



Maria Johnsen og Lone Sjursen Kleveland

Hvilke faktorer påvirker daglig leders lønn i norske sparebanker?

En paneldatanalyse av sparebanksjefers lønnsutvikling over tid

**Masteroppgave i økonomi og administrasjon
Handelshøyskolen ved OsloMet - storbyuniversitetet**

2018

Sammendrag

Denne oppgaven undersøker lederlønninger i norske sparebanker og hvilke faktorer som påvirker dem. Utbredt forskning på området har vist at selskapsstørrelse er en sentral faktor, men også andre nøkkeltall som EBIT, inntekter, eiendeler og egenkapital har vist seg å ha innvirkning i ulik grad. Vi benytter oss av paneldatanalyse og finner at bankenes størrelse og EBIT er sterke drivere for lederlønninger i norske banker, hvilket er i tråd med tidligere forskning. Vi finner også indirekte sammenheng mellom lederlønn og leders fartstid, selv om dette er en effekt vi ikke har hatt anledning til å måle direkte. Datautvalget vårt består av 92 norske sparebanker, og vi ble overrasket over i hvor liten grad det benyttes aksje- og prestasjonsbaserte belønningssystemer, og i hvor stor grad ledere i norske sparebanker hovedsakelig belønnes i form av fastlønn.

Abstract

This paper examines CEO compensation in Norwegian savings banks and the factors driving them. Previous research on this field has found a strong relationship between executive compensation and firm size. Other factors, such as EBIT, revenues, assets and equity, have also proven to influence compensation. We use panel data analysis in this paper and find that firm size and EBIT have a strong positive effect on CEO compensation. We also find a positive indirect relationship between CEO pay and seniority, although we were not able to measure this effect directly. Our dataset consists of 92 Norwegian savings banks, and we were surprised to find that the CEOs are mostly rewarded in the form of fixed pay, instead of performance-based compensations as we initially assumed.

Forord

Denne oppgaven er skrevet som en avsluttende del av masterstudiet i økonomi og administrasjon ved Handelshøyskolen ved OsloMet. Vi bestemte oss tidlig for at vi ønsket å skrive om lederlønninger i norske banker, men vi hadde i utgangspunktet sirklet oss inn på bonusordninger til daglig leder. Fordi vi tidlig i datainnsamlingsfasen oppdaget at bonusordninger er svært lite utbredt i den norske sparebanksektoren, ville datamaterialet blitt for mangelfullt. I samråd med veileder Professor R. Øystein Strøm valgte vi derfor å se på hvilke faktorer som påvirker lederlønnene. Gjennom de siste månedene har vi tatt et dypdykk i den norske banksektoren, og fått muligheten til å fordype oss i hva som driver lederlønninger i norske banker, samt at vi har fått jobbe mye med økonometri og finanst teori. Vi vil rette en stor takk til vår veileder R. Øystein Strøm for god støtte og konstruktive tilbakemeldinger gjennom hele denne prosessen.

Innholdsfortegnelse

Sammendrag	2
Abstract	3
Forord	4
1 Innledning	1
1.1 <i>Motivasjon</i>	2
1.2 <i>Teoretisk</i>	2
1.3 <i>Begrensninger</i>	4
1.4 <i>Oppgavestruktur</i>	5
2 Lønn til toppleder	6
2.1 <i>Oversikt over lønn til toppleder</i>	6
2.1.1 <i>Lønnsomhetsutvikling i norske sparebanker</i>	8
2.1.2 <i>Størrelsesutvikling i norske sparebanker</i>	12
2.1.3 <i>Finanskrisen</i>	13
2.1.4 <i>Nye regelverk i finanskrisens kjølvann</i>	17
3 Generell teori og hypoteser	20
3.1 <i>Prinsipal-agentteori</i>	20
3.1.1 <i>Manglende insentiver i kontrakter</i>	21
3.1.2 <i>Hypotese 1</i>	23
3.1.3 <i>Empiri</i>	24
3.1.4 <i>Kritikk</i>	25
3.2 <i>Sorteringsteori</i>	26
3.2.1 <i>Hypotese 2</i>	28
3.2.2 <i>Empiri</i>	28
3.3 <i>Ledermaktteori</i>	29
3.3.1 <i>Hypotese 3</i>	31
3.3.2 <i>Empiri</i>	31
3.3.3 <i>Kritikk</i>	32
3.4 <i>Prestasjonsbasert lønn</i>	33

4 Data og beskrivende statistikk	35
4.1 Datainnsamling	35
4.2 Datasettet	35
4.3 Begrensninger	37
4.4 Variabler og variabeldefinisjoner	38
4.4.1 Logaritmisk transformering	39
4.5 Deskriptiv statistikk	40
5 Metode	43
5.1 Minste Kvadraters Metode	43
5.1.1 Forutsetninger for lineær regresjon	43
5.1.2 Sammensatt Minste Kvadraters Metode	45
5.1.3 Goodness of fit	45
5.2 Hypotesetesting	46
5.2.1 Hypotesetesting av en enkelt populasjonsparameter: t-test	46
5.3 Paneldata	48
5.3.1 Paneldatamodeller	48
5.3.2 Grupperte standardfeil (clustering)	50
6 Økonometriske resultater	52
6.1 Test av forutsetningene for lineær regresjon	52
6.1.1 Test av linearitet	52
6.1.2 Normalfordelte feilledd	53
6.1.3 Seriekorrelasjon i residualene	54
6.1.4 Homoskedastisitet	54
6.1.5 Multikolaritet	56
6.2 Resultater Minste Kvadraters Metode	56
6.3 Resultater paneldatanalyse	56
6.3.1 Fast effekt-estimering	56
6.3.2 Resultater fast effekt-estimering	57
6.3.3 Resultater tilfeldig effekt-estimering	59
6.3.4 Fast effekt eller tilfeldig effekt-estimering?	60
7 Robustsjekk	62

7.1 Alternative variabler.....	62
7.1.1 FE-estimering.....	62
7.1.2 RE-estimering	66
7.2 Modeller med forsinkede effekter	70
7.2.1 Dynamisk paneldataanalyse (DPD)	70
8 Konklusjon	75
8.1 Videre forskning	76
Referanseliste	77
Vedlegg.....	84
Vedlegg 1: Oversikt over bankene i datesettet	84

1 Innledning

Målet med denne oppgaven var å undersøke hvilke faktorer som påvirker lederlønninger i norske sparebanker. Da vi ikke fant en felles oversikt over lederlønninger, samlet vi inn dataene selv. Bakgrunnen for at vi ønsket å undersøke dette temaet, var virkningen lederlønn i banker hadde på finanskrisen, og oppmerksomheten rundt dette i etterkant av krisen. I krisens kjølvann ble det avdekket at mange amerikanske banksjefer fikk utbetalt millioner av dollar i prestasjonsbasert belønning, samtidig som bankenes lønnsomhet falt drastisk (Bebchuk, Cohen og Spamann 2010). Konsekvensen av dette var at mange arbeidstakere innenfor finanssektoren ble avskjediget, regjeringen måtte bidra med redningspakker og vi merket en økonomisk krise over store deler av verden. Vi ønsket å se om det var en tilsvarende trend blant norske sparebanker når det kommer til prestasjonsbasert belønning. Vi så et behov for å undersøke forholdene rundt lederlønninger i norske sparebanker, da vi ikke fant tilsvarende forskning på dette området fra tidligere. Det har tidligere blitt forsket på selskapsstørrelse og lønnsomhet i norske sparebanker, men ikke sett i sammenheng med lederlønninger. Dette ønsket vi derfor å undersøke nærmere.

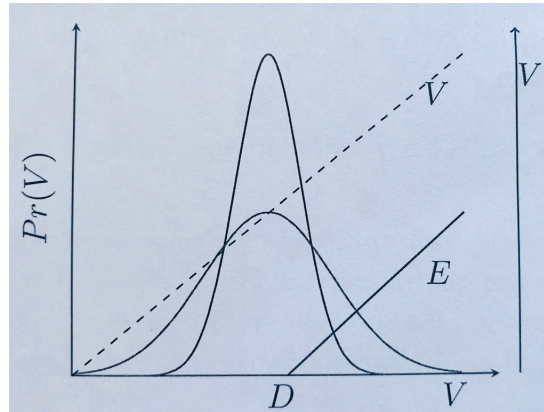
1.1 Motivasjon

Utgangspunktet for denne oppgaven var lederlønninger gjennom finanskrisen. Finanskrisen er mye omtalt, og da spesielt hvordan lederlønninger i amerikanske banker utviklet seg i forkant av og under krisen. De daglige lederne i amerikanske banker som Goldman Sachs og Bank of America tok ut millioner av dollar i opsjonsutbetalinger på samme tid som bankene selv mottok redningspakker fra den amerikanske regjeringen, og tusenvis av ansatte måtte avskjediges. I lys av finanskrisen, og de høye lederlønningene som amerikanske toppledere etter hvert ble kjente for, har det blitt fastsatt strenge krav for hvor mye variabel lønn en leder kan belønnes med. I Norge har Finanstilsynet valgt å hovedsakelig følge EU-direktivet som har fastsatt at variabel lønn ikke kan overstige $0,5 \cdot \text{fastlønn}$, samt at minst 50% av den variable lønnen må gis i form av egenkapitalinstrumenter (Finansdepartementet 2010). Eventuelle utbetalinger fra disse aksjebaserte programmene må i tillegg utbetales over en bestemt tidsperiode, slik at ledende ansatte ikke i like stor grad har insentiver til å bedre lønnsomheten på kort sikt. På forhånd trodde vi at variabel lønn var utbredt blant ledere i den norske sparebanksektoren, men datainnsamlingen vår viste at topplederlønninger i norske sparebanker i stor grad er preget av fastlønn. Vi har lest mye tidligere forskning som har sett på størrelses- og regnskapstall for norske sparebanker, men ikke tidligere forskning som ser disse faktorene i sammenheng med lederlønn.

1.2 Teoretisk

Vi fokuserer i denne oppgaven på tre hovedteorier om lederlønn; prinsipal-agentteori, sorteringsteori og ledermaktteori. Prinsipal-agentteori tar utgangspunkt i skillet mellom eierskap og ledelse i selskaper, hvor det antas at begge parter er profittmaksimerende. Det antas også at agenten er mer risikoavers enn prinsipalen, og at målet er å forene ledelsens interesser med eiernes. En løsning på dette kan være å gjøre lederlønnen resultatavhengig, slik at lederen får høyere lønn dersom selskapet leverer gode resultater, eller hvis man når et forhåndsbestemt resultatmål. Ut ifra denne teorien antas det derfor å være en positiv sammenheng mellom lederlønn og bankenes lønnsomhet.

I tråd med prinsipal-agentteori vil daglig leder være interessert i å få høyest mulig lønn, og dermed øke resultatet mest mulig. Prestasjonsbasert lønn vil i tråd med denne teorien sammenfalle daglig leders og eiernes interesser.



Figur 1: Gjeld-egenkapital-forhold

Som illustrert i figur 1 kan selskaper ha ulike risikoprofiler når det kommer til «giring» av selskapet. Giring kan beskrives som hvor stor andel gjeld man velger å ha. Jo større andel gjeld, desto høyere risiko tar man i den daglige driften av banken. For banker som har prestasjonsbasert belønning, kan ledere motiveres til å ta høyere risiko enn ledere som får fastlønn. På den vertikale aksene til høyre har vi selskapsverdien, mens vi på den horisontale aksene har fordelingen mellom egenkapital og gjeld.

Med insentivbasert lønn, vil lederne få insentiver til å drive selskapet med høyere risiko, slik at lønnen vil kunne strekke seg langs den laveste kurven. Til høyre for D (gjeld) er det betydelig økt sannsynlighet for høyere verdier av egenkapitalen, siden mulighetene for selskapsverdien å bli høyere har økt. I dette tilfellet vil eierne ønske at daglig leder tar mer risiko (Strøm 2016).

I tråd med sorteringsteori (assortative matching) vil man kunne få tilfeller hvor lederlønninger kan nå svært høye nivåer, og viser ofte at de dyktigste lederne jobber i de største selskapene. Denne sammenhengen hevdes å være med på å forklare de høye lederlønningene som har utviklet seg siden 1990-tallet. Teorien viste seg å være svært sentral i amerikanske banker gjennom finanskrisen (og ellers). Sorteringsteori antar på bakgrunn av dette en positiv sammenheng mellom selskapsstørrelse og lederlønn.

Ledermaktteori er en teori som er med på å forklare manglene rundt teorien om optimale kontrakter. Teorien om optimale kontrakter antar at toppleders lønn blir bestemt av selskapets styre med hensikt på å bevare eiernes interesser. Ledermaktteorien hevder at dette ikke er tilfellet, og at toppledere kan påvirke utformingen av egen kompensasjonsordning, som følge av makt ovenfor selskapets styre. I henhold til denne teorien antas det en positiv sammenheng mellom lederlønn og toppleders fartstid.

1.3 Begrensninger

Analysene i oppgaven baseres på et datasett bestående av norske sparebanker i tidsperioden 2005-2016. Datasettet er todelt; all informasjon vedrørende lederlønn har vi hentet inn fra de respektive bankene selv. Data vedrørende regnskapstall fra bankene er hentet fra Finans Norge, og gjort tilgjengelig via Roy Mersland fra Universitetet i Agder og vår veileder R. Øystein Strøm. En begrensning ved oppgaven er at datasettet består av ulik spesifisering av lønninger i de respektive bankene. Det kan derfor hende at noe bonus eller lignende faller utenfor tallene vi har klart å samle inn. Vi har utelukkende benyttet oss av offentlig tilgjengelig informasjon om ordinær lønn, bonus og pensjonsytelser. Det kan også tenkes at enkelte pensjonsytelser ikke er spesifiserte i samtlige av årsregnskapene. Dette betyr at vi ikke fullt og helt kan stole på at datasettet er fullstendig representativt.

Bankene er dog underlagt Allmennaksjeloven §6-16a (jf. Finansforetaksloven §15-6). I allmennaksjeloven heter det at ”Styret skal utarbeide en erklæring om fastsettelse av lønn og annen godtgjørelse til daglig leder og andre ledende ansatte” (Lovdata 1997). Vi må derfor stole på at bankene har oppgitt de faktiske lønnsdataene til de respektive banksjefene.

Det har også vært ulik grad av utskifting blant lederne. I enkelte banker har det vært fem bytter av banksjef gjennom disse 12 årene, mens andre banker har hatt samme banksjef hele perioden. Dette påvirker pensjonsutbetalingene og eventuelle bonuser. Siden det var store variasjoner i bruken av bonus og prestasjonsbaserte belønninger, valgte vi å samle ordinær lønn, bonus og pensjonsytelser, slik at vi ikke har tall på hver enkelt komponent i lederlønningene. Vi vil derfor ikke kunne se variasjoner i prestasjonsbasert lønn eller grunnlønn gjennom tidsperioden.

En styrke med dette datasettet er at vi har lønnsobservasjoner for samtlige år for samtlige av bankene i utvalget vårt. En begrensning er at vi mangler enkelte observasjoner for regnskapstall. Dette fører til at vi får noe ubalansert paneldata. Dette er dog ganske vanlig når man gjennomfører paneldataanalyse, og skal ikke være noe problem så lenge det er ikke er noe systemisk årsak til disse manglende observasjonene, hvilket vi ikke har noe grunn til å anta.

1.4 Oppgavestruktur

Vi starter med å gjennomgå relevant finansteori, hvilket i vårt tilfelle hovedsakelig består av prinsippal-agentteori, sorteringsteori og ledermaktteori, etterfulgt av våre hypoteser. Kapittel fire presenterer datasettet vårt og beskrivende statistikk. I kapittel fem gjennomgår vi relevante metoder, før vi i kapittel seks presenterer resultatene av våre analyser. I kapittel syv utfører vi robustsjekker og tester alternative variabler før vi presenterer konklusjonen vår i kapittel åtte.

2 Lønn til toppleder

2.1 Oversikt over lønn til toppleder

Lønn til toppleder må være slik at den tiltrekker seg dyktige kandidater, beholder verdifulle medarbeidere og motiverer daglig leder til videre innsats. Lederens lønn kan bestå av flere elementer, slik som fast lønn og bonus, samt pensjonsytelser. Vi har i vårt datasett valgt å samle disse tre elementene. Grunnlønn er fastlønn som er upåvirket av selskapets resultater. Bonus kan deles inn i to hovedkategorier; engangsbonus ved spesielle tilfeller som omstrukturering eller fusjon/oppkjøp, eller regnskapsmessig bonus som deles ut dersom selskapet når forhåndsbestemte mål. En annen type lønn kan være i form av aksjeopsjoner som gir daglig leder mulighet til å kjøpe et spesifisert antall aksjer til en forhåndsgitt pris. Aksjeopsjoner er lite praktisert blant norske sparebanker, og siden kun en håndfull av banker praktiserer dette, valgte vi å ikke ta med denne formen for ytelse. Den årlige pensjonsavsetningen er noe som i stor grad stod spesifisert i årsregnskapene. Vi har altså valgt ut lønns-elementer som var ferdig spesifisert, slik at vi kun har gått ut ifra oppgitte tall fra de respektive bankene.

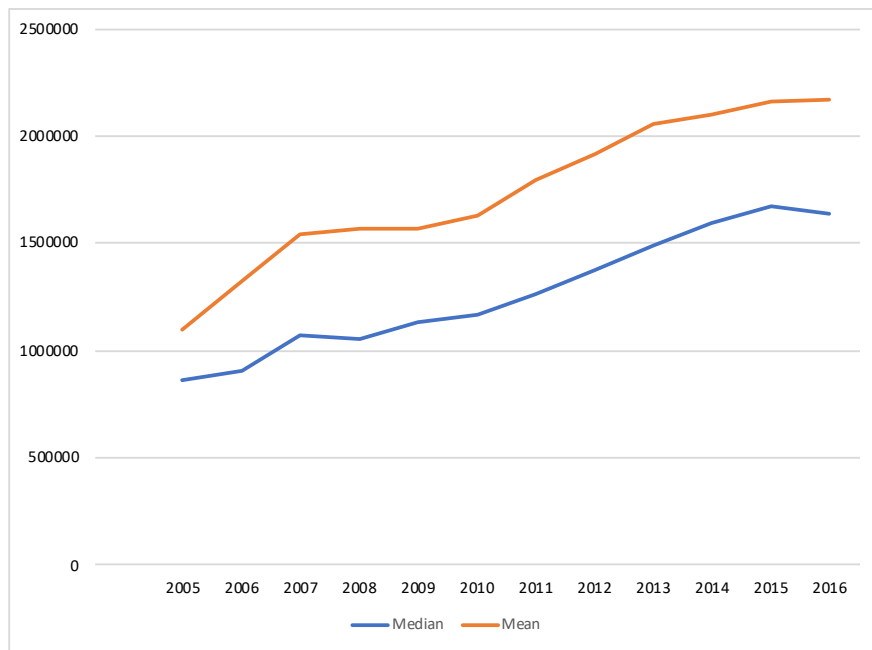
Tabell 2.1: Oversikt over lønn

aar	mean	p50	sd	kurtosis	skewness	min	max	N
2005	1101377	861021.5	800334.5	20.00143	3.576152	189800	6125000	92
2006	1326525	904583	1365433	41.44801	5.508041	278319	1.20e+07	92
2007	1539106	1068500	1774260	35.06066	5.108958	484000	1.47e+07	92
2008	1571679	1054500	1413059	13.02736	2.995995	36232	8828000	92
2009	1569534	1132750	1314993	13.39327	3.054345	181329	8217000	92
2010	1625405	1169000	1500144	18.34334	3.714514	419000	9861000	92
2011	1795688	1259500	1832476	18.88391	3.767819	133000	1.21e+07	92
2012	1915341	1377250	2008785	22.17425	4.10316	309000	1.39e+07	92
2013	2052573	1490000	2280032	23.02096	4.331912	680214	1.58e+07	92
2014	2100019	1595151	1798981	21.15183	3.917482	469000	1.24e+07	92
2015	2164492	1673000	1701547	19.63332	3.49797	217000	1.29e+07	92
2016	2165410	1634000	1702224	20.67352	3.550688	215400	1.31e+07	92
Total	1743929	1258000	1688975	25.82604	4.217585	36232	1.58e+07	1104

Kilde: Vårt datamateriale

Tabell 2.1 viser utviklingen til gjennomsnittlig lederlønn og andre relevante statistikkmaal i perioden 2005-2016. Den viser en årlig økning i lønn gjennom hele tidsperioden, dog en flatere utvikling i perioden 2007-2009, og en liten nedgang mellom 2008 og 2009.

Grafen i figur 2.1 viser en stigning i gjennomsnittslønn fra 2005 til 2007, før vi får en utflating fram til 2010. Dette viser at gjennomsnittslønnen ble merkbart påvirket av finanskrisen. Det er også en utflating i perioden 2015-2016, som tyder på at økning i gjennomsnittslønn kan være preget av oljekrisen som traff Norge sommeren 2014.

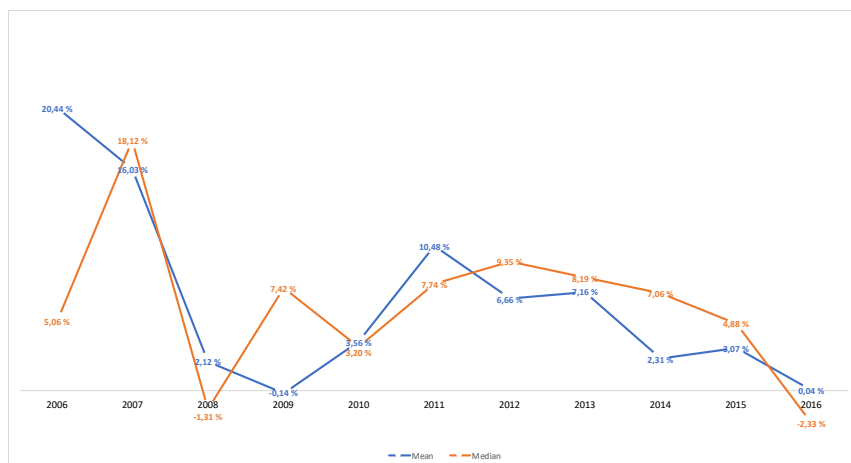


Figur 2.1: Gjennomsnittlig lønnsutvikling

Kilde: Vårt datamateriale

Datasettet vårt består av 92 sparebanker, hvorav en stor andel av disse er en del av Eika-gruppen. Sparebankene praktiserer i stor grad fastlønn for ledende ansatte. Vi finner paradoksalt nok at ledelsen i Eika-gruppen i langt større grad benytter seg av resultatbasert belønning, og at lønningene her befinner seg på et helt annet nivå enn for de ulike sparebankene, både når vi ser på gjennomsnitt og median. Dette vil dog ikke påvirke vårt datasett.

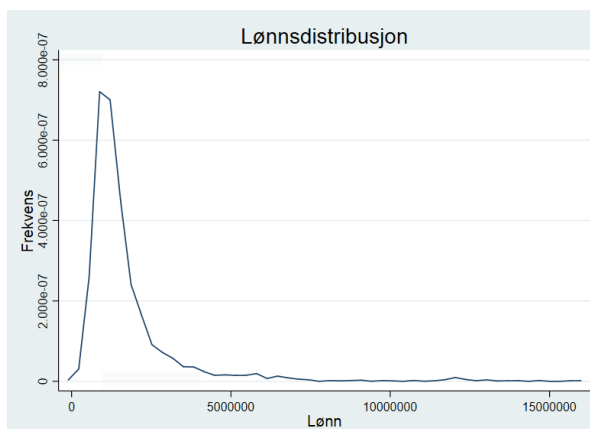
Når vi ser på lønnsutviklingen i figur 2.2, ser vi overraskende nok en lignende trend som i USA. Her er det økning i gjennomsnittlig lønn på henholdsvis 20,44% og 16,03% fra 2005-2006 og 2006-2007, etterfulgt av en lønnsøkning fram til 2008 som i mer eller mindre grad følger inflasjonen forøvrig.



Figur 2.2: Prosentvis årlig endring i gjennomsnittlig og median lønn

Kilde: Vårt datamateriale

Av figur 2.3 ser vi distribusjonen av lønn. Medianen på 1,2 millioner er som vi ser langt unna den høyeste observerte totallønnen for perioden, som var på nesten 16 millioner kroner. Dette er som forventet da størrelsen på de norske sparebankene varierer i stor grad, og det er vanlig med superlønn til noen få, da ofte sett i sammenheng med selskapsstørrelse.



Figur 2.3: Lønnsdistribusjon. Kilde: Vårt datamateriale

2.1.1 Lønnsomhetsutvikling i norske sparebanker

Vi viser nå en lignende oversikt over bankenes EBIT i millioner NOK gjennom samme tidsperiode.

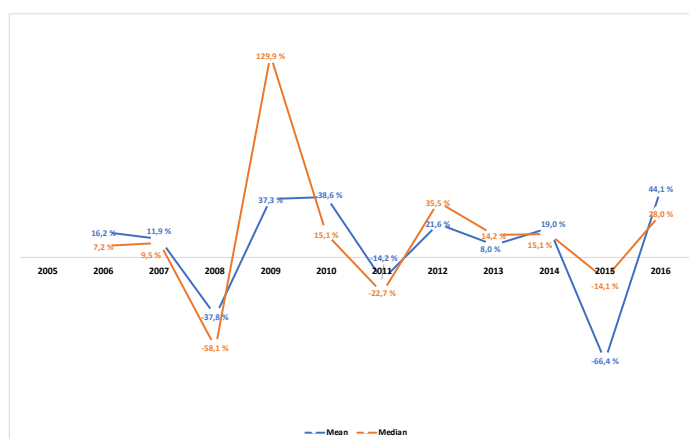
Tabell 2.2: Oversikt over EBIT

aar	mean	p50	sd	kurtosis	skewness	min	max	N
2005	1191.37	1021	1089.576	85.45338	9.080723	1000	11395	92
2006	1222.31	1022.517	1335.256	86.3304	9.148096	1001.46	13758.75	92
2007	1248.655	1024.645	1557.964	86.57307	9.188948	1002.011	15845.61	91
2008	1154.596	1010.321	1103.885	86.61975	9.189729	484.042	11498.54	91
2009	1212.325	1023.725	1186.595	85.06737	9.051378	996.274	12311.9	92
2010	1294.191	1027.299	1752.545	84.87473	9.080243	958.279	17586.93	90
2011	1252.46	1021.103	1636.38	87.15965	9.212673	944.254	16652.89	92
2012	1306.958	1028.589	1907.113	86.78185	9.18362	992.269	19235.81	92
2013	1331.618	1032.654	1933.339	84.7419	9.030675	968.909	19398.63	92
2014	1394.789	1037.596	2341.173	86.052	9.127773	1002.06	23357.67	92
2015	1132.672	1032.279	326.8871	20.1847	4.032031	811.902	2962	91
2016	1191.227	1041.302	425.9392	14.56874	3.463014	1001.753	3264	91
Total	1244.568	1026.982	1493.008	126.1448	10.75753	484.042	23357.67	1098

Kilde: Vårt datamateriale

Tabell 2.2 viser en jevn økning i EBIT fra 2005-2007, før vi ser en nedgang til 2008, og en oppgang igjen fram til 2010. Deretter er det stort sett jevn økning igjen fram til 2015 og 2016. Dette samsvarer i stor grad med lønnsutviklingen. Her kan dog den drastiske nedgangen i gjennomsnittlig driftsresultat i 2015 skyldes oljekrisen i Norge som startet sommeren 2014. Den kan også skyldes at DnB ikke er en del av utvalget i perioden 2015-2016.

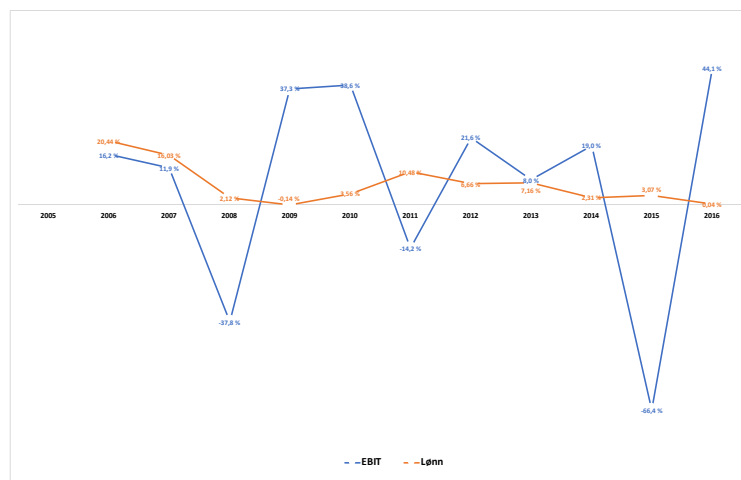
Figur 2.4 viser den prosentvise endringen i EBIT mellom årene. Her markerer finanskrisen seg drastisk i skiftet 2007-2008, med en gjennomsnittlig nedgang i EBIT på 58,1%. Dette viser oss at også norske sparebanker ble berørte av krisen.



Figur 2.4: Prosentvis endring i gjennomsnittlig og median EBIT

Kilde: Vårt datamateriale

Randøy og Strøm (2014) foretok en analyse av lønnsstruktur og -nivå i statseide og privateide selskaper, og fant at forskjellen mellom laveste og høyeste lønn er betydelig, hvorav den laveste er i underkant av 3 millioner NOK og den høyeste er over 46 millioner NOK. En forklaring på dette kan være engangsutbetalingen ved utøvelse av opsjonsrettigheter. Fordi vi ikke har inkludert aksjeopsjoner i denne oppgaven, vil vi sannsynligvis i stor grad unngå slike uteliggere i datasettet vårt. DNB, som er Norges desidert største sparebank, kan dog anses som en uteligger i datasettet vårt både med hensyn på lederlønn, størrelse og lønnsomhet. Ser vi utviklingen til lønn og EBIT i sammenheng, ser vi av figur 2.5 som forventet en noe flat utvikling på lønnen, mens vi ser store svingninger i bankenes lønnsomhet.



Figur 2.5: Prosentvis årlig endring i lønn og EBIT

Kilde: Vårt datamateriale

2.1.1.1 Utvikling i gjennomsnittlig ROA

Vi ser av både utviklingen i gjennomsnittlig og median ROA i tabell 2.3 at det har vært en nedgang i avkastning på eiendeler over hele tidsperioden. Dette kan skyldes at det har vært en større økning i bankenes eiendeler enn i driftsresultatet og/eller økt konkurranse mellom bankene.

Tabell 2.3: Oversikt over ROA

aar	mean	p50	sd	kurtosis	skewness	min	max	N
2005	.7470688	.646714	.7007102	10.31908	2.291328	.0139093	4.273504	92
2006	.6669599	.544519	.6557161	11.96673	2.565273	.0132208	4.108082	92
2007	.5804189	.4736085	.5540683	10.30302	2.33832	.0136093	3.309709	91
2008	.5103371	.4157846	.486813	8.883834	2.155012	.0077892	2.707072	91
2009	.4872531	.3981661	.4704814	9.168594	2.223318	.0083636	2.63932	92
2010	.4473282	.3876835	.4139357	9.182944	2.130143	.0122533	2.358303	90
2011	.4394328	.3917673	.4111134	7.998122	2.014458	.0103103	2.105929	92
2012	.4237031	.3836075	.390594	7.976949	1.994583	.0110755	2.01308	92
2013	.3948112	.3460578	.355636	7.292451	1.872166	.0106256	1.810461	92
2014	.3714232	.3111879	.3347303	7.702688	1.931786	.0116926	1.80023	92
2015	.3588544	.3094778	.3158236	7.390195	1.799955	.0162442	1.796132	91
2016	.3297819	.2969184	.2849971	8.495641	1.937462	.0196251	1.71069	91
Total	.4799674	.3851452	.4791727	14.63573	2.713829	.0077892	4.273504	1098

Kilde: Vårt datamateriale

2.1.1.2 Utvikling i gjennomsnittlig ROE

Jevnt over ser vi en nedadgående trend når det kommer til avkastning på egenkapitalen. Dette fremkommer av tabell 2.4, som kan tyde på at bankene har økt egenkapitalandelen gjennom denne tidsperioden. Vi legger dog merke til at økning av den gjennomsnittlige egenkapitalandelen inntreffer før finanskrisen, og før de nye kapitalkravene fra Finanstilsynet ble vedtatt. Oversikten kan derfor antyde at norske sparebanker har hatt en økende konservativ trend når man ser på egenkapitalandelen, også i forkant av finanskrisen.

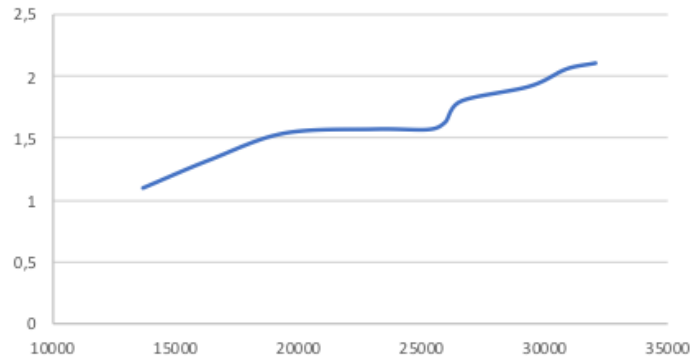
Tabell 2.4: Oversikt over ROE

aar	mean	p50	sd	kurtosis	skewness	min	max	N
2005	7.063497	5.435829	6.34633	16.04093	2.769794	.2889345	45.45454	92
2006	6.409027	5.013843	5.979292	20.00294	3.224169	.3033405	44.85823	92
2007	5.783022	4.713109	4.584533	5.566672	1.404813	.2590298	24.63396	91
2008	5.617631	4.584874	4.547129	4.949243	1.2885	.1661239	23.39305	91
2009	5.159019	4.376674	4.211695	6.013449	1.487308	.1699081	23.01009	92
2010	4.59332	3.843567	3.667149	5.557629	1.372779	.2223492	19.68012	90
2011	4.454857	3.853387	3.661235	5.896228	1.48226	.1705491	19.52369	92
2012	4.207693	3.618436	3.525047	6.510566	1.626055	.1823751	18.44591	92
2013	3.876688	3.345705	3.396027	8.29215	1.956731	.1692863	18.25685	92
2014	3.616111	3.079803	3.228395	8.987741	2.078402	.1828813	17.97159	92
2015	3.47572	2.90777	3.187572	9.074098	2.124563	.1851688	18.37315	91
2016	3.157853	2.634354	2.902986	10.12024	2.237581	.1971014	17.75811	91
Total	4.78589	3.787687	4.378714	17.37117	2.598931	.1661239	45.45454	1098

Kilde: Vårt datamateriale

2.1.2 Størrelsesutvikling i norske sparebanker

Når vi illustrerer den grafiske sammenhengen mellom lederlønn og størrelse i norske sparebanker, ser vi av figur 2.7 en klar positiv trend.



Figur 2.7: Størrelse og lederlønn fra 2005-2014 i mNOK

Kilde: Vårt datamateriale

På den horisontale aksene har vi selskapsstørrelse i mNOK, mens vi har lederlønn i mNOK på den vertikale aksene. Vi ser av denne grafen en klar positiv sammenheng mellom selskapsstørrelse og lederlønn.

Når vi ser på gjennomsnittet av gjennomsnittlig forvaltningskapital for alle bankene i tabell 2.5, ser vi en stigende trend i samtlige år fram til 2015.

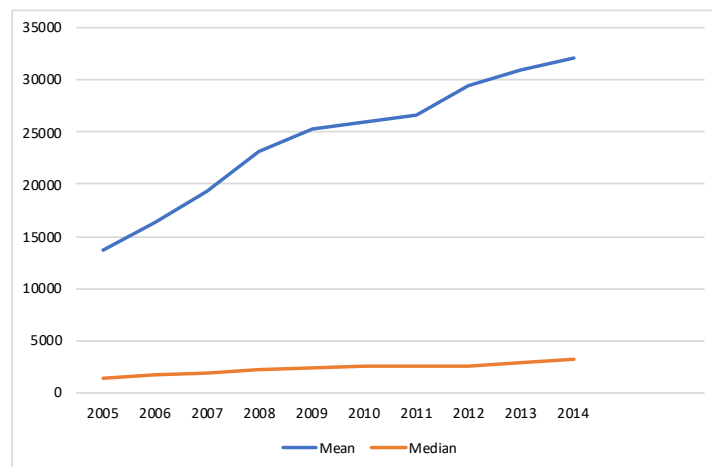
Tabell 2.5: Oversikt over gjennomsnittlig forvaltningskapital

aar	mean	p50	sd	kurtosis	skewness	min	max	N
2005	13658.24	1470	78968.32	86.44047	9.155635	216	755313	92
2006	16381.76	1728.5	97187.32	86.74998	9.17976	239	929963	92
2007	19411.55	1955	115862	85.79655	9.129072	273	1102504	91
2008	23102.26	2270	138746	85.83636	9.132434	337	1320267	91
2009	25304.14	2471.5	154030.9	86.9709	9.197543	375	1474147	92
2010	25955.8	2636.5	153614.3	84.78718	9.074022	402	1453679	90
2011	26612.91	2540	159404.5	86.79079	9.183659	450	1525222	92
2012	29416.52	2571.5	183450.6	87.44471	9.234084	499	1757336	92
2013	30897.88	2943.5	192518	87.39043	9.230115	536	1843941	92
2014	32087.13	3145.5	194927.5	86.94486	9.195682	575	1865472	92
2015	12636.48	3408	27533.33	20.23304	3.988995	551	177916	91
2016	13120.46	3348	28121.67	18.83855	3.863466	573	175457	91
Total	22394.95	2577	138433.2	125.5063	10.83706	216	1865472	1098

Kilde: Vårt datamateriale

Vi ser dog en noe flatere vekst i årene 2009-2011, i etterkant av finanskrisen. Det er også en drastisk nedgang etter 2014, som vi må anta i stor grad er på bakgrunn av at vi mangler observasjoner for den klart største banken i utvalget vårt, DnB. Det kan dog også tenkes at det har vært en faktisk nedgang eller utflating i veksten i denne tidsperioden. Det vi ser, dersom vi ser bort ifra 2015 og 2016, er at bankene i gjennomsnitt hvert år har økt i størrelse gjennom disse 12 årene.

Av figur 2.8 ser vi også at medianen viser en jevnt over økning av selskapsstørrelse gjennom de tolv årene vi har undersøkt. Vi ser dog en nedgang i medianen fra 2010 til 2011, før den fortsetter å øke igjen. Dette kan grunnes nye kapitalkrav som ble vedtatt i 2007 (Lovdata 2007).



Figur 2.8: Utvikling i gjennomsnittlig forvaltningskapital (mNOK)

Kilde: Vårt datamateriale

2.1.3 Finanskrisen

Vi har valgt å ha med disse avsnittene om finanskrisen da myndigheter over hele verden valgte å endre regelverk vedrørende både soliditet og likviditet i banker i tiden etter krisen. Dette vil trolig påvirke resultatene våre både med hensyn til lederlønn, lønnsomhet og størrelse, da spesielt med tanke på avkastning på egenkapital og eiendeler.

Krisen som for alvor brøt ut i de internasjonale finansmarkedene høsten 2008 fikk svært alvorlige konsekvenser for verdensøkonomien.

Generelt kan en finanskriser defineres som en kraftig uro i finansmarkedene, typisk forbundet med sterkt fallende aktivapriser og insolvens hos låntakere og finansforetak. I likhet med mange tidligere kriser, var også finanskrisen et resultat av mange år med oppbygging av risiko og ubalanser. Gode økonomiske tider, innovasjon og optimisme førte til undervurdering av risiko, oppblåste formuespriser og kraftig gjeldsoppbygging i mange land. Internasjonale finansinstitusjoners eiere og ledelse må ta en stor del av skylden for krisen, men det er offentlige finanser, arbeidstakere og andre næringsdrivende som har måttet påta seg store deler av kostnadene i etterkant (Finanstilsynet 2011).

Finanskrisens utspring var i USA, med avtakende boligpriser som etter hvert førte til økende mislighold av boliglån. Dette gjaldt særlig såkalte subprimelån, hvor låntakerne ikke oppfyller de ordinære lånekriteriene, slik at lånene var langt mer risikable for långiverne. Amerikanske borgere satt med boliger og boliglån de egentlig ikke burde ha hatt, og dette gikk bra så lenge eiendomsprisene fortsatte å stige. Da boligprisene begynte å falle i slutten av 2006, ble det klart at tapene på disse lånene ville bli betydelige. Problemene spredte seg til resten av det amerikanske finansmarkedet i løpet av sommeren 2007. Da det ble både dyrere og vanskeligere å finne tilgjengelig finansiering for finansinstitusjoner som var avhengige av kortsiktig finansiering, stod finansmarkedet på randen av en krise. Den amerikanske investeringsbanken Bear Stearns er et eksempel på dette. De opplevde akutte likviditetsproblemer våren 2008, som endte med at myndighetene måtte tilrettelegge for at JP Morgan tok over selskapet (Finanstilsynet 2011).

I finanskrisens kjølvann mente mange at kompensasjonsavtaler til ledende ansatte kan ha oppmuntret til overdreven risikotaking og at det å forhindre slike avtaler i vil kunne være avgjørende for å unngå lignende situasjoner i fremtiden (Bebchuk, Cohen og Spamann 2010). Forfatterne fant at lederne i de fem største amerikanske bankene fikk utbetalt millioner av dollar i bonuskompensasjon i perioden 2000-2008 som ikke ble krevd tilbake da selskapene kollapset. Totalt sett er det estimert at de ledende ansatte i Bear Stearns og Lehman Brothers hentet ut henholdsvis 1,4 milliarder og 1 milliard dollar gjennom denne tidsperioden. Styrelederen, og tidligere daglig leder, i Bear Stearns var innehaver av 5,6 millioner av selskapets aksjer på tidspunktet selskapet ble solgt til JP Morgan i mars 2008. Med en daværende aksjekurs på 10,84 dollar, fikk han betalt 61 millioner dollar for disse aksjene.

Sammenlignet med markedsprisen i januar 2007, medførte dette et verditap på over 900 millioner dollar. Daglig leder i Lehman Brothers hadde totalt over 10,8 millioner aksjer i januar 2008. Da selskapet ble erklært konkurs i september 2008, var disse aksjene verdiløse, og førte til et verditap på 931 millioner dollar. På bakgrunn av dette hersker det liten tvil om at bankenes ledende ansatte hadde sterke insentiver for å sikre selskapets videre overlevelse. Videre kan det også argumenteres med at de ledende ansatte satt på såpass mange aksjer rundt tidspunktet for kollapsen at de ikke hadde forutsett hva som kom.

Det er viktig å påpeke at de ledende ansatte i Bear Stearns og Lehman Brothers ikke ble økonomisk ruinert av de overnevnte verditapene. De fikk utbetalt store beløper i prestasjonsbaserte kompensasjoner, både gjennom bonuser og aksjesalg, gjennom årene før kollapsen. Disse millionbeløpene var totalt sett store nok til å gjøre opp for de verdimeslige tapene lederne satt igjen med etter kollapsen. Totalt sett var altså nettoutbetalingene til de ledende ansatte definitivt positive, selv om selskapet som helhet opplevde knallrøde tall (Bebchuk, Cohen og Spamann 2010).

Forskning viser at risikostyring i store amerikanske banker kun har blitt forbedret i liten grad til tross for økt regulatorisk press induisert som følge av finanskrisen (Mongiardino og Plath 2010). Fahlenbrach og Stulz (2011) analyserer innflytelsen av lederens insentiver og eierskapsdeling på bankytelse og finner ikke noe bevis for at bankene yter bedre når insentivene fra banksjefens lønnspakke er sterkere (altså hvor andelen aksjebasert kompensasjon er høyere). De beviser derimot at bankene med sterke insentiver til lederne presterte dårligere etter krisen. En mulig forklaring for dette funnet er at lederne i større grad kan ha flyttet fokus over til aksjonærenes interesser i forkant av krisen, og gjennomførte tiltak som de mente markedet ville ønske velkommen. Etter krisen, derimot, ble disse handlingene kostbare for bankene og aksjonærene da resultatene ble dårlige. Dette kan tyde på at selskapene hadde for stor risiko i forkant av krisen, og merket følgene av dette under krisen og etter.

Videre har forskning vist at banker hvor risikosjefen rapporterer direkte til styret, presterte langt bedre gjennom finanskrisen enn banker hvor risikosjefen rapporterte til daglig leder.

Dette funnet underbygger hypotesen om at risikostyring generelt, og da også rapporteringslinjen til risikosjefen, er særlig viktig når det kommer til bankenes krisehåndtering da daglig leder og risikosjef kan ha motstridende mål (Aebi, Sabato og Schmid 2012). Forfatterne finner ikke noe signifikant eller negativ sammenheng mellom bankenes prestasjoner gjennom krisen og standard eierstyringsvariabler som daglig ledereierskap, styreavhengighet eller aksjonærrettigheter. Dette kan indikere at ledelsen ble presset av styrene til å maksimere aksjonærenes formue før krisen, og tok risiko som ble antatt å kunne øke formue men som senere viste seg å delvis føre til krisen.

Resultatene understreker viktigheten av risikostyring i banker, og at banker, for å bedre være forberedt til å takle den neste finanskrisen, er nødt til å forbedre kvaliteten og profilen for deres risikostyringsfunksjon, men også viktigheten av å innføre risikostyring hvor daglig leder og risikosjef er på samme nivå, hvor de helst begge rapporterer direkte til styret. Dette kan dog føre til svakere prestasjoner i normale markedstilstander.

Empirisk forskning har altså vist at de største amerikanske bankene hadde ledende ansatte som mottok (og fortsatt mottar) enorme summer i total kompensasjon, hvorav store deler av denne er prestasjonsbasert. Et klart empirisk bevis om lederlønn er en sammenheng mellom lederlønn og selskapsstørrelse (Kostiuk 1990). Dette kommer ikke som noen overraskelse, da større selskaper kan ansette mer kvalifiserte og bedre lønnede daglige ledere. En annet studie finner at det empiriske forholdet mellom lederlønn og selskapsprestasjoner er marginalt, dog positivt og statistisk signifikant. Hver \$1000 endring i aksjonærenes formue korresponderer til en økning i inneværende års og neste års lederlønn og bonus på 2 cent (Baker, Jensen og Murphy 1987).

2.1.3.1 Norge under finanskrisen

Norge er blant landene som har klart seg best gjennom den internasjonale finanskrisen. Svikten i de internasjonale finansmarkedene utover høsten 2008 førte likevel til akutte likviditetsutfordringer for norske banker, og omfattende myndighetstiltak ble iverksatt. En rekke forhold ved norsk økonomi, norske finansmarkeder og norsk finansmarksregulering bidro til å dempe utslagene av krisen. I tillegg virket kraftig penge- og finanspolitisk

stimulans til å stabilisere utviklingen. Tilbakeslaget i norsk økonomi var moderat sammenlignet med andre land, og det samme gjaldt utslaget i arbeidsledigheten. Rentepåslagene i pengemarkedene i USA smittet dog raskt over på det norske pengemarkedet. Differansen mellom pengemarkedsrenter og styringsrenter, som allerede hadde steget betraktelig etter problemene i det amerikanske subprimemarkedet, mer enn doblet seg på få dager i september 2008 (Finanstilsynet 2011).

Bankenes tap økte markant i 2008, men de hentet seg raskt inn igjen utover 2009. Den raske bedringen i resultatene skyldes først og fremst en økning i det som kalles andre driftsinntekter. Dette omfatter bl.a. tilbakeføringer av kurstap og nedskrivninger på verdipapirporteføljen, og handel med valuta og verdipapirer. Høy usikkerhet i valuta- og verdipapirmarkedene førte til økt avstand mellom kjøps- og salgspriser, og økt behov blant kundene for å sikre seg mot svingninger. Bankene tjente dermed mer på slik handel (Finanstilsynet 2011).

2.1.4 Nye regelverk i finanskrisens kjølvann

I løpet av 2008 iverksatte mange land tiltak for å dempe utslagene av den internasjonale krisen, hvorav sentralbankene kuttet kraftig i styringsrentene og økte likviditetstilførselen. Et resultat av dette var økte innskuddsgarantier og omlegging av finanspolitikken i mange land slik at den ble mer ekspansiv for å dempe det realøkonomiske tilbakeslaget. Disse raske tiltakene førte til at utviklingene stabiliserte seg mot årsskiftet 2008/2009 (Finanstilsynet 2011). De viktigste prosessene globalt skjedde i regi av G20, som har gitt Financial Stability Board (FSB) og Baselkomitéen for banktilsyn sentrale roller. Baselkomitéen for banktilsyn har vedtatt Basel-reglene, med hovedfokus på strengere krav til kapital og likviditet. De nye reglene innebar blant annet strengere krav til kjernekapital, uvektet egenkapitalandel, krav til bevaringsbuffer, krav til motsyklisk kapitalbuffer, og kvantitative likviditetskrav (Basel Committee on Banking Supervision 2010). Kravet til bevaringsbuffer innebærer at bankene skal holde ren kjernekapital på 2,5 pst. av beregningsgrunnlaget i tillegg til minstekravet. For å beskytte banksystemet mot følgene av sterk kredittvekst skal bankene holde en motsyklisk kapitalbuffer i samme størrelsesorden i perioder med svært sterk kredittvekst.

Det ble også innført to kvantitative likviditetskrav, en såkalt «liquidity coverage ratio» (LCR) (krav til hvor mye likvide eiendeler en bank må ha for å kunne klare perioder med svikt i markedene for finansiering), og en såkalt «net stable funding ratio» (krav til sammensetningen av finansieringskilder eller hvor stabil finansieringen må være). I tillegg til dette fremmet regjeringen et forslag om lønnsfrys for ledende ansatte i norske banker i 2009, hvor lønn og andre godtgjørelser ikke skulle økes fram til 31. desember 2010. Ledende ansatte med fastlønn på mer enn 1,5 millioner kroner skulle ikke honoreres bonus opptjent i 2009 og 2010 (Finansdepartementet 2008-2009).

2.1.4.1 Regelverksendringer i Norge

Norske myndigheter gjennomførte en rekke tiltak for å bedre bankenes tilgang til likviditet, både for å bidra til bankenes utlånsvirksomhet og for å forhindre at solvente banker fikk betalingsproblemer. Blant annet tilførte Norges Bank store mengder likviditet til banksystemet; Løpetiden på likviditetslån ble forlenget, og kravene til sikkerhet for lån ble midlertidig lempet. I starten av 2009 ble det vedtatt en ordning med sikte på «å bidra midlertidig med kjernekapital til norske banker for å styrke bankene og sette bankene bedre i stand til å opprettholde normal utlånsvirksomhet» (Lovdata 2009), kalt Statens Finansfond. Fondet var en redningspakke på 50 milliarder kroner.

Det ble også innført en bytteordning der bankene kunne bytte til seg statspapirer mot obligasjoner med fortrinnsrett (OMF), slik at bankene fikk anledning til å bytte mindre likvide eiendeler mot lett omsettelige statspapirer. Bankene som deltok i ordningen kunne skaffe finansiering gjennom salg av statspapirene eller ved innlån der statspapirene ble stilt som sikkerhet. Utover våren og sommeren 2009 deltok stadig flere banker i bytteordningen, gjennom egneide eller felleseide kredittforetak. Bytteordningen var en viktig finansieringskilde for mange banker gjennom den internasjonale finanskrisen. Et mål på dette er størrelsen på tildelt volum i ordningen som andel av bankenes forvaltningskapital. Prisen på byttene ble fastsatt ved auksjon, og totalt ble statsveksler til en verdi av 229,5 mrd. kroner tildelt fordelt på 24 auksjoner.

De nye regelverkene fra Finanstilsynet handler om at norske banker nå må ha en større likviditetsreserve for å kunne overleve en 30-dagers «stresstest», hvor kunder med innskudd flytter disse, og kunder med lån innfrir. I tillegg er det nye regler vedrørende bankenes soliditet, slik at de skal være bedre rustet dersom vi skulle stå ovenfor en ny krise i fremtiden (Finanstilsynet 2010). Grunnet disse nye kravene om økt kapital- og likviditetsreserve, venter vi i denne oppgaven derfor å se en synkende avkastning på egenkapitalen og eiendeler, til tross for eventuelt økt lønnsomhet.

3 Generell teori og hypoteser

3.1 Prinsipal-agentteori

Det er flere teorier som har lederlønninger i fokus, og en av disse er prinsipal-agentteori. Prinsipal-agentteori tar for seg forholdet mellom to parter, regulert av en kontrakt, hvor den ene parten (prinsipalen) delegerer arbeid til den andre parten (agenten) som utfører et arbeid (Jensen og Meckling 1976). Så tidlig som i 1775 beskrev Adam Smith at man ikke kan forvente at en person som har ansvar for penger som ikke er ens egne, handler som om pengene er hans (Murphy 2013). Smith mente derfor at uaktsomhet og overforbruk alltid ville oppstå i slike tilfeller. Slike interessekonflikter, som oppstår i store selskaper hvor eierskap og ledelse er adskilt, ble senere nærmere utforsket av blant annet Berle og Means (1932) og av Jensen og Meckling (1976). Disse problemene, som oppstår mellom eierne (prinsipalen) og ledelsen (agenten), er det vi kaller prinsipal-agentproblemer eller agentproblemer.

Agentproblemer oppstår når selskapets ledere har insentiver til å følge egne mål og interesser på bekostning av aksjonærenes fortjeneste (Agrawal og Knoeber 1996). Det kan altså oppstå opportunistisk atferd som et resultat av mangel på målkongruens. Dette betyr at lederne handler ut i fra eget beste og prøver å maksimere egen nytte, selv om det ikke nødvendigvis er til selskapets beste. Forfatterne tester ulike mekanismer som kan redusere disse problemene. Dette kan blant annet være store aksjonærer, lønnskompener i form av eierandeler, gjeldsfinansiering, større andel av eksterne styremedlemmer i selskapets styre, arbeidsmarkedet for toppledere og bedriftsstyring.

Store aksjonærer kan redusere agentproblemer da disse har sterkere insentiver, ved å ha større økonomisk forpliktelse til selskapet, til å overvåke og kontrollere at ledelsen handler til selskapets og aksjonærenes beste. Man vil også kunne oppnå en slik ekstern kontroll ved å øke andelen av eksterne styremedlemmer. Styret velges av aksjonærene og har ansvar for å ansettelsesprosessen, kompensasjonstildelingen, og kontrolleringen og overvåkingen av ledelsen i et selskap (Murphy 2013). Ved å ha større andel eksterne styremedlemmer vil disse være mer uavhengig av toppledere, og vil da lettere kunne utføre jobben de er satt til å gjøre (Jensen og Meckling 1976). Man bør dog være oppmerksomme ved bruk av slike typer eksterne mekanismer, da de kan skape sine egne agentproblemer.

Man kan også benytte seg av interne kontrollmekanismer for å håndtere relasjonen mellom eierne og ledelsen i et selskap. Som nevnt kan man blant annet benytte seg av ulike lønnskomponenter. Dette for å gi topplederne insentiver til å handle slik eierne av selskapet ønsker. Hvordan man skal sette sammen de ulike lønnskomponentene, og hvilke som gir mest effektiv innvirkning på agenten, er et mye diskutert tema. Jensen og Murphy (1990) mener at for å stimulere lederen til å øke eiernes formue, bør lederne få en del av det økonomiske resultatet, som betyr at lønnen bør være knyttet til hans eller hennes prestasjoner. Dette for å øke lederens insentiver til å øke selskapets fortjeneste, men også for å fordele risikoen mellom lederen og eierne.

Selskaper kan anses som et nettverk av skriftlige og muntlige kontrakter (Fama og Jensen 1983). Kontrakter binder de to partene i et prinsipal-agentforhold sammen, men da det er umulig å skrive kontrakter som tar høyde for alle mulige utfall vil det oppstå agentproblemer. Fordi kontrakten mellom lederen og eierne er hovedelementet i prinsipal-agentteorien, ligger fokuset på å bestemme den mest effisiente kontrakten til å styre og kontrollere forholdet mellom de to partene (Eisenhardt 1989). Fokuset ligger spesielt på hva som er mest effektivt av en atferdsbasert- (fast lønn, hierarkisk eierstyring) og en resultatbasert kontrakt (eks. bonuser, aksjeopsjoner, markedsbasert eierstyring) for å sikre at agenten handler etter eiernes interesser. Altså vil en annen måte å håndtere agentproblemet på, eller i alle fall redusere det, være å forbedre kontrakten som regulerer ansettelsesforholdet. En perfekt kontrakt for toppleders kompensasjon vil ha full målkongruens mellom interessene til lederne og selskapets eiere, og dermed redusere agentkostnadene og optimalisere selskapsverdien (Murphy 2013).

3.1.1 Manglende insentiver i kontrakter

Mye empirisk forskning taler for at kontrakten mellom prinsipalen og agenten bør inneholde prestasjonsbasert kompensasjon. Dette fordi det antas at lederne og eierne har ulike mål på og ulikt syn på risiko (Eisenhardt 1989). Allikevel ser man at mange kontrakter i praksis bare består av en fast komponent, noe som strider mot agent-prinsipalteorien (Holmström og Milgröm 1991). En teori som kan være med på å forklare dette er den videreutviklede utgaven av Holmstroms og Milgroms lineære prinsipal-agentmodell.

Holmstrom og Milgrom tar i sin originale modell fra 1987 utgangspunkt i at kompensasjonssystemer har to funksjoner; fordeling av risiko og belønning av produktivt arbeid. I sin artikkel fra 1991 utvikler forfatterne, med utgangspunkt i sin tidligere modell, en multidimensjonal modell som også tar hensyn til at agenten enten utfører flere oppgaver for prinsipalen, eller at agentens oppgave har flere dimensjoner.

Holmstrom og Milgrom mener det er viktig å ta hensyn til dette aspektet da man ikke ønsker å gi agenten insentiver til å bare utføre en oppgave, eller en del av en oppgave. Dette er noe som eksempelvis kan skje ved bruk av prestasjonsbasert kompensasjon. Lederen kan da, i ønsket etter å maksimere egen nytte eller profitt, legge hovedvekt på de oppgavene som blir belønnet. Et eksempel på dette er fra skolen hvor lærere velger å lære studentene de temaene og ferdighetene som de blir testet på, slik at lærerne kan motta belønning. Forfatterne argumenterer derfor for at man etter en lineær kompensasjonsregel fra klassisk prinsippal-agentteori kun skal betale fast lønn, uten prestasjonsbasert kompensasjon, i tilfeller hvor man ikke har gode kvalitetsmål eller ikke har gode muligheter til å måle resultat på begge aktivitetene for å unngå skjevhet i innsatsen. De poengterer dog også at kontrakter med fast lønn kan fremkalle en viss innsats, men at det å legge til positive insentiver kan fremkalle høyere, samlet innsats.

Organisasjonspsykologisk forskning har lenge hatt fokus på hva slags type motivasjon ulike lønnskomponenter gir lønnstakere. Det blir i litteraturen ofte skilt mellom ytre og indre motivasjon. Ytre motivasjon er definert som atferd hvor drivkraften for atferden kommer fra ytre belønninger, mens for indre (prososial) motivasjon kommer drivkraften fra indre belønning og ønske om å gjøre en god jobb. Forskning finner klare fordeler ved at de ansatte er drevet av indre motivasjon. Pfeffer og Veiga (1999) trekker blant annet fram hvilken påvirkning indre motivasjon kan ha; ”Medarbeiderne jobber hardere på grunn av sterkere involvering, forpliktelse og engasjement som skyldes høy grad av medbestemmelse og egenkontroll. Medarbeiderne jobber smartere fordi de blir oppfordret til å utvikle og bruke sine ferdigheter og sin kompetanse. Medarbeiderne jobber mer ansvarlig fordi ansvaret er plassert i deres hender”. Ytre motivasjon trekkes oftere frem som en viktig faktor dersom oppgaven som skal utføres er repetitiv og enkel, og av den grunn er lite indre motiverende i seg selv.

Kognitiv evalueringsteori mener at eksterne faktorer, slik som ulike lønnskomponenter, underminerer den ansattes indre motivasjon (Gagné og Deci 2005). Deci, Koestner og Ryan (1999) viste imidlertid i sin analyse at den ytre motivasjonen ikke underminerte den indre hvis den ytre belønningen ble gitt uavhengig av spesifikke oppgaver, eller hvis den kom overraskende på den ansatte. Dette vil si at kompensasjon i form av fastlønn ikke vil underminere den indre motivasjonen til lederen på samme måte som prestasjonsbasert lønn, med mindre den kommer overraskende, vil gjøre.

Kuvaas (2008) konkluderer med at hvis man ønsker ansatte som er selvstendige, ansvarsfulle og indre motiverte bør man heller ha interne fastlønnsvariasjoner fremfor prestasjonsbasert kompensasjon. Han forsvarer en slik fastlønnsordning med at de ansatte kan anse høyere fastlønn som en belønning for hvilken stilling man har og hvem man er i organisasjonen, i stedet for hva man nylig har gjort. Altså vil en fastlønnsordning ha et lengre tidsperspektiv. På denne måten styrer man fokuset bort fra enkeltstilte oppgaver, og beveger den ansattes fokus mot hva man bidrar med i sin helhet til selskapet.

I vårt datasett ser vi at det er liten bruk av prestasjonsbasert lønn til toppledere i norske sparebanker. Som vist ovenfor kan det være flere grunner til dette. Det kan blant annet skyldes mangel på gode resultatmål, frykt for skjeve insentiver, eller troen på at fastlønn gir en bedre motivasjon enn prestasjonsbasert kompensasjon. Det som er viktig å tenke på i et slikt fastlønnsperspektiv er; Hvilke insentiver gir fastlønn? Selv om det ikke overskygger indre motivasjon, er fastlønnen motiverende i seg selv? Er den indre motiverende, eller er det de som er mest indre motiverte som er de beste kandidatene og dermed får høyest lønn?

3.1.2 Hypotese 1

Prinsipal-agentteori viser til en positiv effekt av å koble daglig leders lønn til selskapets resultater. Dette for å forene eiernes og lederens interesser og mål, og for å redusere eventuelle agentkostnader som oppstår ved fravær av målkongruens. Vi får på bakgrunn av denne teorien, følgende hypotese:

H1: «Det er en positiv sammenheng mellom daglig leders lønn og bankens lønnsomhet».

3.1.3 Empiri

Mye forskning er gjort på forholdet mellom lederlønninger og lønnsomhet i selskaper. Selv om det antas at det er flere faktorer som er med på å påvirke selskapets lønnsomhet, har flere studier funnet en positiv sammenheng mellom lederlønn og lønnsomhet. Blant annet Jensen og Murphy (1990) som utfører en studie hvor de sammenlikner toppleders og aksjonærenes fortjenester. Wallsten (2000) finner også en sterk sammenheng mellom disse to faktorene. Funnene antyder at topplederne blir belønnet i perioder med god lønnsomhet, og straffet i perioder hvor lønnsomheten er dårligere. Han finner også at sammenhengen er sterkest for topplederne og at den synker etter hvert som man går nedover i systemet. Dette kan ha en naturlig sammenheng med at lederne på øverste nivå har større påvirkning på selskapets resultater enn hva ledere på lavere nivå har.

Hall og Liebmann (1998) viser til en sterk sammenheng mellom toppleders lønn og selskapets lønnsomhet i en studie på børsnoterte amerikanske selskaper. På tross av all skepsisen til tanken om at lederlønninger som knyttes til selskapets prestasjoner kan være med på å forbedre selskapets lønnsomhet, finner Gerhart, Rynes og Fulmer (2009) i sin drøfting om prestasjonsbasert belønning sterke empiriske resultater som støtter denne antagelsen.

Mye av den empiriske forskningen om dette temaet er gjennomført i USA, men likevektsmodellen til Gabaix og Landier (2008) forutser at land som opplever en lavere vekst i selskapsverdi enn USA, også bør ha lavere vekst i kompensasjon av toppledere. Abowd og Bognanno (1995) finner at europeiske selskaper har lavere lønninger til toppledere enn amerikanske selskaper, men stiller spørsmål til om hvorvidt dette skyldes høyere selskapsverdi hos de amerikanske selskapene eller ikke. Conyon og Murphy (2000) finner at amerikanske selskapers kompensasjonspakker fører til et sterkere bånd mellom selskapsstørrelse og topplederlønninger. Dette kan være med på å forklare hvorfor amerikanske topplederlønninger er høyere enn eksempelvis norske, og kan antyde at sammenhengen mellom amerikanske selskapers lønnsomhet og topplederlønninger er større enn for eksempel norske selskaper.

Carpenter og Sanders (2002) ser i sin forskning på samspillet mellom toppleders lønn og lønningene til hele toppledergruppen, og påvirkningen denne har på selskapets lønnsomhet. Selv om de finner en signifikant, positiv sammenheng mellom toppleders lønn og lønnsomheten, finner de at denne ble påvirket av en sterkere positiv effekt fra lønningene til hele ledergruppen. Dette indikerer at selv om det er en positiv effekt mellom lederlønn og lønnsomhet, er ikke lederlønnen den eneste faktoren som påvirker lønnsomheten til selskapet.

3.1.4 Kritikk

Selv om empirisk forskning viser positive sammenhenger mellom størrelse og lederlønn, er mange kritiske til at prinsipal-agentteorien er den eneste forklaringen bak topplederlønninger. Prinsipal-agentteori er basert på forutsetningen om at topplederens lønn blir utformet og bestemt av markedskreftene og av styret som er lojale mot aksjonærene. Bebchuk og Fried (2004) hevder at dette ikke stemmer og at toppleders kompensasjon er fastsatt av lederne selv, i stedet for selskapets styre på vegne av aksjonærene. De observerer at mange kompensasjonsløsninger består av en sammensetning av lønnskomponenter som ikke stemmer overens med teorier om optimale kontrakter, og konkluderer med at dette skyldes at styret har insentiver til å maksimere egen vinning fremfor aksjonærenes og at dette ofte ender i lederens favør. Grunnen til dette er at styrene ofte ikke er så uavhengige fra topplederen som teorien tilsier, og ofte da vil ha insentiver til å favorisere lederen framfor aksjonærene (Bebchuk og Fried 2005).

Denne avhengigheten mellom styret og toppleder kaller vi for teorien om ledermakt (Bebchuk og Fried 2004). Topplederen kan opparbeide seg ledermakt på bakgrunn av ulike sosiale og psykologiske faktorer. Dette kan blant annet være gruppesamhørighet, styremedlemmenes ønske om å unngå konflikter, vennskap og lojalitet, eller kognitiv dissonans (Bebchuk og Fried 2005). Et annet viktig aspekt er også at topplederen har en viktig rolle ved gjenvalg av styret. Hvis styremedlemmene har et ønske om å bli gjenvalgt i et styreverv, kan dette være med på å øke ledermakten. Forfatterne finner videre at konsekvensen av ledernes makt ovenfor styret og deres påvirkning på egen kompensasjonsordning, er med på å svekke insentivene i ledernes lønninger som igjen er med på å redusere selskapets lønnsomhet.

De konkluderer med at det ikke bare oppstår et prinsipal-agentproblem når man skiller eierskap og ledelse, men også ut fra agentproblemet selv (Bebchuk og Fried 2003). Hvem kontrollerer kontrollørene?

Bebchuk, Fried og Walker (2002) mener at markedskreftenes påvirkning også er en svakhet ved prinsipal-agentteorien. Markedskreftene er med på å påvirke kontraktsforholdene mellom prinsipalen og agenten fordi de er med på å bestemme hva prinsipalen kan kreve av agenten, og hvilke krav agenten er villig til å gå med på. Forfatterne mener at markedskreftene ikke er sterke nok til å forene lederne og eiernes interesser, slik at de ikke vil kunne sikre en optimal kontrakt og skape målkongruens. Dette betyr i praksis at prinsipalen mister den kontrollen, eller deler av kontrollen, som han ønsker å oppnå over agenten ved bruk av en kompensasjonskontrakt.

3.2 Sorteringsteori

Sorteringsteori (Assortative Matching) ble utviklet på bakgrunn av at litteraturen la mye vekt på insentivstrukturen i lønningene som ble utbetalt til administrerende direktører, men ikke la stor vekt på nivået til disse lederlønningene (Terviö 2008). Denne teorien skiller seg fra andre teorier om topplederlønninger ved at den ønsker å forklare hvorfor noen toppledere får bedre betalt enn andre. Teorien har sin bakgrunn i Beckers (1973) teori som viser til hvordan ektefeller ”matches” ut i fra økonomiske motiver. Sorteringsteori er basert på samme tankegang, hvor store selskaper matches med toppledere med høy kompetanse ved å gi de høye lønninger. Dette er det vi kaller positiv sortering (”positive assortative matching”). Altså betaler de største selskapene for å få den beste kompetansen.

Sorteringsteori bruker bedriftsstørrelse som den sentrale forklaringsvariabelen på lederlønn, sammen med lederens kompetanse (Terviö 2008). På bakgrunn av dette er det utviklet en enkel likevektsmodell som viser denne matchingen mellom variablene (Cahuc, Carcillo og Zylberberg 2014). Forutsetningen for denne modellen er at det er en positiv sammenheng mellom økt selskapsstørrelse og lønn til administrerende direktør. Dette er logisk, da toppledere i store selskaper har kontroll over større og flere ressurser. Altså er risikoen høyere til beslutningene som tas av disse lederne.

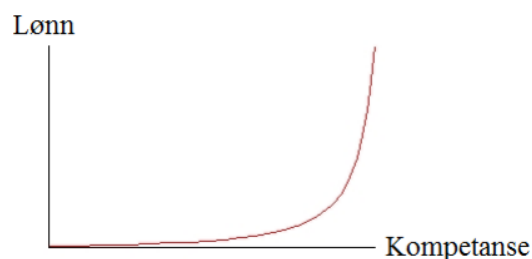
På bakgrunn av denne tankegangen vil større selskaper være mer avhengige av at deres toppleder tar gode beslutninger. Høy kompetanse vil altså være verdt mer for store selskaper (Terviö 2008). Dermed vil man få en matchet rangering av selskaper og kompetanse blant toppledere hvor de minste selskapene matches med de minst kompetente lederne, det nest minste selskapet matches med den nest minst kompetente lederen osv. helt til vi når det største selskapet som matches med den mest kompetente lederen. Modellen viser altså at den totale lønnen til toppledere er stigende med selskapets størrelse. Dette viser vi i tabell 3.1:

Tabell 3.1: Matching av selskaper og toppledere

Selskaper (rangert etter størrelse)	Toppleders lønn (rangert etter kompetanse)
1	1
2	2
...	...
N	N

Likevektsmodellen forklarer hvorfor ulike toppledere med omtrent lik kompetanse får svært ulik lønn, og hvorfor kontrakten med toppleder er effektiv selv når lønnen er veldig høy.

Gabaix og Landier (2008) finner i sin studie om likevektsmodellen at selv om det er små ulikheter mellom lederne grad av kompetanse så er det store lønnsforskjeller mellom disse lederne. Dette gjelder spesielt for lederne med høyest kompetanse. Altså ser de tendensen til det vi kaller ”superstjerner”, at noen topplederne med høy kompetanse får betraktelig bedre betalt enn andre. En slik fordeling av lønn ut i fra lederne kompetanse vises i figur 3.1.



Figur 3.1: Sammenheng mellom toppledernes lønn og kompetanse

Kilde: (Stubsjøen 2015)

Gabaix og Landier (2008) setter økningen i lederlønn i sammenheng med den store økningen i selskapsstørrelse for amerikanske selskaper i perioden 1980-2003. De forklarer denne utviklingen i lederlønnen ut i fra hvilke eksterne muligheter ledertalentene, altså de lederne med høyest kompetanse, har utenfor bedriften. De konkluderer derfor med at godtgjørelse av daglig leder avhenger av hva man må betale i markedet for å skaffe de ledertalentene man ønsker.

Modellen viser også at likevekten er effektiv. Cahuc, Carcillo og Zylberg (2014) begrunner dette ved å vise at hvert selskap ansetter en toppleder med den kompetansen som maksimerer selskapets resultater. Altså vil ingen av selskapene dra nytte av å velge en annen leder, og ingen leder vil heller velge å bytte plass med en leder som tjener mindre enn seg selv. Den totale nytten i økonomien maksimeres, og kontraktene vil derfor være effektive selv om lønningene til de beste topp lederne er veldig høye.

3.2.1 Hypotese 2

På bakgrunn av sorteringsteori kan vi anta en positiv sammenheng mellom daglig leders lønn og selskapsstørrelse, og vi får derfor følgende hypotese:

H2: «Det er en positiv sammenheng mellom daglig leders lønn og selskapsstørrelse».

3.2.2 Empiri

Flere har ved empirisk forskning funnet en positiv sammenheng mellom selskapsstørrelse og lederlønn i tråd med sorteringsteori. Blant annet Gabaix og Landier (2008), som bruker en slik likevektsmodell til å forklare sammenhengen mellom de to faktorene over tid, mellom ulike selskapers og på tvers av ulike land. Modellen forklarer økning i lederlønn ut i fra økning i selskapsstørrelse, og viser hvorfor det kan være stor spredning i lederlønninger selv med små ulikheter i kompetanse blant lederne. Kostiuk (1990) finner en liknende, stabil sammenheng mellom selskapsstørrelse og lederlønn, både over tid og på tvers av land.

Terviö (2008) utfører også forskning med utgangspunkt i positiv sortering i henhold til selskapsstørrelse. Han viser at lønnsnivået blant toppledere kommer av en konkurranse om ledernes kompetanse blant selskapene. Forfatteren estimerer på bakgrunn av dette en likevektsmodell som viser de økonomiske konsekvensene av denne konkurransen om de beste topplederne. Han matcher altså selskapsstørrelse og lederlønn i tråd med teorien. Den positive sammenhengen mellom selskapsstørrelse og lederlønn støttes også blant annet av Baker og Hall (2004). Zhou (2000) finner liknende resultater hos canadiske selskaper. Tosi et al. (2000) viser i sin studie at selskapsstørrelser forklarer mer enn 40% av variasjonen i topplederlønningene, mens selskapets lønnsomhet forklarer mindre enn 5%. Randøy og Skalpe (2007) finner liknende resultater blant norske børsnoterte selskaper. De finner at ”blant norske bedrifter bestemmer bedriftsstørrelse (antall ansatte) mest for lederlønnnivået, mens vekst i omsetning bestemmer mest med hensyn til lederlønnøkning”

3.3 Ledermaktteori

Som nevnt tidligere vokste teorien om ledermakt fram som en kritikk mot prinsipal-agentteori på starten av 2000-tallet. Bebchuk, Fried og Walker (2002) er blant de fremste på dette feltet, og de mener at ledermaktteori er med på å forklare trendene ved lederlønninger som vi ser ved empirisk forskning som teorien om effisiente kontrakter ikke greier å forklare. Dette er eksempelvis de høye lønningene som mange toppledere mottar.

Bebchuk og Fried (2003) påpeker også at kompensasjon til toppledere ikke bare kan brukes til å redusere agentproblemer, slik som prinsipal-agentteorien tilsier, men at slik kompensasjon også kan være en del av selve problemet i seg selv. Dette er grunnet at topplederen kan bruke ledermakt til å øke egen lønn. Altså vil tilstedeværelsen av ledermakt kunne bidra til opportunistisk atferd og føre til mangel på målkongruens. De konkluderer på bakgrunn av dette med at ledermakt spiller en viktig rolle ved utforming av kompensasjonskontrakter, og at man derfor bør legge vekt på dette ved utformingen av kompensasjonspakker til toppledere (Bebchuk, Fried og Walker 2002).

Ledermakt kan forsterkes av flere faktorer. Bebchuk og Fried nevner i denne sammenheng blant annet at ledermakten blir sterkere i tilfeller med svake eller ineffektive styrer, fravær av store eksterne aksjonærer, lavere konsentrasjon av institusjonelle aksjonærer og tilstedeværelsen av anti-overtakelsestiltak i selskapet. Men den potensielle superprofitten som lederen kan oppnå ved slik makt er imidlertid ikke ubegrenset. Som nevnt hevder ledermaktteori at markedskreftene ikke er sterke nok til å forene ledernes og eiernes interesser. Men markedskreftene vil allikevel sette visse begrensninger til hva styremedlemmene vil godta og hva lederne vil be om når det kommer til kompensasjon (Bebchuk og Fried 2005). Grunnen til dette er reaksjonene fra eksterne aktører som kan oppstå som en respons til høye lederlønninger. Altså vil høye topplederlønninger dempes grunnet en sosial kostnad som vil oppstå når den er blitt så høy at den ikke kan forsvares ovenfor de eksterne omgivelsene.

Thomas og Martin (1999) finner bevis for at utformingen av kompensasjonsløsninger faktisk påvirkes av hvordan utenforstående oppfatter dem. De finner i sin studie at i løpet av 1990-tallet hadde administrerende direktører som ble kritisert for sin høye lederlønn av sine aksjonærer en nedgang i årlig (industrijusterte) kompensasjon i de to påfølgende årene. Dette bekreftes også av Johnson, Porter og Shackell (1997) som finner en negativ sammenheng mellom negativ omtale i media og lederlønn.

Ledermakt kan måles på flere ulike måter. Blant annet Core et. al (1999) finner en positiv sammenheng mellom toppleders lønn og styrets størrelse. Dette kan indikere at styrets størrelse kan ha en positiv påvirkning på toppledermakt. Dette er i tråd med antakelsen om at større styrer fører til høyere ledermakt. Årsaken til dette kan være at større styrer er svakere og mindre effektive enn mindre styrer (Bebchuk og Fried 2005). Denne sammenhengen støttes også av Randøy og Nielsen (2002) som finner en signifikant positiv sammenheng mellom toppleders lønn og styrets størrelse for både svenske og norske børsnoterte selskaper.

Forfatterne finner også en positiv sammenheng mellom toppleders lønn og antall eksterne styremedlemmer med flere styreverv, som kan begrunnes med at disse styremedlemmene er mindre fokusert på hvert enkelt selskap, noe som kan resultere i høyere ledermakt. Dette støttes av Bebchuk og Fried (2005) som også viser til en slik positiv sammenheng.

Det foreslås også å benytte seg av daglig leders lønnsandel (CPS "CEO Pay Slice") som et mål på ledermakt. Blant annet Choe et. al. (2014) finner i sin studie en positiv sammenheng mellom CPS og toppleders lønn. Bebchuk et. al. (2011) finner en sterk sammenheng mellom CPS og agentproblemer, noe som kan indikere at høy ledermakt resulterer i redusert lønnsomhet for selskapet.

Bebchuk og Fried (2004) finner også at toppleders makt øker dersom flere av styremedlemmene inntar sin posisjon i selskapets styre i løpet av toppleders tid i stillingen. Dette antyder at toppleders fartstid kan være et mål på ledermakt. Dette støttes blant av Cremers og Palia (2011) som finner en positiv sammenheng mellom fartstid og toppleders lønn. Det bør dog nevnes at Bebchuk og Fried (2005) poengterer at styret også kan tjene på å gi ny leder en god lønn, for å blidgjøre han nå som han skal bli daglig leder. Altså vil toppleder kunne, på tross av mindre påvirkningskraft, fortsatt ha noe ledermakt når han starter i ny jobb.

3.3.1 Hypotese 3

Ledermaktteori antar en positiv sammenheng mellom ledermakt og toppleders lønn. Flere bruker ledernes fartstid som mål på ledermakt. Ut i fra ledermaktteori, og med leders fartstid som mål på ledermakt, får vi følgende hypotese:

H3: «Det er en positiv sammenheng mellom daglig leders lønn og lederens fartstid».

3.3.2 Empiri

Flere finner støtte for ledermaktteori. Blant annet Tian og Yang (2014) som i sin studie av amerikanske banker en positiv sammenheng mellom leders makt og lønnsnivå utover det som kan legitimeres ut fra egenskaper ved selskapet. Dette støttes av Chen, Ezzamel og Cai (2011), som tester ledermaktteori og finner en positiv sammenheng mellom ledermakt og toppleders lønn for kinesiske selskaper.

Morse, Nanda og Seru (2011) finner i sin studie av amerikanske selskaper støtte for at toppledere bruker ledermakt til å påvirke utformingen av egen kompensasjon. Dette er i tråd med ledermaktteorien. Det finnes også støtte for en positiv sammenheng mellom toppleders fartstid og leders lønn. Blant annet Hill og Phan (1991) finner en slik positiv sammenheng. Noe som er med på å indikere at en toppleder øker sin ledermakt hvis han eller hun blir i samme posisjon over lenger tid. Dette er med på å bekrefte at toppleders fartstid kan benyttes som et mål på ledermakt.

3.3.3 Kritikk

På tross av støtten rundt ledermaktteori, er flere også kritiske til teorien. Blant annet Holmström (2005) som mener at Bebchuk og Fried (2004) besvarer mange ubesvarte spørsmål med sin ledermaktteori, men at teorien ikke holder mål. Han mener at ved å belyse denne sammenhengen ut i fra et historisk perspektiv vil man kunne se at det er flere gode grunner til at lederne har stor makt, og at denne maktubalansen har eksistert og opparbeidet seg over tid. Lederemaktteorien har oppstått som et svar på de høye lederlønningene som har oppstått de siste to tiårene. Holmström mener altså at man ikke bare kan se på sammenhengen mellom lederlønn og ledermakt ut i fra skandalene og endringen som har skjedd den siste tiden, men at man må ha et lenger tidsperspektiv på teoriene.

Frydman og Saks (2010) er også kritiske mot lederemaktteorien. Ved å se på sammenhengen mellom lønn og selskapsledelse over en lang tidsperiode finner de at lønnsnivået mellom 1950-1970 var mye lavere enn lønnsnivået i nyere tid. Dette på tross av at eierskapsstyring og selskapsledelsen var svakere da enn hva den er i dag. Dette strider mot lederemaktteori da lederne ville kunne ha like høy lederemakt i disse tiårene som de har i dag, og i henhold til lederemaktteori da kunne ha påvirket eget lønnsnivå til å bli høyere. Forfatterne konkluderer med at ingen av deres funn støtter at økningene i lederlønn de siste tiårene skyldes at topplederne har benyttet seg av å lederemakt til å påvirke egen lønn.

Edmans og Gabaix (2009) hevder at teorien om effisiente kontrakter holder hvis man inkluderer komplekse og realistiske aspekter rundt ansettelsesforholdet.

De mener at årsaken til at teorien om optimale kontrakter ikke besvarer alle aspekter rundt utformingen av lederlønn er at teorien er for enkel, men at hvis man gjør den mer kompleks ved å inkludere flere aspekter vil teorien være tilstrekkelig. Forfatterne indikerer med dette at fundamentet for ledermaktteorien ikke eksisterer.

Snyder (2003) mener at ledermakt spiller en rolle i utformingen av lønn til toppledere, men at ledermakt ikke er den avgjørende faktoren. Han hevder at ledermaktteorien ikke er en tilstrekkelig teori fordi den ikke kan forklare den store økningen i topplederlønninger i USA i 1990-årene. Dette på tross av en reduksjon i toppledernes makt ovenfor styret, at det ble økt offentlig oppmerksomhet rundt toppledernes høye lønninger, at det ble høyere tilstedeværelse av institusjonelle investorer og at selskapene ble mer transparente når det kom kompensasjon av toppledere i samme periode. Videre hevder han at en rekke andre faktorer også påvirker topplederlønninger, i tillegg til ledermakt. Blant disse nevner han usikkerheten og kognitive begrensninger som påvirker beslutninger rundt lederkompensasjon, den spesielle dynamikken som oppstår mellom partene under en forhandlingssituasjon om lederlønn og forhandlingskraften som er iboende i topplederens stilling. Når det gjelder leders fartstid som mål på ledermakt er det også noe uenighet rundt dette. Hambrick og Finkelstein (1995) finner i sin studie liten til ingen sammenheng mellom toppleders fartstid og lederlønn.

3.4 Prestasjonsbasert lønn

Prestasjonsbasert lønn kan defineres som ”at hele eller deler av den økonomiske belønningen varierer med hvilke resultater de ansatte og/eller bedriften frembringer” (Colbjørnsen, et al. 2000). Det kan eksempelvis være aksjetildelinger, aksjeopsjoner, individuelle bonuser eller kollektive bonuser. Prestasjonsbasert lønn har to hovedformål; Atferds- og holdningspåvirkning, eller seleksjon. Bruk av prestasjonsbasert lønn til å påvirke atferd og holdninger kan ha en direkte eller indirekte effekt. Den kan ha en direkte effekt ved å gi lederne insentiver til å gjøre noe de ellers ikke ville ha gjort. Altså vil bruk av resultatbasert lønn kunne føre til målkongruens. Dette betyr at man forener ledernes og eierens mål, ved å gi lederen insentiver til å opptre på en måte som er gunstig for eierne. Dette i tråd med prinsippal-agentteori. På denne måten vil man kunne redusere agentkostnader. Flere mener derfor at man bør knytte selskapets lønnsomhet til ledernes lønninger, blant annet Jensen og Murphy (1990).

Prestasjonsbasert lønn kan også ha en indirekte effekt på atferds- og holdningspåvirkning. Dette ved å gjennomføre tiltak som er med på å øke medarbeidernes opplevelse av å lojalitet, organisasjonsforpliktelse, psykologisk eierskap, samhold eller for å føle seg verdsatt. Prestasjonsbasert lønn kan også ha til formål å fungere som en seleksjonsmekanisme. Altså til å tiltrekke, beholde eller avslutte ansettelsesforhold til en medarbeider.

Men det er ikke bare fordeler ved bruk av resultatbasert lønn. Frey og Osterloh (2005) mener at man bør unngå slik kompensasjon og heller benytte seg av fastlønnsordninger. Grunnen til dette er at de mener at årsaken til de store økonomiske krisene som har oppstått de siste tiårene har vært bruken av prestasjonsbasert lønn til toppledere. Dette mener de har resultert i negative konsekvenser som for høy risikotaking, kortsiktig perspektiv for profitt og pynting av regnskaper. Dette støttes av Bebchuk, Cohen og Spamann (2010) undersøkelser av Bear Stearns og Lehman Brothers under finanskrisen. Som nevnt tidligere skylder mange finanskrisen på utstrakt bruk av prestasjonsbasert belønning til toppledere, noe som har resultert i strengere rapporteringskrav i mange land. Dette kan være med på å forklare den utstrakte bruken av fastlønn som vi observerer i vårt datasett. Vi ser dog at de norske sparebankene i stor grad benyttet seg av fastlønn også før finanskrisens utbrudd. En slik fastlønnsordning ved kompensasjon av ledere støttes av Kuvaas (2008), som argumenterer for fordelene av å benytte seg av fastlønn fremfor prestasjonsbasert belønning. Han trekker frem at hvis man skal benytte seg av resultatbasert lønn bør denne løsningen heller være kollektiv fremfor individuell.

I vårt datasett er trenden at det er lite bruk av prestasjonsbasert belønning av toppledere. En annen form for belønning, som derimot brukes i stor grad i vårt datasett, er pensjonsytelser. Pensjonsordninger brukes i stadig større grad som en del av topplederlønninger, noe som er grunnet strengere opplysningskrav rundt kompensasjon til toppledere (Bebchuk og Fried 2004). Pensjonsordninger er mindre sensitive til selskapets lønnsomhet enn prestasjonsbasert lønn, og man ser en trend til at pensjonsordningene til toppleder ofte skiller seg klart fra kompensasjonen til andre ansatte i selskapet.

4 Data og beskrivende statistikk

4.1 Datainnsamling

Data vedrørende lederlønninger er primærdata, som vi har hentet inn fra hvert enkelt årsregnskap fra de ulike bankene for årene 2005-2016. Vi kan ikke med sikkerhet si at data om lederlønn er pålitelige, da det kan tenkes at enkelte banker har utelatt noe informasjon i årsoppgavene. Flere av banksjefene vi har vært i kontakt med har sagt at de har bonusordning i banken basert på likedeling, men at det i de fleste år har vært såpass små summer som har vært betalt ut som bonus at de kan regnes som irrelevante. Mange av bankene har også ulike avtaler når det kommer til pensjonsytelser, slik at det kan være vanskelig å sammenligne på tvers av bankene. Likevel har vi hentet inn tall som er offentlig tilgjengelige, og må derfor vurdere dataene som valide og pålitelige, da samtlige banker har spesifisert lederlønninger gjennom hele tidsperioden, og har samme regelverk å forholde seg til når det kommer til presentasjon av tall for regnskapsåret. Data vedrørende selskapstall er sekundærdata. Observasjonene er hentet inn fra Finans Norge av Roy Mersland og hans studenter, og datasettet er gjort tilgjengelig av vår veileder på denne oppgaven, R. Øystein Strøm. Vi vurderer også dette til å være pålitelige data, da regnskapstall og nøkkeltall beregnes etter felles regler, og samtlige årsregnskap også revideres.

4.2 Datasettet

Datasett kan presenteres på ulike måter (Wooldridge 2014, 5). Tverrsnittsdata består av et utvalg enheter på et gitt tidspunkt, mens man ved tidsserier har observasjoner på en eller flere variabler over flere tidsperioder. Et uavhengig sammensatt tverrsnitt oppnås ved tilfeldig innsamling fra en stor populasjon til ulike tidspunkter (vanligvis over flere år). Denne metoden skiller seg fra et enkelt tilfeldig utvalg ved at sampling fra populasjonen ved ulike tidspunkter fører til at observasjonene ikke er identisk distribuerte. Et eksempel er at distribusjonen av lønn har endret seg over tid i de fleste land, slik som lederlønninger har endret seg i norske sparebanker. Ideen om *ceteris paribus* – som betyr «andre (relevante) faktorer holdt konstant» - spiller en viktig rolle i kausalanalyse (Wooldridge 2014, 12).

I mange tilfeller vil antallet faktorer som kan påvirke den avhengige variabelen kunne være uendelig, slik at det kan virke håpløst å isolere enkeltvariabler. Økonometriske metoder kan dog simulere et *ceteris paribus*-eksperiment.

Paneldata (eller longitudinell data) består av tidsserier for hver enkel tverrsnittsdata i utvalget. Nøkkeltrekket ved paneldata som skiller de fra sammenstilte tverrsnittsdata er at disse samme tverrsnittsdataene er fulgt over en gitt tidsperiode (Wooldridge 2014, 10). Det å observere samme enheter over tid fører til flere fordeler sammenlignet med tverrsnittsdata og til og med sammenstilte tverrsnittsdata. Her vil vi ha flere observasjoner av samme enhet som tillater oss å kontrollere for uobserverte karakteristikk ved enkelte av bankene. En annen fordel ved bruk av paneldata er at de tillater oss å undersøke viktigheten av tidsforskyvning i atferd eller resultatet av beslutningstaking. Dette kan være av viktighet fordi mange økonomiske policyer kan forventes å ha en innvirkning først etter en viss tid har passert (Wooldridge 2014, 11). Vi analyserer lønnsutviklingen blant ledere i 92 norske sparebanker over en tidsperiode på 12 år.

For å samle inn paneldata, følger vi det samme utvalget over tid (Wooldridge 2014, 448-449). For økonometrisk analyse av paneldata, kan vi ikke anta at observasjonene er individuelt distribuerte over tid, fordi uobserverte faktorer (som evnen til å gjøre jobben sin godt) som påvirker lønnen i 2005 også vil påvirke denne lederens lønn i 2016. Paneldata er enten balansert eller ubalansert, hvorav et balansert datasett inneholder en observasjon for hver enhet på samtlige tidsperioder, og 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, 253)

$$y_{it} = \beta_0 + x'_{it}\beta_1 + C'_i\beta_2 + u_{it}, \quad (4.1)$$

hvorav y_{it} og x_{it} ikke er kointegrerte (to variabler kan sies å være kointegrerte dersom de beveger seg tett over tid (Abadir 2004)). y_{it} er den avhengige variabelen, β_0 er skjæringspunktet som er uavhengig av i og t , x_{it} er en vektor av forklaringsvariabler med en tilhørende parametervektor β , C_i er et tidsuavhengig instrument, og u_{it} representerer feilledet.

Det er i følge Wooldridge to klare 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».

Datasettet i oppgaven vår er innhentet med mål om å analysere lederlønninger og hvordan de påvirkes av faktorer som størrelsen og lønnsomheten til bankene. Tidsperioden 2005-2016 kan vise seg nyttig for å undersøke en eventuell effekt av finanskrisen. Vi ønsker å undersøke om hvorvidt det er endringer i avhengig variabel og de ulike forklaringsvariablene i tidsperioden før og etter krisen. Vi tror på forhånd ikke at vi vil se noe markant effekt av oljekrisen i 2014, da sparebankene i utvalget vårt ikke er tett knyttet til denne industrien.

4.3 Begrensninger

Enkelte av bankene har i tillegg til ordinær lønn, bonusutbetalinger og pensjonsavsetninger, egne avtaler om aksjebasert bonus. Da denne typen godtgjørelse ville kunne skapt uteliggere i datasettet vårt siden den kun omhandlet en håndfull med banker, valgte vi å utelate denne. Vi har altså ikke beregnet verdi på realisert aksjegevinst for banksjefene det gjelder. Vi har dog valgt å inkludere sluttvederlag, for å understreke kostnadseffekten ved bytte av banksjef. En annen begrensning er enkelte manglende observasjoner i regnskapstallene våre. Disse er fjernet fra datasettet, slik at vi sitter igjen med et sterkt balansert paneldatasett.

4.4 Variabler og variabeldefinisjoner

Tabell 4.1: Variabler og variabeldefinisjon

Variabel	Variabeldefinisjon
<i>Avhengig variabel</i>	
Lonnm	Banksjefens totale kompensasjon i millioner NOK
Lnlonm	Den naturlige logaritmen av banksjefens totale kompensasjon i millioner NOK
<i>Lønnsomhet</i>	
Ebit1000	EBIT i millioner NOK, lagt til verdien 1000
Lnebit1000	Den naturlige logaritmen av EBIT+1000 i millioner NOK
ROA	Avkastning på eiendeler (EBIT/Eiendeler)
lnROA	Den naturlige logaritmen av ROA
ROE	Avkastning på egenkapitalen (EBIT/Egenkapital)
lnROE	Den naturlige logaritmen av ROE
<i>Selskapsstørrelse</i>	
Gjfk	Gjennomsnittlig forvaltningskapital i millioner NOK
Lnfk	Den naturlige logaritmen av gjennomsnittlig forvaltningskapital i millioner NOK
<i>Forklaringsvariabler</i>	
Nydl	Dikotom variabel som har verdien 1 når det har vært bytte av banksjef i løpet av året, og verdien 0 ellers

4.4.1 Logaritmisk transformering

Av tabell 4.2 ser vi at variablene lønn, gjennomsnittlig forvaltningskapital, EBIT, ROA og ROE har høye kurtoseverdier for samtlige år. Kurtose kan defineres som tykkelsen på halene til en distribusjon, hvorav tynne haler tilsier at de fleste observasjonene vil være sentrert rundt gjennomsnittet, mens tykke haler tilsier at flere observasjoner finnes i ytterpunktene, med økt sannsynlighet for ekstremverdier. Normalfordelingen har en kurtose på 3, mens vi for samtlige av våre variabler fikk kurtoseverdier langt over dette.

Tabell 4.2: Kurtose-verdier for henholdsvis lederlønn, gjennomsnittlig forvaltningskapital, EBIT, ROA og ROE

Summary for variables: lonnm by categories of: aar			Summary for variables: gjfk by categories of: aar			Summary for variables: ebit by categories of: aar		
aar	kurtosis	N	aar	kurtosis	N	aar	kurtosis	N
2005	20.00143	92	2005	86.44047	92	2005	85.45338	92
2006	41.44801	92	2006	86.74998	92	2006	86.3304	92
2007	35.06066	92	2007	85.79655	91	2007	86.57307	91
2008	13.02736	92	2008	85.83636	91	2008	86.61975	91
2009	13.39327	92	2009	86.9709	92	2009	85.06737	92
2010	18.34334	92	2010	84.78718	90	2010	84.87473	90
2011	18.88391	92	2011	86.79079	92	2011	87.15965	92
2012	22.17425	92	2012	87.44471	92	2012	86.78185	92
2013	23.02096	92	2013	87.39043	92	2013	84.7419	92
2014	21.15183	92	2014	86.94486	92	2014	86.052	92
2015	19.63332	92	2015	20.23304	91	2015	20.1847	91
2016	20.67352	92	2016	18.83855	91	2016	14.56874	91
Total	25.82604	1104	Total	125.5063	1098	Total	126.1448	1098

Summary for variables: roa by categories of: aar			Summary for variables: roe by categories of: aar		
aar	kurtosis	N	aar	kurtosis	N
2005	10.31908	92	2005	16.04093	92
2006	11.96673	92	2006	20.00294	92
2007	10.30302	91	2007	5.566672	91
2008	8.883834	91	2008	4.949243	91
2009	9.168594	92	2009	6.013449	92
2010	9.182944	90	2010	5.557629	90
2011	7.998122	92	2011	5.896228	92
2012	7.976949	92	2012	6.510566	92
2013	7.292451	92	2013	8.29215	92
2014	7.702688	92	2014	8.987741	92
2015	7.390195	91	2015	9.074098	91
2016	8.495641	91	2016	10.12024	91
Total	14.63573	1098	Total	17.37117	1098

Vi har derfor valgt å bruke den naturlige logaritmen til både avhengig variabel og forklaringsvariablene. Vi har på denne måten laget en elastisitetsmodell hvor vi modellerer forholdet mellom henholdsvis selskapsstørrelse og lønnsomhet, og lederlønn.

B_1 og B_2 vil nå være elastisiteten til lederlønn for henholdsvis størrelse og lønnsomhet. Vi får da følgende modell:

$$\text{Ln (lederlønn)} = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{selskapsstørrelse}) + \beta_2 \ln(\text{lønnsomhet}) + \beta_2 \text{NyDL} + u$$

Dette impliserer at en prosentvis økning i henholdsvis selskapsstørrelse og lønnsomhet kontrollert for om hvorvidt det har vært bytte av banksjef, fører til en prosentvis økning eller nedgang i lederlønn (Wooldridge 2014, 39). u er et feilledd som representerer variasjon i lederlønn utover det som de uavhengige variablene forklarer.

4.5 Deskriptiv statistikk

Vi har benyttet den naturlige logaritmen av variablene våre, for å unngå problematikken rundt ekstremverdier (uteliggere). Vi hadde også noen negative verdier for EBIT, så vi har lagt til verdien 1000 for samtlige observasjoner, før vi tok den naturlige logaritmen av variabelen.

Tabell 4.3: Variabeloversikt

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lonnm	1,104	1.743929	1.688975	.036232	15.842
gjfk	1,098	22394.95	138433.2	216	1865472
ebit1000	1,098	1244.568	1493.008	484.042	23357.67
roa	1,098	.4799674	.4791727	.0077892	4.273504
roe	1,098	4.78589	4.378714	.1661239	45.45454
nydl	1,104	.0923913	.2897088	0	1

Som vi ser av tabell 4.3 har vi et sterkt balansert paneldatasett, med kun et fåtall manglende observasjoner.

Korrelasjonsmatrisen i tabell 4.4 viser at enkelte av de aktuelle forklaringsvariablene naturlig nok er sterkt korrelert med hverandre. At avkastning på egenkapital og eiendeler er sterkt korrelert med gjennomsnittlig forvaltningskapital, kan forklares ved at gjennomsnittlig forvaltningskapital tilsvarer balansesummen. Vi har på bakgrunn av dette valgt å også gjøre analyser med enkeltvariabler og kun endring av banksjef som kontrollvariabel, som vist i kapittel 7.

Tabell 4.4: Korrelasjonsmatrise

(obs=1,098)

	lonnm	gjfk	ebit1000	roa	roe	nydl
lonnm	1.0000					
gjfk	0.5693	1.0000				
ebit1000	0.5772	0.9849	1.0000			
roa	-0.4052	-0.1440	-0.1464	1.0000		
roe	-0.4271	-0.1536	-0.1569	0.9453	1.0000	
nydl	-0.0657	-0.0050	-0.0001	-0.0045	0.0044	1.0000

Tabell 4.5 viser statistiske mål for variablene brukt i våre analyser.

Tabell 4.5: Variabeloversikt

stats	lonnm	gjfk	ebit1000	roa	roe	nydl
mean	1.743929	22394.95	1244.568	.4799674	4.78589	.0923913
p50	1.258	2577	1026.982	.3851452	3.787687	0
sd	1.688975	138433.2	1493.008	.4791727	4.378714	.2897088
kurtosis	25.82604	125.5063	126.1448	14.63573	17.37117	8.925326
skewness	4.217585	10.83706	10.75753	2.713829	2.598931	2.815196
min	.036232	216	484.042	.0077892	.1661239	0
max	15.842	1865472	23357.67	4.273504	45.45454	1
N	1104	1098	1098	1098	1098	1104

Minimum viser observasjonen med laveste verdi, mens maksimum viser største observerte verdi (Wooldridge 2014). Median er verdien hvor det er 50% sannsynlighet for å være under, og 50% sannsynlighet for å være over den, så det er verdien som splitter den rangerte fordelingen i to deler med like mange observasjoner på begge sider. Gjennomsnittet er et mål på sentraltendens. Standardavviket er definert som kvadratrotten av variansen, og gir verdiens gjennomsnittlige avstand fra gjennomsnittet. Kurtose kan defineres som tykkheten på halene til en distribusjon, hvorav tynne haler tilsier at de fleste observasjonene vil være sentrert rundt gjennomsnittet, mens tykke haler tilsier at flere observasjoner finnes i ytterpunktene, med økt sannsynlighet for ekstremverdier. Kurtose for en normalfordeling er på 3, og vi ser at samtlige variabler har verdier over dette, som betyr at de ikke er normalfordelte. Verdiene er dog lavere enn uten logaritmisk transformering. Skewness er et mål på symmetri i fordelingen, hvorav normalfordelingen har skewness lik null. Her ser vi at samtlige variabler har en noe skjev fordeling, hvorav de fleste verdiene er nær null, foruten for EBIT og størrelsesvariablen.

Vi har brukt økonometriprogrammet Stata for å analysere dataene våre. Vi stod mellom dette programmet og R, men fant at Stata både var mer brukervennlig og presenterte dataene på en mer oversiktlig og ryddig måte. I samtlige modeller bruker vi den naturlige logaritmen til gjennomsnittlig forvaltningskapital som et mål på selskapsstørrelse.

Vi har brukt den naturlige logaritmen til EBIT, ROA og ROE som lønnsomhetsmål, hvor vi grunnet enkelte negative observasjoner har valgt å legge til verdien 1000 på samtlige observasjoner for EBIT. Som størrelsesmål har vi brukt gjennomsnittlig forvaltningskapital. Samtlige tall er i utgangspunktet oppgitt i millioner kroner, før vi har tatt den naturlige logaritmen av dem.

5 Metode

Vi skal nå ta for oss ulike metoder for behandling av datasett, for å undersøke hvilken metode som best presenterer våre resultater.

5.1 Minste Kvadraters Metode

En metode som kan brukes til dataanalyse er minste kvadraters metode (MKM), hvorav den generelle multiple regresjonsmodellen kan skrives som

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \dots + \beta_k x_k + u, \text{ hvor} \quad (5.1)$$

β_0 er skjæringspunktet

x_k er de uavhengige variablene som måler lederlønn

β_1 er parameteren assosiert med x_1

β_2 er parameteren assosiert med x_2 og så videre

U er residualledd (feilledd), som består av faktorer andre enn x_1, x_2, \dots, x_k som påvirker y .

Siden det er k uavhengige variabler og et skjæringspunkt, inneholder likningen $k+1$ (ukjente) populasjonsparametere (Wooldridge 2014, 71). Vi ønsker i denne oppgaven å undersøke sammenhengen mellom ulike variabler, noe minste kvadraters metode kan bidra til. Dette er en analyse hvor man har en avhengig og en eller flere uavhengige variabler. I vårt tilfelle er lederlønn den avhengige variabelen, mens vi har benyttet oss av flere uavhengige variabler. Feilleddet u er inkludert da en del av variasjonen i y også vil kunne forklares av utelatte forklaringsvariabler og eventuelle målefeil. Vi skal nå teste forutsetningene for bruk av MKM, for å se om dette er en metode som får presentert dataene våre på en god måte.

5.1.1 Forutsetninger for lineær regresjon

Lineære regresjonsanalyser (MKM) avhenger av at disse forutsetningene er oppfylte for at man skal kunne trekke riktige slutninger fra regresjonen (Wooldridge 2014, 71-95).

1. **Regresjonsmodellen er lineær**, er korrekt spesifisert og har et additivt feilledd.

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \dots + \beta_k x_k + u \quad (5.2)$$

2. **Residualene har et populasjonsgjennomsnitt lik null**, så vi har et tilfeldig utvalg av n observasjoner, $x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{ik}, y_i$: $i = 1, 2, \dots, n$. (5.3)

3. **Alle forklaringsvariablene er ukorrelerte med feilleddet**. Ved ikke-perfekt kolinearitet i utvalget, og derfor i populasjonen, er ingen av de uavhengige variablene konstante, og det er ingen eksakte lineære relasjoner blant de uavhengige variabler. Hvis en uavhengig variabel er en eksakt lineær kombinasjon av andre uavhengige variabler, kan vi si at modellen inneholder av perfekt kolinearitet, og da kan den ikke estimeres ved hjelp av MKM. Det er viktig å påpeke at forutsetningen sier at det ikke kan være perfekt kolinearitet, mens noe korrelasjon er akseptert. Hvis man ikke hadde tillatt noe form for korrelasjon mellom de uavhengige variablene, ville multippel regresjon hatt begrensede muligheter for økonometrisk analyse.

4. **Feilleddet har konstant varians (homoskedastisitet)**, dvs. ingen heteroskedastisitet. $\text{Var}(u | x_1, x_2, \dots, x_k) = \sigma^2$. Brudd på denne forutsetninger tilsier at det er ujevn variasjon i feilleddets fordeling, slik at de for eksempel danner en vifteform rundt regresjonslinjen. Dette vil kunne føre til unøyaktige estimater av estimatenes standardfeil, og derfor koeffisientenes signifikans.

5. **Ingen multikolinearitet**, dvs. At ingen av forklaringsvariablene er en perfekt funksjon av noen av de andre forklaringsvariablene.

6. **Residualene er normalfordelte**. Populasjonsfeilleddet er uavhengig av forklaringsvariablene x_1, x_2, \dots, x_k og er normaldistribuert med gjennomsnitt lik null og varians σ^2 : $u \sim \text{Normal}(0, \sigma^2)$. Denne forutsetningen er ikke nødvendig for MKM, men inkluderes vanligvis fordi den er relevant for hypotesetesting. Uten denne forutsetningen om normalitet vil mesteparten av testing på små utvalg være ugyldig (Wooldridge 2014, 94-95).

7. **Ingen auto/seriekorrelasjon i residualene.** Feilledet u har en forventet verdi lik 0 for enhver verdi av de uavhengige variablene, slik at $E(u | x_1, x_2, \dots, x_k) = 0$. Brudd på denne forutsetningen vil kunne føre til autokorrelasjon, og opptrer oftest i tidsseriedatasett. Da vil verdien til feilledet i en periode avhenge av verdien til feilledet i en annen periode. Dette vil gi økt sannsynlighet for feilestimering av β , slik at vi får forventningsskjevne estimatorer.

5.1.2 Sammensatt Minste Kvadraters Metode

En grunn for å bruke sammensatte minste kvadraters metode er å øke utvalgsstørrelsen. Vi kan med dette oppnå mer presise estimatorer og teststatistikker med mer forklaringskraft.

5.1.3 Goodness of fit

Som med enkel regresjon, kan vi definere den totale kvadratsummen (SST), forklart kvadratsum (SSE) og sum av residualer (SSR) som

$$SST \equiv \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y}_i)^2 \quad (5.4)$$

$$SSE \equiv \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y}_i)^2 \quad (5.5)$$

$$SSR \equiv \sum_{i=1}^n (\hat{u}_i)^2 \quad (5.6)$$

Vi kan vise at $SST = SSR + SSE$ hvis man antar at den totale variasjonen i y_i er summen av total variasjon i \hat{y}_i og \hat{u}_i . Og akkurat som i enkel regresjonsanalyse, defineres R^2 som

$$R^2 \equiv SSE/SST = 1 - SSR/SST, \quad (5.7)$$

og tolkes som andelen av utvalgsvariasjonen i y_i som forklares av regresjonslinjen. En viktig egenskap ved R^2 er at den aldri minsker, og at den vanligvis øker når flere uavhengige variabler inkluderes i en regresjon. Av denne grunnen, kan man argumentere for at det er et dårlig verktøy for å avgjøre om en forklaringsvariabel faktisk hører hjemme i modellen (Wooldridge 2014, 68-69).

5.2 Hypotesetesting

5.2.1 Hypotesetesting av en enkelt populasjonsparameter: t-test

Populasjonsmodellen kan skrives som

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \dots + \beta_k x_k + u, \quad (5.8)$$

Og vi antar at den oppfyller forutsetningene for den klassiske lineære regresjonsmodellen.

MKM estimerer forventningsrette estimater av β_j , som vi kan teste hypoteser rundt. Av de seks forutsetningene for CLM har vi at

$$(\hat{\beta}_j - \beta_j)/\text{se}(\hat{\beta}_j) \sim t_{n-k-1} = t_{df}, \quad (5.9)$$

Hvor $k-1$ er antall ukjente parametere i populasjonsmodellen

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \dots + \beta_k x_k + u, \quad (5.10)$$

hvor k er helningsparametere og β_0 er skjæringspunkt, og $n-k-1$ er antall frihetsgrader (Wooldridge 2014, 97). Basert på dette kan vi teste hypoteser rundt β_j , hvorav det mest sentrale er å teste nullhypotesen

$$H_0: \beta_j = 0, \quad (5.11)$$

Hvor j tilsvarende uavhengige variabler. Siden β_j måler den partielle effekten av x_j på (den forventede verdien av) y , etter å ha kontrollert for alle andre uavhengige variabler, betyr dette at når $x_1, x_2, \dots, x_{j-1}, x_{j+1}, \dots, x_k$ har blitt tatt hensyn til, har x_j ingen effekt på den forventede verdien til y . Vi kan dog ikke uttrykke nullhypotesen som at « x_j har ingen effekt på den forventede verdien på y », fordi dette er sant for enhver verdi av β_j annen enn null. Metoden vi bruker for å teste H_0 mot alternative hypoteser kalles t-statistikk eller t-ratioen til $\hat{\beta}_j$, og defineres som

$$t_{\hat{\beta}_j} \equiv \hat{\beta}_j / \text{se}(\hat{\beta}_j) \quad (5.12)$$

t-statistikken for $\hat{\beta}_j$ er simpelthen å beregne en gitt $\hat{\beta}_j$ og dens standardfeil. Nullhypotesen uttrykker at det ikke er noen sammenheng mellom variablene som testes, mens alternativhypotesen, $H_A: \beta_j \neq 0$, sier at det eksisterer en slik sammenheng. Når man tester hypoteser, kan man velge mellom en en-halet og en to-halet test. For en enhalet test, har vi

$$H_1: \beta_j > 0 \text{ (Wooldridge 2014, 99).} \quad (5.13)$$

For å avgjøre en regel for å forkaste H_0 , må vi bestemme oss for signifikansnivået for hvorvidt det er sannsynlig å forkaste en H_0 som faktisk er sann. Ved å velge det mest vanlige signifikansnivået på 5%, aksepterer vi å feilaktig forkaste en riktig H_0 i 5% av tilfellene. Det er vanlig å teste nullhypotesen $H_0: \beta_j = 0$ mot et to-halet alternativ, som er

$$H_0: \beta_j \neq 0. \quad (5.14)$$

Her har x_j en ceteris paribus-effekt på y uten å spesifisere hvorvidt denne effekten er positiv eller negativ. Når alternativhypotesen er tosidig, er vi interessert i den absolutte verdien av t-statistikken. Forkastningsregelen for $H_0: \beta_j = 0$ mot $H_0: \beta_j \neq 0$, er

$$|t_{\hat{\beta}_j}| > c, \quad (5.15)$$

Hvor $|t_{\hat{\beta}_j}|$ betegner den absolutte verdien, og c er den valgte kritiske verdi. For å finne c , spesifiserer vi et signifikansnivå, for eksempel 5%. For en to-halet test, velges c for å gjøre området innenfor hver hale i t-distribusjonen lik 2,5%. C er med andre ord den 97,5e prosentilet i t-distribusjonen med $n-k-1$ frihetsgrader. Når $n-k-1=25$, er kritisk verdi for 5% for en to-halet test $c=2,060$. Hvis H_0 forkastes til fordel for alternativhypotesen, sier vi at x_j er statistisk signifikant ulik 0 på 5%-nivå.

5.3 Paneldata

Paneldataanalyse tillater studie av økonometriske prosesser mens man tar hensyn til både heterogenitet blant individer, selskaper, land og så videre, og for dynamiske effekter som ikke er åpenbare i tverrsnittsdata (Greene 2012, 383). Forskjellen mellom paneldata og ordinær tidsseriedata og tverrsnittsdata, er at variablene har to fotskrifter, hvorav en er (i vårt tilfelle) for banken og en er for perioden (Baltagi 2008, 252), som uttrykkes

$$y_{it} = \beta_0 + x'_{it}\beta_1 + C'_i\beta_2 + u_{it}, \quad (5.16)$$

hvorav y_{it} og x_{it} ikke er kointegrerte.

5.3.1 Paneldatamodeller

Når man håndterer paneldata må man være oppmerksom på at det kan foreligge latente variabler som påvirker observasjonene, og som gjør at de ikke er uavhengige av hverandre. Det er derfor utviklet fire ulike metoder for bruk av paneldata; Sammensatt minste kvadraters metode, Faste effekter, Tilfeldige effekter og Tilfeldige parametere (Wooldridge 2014, 389). Sammensatt minste kvadraters metode viser at dersom z_i inneholder kun et konstantledd, vil MKM bidra til konsistente og effektive estimater av en felles α og helningskoeffisienten β . Faste effekter (FE) benyttes når man har forskjeller i koeffisientene fra (her: bank til bank). Man bruker FE når man ønsker å analysere effekten av variabler som varierer over tid. Hver enhet er unik, og derfor må feilleddet og konstanten være ukorrelerte. En styrke ved FE-modellen er at den kan kontrollere for uobservert heterogenitet. Dette kan i vårt tilfelle handle om forretningskultur i de ulike bankene; selv om den er vanskelig å observere, vet vi med sikkerhet at hver enkelt banks forretningskultur til en viss grad vil skille seg fra alle andres. FE-modellen bygger på antagelsen om at de individuelle effektene er uobserverbare, stokastiske og korrelert med x_{it} . For å se hva denne metoden innebærer, presenterer vi følgende likning: for hver i ,

$$y_{it} = \beta_1 x_{it} + \alpha_i + u_{it}, \text{ hvor} \quad (5.17)$$

α_i ($i=1, \dots, n$) er det ukjente skjæringspunktet for hver enhet.

y_{it} er den avhengige variabelen hvor i = enhet og t =tid.

x_{it} representerer den uavhengige variabelen

β_1 er koeffisienten for den uavhengige variabelen

u_{it} er feilleddet.

For hver i , ta gjennomsnittet av denne likningen over tid

$$\bar{y}_{it} = \beta_1 \bar{x}_{it} + \alpha_i + \bar{u}_{it}, \quad (5.18)$$

Hvor $\bar{y}_{it} = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$, og så videre. Fordi α_i er fast over tid, er den med i begge likningene.

Hvis vi trekker (2) fra (1) for hver t , ender vi opp med

$$y_{it} - \bar{y}_{it} = \beta_1(x_{it} - \bar{x}_{it}) + (u_{it} - \bar{u}_{it}), \quad t=1,2,\dots,T, \quad (5.19)$$

eller

$$\check{y}_{it} = \beta_1 \check{x}_{it} + \check{u}_{it}, \quad t=1,2,\dots,T, \quad (5.20)$$

Hvor $\check{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_{it}$ er tidsforminsknet data for y , og likeledes for \check{x}_{it} og \check{u}_{it} . Det viktige aspektet med (5.19) er at den uobserverte effekten α_i er borte. Dette foreslår at vi bør benytte oss av paneldata for å fjerne noe heterogenitet.

Tilfeldige effekter (RE) handler om at dersom uobservert individuell heterogenitet kan antas å være ukorreletert med de inkluderte variablene, kan den lineære regresjonsmodellen formuleres som

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_{ik} + a_i + u, \quad (5.21)$$

hvor vi inkluderer et skjæringspunkt slik at vi kan anta at den uobserverte effekten a_i har gjennomsnitt lik null. Likningen kan tolkes som en lineær regresjonsmodell med et sammensatt/felles feilledd som kan konsekvent, om en ineffektivt, estimeres ved minste kvadraters metode (Wooldridge 2014, 395). Tilfeldige effekt-modellen antar tilfeldig individuell heterogenitet.

Fordi faste effekter tillater vilkårlig korrelasjon mellom a_i og x_{itj} , i motsetning til tilfeldige effekter, er FE allment akseptert som et mer robust verktøy for å estimere ceteris paribus-effekter (Wooldridge 2014, 398). Tilfeldige effekter er likevel passende i enkelte situasjoner, slik som når nøkkelforklaringsvariabelen er konstant over tid, for da kan vi ikke bruke FE for å estimere dens effekt på y . Når man bruker RE, vil man typisk inkludere så mange tidskonstante kontroller som mulig blant forklaringsvariablene. RE bør altså velges over FE i tilfeller hvor $\text{Cov}(x_{itj}, a_i) = 0$.

5.3.2 Grupperte standardfeil (clustering)

Når man utfører paneldatagresjoner, er det vanlig å justere standardfeil for korrelasjoner på tvers av selskaper eller på tvers av tid. Selv om MKM-standardfeil vil være konsistente så lenge residualene er ukorrelerte på tvers av selskaper og tid, vil dette sannsynligvis ikke holde i en paneldatanalyse. Markedsmessige sjokk vil for eksempel indusere korrelasjoner mellom selskaper på et gitt tidspunkt, og vedvarende selskapsspesifikke sjokk vil indusere korrelasjon på tvers av tid. I tillegg vil vedvarende sjokk slik som sykluser kunne indusere korrelasjoner mellom ulike selskaper i ulike år. Fama og MacBeth (1973) foreslår en sekvensiell tidsserie av tverrsnittsprosedyrer som produserer standardfeil som er robuste for korrelasjoner mellom selskaper på et gitt tidspunkt. Huber (1967) og Rogers (1983) viser hvordan man beregner grupperte standardfeil som er robuste for enten korrelasjoner på tvers av selskaper på et gitt tidspunkt, eller mot korrelasjoner innenfor et selskap over tid (Freedman 2006). Hvis man grupperer på selskaper, kan observasjoner være korrelerte innenfor hvert selskap eller innenfor hver tidsperiode, men korrelasjoner på tvers av tidsperioder er utelukket (Thompson 2009).

Når residualene er korrelerte på tvers av observasjoner, vil MKM-estimerer kunne bli forventningsskjevne og enten over- eller underestimere variansen til koeffisientestimatene (Petersen 2009). Det er to generelle former for avhengighet som er mest vanlig. Residualene til et gitt selskap kan være korrelerte på tvers av år for et gitt selskap (tidsserieavhengighet), som kan kalles en uobservert selskapseffekt. Det kan også være at residualene for et gitt år er korrelerte på tvers av ulike selskaper (tverrsnittsavhengighet), som kan kalles en tidseffekt.

En av forutsetningene for MKM er at feilleddene er uavhengige og identisk distribuerte (Greene 2012). Grupperte standardfeil er feil som er korrelert innenfor en gruppe og er ukorrelerte på tvers av grupper. Når vi har gruppert standardfeil på henholdsvis bank (selskap) og år som vist under, er de estimerte standardfeilene heteroskedastisitet-robuste og cluster-robuste (Cameron og Trivedi 2009, 327-328).

Nedenfor ser vi fem ulike estimater av standardfeil, hvorav de første kolonnen inneholder ordinære MKM-standardfeil. I kolonne to med navn Huber/White/sandwich har vi sandwich-estimatoren. Denne er robust for enkelte typer feilspesifikasjon så lenge vi har uavhengige observasjoner i utvalget (Freedman 2006). I tredje kolonne har vi Fama-MacBeth-metoden, som er en to-steps prosedyre (Fama og MacBeth 1973). I det første steget estimeres N tverrsnittsregresjoner, mens det andre steget går ut på å estimere tidsseriegjennomsnitt av koeffisientene for tverrsnittsavhengighet. Standardfeilene er justert for tverrsnittsavhengighet. Denne metoden fungerer normalt sett godt i et utvalg med mange enheter og få tidsperioder, altså at paneldataene er av typen «Stor N» og liten T. Metoden passer derfor godt til vårt datasett. De to siste kolonnene viser standardfeil som tillater intragruppekorrelasjoner. Observasjonene er uavhengige på tvers av grupper (clusters), men ikke nødvendigvis innenfor hver gruppe. Standardfeilene er justert på henholdsvis selskapsnivå (her: bank) og på år. Denne sorteringen påvirker estimatet av standardfeilene, men ikke de estimerte koeffisientene.

Tabell 5.1: Ulike tester for standardfeil

	OLS		Huber/White/sandwich		Fama-MacBeth		Cluster (bank)		Cluster (år)	
	Koeffisient	Standardfeil	Koeffisient	Standardfeil	Koeffisient	Standardfeil	Koeffisient	Standardfeil	Koeffisient	Standardfeil
lnfk	0,381***	0,011	0,381***	0,011	0,354***	0,010	0,381***	0,023	0,381***	0,009
lnbit1000	-0,065	0,050	-0,065	0,041	0,003	0,028	-0,065	0,084	-0,653**	0,027
nydl	0,276***	0,036	0,276***	0,055	-0,281***	0,073	-0,382***	0,054	-0,276*	0,685
_cons	2,326***	0,292	2,326***	0,222	-2,584***	0,131	-2,236***	0,450	-2,326***	0,132

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

Av tabell 5.1 fremgår det at standardfeilene reduseres når de blir justerte for år, sammenlignet med de andre beregningene. Fama-MacBeth sine standardfeil er også lavere enn i de to første kolonnene, med unntak av tilfellet for koeffisienten nydl.

6 Økonometriske resultater

6.1 Test av forutsetningene for lineær regresjon

Siden vi har et datasett for 12 år, ønsker vi å teste om hvorvidt det er tilstrekkelig å benytte oss av MKM, eller om vi heller bør benytte oss av paneldataanalyser. Vi har brukt følgende modell for å teste forutsetningene for MKM:

$$\text{Banksjefens lønn} = \alpha + \beta_1 * \text{størrelse} + \beta_2 * \text{lønnsomhet} + \beta_3 * \text{ny DL} \quad (6.1)$$

6.1.1 Test av linearitet

Vi ønsker å teste om forutsetningen om linearitet er oppfylt. Vi bruker her Ramseys reset-test som er en spesifikasjonstest. Modellen tester om ikke-lineære kombinasjoner av de tilpassede verdiene bidrar til å forklare responsvariabelen. Intuisjonen bak testen er at hvis ikke-lineære kombinasjoner av forklaringsvariablene har noen kraft i å forklare responsvariabelen, er modellen feil spesifisert i den forstand at prosessen kan bedre tilnærmes ved hjelp av et polynomial eller en annet ikke-lineær funksjonell form. Dersom H_0 forkastes, er modellen ikke tilstrekkelig lineær (Long og Trivedi 1991).

Når vi bruker selskapsstørrelse, lønnsomhet og endring av banksjef som uavhengige variabler, får vi følgende testresultat.

Tabell 6.1: Test av linearitetsforutsetningen

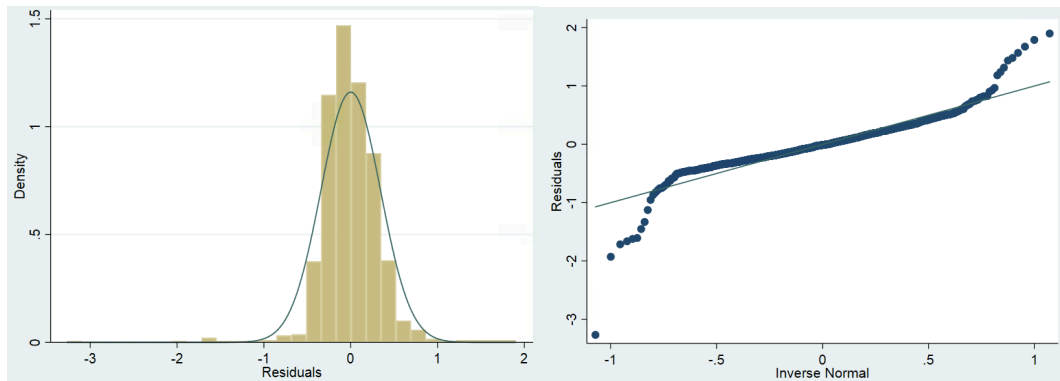
```
. quietly regress lnlonnm lnfk lnebit nydl, vce(robust)
. estat ovtest

Ramsey RESET test using powers of the fitted values of lnlonnm
Ho: model has no omitted variables
      F(3, 1091) =      2.11
      Prob > F =      0.0976
```

H_0 er at det er tilstrekkelig linearitet i modellen. P-verdien på 0,0976 gjør at vi forkaster H_0 og fastslår at modellen ikke er tilstrekkelig lineær.

6.1.2 Normalfordelte feilledd

Histogrammet i figur 6.1 viser residualfordelingen. Denne er noe venstreskjev. Plottet av residualene i figur 6.2 bekrefter at vi ikke har normalfordelte residualer.



Figur 6.1 og 6.2: Histogram og plot av residualene

Vi har i tillegg til å teste dette grafisk, valgt å benytte oss av Shapiro-Wilk-testen for normalitet.

Tabell 6.2: Shapiro-Wilk-test

Shapiro-Wilk W test for normal data					
Variable	Obs	W	V	z	Prob>z
res1	1,098	0.88205	81.004	10.924	0.00000

Shapiro-Wilk-testen har som nullhypotese at fordelingen er normalfordelt. Med en p-verdi på 0, må vi forkaste H_0 om normalfordelte feilledd, slik at denne forutsetningen er brutt.

Jarque-Bera-testen har også som nullhypotese at fordelingen er normalfordelt. Med en p-verdi på 0, bekrefter vi forrige test og forkaster H_0 om normalfordelte feilledd.

Tabell 6.3: Jarque-Bera-test

```
Jarque-Bera normality test: 7440 Chi(2) 0  
Jarque-Bera test for Ho: normality:
```

Normalitetstesten i tabell 6.4 har nullhypotesen at residualene er normaldistribuerte. Med en p-verdi på 0, forkaster vi H_0 og fastslår at det både er kurtose og skewness i fordelingen.

Tabell 6.4: Test av skewness og kurtose

Skewness/Kurtosis tests for Normality					
Variable	Obs	Pr(Skewness)	Pr(Kurtosis)	adj chi2(2)	joint Prob>chi2
res1	1,098	0.0000	0.0000	.	0.0000

6.1.3 Seriekorrelasjon i residualene

Vi har gjennomført en test av uavhengighet for hver enkelt av de uavhengige variablene. Denne testen tester om hvorvidt det er korrelasjoner internt i feilledet. Dersom det er høye korrelasjoner, kan dette føre til for lave standardfeil og at signifikanstestene blir for høye. Vi har valgt å bruke Wooldridges test for autokorrelasjoner.

Tabell 6.5: Wooldridge test for autokorrelasjoner

```

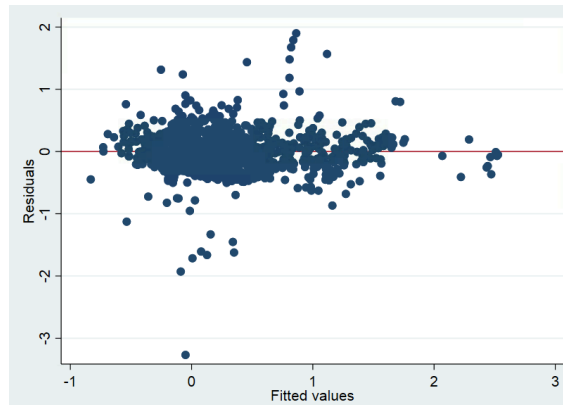
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first order autocorrelation
F( 1, 91) = 7.013
Prob > F = 0.0095

```

H_0 er at det ikke er autokorrelasjoner i modellen. Med en p-verdi på 0,0095 kan vi forkaste H_0 og slå fast at det er autokorrelasjoner i modellen vår.

6.1.4 Homoskedastisitet

En av forutsetningene for MKM er at det er homoskedastiske feilledd, som betyr at det er jevn varians rundt regresjonslinjen. Vi plotter residualene for å se om det er tegn til heteroskedastisitet, som vist i figur 6.3.



Figur 6.3: Plot av residualer

Med heteroskedastisitet har man ofte en vifteform rundt regresjonslinjen, eller det som kan tolkes som en tett «sky». I vårt tilfelle ser vi noe tegn til en sky, som viser at feilleddene ikke ligger helt sentrert rundt regresjonslinjen, hvilket kan tyde på heteroskedastisitet. Vi tester dette videre med en Breusch-Pagan-test.

Tabell 6.6: Breusch-Pagan-test for heteroskedastisitet

```

Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
Ho: Constant variance
Variables: fitted values of lnlonnm

chi2(1)      =    0.26
Prob > chi2  =    0.6115

```

Breusch-Pagan-testen har som nullhypotese at det er konstant varians rundt regresjonslinjen. Her må vi beholde H_0 og fastslå at residualene har konstant varians. Vi kan også teste dette med Whites test for homoskedastisitet, som også har H_0 som sier at det er homoskedastisitet.

Tabell 6.7: Whites test for heteroskedastisitet

```

White's test for Ho: homoskedasticity
against Ha: unrestricted heteroskedasticity

chi2(8)      =    19.83
Prob > chi2  =    0.0110

```

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	19.83	8	0.0110
Skewness	5.67	3	0.1288
Kurtosis	3.18	1	0.0744
Total	28.68	12	0.0044

Her ser man at H_0 om homoskedastisitet forkastes, som strider med resultatet i tabell 6.6. Av tabell 6.7 ser man dog at kurtoseverdien på 3,18 er nærme normalfordelingen.

6.1.5 Multikolaritet

Det er en forutsetning at ingen av forklaringsvariablene er en perfekt funksjon av noen av de andre forklaringsvariablene (Wooldridge 2014, 82). I tabell 6.8 tester vi dette med en VIF-test (Variation Inflation Factor).

Tabell 6.8: VIF-test

Variable	VIF	1/VIF
lnebit1000	2.22	0.449547
lnfk	2.22	0.449551
nydl	1.00	0.999904
Mean VIF	1.82	

Kun VIF-verdier over 10 er problematiske. Vi kan derfor slå fast at vi ikke har noe problem med multikolaritet i datasettet vårt.

6.2 Resultater Minste Kvadraters Metode

Det vi ser av testene våre, er at samtlige av forutsetningene for MKM ikke oppfylles for vårt datasett. Vi har derfor valgt å benytte oss av paneldatanalyse.

6.3 Resultater paneldatanalyse

6.3.1 Fast effekt-estimering

6.3.1.1 Within-estimator

Den faste effekten α_i kan fjernes ved å trekke fra den korresponderende modellen for individuelt gjennomsnitt $\bar{y}_i = \bar{x}_i' \beta + \alpha_i + \bar{u}_i$, som fører til within-modellen eller mean-difference-modellen

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + (u_{it} - \bar{u}_i), \text{ hvor} \quad (6.2)$$

$$x_{it} = T_i^{-1} = \sum_{t=1}^{T_i} x_{it}.$$

Within-estimatoren er MKM-estimatoren for denne modellen. Fordi α_i har blitt eliminert, fører MKM til konsekvente estimater av β selv når α_i er korrelert med x_{it} , som er tilfelle i FE-modeller. Dette gir en stor fordel når man håndterer paneldata (Cameron og Trivedi 2009, 251). Standardfeilen som er standard antar at etter å ha kontrollert for α_i , vil feilleddet være uavhengig og identisk distribuert mellom tilfeldige variabler. Ved bruk av funksjonen `vce` i Stata, får man cluster-robuste standardfeil, gitt at observasjonene er uavhengige over i og $N \rightarrow \infty$.

6.3.2 Resultater fast effekt-estimering

Hypotese 1 antar en positiv sammenheng mellom bankens lønnsomhet og lederlønn, med bakgrunn i prinsipal-agentteori. Vi har testet dette med faste effekter i tabell 6.9.

Tabell 6.9: Regresjonsanalyse med FE

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	1,098
Group variable: bank	Number of groups	=	92
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.3645	min =		10
between = 0.8662	avg =		11.9
overall = 0.6801	max =		12
corr(u_i, Xb) = -0.9044	F(3,1003)	=	191.78
	Prob > F	=	0.0000

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnlonnm					
lnfk	.689129	.0324062	21.27	0.000	.6255374 .7527207
lnebit1000	.0930302	.1361593	0.68	0.495	-.1741595 .36022
nydl	-.2533061	.030693	-8.25	0.000	-.3135358 -.1930763
_cons	-5.970083	.9102673	-6.56	0.000	-7.756329 -4.183836
sigma_u	.51248067				
sigma_e	.28606437				
rho	.76243795	(fraction of variance due to u_i)			

F test that all u_i=0: F(91, 1003) = 6.39 Prob > F = 0.0000

Resultatene fra vår FE-estimering underbygger denne hypotesen. Koeffisienten for lønnsomhet viser at 1% økning i EBIT fører til en 0,93% økning i lederlønn, kontrollert for størrelse og for hvorvidt det har vært endring av banksjef i perioden. Denne koeffisienten er dog ikke statistisk signifikant.

Hypotese 2 antar at en positiv sammenheng mellom selskapsstørrelse og lederlønn. Resultatene fra vår RE-estimering underbygger også denne hypotesen. Koeffisienten for størrelse viser at en 1% økning i selskapsstørrelse fører til en 0,44% økning i lederlønn, kontrollert for absolutt lønnsomhet og hvorvidt det har vært endring av banksjef i perioden. Koeffisienten er signifikant på 0,1%-nivå. Dette underbygger tidligere forskning på området, som i stor grad har fattet samme generelle konklusjon om at selskapsstørrelse og lederlønn er positivt linket (Gabaix, Landier og Sauvagnat 2013).

Hypotese 3 antar at det er en positiv sammenheng mellom lederens fartstid og lederlønn. Denne hypotesen kan til en viss grad bekreftes av modellen, hvor vi har en koeffisient som er statistisk signifikant på 0,1%-nivå, kontrollert for størrelse og absolutt lønnsomhet. Vi har en binær variabel som har verdien 1 dersom det har blitt ansatt en ny banksjef i løpet av året, og verdien 0 hvis ikke. Den negative koeffisienten kan tyde på at når en ny banksjef starter, går lønnen ned sammenlignet med lønnen avtroppende banksjef hadde. Denne koeffisienten er noe vanskelig å tolke helt konkret, grunnet begrensninger i datasettet vårt. For enkelte år har vi kun lønnsobservasjoner for avtroppende banksjef, og det er ikke alltid vedkommende har jobbet gjennom hele året. For andre år har vi kun lønn for påtroppende banksjef, uten at det er spesifisert hvor stor del av året vedkommende jobbet. Det vi dog ser, er at lønnsutviklingen for en ny banksjef ikke nødvendigvis fortsetter der avtroppende banksjefs lønnsutvikling slapp. Det er altså rimelig å anta at man over tid opparbeider seg bedre lønnsvilkår, slik at ikke alle nyansatte banksjefer har opparbeidet seg den samme godtgjørelsen som en avtroppende banksjef som har sittet over en lengre tidsperiode. R^2 for denne modellen er på 0,68, som viser at variasjon i selskapsstørrelse, lønnsomhet og endring av leder i stor grad kan forklare variasjon i lederlønn.

6.3.3 Resultater tilfeldig effekt-estimering

Hypotese 1 antar en positiv sammenheng mellom bankens lønnsomhet og lederlønn, med bakgrunn i prinsippal-agentteori. Ved FE-estimering fikk vi en signifikant positiv koeffisient. Med RE-estimeringen i tabell 6.10 får vi et motstridende resultat, med en negativ koeffisient. Modellen viser at en 1% økning i lønnsomhet fører til en 0,16% nedgang i lederlønn, kontrollert for størrelse og hvorvidt det har vært endring av banksjef i perioden. Koeffisienten er statistisk signifikant på 5%-nivå.

Tabell 6.10: Regresjonsanalyse med RE

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	1,098
Group variable: bank	Number of groups	=	92
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.3478	min =		10
between = 0.8664	avg =		11.9
overall = 0.6848	max =		12
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Wald chi2(3)	=	990.00
	Prob > chi2	=	0.0000

lnlonnm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnfk	.4440539	.0187427	23.69	0.000	.4073188 .4807889
lnebit1000	-.168054	.0797323	-2.11	0.035	-.3243264 -.0117816
nydl	-.2573982	.0318243	-8.09	0.000	-.3197727 -.1950237
_cons	-2.125112	.4691967	-4.53	0.000	-3.04472 -1.205503
sigma_u	.16874616				
sigma_e	.28606437				
rho	.25814305	(fraction of variance due to u_i)			

Hypotese 2 antar at en positiv sammenheng mellom selskapsstørrelse og lederlønn. Resultatene fra vår RE-estimering underbygger også denne hypotesen, dog med en lavere verdi på koeffisienten enn ved FE-estimering. Koeffisienten for størrelse viser at en 1% økning i selskapsstørrelse fører til en 0,42% økning i lederlønn, kontrollert for absolutt lønnsomhet og hvorvidt det har vært endring av banksjef i perioden. Koeffisienten er signifikant på 0,1%-nivå. Dette underbygger tidligere forskning på området, som i stor grad har fattet samme generelle konklusjon om at selskapsstørrelse og lederlønn er positivt linket (Gabaix, Landier og Sauvagnat 2013). R^2 på 0,69 viser at variasjon i selskapsstørrelse i stor grad kan forklare variasjon i lederlønn.

Hypotese 3 antar at det er en positiv sammenheng mellom lederens fartstid og lederlønn. Denne hypotesen kan til en viss grad bekreftes av modellen, som er signifikant på 0,1%-nivå.

Koeffisientens verdi er også marginalt sterkere negativ enn ved FE-estimering. R^2 på 0,68 viser også her at variasjon i størrelse, lønnsomhet og endring av leder grad kan forklare variasjon i lederlønn.

6.3.4 Fast effekt eller tilfeldig effekt-estimering?

Vi har nå benyttet oss av både FE og RE-estimering, og vi ønsker å sammenligne estimatene for å kunne konkludere med hvilken metode som er å foretrekke. R^2 er på 0,68 for både FE og RE. Dersom vi har faste effekter i utvalget, vil sammensatt MKM og RE-estimatorer være inkonsekvente, og da vil vi måtte bruke FE-estimatorer. For å teste hvilken metode som er best å bruke, velger vi å bruke Hausmans test for faste effekter. Denne testen er presentert i tabell 6.11. Nullhypotesen her er at dersom de individuelle effektene er tilfeldige, bør estimatorene være like mellom fordi de er inkonsekvente. H_0 er derfor at det ikke er noe forskjell mellom de to modellene (Cameron og Trivedi 2009, 260).

Tabell 6.11: Hausman test

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) random		
lnfk	.689129	.4440539	.2450752	.0264362
lnebit1000	.0930302	-.168054	.2610843	.1103726
nydl	-.2533061	-.2573982	.0040921	.

b = consistent under H_0 and H_a ; obtained from xtreg
B = inconsistent under H_a , efficient under H_0 ; obtained from xtreg

Test: H_0 : difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)' [(V_b-V_B)⁻¹] (b-B)
= 97.40
Prob>chi2 = 0.0000
(V_b-V_B is not positive definite)

H_0 er at RE er en passende modell for vårt datasett. Her får vi en p-verdi på 0, som betyr at vi må forkaste H_0 og konkludere med at FE er den mest passende modellen. Både FE og RE-estimeringen hadde positiv signifikant sammenheng mellom selskapsstørrelse og lederlønn, samt negativ signifikant sammenheng mellom endring av banksjef og lederlønn.

FE-estimeringen fant en positiv, ikke-signifikant sammenheng mellom lønnsomhet og lederlønn, mens RE-estimeringen fant en negativ signifikant sammenheng mellom lønnsomhet og lederlønn. Siden FE-estimeringen har en ikke-signifikant koeffisient for lønnsomhet, får vi i denne modellen ikke støtte for at det er en sammenheng mellom lønnsomhet og lederlønn.

7 Robustsjekk

7.1 Alternative variabler

Fordi vi i tabell 4.4 viste at det er høye korrelasjoner blant forklaringsvariablene våre, har vi valgt å teste med ulike sammensetninger av variabler. Først estimerer vi modeller på lønnsomhet, herunder EBIT, ROA og ROE, med endring av banksjef som kontrollvariabel, for deretter å teste for selskapsstørrelse. Vi vil også teste for forsinkede effekter på lederlønn for både størrelse og lønnsomhet. Til slutt ser vi på effekten av å fjerne uteliggere i størrelsesutvalget vårt.

7.1.1 FE-estimering

7.1.1.1 FE-estimering med EBIT og endring av banksjef

Hypotese 1 antar en positiv sammenheng mellom bankens lønnsomhet og lederlønn, med bakgrunn i prinsippal-agentteori. Resultatene fra vår FE-estimering underbygger denne hypotesen. Koeffisienten for lønnsomhet viser at 1% økning i EBIT fører til en 0,98% økning i lederlønn, kontrollert for hvorvidt det har vært endring av banksjef i perioden. Denne koeffisienten er statistisk signifikant på 0,1%-nivå. R^2 er på 0,37, kan tolkes som at endring i EBIT til en viss grad kan forklare endring i lederlønn. Det at vi har en såpass mye høyere koeffisient for EBIT når vi fjerner størrelseskoeffisienten, kan tyde på at størrelse suger opp signifikansen i vår opprinnelige modell. Vi viste også i tabell 4.4 at disse to variablene er sterkt korrelerte.

Tabell 7.1: FE-estimering med absolutt lønnsomhet og endring av banksjef

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	1,098
Group variable: bank	Number of groups	=	92
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.0780	min =		10
between = 0.5027	avg =		11.9
overall = 0.3668	max =		12
	F(2,1004)	=	42.48
corr(u_i, Xb) = 0.1724	Prob > F	=	0.0000

lnlonnm	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnebit1000	.9754447	.1561268	6.25	0.000	.6690725	1.281817
nydl	-.2501622	.0369514	-6.77	0.000	-.3226729	-.1776514
_cons	-6.500469	1.095476	-5.93	0.000	-8.650153	-4.350785
sigma_u	.36884852					
sigma_e	.34439799					
rho	.53424037	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(91, 1004) = 13.18	Prob > F = 0.0000
--	-------------------

Hypotese 3 antar at det er en positiv sammenheng mellom lederens fartstid og lederlønn. Denne hypotesen kan til en viss grad bekreftes av modellen, hvor vi har en koeffisient som er statistisk signifikant på 0,1%-nivå.

7.1.1.2 FE-estimering med ROA og endring av banksjef

Resultatene fra vår FE-estimering støtter ikke hypotese 1. Dette ser vi av tabell 7.2. Koeffisienten for lønnsomhet viser at økt eiendelsavkastning er negativt forbundet med lederlønn, slik at en 1% økning i eiendelsavkastning fører til en 0,73% nedgang i lederlønn, kontrollert for om hvorvidt det har vært bytte av banksjef i perioden. Denne koeffisienten er statistisk signifikant på 0,1%-nivå. R^2 på 0,67 viser at variasjon i eiendelsavkastning i stor grad kan forklare variasjon i lederlønn. Her antar vi at avkastningen på eiendeler har sunket som følge av de nye soliditetskravene i etterkant av finanskrisen, mens lederlønn har fortsatt å øke. På den måten får vi en negativ sammenheng mellom eiendelsavkastning og lederlønn. Her får vi også indirekte støtte for hypotese 3 som omhandler leders fartstid.

Tabell 7.2: FE-estimering med ROA og endring av banksjef

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	1,098
Group variable: bank	Number of groups	=	92
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.3387	min =		10
between = 0.8423	avg =		11.9
overall = 0.6650	max =		12
corr(u_i, Xb) = -0.8361	F(2,1004)	=	257.14
	Prob > F	=	0.0000

lnlonnm	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lnroa	-.7283776	.034326	-21.22	0.000	-.7957366 - .6610187
nydl	-.251069	.0312938	-8.02	0.000	-.3124777 - .1896602
_cons	-.5550047	.0433431	-12.80	0.000	-.6400582 - .4699511
sigma_u	.40266631				
sigma_e	.29166779				
rho	.65587958	(fraction of variance due to u_i)			

F test that all u_i=0: F(91, 1004) = 6.65	Prob > F = 0.0000
---	-------------------

7.1.1.3 FE-estimering med ROE og endring av banksjef

Resultatene fra vår FE-estimering med ROE støtter heller ikke hypotese 1. Koeffisienten for lønnsomhet viser at økt avkastning på egenkapital er negativt forbundet med lederlønn, slik at en 1% økning i egenkapitalavkastning fører til en 0,67% nedgang i lederlønn, kontrollert for om hvorvidt det har vært bytte av banksjef i perioden. Denne koeffisienten er statistisk signifikant på 0,1%-nivå. R^2 på 0,66 viser at variasjon i avkastning på egenkapital i stor grad kan forklare variasjon i lederlønn. Også her får vi indirekte støtte for hypotese 3.

Tabell 7.3: FE-estimering med ROE og endring av banksjef

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    1,098
Group variable: bank                  Number of groups =     92

R-sq:                                Obs per group:
  within = 0.3574                      min =          10
  between = 0.8151                     avg =          11.9
  overall = 0.6591                      max =           12

corr(u_i, Xb) = -0.6942                F(2,1004)      =    279.14
                                          Prob > F       =     0.0000

```

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnlonnm						
lnroe	-.6727381	.0303169	-22.19	0.000	-.7322299	-.6132462
nydl	-.2532643	.0308503	-8.21	0.000	-.3138028	-.1927259
_cons	1.099279	.0352627	31.17	0.000	1.030082	1.168476
sigma_u	.32011683					
sigma_e	.28753163					
rho	.55347132	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(91, 1004) = 7.58 Prob > F = 0.0000

7.1.1.4 FE-estimering med størrelse og endring av banksjef

Hypotese 2 antar at en positiv sammenheng mellom selskapsstørrelse og lederlønn.

Resultatene fra vår FE-estimering underbygger også denne hypotesen, som vist i tabell 7.4.

Koeffisienten for størrelse viser at en 1% økning i selskapsstørrelse fører til en 0,7% økning i lederlønn, kontrollert for hvorvidt det har vært endring av banksjef i perioden. Koeffisienten er signifikant på 0,1%-nivå. Dette underbygger tidligere forskning på området, som i stor grad har fattet samme generelle konklusjon om at selskapsstørrelse og lederlønn er positivt linket (Gabaix, Landier og Sauvagnat 2013).

R^2 er på 0,68, som viser at variasjon i selskapsstørrelse i stor grad kan forklare variasjon i lederlønn. I denne modellen får vi en langt høyere koeffisient for størrelse enn i hovedmodellen hvor vi også kontrollerer for lønnsomhet. Denne modellen gir også indirekte støtte for at det er en positiv signifikant sammenheng mellom leders fartstid og lederlønn.

Tabell 7.4: FE-estimering med størrelse og endring av leder

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    1,098
Group variable: bank                  Number of groups =     92

R-sq:                                 Obs per group:
  within = 0.3642                      min =         10
  between = 0.8669                     avg =         11.9
  overall = 0.6812                     max =         12

corr(u_i, Xb) = -0.9005                F(2,1004)      =    287.59
                                          Prob > F       =     0.0000
    
```

lnlonnm	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnfk	.6958768	.0308564	22.55	0.000	.6353263 .7564272	
nydl	-.2533574	.0306847	-8.26	0.000	-.3135709 -.1931439	
_cons	-5.37279	.253632	-21.18	0.000	-5.8705 -4.875081	
sigma_u	.4991775					
sigma_e	.2859884					
rho	.75287799	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(91, 1004) = 6.41 Prob > F = 0.0000

7.1.2 RE-estimering

7.1.2.1 RE-estimering med EBIT og endring av banksjef

Ved FE-estimering fikk vi en signifikant positiv koeffisient for lønnsomhet. Med RE-estimering får vi et tilsvarende resultat, dog en langt høyere verdi på koeffisienten. Modellen i tabell 7.5 viser at en 1% økning i lønnsomhet fører til en 1,08% økning i lederlønn, kontrollert for hvorvidt det har vært endring av banksjef i perioden. R^2 på 0,37 viser også her at variasjon i lønnsomhet til en viss grad kan forklare variasjon i lederlønn. Dette viser igjen at størrelsesvariabelen vår suger opp mye av EBITs forklaringskraft på lederlønn. Også her får vi indirekte støtte for hypotese 3.

Tabell 7.5: RE-estimering med absolutt lønnsomhet og endring av leder

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	1,098
Group variable: bank	Number of groups	=	92
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.0778	min =		10
between = 0.5025	avg =		11.9
overall = 0.3670	max =		12
	Wald chi2 (2)	=	174.29
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000

lnlonnm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnebit1000	1.079519	.0955783	11.29	0.000	.892189 1.266849
nydl	-.2513511	.0368573	-6.82	0.000	-.32359 -.1791122
_cons	-7.232234	.6721202	-10.76	0.000	-8.549566 -5.914903
sigma_u	.35494051				
sigma_e	.34439799				
rho	.51507156	(fraction of variance due to u_i)			

7.1.2.2 RE-estimering med ROA og endring av banksjef

Resultatene fra vår RE-estimering med ROA som lønnsomhetsmål støtter ikke hypotese 1, som vist i tabell 7.6. Koeffisienten for lønnsomhet viser at økt avkastning på eiendeler er negativt forbundet med lederlønn, slik at en 1% økning i egenkapitalavkastning fører til en 0,49% nedgang i lederlønn, kontrollert for om hvorvidt det har vært bytte av banksjef i perioden. Denne koeffisienten er statistisk signifikant på 0,1%-nivå. R^2 på 0,67 viser at variasjon i eiendelsavkastning i stor grad kan forklare variasjon i lederlønn. Også her får vi indirekte støtte for hypotese 3.

Tabell 7.6: RE-estimering med ROA og endring av daglig leder

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	1,098
Group variable: bank	Number of groups	=	92
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.3306	min =		10
between = 0.8437	avg =		11.9
overall = 0.6680	max =		12
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Wald chi2(2)	=	893.60
	Prob > chi2	=	0.0000

lnlonnm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnroa	-.4924883	.0170877	-28.82	0.000	-.5259797	-.458997
nydl	-.2554727	.0320118	-7.98	0.000	-.3182146	-.1927307
_cons	-.2632852	.0305709	-8.61	0.000	-.3232031	-.2033674
sigma_u	.18582852					
sigma_e	.29166779					
rho	.28872546	(fraction of variance due to u_i)				

7.1.2.3 RE-estimering med ROE og endring av banksjef

Resultatene fra vår RE-estimering med ROE som lønnsomhetsmål støtter ikke hypotese 1. Koeffisienten for lønnsomhet i tabell 7.7 viser at økt egenkapitalavkastning er negativt forbundet med lederlønn, slik at en 1% økning i egenkapitalavkastning fører til en 0,53% nedgang i lederlønn, kontrollert for om hvorvidt det har vært bytte av banksjef i perioden. Denne koeffisienten er statistisk signifikant på 0,1%-nivå. R^2 på 0,66 viser at variasjon i egenkapitalavkastning i stor grad kan forklare variasjon i lederlønn. Også her får vi indirekte støtte for hypotese 3.

Tabell 7.7: RE-estimering med ROE og endring av leder

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	1,098
Group variable: bank	Number of groups	=	92
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.3547	min =		10
between = 0.8156	avg =		11.9
overall = 0.6605	max =		12
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Wald chi2(2)	=	891.73
	Prob > chi2	=	0.0000

lnlonnm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnroe	-.5297155	.0184335	-28.74	0.000	-.5658444 - .4935865
nydl	-.2544268	.0311925	-8.16	0.000	-.3155629 - .1932907
_cons	.9393288	.0315486	29.77	0.000	.8774947 1.001163
sigma_u	.20786676				
sigma_e	.28753163				
rho	.34324398	(fraction of variance due to u_i)			

7.1.2.4 RE-estimering med størrelse og endring av banksjef

Fra vår RE-estimering av sammenhengen mellom størrelse og lederlønn får vi støtte for hypotese 2, dog med en lavere verdi på koeffisienten enn ved FE-estimering. Koeffisienten for størrelse i tabell 7.8 viser at en 1% økning i selskapsstørrelse fører til en 0,42% økning i lederlønn, kontrollert for hvorvidt det har vært endring av banksjef i perioden. Koeffisienten er signifikant på 0,1%-nivå. Dette underbygger tidligere forskning på området, som i stor grad har tatt samme generelle konklusjon om at selskapsstørrelse og lederlønn er positivt linket (Gabaix, Landier og Sauvagnat 2013). R^2 på 0,69 viser at variasjon i selskapsstørrelse i stor grad kan forklare variasjon i lederlønn. Også her får vi indirekte støtte for hypotese 3.

Tabell 7.8: RE-estimering med størrelse og endring av banksjef

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	1,098
Group variable: bank	Number of groups	=	92
R-sq:	Obs per group:		
within = 0.3491	min =		10
between = 0.8685	avg =		11.9
overall = 0.6851	max =		12
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Wald chi2(2)	=	986.71
	Prob > chi2	=	0.0000

lnlonnm	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnfk	.4167065	.013716	30.38	0.000	.3898237 .4435893
nydl	-.2571019	.0318862	-8.06	0.000	-.3195978 -.194606
_cons	-3.079975	.1146412	-26.87	0.000	-3.304668 -2.855282
sigma_u	.16769406				
sigma_e	.2859884				
rho	.25585595	(fraction of variance due to u_i)			

7.1.2.5 Tidsforskjøvede variabel

Vi har også utført analyser med tidsforskjøvede uavhengige variabler. Her har vi sett på størrelse og lønnsomhet sin effekt på lederlønn. Vi har brukt størrelse og lønnsomhet på tidspunkt t-1 og t-2, for å se på effekten på lederlønn på tidspunkt t. Funnene viser ingen klar sammenheng, hvilket var forventet siden lederlønnen i stor grad består av fastlønn.

7.2 Modeller med forsinkede effekter

7.2.1 Dynamisk paneldatanalyse (DPD)

RE- og FE-estimering tillater ikke å bruke observerbar informasjon om avhengig variabel fra tidligere perioder i modellen, da de begge er statiske modeller, mens dynamiske modeller bruker både nåværende og tidligere informasjon. MKM eller FE-metoder produserer forventningsskjev estimater med differensiert data i dynamiske modeller. Dette skjer fordi differensiering induserer en glidende gjennomsnittsprosess med seriekorrelerte feilledd (Baltagi 2008).

Estimatene vil være feilaktig høye i en MKM-spesifikasjon og feilaktig lave med faste effekter. Nickell (1981) viser at forventningsskjevheter nedover er særlig alvorlig i faste effektmodeller med korte paneler, som vi har i vårt tilfelle.

Arellano & Bond har foreslått en instrumentvariabelmetode innenfor rammeverket av «Generalized Method of Moments» (GMM). På norsk kan vi kalle den for en generalisert momentmetode. Arellano-Bond-estimatoren starter ved å transformere alle regressorene, vanligvis ved differensiering, og kan kalles differensiert GMM. Lineære dynamiske paneldata-modeller inkluderer p lags av den avhengige variabelen som kovarierer og inneholder uobserverte panelnivåeffekter, faste eller tilfeldige. Fra konstruksjonen er de observerte panelnivåeffektene korrelerte med de forsinkede avhengige variablene, noe som gjør standardestimatorer inkonsekvent. Arellano og Bond (1991) utledet en konsekvent generalisert metode (GMM) for denne modellen. Arellano og Bond-estimatoren kan prestere dårlig hvis de autoregressive parameterne er store eller forholdet mellom variansen av panelnivå-effekten til variansen av idiosynkratisk feil er stor. Bygget på Arellano og Bover (1995), bygget Blundell og Bond (1998) en systemestimator som bruker flere øyeblikksbetingelser, og det er denne vi har valgt å bruke. Denne estimatoren er designet for datasett med mange paneler og få perioder. Vi har data for 92 banker fra 2005-2016. Den avhengige variabelen er lederlønn, og forklaringsvariablene er størrelse, lønnsomhet og endring av banksjef.

I Arellano-Bond-rammeverket, er verdien på den avhengige variabelen i periode $t-1$ en prediktor for den nåværende verdien av den avhengige variabelen. Forholdet er gitt av

$$y_{it} = x'_{it} \beta_1 + y_{i(t-1)} \beta_2 + y_{i(t-1)} \beta_3 + \alpha_i + u_{it} \quad (7.1)$$

hvor y_{it} er utfallet av i på tidspunkt t , x_{it} er et sett av regressorer som kan inkludere tidligere verdier, $y_{i(t-1)}$ er verdien av utfallet for den tidligere perioden, α_i er en tidsinvariant uobserverbar effekt, og u_{it} er en tidsvarierende uobserverbar effekt. Som i FE-rammeverket, antar vi at den tidsinvariante, uobserverbare komponenten er relatert til regressorene.

Når uobserverte og observerte effekter er korrelerte, har vi et endogenitetsproblem som gir inkonsekvente parameterestimater dersom vi bruker en konvensjonell paneldataestimator (Baltagi 2008).

Muligheten for utelatte variabler og omvendt årsakssammenheng kan skape en endogenitetsfeil i det estimerte forholdet mellom avhengig og uavhengig(e) variabel. Valget av estimeringsmetode bør reflektere faktum at 1) paneldataene er av typen «Stor N» (mange selskaper), 2) liten T (få perioder), 3) avhengig variabel er svært vedvarende, og 4) det er potensiell endogenitet grunnet utelatte variabler og omvendt årsakssammenheng (Bøhren, et al. 2017). Arellano-Bond er en dynamisk paneldataestimator som er designet for situasjoner med «små T, store N»-paneler (The Stata Journal 2009), som skal kunne passe godt til datasettet vårt med 92 paneler og 12 tidsperioder. Vi får følgende modell med 1 lag.

Tabell 7.9: Arellano-Bond med ettstegs forskyvning

System dynamic panel-data estimation	Number of obs	=	1,006		
Group variable: bank	Number of groups	=	92		
Time variable: aar					
	Obs per group:				
	min	=	9		
	avg	=	10.93478		
	max	=	11		
Number of instruments = 69	Wald chi2(4)	=	2789.25		
	Prob > chi2	=	0.0000		
Two-step results					
	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnlonnm					
L1.	.1124175	.0068313	16.46	0.000	.0990285 .1258066
lnfk	.4717375	.0143394	32.90	0.000	.4436329 .4998421
lnebit1000	-.0724868	.0265165	-2.73	0.006	-.1244582 -.0205154
nydl	-.253402	.0141433	-17.92	0.000	-.2811225 -.2256816
_cons	-3.038232	.1621336	-18.74	0.000	-3.356008 -2.720456

Koeffisienten lnlonnm L1. på 0,1124 viser at det er svært lav korrelasjon mellom lederlønn i de ulike tidsperiodene. Lederlønn i tidligere perioder påvirker altså i svært liten grad lederlønnen i periode t. Dette underbygger våre resultater som viser at størrelse, lederlønn og endring av leder i stor grad kan forklare lederlønnen i norske sparebanker.

Vi tester deretter for å se om vi har en godt spesifisert modell.

Tabell 7.10: Arellano-Bond test for autokorrelasjoner

```
. estat abond
```

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-3.5288	0.0004
2	1.6193	0.1054

H0: no autocorrelation

Per definisjon vil det alltid være autokorrelasjoner av første orden. Dette ser vi også av testen i tabell 7.10, hvor forkaster H_0 om ingen autokorrelasjoner. Vi kan derimot ikke forkaste H_0 om ingen autokorrelasjoner av andre orden. Dette beviser at Arellano-Bond- forutsetningene er tilfredsstilte.

Sargan-testen har nullhypotesen at “instrumentene som gruppe er eksogene”, og er en generell test av gyldigheten til instrumentene. Her blir det testet en simultan hypotese om at ingen av de inkluderte instrumentene er korrelert med restleddet, og det er det ønskelig med en så høy p-verdi på Sargan-statistikken som mulig. En p-verdi på 0,1591 i vårt tilfelle er et godt resultat. Med robust estimering rapporterer Stata Hansen J-statistikken i stedet for Sargan, med samme nullhypotese.

Tabell 7.11: Sargans gyldighetstest

```
Sargan test of overidentifying restrictions
H0: overidentifying restrictions are valid
```

chi2 (64)	=	75.23226
Prob > chi2	=	0.1591

Vi har også utført en dynamisk analyse med robuste standardfeil, som vi ser i tabell 7.12.

Tabell 7.12: Arellano-Bond analyse med to-steps forskyvning

System dynamic panel-data estimation	Number of obs =	1,006
Group variable: bank	Number of groups =	92
Time variable: aar		
	Obs per group:	
	min =	9
	avg =	10.93478
	max =	11
Number of instruments =	24	Wald chi2(4) = 60.42
		Prob > chi2 = 0.0000
Two-step results		

lnlonnm	Coef.	WC-Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnlonnm						
L1.	.1434003	.0479534	2.99	0.003	.0494134	.2373872
lnfx	.3581992	.0629529	5.69	0.000	.2348138	.4815846
lnebit1000	.0372726	.1427303	0.26	0.794	-.2424736	.3170188
nydl	-.2158522	.0649038	-3.33	0.001	-.3430612	-.0886431
_cons	-2.903947	1.02818	-2.82	0.005	-4.919144	-.8887509

Også her får vi en lav koeffisient på 0,143, som viser at det er svært lav korrelasjon mellom ulike perioders lederlønn. Igjen støtter dette våre resultater som viser at størrelse, lederlønn og endring av leder i stor grad kan forklare lederlønnen i norske sparebanker.

Teststatistikken i Arellano-Bonds test for autokorrelasjon viser det samme som i modellen uten robuste standardfeil, nemlig at vi forkaster H_0 om ingen autokorrelasjoner av første orden.

Tabell 7.13: Arellano-Bond test for autokorrelasjon

Arellano-Bond test for zero autocorrelation in first-differenced errors

Order	z	Prob > z
1	-3.6045	0.0003
2	1.7438	0.0812

H0: no autocorrelation

8 Konklusjon

I denne oppgaven har vi undersøkt hvilke faktorer som kan sies å ha en innvirkning på lederlønn i norske sparebanker. Et overraskende funn var i hvor liten grad sparebankene benytter seg av resultatbasert kompensasjon til lederne. Den totale lønnen vi har brukt i vårt datasett består derfor i stor grad av fastlønn og pensjonsytelser. Vi fant at lønnsutviklingen har hatt en stigende trend gjennom hele tidsperioden med unntak av perioden 2007-2010 hvor vi fant en utflating, noe som til dels er i samsvar med Finansdepartementets rammer for lønn og godtgjørelse til ledende ansatte. Regelen sa at ingen ledere i banksektoren skulle få økt lønn i tidsperioden 2009-2010, men vi ser likevel en marginal økning i gjennomsnittslønn for denne perioden. Dette kan skyldes at bankene i stedet for å øke fastlønnen har omgått regelverket ved å øke pensjonsytelser i perioden.

Det er også en jevn økning i lønnsomhet for vår tidsperiode, bortsett fra en drastisk nedgang i 2008. Dette viser at også norske banker ble påvirket av det eksogene sjokket som følge av finanskrisen. Vi fant også en nedgang i 2015 og 2016, hvilket kan skyldes at vi ikke har regnskapstall for DnB for disse to årene, men kan også skyldes oljekrisen som rammet Norge i 2014. Dette antar vi fordi medianen hadde en svakere negativ utvikling enn gjennomsnittet ved at vi manglet data for en av de 92 bankene i utvalget. Undersøkelsen vår viser at selv om gjennomsnittlig lønnsomhet har variert, har lederlønningene i stor grad holdt seg konstant og stigende. Vi kan altså konkludere med at banksjefenes lønn har vært noe upåvirket av konjunktorene i markedet. Vi fant også at bankenes størrelse har hatt en stigende trend gjennom hele perioden, til tross for svingninger i lønnsomheten. Dette er dog hvis man ser bort ifra årene 2015 og 2016, hvor vi mangler tall for DnB.

Vi fant at bankenes lønnsomhet og størrelse har en positiv effekt på lederlønn, hvorav lønnsomhet har den sterkeste effekten. Dette betyr at vi finner støtte for hypotese 1 og hypotese 2, som antar at det er en positiv sammenheng mellom henholdsvis lønnsomhet og størrelse, og lederlønn. Funnene forteller oss at lederne i norske sparebanker har incentiver for å både øke bankens lønnsomhet samtidig som man også øker selskapsstørrelsen. Dette viser noe overraskende at fastlønn faktisk kan gi incentiver til å øke bankens risiko, til tross for at tidligere empiri i stor grad konkluderer med det motsatte.

De nye soliditetskravene som kom etter finanskrisen hadde til hensikt å dempe insentivene for risikotaking i norske banker. Våre funn viser derimot at insentivene har vært tilstedeværende gjennom hele tidsperioden.

Hypotese 3 antar at det er en positiv sammenheng mellom lederens fartstid og lederlønn. Vi finner en negativ sammenheng mellom bytte av banksjef og lederlønn. Dette kan delvis eller indirekte være med på å bekrefte hypotesen. Funnene kan tyde på at når en ny banksjef starter, går lønnen ned sammenlignet med lønnen avtroppende banksjef hadde. Dette gir støtte for at lederne opparbeider seg bedre lønnsvilkår over tid, som er i tråd med ledermaktteorien.

8.1 Videre forskning

Vi har i vårt datasett valgt å samle de ulike lønnskomponentene. Man kan i stedet skille mellom fastlønn, resultatbasert lønn og pensjonsytelser for å nærmere undersøke påvirkningen på hver enkelt komponent. Vi har heller ikke oversikt over den faktiske fartstiden til lederne i denne tidsperioden, hvilket kunne vært interessant for å mer nøyaktig kunne undersøke gyldigheten til ledermaktteori i norske sparebanker. Man kan også anvende andre forklaringsvariabler for å undersøke effekten på lederlønn.

Referanseliste

- Abadir, Karim Maher. 2004. "Cointegration Theory, Equilibrium and Disequilibrium Economics." *The Manchester School*, Januar: 60-71.
- Abowd, John M., and Michael L. Bognanno. 1995. "International Differences in Executive and Managerial Compensation." In *Differences and Changes in Wage Structures*, by Richard B. Freeman and Lawrence F. Katz, 67-104. 1427 E 60th St, Chicago, IL 60637, USA, Illinois: University of Chicago Press.
- Aebi, Vincent, Gabriele Sabato, and Markus Schmid. 2012. "Risk Management, Corporate Governance, and Bank Performance in the Financial Crisis." *Journal of Banking & Finance*, Desember: 3213-3226.
- Agrawal, Anup, and Charles R. Knoeber. 1996. "Firm Performance and Mechanisms to Control Agency Problems between Managers and Shareholders." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (Cambridge University Press on behalf of the University of Washington School of Business Administration) 31 (3): 377-397.
- Arellano, Manuel, and Stephen Bond. 1991. "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations." *The Review of Economic Studies Limited*, April: 277-297.
- Baker, George P, Michael C. Jensen, and Kevin J. Murphy. 1987. "Compensation and Incentives: Practice vs. Theory." *The Journal of Finance*, Desember 28.-30.: pp. 593-616.
- Baker, George P., and Brian J. Hall. 2004. "CEO Incentives and Firm Size." *Journal of Labor Economics* (University of Chicago Press on behalf of The Society of Labor Economists and NORC at the University of Chicaco) 22 (4): 767-798.
- Baltagi, Badi H. 2008. *Econometric Analysis of Panel Data*. Vol. Fourth Edition. The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex PO19 8SQ, England, West Sussex: John Wiley & Sons.
- Basel Committee on Banking Supervision. 2010. "Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems." *Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems*. Bank for International Settlements. Desember. Accessed April 2018. <https://www.bis.org/publ/bcbs189.pdf>.

- Bøhren, Øyvind, Diana Iancu, Geogriana Radulescu, and Øystein Strøm. 2017. "The Ownership Structure of Private Firms." November 29.
- Bebchuk, Lucian A., Alma Cohen, and Holger Spamann. 2010. "The Wages of Failure: Executive Compensation at Bear Sterns and Lehman 2000-2008." *Yale Journal on Regulation*, Sommer: 257-282.
- Bebchuk, Lucian A., and Jesse Fried. 2004. *Pay Without Performance : The Unfulfilled Promise of Executive Compensation*. 79 Garden Street Cambridge, MA 02138, USA, MA: Harvard University Press.
- Bebchuk, Lucian A., and Jesse M. Fried. 2003. "Executive Compensation as an Agency Problem." *Journal of Economic Perspectives*, Sommer: 71-92.
- Bebchuk, Lucian A., and Jesse M. Fried. 2005. "Pay without Performance: Overview of the Issues." *Harvard Law School John M. Olin Center for Law, Economics and Business Discussion Paper Series (Journal of Applied Corporate Finance) Discussion Paper No 528*: 34.
- Bebchuk, Lucian A., Jesse M. Fried, and David I. Walker. 2002. "Managerial Power and Rent Extraction in the Design of Executive Compensation." *The University of Chicago Law Review (The University of Chicago Law School)* 69 (3): 751-846.
- Bebchuk, Lucian A., K. J. Martijn Cremers, and Urs C. Peyer. 2011. "The CEO pay slice." *Journal of Financial Economics*, 199–221.
- Becker, Gary S. 1973. "A Theory of Marriage: Part I." *Journal of Political Economy (The University of Chicago Press)* 81 (4): 813-846.
- Cahuc, Pierre, Stéphane Carcillo, and André Zylberberg. 2014. *Labor Economics*. Second. Vol. 2. One Rogers Street Cambridge, MA 02142-1209, MA: The MIT Press.
- Cameron, A. Colin, and Pravin K. Trivedi. 2009. *Microeconomics Using Stata*. 4905 Lakeway Drive College Station, TX 77845-4512 USA, Texas: StataCorp LP.
- Carpenter, Mason A., and Wm. Gerard Sanders. 2002. "Top Management Team Compensation: The Missing Link Between CEO Pay and Firm Performance?" *Strategic Management Journal (John Wiley & Sons, Inc.)* 23 (4): 367-375.
- Chen, Jing, Mahmoud Ezzamel, and Ziming Cai. 2011. "Managerial Power Theory, Tournament Theory, and Executive Pay in China." *Journal of Corporate Finance*, 1176-1199.

- Choe, Chongwoo, Gloria Y. Tian, and Xiangkang Yin. 2014. "CEO Power and the Structure of CEO Pay." *International Review of Financial Analysis*, Oktober 3.: 237-248.
- Colbjørnsen, Tom, Iver Bragelien, Frøystein Gjesdal, Kåre Petter Hagen, Per Heum, and Kjell G. Salvanes. 2000. "Resultatavhengig belønning - En utredning skrevet for Kredittkassen." SNF-rapport, Stiftelsen for Samfunns- og Næringslivsforskning, 44.
- Conyon, Martin J., and Kevin J. Murphy. 2000. "The Prince and the Pauper? CEO Pay in the United States and United Kingdom." *The Economic Journal* (Wiley on behalf of the Royal Economic Society) 110 (467): 640-671.
- Core, John E., Robert W. Holthausen, and David F. Larcker. 1999. "Corporate Governance, Chief Executive Officer Compensation, and Firm Performance." *Journal of Financial Economics* (Elsevier Inc.) 51: 371-406.
- Cremers, Martijn, and Darius Palia. 2011. "Tenure and CEO Pay." *Tenure and CEO Pay*. 135 Prospect Street, New Haven, CT, 05620: Yale School of Management and Rutgers Business School, August.
- Deci, Edward L., Richard Koestner, and Richard M. Ryan. 1999. "A Meta-Analytic Review of Experiments Examining the Effects of Extrinsic Rewards on Intrinsic Motivation." *Psychological Bulletin*, 627-668.
- Edmans, Alex, and Xavier Gabaix. 2009. "Is CEO Pay Really Inefficient? A Survey of New Optimal Contracting Theories." *European Financial Management* (John Wiley & Sons, Inc.) 15 (3): 486-496.
- Eisenhardt, Kathleen M. 1989. "Agency Theory: An Assessment and Review." *Academy of Management Review* (Academy of Management Review) 14 (1): 57-64.
- Fahlenbrach, Rüdiger, and René M. Stulz. 2011. "Bank CEO Incentives and the Credit Crisis." *Journal of Financial Economics*, Mars: 11-26.
- Fama, Eugene F, and James D. MacBeth. 1973. "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests." Mai-Juni: pp. 607-636.
- Fama, Eugene F., and Michael C. Jensen. 1983. "Separation of Ownership and Control." *The Journal of Law & Economics*, Juni: 301-325.
- Finansdepartementet. 2010. *Forskrift om godtgjørelsesordninger i finansinstitusjoner, verdipapirforetak og forvaltningsselskap for verdipapirfond*. Desember 01. Accessed april 22., 2018. <https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/forskrift-1-desember-2010-om-godtgjorels/id627055/>.

- . 2008-2009. *Ot.prp. nr. 35 (2008-2009) om Lov om Statens finansfond og lov om Statens obligasjonsfond*. Finansdepartementet. Accessed April 22., 2018.
https://www.regjeringen.no/no/dokumenter/otprp-nr-35-2008-2009-/id545266/sec6?q=variabel%20lønn#match_0.
- Finanstilsynet. 2011. *Bedre Rustet mot Finanskriser*. Utredning fra utvalg oppnevnt ved kongelig resolusjon 19. juni 2009, Finanskriseutvalgets utredning, Oslo: Aurskog AS, 254.
- . 2010. "Retningslinjer for stresstesting og retningslinjer for konsentrasjonsrisiko." *Rundskriv: Retningslinjer for stresstesting og retningslinjer for konsentrasjonsrisiko*. November 01. Accessed april 22., 2018.
https://www.finanstilsynet.no/contentassets/1b549d6e74774868a7dc1e9293d498b6/rundskriv_18_2010.pdf.
- Freedman, David A. 2006. "On The So-Called "Huber Sandwich Estimator" and "Robust Standard Errors"." *The American Statistician*, Januar 01.: 299-302.
- Frey, Bruno S., and Margit Osterloh. 2005. "Yes, Managers Should Be Paid Like Bureaucrats." *Journal of Management Inquiry*, Mars 01.: 96-111.
- Frydman, Carola, and Raven E. Saks. 2010. "Executive Compensation: A New View from a Long-Term Perspective, 1936-2005." *The Review of Financial Studies*, Mai: 2099-2138.
- Gabaix, Xavier, and Augustin Landier. 2008. "Why Has CEO Pay Increased so Much?" *The Quarterly Journal of Economics*, Februar: 49-100.
- Gabaix, Xavier, Augustin Landier, and Julien Sauvagnat. 2013. "CEO Pay and Firm Size: An Update After the Crisis." *The Economic Journal*, Februar: 40-59.
- Gagné, Marylène, and Edward L. Deci. 2005. "Self-Determination Theory and Work Motivation." *Journal of Organizational Behavior*, Juni: 331-362.
- Gerthart, Barry, Sara L. Rynes, and Ingrid S. Fulmer. 2009. "Pay and Performance: Individuals, Groups, and Executives." *Academy of Management Annals*, Juli: 251-315.
- Greene, William H. 2012. *Econometric Analysis*. Edited by Sally Yagan. Vol. 7th. Upper Saddle River, NJ 07458, New Jersey: Pearson Education Limited.
- Hall, Brian J., and Jeffrey B. Liebmann. 1998. "Are CEOs Really Paid Like Bureaucrats?" *The Quarterly Journal of Economics*, August: 653-691.

- Hambrick, Donald C., and Sydney Finkelstein. 1995. "The Effects of Ownership Structure on Conditions at the Top: The Case of CEO Pay Raises." *Strategic Management Journal* (John Wiley & Sons, Inc.) 16 (3): 175-193.
- Hill, Charles W. L., and Phillip Phan. 1991. "CEO Tenure as a Determinant of CEO Pay." *The Academy of Management Journal*, September 01.: 707-717.
- Holmström, Bengt. 2005. "Pay without Performance and the Managerial Power Hypothesis: A Comment." *Journal of Corporation Law*, Sommer: 703-715.
- Holmström, Bengt, and Paul Milgröm. 1991. "Multitask Principal-Agent Analyses: Incentive Contracts, Asset Ownership, and Job Design." *Journal of Law, Economics, & Organization*, Januar: 24-52.
- Jensen, Michael C., and Kevin J. Murphy. 1990. "CEO Incentives- It's Not How Much You Pay, But How." *Journal of Applied Corporate Finance*, Mai-Juni: 36-49.
- . 1990. "Performance Pay and Top-Management Incentives." *Journal of Political Economy*, April: 225-264.
- Jensen, Michael C., and William H. Meckling. 1976. "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure." *Journal of Financial Economics*, Januar: 305-360.
- Johnson, Marilyn F., Susan Porter, and Margaret B. Shackell. 1997. "Stakeholder Pressure and the Structure of Executive Compensation." November 14.: 54.
- Kostiuk, Peter F. 1990. "Firm Size and Executive Compensation." *The Journal of Human Resources*, Januar 01.: 90-105.
- Kuvaas, Bård. 2008. "Hvorfor prestasjonsbasert belønning ofte skaper flere problemer enn det løser." *Praktisk Økonomi & Finans*, 9-19.
- Long, Scott J., and Pravin K. Trivedi. 1991. "Some Specification Tests for the Linear Regression Model." *Sociological Methods and Research*, Juli 03.: 161-204.
- Lovdata. 2007. *Forskrift om forsvarlig likviditetsstyring*. Juli 03. Accessed April 22., 2018. <https://lovdata.no/dokument/SF/forskrift/2007-06-29-747>.
- . 1997. "Lov om allmennaksjeselskaper (allmennaksjeloven)." *Lov om allmennaksjeselskaper (allmennaksjeloven)*. Nærings- og fiskeridepartementet, Juni 13.

- . 2009. "Lov om Statens finansfond." *Lov om Statens finansfond*. Finansdepartementet. Mars 06. Accessed april 22., 2018. <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2009-03-06-12>.
- Mongiardino, Alessandra, and Christian Plath. 2010. "Risk governance at large banks: Have any lessons been learned?" *Journal of Risk Management in Financial Institutions*, Januar 01.: pp. 116-123(8).
- Morse, Adair, Vikram Nanda, and Amit Seru. 2011. "Are Incentive Contracts Rigged by Powerful CEOs?" *The Journal of Finance*, Oktober: 1779-1821.
- Murphy, Kevin J. 2013. "Executive Compensation: Where We Are, and How We Got There." *Handbook of the Economics of Finance* (Elsevier Inc.) 2 (A): 211-356.
- Petersen, Mitchell A. 2009. "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches." *The Review of Financial Studies*, Januar: 435-480.
- Pfeffer, Jeffrey, and John F. Veiga. 1999. "Putting People First for Organizational Success." *The Academy of Management Executive*, Mai: 37-48.
- Randøy, Trond, and Jim Nielsen. 2002. "Company Performance, Corporate Governance, and CEO Compensation in Norway and Sweden." *Journal of Management and Governance*, 57–81.
- Randøy, Trond, and Ole Skalpe. 2007. *Lederlønnsutviklingen i Norge 1996-2005*. FoU rapport nr. 2/2007, Agderforskning for Arbeids- og inkluderingsdepartementet, Serviceboks 415, N-4604 Kristiansand: Agderforskning, 53.
- Randøy, Trond, and R. Øystein Strøm. 2014. "Godtgjørelse til ledende ansatte: En gjennomgang av statens retningslinjer." *Arbeidsnotat - Oppdrag fra Nærings- og fiskeridepartementet*. September.
- Snyder, Franklin G. 2003. "More Pieces of the CEO Compensation Puzzle." *Delaware Journal of Corporate Law* (Delaware Law School) 28 (1): 129-183.
- Strøm, R. Øystein. 2016. "Lønn til topplederen." November 08.
- Stubsjøen, Ingrid. 2015. "Superstjerner i næringslivet."
- Terviö, Marko. 2008. "The Difference That CEOs Make: An Assignment Model Approach." *The American Economic Review*, 642-668.
- The Stata Journal. 2009. "How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata." *The Stata Journal*, pp. 86–136.

- Thomas, Randall S., and Kenneth J. Martin. 1999. "The Effect of Shareholder Proposals on Executive Compensation." *University of Cincinnati Law Review* 67: 1021-1065.
- Thompson, Samuel B. 2009. "Simple Formulas for Standard Errors that Cluster by Both Firm and Time." *Journal of Financial Economics*, Mai 15.: 1-10.
- Tian, Gloria Y., and Fan Yang. 2014. "CEO incentive compensation in U.S. financial institutions." *International Review of Financial Analysis*, Juni 05.: 64–75.
- Tosi, Henry L., Steve Werner, Jeffrey P. Katz, and Luis R. Gomez-Meija. 2000. "How Much Does Performance Matter? A Meta-Analysis of CEO Pay Studies." *Journal of Management*, 301-339.
- Wallsten, Scott J. 2000. "Executive Compensation and Firm Performance: Big Carrot, Small Stick." (Stanford Institute of Economic Policy Research) 16.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2014. *Introduction to Econometrics*. Edited by Linden Harris. Vols. Europe, Middle East & Africa Edition. Cheriton House, North Way, Andover, Hampshire, SP10 5BE: Cengage Learning EMEA.
- Zhou, Xianming. 2000. "CEO Pay, Firm Size, and Corporate Performance: Evidence From Canada." *The Canadian Journal of Economics*, Februar: 213-251.

Vedlegg

Vedlegg 1: Oversikt over bankene i datesettet

Nummer	Navn på bank
1	DnB
2	Eidsberg Sparebank
3	Marker Sparebank
4	SpareBank 1 Østfold Akershus
5	Berg Sparebank
6	Trøgstad Sparebank
7	Cultura Sparebank
8	Aurskog Sparebank
9	Høland og Setskog Sparebank
10	Lillestrøm Sparebank
11	Strømmen Sparebank
12	Blaker Sparebank
13	Fornebu Sparebank
14	Sparebanken Hedmark
15	Grue Sparebank
16	Odal Sparebank
17	Tolga-Os Sparebank
18	Totens Sparebank
19	SpareBank 1 Lom og Skjåk
20	SpareBank 1 Gudbrandsdal
21	Etnedal Sparebank
22	Sparebanken Øst
23	Hønefoss Sparebank
24	Sparebank 1 Modum
25	SpareBank 1 Ringerike Hadeland
26	Sparebank 1 Hallingdal Valdres
27	Skue Sparebank
28	SpareBank 1 BV
29	Andebu Sparebank
30	Skagerrak Sparebank
31	Sparebanken Telemark

32	Tinn Sparebank
33	Sparebanken DIN
34	Drangedal Sparebank
35	Hjartdal og Gransherad Sparebank
36	Lillesands Sparebank
37	Birkenes Sparebank
38	Valle Sparebank
39	Arendal og Omegns Sparekasse
40	Evje og Hornnes Sparebank
41	Sparebanken Sør
42	Flekkefjord Sparebank
43	Spareskillingsbanken
44	Kvinesdal Sparebank
45	Søgne og Greipstad Sparebank
46	Sparebank 1 SR-Bank ASA
47	Haugesund Sparebank
48	Sandnes Sparebank
49	Jæren Sparebank
50	Hjelmeland Sparebank
51	Skudenes & Aakra Sparebank
52	Fana Sparebank
53	Voss Sparebank
54	Tysnes Sparebank
55	Etne Sparebank
56	Sparebanken Vest
57	Indre Sogn Sparebank
58	Aurland Sparebank
59	Luster Sparebank
60	Vik Sparebank
61	Sparebanken Sogn og Fjordane
62	Sparebanken Møre
63	SpareBank 1 NordVest

64	SpareBank 1 Søre Sunnmøre
65	Sunndal Sparebank
66	Surnadal Sparebank
67	Ørskog Sparebank
68	Romsdal Sparebank
69	Rindal Sparebank
70	SpareBank 1 SMN
71	Melhus Sparebank
72	Opdals Sparebank
73	Rørosbanken Røros Sparebank
74	Selbu Sparebank
75	Ørland Sparebank
76	Bjugn Sparebank
77	Hemne Sparebank
78	Soknedal Sparebank

79	Stadsbygd Sparebank
80	Åfjord Sparebank
81	Haltdalen Sparebank
82	Klæbu Sparebank
83	Grong Sparebank
84	Hegra Sparebank
85	Aasen Sparebank
86	Sparebanken Narvik
87	Helgeland Sparebank
88	Lofoten Sparebank
89	Ofoten Sparebank
90	Gildeskål Sparebank
91	SpareBank 1 Nord-Norge
92	Harstad Sparebank