperioden fra og med 2010 til og med 2013.

Det kan være nyttig å bruke akkurat denne fireårsperioden. Det er etter finanskrisen på begynnelsen av 2000-tallet, og før fallet i oljeprisene begynte i 2014. Denne tidsperioden står altså for en rolig vekstperiode i Norge.

Datasettet består av ubalansert paneldata, da det er observasjoner over alle fire årene for mange av enhetene, mens det mangler observasjoner for ett eller flere år for enkelte av dem.

Antall enheter observert per år:

Tabell 3.1 Antall observasjoner fordelt på år

2010	2011	2012	2013
249	246	240	192

Totalt antall observasjoner er 927.

Det er flere årsaker til at enkelte enheter mangler observasjoner i én eller flere tidsperioder. Det kan komme av at selskapet ikke har vært notert på Oslo Børs i hele tidsperioden, at selskapet ikke har eksistert i hele tidsperioden eller at det mangler enkelte data på selskapet.

Ved at jeg beholder samtlige enheter i datasettet til tross for at enkelte av dem mangler observasjoner for én eller flere tidsperioder, får jeg altså tatt hensyn til naturlige endringer i markedet.

Ifølge Wooldridge (2014, 11) er det i hovedsak to fordeler knyttet til bruk av paneldata. Først og fremst muliggjør det å kontrollere for ulike uobserverbare karakteristikk ved individer, selskaper og så videre. I tillegg kan man undersøke betydningen av tidsforskjøvede variabler, eller såkalte «lags».

### 3.3 Begrensninger

Datasettet inneholder ikke tildelt kompensasjon, men realisert kompensasjon. Dette innebærer at det i enkelte år kan bli observert svært store lønnsutbetalinger, da flere års bonuser kan innløses i ett og samme år, for eksempel ved utøvelse av tidligere tildelte opsjoner. Det er også svake data på opsjoner, slik at jeg ikke får undersøkt de enkelte lønnskomponentene i topplederlønningene.

Manglende observasjoner er også en begrensning. Etter hvert som jeg legger til flere variabler i modellene i analysen, reduseres antall observasjoner. Dette kan gi statistisk svakere resultater.

### 3.4 Variabler og variabeldefinisjoner

Tabell 3.2 Variabler

<i>Variabel</i>	<i>Definisjon</i>
<i>Avhengig variabel</i>	
Toppleders lønn	Den naturlige logaritmen av toppleders totale kompensasjon
<i>Lønnsomhet</i>	
Tobin Q	Selskapets markedsverdi dividert med bokført verdi eiendeler
TKR	Den naturlige logaritmen av total kapitalrentabilitet funnet ved resultat før skatt dividert med bokført verdi eiendeler (Randøy og Strøm 2014)
<i>Ledermakt</i>	
Fartstid	Antall år siden topplerer inntok sin stilling
Alder	Toppleders alder
TL/SL	Toppleders totale kompensasjon dividert med styreleders honorar
Største eier	Største eiers prosentvise eierandel i selskapet
<i>Selskapsstørrelse</i>	
Ansatte	Den naturlige logaritmen av antall ansatte i selskapet
Eiendeler	Den naturlige logaritmen av størrelsen på selskapets eiendeler
<i>Kontrollvariabler</i>	
Omsetningsvekst	Vekst/nedgang i omsetning
Styrestørrelse	Antall medlemmer i styret
Notert	Binær variabel med verdi 1 når selskapet er børsnotert og 0 ellers.
Bransje 1	Binær variabel med verdi 1 når selskapet tilhører bransje 1* og 0 ellers.
Bransje 2	Binær variabel med verdi 1 når selskapet tilhører bransje 2* og 0 ellers.
Bransje 3	Binær variabel med verdi 1 når selskapet tilhører bransje 3* og 0 ellers.
Bransje 4	Binær variabel med verdi 1 når selskapet tilhører bransje 4* og 0 ellers.
Bransje 5	Binær variabel med verdi 1 når selskapet tilhører bransje 5* og 0 ellers.
Bransje 6	Binær variabel med verdi 1 når selskapet tilhører bransje 6* og 0 ellers.
2010	Binær variabel med verdi 1 ved observasjon i år 2010 og 0 ellers.
2011	Binær variabel med verdi 1 ved observasjon i år 2011 og 0 ellers.
2012	Binær variabel med verdi 1 ved observasjon i år 2012 og 0 ellers.
2013	Binær variabel med verdi 1 ved observasjon i år 2013 og 0 ellers.

\* Se vedlegg 1 for inndeling i bransjer etter standard for næringsgruppering (SN2007).

### 3.5 Deskriptiv statistikk

Jeg har «trimmet» datasettet, hvilket betyr at jeg har fjernet enkelte observasjoner for å redusere effekten av observasjoner med ekstremverdier. Helt konkret har jeg fjernet prosenten med de største observasjonene og prosenten med de minste observasjonene i datasettet på fem av variablene, nemlig Tobin Q, TKR, TL/SL, eiendeler og omsetningsvekst. I tillegg har jeg lagt til verdien 3 på samtlige observasjoner av TKR, slik at alle observasjoner har en positiv verdi. Tilsvarende har jeg lagt til 1 på samtlige observasjoner av omsetningsvekst. Dette er fordi jeg ønsker å bruke den naturlige logaritmen av denne variabelen, og dette krever at samtlige observasjoner har en positiv verdi. Jeg har også fjernet alle observasjoner av antall ansatte for holdingselskaper, da dette er svært lave verdier.

Tabell 3.3 gir en statistisk beskrivelse av alle variablene jeg bruker i analysene i denne oppgaven.

Minimum viser observasjonen med laveste verdi, mens maksimum viser største observerte verdi. Median og gjennomsnitt er begge statistiske mål på sentraltendens (Ringdal 2013, 285). Median er verdien som splitter en rangert fordeling i to med like mange observasjoner på hver side. Gjennomsnittet viser tyngdepunktet i en fordeling. Dersom median er lavere enn gjennomsnittet tyder det på en høyreskjev fordeling. Standardavvik er et mål på spredning og finnes ved kvadratroten til variansen. Standardfeil viser standardavviket til en statistisk størrelse, for eksempel et gjennomsnitts standardavvik.

Kurtose er et mål på tykkelsen på halene i en fordeling (Tsay 2010, 9). En normalfordeling har kurtose lik 3, og en fordeling med kurtose større enn 3 har flere observasjoner i ytterpunktene enn hva en normalfordeling har. Dette betyr at det er større sannsynlighet for ekstremverdier. En fordeling med kurtose mindre enn 3 er derimot mer sentrert rundt gjennomsnittet. Skjevheten sier noe om hvor symmetrisk fordelingen er i forhold til gjennomsnittet. Normalfordelingen er helt symmetrisk og har dermed en skjevhet lik null. En positiv verdi her tilsier at fordelingen har flere verdier over gjennomsnittet.

Prosentiler er et posisjonsmål som viser en observasjons relative posisjon i en fordeling (Ringdal 2013, 294). Dersom man har 100 observasjoner for en variabel identifiserer dermed prosentil 0,10 verdien til observasjon nummer 10 telt nedenfra i en rangert fordeling. Følgelig vil prosentil 0,50 alltid ha samme verdi som medianen.

Tabell 3.3 Deskriptiv statistikk

	<b>Toppleders lønn</b>	<b>Tobin Q</b>	<b>Ansatte</b>	<b>Fartstid</b>	<b>Alder</b>	<b>TL/SL</b>	<b>Største eier</b>	<b>Styre- størrelse</b>	<b>TKR</b>	<b>Omsetnings- vekst</b>	<b>Eiendeler</b>	<b>Notert</b>
Minimum	15	0.04	3	0	28	0.70	3.77	1	-2.78	-1.00	805	0
Maksimum	26 460	35.886	33 220	31	74	77.41	100	12	9.50	58.56	643 008 000	1
Median	2 506	0.62	265	2	51	11.41	41.51	5	0.02	0.05	723 086	1
Gjennomsnitt	3 561	1.528	2 184	3.55	50.22	14.21	49.82	5.41	-0.03	0.89	12 582 386	0.57
Standardavvik	3 374.52	3.50	5 125.47	4.12	7.27	11.52	26.31	2.08	0.53	4.68	55 341 523	0.50
Skjevhet	2.60	6.13	3.88	2.43	-0.07	2.23	0.72	0.56	8.86	8.17	8.17	-0.29
Kurtose	9.87	45.21	16.30	8.59	0.04	6.47	-0.61	-0.15	168.34	77.66	74.67	-1.29
Standardfeil	128.84	0.17	222.43	0.14	0.24	0.55	0.89	0.07	0.02	0.19	1 835 562	0.02
<b>Prosentiler:</b>												
0.05	435	0.09	7.50	0	38	2.01	18.13	3	-0.56	-0.70	13 072	
0.10	719	0.16	14	0	41	4.28	21.66	3	-0.29	-0.41	30 434	
0.25	1 534	0.29	42	1	45	7.26	30.16	4	-0.06	-0.06	135 689	
0.50	2 506	0.62	265	2	51	11.41	41.51	5	0.02	0.05	723 086	
0.75	4 586	1.18	1 618.50	5	55	17.49	66.93	7	0.07	0.23	4 448 200	
0.90	7 471	3.08	6 266	9	58	26.75	100	8	0.19	1.11	18 508 843	
0.95	9 500	5.93	10 813	11	62	38.49	100	9	0.27	4.03	39 760 920	
Observasjoner	686	418	531	884	886	437	869	917	920	608	909	927

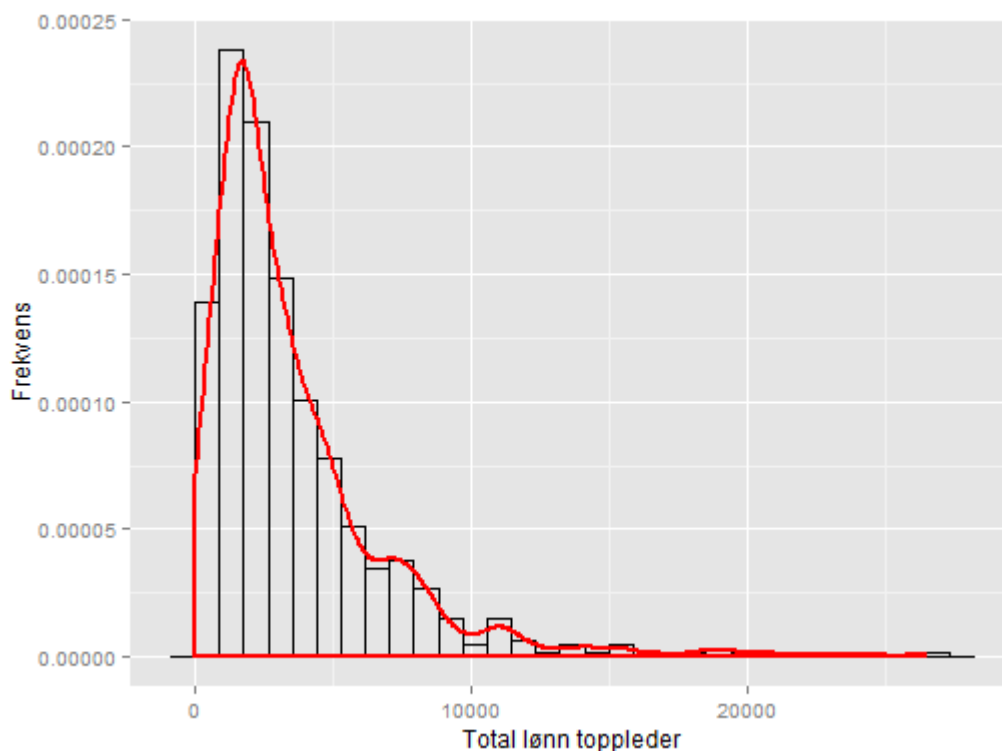
## Toppleders lønn

Topplederlønninger kan bestå av en rekke komponenter. I bunn ligger fast lønn. Likevel er det vanlig med ulike bonusordninger både i form av utbetalinger og aksjeordninger.

Opsjonsordninger har også vært mye brukt, selv om det som tidligere diskutert har vært svært omstridt i Norge det siste tiåret. I «total lønn» inngår også årlig pensjonsavsetning, samt naturalytelser.

Tabell 3.3 viser at gjennomsnittlig total lønn for toppledere er 3 570 000 kroner. Som vi ser er det stor forskjell mellom laveste og høyeste topplederlønn. Den laveste observasjonen er på 15 000 kroner, mens den høyeste er på 26 460 000 kroner. Det er også interessant å se at høyeste observasjonen for topplederlønn er nesten 7,5 ganger så stor som gjennomsnittet. Høyeste observasjon gjelder Fred Olsen Energy ASA i 2012. I deres årsrapport for 2012 er total kompensasjon for konsernsjef Ivar Brandvold oppgitt å være 8 613 000 kroner. Resterende 17 847 000 kroner er dermed trolig oppnådd ved bonus- og/eller opsjonsutbetalinger. En kurtose lik 9,87 viser at fordelingen har tykke haler og at det er stor sannsynlighet for ekstremverdier lik maksimumsverdien nevnt ovenfor.

Figur 3.1 viser råfordelingen av topplederlønninger i tidsperioden 2010-2013.



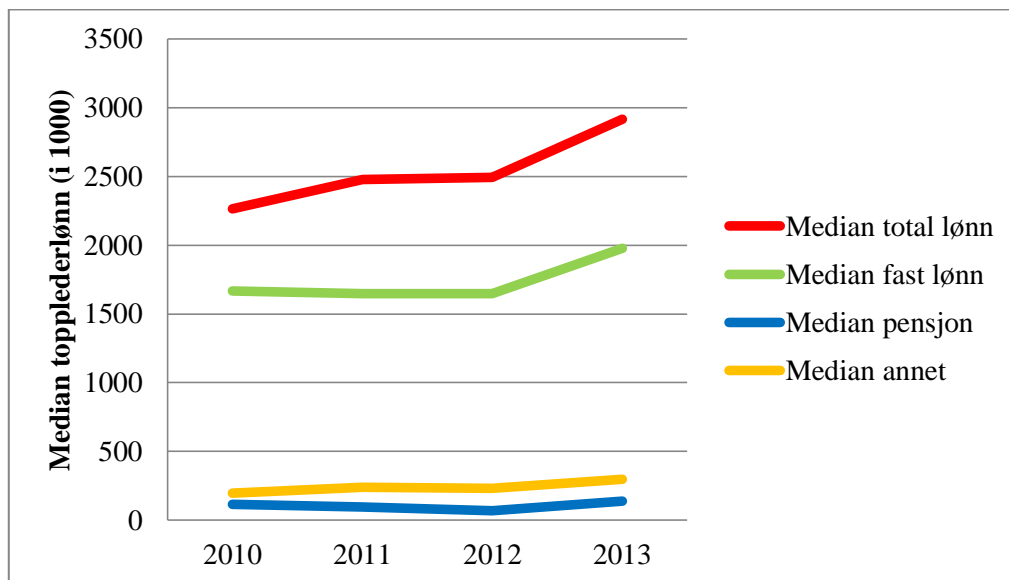
Figur 3.1 Fordeling topplederlønninger 2010-2013

Som det fremkommer av figur 3.1 er fordelingen av topplederlønninger tydelig ikke normalfordelt, men derimot sterkt høyreskjev med flere observasjoner med ekstreme verdier. Av den grunn brukes den naturlige logaritmen av denne variabelen i analysene i oppgaven. Dette reduserer effekten av observasjoner med ekstreme verdier, såkalte «uteliggere», siden man presser sammen skalaen. Man reduserer heteroskedastisitet og oppnår en mer symmetrisk fordeling. Sist, men ikke minst blir man i stand til å modellere relative effekter.

Vi ser også at kurven har en form man kan forvente etter sorteringsteori. Det er mange observasjoner av lavere topplederlønn, mens antall observasjoner blir færre etter hvert som nivået på topplederlønningene øker. Det er svært få selskaper som gir lønn på det høyeste lønnsnivået.

Det er altså et stort gap mellom minste og største observasjon av topplederlønningene. Dermed kan det være mer korrekt å se på median fremfor gjennomsnittet når det gjelder topplederlønninger, da ekstremverdier i stor grad kan påvirke gjennomsnittsverdien.

Figur 3.2 viser utviklingen i topplederlønninger for årene 2010-2013.



Figur 3.2 Utvikling median topplederlønn 2010–2013

Median total topplederlønn har økt med 28,74 % fra 2 265 000 NOK i 2010 til 2 916 000 NOK i 2013.

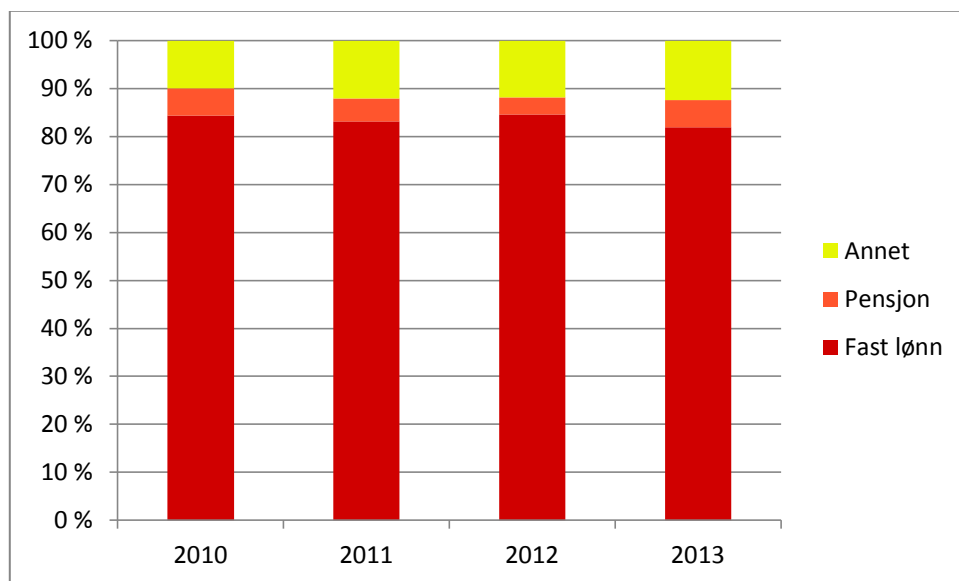
Median fast lønn har økt fra 1 665 000 NOK i 2010 til 1 976 000 NOK i 2013, tilsvarende 18,7 %.

Median pensjon har gjennom tidsperioden økt med 20,7 % fra 113 500 NOK i 2010 til 137 000 NOK i 2013.

Median annet har hatt en økning på 52,3 % fra 196 000 NOK i 2010 til 298 500 NOK i 2013.

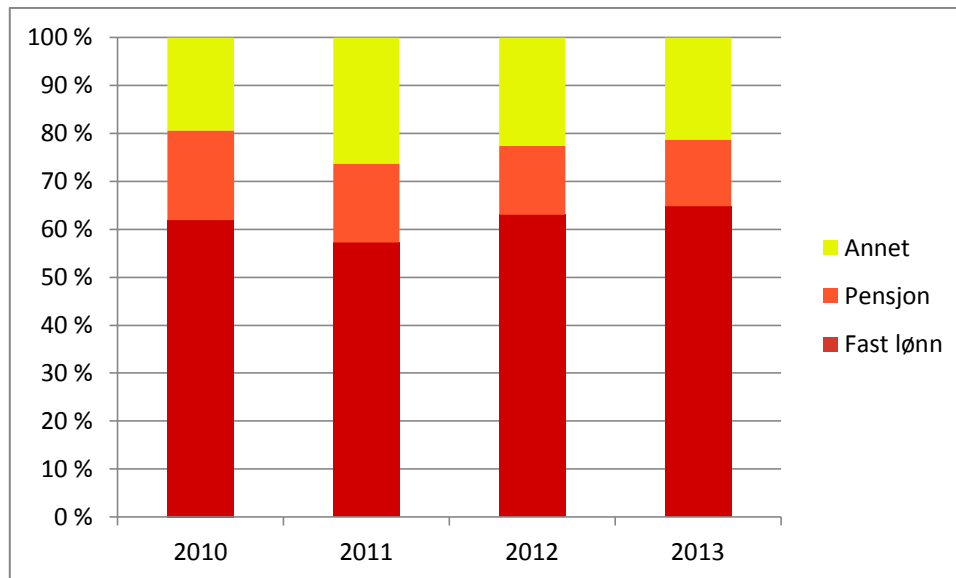
Det er også interessant å se på sammensetningen av topplederlønn, selv om jeg ikke har gode tall på samtlige lønnkomponenter. I datasettet er lederlønn delt i tre komponenter; fast lønn, pensjon og annet. Fast lønn består av både grunnlag og bonusordninger. Avsetning til pensjon utgjør pensjon, mens annet består av lønnskomponenter som naturalytelser.

Det er fortsatt mest fornuftig å se på median fremfor gjennomsnittet. Likevel viser jeg her lønnens sammensetning både ved bruk av median og gjennomsnitt, da det er interessant å sammenligne de to figurene.



Figur 3.3 Sammensetning topplederlønn (median)





Figur 3.4 Sammensetning topplederlønn (gjennomsnitt)

Dersom man sammenligner de to figurene ser man at søylene for gjennomsnittlig topplederlønn viser en lavere prosentandel fast lønn og større andel pensjon og annet. Dette betyr at enkelte observasjoner har svært lav andel fast lønn og stor andel pensjon og annen lønn, og drar gjennomsnittet i samme retning sammenlignet med medianen.

### Tobin Q

Nobelprisvinner James Tobin introduserte variabelen  $Q$  da han så på forholdet mellom  $Q$  og investeringer (Tobin 1969, 1978). Denne variabelen kalles i dag Tobin Q og angir forholdet mellom et objekts markedsverdi og dets gjenanskaffelsesverdi. Hvis man bruker dette målet på eiendeler i et selskap, betyr det at dersom eiendelen ikke skaper minst like mye verdi som sin gjenanskaffelsesverdi, vil eiendelen gi større nytte ved annet bruk. Lindenberg og Ross (1981) baserer seg på Tobins arbeid, og definerer Tobin Q som:

$$\begin{aligned}
 \text{Tobins } Q &= \frac{\text{Selskapets markedsverdi}}{\text{Selskapets eiendeleres gjenanskaffelseskostnad}} \\
 &= \frac{\text{Markedsverdi (egenkapital + gjeld + prefereanseaksjer)}}{\text{Gjenanskaffelseskostnad (fabrikanlegg + utstyr + inventar)}}
 \end{aligned}$$

Selskaper med  $Q$  større enn 1 antas å bruke ressursene sine på en effektiv måte, mens en  $Q$  mindre enn 1 tyder på en ineffektiv bruk av ressursene (Lewellen og Badrinath 1997).

En  $Q > 1$  gir dermed ekstraverdi til selskapets eiendeler.

Man kan imidlertid estimere Tobin Q på flere måter ved at markedsverdi og gjenanskaffelseskostnad kan verdsettes på ulike vis. Perfect og Wiles (1994) sammenligner fem ulike metoder og finner hvordan de påvirker konklusjoner fra empiriske analyser. Enkelte av disse er svært utfordrende å bruke i praksis, da de kan basere seg på mål som blant annet markedsverdien av selskapets gjeld, noe som kan være vanskelig å estimere. Det konkluderes ikke med hvilket estimat som er nærmest et selskaps virkelige verdi av Tobin Q.

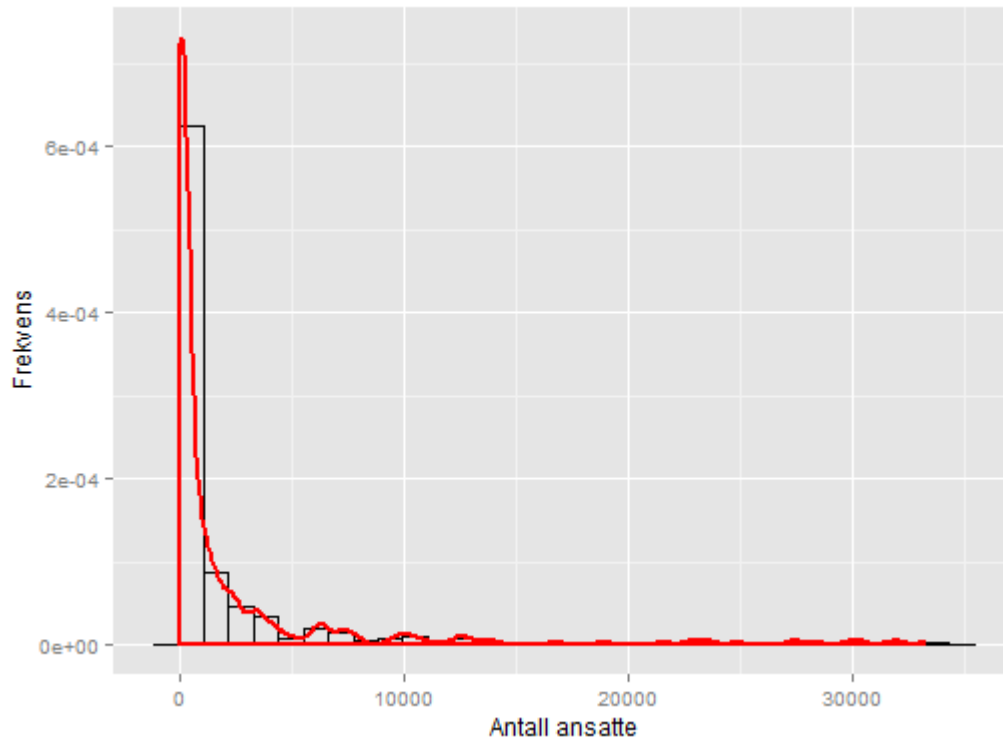
I denne oppgaven brukes Tobin Q som en indikator på selskapets lønnsomhet. Ifølge Lang og Stulz (1994) er en av de store fordelene med å bruke Tobin Q som et mål på lønnsomhet, at den inkluderer den kapitaliserte verdien av fordelene ved diversifisering. Mange studier, blant annet Mehran (1995), bruker nettopp Tobin Q som et mål på selskapers lønnsomhet ved analyse av topplederlønninger.

Det er kun 418 observasjoner av Tobin Q i datasettet, noe som til en viss grad begrenser analysene fordi det reduserer antall observasjoner analysene baseres på. Hovedårsaken til at det er et mindre antall observasjoner Tobin Q i forhold til mange av de andre variablene, er at man finner Tobin Q kun for børsnoterte selskaper. For å finne Tobin Q må man vite markedsverdien, som man har kun for børsnoterte selskaper. Det er total 529 noterte selskaper i datasettet.

### **Ansatte**

Også for denne variabelen ser vi en klar høyreskjev fordeling med flere uteliggere. En kurtose på 16,3 viser også til at fordelingen har stor sannsynlighet for observasjoner med ekstremverdier. Av samme grunn som for lederlønninger, brukes den naturlige logaritmen av også denne variabelen i analysene i denne oppgaven for å redusere effekten av uteliggere og kunne modellere de relative effektene av selskapets størrelse. Mange undersøkelser har også funnet at selskapsstørrelsen er variabelen med størst betydning for størrelsen på topplederlønninger, og dette forholdet kan best beskrives som log-lineært (Cyert, Sok-Hyon, og Kumar 2002). Dette støtter at man bør bruke den naturlige logaritmen av denne variabelen.

Figur 3.5 viser råfordelingen for antall ansatte i tidsperioden 2010-2013.

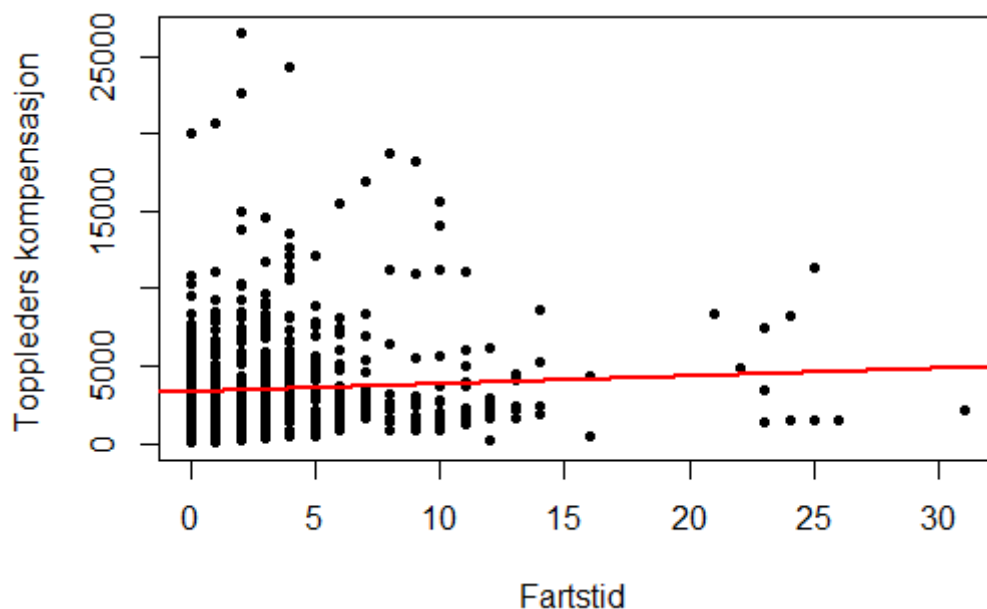


Figur 3.5 Fordeling antall ansatte 2010-2013

### Fartstid

Laveste observasjon for toppleders fartstid er 0 år, mens høyeste observasjon er 31. Likevel er median 2, mens gjennomsnittet er omtrent 3,5. Dette indikerer at det er relativt stor utskifting av toppledere i tidsperioden 2010-2013, og at få ledere sitter særlig lenge i denne tidsperioden og i årene i forkant.

Figur 3.6 viser en enkel regresjonslinje for modellen  $\text{Toppleders kompensasjon} = f(\text{Fartstid})$ . Dette kan fungere som en enkel trendtest på ledermaktteori. Som figuren viser er det mange uteliggere, og linjen er svakt stigende. Hadde man alternativt fjernet observasjoner av fartstid høyere enn 20 år, ville trendlinjen i stedet kunne se ut til å være synkende. Det gir dermed ingen umiddelbar indikasjon på at ledermaktteori støttes ut ifra datamaterialet i denne oppgaven.



Figur 3.6 Punktdiagram toppleders kompensasjon vs. fartstid

### Alder

Laveste observerte alder på toppleder er 28 år. Det er tre observasjoner med denne verdien, og det gjelder toppleder i Aker Philadelphia Shipyard ASA i 2011, toppleder i Saga Tankers ASA i 2012 og toppleder i Storm Real Estate ASA i 2010. Høyeste observerte alder for toppleder er 74 og gjelder toppleder Herman E. Mcinnis i Global Rig Company ASA i 2013. Gjennomsnittsalder for toppledere i norske allmennaksjeselskaper i perioden 2010-2013 er rett i overkant av 50 år. Man antar at jo eldre en toppleder er, jo mer makt har lederen opparbeidet seg, og variabelen Alder brukes således som en indikator på toppleders makt.

### TL/SL

TL/SL er et forholdstall som brukes som en indikasjon på toppleders makt, på samme måte som CEO Pay Slice. Dersom toppleder har svært stor lønn sammenlignet med styreleders honorar kan en mulig årsak være stor ledermakt.

### Største eier

Minste observasjon for variabelen Største eier er 3,77 % eierandel, mens største observasjon er 100 %. Median er 41,5 % og gjennomsnittet 49,8 %, noe som viser at det er sterk eierkonsentrasjon i norske selskaper sammenlignet med for eksempel amerikanske og britiske selskaper. I amerikanske studier brukes som regel 5 % som en grense for hva som karakteriseres som en stor eier. Prosentil 0,05 er 18,13 % i oppgaven, hvilket vil si at det kun

er få observasjoner under 5 %. Observasjonene for denne variabelen skiller seg dermed kraftig fra hva som er vanlig i studier på amerikanske selskaper.

### **Styrestørrelse**

Minste observasjon for styrestørrelse er 1, mens høyeste observasjon er 12. Dette betyr at styrestørrelse nærmest er som en kategorisk variabel å regne. Median er 5 og gjennomsnitt er rundt 4,5, hvilket vil si at det er relativt små styrer i mange av selskapene.

### **Totalkapitalrentabilitet**

Totalkapitalrentabilitet (TKR) er et annet mål på selskapets lønnsomhet. TKR måles ut fra regnskapsstørrelser, og kan finnes ved:

$$TKR = \frac{(Ordinært resultat før skatt + betalte renter) * 100}{Totalkapital}$$
$$= \frac{(Driftsresultat + finansinntekter) * 100}{Gjennomsnittlig sum eiendeler}$$

Ved dette viser TKR hvilken avkastning den anvendte kapitalen, det vil si selskapets eiendeler, har i løpet av året.

I analysene senere i oppgaven brukes TKR som lønnsomhetsmål under robustsjekk. TKR må brukes i stedet for Tobin Q som lønnsomhetsmål når jeg inkluderer variabelen Notert. Dette kommer av at selskaper som ikke er notert på Oslo Børs følgelig ikke har en fastsatt markedsverdi som er en av variablene som brukes for å finne Tobin Q. Dermed brukes TKR som et alternativt lønnsomhetsmål.

Tabell 3.3 viser at TKR har en kurtose på 168.34, hvilket vil si at det er svært stor sannsynlighet for observasjoner med ekstreme verdier. Jeg bruker derfor den naturlige logaritmen av denne variabelen i analysene. En skjevhet på 8,86 viser også at det er flere verdier over gjennomsnittet.

### **Omsetningsvekst**

Denne variabelen har en kurtose på 77,66 og skjevhet på 8,17. Dette er svært høye verdier og indikerer at fordelingen ligger forholdsvis langt unna normalfordelingen med stor sannsynlighet for uteliggere med ekstremverdier og flere observasjoner over gjennomsnittet. Av den grunn bruker jeg den naturlige logaritmen av denne variabelen.

## **Eiendeler**

For variabelen eiendeler er det svært stor avstand mellom laveste og høyeste observasjon. Tabell 3.3 viser også en høy verdi for både kurtose og skjevhet, hvilket vil si at det er stor sannsynlighet for observasjoner med ekstremverdier, og at det er flere observasjoner over gjennomsnittet. Derfor brukes den naturlige logaritmen av også denne variabelen.

## **Notert**

Notert indikerer hvorvidt selskapet er notert på Oslo Børs eller ikke. Det er total 529 noterte selskaper, mens resterende 398 selskaper ikke er børsnoterte.

## **Bransjeindikatorer**

For å kontrollere for tilhørighet i bransjer inkluderer jeg binære bransjevariabler i flere av analysene. Jeg har tatt utgangspunkt i Standard for næringsgruppering (SN 2007) (Statistisk sentralbyrå 2014) og deretter slått sammen flere bransjer til en grovere inndeling av bransjer. Dette har jeg måttet gjøre for å unngå singularitet som kommer av at det er for liten variasjon i variablene, da enkelte av de opprinnelige bransjene i SN2007 inneholdt svært få observasjoner. Bransjer som ikke er inkludert i analysen er ikke representert i datasettet.

## **3.6 Korrelasjoner**

Korrelasjoner viser styrken og retningen i sammenhengen mellom variabler (Ringdal 2013, 303, Newbold, Carlson, og Thorne 2010, 90). Korrelasjonskoeffisienten varierer mellom  $-1$  og  $1$ . Et positivt fortegn betyr at høye verdier av den første variabelen går sammen med høye verdier av den andre variabelen. I motsatt tilfelle går høye verdier av den første variabelen sammen med lave verdier av variabel nummer to. Hvis verdien er  $0$  betyr dette at det ikke er noe lineært forhold mellom de to variablene, men det kan likevel være en sammenheng mellom dem (Newbold, Carlson, og Thorne 2010, 90). Det er viktig å være oppmerksom på at påvist korrelasjon mellom to variabler ikke er nok til å trekke slutninger om årsakssammenhenger siden de kan skyldes spuriøse eller tilfeldige sammenhenger. Spuriøse sammenhenger ser ut som en sammenheng, selv om det i realiteten ikke er det.

Det finnes ulike korrelasjonsmål, og her brukes Pearsons produkt-moment korrelasjonskoeffisient, også kalt Pearsons  $r$ , som måler tendensen til en lineær sammenheng mellom ulike variabler (Newbold, Carlson, og Thorne 2010, 90). Denne er svært gunstig ved bruk av kontinuerlige variabler som er tilfellet med de fleste variablene i denne oppgaven. Kontinuerlige variabler har tallverdier som ikke er tallkoder for kategorier, og variablene kan bestå av et uendelig antall verdier (Ringdal 2013, 91). Pearsons korrelasjonskoeffisient er

også det mest brukte korrelasjonsmålet og svært mange publiserte korrelasjoner er basert på denne (Ringdal 2013, 304).

Tabell 3.4 viser korrelasjonskoeffisientene for variablene som benyttes i denne oppgaven. Tallene i kursiv viser korrelasjonskoeffisientens p-verdi. Denne verdien viser sannsynligheten for å finne en koeffisientverdi som er minst like høy som utvalgets koeffisient, gitt en sann nullhypotese. Nullhypotesen her er at det ikke er noen korrelasjon mellom variablene. Dersom p-verdien er lavere enn 0.05 er sammenhengen statistisk signifikant på 5 %-nivå.

Tabellen viser at det er sterk korrelasjon mellom flere variabler. Som man kan forvente, basert på sorteringsteori, finner man en korrelasjon på 0.53 mellom topplederlønn og antall ansatte som er en indikator på selskapets størrelse. På samme måte finner man en sterk korrelasjon mellom topplederlønn og styrestørrelse, samt styrestørrelse og antall ansatte. Det siste er forventet, da det er logisk at store selskaper med mange ansatte også har større styre. Det er også en korrelasjon på 0.27 mellom eiendeler og topplederlønn som indikerer den samme sammenhengen mellom topplederlønn og selskapsstørrelse. En korrelasjon på 0,31 mellom eiendeler og ansatte viser at de kan indikere samme fenomen, nemlig selskapets størrelse.

Som tabell 3.4 viser får vi ingen korrelasjon mellom den binære variabelen notert og variablene Tobin Q, da ikke-noterte selskaper naturlig nok ikke har noen markedsverdi som også er en del av grunnlaget for å regne ut Tobin Q.

Tabell 3.4 Korrelasjoner

	Total lønn toppleder	Tobin Q	Fartstid	Ansatte	Alder	TL/SL	Største eier	Styrestørrelse	TKR	Omsetningsvekst	Eiendeler
Tobin Q	-0.16 0.00										
Fartstid	0.06 0.10	-0.08 0.10									
Ansatte	0.53 0.00	-0.11 0.06	0.02 0.59								
Alder	0.13 0.00	0.03 0.58	0.20 0.00	0.13 0.00							
TL/SL	0.41 0.00	0.11 0.06	-0.04 0.46	0.12 0.04	0.13 0.01						
Største eier	0.05 0.16	-0.00 0.99	-0.03 0.40	0.02 0.59	-0.05 0.13	0.08 0.11					
Styrestørrelse	0.49 0.00	-0.12 0.02	0.10 0.00	0.49 0.00	0.17 0.00	0.19 0.00	0.19 0.00				
TKR	0.14 0.00	0.02 0.71	0.12 0.00	0.16 0.00	0.01 0.86	0.03 0.54	0.03 0.31	0.11 0.00			
Omsetningsvekst	0.07 0.13	0.00 0.94	-0.08 0.05	0.06 0.20	-0.10 0.01	-0.03 0.57	-0.08 0.04	-0.08 0.06	0.04 0.30		
Eiendeler	0.27 0.00	-0.09 0.08	0.05 0.15	0.31 0.00	0.08 0.02	0.09 0.07	0.09 0.01	0.23 0.00	0.03 0.39	0.03 0.52	
Notert	0.18 0.00		0.08 0.02	0.18 0.00	0.04 0.29	-0.18 0.00	-0.26 0.00	0.43 0.00	-0.03 0.32	0.00 0.96	0.04 0.26



## 4 Økonometrisk teori

Når man håndterer paneldata må man være oppmerksom på visse metodemessige utfordringer. Det kan finnes bakenforliggende, uobserverte faktorer som påvirker observasjoner på ulike tidspunkt for en enhet, slik at observasjonene ikke er uavhengige av hverandre. Et eksempel kan være makroøkonomiske forhold som påvirker et selskaps lønnsomhet både i 2010 og 2011.

Det er derfor utviklet ulike metoder som egner seg ved bruk av paneldata, og de kan grovt sett deles inn i fire: (i) sammensatt minste kvadraters metode, (ii) faste effekter, (iii) tilfeldige effekter, (iv) tilfeldige parametere (Greene 2012, 386). I denne oppgaven benyttes de tre første metodene.

### 4.1 Minste Kvadraters Metode

I denne oppgaven ønsker jeg å undersøke sammenhengen mellom ulike variabler. Minste Kvadraters Metode (MKM) er en metode som kan bidra til dette (Ringdal 2013, 393). I slike analyser har man én avhengig variabel og en eller flere uavhengige variabler. I dette tilfellet er total topplederlønn den avhengige variabelen, mens jeg bruker flere uavhengige variabler.

#### 4.1.1 Forutsetninger for lineær regresjon

Lineære regresjonsanalyser som MKM bygger på flere forutsetninger for å kunne trekke korrekte slutninger fra regresjonen.

Brooks (2008, 44) viser til følgende forutsetninger, flere vises også ved teknisk notering i kapittel 4.1.2:

- Residualene har et gjennomsnitt lik null
- Homoskedastisitet, det vil si at residualene har konstant varians
- Fravær av seriekorrelasjon i residualene
- Ingen multikolaritet
- Residualene er normalfordelt

Se Ringdal (2013) eller Brooks (2008) for nærmere forklaring av disse punktene.

#### 4.1.2 S sammensatt MKM

En grunn til å bruke sammensatt Minste Kvadraters Metode (MKM)-regresjon er at man kan kombinere flere datasett til et større datasett, slik at man øker størrelsen på utvalget (Wooldridge 2014, 361). Dette kan gi mindre standardfeil. Imidlertid er ikke dette noe stort poeng i dette tilfelle, da vi har paneldata.

En estimeringsmodell innen sammensatt MKM-regresjon ser slik ut:

$$y_{it} = \alpha + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, n, \quad t = 1, \dots, T_i,$$

hvor

$$\begin{aligned} E[\varepsilon_{it} | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT_i}] &= 0, \\ \text{Var}[\varepsilon_{it} | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT_i}] &= \sigma_\varepsilon^2, \\ \text{Cov}[\varepsilon_{it}, \varepsilon_{js} | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT_i}] &= 0 \text{ dersom } i \neq j \text{ eller } t \neq s. \end{aligned}$$

#### 4.1.3 Grupperte standardfeil (clustering)

Et brudd på forutsetningen om fravær av seriekorrelasjon i residualene er imidlertid relativt vanlig ved bruk av paneldata. Slik avhengighet i dataene kan generelt sett komme i to former (Petersen 2009). Et såkalt selskapsspesifikt «sjokk» kan være årsaken til at residualene for et gitt selskap kan korrelere på tvers av tid, og dette kalles uobservert selskapseffekt. Det kan også være en tidseffekt, det vil si at residualene kan korrelere på tvers av selskaper. Dette kan komme av sjokk i markedet som gir korrelasjon mellom selskaper på et bestemt tidspunkt. Et resultat av dette kan være at standardfeilene man får ved bruk av MKM er forventningsskjeve og estimerer enten for høy eller for lav variasjon for koeffisientene. Dette vil naturlig nok påvirke signifikansen i resultatene. Det er dermed viktig å ta høyde for dette og finne justerte standardfeil. Det finnes ulike måter å gjøre dette på. Mye brukt er Fama og MacBeth (1973) sin metode. Man kan også inkludere binære variabler for hver klynge, for eksempel for hvert selskap. I tillegg kan man bruke MKM til å estimere koeffisientene, for så å justere standardfeilene for korrelasjon innenfor klyngene. Dette kan gjøres både ved å bruke Newey og West (1987) sin prosedyre modifisert for bruk på paneldata, og ved hjelp av «grupperte» standardfeil som er Whites standardfeil justert for å ta høyde for den potensielle korrelasjonen innenfor en klynge. Innen finanslitteraturen kalles disse også for Rogers standardfeil.

Petersen (2009) sammenligner ulike metoder og viser at styrken på dem varierer etter strukturen på paneldataene. Han finner at i tilfeller hvor det kun er uobservert selskapseffekt i dataene er det kun grupperte standardfeil som ikke er forventningsskjeve. FE- og RE-estimering gir også gode estimater, men bare når det er permanent selskapseffekt. Ved datasett med tidseffekter gir Fama-MacBeth prosedyren de beste estimatene. Grupperte standardfeil som er justert for å ta høyde for tidseffekter gir også gode estimater, men kun når det er et tilstrekkelig antall klynger.

De siste årene har det imidlertid blitt økt fokus på metoder som håndterer klynger langs begge dimensjonene (Thompson 2011, Gow, Ormazabal, og Taylor 2010). Når det er både tidseffekter og selskapseffekter i dataene, finner Petersen (2009) at man kan inkludere binære variabler. Cameron, Gelbach, og Miller (2011) viser hvordan man kan håndtere klynger langs mer enn to dimensjoner i tillegg til hvordan man kan anvende disse metodene på ikke-lineære estimatorer. Thompson (2011) hevder imidlertid at det ikke alltid lønner seg å velge metoden som gir de mest robuste standardfeilene. Han viser at jo mer robuste standardfeil metodene gir, jo mindre forventningsskjeve kan standardfeilene forventes å bli, men samtidig blir ofte variansen større. Større varians kan føre til at man finner statistisk signifikans selv når dette ikke er tilfelle. Det betyr at man feilaktig kan avvise sanne nullhypoteser.

## 4.2 Fast effekt-estimering

Dersom man kun bruker sammensatt MKM ved bruk av paneldata kan det altså oppstå problemer. At residualene ikke skal korrelere med de uavhengige variablene i modellen kan være en urealistisk forutsetning. Det kan finnes uobserverte variabler som er konstante over tid og som likevel påvirker en eller flere uavhengige variabler i modellen. Dette kaller vi faste effekter og kan resultere i endogenitet som gir spuriøse sammenhenger. Det kan altså oppstå avhengighet i feilleddene som enten kan skyldes en selskapsspesifikk fast effekt som påvirker selskapets resultater over flere år, eller det kan komme av et generelt økonomisk «sjokk» som påvirker samtlige selskap på et visst tidspunkt. Dersom dette er tilfelle vil man få forventningsskjeve og ineffektive estimater ved bruk av sammensatt MKM.

Det finnes flere ulike måter å estimere slike faste effekter i paneldata (Wooldridge 2014, 387). Bruk av fast effekt (FE)-estimator er nyttig i den sammenheng. Da elimineres den uobserverte faste effekten  $\alpha_i$  før estimering av koeffisientene. Samtlige uavhengige variabler som er konstante over tid fjernes samtidig med  $\alpha_i$ , noe som gjør at man ikke kan inkludere faste

variabler som for eksempel binære variabler for bransje og lignende ved bruk av denne metoden.

Nedenfor brukes Wooldridges (2014) rammeverk.

FE-estimering kan forklares ved hjelp av et enkelt eksempel; en modell med én uavhengig variabel for hver enhet  $i$ :

$$y_{it} = \beta_1 x_{it} + a_i + u_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (2.1)$$

For hver  $i$  finner man gjennomsnittet over hele tidsperioden i utvalget for denne ligningen. Overstrek over variabelen viser til at det er et tidsgjennomsnitt. Dette gir

$$\bar{y}_i = \beta_1 \bar{x}_i + a_i + \bar{u}_i, \quad (2.2)$$

hvor  $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$  og så videre. Siden  $a_i$  er konstant over tid finnes den i både ligning (1) og (2). Vi kan fjerne denne faste effekten ved å trekke ligning (2) fra (1). Dermed får man:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_1 (x_{it} - \bar{x}_i) + u_{it} \bar{u}_i \quad t = 1, 2, \dots, T,$$

eller

$$\dot{y}_{it} = \beta_1 \dot{x}_{it} + \ddot{u}_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (2.3)$$

Her har den faste effekten forsvunnet, og det kan derfor brukes sammensatt MKM-regresjon. Koeffisienter fra sammensatt MKM-regresjon basert på variabler lik den i ligning (2.3) kalles fast effekt-estimator eller «within»-estimator.

Å inkludere flere uavhengige variabler gir ikke vesentlige endringer i modellen. Den originale modellen for uobserverte effekter er:

$$y_{it} = \beta_1 x_{it1} + \beta_2 x_{it2} + \dots + \beta_k x_{itk} + a_i + u_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (2.4)$$

Den generelle ligningen justert for tidsavvik for hver enkelt enhet  $i$  vi får ut av dette er da:

$$\dot{y}_{it} = \beta_1 \dot{x}_{it1} + \beta_2 \dot{x}_{it2} + \dots + \beta_k \dot{x}_{itk} + \ddot{u}_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (2.5)$$

Ligning (2.5) kan igjen estimeres ved bruk av sammensatt MKM-regresjon.

Det er ingen stor forskjell på å bruke fast effekt-estimering på balanserte og ubalanserte data. Man må imidlertid ta hensyn til at antall frihetsgrader endres dersom man har ubalanserte data. De fleste statistikkprogrammer, inkludert R, tar hensyn til dette. Enheter med kun én

observasjon vil naturlig nok ikke ha noen betydning ved bruk av denne metoden. Det man må være mest oppmerksom på når man bruker FE-estimering på ubalanserte data er årsaken til at man har manglende observasjoner for enkelte av enhetene. Dersom de manglende observasjonene korrelerer med det idiosynkratiske feilleddet  $u_{it}$  kan man få forventningsskjevne koeffisienter. Det er likevel ingen grunn til å tro at dette er tilfellet i dataene brukt i denne oppgaven.

En såkalt «between»-estimator får vi dersom vi bruker OLS på ligning (2.2), hvor vi bruker tidsgjennomsnittet for både  $y$  og  $x$  og deretter kjører en tverrsnittsanalyse på dette. Jeg vil imidlertid ikke bruke dette i min oppgave, da denne metoden gir forventningsskjevne koeffisienter dersom  $a_i$  korrelerer med  $\bar{x}_i$ .

### 4.3 Tilfeldig effekt-estimering

Dersom vi derimot antar at den uobserverte effekten  $a_i$  ikke korrelerer med hver uavhengig variabel  $x_{it}$ :

$$\text{Cov}(x_{itj}, a_i) = 0, \quad t = 1, 2, \dots, T; j = 1, 2, \dots, k,$$

er «random effekt»(RE)-estimering en bedre modell å bruke (Wooldridge 2014, 395).

RE-modellen tar utgangspunkt i den samme modellen for uobserverte effekter som FE-modellen:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \dots + \beta_k x_{itk} + a_i + u_{it}, \quad (3.1)$$

Dersom vi definerer det sammensatte feilleddet som  $v_{it} = a_i + u_{it}$ , kan ligning (3.1) skrives som:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it1} + \dots + \beta_k x_{itk} + v_{it}. \quad (3.2)$$

Siden  $a_i$  er en del av det sammensatte feilleddet i hver tidsperiode, er  $v_{it}$  seriekorrelert på tvers av tidsperiodene. Under tilfeldig effekt-modellens forutsetning, er

$$\text{Corr}(v_{it}, v_{is}) = \frac{\sigma_a^2}{(\sigma_a^2 + \sigma_u^2)}, \quad t \neq s,$$

hvor  $\sigma_a^2 = \text{Var}(a_i)$  og  $\sigma_u^2 = \text{Var}(u_{it})$ . Denne positive seriekorrelasjonen i feilleddet ignoreres av standardfeilene fra sammensatt MKM-regresjon, og dermed vil resultatene fra den metoden bli feil. Bruk av generalisert minste kvadraters metode (GLS)-estimat kan løse

problemet rundt denne seriekorrelasjonen. Dette fungerer best dersom vi har et høyt antall observerte enheter  $N$  og relativt få tidsperioder  $T$ .

Utleddningen som gir GLS-transformatoren som eliminerer seriekorrelasjonen krever relativt komplisert matrisealgebra, mens selve resultatet av transformasjonen er relativt enkel.

Parameteren  $\theta$  defineres som:

$$\theta = 1 - \left[ \frac{\sigma_u^2}{(\sigma_u^2 + T\sigma_a^2)} \right]^{1/2}, \quad (3.3)$$

og har en verdi mellom 0 og 1.  $\theta$  er ikke kjent i praksis, men kan estimeres.

Dermed blir den transformerte ligningen slik:

$$y_{it} - \theta\bar{y}_i = \beta_0(1 - \theta) + \beta_1(x_{it1} - \theta\bar{x}_{i1}) + \dots + \beta_k(x_{itk} - \theta\bar{x}_{ik}) + (v_{it} - \theta\bar{v}_i), \quad (3.4)$$

Overstrek over enkelte av variablene betyr at det er tidsgjennomsnitt. Tilfeldig effektmodellen trekker altså fra en viss andel av tidsgjennomsnittet, i motsetning til fast effektmodellen som trekker for hele tidsgjennomsnittet for hver variabel. Størrelsen på denne andelen avhenger av  $\sigma_u^2$ ,  $\sigma_a^2$  og antall tidsperioder  $T$ . I ligning (3.4) er ikke feilleddene seriekorrelert, og man kan nå bruke sammensatt MKM-regresjon.

Siden denne modellen forutsetter at den uobserverte effekten ikke korrelerer med de uavhengige variablene er en av de store fordelene ved estimering ved bruk av tilfeldige effekter fremfor faste effekter at førstnevnte åpner for bruk av uavhengige forklaringsvariabler som er faste over tid.

#### 4.4 Fast effekt eller tilfeldig effekt-estimering?

Siden FE-estimering i motsetning til RE-estimering tillater korrelasjon mellom  $a_i$  og  $x_{itj}$ , blir FE ofte ansett for å være en sterkere metode. Likevel brukes RE i enkelte situasjoner. For eksempel vil det være den eneste aktuelle metoden dersom en eller flere av de viktigste uavhengige variablene er konstant over tid (Wooldridge 2014, 398).

I praksis er det relativt vanlig å bruke både FE og RE-estimering, for deretter å teste den statistiske signifikansen på koeffisientene til de uavhengige variablene som ikke er tidsfaste. Hausmans test gjør dette (Hausman 1978). Ved hjelp av denne testen sammenlignes estimatorene fra de to estimeringsmetodene. Nullhypotesen i Hausmans test er at det ikke er

noen signifikant forskjell mellom dem. Dersom p-verdien er signifikant, avvises nullhypotesen og FE-modellen foretrekkes. Hvis nullhypotesen beholdes, brukes RE-estimering (Croissant og Millo 2008).

## 5 Økonometriske resultater

I analysene i denne oppgaven anvender jeg økonometriprogrammet R. Jeg ønsker å påpeke at tabellene jeg presenterer i analysene er forenklet sammenlignet med utskriftene fra R. Jeg har plukket ut kun en del av informasjonen med mål om at tabellene skal bli mer leservennlige og resultatene mer forståelig.

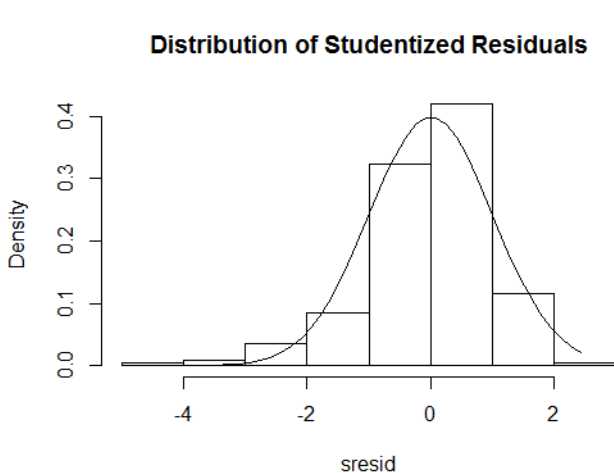
I samtlige modeller brukes Tobin Q som lønnsomhetsmål og ansatte som en indikasjon på selskapsstørrelsen med mindre annet oppgis i note under tabellen.

### 5.1 Test av forutsetningene for lineær regresjon

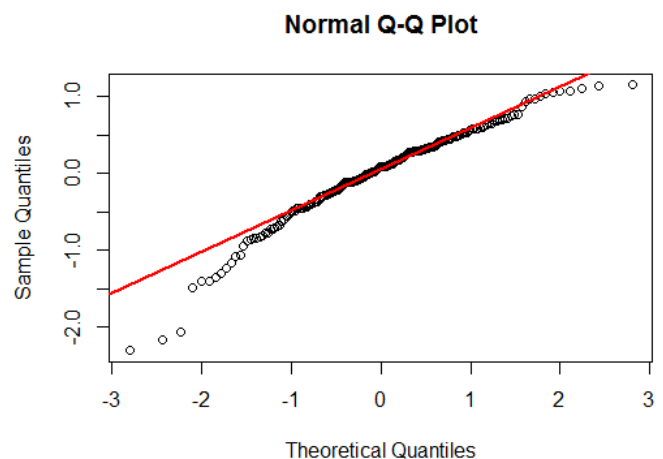
Ved test av forutsetningene for OLS brukes følgende modell:

$$\begin{aligned} \text{Toppleders lønn} = & \alpha + \beta_1 * \text{Lønnsomhet} + \beta_2 * \text{Størrelse} + \beta_3 * \text{Fartstid} \\ & + \beta_4 * \text{Alder} + \beta_5 * \text{TL/SL} \end{aligned}$$

#### 5.1.1 Normalfordelte feilledd



Figur 5.1: Fordeling av residualer



Figur 5.2: Residualer sammenlignet med normalfordelingen

Histogrammet i figur 5.1 viser fordelingen av residualene. Fordelingen er noe venstreskjev, men det er vanskelig å si om ekstremverdiene er mange nok til at det er problematisk. I figur 5.2 sammenlignes residualene med normalfordelingen. Dersom plottene hadde fulgt den røde linjen ville residualene vært normalfordelt. Selv om det er mindre avvik her ser man tydelig at residualene ikke er perfekt normalfordelt.



### 5.1.2 Homoskedastisitet

En annen forutsetning for bruk av lineær regresjon er at residualene har konstant varians, også kalt homoskedastisitet. I motsatt tilfelle er det heteroskedastisitet, og man kan teste om dette er tilfellet ved hjelp av Breusch-Pagan test som stammer fra Breusch og Pagan (1979) (Hothorn et al. 2014). Nullhypotesen i denne testen er at det er homoskedastisitet.

En gjennomføring av denne testen viser en p-verdi på 0.029, noe som betyr at vi kan konkludere med at det strengt tatt ikke er konstant varians for alle residualene.

### 5.1.3 Seriekorrelasjon i residualene

Det er økt bruk av paneldatamodeller på grunn av de mange fordelene sammenlignet med metoder brukt på tverrsnittsdata. Det kan imidlertid i mange tilfeller være noe urealistisk å forutsette at det ikke finnes seriekorrelasjon i restleddene. Born og Breitung (2014) viser til Baltagi (2008) som hevder at uobserverte sjokk på økonomiske forhold som investeringer eller forbruk ofte vil ha en effekt i mer enn én periode. En konsekvens av å ignorere dette vil være ineffektive estimater og forventningsskjevne standardfeil. Av den grunn er det viktig å teste for seriekorrelasjon i residualene. Jeg bruker to ulike tester for å gjøre dette.

#### (a) Wooldridges test av uobserverte effekter

Nullhypotesen i denne testen er at det ikke finnes uobserverte effekter i residualene (Wooldridge 2002, 264). Resultatene fra en slik test baseres på gjennomsnittet av elementene i det øvre (eller nedre) triangelet av sitt estimat, eksklusiv diagonalen:

$n^{-1/2} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T-1} \sum_{s=t+1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{is}$ , hvor  $\hat{u}$  er de residualene fra sammensatt MKM. Under nullhypotesen må denne verdien være statistisk nært null, skalert med sitt eget standardavvik:

$$W = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^{T-1} \sum_{s=t+1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{is}}{[\sum_{i=1}^n (\sum_{t=1}^{T-1} \sum_{s=t+1}^T \hat{u}_{it} \hat{u}_{is})^2]^{1/2}}$$

Uavhengig av fordelingen av residualene er testen asymptotisk fordelt som en standard normalfordeling. Testen er heller ikke avhengig av homoskedastisitet.

Wooldridges test kan oppdage flere ulike typer seriekorrelasjon, og dermed bør ikke en avvisning av nullhypotesen konkludere med noe mer spesifikt enn at det finnes seriekorrelasjon i residualene.

P-verdien for denne testen er 0,000, altså avvises nullhypotesen. Dermed kan vi anta at det er en form for uobserverte effekter eller seriekorrelasjon i dataene.

Ifølge Drukker (2003) er dette en sterk test, og den svekkes ikke av å brukes på ubalanserte paneldata. I tillegg krever den få forutsetninger og er relativ enkel å implementere.

### **(b) Lokal robusttest av seriekorrelasjon eller tilfeldige effekter**

Dersom det er tilfeldige effekter i dataene, kan dette påvirke tester av seriekorrelasjon i residualene, og motsatt (Croissant og Millo 2008). I slike tilfeller anbefales det å bruke en felles test for både tilfeldige effekter og seriekorrelasjon (Baltagi og Li 1995). Baltagi og Li (1991) har utviklet en slik Lagrange multiplikator-test, og den er lett anvendelig også på paneldata da den ikke krever mer enn residualene fra minste kvadraters metode, selv om det er både seriekorrelasjon og tilfeldige individuelle effekter.

Med en p-verdi på 0,000 avvises nullhypotesen om at det ikke er seriekorrelasjoner mot AR(1)-residualene i en sammensatt modell, men det tillates mindre avvik fra antagelsen om ingen seriekorrelasjon.

En avvisning av nullhypotesen gir imidlertid ingen informasjon om retningen på avviket (Croissant og Millo 2008). Det betyr at vi ikke vet om nullhypotesen avvises på grunn av at det finnes seriekorrelasjon, på grunn av tilfeldige effekter, eller om dataene preges av begge deler. Altså kan vi bare fastslå at det finnes seriekorrelasjon og/eller tilfeldige effekter i dataene.

Ut ifra dette ser vi at minst tre av forutsetningene for lineær regresjon ikke holder. Derfor bør man bruke metoder som er utarbeidet spesielt med tanke på denne type data.

## **5.2 Grupperte standardfeil**

Jeg anvender Cameron, Gelbach, og Miller (2011) sin metode for å justere for grupperte standardfeil, eller «clustering». Jeg kan finne standardfeil som er justert på selskapsnivå, på årsnivå og på begge nivåer samtidig.

Jeg ønsker å gjennomføre alle de tre variantene på en enkelt modell for å undersøke om det kan gi store forskjeller. Tabell 5.1 viser koeffisientene med signifikansnivå samt tilhørende standardfeil for de tre variantene i tillegg til grunnmodellen, som er samme modell uten justering av standardfeil.

Tabell 5.1 Justerte standardfeil på selskaps- og/eller årnivå

Variabel	(A) Grunnmodell		(B) Selskapsnivå		(C) Årsnivå		(D) Selskap og år	
	Estimat	Std.feil	Estimat	Std.feil	Estimat	Std.feil	Estimat	Std.feil
Lønnsomhet	-0.062***	0.012	-0.062***	0.009	-0.062***	0.010	-0.062***	0.010
Størrelse	0.159***	0.021	0.159***	0.012	0.159***	0.006	0.159***	0.010
Fartstid	-0.020*	0.009	-0.020***	0.005	-0.020***	0.002	-0.020***	0.004
Alder	0.027***	0.007	0.027***	0.003	0.027***	0.003	0.027***	0.003
TL/SL	0.030***	0.004	0.030***	0.004	0.030***	0.003	0.030***	0.004
Bransjeindikatorer	Ja		Ja		Ja		Ja	
Årsindikatorer	Ja		Ja		Ja		Ja	

Signifikansnivå: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Noter:

Tabellen viser justerte standardfeil på ulike nivå. Grunnmodellen viser koeffisienter og standardfeil uten justering. Kolonne (A) viser standardfeil justert på selskapsnivå, kolonne (B) viser standardfeil justert på årnivå, og kolonne (C) viser koeffisienter med standardfeil som er justert på både selskaps- og årnivå.

Som det fremgår av tabellen reduseres standardfeilene når de justeres på denne måten. Jeg velger å benytte meg av binære variabler for år og bransje, og bruker dermed standardfeil justert på selskapsnivå i analysene i denne oppgaven. Koeffisientene påvirkes naturlig nok ikke av en slik justering.

På tross av at forutsetninger for MKM brytes, starter jeg med sammensatt MKM-regresjon, da det kan gi en første indikasjon på årsakssammenhenger og -retninger. Jeg bruker en stegvis metode i analysene mine. Det betyr at jeg starter med en modell med få uavhengige variabler, nærmere bestemt tre stykker, og legger så til variabler enkeltvis. Avhengig variabel er toppleders totale lønn.

### 5.3 Resultater sammensatt Minste Kvadraters Metode

Ved analyse ved hjelp av sammensatt MKM kjører jeg de samme modellene to ganger; første gang uten å inkludere bransje- og årsindikatorer (tabell 5.2a) for så å inkludere bransje- og årsindikatorer (tabell 5.2b). Tabellene viser sammenhengen mellom topplederlønn og lønnsomhet, ledermakt, selskapsstørrelse og kontrollvariabler.

Tabell 5.2a Resultater MKM eksklusiv bransje- og årsindikatorer

Variabel	1a	2a	3a	4a	5a	6a
Lønnsomhet	-0.054***	-0.051***	-0.060***	-0.059***	-0.058***	-0.063***
Størrelse	0.211***	0.209***	0.162***	0.161***	0.129***	0.133***
Fartstid	-0.004	-0.013*	-0.025***	-0.027***	-0.027***	-0.027***
Alder		0.024***	0.032***	0.033***	0.032***	0.029***
TL/SL			0.031***	0.031***	0.029***	0.031***
Største eier				0.000	0.001	-0.000
Styrestørrelse					0.055***	0.031*
Omsetningsvekst						-0.076***
Bransjeindikatorer	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei
Årsindikatorer	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei
Observasjoner	254	253	190	189	189	142
Justert R <sup>2</sup>	0.317	0.346	0.481	0.486	0.496	0.482
F-test p-verdi	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Signifikansnivå: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Noter:

Tobin Q brukes som lønnsomhetsmål og antall ansatte som indikator på selskapets størrelse i samtlige modeller.

Tabell 5.2b Resultater MKM inklusiv bransje- og årsindikatorer

Variabel	1b	2b	3b	4b	5b	6b
Lønnsomhet	-0.055***	-0.050***	-0.062***	-0.060***	-0.059***	-0.063***
Størrelse	0.186***	0.185***	0.159***	0.158***	0.136***	0.133***
Fartstid	-0.003	-0.012*	-0.020***	-0.022***	-0.022***	-0.026***
Alder		0.022***	0.027***	0.028***	0.029***	0.028***
TL/SL			0.030***	0.029***	0.029***	0.030***
Største eier				0.001	0.001	0.001
Styrestørrelse					0.036**	0.020
Omsetningsvekst						-0.069***
Bransjeindikatorer	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsindikatorer	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Observasjoner	254	253	190	189	189	142
Justert R <sup>2</sup>	0.372	0.407	0.493	0.499	0.501	0.480
F-test p-verdi	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Signifikansnivå: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Noter:

Tobin Q brukes som lønnsomhetsmål og antall ansatte som indikator på selskapets størrelse i samtlige modeller.

Modellene forklarer mellom 31 og 50 % av variasjonen i topplederlønninger. Vi ser at inkludering av bransje- og årsindikatorer generelt sett gir større forklaringskraft for modellen som helhet, spesielt for modellene med få uavhengige variabler.

Vi ser også at det er relativ små endringer i koeffisientene ved å inkludere bransje- og årsindikatorer, og signifikansnivået og retningen på sammenhengen er den samme på tvers av de to tabellene.

I hypotese 1 som springer ut fra prinsipal-agentteori forventes en positiv sammenheng mellom selskapets lønnsomhet og topplederlønninger. Jeg finner imidlertid en signifikant negativ sammenheng mellom disse to faktorene. Dette er svært overraskende.

Hypotese 2 bygger på ledermaktteori og antar en positiv sammenheng mellom ledermakt og lederlønninger. Det finnes imidlertid mange mål på ledermakt. I modellene i tabell 5.2a og 5.2b brukes flere slike indikatorer på toppleders makt. Vi finner positive og signifikante koeffisienter for variablene alder og TL/SL. Dette gir støtte til hypotese 2 fordi vi antar at jo høyere verdi for TL/SL og jo eldre en toppleder er, jo mer makt har lederen. Sammenhengen mellom lederlønn og toppleders fartstid viser seg imidlertid å være negativ. Dette er i strid med hypotese 2. En mulig forklaring kan være at styret blir bedre kjent med toppleder jo lenger han eller hun sitter i stillingen, og at styret av den grunn får bedre kunnskap om hva toppleder «fortjener», og at det dermed ikke blir en klar positiv sammenheng mellom disse variablene. Resultatene viser også en positiv sammenheng mellom styrestørrelse og lederlønn, noe som er i tråd med tidligere forskning som gir lignende resultater. I tidligere studier antas det at dette kan komme av at større styrer kan være mindre effektive og lettere påvirkes av toppleder.

Jeg finner ingen sammenheng mellom største eiers eierandel og topplederlønn. Dette er noe overraskende, spesielt med tanke på at eierskap er langt mer konsentrert i Norge enn i eksempelvis USA.

Hypotese 3a antar en positiv sammenheng mellom lederlønn og selskapsstørrelse. Resultatene i tabell 5.2a og 5.2b viser en sterk og signifikant positiv sammenheng mellom de to variablene, og støtter dermed hypotese 3a. Ut ifra resultatene er selskapsstørrelse, målt ved antall ansatte i selskapet, variabelen med størst forklaringskraft i analysen. Den har en forklaringskraft på rundt 13 % til over 20 %, avhengig av hvilken modell som brukes. Den mister noe av sin forklaringskraft når jeg inkluderer flere forklaringsvariabler, slik som styrestørrelse. Dette er imidlertid naturlig i og med at det er en positiv korrelasjon mellom disse to variablene, som vist i korrelasjonsmatrisen i tabell 3.4.

I hypotese 3b antas en positiv sammenheng mellom selskaper i vekst og lederlønn. Analysene fra MKM viser imidlertid en signifikant negativ sammenheng. Dette er svært overraskende resultater.

## 5.4 Resultater fast effekt-estimering

Vi har nå fått en første indikator på årsakssammenhenger og –retninger, men det er likevel mer interessant å se på resultatene fra FE og RE-estimering.

Også ved bruk av fast effekt-estimering kjører jeg samtlige modeller to ganger. Først uten årsindikatorer, deretter inkludert årsindikatorer. De binære bransjevariablene inkluderes ikke ved bruk av fast effekt-estimering da dette er faste effekter som er lik over hele tidsperioden i paneldataene.

Tabell 5.3a Resultater FE-estimering eksklusiv årsindikatorer

Variabel	1a	2a	3a	4a	5a	6a
Lønnsomhet	-0.072***	-0.074***	-0.112***	-0.112***	-0.112***	-0.120***
Størrelse	0.496***	0.480***	0.140***	0.135***	0.104***	-0.073***
Fartstid	-0.004	-0.011*	-0.014**	-0.014**	-0.016***	-0.025***
Alder		0.014***	0.006 .	0.006 .	0.010**	0.012***
TL/SL			0.014***	0.014***	0.014***	0.006
Største eier				-0.000	-0.000	0.005***
Styrestørrelse					0.033*	0.036*
Omsetningsvekst						-0.055***
Årsindikatorer	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei
N	254	253	190	189	189	142
Selskaper	102	101	91	91	91	85
Justert R <sup>2</sup>	0.124	0.129	0.100	0.099	0.101	0.166
F-test p-verdi	0.000	0.000	0.001	0.002	0.003	0.000

Signifikansnivå: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Noter:

Tobin Q brukes som lønnsomhetsmål og antall ansatte som indikator på selskapets størrelse i samtlige modeller.

Tabell 5.3b Resultater FE-estimering inklusiv årsindikatorer

Variabel	1b	2b	3b	4b	5b	6b
Lønnsomhet	-0.081***	-0.081***	-0.113***	-0.112***	-0.110***	-0.123***
Størrelse	0.522***	0.508***	0.150***	0.145***	0.115***	-0.072***
Fartstid	-0.004	-0.009 .	-0.012*	-0.011*	-0.010*	-0.027***
Alder		0.010**	0.006 .	0.006 .	0.010**	0.011**
TL/SL			0.014***	0.014***	0.013**	0.006
Største eier				-0.000	-0.001	0.005**
Styrestørrelse					0.042**	0.028 .
Omsetningsvekst						-0.051***
Årsindikatorer	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
N	254	253	190	189	189	142
Selskaper	102	101	91	91	91	85
Justert R <sup>2</sup>	0.132	0.135	0.097	0.096	0.100	0.162
F-test p-verdi	0.000	0.000	0.006	0.012	0.015	0.000

Signifikansnivå: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Noter:

Tobin Q brukes som lønnsomhetsmål og antall ansatte som indikator på selskapets størrelse i samtlige modeller.

Årsindikatorene er i all hovedsak ikke signifikante. Sammenlignes de to tabellene ser man at inkludering av årsindikatorer ikke påvirker koeffisientene i noen vesentlig grad, men at enkelte koeffisienter får et noe mindre signifikansnivå ved inkludering av årsindikatorer.

Modellene forklarer mellom 9 og 16 % av variasjonen i topplederlønninger.

Hypotese 1 antar en positiv sammenheng mellom selskapets lønnsomhet og topplederlønninger, med bakgrunn i prinsippal-agentteori. Resultatene fra FE-estimering viser imidlertid en signifikant negativ sammenheng mellom disse to variablene. Som nevnt er dette svært overraskende resultater, og er i strid med funn gjort av Randøy og Skalpe (2007b) som viste en positiv sammenheng mellom de to faktorene i en analyse av norske børsselskap.

Hypotese 2 bygger på ledermaktteori og antar en positiv sammenheng mellom ledermakt og lederlønninger. I modellene ovenfor brukes flere ulike mål på ledermakt. Resultatene viser positive og signifikante sammenhenger mellom topplederlønn og variablene alder og TL/SL, selv om koeffisienten alder ikke har sterk signifikans i samtlige modeller. Dette gir likevel støtte til hypotese 2. Sammenhengen mellom lederlønn og toppleders fartstid er imidlertid negativ også ved bruk av FE-estimering. Dette er i strid med hypotese 2. Vi finner også en noe svak, men positiv sammenheng mellom styrestørrelse og lederlønn. Dette stemmer overens med tidligere forskning som gir samme resultater. Man antar at dette kan komme av at større styrever kan være mindre effektive og lettere påvirkes av toppleder.

Jeg finner ingen jevn og sterk sammenheng mellom eierandel til største eier og topplederlønn. I modell 4 og 5 er den omtrent lik null, men ikke signifikant. Når jeg inkluderer omsetningsvekst i modell 6 blir koeffisienten imidlertid positiv og signifikant.

Med utgangspunkt i turneringsteori og sorteringsteori antas en positiv sammenheng mellom lederlønn og selskapsstørrelse i hypotese 3a. Resultatene viser en sterk og signifikant positiv sammenheng mellom de to variablene, og støtter dermed hypotese 3a. Variabelen mister mye av sin forklaringskraft etter hvert som flere forklaringsvariabler inkluderes i modellen, men er likevel fortsatt sterk og signifikant.

Hypotese 3b antar en positiv sammenheng mellom selskaper i vekst og lederlønn. Resultatene fra FE-estimering viser imidlertid en overraskende signifikant negativ sammenheng.



## 5.5 Resultater tilfeldig effekt-estimering

Det finnes ulike måter å kjøre tilfeldig effekt-estimering på, og dette vil gi noe ulike estimatorene. Jeg baserer meg på Swamy og Arora (1972) sin metode. Også her viser jeg to tabeller, hvor den første ikke inkluderer bransje- og årsindikatorer, mens de er inkludert i tabell 5.4b.

Tabell 5.4a Resultater RE-estimering eksklusiv bransje- og årsindikatorer

Variabel	1a	2a	3a	4a	5a	6a
Lønnsomhet	-0.056***	-0.054***	-0.076***	-0.075***	-0.074***	-0.092***
Størrelse	0.222***	0.218***	0.158***	0.158***	0.126***	0.105***
Fartstid	0.000	-0.009*	-0.016***	-0.017***	-0.017***	-0.021***
Alder		0.019***	0.020***	0.020***	0.021***	0.013***
TL/SL			0.020***	0.020***	0.019***	0.013**
Største eier				0.000	0.000	0.002
Styrestørrelse					0.054***	0.043**
Omsetningsvekst						-0.062***
Bransjeindikatorer	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei
Årsindikatorer	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei	Nei
Observasjoner	254	253	190	189	189	142
Selskaper	102	101	91	91	91	85
Justert R <sup>2</sup>	0.644	0.661	0.780	0.777	0.777	0.768
F-test p-verdi	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Signifikansnivå: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Note:

Tobin Q brukes som lønnsomhetsmål og antall ansatte som indikator på selskapets størrelse i samtlige modeller.

Tabell 5.4b Resultater RE-estimering inklusiv bransje- og årsindikatorer

Variabel	1b	2b	3b	4b	5b	6b
Lønnsomhet	-0.060***	-0.055***	-0.078***	-0.077***	-0.076***	-0.094***
Størrelse	0.206***	0.203***	0.148***	0.148***	0.122***	0.100***
Fartstid	0.002	-0.006	-0.011*	-0.012**	-0.012**	-0.019***
Alder		0.017***	0.016***	0.017***	0.018***	0.012***
TL/SL			0.019***	0.020***	0.019***	0.013**
Største eier				0.000	0.000	0.002
Styrestørrelse					0.044**	0.032*
Omsetningsvekst						-0.054***
Bransjeindikatorer	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Årsindikatorer	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Observasjoner	254	253	190	189	189	142
Selskaper	102	101	91	91	91	85
Justert R <sup>2</sup>	0.639	0.656	0.755	0.752	0.750	0.735
F-test p-verdi	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

Signifikansnivå: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Note:

Tobin Q brukes som lønnsomhetsmål og antall ansatte som indikator på selskapets størrelse i samtlige modeller.

Modellene forklarer mellom 64 og 78 % av variasjonen i topplederlønninger.

Vi ser at det er relativ små endringer i koeffisientene ved å inkludere bransje- og årsindikatorer, og signifikansnivået og retningen på sammenhengen er stort sett den samme på tvers av de to tabellene.

Hypotese 1 tar utgangspunkt i prinsippal-agentteori og antar en positiv sammenheng mellom selskapets lønnsomhet og topplederlønninger. I likhet med resultatene fra FE-estimering viser imidlertid resultatene fra RE-estimering en signifikant negativ sammenheng mellom de to variablene. Dette er i strid med tidligere funn for norske børsnoterte selskaper gjort av Randøy og Skalpe (2007a).

Med bakgrunn fra ledermaktteori antas en positiv sammenheng mellom ledermakt og lederlønninger i hypotese 2. I modellene i tabell 5.4a og 5.4b brukes flere indikatorer på toppleders makt. Resultatene viser en positiv og signifikant sammenheng mellom topplederlønn og variablene alder og TL/SL. Dette gir støtte til hypotese 2. Toppleders fartstid har imidlertid en noe overraskende negativ sammenheng med lederlønn, slik som i resultatene fra FE-estimering. Dette er i strid med hypotese 2. En mulig forklaring kan som nevnt være at styret blir bedre kjent med toppleder jo lenger han eller hun sitter i stillingen. På den måten kan styre bedre vite hva toppleder «fortjener», og dermed blir det ingen klar positiv sammenheng mellom disse variablene. Resultatene viser også en positiv sammenheng mellom styrestørrelse og lederlønn, i likhet med resultatene fra FE-estimering.

Resultatene viser ingen sammenheng mellom største eiers eierandel og topplederlønn.

Hypotese 3a som springer ut fra turneringsteori og sorteringsteori antar en positiv sammenheng mellom lederlønn og selskapsstørrelse. Resultatene fra RE-estimering viser i likhet med resultatene fra FE-estimering en sterk og signifikant positiv sammenheng mellom de to variablene, og støtter dermed hypotese 3a. Også her ser vi at variabelen mister mye av sin forklaringskraft etter hvert som nye forklaringsvariabler legges til i modellen, men den holder seg likevel sterk og signifikant i alle modellene.

I hypotese 3b antas en positiv sammenheng mellom selskaper i vekst og lederlønn. Også resultatene fra RE-estimering indikerer imidlertid en negativ sammenheng mellom de to variablene.

## 5.6 Fast effekt eller tilfeldig effekt-estimering?

Jeg har nå brukt både FE og RE-estimering, og ønsker å sammenligne estimatorene fra de to metodene for å finne hvilken metode som er den foretrukne. Jeg bruker Hausmans test for å finne ut av dette.

Nullhypotesen er at det ikke er noen signifikant forskjell mellom estimeringsmetodene. Dersom p-verdien er signifikant, avvises nullhypotesen og FE-modellen foretrekkes. Beholdes nullhypotesen, brukes RE-estimering (Croissant og Millo 2008).

Jeg bruker følgende modell i Hausmans test;

$$\begin{aligned} \text{Toppleders lønn} = & \alpha + \beta_1 * \text{Lønnsomhet} + \beta_2 * \text{Størrelse} + \beta_3 * \text{Fartstid} \\ & + \beta_4 * \text{Alder} + \beta_5 * \text{TL/SL} , \end{aligned}$$

hvor lønnsomhet måles ved Tobin Q og antall ansatte er variabel for selskapets størrelse.

Rapportert p-verdi er 0.000. Denne er altså signifikant, og nullhypotesen avvises. Ut ifra dette får vi at FE-modellen bør brukes. Med bakgrunn i Hausmans test kan vi altså konkludere med at FE er beste metode i dette tilfellet.

## 6 Robustsjekk

Jeg tester robustheten ved resultatene ved at jeg bruker tre ulike økonometriske metoder i analysene. Resultatene viser seg å være relativt robuste på tvers av de ulike estimeringsmetodene som brukes.

Det finnes imidlertid også andre måter å sjekke resultatenes robusthet på, og jeg vil foreta robustsjekk i dette kapitlet. Jeg benytter fast effekt-estimering i robustsjekken, da Hausmans test viste at dette er den foretrukne estimeringsmetoden for modellen jeg anvender.

### 6.1 Alternative variabler

Man kan kontrollere for hvor robust resultatene er ved å bruke alternative mål på forklaringsvariablene. Jeg ønsker å bruke alternative mål på selskapets lønnsomhet og selskapsstørrelsen, henholdsvis totalkapitalrentabilitet i stedet for Tobin Q og selskapets eiendeler i stedet for antall ansatte.

I tidligere studier benyttes flere ulike mål på selskapets lønnsomhet. Jeg har brukt Tobin Q så langt i analysene. Blant annet er investorenes forventninger innbakt i Tobin Q, da den bygger på selskapets markedsverdi. Totalkapitalrentabilitet brukes også i mange studier som et mål på selskapets lønnsomhet, og jeg ønsker derfor å se om det gir vesentlige endringer dersom jeg bruker TKR som indikator på lønnsomhet i stedet for Tobin Q.

Ulike studier bruker også ulike mål på selskapets størrelse. I analysene i denne oppgaven har jeg brukt antall ansatte som indikator på selskapsstørrelsen. I robustsjekken ønsker jeg å bruke selskapets eiendeler som mål på dette.

Ved gjennomføring av denne robustsjekken har jeg måttet bruke en alternativ metode for å justere for grupperte standardfeil i dataprogrammet R. Årsaken er at jeg ikke fikk koeffisienter og standardfeil for samtlige variabler når jeg gjorde denne robustsjekken, uten at jeg har funnet noen god forklaring på hvorfor. Flere tidligere studier justerer ikke for grupperte standardfeil ved bruk av fast effekt-estimering, men Kezdi (2003) slår fast at det likevel burde gjøres ved bruk av denne typen paneldata. Derfor ønsker jeg også å gjennomføre dette, men ser meg nødt til å måtte gjøre det på en alternativ måte enn i resten av oppgaven. Den alternative metoden jeg benytter her gir standardfeilene høyere verdier sammenlignet med metoden jeg brukt tidligere i oppgaven, og dermed mindre signifikante resultater. Jeg mener likevel at det er godt nok, da tabellene nedenfor likevel viser endring i signifikansnivå for de aktuelle koeffisientene.

Tabell 6.1 viser grunnmodellen hvor Tobin Q er lønnsomhetsmål, mens antall ansatte brukes som en indikator på selskapets størrelse.

Tabell 6.1 Grunnmodell fast effekt-estimering

Grunnmodell	
Lønnsomhet	-0.113***
Størrelse	0.150 .
Fartstid	-0.012
Alder	0.006
TL/SL	0.014*
Årsindikatorer	Ja
Observasjoner	190
Justert R <sup>2</sup>	0.097
F-test p-verdi	0.006

Signifikansnivå: 0 (\*\*\*\*) 0.001 (\*\*\*) 0.01 (\*\*) 0.05 (.) 0.1 (') 1

Note:

Tobin Q brukes som lønnsomhetsmål og antall ansatte brukes som mål på selskapets størrelse.

### 6.1.1 Totalkapitalrentabilitet som lønnsomhetsmål

Tabell 6.2 Totalkapitalrentabilitet som indikator på selskapets lønnsomhet

TKR som lønnsomhetsmål	
Lønnsomhet	-0.064
Størrelse	0.139*
Fartstid	-0.014
Alder	0.016
TL/SL	0.009
Årsindikatorer	Ja
Observasjoner	297
Justert R <sup>2</sup>	0.049
F-test p-verdi	0.050

Signifikansnivå: 0 (\*\*\*\*) 0.001 (\*\*\*) 0.01 (\*\*) 0.05 (.) 0.1 (') 1

Note:

Totalkapitalrentabilitet brukes som lønnsomhetsmål, mens antall ansatte brukes som mål på selskapets størrelse.

Ved bruk av Tobin Q som lønnsomhetsmål i analysene i denne oppgaven finner jeg en signifikant negativ sammenheng mellom de to variablene. Til sammenligning viser tabell 6.2 at denne sammenhengen forsvinner når jeg bruker TKR som lønnsomhetsmål. Jeg har i tillegg utført analyser av samme modell med de øvrige estimeringsmetodene brukt i denne oppgaven, og får samme resultater. Dette indikerer dermed at sammenhengen mellom selskapets lønnsomhet og topplerlønn til en viss grad avhenger av hvilket lønnsomhetsmål som brukes.

## 6.1.2 Eiendeler som mål på selskapsstørrelse

Tabell 6.3 Eiendeler som indikator på selskapsstørrelse

Eiendeler som størrelse	
Lønnsomhet	-0.108***
Størrelse	0.310**
Fartstid	0.009
Alder	0.008
TL/SL	0.021***
Årsindikatorer	Ja
Observasjoner	253
Justert R <sup>2</sup>	0.183
F-test p-verdi	0.000

Signifikansnivå: 0 '\*\*\*\*' 0.001 '\*\*\*' 0.01 '\*\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Note:

Tobin Q brukes som lønnsomhetsmål, mens eiendeler brukes som indikator på selskapets størrelse.

Ved bruk av eiendeler som indikator på selskapsstørrelse er det fortsatt en positiv sammenheng mellom selskapets størrelse og topplederlønninger, dog er signifikansnivået noe lavere. Sammenhengen er likevel sterk, og dette viser at denne sammenhengen er robust på tvers av ulike størrelsesmål.

## 6.2 Kontroll for tidsforskjøvet lønnsomhetsvariabel

I denne oppgaven undersøker jeg sammenhengen mellom blant annet lederlønn og Tobin Q. Jeg bruker Tobin Q for samme år som den avhengige variabelen Tobin Q i samtlige analyser. Det vil si at modellen min har sett slik ut:

$$\text{Toppleders lønn}_t = \alpha + \beta_1 * \text{Lønnsomhet}_t + \dots$$

Det er imidlertid naturlig å anta at lederlønnen fastsettes blant annet på bakgrunn av fjorårets resultater, siden de ikke kan vite hva resultatene blir kommende år. Derfor ønsker jeg også å kontrollere for bruk av tidsforskjøvet variabel av Tobin Q, det vil si Tobin Q<sub>t-1</sub>, som lønnsomhetsmål for å se om dette har noen effekt på resultatene.

Tabell 6.4 Kontroll for tidsforskjøvet lønnsomhetsvariabel

	(A) Grunnmodell	(C) Kun Tobin $Q_{t-1}$
Tobin $Q_t$	-0.113***	
Tobin $Q_{t-1}$		-0.112***
Størrelse	0.150***	-0.105***
Fartstid	-0.012*	-0.012**
Alder	0.006 .	0.001
TL/SL	0.014***	0.003
Årsindikatorer	Ja	Ja
Observasjoner	190	133
Justert $R^2$	0.097	0.110
F-test p-verdi	0.006	0.010

Signifikansnivå: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Note:

Tobin Q brukes som lønnsomhetsmål og antall ansatte brukes som indikator på selskapets størrelse.

Resultatene viser at Tobin Q har omtrent like stor forklaringskraft uavhengig av om man bruker tidsforskjøvet variabel eller ikke, og at de uansett viser en negativ sammenheng mellom lønnsomhet og topplederlønninger. Det kan imidlertid synes som at inkludering av tidsforskjøvet variabel av Tobin Q stjeler noe av forklaringskraften til selskapsstørrelsen, uten at jeg kan finne en logisk forklaring på dette. Likevel er det små nok forskjeller i resultatene til at jeg konkluderer med at det er i orden å bruke Tobin  $Q_t$  som uavhengig variabel i analysene, og at bruk av tidsforskjøvet variabel gir liten endring i resultatene. Dermed bruker jeg Tobin  $Q_t$  som lønnsomhetsvariabel da det er flere observasjoner for denne variabelen enn for Tobin  $Q_{t-1}$ .

### 6.3 Kontroll for børsnoterte selskaper

Datasettet består av totalt 529 observasjoner for børsnoterte selskaper, og 398 observasjoner for selskaper som ikke er børsnoterte.

Jeg inkluderer nå den binære variabelen Notert for å kontrollere for om hvorvidt selskapene er notert eller ikke har noen betydning. I denne analysen må jeg benytte RE-estimering i stedet for FE-estimering fordi RE er den eneste aktuelle metoden av de to dersom en eller flere av de viktigste uavhengige variablene er konstant over tid (Wooldridge 2014, 398), noe som er tilfellet her ved variabelen notert.

Tabell 6.5 Kontroll for børsnoterte selskaper

	(A) Grunnmodell	(B) Inkl. Notert
Lønnsomhet	-0.053	-0.049
Størrelse	0.173***	0.171***
Fartstid	-0.008	0.009
Alder	0.016*	0.017*
TL/SL	0.016	0.016
Notert		0.051
Årsindikatorer	Ja	Ja
Observasjoner	297	297
Justert R <sup>2</sup>	0.407	0.408
F-test p-verdi	0.000	0.000

Signifikansnivå: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Noter:

Totalkapitalrentabilitet er brukt som indikator på selskapets lønnsomhet. Tobin Q kan ikke benyttes da man finner denne verdien kun for noterte selskaper.

Tabell 6.5 viser at variabelen Notert ikke er signifikant, og at det er liten endring i de øvrige koeffisientene når den inkluderes i modellen. Altså kan vi anta at hvorvidt selskaper er børsnoterte eller ikke, ikke har noen betydning for resultatene og topplers lønn.



## 7 Konklusjon

I denne oppgaven har jeg undersøkt hvilke faktorer som påvirker nivået på topplederlønninger i norske allmennaksjeselskaper i tidsperioden 2010-2013. Med dette forsøker jeg å bidra til økt innsikt i hvorfor vi finner såkalte superstjerner med lønn langt over gjennomsnittet også blant toppledere i næringslivet.

Hovedfunnet i denne oppgaven er at selskapets størrelse er sterkeste driver for lederlønninger. Til tross for enkelte begrensninger i datasettet holder denne sammenhengen seg sterk og signifikant, selv ved bruk av ulike metoder og modeller. Den holder seg også ved bruk av ulike mål for selskapsstørrelse. Dette betyr at resultatene gir fullt gjennomslag for positiv sorteringsteori og er i tråd med Terviö (2008) og Gabaix og Landier (2008) sine funn om at selskapsstørrelse i stor grad kan forklare mønsteret i lederlønninger. Vi ser også et mønster man kan forvente ut ifra positiv sorteringsteori i figur 3.1 som viser fordelingen av topplederlønninger i tidsperioden 2010-2013. Det er mange observasjoner med lavere topplederlønn, mens det er svært få selskaper som gir lønn på høyeste lønnsnivå.

Jeg finner en gjennomgående signifikant negativ sammenheng mellom topplederlønninger og selskapets lønnsomhet ved bruk av Tobin Q som lønnsomhetsmål. Denne sammenhengen er robust ved bruk av ulike metoder, og er svært overraskende. Dette er i strid med hva man antar innen prinsippal-agentteori og flere empiriske funn fra både Norge og resten av verden. Sammenhengen forsvinner imidlertid ved bruk av TKR som indikator på selskapets lønnsomhet. Dette kan bety at lønn henger sammen med utvikling i børsverdi, og ikke regnskapstall.

Hvorvidt det finnes en positiv sammenheng mellom ledermakt og lederlønn er noe uklart da resultatene avhenger av hvilke mål som brukes for ledermakt. Likevel viser resultatene en signifikant positiv sammenheng mellom lederlønn og både alder og forholdstallet mellom toppleders lønn og styreleders honorar. Dette kan indikere at ledermakt har betydning for nivået på lederlønn. Jeg finner imidlertid ingen signifikant sammenheng mellom lederlønn og toppleders fartstid. Ifølge ledermaktteori burde toppleder få større makt og dermed høyere lønn jo lengre fartstid han eller hun har. Dette kommer av at toppleder med tiden kan opparbeide seg en posisjon og status i selskapet, og flere styremedlemmer kan gjøre seg avhengig av toppleder. Likevel kan en mulig forklaring på mangel av signifikante resultater for denne variabelen være at styret med tiden blir bedre kjent med toppleder og således vet hvilket lønnsnivå toppleder fortjener. Dermed vil ikke toppleder kunne bruke den makten som kommer fra hans eller hennes fartstid til å presse opp lønnen.

Ut ifra tidligere empiriske funn gikk jeg også ut ifra at jeg ville finne en positiv sammenheng mellom omsetningsvekst og lederlønn, da selskaper i vekst har behov for dyktige ledere som krever høyere lønn. I analysene finner jeg imidlertid en negativ sammenheng mellom de to variablene. På tross av at variabelen omsetningsvekst ikke har stor forklaringskraft er dette svært overraskende resultater.

## **7.1 Videre forskning**

En stor begrensning i denne oppgaven er datasettet den bygger på. Jeg mangler tall på hver enkelt lønnskomponent, noe som til en viss grad begrenser analysene. Det er svært tidkrevende og vanskelig å finne eksakte tall på tildelt kompensasjon i tillegg til realisert kompensasjon for så mange enheter, særlig når det gjelder aksjeopsjoner. Likevel hadde det vært svært interessant å undersøke betydningen av hver enkelt lønnskomponent. Dette gir dermed mulighet for videre forskning som kan innebære spennende funn.

Analysene i denne oppgaven viser et par overraskende resultater som det også vil kunne være interessant å gjøre videre forskning på. I strid med teori og flere empiriske studier finner jeg en negativ sammenheng mellom topplederlønninger og selskapets lønnsomhet, målt ved Tobin Q. Carpenter og Sanders (2002) finner en positiv sammenheng mellom de to variablene, men hevder imidlertid at denne sammenhengen medieres eller forsterkes av en enda sterkere positiv sammenheng mellom selskapets lønnsomhet og øvrig toppledelses lønn. I arbeidet med denne oppgaven har jeg ikke hatt tilgang på data på hele toppledelses lønn, og har derfor ikke fått kontrollert for dette. Videre undersøkelser av dette vil dermed kunne være nyttig. Dersom man har data for hele toppledelses lønn ville det også være interessant å se nærmere på CEO Pay Slice under norske forhold.

## Litteraturliste

- Adams, Renee B, og Daniel Ferreira. 2007. "A theory of friendly boards." *The Journal of Finance* 62 (1):217-250.
- Adams, Renée B., Heitor Almeida, og Daniel Ferreira. 2005. "Powerful CEOs and Their Impact on Corporate Performance." *The Review of Financial Studies* 18 (4):1403-1432. doi: 10.2307/3598025.
- Allmennaksjeloven. 1997. Lov om allmennaksjeselskaper av 13. juni 1997 nr. 45.
- Anabtawi, Iman. 2005. "Explaining Pay Without Performance: The Tournament Alternative." *Emory Law Journal* 54 (4):1557-1602.
- Baltagi, Badi. 2008. *Econometric analysis of panel data*. Vol. 1: John Wiley & Sons.
- Baltagi, Badi H., og Qi Li. 1991. "A joint test for serial correlation and random individual effects." *Statistics & Probability Letters* 11 (3):277-280. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/0167-7152\(91\)90156-L](http://dx.doi.org/10.1016/0167-7152(91)90156-L).
- Baltagi, Badi H., og Qi Li. 1995. "Testing AR(1) against MA(1) disturbances in an error component model." *Journal of Econometrics* 68 (1):133-151. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01646-H](http://dx.doi.org/10.1016/0304-4076(94)01646-H).
- Bebchuk, Lucian A., K. J. Martijn Cremers, og Urs C. Peyer. 2011. "The CEO pay slice." *Journal of Financial Economics* 102 (1):199-221. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.05.006>.
- Bebchuk, Lucian A., og Jesse M Fried. 2004. *Pay without performance: The unfulfilled promise of executive compensation*: Harvard University Press.
- Bebchuk, Lucian Arye, Jesse M Fried, og David I Walker. 2002. "Managerial Power and Rent Extraction in the Design of Executive Compensation." *The University of Chicago Law Review* 69:751-846.
- Bebchuk, Lucian Arye, og Jesse M. Fried. 2003. "Executive Compensation as an Agency Problem." *Journal of Economic Perspectives* 17 (3):71-92. doi: doi: 10.1257/089533003769204362.
- Bertrand, Marianne, og Sendhil Mullainathan. 2001. "Are CEOs rewarded for luck? The ones without principals are." *Quarterly Journal of Economics*:901-932.
- Bhagat, Sanjai, og Bernard S Black. 2002. "The non-correlation between board independence and long-term firm performance." *As published in Journal of Corporation Law* 27:231-273.
- Black, Fischer. 1989. "How To Use The Holes In Black-Scholes." *Journal of Applied Corporate Finance* 1 (4):67-73. doi: 10.1111/j.1745-6622.1989.tb00175.x.
- Black, Fischer, og Myron Scholes. 1973. "The Pricing of Options and Corporate Liabilities." *Journal of Political Economy* 81 (3):637-654. doi: 10.2307/1831029.
- Born, Benjamin, og Jörg Breitung. 2014. "Testing for Serial Correlation in Fixed-Effects Panel Data Models." *Econometric Reviews* (just-accepted).
- Brenner, Menachem, Rangarajan K. Sundaram, og David Yermack. 2000. "Altering the terms of executive stock options." *Journal of Financial Economics* 57 (1):103-128. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-405X\(00\)00052-0](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-405X(00)00052-0).
- Breusch, T. S., og A. R. Pagan. 1979. "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation." *Econometrica* 47 (5):1287-1294. doi: 10.2307/1911963.
- Brooks, Chris. 2008. *Introductory Econometrics for Finance*. Second Edition ed: Cambridge University Press.
- Byrd, John W., og Kent A. Hickman. 1992. "Do outside directors monitor managers?: Evidence from tender offer bids." *Journal of Financial Economics* 32 (2):195-221. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(92\)90018-S](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(92)90018-S).

- Bøhren, Øyvind, og R. Øystein Strøm. 2010. "Governance and Politics: Regulating Independence and Diversity in the Board Room." *Journal of Business Finance & Accounting* 37 (9-10):1281-1308. doi: 10.1111/j.1468-5957.2010.02222.x.
- Bøhren, Øyvind, og Bernt A. Ødegaard. 2000. "The ownership structure of Norwegian firms: Characteristics of an outlier." *Norwegian School of Mgmt Research Report* (13).
- Cahuc, Pierre, Stéphane Carcillo, og André Zylberberg. 2014. *Labor Economics*: MIT press.
- Cameron, A. Colin, Jonah B. Gelbach, og Douglas L. Miller. 2011. "Robust Inference With Multiway Clustering." *Journal of Business & Economic Statistics* 29 (2):238-249. doi: 10.1198/jbes.2010.07136.
- Carpenter, Mason A., og W. M. Gerard Sanders. 2002. "Top management team compensation: the missing link between CEO pay and firm performance?" *Strategic Management Journal* 23 (4):367-375. doi: 10.1002/smj.228.
- Carter, Mary Ellen, og Luann J. Lynch. 2001. "An examination of executive stock option repricing." *Journal of Financial Economics* 61 (2):207-225. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-405X\(01\)00060-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-405X(01)00060-5).
- Choe, Chongwoo, Gloria Y. Tian, og Xiangkang Yin. 2014. "CEO power and the structure of CEO pay." *International Review of Financial Analysis* 35 (0):237-248. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.irfa.2014.10.004>.
- Coles, Jeffrey L, Naveen D Daniel, og Lalitha Naveen. 2008. "Boards: Does one size fit all?" *Journal of Financial Economics* 87 (2):329-356.
- Core, John E., Robert W. Holthausen, og David F. Larcker. 1999. "Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance." *Journal of Financial Economics* 51 (3):371-406. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-405X\(98\)00058-0](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-405X(98)00058-0).
- Cremers, Martijn, og Darius Palia. 2011. "Tenure and CEO pay."
- Croissant, Yves, og Giovanni Millo. 2008. "Panel data econometrics in R: The plm package." *Journal of Statistical Software* 27 (2):1-43.
- Cyert, Richard M., Kang Sok-Hyon, og Praveen Kumar. 2002. "Corporate Governance, Takeovers, and Top-Management Compensation: Theory and Evidence." *Management Science* 48 (4):453-469. doi: 10.2307/822545.
- Drukker, David M. 2003. "Testing for serial correlation in linear panel-data models." *Stata Journal* 3 (2):168-177.
- Edmans, Alex, og Xavier Gabaix. 2009. "Is CEO Pay Really Inefficient? A Survey of New Optimal Contracting Theories." *European Financial Management* 15 (3):486-496.
- Fama, Eugene F., og Michael C. Jensen. 1983. "Separation of Ownership and Control." *Journal of Law and Economics* 26 (2):301-325. doi: 10.2307/725104.
- Fama, Eugene F., og James D. MacBeth. 1973. "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests." *Journal of Political Economy* 81 (3):607-636. doi: 10.2307/1831028.
- Frey, Bruno S, og Margit Osterloh. 2005. "Yes, managers should be paid like bureaucrats." *Journal of Management Inquiry* 14 (1):96-111.
- Frydman, Carola, og Dirk Jenter. 2010. "CEO Compensation."
- Frydman, Carola, og Raven E Saks. 2010. "Executive Compensation: A New View from a Long-Term Perspective, 1936–2005." *The Review of Financial Studies* 23 (5).
- Gabaix, Xavier, og Augustin Landier. 2008. "Why has CEO pay increased so much?"
- Gerhart, Barry, Sara L Rynes, og Ingrid Smithey Fulmer. 2009. "6 Pay and Performance: Individuals, Groups, and Executives." *The Academy of Management Annals* 3 (1):251-315.
- Goergen, Marc. 2012. *International Corporate Governance*: Pearson Education Limited.
- Goergen, Marc, og Luc Renneboog. 2011. "Managerial compensation." *Journal of Corporate Finance* 17 (4):1068-1077. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2011.06.002>.

- Gordon, Jeffrey N. 2004. "Executive Compensation: If There's a Problem, What's the Remedy? The Case for "Compensation Discussion and Analysis"." *Journal of Corporate Law* 30(4):675.
- Gow, Ian D, Gaizka Ormazabal, og Daniel J Taylor. 2010. "Correcting for Cross-Sectional and Time-Series Dependence in Accounting Research." *The Accounting Review* 85 (2):483-512.
- Greene, William H. 2012. *Econometric Analysis*. 7 ed: Pearson Education Limited. Grenness, Tor. 2011. "The Impact of National Culture on CEO Compensation and Salary Gaps Between CEOs and Manufacturing Workers." *Compensation & Benefits Review* 43 (2):100-108.
- Hall, Brian J, og Jeffrey B Liebman. 1998. "ARE CEOS REALLY PAID LIKE BUREAUCRATS?" *The Quarterly Journal of Economics*.
- Hall, Brian J, og Kevin J Murphy. 1999. "Optimal Exercise Prices for Executive Stock Options."
- Hall, Brian J., og Kevin J. Murphy. 2002. "Stock options for undiversified executives." *Journal of Accounting and Economics* 33 (1):3-42. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S0165-4101\(01\)00050-7](http://dx.doi.org/10.1016/S0165-4101(01)00050-7).
- Hausman, J. A. 1978. "Specification Tests in Econometrics." *Econometrica* 46 (6):1251-1271. doi: 10.2307/1913827.
- Hermalin, Benjamin E., og Michael S. Weisbach. 1998. "Endogenously Chosen Boards of Directors and Their Monitoring of the CEO." *The American Economic Review* 88 (1):96-118. doi: 10.2307/116820.
- Hill, Charles W. L., og Phillip Phan. 1991. "CEO Tenure as a Determinant of CEO Pay." *The Academy of Management Journal* 34 (3):707-717. doi: 10.2307/256413.
- Holmström, Bengt. 2005. "Pay without Performance and the Managerial Power Hypothesis: A Comment." *Journal of Corporation Law* 30 (4):703.
- Holmström, Bengt, og Paul Milgrom. 1987. "Aggregation and Linearity in the Provision of Intertemporal Incentives." *Econometrica* 55 (2):303-328. doi: 10.2307/1913238.
- Holmström, Bengt, og Paul Milgrom. 1991. "Multitask Principal-Agent Analyses: Incentive Contracts, Asset Ownership, and Job Design." *Journal of Law, Economics, & Organization* 7:24-52. doi: 10.2307/764957.
- Horstmeyer, Derek. 2014. "Beyond independence: CEO influence and the internal operations of the board." *Available at SSRN 2500852*.
- Hothorn, Torsten, Achim Zeileis, Richard W. Farebrother, Clint Cummins, Giovanni Mollo, og David Mitchell. 2014. "Testing Linear Regression Models."
- Jensen, Michael C, og Kevin J Murphy. 1990a. "CEO incentives: It's not how much you pay, but how."
- Jensen, Michael C. 1993. "The Modern Industrial Revolution, Exit, and the Failure of Internal Control Systems." *The Journal of Finance* 48 (3):831-880. doi: 10.2307/2329018.
- Jensen, Michael C., og William H. Meckling. 1976. "Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure." *Journal of Financial Economics* 3 (4):305-360. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X).
- Jensen, Michael C., og Kevin J. Murphy. 1990b. "Performance Pay and Top-Management Incentives." *Journal of Political Economy* 98 (2):225-264. doi: 10.2307/2937665.
- Johnson, Marilyn F, Susan L Porter, og Margaret B Shackell-Dowell. 1997. "Stakeholder pressure and the structure of executive compensation." *Available at SSRN 41780*.
- Johnson, Shane A, Harley E Ryan, og Yisong S Tian. 2003. "Executive compensation and corporate fraud." *Unpublished paper (Louisiana State University, Baton Rouge, LA)*.
- Kezdi, Gabor. 2003. "Robust Standard Error Estimation In Fixed-Effects Panel Models." *Available at SSRN 596988*.

- Knop, Nicolai, og Gerard Mertens. 2010. The Impact of Ownership and Board Structure on CEO Compensation in the Netherlands.
- Lambert, Richard A., David F. Larcker, og Keith Weigelt. 1993. "The Structure of Organizational Incentives." *Administrative Science Quarterly* 38 (3):438-461. doi: 10.2307/2393375.
- Lang, Larry H. P., og René M. Stulz. 1994. "Tobin's q, Corporate Diversification, and Firm Performance." *Journal of Political Economy* 102 (6):1248-1280. doi: 10.2307/2138786.
- Lazear, Edward P, og Sherwin Rosen. 1981. "Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts." *The Journal of Political Economy* 89 (5):841-864.
- Lewellen, Wilbur G., og S. G. Badrinath. 1997. "On the measurement of Tobin's q." *Journal of Financial Economics* 44 (1):77-122. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S0304-405X\(96\)00013-X](http://dx.doi.org/10.1016/S0304-405X(96)00013-X).
- Lie, Erik. 2005. "On the Timing of CEO Stock Option Awards." *Management Science* 51 (5):802-812. doi: 10.2307/20110374.
- Lindenberg, Eric B., og Stephen A. Ross. 1981. "Tobin's q Ratio and Industrial Organization." *The Journal of Business* 54 (1):1-32. doi: 10.2307/2352631.
- Malmendier, Ulrike, og Geoffrey Tate. 2009. "Superstar CEOs." *The Quarterly Journal of Economics* 124 (4):1593-1638. doi: 10.2307/40506267.
- Mehran, Hamid. 1995. "Executive compensation structure, ownership, and firm performance." *Journal of Financial Economics* 38 (2):163-184. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(94\)00809-F](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(94)00809-F).
- Morse, Adair, Vikram Nanda, og Amit Seru. 2011. "Are Incentive Contracts Rigged by Powerful CEOs?" *The Journal of Finance* 66 (5):1779-1821. doi: 10.2307/41305175.
- Murphy, Kevin J. 2012. "Executive Compensation: Where We Are, and How We Got There."
- Newbold, Paul, William L. Carlson, og Betty M. Thorne. 2010. *Statistics for Business and Economics*: Pearson Higher Education.
- Newey, Whitney K., og Kenneth D. West. 1987. "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix." *Econometrica* 55 (3):703-708. doi: 10.2307/1913610.
- Nohel, Tom, og Steven Todd. 2004. "Stock options and managerial incentives to invest." *Journal of Derivatives Accounting* 1 (01):29-46.
- Nærings- og handelsdepartementet. 2006. "Nye retningslinjer for statens holdning til lederlønner." *Pressemelding nr. 97/06*.
- Perfect, Steven B., og Kenneth W. Wiles. 1994. "Alternative constructions of Tobin's q: An empirical comparison." *Journal of Empirical Finance* 1 (3-4):313-341. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/0927-5398\(94\)90007-8](http://dx.doi.org/10.1016/0927-5398(94)90007-8).
- Petersen, Mitchell A. 2009. "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches." *The Review of Financial Studies* 22 (1):435-480. doi: 10.2307/40056916.
- Piketty, Thomas. 2014. *Kapitalen i det 21. århundre* Cappelen Damm.
- Prendergast, Canice. 1999. "The Provision of Incentives in Firms." *Journal of Economic Literature* 37 (1):7-63. doi: doi: 10.1257/jel.37.1.7.
- Randøy, Trond, og Jim Nielsen. 2002. "Company performance, corporate governance, and CEO compensation in Norway and Sweden." *Journal of Management and Governance* 6 (1):57-81.
- Randøy, Trond, og Ole Skalpe. 2007a. "Hva forklarer lederlønn i norske børsselskap?" *Praktisk økonomi & finans* 24 E (02).
- Randøy, Trond, og Ole Skalpe. 2007b. "Lederlønnsutviklingen i Norge 1996-2005." Prosjektrapport nr. 2/2007. Agderforskning.

- Randøy, Trond, og Ole Skalpe. 2010. "Effekten av lederlønsreguleringer i Norge." FoU-rapport nr. 2/2010. Agderforskning.
- Randøy, Trond, og R. Øystein Strøm. 2014. "Godtgjørelse til ledende ansatte: En gjennomgang av statens retningslinjer." Sørlandsforskning, Kristiansand.
- Ringdal, Kristen. 2013. *Enhet og mangfold: Samfunnsvitenskapelig forskning og kvantitativ metode*: Fagbokforlaget.
- Rosen, Sherwin. 1981. "The Economics of Superstars." *The American Economic Review*:845-858.
- Ruigrok, Winfried, og Lukas Hengartner. 2011. "Pay for power? Explaining CEO compensation as a function of CEO power." *Die Unternehmung* 65:103-119.
- Shleifer, Andrei, og Robert W Vishny. 1986. "Large shareholders and corporate control." *The Journal of Political Economy*:461-488.
- Skatteloven. 1999. Lov om skatt av formue og inntekt av 26. mars 1999 nr. 14.
- Smith Jr, Clifford W., og Ross L. Watts. 1992. "The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies." *Journal of Financial Economics* 32 (3):263-292. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(92\)90029-W](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(92)90029-W).
- Snyder, Franklin G. 2003. "More Pieces of the CEO Compensation Puzzle." *Delaware Journal of Corporate Law* 28 (1).
- Statistisk sentralbyrå. 2014. "Standard for næringsgruppering (SN2007)" <http://stabas.ssb.no/ItemsFrames.asp?ID=8118001&Language=nb>.
- Strøm, R. Øystein. 2014. "Notes on executive compensation." *Arbeidsnotat. Høgskolen i Oslo og Akershus, Oslo*.
- Swamy, P. A. V. B., og S. S. Arora. 1972. "The Exact Finite Sample Properties of the Estimators of Coefficients in the Error Components Regression Models." *Econometrica* 40 (2):261-275. doi: 10.2307/1909405.
- Taye, Mengistae, og Lixin Colin Xu. 2004. "Agency Theory and Executive Compensation: The Case of Chinese State-Owned Enterprises." *Journal of Labor Economics* 22 (3):615-637. doi: 10.1086/383109.
- Teknisk Beregningsutvalg. 2015. "Grunnlaget for inntektsoppgjørene 2015." Norges offentlige utredninger.
- Terviö, Marko. 2008. "The Difference That CEOs Make: An Assignment Model Approach." *The American Economic Review* 98 (3):642-668. doi: 10.2307/29730090.
- Thomas, Randall S, og Kenneth J Martin. 1999. "THE EFFECT OF SHAREHOLDER PROPOSALS ON EXECUTIVE COMPENSATION."
- Thompson, Samuel B. 2011. "Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time." *Journal of Financial Economics* 99 (1):1-10.
- Tian, Gloria Y., og Fan Yang. 2014. "CEO incentive compensation in U.S. financial institutions." *International Review of Financial Analysis* 34 (0):64-75. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.irfa.2014.05.008>.
- Tobin, James. 1969. "A General Equilibrium Approach To Monetary Theory." *Journal of Money, Credit and Banking* 1 (1):15-29. doi: 10.2307/1991374.
- Tobin, James. 1978. "Monetary policies and the economy: the transmission mechanism." *Southern Economic Journal*:421-431.
- Tor Eriksson. 1999. "Executive Compensation and Tournament Theory: Empirical Tests on Danish Data." *Journal of Labor Economics* 17 (2):262-280. doi: 10.1086/209920.
- Tosi, Henry L., Steve Werner, Jeffrey P. Katz, og Luis R. Gomez-Mejia. 2000. "How Much Does Performance Matter? A Meta-Analysis of CEO Pay Studies." *Journal of Management* 26 (2):301-339.
- Tsay, Ruey S. 2010. *Analysis of Financial Time Series*. Third edition ed: John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey.

- Wallsten, Scott J. 2000. "Executive compensation and firm performance: big carrot, small stick." *Stanford Institute for Economic Policy Research*.
- Weisbach, Michael S. 1988. "Outside directors and CEO turnover." *Journal of Financial Economics* 20 (0):431-460. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(88\)90053-0](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(88)90053-0).
- Wooldridge, Jeffrey M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*: Massachusetts Institute of Technology.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2014. *Introduction to Econometrics: Europe, Middle East & Africa Edition*: Cengage Learning.
- Yermack, David. 1997. "Good Timing: CEO Stock Option Awards and Company News Announcements." *The Journal of Finance* 52 (2):449-476. doi: 10.2307/2329486.



## Vedlegg

### Vedlegg 1 Oversikt over standard for næringsgruppering (SN2007)

Tabell V1 Oversikt over standard for næringsgruppering (Statistisk sentralbyrå 2014)

	Navn	Kode	Bransje-nummer	Antall observasjoner
A	Jordbruk, skogbruk og fiske	01-03	1	58
B	Bergverksdrift og utvinning	05-09		
C	Industri	10-33	2	60
D	Elektrisitets-, gass-, damp- og varmtvannsforsyning	35	3	14
F	Bygge- og anleggsvirksomhet	41-43	4	12
G	Varehandel, reparasjon av motorvogner	45-47	5	110
H	Transport og lagring	49-53		
J	Informasjon og kommunikasjon	58-63	6	673
K	Finansierings- og forsikringsvirksomhet	64-66		
L	Omsetning og drift av fast eiendom	68		
M	Faglig, vitenskapelig og teknisk tjenesteyting	69-75		
N	Forretningsmessig tjenesteyting	77-82		
R	Kulturell virksomhet, underholdning og fritidsaktiviteter	90-93		

Øvrige bransjer er ikke representert i datasettet.

Bransje 1: Ekstraktive næringer

Bransje 2: Industri

Bransje 3: «Utilities»

Bransje 4: Bygge- og anleggsvirksomhet

Bransje 5: Omsetning

Bransje 6: Diverse tjenesteyting pluss kultur

## Vedlegg 2 Selskaper i utvalget

### Organisasjons-

nummer	Navn
890687792	ABERDEEN EIENDOMSFOND ASIA ASA
989761390	ABERDEEN EIENDOMSFOND NORDEN/BALTIKUM ASA
988671258	ABERDEEN EIENDOMSFOND NORGE II ASA
961095026	ABG SUNDAL COLLIER HOLDING ASA
883603362	ABG SUNDAL COLLIER NORGE ASA
979569181	AC NOR GRUPPEN ASA
938702675	AF GRUPPEN ASA
979867654	AGASTI HOLDING ASA
986922113	AGR GROUP ASA
886581432	AKER ASA
950293225	AKER BIOMARINE ASA
989061879	AKER CONTRACTING FP ASA
991851526	AKER PHILADELPHIA SHIPYARD ASA
986529551	AKER SOLUTIONS ASA
991009426	AKTIV LINK KAPITALFORVALTNING ASA
931693670	AKVA GROUP ASA
989307606	ALADDIN OIL & GAS COMPANY ASA
979380593	ALGETA ASA
988228397	AMERICAN SHIPPING COMPANY ASA
883742192	APPTIX ASA
886582412	AQUA BIO TECHNOLOGY ASA
994035975	ARENA GROUP ASA
910261525	ARENDALS FOSSEKOMPANI ASA
988843016	ARROW SEISMIC ASA
910301268	ASKER OG BÆRUMS BUDSTIKKE ASA
920237126	ATEA ASA
929975200	AUSTEVOLL SEAFOOD ASA
996564894	AWILCO LNG ASA
985955107	BADGER EXPLORER ASA
988257133	BANK2 ASA
935590221	BB FINANS ASA
930776793	BELSHIPS ASA
991279539	BERGEN GROUP ASA
966033967	BIONOR PHARMA ASA
959033560	BIOTEC PHARMACON ASA
977037093	BIRDSTEP TECHNOLOGY ASA
910686909	BLOM ASA
914864445	BN BANK ASA
830357432	BONHEUR ASA
920639674	BORGESTAD ASA
992516178	BORGESTAD INDUSTRIES ASA
998753562	BORREGAARD ASA
974442167	BOUVET ASA
983259197	BRYLLUPSMAGASINET NORGE ASA
988737798	BWG HOMES ASA
979165285	BYGGMA ASA
976929284	CAMBI ASA
988051314	CARDINAL FOODS BRYN ASA
938803595	CECON ASA
980040461	CELLCURA ASA

992299088	CENTENNIAL EIENDOM ASA
971647949	CERMAQ ASA
990295697	COMROD COMMUNICATION ASA
988217867	CONCEDO ASA
895166022	CXENSE ASA
971125756	DATA RESPONS ASA
989795848	DET NORSKE OLJESELSKAP ASA
979938799	DIAGENIC ASA
979543883	DIPS ASA
981276957	DNB ASA
984851006	DNB BANK ASA
989275089	DNB NOR EIENDOMSINVEST I ASA
992090480	DNB NOR SHIPPINGINVEST I ASA
990953155	DNB PRIVATE EQUITY I ASA
990648514	DNB SCANDINAVIAN PROPFUND ASA
921526121	DNO ASA
935349230	DOF ASA
990512663	DOF INSTALLER ASA
984861060	DOLPHIN GROUP ASA
960756932	DOMSTEIN ASA
996411265	EAM SOLAR ASA
986942785	EIDESVIK OFFSHORE ASA
989990500	EITZEN CHEMICAL ASA
964976430	EKORNES ASA
816521432	EKSPORTFINANS ASA
984195486	ELECTROMAGNETIC GEOSERVICES ASA
824545022	ELTEK ASA
969031140	EMS SEVEN SEAS ASA
895862312	EQOLOGY ASA
984032773	ETMAN INTERNATIONAL ASA
934382404	EVRY ASA
983892876	FAKTOR EIENDOM ASA
989112007	FARA ASA
934021592	FARSTAD SHIPPING ASA
982315700	FINANSHUSET ASA
982985110	FISH POOL ASA
981635647	FONDSFINANS KAPITALFORVALTNING ASA
892168962	FRAM EXPLORATION ASA
977388287	FRED OLSEN ENERGY ASA
930357618	GANGER ROLF ASA
987974532	GC RIEBER SHIPPING ASA
990323429	GJENSIDIGE BANK ASA
995568217	GJENSIDIGE FORSIKRING ASA
990947619	GLOBAL RIG COMPANY ASA
914769922	GOODTECH ASA
946598038	GRIEG SEAFOOD ASA
812206222	GYLDENDAL ASA
912230252	HAFSLUND ASA
986392858	HAVFISK ASA
882811972	HAVILA SHIPPING ASA
980832708	HAVYARD GROUP ASA
938992185	HEXAGON COMPOSITES ASA
994464663	HOFSETH BIOCARE ASA
914904633	HURTIGRUTEN ASA

974345315	HVAL SJOKOLADEFABRIKK ASA
976846923	IDEX ASA
962007465	INDEPENDENT OIL & RESOURCES ASA
988247006	INTEROIL EXPLORATION AND PRODUCTION ASA
976094875	INTEX RESOURCES ASA
966343478	INVEST-SERV ASA
989734229	ISLAND DRILLING COMPANY ASA
980250547	ITERA ASA
976605713	KITRON ASA
982322049	KOLIBRI KAPITAL ASA
998997801	KOMPLETT BANK ASA
942593821	KONGSBERG AUTOMOTIVE ASA
943753709	KONGSBERG GRUPPEN ASA
992366621	KRAMFORS ASA
996474313	KVÆRNER ASA
975350940	LERØY SEAFOOD GROUP ASA
984066910	LINK MOBILITY GROUP ASA
994547852	MAGSEIS ASA
964118191	MARINE HARVEST ASA
863769132	MARKEDSKRAFT ASA
965522441	MEDIA HOLDING ASA
990412820	MEDIA NORGE ASA
936656013	MEDISTIM ASA
914348803	MOELVEN INDUSTRIER ASA
895465232	MORPOL ASA
991906509	MULTICLIENT GEOPHYSICAL ASA
965662952	NASDAQ OMX OSLO ASA
987774339	NATTOPHARMA ASA
985012059	NAVAMEDIC ASA
988696366	NAVITAS CAPITAL MANAGEMENT ASA
935007356	NCL HOLDING ASA
988861391	NETFONDS HOLDING ASA
982904420	NEXT BIOMETRICS GROUP ASA
895397342	NIDELV INTERNATIONAL ASA
984648820	NORDA ASA
911044110	NORDEA BANK NORGE ASA
997410440	NORDIC FINANCIALS ASA
990919321	NORDIC HEAVY LIFT ASA
989796739	NORDIC MINING ASA
966011726	NORDIC SEMICONDUCTOR ASA
963342624	NORDIC TRUSTEE ASA
911721287	NORDIC TRUSTEE HOLDING ASA
914713196	NORLANDSBANKEN ASA
998548217	NOREXECO ASA
819731322	NORGESGRUPPEN ASA
979441002	NORSE ENERGY CORP. ASA
914778271	NORSK HYDRO ASA
911750961	NORSKE SKOGINDUSTRIER ASA
891797702	NORTH ENERGY ASA
864234232	NORWAY ROYAL SALMON ASA
965920358	NORWEGIAN AIR SHUTTLE ASA
987989297	NORWEGIAN ENERGY COMPANY ASA
991281924	NORWEGIAN FINANS HOLDING ASA
988622036	NORWEGIAN PROPERTY ASA

981119487	NOS CLEARING ASA
988264091	NRP SECURITIES ASA
814520242	NTS ASA
937917376	NUSSIR ASA
991844562	OCEAN YIELD ASA
988788945	OCEANTEAM SHIPPING ASA
914594685	OLAV THON EIENDOMSSELSKAP ASA
974529459	OPERA SOFTWARE ASA
963117000	OPTIMUM ASA
988893501	OREN OIL ASA
910747711	ORKLA ASA
986221530	OSLO ASSET MANAGEMENT ASA
983268633	OSLO BØRS ASA
983268617	OSLO BØRS VPS HOLDING ASA
990216924	OSLO CLEARING ASA
994051067	PANORO ENERGY ASA
990906475	PARETO BANK ASA
989816551	PARETO EIENDOMSKAPITAL ASA
992043784	PARETO ENERGY SOLUTIONS INVESTOR ASA
991036393	PCI BIOTECH HOLDING ASA
916235291	PETROLEUM GEO-SERVICES ASA
977321484	PETROLIA ASA
967598593	PHOTOCURE ASA
985145253	PLANTASJEN ASA
992614145	POLARIS MEDIA ASA
991910867	POSTBANKEN EIENDOMSFOND ASA
985279721	PROTECTOR FORSIKRING ASA
982769221	PSI GROUP ASA
935487242	Q-FREE ASA
915315577	RAUFOSS ASA
922493626	REACH SUBSEA ASA
977258561	REC SILICON ASA
989284339	REM OFFSHORE ASA
968920863	REPANT ASA
984487819	RESERVOIR EXPLORATION TECHNOLOGY ASA
968423258	RESTRU-REORG ASA
940376645	ROCKSOURCE ASA
955514262	RS PLATOU ASA
995359774	SAGA TANKERS ASA
960514718	SALMAR ASA
928613941	SCANA INDUSTRIER ASA
996819000	SCANSHIP HOLDING ASA
990918546	SCATEC SOLAR ASA
933739384	SCHIBSTED ASA
985220492	SEAGARDEN ASA
982582709	SEB PRIVATBANKEN ASA
992587776	SELVAAG BOLIG ASA
992249897	SERODUS ASA
989910272	SEVAN DRILLING ASA
983218180	SEVAN MARINE ASA
995458853	SISSENER ENERGY ASA
993874736	SISSENER SIRIUS ASA
915929265	SKIENS AKTIEMØLLE ASA
988781924	SOLMUNDE & PARTNERS ASA

945883294	SOLSTAD OFFSHORE ASA
929897404	SOLVANG ASA
982699355	SPAREBANK 1 NORD-NORGE FORVALTNING ASA
937895321	SPAREBANK 1 SR-BANK ASA
992470763	SPECTRUM ASA
923609016	STATOIL ASA
981363876	STATOIL KAPITALFORVALTNING ASA
916300484	STOREBRAND ASA
953299216	STOREBRAND BANK ASA
991853545	STOREBRAND INFRASTRUKTUR ASA
988603228	STOREBRAND INSTITUSJONELL INVESTOR ASA
989183001	STOREBRAND OPTIMÉR ASA
988603252	STOREBRAND PRIVAT INVESTOR ASA
943112339	STORFJORDSAMBANDET ASA
990727007	STORM REAL ESTATE ASA
982463718	TELENOR ASA
985968098	TELIO HOLDING ASA
976695372	TGS NOPEC GEOPHYSICAL COMPANY ASA
889186232	THIN FILM ELECTRONICS ASA
912423921	TIDE ASA
927124238	TOMRA SYSTEMS ASA
916819927	TORGHATTEN ASA
988571326	TRANSOCEAN BARENTS ASA
888571302	TRANSOCEAN SPITSBERGEN ASA
989622668	TRIBONA ASA
932142104	TTS GROUP ASA
980489876	ULSTEIN GROUP ASA
990853673	UMOE BIOENERGY ASA
979312520	UNISYS VERICOM ASA
994288962	VARDIA INSURANCE GROUP ASA
917103801	VEIDEKKE ASA
986144706	VERDIBANKEN ASA
985140421	VERDIPAPIRSENTRALEN ASA
980344215	VIKING FOTBALL ASA
980067645	VOSS OF NORWAY ASA
817244742	VOSS VEKSEL- OG LANDMANDSBANK ASA
983733506	WEIFA ASA
979425252	WENAAS HOTELS ASA
980747026	WESTERN BULK ASA
995216604	WILH. WILHELMSSEN ASA
995277905	WILH. WILHELMSSEN HOLDING ASA
882757692	WILSON ASA
987778490	YA HOLDING ASA
986228608	YARA INTERNATIONAL ASA
981953134	ZALARIS ASA
990874050	ZONCOLAN ASA