



Kan tidlige konkurs sette kurs?

En empirisk analyse av konkurshistorikk i toppledelsen og fremtidig konkursrisiko for små og mellomstore selskaper i Norge

Frikk Mikael Medalen og Steinar Slåtten

Veileder: Ibrahim Pelja

Masteroppgave i Business Analytics og Finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen eller sensorer inntår for de metoder som er anvendt, resultater som er fremkommet eller konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

Denne studien undersøker konkurshistorikk hos daglig leder og styreleder i norske SMB ved bruk av logistisk regresjon for å se om dette kan forklare konkurserisiko. Studien er todelt og vurderer først om konkurshistorikk antyder en økt risiko for fremtidig konkurs og deretter om konkurshistorikk kan brukes til å forbedre etablerte prediksjonsmodeller. Studien kan bidra til bedre kredittmodeller for SMB og dermed forbedret kapitaltilgang for en selskapsgruppe som utgjør 99% av alle selskap i Norge. Studien vurderer om daglig leder og styreleder har vært involvert i tidligere selskapskonkurser som daglig leder, styreleder eller styremedlem, og kontrollerer blant annet for antallet tidligere konkurser og erfaring i de ulike rollene. Vi har hensyntatt hvorvidt daglig leder er samme person som styreleder (dobbeltrolle). Studien er utført på offentlig tilgjengelig data i perioden 2010 til 2020 med totalt 730 326 observasjoner bestående av 134 594 unike selskaper, hvorav 8 781 gikk konkurs i perioden. Vi finner at norske SMB hvor daglig leder eller styreleder tidligere har vært involvert i konkurser har signifikant større sannsynlighet for konkurs. Vi finner at det er vesentlig hvilken rolle vedkommende har hatt i en tidligere konkurs, men at det er ulik effekt for selskaper med og uten dobbeltrolle. Størst effekt finner vi på konkurshistorikk hos daglig leder når vedkommende også er styreleder. Vi finner at etablerte modeller (Altman, 1968; Ohlson, 1980) kan signifikant forbedres ved å inkludere informasjon om tidligere konkurshistorikk hos daglig leder og styreleder.

Nøkkelord: Konkursprediksjon, konkurshistorikk, tidligere konkurs, eierskapsstyring og selskapsledelse

Forord

Denne utredningen er skrevet som en del av vår mastergrad innen økonomi og administrasjon ved Norges Handelshøyskole (NHH). Selve masteroppgaven har et omfang på 30 studiepoeng. Temaene som dekkes inngår i våre hovedprofiler Business Analytics og Finansiell økonomi.


Vi vil rette en stor takk til vår veileder Ibrahim Pelja for gode ideer, uvurderlige tilbakemeldinger og ikke minst all tiden han har lagt ned i løpet av prosessen.

Vi vil også takke Enin for datasettet denne studien baserer seg på. Enin bruker kunstig intelligens på kvantitative og kvalitative sanntidsdata fra hundrevis av kilder som domstoler, nettaviser, Brønnøysundregistrene og offentlige anbudstjenester til bruk av analyse og overvåkning av bedrifter. Videre vil vi takke SNF og NHH ved Aksel Mjøs for tilgang til database med regnskapsdata.

Studien er gjort i 2020, som er et spesielt år for selskapskonkurser grunnet COVID-19. Hittil i år er det vesentlig færre konkurser enn tidligere som følge av ekstraordinære tiltak, og det er spådd en bølge av selskapskonkurser i 2021 når tiltakene oppheves og utsatte betalinger skal kreves inn. Dette kan gjøre at mange daglige ledere og styreledere vil få konkurshistorikk, og vi håper at vår studie kan bidra til økt forståelse og grunnlag for videre forskning på fagfeltet.

Bergen, 19 desember 2020


Frikk Mikael Medalen


Steinar Slåtten

Innholdsfortegnelse

1. Introduksjon og bakgrunn	1
2. Litteraturgjennomgang og motivasjon	3
2.1 Motivasjon.....	3
2.2 PD-modeller	4
2.3 Variabler for PD-modeller	4
2.3.1 Regnskapsvariabler	4
2.3.2 Markedsvariabler	4
2.3.3 Eierskap og selskapsledelse variabler	5
2.4 Konkursprediksjon for SMB	6
2.5 Eierstyring og selskapsledelse i PD-modellering for SMB.....	7
2.6 Personlige egenskaper hos ledelsen	7
2.7 Forventninger	8
3. Datagrunnlag	11
3.1 Kilder.....	11
3.2 Konkurs	11
3.3 Observasjonsperiode	12
3.4 Observasjonstidspunkt og tidsreise	13
3.5 Filtrering av rådata til endelig datasett.....	14
3.6 Dobbeltrolle.....	16
3.7 Oversikt over alle variabler	17
3.8 Konkursvariabler.....	19
3.9 Finansielle kontrollvariabler, kredittbetingelser og deskriptive variabler.....	23
3.10 Kontrollvariabler for eierstyring og selskapsledelse	28
3.11 Finansielle kontrollvariabler for utvalgte konkurssmodeller	30
3.12 Detaljert nivå av konkurs- og erfaringsvariabler.....	31
3.13 Matchet balansert datasett	33
3.14 Mangelfull data	34
4. Metode.....	35
4.1 Logistisk regresjon.....	35
4.2 Konkurshistorikk og konkurssrisiko.....	36
4.3 Forbedring av etablerte modeller	37
4.4 Dif-in-dif	38
5. Empirisk analyse	39
5.1 H1: Konkurssannsynlighet og konkurshistorikk	39
5.1.1 Basismodell.....	39

5.1.2 Antall konkurser.....	43
5.1.3 Erfaring	46
5.1.4 Antall konkurser og erfaring	48
5.1.5 Oppsummering H1	50
5.2 H1a: Konkurshistorikk avhengig av rolle	50
5.3 Toppledelsens alder og eierskapsandeler	56
5.4 Robusthetssjekk av størrelse, alder og eierskap	58
5.4.1 Selskapsstørrelse	58
5.4.2 Alder.....	59
5.4.3 Eierskapskonsentrasjon.....	61
5.5 Konklusjon fra empirisk analyse.....	63
5.6 H2: Forbedring av etablerte modeller	64
5.6.1 Fremgangsmåte	64
5.6.2 Resultater	65
7. Hovedfunn og konklusjon	71
7.1 Hovedfunn.....	71
7.2 Konklusjon	73
8. Begrensninger og videre forskning	74
Litteraturliste	76
Appendiks.....	82
Appendiks 1 – Oversikt over bransjer og NACE-koder.....	82
Appendiks 2 – Forklaring på konkursvariabler.....	83
Appendiks 3 – Forklaring på finansielle kontrollvariabler og bakgrunnsvariabler.....	84
Appendiks 4 – Forklaring på ES-kontrollvariabler	86
Appendiks 5 – Deskriptiv statistikk finansielle kontrollvariabler før begrensning.....	87
Appendiks 6 – Forklaring på detaljerte variabler for konkurs og erfaring etter rolle	89
Appendiks 7 – <i>dif-in-dif</i> leders konkurshistorikk, uten dobbeltrolle.....	90
Appendiks 8 – <i>dif-in-dif</i> for dobbeltrolle, fullt datasett	91
Appendiks 9 – <i>dif-in-dif</i> detaljerte konkursvariabler over dobbeltrolle	93
Appendiks 10 – O-Score og Z-score på ubalansert datasett, dobbeltrolle	94
Appendiks 11 – O-Score og Z-score på ubalansert datasett, u/dobbeltrolle	95
Appendiks 12 – Ubalansert datasett: konkurssklassifiseringer, dobbeltrolle	97
Appendiks 13 – Ubalansert datasett: konkurssklassifiseringer, u/dobbeltrolle	98
Appendiks 14 – ROC kurver for modell på ubalansert datasett, dobbeltrolle	99
Appendiks 15 - ROC kurver for modell på ubalansert datasett, u/dobbeltrolle	100

Tabeller

Tabell 1: Datasett fordelt i antall unike selskaper (konkurs og ikke-konkurs).....	15
Tabell 2: Fordeling at selskaps-år observasjoner for hvert regnskapsår.	15
Tabell 3: Fordeling av observasjoner på bransjer.....	16
Tabell 4: Andel konkursselskaper fordelt på bransjer.....	16
Tabell 5: Fordeling av dobbeltrolle for alle selskaps-år observasjoner.....	16
Tabell 6: Oversikt over alle variabler.....	17
Tabell 7: Deskriptiv statistikk av konkursvariabler.....	22
Tabell 8: Korrelasjonsmatrise for ES-kontrollvariabler.	22
Tabell 9: Deskriptiv statistikk for finansielle kontrollvariabler og andre bakgrunnsvariabler.....	26
Tabell 10: Korrelasjonsplott for finansielle kontrollvariabler.....	27
Tabell 11: Deskriptiv statistikk for ES-kontrollvariabler.....	29
Tabell 12: Korrelasjonsmatrise for ES-kontrollvariabler.....	29
Tabell 13: Deskriptiv statistikk for variabler brukt i Altman (1968) og Ohlsons (1980).....	30
Tabell 14: Deskriptiv statistikk for detaljerte nivået av konkursvariabler og erfaring.....	32
Tabell 15: Oversikt over matchet balansert datasett.....	34
Tabell 16: Basismodell på panel med dobbeltrolle.	41
Tabell 17: Oppbygging av basismodell på panel uten dobbeltrolle.	42
Tabell 18: Antall konkurser som forklaringsvariabel på panel med dobbeltrolle.	45
Tabell 19: Antall konkurser som forklaringsvariabel på panel uten dobbeltrolle.	45
Tabell 20: Erfaring som forklaringsvariabel på panel med dobbeltrolle.....	47
Tabell 21 Erfaring som forklaringsvariabel på panel uten dobbeltrolle.....	47
Tabell 22: Antall konkurser og erfaring på panel med dobbeltrolle.	49
Tabell 23: Antall konkurser og erfaring på panel uten dobbeltrolle.	49
Tabell 24: Konkurshistorikk for hver rolle for panel med dobbeltrolle.	51
Tabell 25 Konkurshistorikk for hver rolle for panel uten dobbeltrolle.	51
Tabell 26: Konkurshistorikk og erfaring etter roller for panel med dobbeltrolle.....	53
Tabell 27: Konkurshistorikk og erfaring etter roller for panel uten dobbeltrolle.....	54
Tabell 28: Alder og eierskap for selskaper med dobbeltrolle.....	57
Tabell 29: Alder og eierskap for selskaper uten dobbeltrolle.....	58
Tabell 30: Regresjon med indikator for lite selskap.....	60
Tabell 31 Regresjon med indikator for ungt selskap.....	61
Tabell 32 Regresjon med indikator for spredt eierskap.....	62
Tabell 33: Konkurshistorikk på O-score og Z-score på panel med dobbeltrolle.....	66
Tabell 34: Konkurshistorikk på O-score og Z-score på panel uten dobbeltrolle.....	67

Tabell 35: Sammenligning av konkurssannsynligheter og klassifisering, dobbeltrolle	68
Tabell 36 Sammenligning av konkurssannsynligheter og klassifisering, uten dobbeltrolle	69

Figurer

Figur 1: Tidslinje for datasettet..	12
Figur 2: Fordeling av antall år fra siste regnskapsår til selskapet gikk konkurs.	13
Figur 3: Fordeling av konkursvariabler.....	19
Figur 4: Fordeling av selskaps-år hvor det er konkurshistorikk i toppledelsen.	20
Figur 5: Antall konkurser hos toppledelsen.....	21
Figur 6: ROC-kurver for originale og justerte modeller for selskaper med dobbeltrolle.....	70
Figur 7: ROC-kurver for originale og justerte modeller for selskaper med dobbeltrolle.....	71

1. Introduksjon og bakgrunn

Konkurs i selskap har stor påvirkning på alle involverte parter, fra ansatte og ledelse, til eiere, leverandører og ikke minst kreditorer. Gode modeller for konkursprediksjon («PD-modeller») er en grunnstein for at banker skal kunne yte kreditt til selskaper. Et velfungerende kredittmarked er essensielt for økonomisk vekst, og konsekvensene av at kredittmarkeder krymper var tydelige under Finanskrisen i 2008. Følgelig er det mye forskningslitteratur på konkursprediksjon (Beaver, Correia, & McNichols, 2012). Mye av litteraturen på fagfeltet er gjort på store, gjerne børsnoterte, selskaper. I denne studien vil vi derimot utelukkende fokusere på små og mellomstore bedrifter (SMB) i Norge.

SMB er en hjørnestein i et lands økonomi og er en vesentlig driver av økonomisk vekst på den globale arena (Ayyagari, Beck, & Demirgüç-Kunt, 2007). I Norge utgjør SMB 99% av alle selskaper, 44% av verdiskapningen og sysselsetter 62% av privat sektor (NyAnalyse, 2018). SMB er dermed en svært viktig del av norsk økonomi, men dessverre viser flere studier at veksten i SMB hemmes av dårlig kapitaltilgang sammenlignet med større selskaper (Beck & Demirgüç-Kunt, 2006; Beck, Demirgüç-Kunt, & Maksimovic, 2008).

Norske banker som tilbyr fremmedkapital i form av lån er blant annet underlagt regelverk fra Basel Committee on Bank Supervision. I 2004 kom Basel II-regelverket som innførte risikovektet kapitaldekning og høyere krav til egenkapital bak hvert lån for banker, dette ble ytterligere innstrammet i 2011 (NOU, 2018: 5). Det er rettet kritikk mot Basel-regelverket basert på at risikovektene er for høye for de fleste SMB. Dette kan gi kostbare egenkapitalkrav som fører til underfinansiering av SMB og dermed hemme vekst (Dietsch & Petey, 2004; Altman & Sabato, 2007). I norske banker er det strengere krav til egenkapital enn hos internasjonale konkurrenter, og siden egenkapital regnes som en dyrere form for finansiering enn fremmedkapital, regnes dette som en ulempe for de norske bankene (NOU, 2018: 5). Ettersom SMB i Norge primært er avhengig av å hente fremmedkapital i *norske* banker (NOU, 2018: 5), vil dette kunne ha en ytterligere negativ effekt på kapitaltilgangen.

En eventuell underfinansiering av SMB er også negativt for bankene selv da flere studier viser at utlån til SMB er lønnsomt og kan gi diversifisering av utlånsporteføljen (Altman & Sabato, 2007; Dietsch & Petey, 2004). I Basel-regelverket åpnes det opp for at banker kan benytte egne statistiske modeller på utlånsporteføljen som kan gi reduserte kapitalkrav, og det er derfor av stor interesse for bankene å benytte spesialiserte PD-modeller for SMB som kan redusere kapitalkravene (Altman & Sabato, 2007).

Modellering av konkurs for SMB er derimot utfordrende av flere grunner. Den første er at bruk av regnskapsbaserte forholdstall, som de fleste PD-modeller benytter seg av, er mindre treffsikre for de minste selskapene (Pelja & Wahlstrøm, 2021). Videre har regnskapsbaserte variabler generelt mistet noe av evnen til å predikere konkurser over de siste årene ut ifra en studie fra 1962 til 2002 (Beaver, 2005). Dette kan oppveies ved å inkludere markedsbasert informasjon som eksempelvis aksjekurs og volatilitet. Utfordringen er at SMB typisk ikke er børsnoterte, som gjør at det verken er aksjekurser eller annen markedsbasert informasjon tilgjengelig for bruk i PD-modellene. Det er derfor nødvendig å se på alternative informasjonskilder som *er* tilgjengelig for SMB.

En alternativ informasjonskilde for SMB er informasjon om eierstyring og selskapsledelsen (ES). Forhold som eierstruktur, styrets alder, styrets sammensetning og eierskap har vist seg å kunne forbedre PD-modeller (Ciampi, 2015; Liang, Lu, Tsai, & Shih, 2016). Vi finner noen få studier som har sett på personlige egenskaper ved toppledelsen og deres tidligere konkurser eller personlige betalingsanmerkninger (Færevaag & Krosby, 2016; Kallunki & Pyykkö, 2012). Studiene vurderer tidligere konkurser eller personlige anmerkninger som indikatorer for personlige egenskaper som overmot, over-optimisme og sensasjonssøking. Disse personlighetstrekkene føre til høyere gjeldsandeler, dårlige investeringer, feilaktive oppkjøp og generelt høyere risikotaking i selskapet (Kallunki & Pyykkö, 2012). I utvidelse av dette er det interessant å se hvorvidt tidligere konkurshistorikk hos daglig leder eller styreleder (heretter «toppledelsen») kan benyttes i PD-modeller. På den ene siden kan tenke seg at tidligere konkurser i toppledelsen er en indikator for at det er større sannsynlighet for fremtidige konkurser, i form av at konkurshistorikk kan antyde dårlige ferdigheter, høy risikovillighet eller manglende kompetanse (Færevaag & Krosby, 2016; Kallunki & Pyykkö, 2012). På den andre siden kan man også anse at konkurshistorikk verdifull erfaring og derfor gir lavere sannsynlighet for konkurs.

Vi ønsker å undersøke hvorvidt variabler som inkluderer informasjon om konkurshistorikk i toppledelsen kan gi verdi for utenforstående aktører slik som banker eller leverandører. Vi formulerer dermed følgende problemstilling:

Forklarer konkurshistorikken til toppledelsen et selskaps sannsynlighet for å gå konkurs, og kan inkluderingen av konkurshistorikk forbedre eksisterende modeller?

Denne problemstillingen vil være av stor interesse for banker og kredittinstitusjoner som yter lån hvor bedre PD-modeller kan redusere tap og indirekte bidra til bedre finansiering for

norske SMB. Når studien er basert på fritt tilgjengelig offentlig data er den relevant for alle interessenter som leverandører, kunder, aksjonærer og styrever som ansetter daglige ledere og styreledere. Vi finner få andre studier som undersøker konkurshistorikk i toppledelsen, og i en metastudie av PD-modeller finner Pelja (2020) behov for å undersøke flere kvalitative ikke-finansielle prediktorer for konkurs.

Strukturen i denne oppgaven er todelt for å svare på de ulike komponentene i problemstillingen. Den første delen er en utforskende del for å studere konkursvariablene og deres signifikans i en PD-modell i ulike omstendigheter. Den andre delen vil implementere konkursvariablene i etablerte modeller for å undersøke om de forbedrer modellene. Vi vil derfor arbeide ut ifra tre hypoteser:

H1: Selskaper med konkurshistorikk i toppledelsen har økt konkurssannsynlighet.

H1a: Effekten er større hvis toppledelsen gikk konkurs som daglig leder eller styreleder, sammenlignet med konkurs som styremedlem.

H2: Etablerte modeller for konkursprediksjon kan forbedres ved inkluderingen av konkurshistorikk i toppledelsen som variabel.

2. Litteraturgjennomgang og motivasjon

2.1 Motivasjon

Basert på litteraturen er det flere ulike grunner som kombinert gjør det interessant å utføre denne studien. Vår litteraturgjennomgang viser at det er (1) forskjeller på store og små selskaper som gir et behov for egne PD-modeller for SMB (Altman & Sabato, 2007). Samtidig er det (2) dårligere informasjonsgrunnlag for SMB i sammenlignet med større børsnoterte selskaper hvor det er høyere krav til rapportering og markedsinformasjon tilgjengelig. Det er også belyst at (3) regnskapsbaserte variabler i seg selv både har lavere prediktive evner i nyere tid (Beaver, 2005), men også (4) predikerer svakere på små selskaper sammenlignet med gjennomsnittlige (Pelja & Wahlstrøm, 2021). Der fagfeltet viser at variabler for eierskapsstyring og selskapsledelse kan forbedre modellene (Daily & Dalton, 1994b; Fisch & Slezak, 2008), så har (5) majoriteten av studiene blitt utført på nettopp større selskaper. Videre er det det (6) motstridende funn av effektene i ulike studier avhengig av størrelse på selskapet (Ciampi, 2015). Litteraturen har vist at (7) personlig konkurshistorikk hos toppledelsen kan forbedre modellene (Kallunki & Pyykkö, 2012), men få studier har sett på konkurshistorikk i karrieren til toppledelsen og omstendighetene rundt konkursen i form av hvilken rolle vedkommende har hatt. Vi ønsker

derfor å bidra til litteraturen ved å undersøke om konkurshistorikk i toppledelsen kan predikere konkurs.

2.2 PD-modeller

Konkursprediksjon har gått fra å være ett enkelt forholdstall – likviditetsgrad - for å vurdere kredittverdighet (se Fitzpatrick, 1932; Rosendale, 1908), til et rikt fagfelt med hundrevis av studier med ulike modeller og variabler (Ravi & Kumar, 2007; Gissel, Giacomino, & Akers, 2007). Modellutviklingen satte først fart da Beaver (1966) publiserte en univariat-analyse for å predikere hvorvidt et selskap feiler (misligholder lån, går konkurs, overtrekker bankkonto), og ble fulgt opp av en flervariabel-analyse av Altman (1968). Videre har det skjedd en stor utvikling i metodikk for å komme frem til bedre modeller (se Altman, 1983; Altman, Haldemann & Narayanan, 1977; Chava & Jarrow, 2004; Hillegeist, Keating, Cram & Lundstedt, 2004; Ohlson, 1980; Shumway, 2001; Zmijewski, 1984). Det er ikke konsensus om hvilke modeller som er best egnet generelt, da det må tas hensyn til formål og situasjon i hvert enkelt tilfelle (Alaka, et al., 2018). I nyere tid ser vi at modellene som predikerer ofte er basert på maskinlæringsteknikker, som kunstige nevrane nettverk og støttevektormaskiner (Ravi & Kumar, 2007; Kirkos, 2015). Vi bemerker at de fleste studier er utført på større, børsnoterte selskaper (Pompe & Bilderbeek, 2005).

2.3 Variabler for PD-modeller

2.3.1 Regnskapsvariabler

Parallelt med den metodiske utvikling av PD-modeller er det svært interessant å se på utviklingen av hvilke variabler modellene benytter. En metastudie av Gissel, Giacomino & Akers (2007) viser at de mest brukte nøkkeltallene har vært regnskapsbaserte forholdstall (RF), hvor de viktigste er likviditetsgrad 1 og 2, og en rekke regnskapstall som andel av totale eiendeler: resultat, arbeidskapital, beholdt inntjening, EBIT, total gjeld og omløpsmidler. Pelja (2020) finner at svært mange studier typisk inkluderer en rekke RF-variabler basert på at de har vært inkludert i tidligere studier som Altman (1968), men at det er forholdsvis få som beholdes etter en prosess med variabelutvelgelse og testing av signifikans.

2.3.2 Markedsvariabler

Den dominerende posisjonen RF-variabler har hatt i PD-modeller ble etter hvert utfordret av inkluderingen av markedsbaserte forholdstall (MF). MF-variabler som aksjeavkastning og standardavvik som viste seg både å kunne erstatte de tradisjonelle RF-variablene og gi bedre

prediksjoner (se Shumway, 2001; Chava & Jarrow, 2004; Hillegeist et al., 2004). Shumway (2001) finner at halvparten av de hyppigst brukte RF-variablene mister signifikans når modellen hensyntar MF-variabler, hvilket støttes av funnene til Chava & Jarrow (2004). Shumway (2001) viser videre at en hasardmodell basert kun på RF-variabler økte i treffsikkerhet i øverste desil fra 67,6% til 75% ved å legge til MF-variabler. Tilsvarende finner Chava & Jarrow (2004) at deres hasardmodell klassifiserte 72% korrekt i øverste desil basert utelukkende på MF-variabler, sammenlignet med 44% korrekt basert på RF-variabler. Bakgrunnen for dette er gjerne at markedsvariablene er vesentlig bedre egnet for prediksjon da de både plukker opp all tilgjengelig historisk informasjon fra regnskapsvariablene, men også all annen kvalitativ og kvantitativ tilgjengelig informasjon om selskapet og markedet rundt, i henhold til den effisiente markedshypotesen (Agarwal & Taffler, 2008). Beaver (2005) støtter opp under viktigheten av annen informasjon utover det man finner i regnskapet. Beaver viser at de regnskapsbaserte forholdstallenes egenskaper til å forutsi konkurs har blitt redusert i perioden 1962 til 2002, men dette kan veies opp ved å inkludere markedsvariabler. Implikasjonene av Beaver (2005) leder dog til spørsmålet om hvilken informasjon som kan benyttes på private selskaper hvor markedsdata ikke er tilgjengelig.

2.3.3 Eierskap og selskapsledelse variabler

Eierstyring og selskapsledelse (ES) har vært et voksende fagfelt innen konkursprediksjon siden midten av 80-tallet. ES-variabler er et alternativ eller tillegg til MF-variabler, som inneholder en annen type informasjon enn det man får fra de regnskapsbaserte variablene. Til tross for at litteraturen argumenterer for inkluderingen av ES variabler i PD-modeller, er det ikke en klar konsensus i hvilken effekt de ulike variablene har. Daily & Dalton (1994b) påpeker at det ikke er et enkelt forhold mellom selskapskonkurs og ES, og at videre forskning blant annet burde undersøke forhold rundt eierskap. Et eksempel på tvetydige forhold mellom selskapskonkurs og ES er styrets størrelse i ulike styresammensetninger. Chaganti, Mahajan & Sharma (1985) finner i sin studie på selskaper innen varehandel at de vellykkede selskapene har større styrer. Samtidig finner Fich & Slezak (2008) at når et selskap først er definert som 'i faresonen', så har selskapet mindre sannsynlighet for konkurs dersom det har et mindre styre med flere uavhengige medlemmer og hvor de interne styremedlemmene har høyere eierandel. Platt & Platt (2012) finner at ikke-konkursselskapene har større styrer, både daglig leder og styremedlemmer er eldre, styret består av flere som er daglig leder i andre selskaper, og styremedlemmene eier færre aksjer i selskapet, sammenlignet med konkursselskapene. I motsetning til flere andre studier finner Daily & Dalton (1994b) verken at ES eller RF er

statistisk signifikante, som antyder at hvorvidt styreleder også er daglig leder (dobbeltrolle), samt antall og andel eksterne styremedlemmer, ikke er assosiert med høyere eller lavere sannsynlighet for konkurs. De finner derimot at kombinasjonen av dobbeltrolle og en lav andel uavhengige styremedlemmer er signifikant assosiert med konkurs. En viktig implikasjon av en manglende konsensus for vår studie er at det ikke nødvendigvis er enkle lineære forhold, og at det kan være ulike effekter avhengig av hvilke forhold vi studerer variablene under.

Selv om litteraturen finner ulik effekt under ulike forhold, viser studiene et mer samlet bilde for bruken av ES-variabler til å predikere. Liang, Lu, Tsai & Shih (2016) finner at PD-modeller blir forbedret ved bruk av ES-variabler, men at det særlig er eierskapsstruktur og styresammensetning som er utslagsgivende for at modellen skal bli signifikant forbedret. Fich & Slezak (2008) finner at ES-variabler generelt kan forklare 25-30% av variansen i selskapskonkurs. Daily & Dalton (1994b) øker treffsikkerheten i sin logistiske regresjon fra 61% til 70% ved å inkludere ES-variabler, og i en annen studie øker Daily & Dalton (1994a) treffsikkerheten i en PD-modell fra 87,17% til 94,52% ved å inkludere ES-variabler for dobbeltrolle og styresammensetning.

Vi bemerker oss at litteraturen knyttet til ES i PD-modeller i all hovedsak er utført på større, børsnoterte selskaper. For disse selskapene er markedsdata tilgjengelig, og dermed er marginalnyttens av å inkludere ES-indikatorer mindre for nettopp disse selskapene sammenlignet med mindre, private selskaper, som denne studien fokuserer på.

2.4 Konkursprediksjon for SMB

Edmister (1972) var den første som utviklet en PD-modell spesifikt for SMB. Siden den gang har fagfeltet utviklet seg i tråd med vår forståelse av viktigheten til SMB i den globale økonomien (Gupta, Gregoriou, & Healy, 2014). På 2000-tallet tiltar oppmerksomheten rundt fagfeltet da kritikere mente at forslagene under Basel II kunne føre til høyere kapitalkostnader for SMB og dermed svekke en viktig del av driveren bak global økonomisk vekst (Dietsch & Petey, 2004). I sitt bidrag til diskusjonen bemerker Dietsch & Petey (2004) viktigheten av særbehandling av SMB og viser til at mindre selskaper er mer risikable, men samtidig har svært lav sensitivitet mot makroøkonomiske svingninger som er fordelaktig i låneporteføljer. Altman og Sabato (2007) legger til at siden mindre selskaper er mer risikable, men samtidig lønnsomme for bankvirksomhet, er det viktig med egne PD-modeller for SMB. Altman og Sabato (2007) viser i sin artikkel at en PD-modell for SMB utkonkurrerer en generisk modell med opptil 30% økt treffsikkerhet.

Noe av bakgrunnen for at SMB skiller seg fra større selskaper er at de gjerne er operasjonelt og strukturelt ulike større selskaper. Eksempelvis kan mindre selskaper ha mindre formaliserte lederroller (Kotey & Slade, 2005), og enklere strukturer som raskere kan respondere på økonomiske forhold og etterspørselsbehov (Altman & Sabato, 2007). Et annet viktig moment er at mindre selskaper per definisjon har lavere nominelle regnskapstall, slik at endringer i eksempelvis inntjening, egenkapital og gjeld, får større utslag i de finansielle forholdstallene som benyttes i de fleste PD-modellene (Ciampi, 2015).

Vi bemerker at de fleste studiene for SMB primært er basert på finansielle variabler (Altman & Sabato, 2007; se også Ciampi & Gordini, 2008, 2009; Ciampi, Vallini, Gordini, & Benvenuti, 2008; Fidrmuc & Hainz, 2010; Gupta, Gregoriou, & Healy, 2014; Pompe & Bilderbeek, 2005). Dette kan være uheldig for SMB da blant annet Pelja & Wahlstrøm (2021) finner at PD-modeller basert på årsregnskaper er mindre treffsikre på små selskaper. Derimot viser Altman, Sabato & Wilson (2010) i sin studie at PD-modeller for SMB kan bli betydelig forbedret ved å inkludere ikke-finansielle variabler knyttet til type selskap og sektor, alder, forsinkelse på rapportering, endring av revisor og revisormerknader og rettssaker.

2.5 Eierstyring og selskapsledelse i PD-modellering for SMB

Til vår kjennskap er Keasey og Watson (1987) noen av de tidligste til å benytte seg av ES-variabler i PD-modeller for SMB ved å bruke variabler som antall styremedlemmer og endringer i styret. I senere tid har inkluderingen av ES-variabler i PD-modeller for SMB ikke bare vist seg å forbedre prediksjoner, men at effekten til de ulike variablene står i kontrast med de funnene som er gjort på større selskaper. Ciampi (2015) studerer 934 små, italienske selskaper og finner blant annet at det å ha få eksterne styremedlemmer, daglig leders dobbeltrolle (daglig leder er også styreleder), og konsentrert eierskap er negativt korrelert med sannsynlighet for konkurs hos de små selskapene. Dette er interessant da det står i kontrast til tidligere studier på større selskaper som heller har indikert en positiv korrelasjon med konkurs for de samme forholdene (Daily & Dalton, 1994a; Platt & Platt, 2012, Parker, Peters, & Turetsky, 2002). Ciampi (2015) viser at inkluderingen av ES variabler øker treffsikkerheten til modellen med 15% sammenlignet med en modell med bare finansielle variabler.

2.6 Personlige egenskaper hos ledelsen

Ettersom toppledelsen i mindre selskaper har mye å si for selskapets operasjonelle drift (Gils, 2005), har deler av litteraturen undersøkt hvordan personlige egenskaper og personlighetstrekk

ved ledelsen kan påvirker selskapet (eksempelvis Ben-David, Graham, & Harvey, 2007; Cain & McKeon, 2016; Dyreng, Hanlon, & Maydew, 2010; Hackbarth, 2008; Roll, 1986; Shefrin, 2001; Zuckerman, 1984). Personlige egenskaper og personlighetstrekk ved ledelsen relateres til konkurs ved at disse studiene undersøker om egenskaper som overmot, over-optimisme og sensasjonssøking kan føre til høyere gjeldsandeler, dårlige investeringer, feilaktive oppkjøp og generelt høyere risikotaking i selskapet (Kallunki & Pyykkö, 2012). Tidligere betalingsproblemer eller forhold hos selskaper som er slått konkurs har blitt brukt som en approksimasjon på ledelsens egenskaper og dyktighet. I sin studie på prediksjon av kredittrisiko for mindre, private selskaper, trekker Laitinen (1999) frem logaritmen av antall ansvarlige personer¹ med relasjoner² til konkursselskaper som spesielt viktig for økt kredittrisiko. Back (2005) finner ikke signifikante funn på en lignende indikatorvariabel som måler om én eller flere i ledelsen har en aktiv rolle i selskap med betalingsvansker, men finner at personlige betalingsvansker i ledelsen er en signifikant variabel for selskaper som har betalingsproblemer. Kallunki og Pyykkö (2012) dykker videre ned i personlige betalingsvansker i ledelsen, og finner at både at betalingsanmerkninger hos daglig leder og styreleder øker sannsynligheten for konkurs, og at variablene forbedrer PD-modellene til Altman (1968) og Ohlson (1980) signifikant. Fagfeltet rundt konkurshistorikk i ledelsens yrkesaktive karriere ser derfor til dels ut som et utforsket område, bortsett fra en masteroppgave ved Norges Handelshøyskole (Færevaa & Krosby, 2016). Her blir det funnet at konkurserfaring hos daglig leder øker sannsynligheten for et selskap å gå konkurs med et datagrunnlag på 733 observasjoner av norske selskaper. Masteroppgaven definerer konkurserfaring som at daglig leder gikk konkurs i sin forrige ansettelse hvor vedkommende også må ha vært daglig leder. Færevaa og Krosby (2016) kontrollerte effekten av konkurserfaring kun mot finansielle nøkkeltall.

Samlet indikerer litteraturen at personlige egenskaper ved ledelsen kan påvirke et selskaps sannsynlighet for å gå konkurs, og at tidligere konkurshistorikk kan være en indikator for disse egenskapene som kan observeres.

2.7 Forventninger

Vi ønsker å bidra til litteraturen ved å vurdere effekten av tidligere konkurser erfart av daglig leder og styreleder på mindre selskapers konkurstrisiko. På bakgrunn av litteraturgjennomgangen mener vi at litteraturen har et manglende utforsket område i nettopp

¹ Laitinen (1999) definerer «ansvarlige personer» som er en samlebetegnelse for daglig leder, styreleder og styremedlemmer.

² Laitinen (1999) definerer relasjoner som enten eierskap eller rolle i styre til selskapet.

dette. Laitinen (1999) studerer ikke konkursprediksjon, men prediksjon av kredittanalytikers estimat på kredittisiko, og skiller ikke effektene av daglig leder, styreleder og styremedlemmer fra hverandre, men rollene vurderes samlet under ett. Vi ønsker å skille ut effekten av dobbeltrolle for å vurdere effekten av tidligere konkurser hos daglig leder og styreleder separat. Videre defineres relasjon til et konkursselskap også som det å være aksjonær, hvor vi ønsker å se den isolerte effekten av å ha hatt en aktiv rolle i selskapet. Back (2005) skiller heller ikke effektene av de ulike rollene fra hverandre, og vurderer heller ikke på konkurs spesifikt, men betalingsvansker. Kallunki og Pyykkö (2012) skiller effektene av de ulike rollene fra hverandre, men ser på personlige betalingsanmerkninger som en approksimasjon på toppledelsens personlige egenskaper, hvorpå vi ønsker å måle deres egenskaper i de rollene de innehar.

Færevaa og Krosby (2016) har en svært begrensende definisjon av konkurserfaring da det må ha vært konkurs i forrige stilling. Vi ønsker å undersøke den totale konkurserfaringen til toppledelsen, og vil vurdere alle tidligere konkurser for å undersøke om antallet konkurser og hvilken rolle de hadde i tidligere konkurser påvirker selskapets sannsynlighet til å gå konkurs. Videre ser Færevaa og Krosby (2016) kun på daglig leder og vurderer ikke styreleder eller tilfeller der daglig leder også er styreleder. Effekten masteroppgaven finner er kun kontrollert mot finansielle nøkkeltall.

Ut ifra tidligere studier vil vi i vår studie bidra til litteraturen ved å se på daglig leder og styreleders konkurshistorikk i selskaper i et lenger tidsperspektiv, mens vi hensyntar dobbeltroller, samtidig som vi ser på hvilke stillinger de har hatt i en tidligere konkurs. For å forsikre oss at vi måler tiltenkt effekt ønsker vi å kontrollere tidligere konkurserfaring med RF- og ES-variabler for å vurdere effekten i en helhet av selskapets økonomiske situasjon og toppledelsens egenskaper. Det er selvfølgelig vanskelig å kontrollere for alle forhold, så vi er innforstått med at det alltid er en mulighet for at funnene kan være drevet av noe annet. Om vi finner at konkurshistorikk er positivt korrelert med sannsynlighet for fremtidig selskapskonkurs, vil dette være av stor interesse for interessenter i norsk næringsliv som blant annet banker og kredittinstitusjoner som yter kreditt, men også aksjonærer og styrever som velger og ansetter styreledere og daglig ledere.

På bakgrunn av litteraturen kan vi formulere våre forventninger til følgende hypoteser:

H1: Selskaper med konkurshistorikk i toppledelsen har økt konkurssannsynlighet.

Færevaa og Krosby (2016) finner i sin studie at selskaper hvor daglig leder har konkurserfaring har større sannsynlighet for å gå konkurs. Dette vil bety at vi kan forvente lignende resultater i

vår studie for daglig leder, men vi har ikke studier som viser dette for styreleder direkte. Kallunki og Pyykkö (2012) viser at personlige betalingsanmerkninger hos daglig leder og styreleder er signifikant i prediksjon av konkurs. Dersom denne studien er overførbar forventer vi lignende effekter hos styreleder som daglig leder. Nullhypotesen er at sannsynlighet for konkurs er uavhengig konkurshistorikk i toppledelsen.

H1a. Effekten er større hvis toppledelsen gikk konkurs som daglig leder eller styreleder, sammenlignet med konkurs som styremedlem.

Gitt at vi finner høyere konkurssannsynlighet for selskaper med konkurshistorikk i toppledelsen (H1), er det interessant å se på hvilken type konkurshistorikk dette er og hvordan det påvirker funnene. Et selskap kan kun ha én daglig leder og styreleder, men mange styremedlemmer. Det følger at et styremedlem har mindre påvirkning på driften av selskapet enn daglig leder og styreleder. Vår hypotese er at det er mer utslagsgivende om dagens toppledelse har gått konkurs som daglig leder eller styreleder, sammenlignet med om de var styremedlem i et selskap som har gått konkurs tidligere. Nullhypotesen er at det er lik effekt uavhengig av hvilken rolle vedkommende har hatt i selskapet som har gått konkurs.

H2: Etablerte modeller for konkursprediksjon kan forbedres ved inkluderingen av konkurshistorikk i toppledelsen som variabel.

Kallunki og Pyykkö (2012) viser at inkluderingen av deres variabler basert på betalingsanmerkninger hos daglig leder og styreleder øker de prediktive evnene til Altman (1968) og Ohlsons (1980) modeller. Modellene til Altman (1968) og Ohlson (1980) er basert utelukkende på finansielle forholdstall og indikatorer, og det kan tenkes at inkluderingen av betalingsanmerkninger fanger opp variasjon tilknyttet eierskap og styring av selskapene. Det er rimelig å anta at konkurserfaring hos toppledelsen kan fange opp varians bedre enn de etablerte modellene alene. Nullhypotesen blir følgelig at modellene til Altman (1968) og Ohlson (1980) ikke forbedrer sine prediktive egenskaper ved inkluderingen av konkurshistorikk til toppledelsen.

Vi bemerker at denne studien kan vise korrelasjon, men ikke retning på kausalitet. Om vi finner støtte for H1 kan det antyde at å ha en daglig leder med konkurshistorikk i selskapet øker risikoen for at selskapet går konkurs, men det kan også være at årsakssammenhengen går den andre veien. Det betyr at det kan være at selskaper som i utgangspunktet har høyere risiko for konkurs er mer sannsynlige å ansette daglige ledere med konkurshistorikk.

3. Datagrunnlag

3.1 Kilder

Opprinnelig omfatter datagrunnlaget alle norske AS som har levert et årsregnskap i perioden 2010 til og med 2017. Dataene er levert til oss fra Enin, som igjen har hentet det fra Brønnøysundregistrenes foretaksregister og konkursregister, og gjort en stor jobb med å transformere og koble sammen dataene til bruk i egne analyser. Datagrunnlaget inneholder all finansiell informasjon fra årsregnskap, samt informasjon om daglig leder, styreleder og styret ellers tilgjengeliggjort fra kunngjøringer i Brønnøysundregistrene. Det er supplert med annen data fra SNF og NHHs database (Berner, Mjøs, & Olving, 2016) over regnskapsdata hentet ut fra Brønnøysundregistrene hvor det har vært manglende datapunkter i datasettet fra Enin. Data om historikk på roller og konkurser for daglig leder og styreleder er fra 2006 til 2017. Dessverre er det mangelfullt perioden 2006 til og med 2009. Dette grunnes at Brønnøysundregistrene i perioden startet en digitaliseringsprosess, hvor ikke all informasjon fra perioden er digitalisert. I intervju med Enin anslår de selv grovt at det er data om roller og konkurshistorikk for daglig leder og styreleder på 20% av tilfellene i 2006, og opp mot 80% i 2009. Fra 2010 og utover skal dataen være komplett. All data benyttet i studien er basert på fritt tilgjengelig offentlig data.

3.2 Konkurs

Ideelt sett ønsker en kreditor å modellere sannsynligheten for mislighold (*probability of default* - *PD*). Det finnes dessverre ikke åpne datakilder på gjeldsmislighold. Derimot vil mislighold, om det ikke ordnes opp i, føre til at kreditor begjærer selskapet konkurs. Ved å predikere konkurs mister man de selskapene som misligholder et lån og ved restrukturering eller forhandlinger unngår å bli begjært konkurs, til tross for at kreditor kan måtte ta tap i prosessen. Konkurs er derimot en offentlig hendelse og kan hentes ut fra Konkursregisteret.

Vi følger Bernhardsen & Larsen (2007) og definerer konkurs som kunngjøringen «Åpning av konkurs» fra Konkursregisteret. På dette tidspunktet er det åpnet en konkurs ved tingrett og vi forventer tap for kreditor. I en studie av svenske selskaper finner Thorburn (2000) at kreditor i snitt taper 65% av gjeldskravet ved konkurs. Uavhengig av resultatet i en konkursåpning (restrukturering eller likvidering) forventes et tap i snitt, derfor er dette hendelsen vi er opptatt av fra et konkursprediksjons-perspektiv. Derfor fjernes eventuelle observasjoner fra selskaper som har overlevd en slik konkurs videre fra datasettet etter den første konkursåpningen har inntruffet.

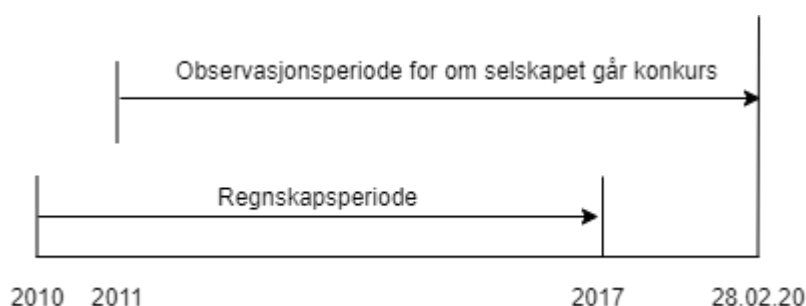
3.3 Observasjonsperiode

Tilsvarende som Bernhardsen & Larsen (2007) definerer vi at en konkurs kan skje inntil 3 år etter siste innleverte årsregnskap. Siden årsregnskapet leveres året etter (normalt med frist 30 juni), kan en konkurs først oppstå tidligst året etter regnskapsåret. Videre kan et selskap gå konkurs 2 eller 3 år etter siste regnskapsår. Konkurs som oppstår senere enn 3 år etter siste regnskapsår antar vi skyldes andre forhold og fjerner derfor disse selskapene fra datasettet. Videre er året 2020 et spesielt år grunnet COVID-19 pandemien. Vi anser at februar 2020 var den siste «ordinære» måneden for konkursbegjæring før landet i mars ble stengt ned og tiltakspakker ble iverksatt. Vi avslutter derfor observasjonsperioden vår 28.02.2020 som vi anser som den siste «ordinære» måneden i 2020, for å ikke ta inn effekten av pandemien.

Dermed består datasettet av regnskap fra 2010 til og med 2017. Vi avslutter i 2017 for å gi selskapene tre år på seg til å gå konkurs, og ikke ønsker at selskap som egentlig kommer til å gå konkurs blir ansett som «sunne» fordi de leverte regnskap kort tid før februar 2020. Derfor er regnskap fra 2018 og nyere ekskludert fra datasettet. For hvert selskaps-år har vi observert hvorvidt selskapet har gått konkurs de neste 3 årene, helt frem til 28.02.2020. Figur 1 illustrerer observasjonsperioden. Det innebærer at om et selskap som har levert årsregnskap i 2014 ikke har gått konkurs innen utløpet av 2017, regnes det som ikke-konkurs i 2014. Unntaket er for selskapene som har levert årsregnskap i 2017, hvor vi kun observerer hvorvidt de har gått konkurs eller ikke i 2 år og 2 måneder, altså frem til 28.02.2020 (for å unngå effekter av COVID-19).

Vi bemerker at data om tidligere konkurser og erfaring for daglig leder og styreleder går tilbake til 2006, men er mangelfull i perioden 2006-2009.

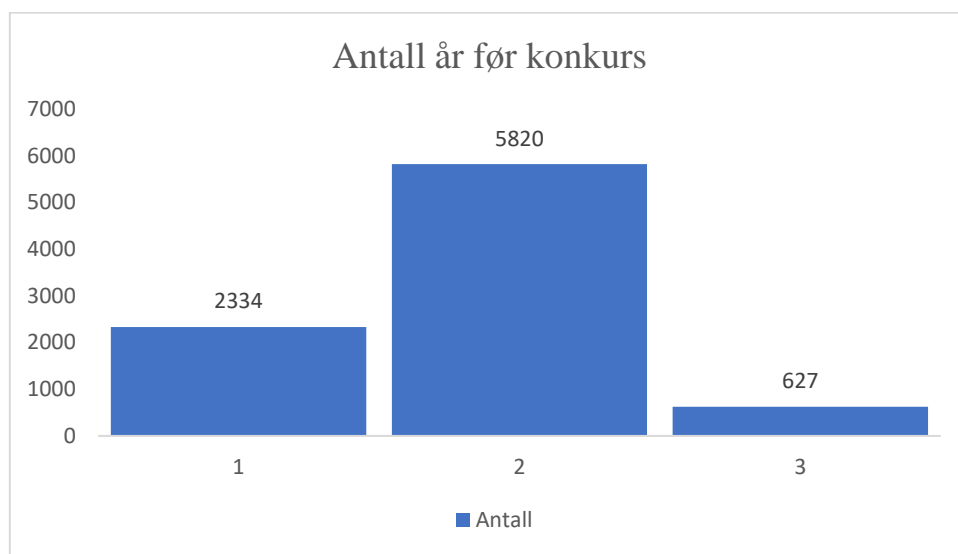
Figur 1: Tidslinje for datasett



Figur 1: Tidslinje for datasettet. Regnskap er samlet inn fra regnskapsåret 2010 til og med 2017. Konkurs er observert fra 2011 til 28 februar 2020.

Figur 2 viser antall år fra sist leverte regnskapsår til konkursen inntreffer, for de selskapene som har gått konkurs (n = 8781). Det fremgår her at det vanligste er 2 år fra siste regnskapsår til konkurs. I et typisk scenario kan dette være et selskap som leverer årsregnskapet for 2015 på fristen 30 juni 2016. Deretter får selskapet utfordringer, og i 2017 blir det slått konkurs på våren og leverer derfor aldri regnskap for 2016. Siden siste regnskap levert er for 2015 og konkursen er i 2017, blir dette registrert som 2 år fra regnskapsår til konkurs. 2 334 selskap gikk konkurs etter 1 år, som tilsvarer at de har gått konkurs samme året de leverte regnskapet for fjoråret.

Figur 1: Fordeling av år-til-konkurs for konkursselskaper



Figur 2: Fordeling av antall år fra siste regnskapsår til selskapet gikk konkurs, for alle selskap som har gått konkurs.

3.4 Observasjonstidspunkt og tidsreise

For hver observasjon er det benyttet data om daglig leder og styreleder den datoen årsregnskapet er levert. Dette betyr at *tidsreisen* i datasettet holdes intakt, hvor vi ved ethvert tidspunkt kun benytter informasjon som er tilgjengelig på det tidspunktet. Dette er høyst viktig for variabler som omhandler tidligere historikk og erfaring frem til observasjonstidspunktet.

Eksempel: en person er daglig leder i selskap A og styreleder i selskap B. Selskap A går konkurs i mai. Når selskap B leverer regnskapet i juni, vil han være registrert med tidligere konkurs for selskap A. Om derimot selskap A går konkurs i august, er det ikke registrert konkurser på personen dette året. Den kommer først når selskap B leverer regnskap neste år.

3.5 Filtrering av rådata til endelig datasett

Datagrunnlaget består opprinnelig av 367 543 unike selskaper for observasjonsperioden, med totalt 1 937 684 selskaps-år observasjoner. Videre er det gjort flere filtreringer for å komme til et endelig datasett som analysen utføres på. Tabell 1 viser hvordan hvert steg i filtrering påvirker antallet unike selskaper og selskaps-år observasjoner, fordelt på ikke-konkurs og konkursselskaper. I Tabell 1 er selskaps-år for ikke-konkurs og konkursselskaper oppdelt etter hvorvidt selskapet går konkurs en gang i løpet av observasjonsperioden.

Vi ønsker å gjøre analysen på et komplett datasett. For observasjoner med manglende informasjon på daglig leder, styreleder eller regnskapstall, forsøker vi først å innhente informasjon fra SNFs database (Berner, Mjøs, & Olving, 2016) og deretter benyttet vi eventuelt laggede verdier dersom det fortsatt mangler. For regnskapstall er manglende verdier erstattet med 0 for verdier hvor det etter kontrollsjekk var opplagt at dette var tilfelle. Observasjoner som fortsatt var mangelfulle er deretter fjernet. Videre følger vi vanlig praksis innen litteraturen og ekskluderer finansielle tjenester og forsikring, eiendom og infrastruktur (Mansi, Maxwell, & Zhang, 2012; se også Ohlson, 1980) da disse selskapene har særtrekk ved seg som vi ikke ønsker å hensynta i denne analysen. Vi følger Bernhardsen & Larsen (2007) og inkluderer kun selskaper som har hatt totale eiendeler over 500 000 ett av årene i observasjonsperioden. Utover dette legger vi på vår egen restriksjon på at selskapet må ha hatt omsetning på over kr 250 000 ett av årene i observasjonsperioden, for å sikre at selskapet har hatt en viss drift og vil være realistisk å vurdere i en kredittsituasjon. For å begrense utvalget til SMB, benytter vi oss av Basel II-definisjonen på SMB og setter øvre begrensning for omsetning på 50 millioner euro (som ved analysetidspunktet utgjorde NOK 492 555 000).

Tabell 1 viser at dette gir et endelig datasett på 730 326 selskaps-år observasjoner av totalt 135 335 unike selskaper i perioden. Dette tilsvarer i snitt 5,6 regnskapsår per ikke-konkursselskap og 3,6 år i snitt for konkursselskap. Dette er ikke uventet da konkursselskap naturligvis har kortere levetid i datasettet.

Tabell 2 illustrerer fordelingen av selskaps-år observasjoner for hvert år i observasjonsperioden. Vi registrerer at konkursandelen er markant høyere for 2017. Dette kan forklares ved at et selskap som også leverte årsregnskap i 2018 men gikk konkurs i 2019, vil være registrert som konkurs i 2017 slik observasjonsperioden og datasettet er satt opp. Foruten de 8 781 konkursene er det 57 785 selskaper som i løpet av observasjonsperioden slutter å levere årsregnskap før 2017. Dette vil typisk være selskaper som avvikler driften, kjøpes opp eller slås sammen.

Tabell 1: Filtrering av datasettet for unike selskaper og selskaps-år observasjoner

	Unike selskaper			Selskaps-år observasjoner		
	Ikke-konkurs	Konkurs	Totalt	Ikke-konkurs	Konkurs	Totalt
Alle AS	347,400	20,143	367,543	1,874,430	63,254	1,937,684
Komplett data DL	259,236	15,902	275,138	1,394,047	48,608	1,442,655
Komplett data SL	257,718	15,721	273,439	1,369,455	47,812	1,417,267
Komplett data RF	257,704	15,720	273,424	1,369,187	47,806	1,416,993
Kun relevante bransjer	190,277	13,958	204,235	990,082	42,272	1,032,354
Eiendeler > 500'	144,701	9,969	154,670	838,144	33,873	872,017
Omsetning > 250'	128,042	9,637	137,679	713,352	32,046	745,398
Omsetning < 50" EUR (SMB)	125,813	8,781	134,594	698,829	31,497	730,326

Tabell 1: Datasett fordelt i antall unike selskaper (konkurs og ikke-konkurs), samt antall selskaps-års observasjoner for ikke-konkurs og konkurs selskaper. For selskaps selskaps-år observasjoner oppgis det antall observasjoner for selskaper som en gang i observasjonsperioden går konkurs eller ikke. For hver rad (nedadgående) er det gjort et steg filtrering og det oppgis antall unike selskaper og selskaps-år observasjoner som gjenstår i datasettet. Hver filtrering er utført sekvensielt. DL = daglig leder, SL = styreleder, RF = regnskapsmessige forholdstall.

Tabell 2: Observasjoner for hvert regnskapsår

År	Total	Ikke-konkurs	Konkurs	Andel konkurs
2010	69 201	68 681	520	0.008
2011	76 933	76 146	787	0.010
2012	84 968	84 018	950	0.011
2013	91 580	90 663	917	0.010
2014	97 585	96 481	1 104	0.011
2015	101 348	100 172	1 176	0.012
2016	105 322	103 854	1 468	0.014
2017	103 389	101 530	1 859	0.018
SUM	730 326	721 545	8 781	0.012

Tabell 2: Fordeling av selskaps-år observasjoner for hvert regnskapsår. «Konkurs» indikerer at et selskap gikk konkurs dette året. Et selskap som senere går konkurs, vil i de foregående årene være under «Ikke-konkurs»

Tabell 3 viser alle selskaps-år observasjoner i datasettet fordelt på bransjer. En oversikt over NACE-koder tilhørende bransjer finnes i Appendiks 1. Tabell 4 viser andelen observasjoner til hver bransje. Fra Tabell 4 ser vi at bransjene generelt er likt fordelt, men at bygge- og anleggsvirksomhet og varehandel utgjør en større andel av konkursselskapene enn i datasettet samlet, mens tjenester utgjør en mindre andel.

Tabell 3: Selskaps-år fordelt på bransjer

Bransje	Total	Ikke-konkurs	Konkurs	Andel konkurs
Agentur- og engroshandel	93 550	92 520	1 030	0.011
Bergverksdrift og utvinning	3 833	3 814	19	0.005
Bygge- og anleggsvirksomhet	140 926	138 680	2 246	0.016
Industri	56 675	55 976	699	0.012
Jordbruk, skogbruk og fiske	15 619	15 530	89	0.006
Kommunikasjon	2 735	2 721	14	0.005
Tjenester	272 964	271 331	1 633	0.006
Transport	37 061	36 603	458	0.012
Varehandel	106 963	104 370	2 593	0.024
Sum	730 326	721 545	8 781	0.012

Tabell 3: Fordeling av observasjoner på bransjer. "Konkurs" indikerer at et selskap gikk konkurs det året. Et selskap som senere går konkurs, vil i foregående årene være under "Ikke-konkurs".

Tabell 4: Andel konkursselskaper fordelt på bransjer

Bransje	Total	Ikke-konkurs	Konkurs
Agentur- og engroshandel	0.13	0.13	0.12
Bergverksdrift og utvinning	0.01	0.01	0.00
Bygge- og anleggsvirksomhet	0.19	0.19	0.26
Industri	0.08	0.08	0.08
Jordbruk, skogbruk og fiske	0.02	0.02	0.01
Kommunikasjon	0.00	0.00	0.00
Tjenester	0.37	0.38	0.19
Transport	0.05	0.05	0.05
Varehandel	0.15	0.14	0.30
Sum	1	1	1

Tabell 4: Andel konkursselskaper fordelt på bransjer. "Konkurs" indikerer at et selskap gikk konkurs det året. Et selskap som senere går konkurs, vil i foregående årene være under "Ikke-konkurs".

3.6 Dobbelrolle

I et selskap kan daglig leder og styreleder være samme person. Vi refererer til dette som *dobbelrolle*. Tabell 5 viser fordelingen av dobbelrolle, hvor rundt 54% av selskapene har dobbelrolle.

Tabell 5: Fordeling av dobbelrolle

	Total	Ikke-konkurs	Konkurs	Total andel
Dobbelrolle	338 388 (100%)	334 497 (98,85%)	3891 (1,15%)	53,7%
Ikke dobbelrolle	391 938 (100%)	387 048 (98,75%)	4890 (1,25%)	46,3%
Total	730 326 (100%)	721 545 (98,80%)	8 781 (1,20%)	100%

Tabell 5: Fordeling av dobbelrolle for alle selskaps-år observasjoner. Dobbelrolle angir at daglig leder og styreleder er samme person. Tall i parentes viser prosentandel av total observasjoner for raden.

3.7 Oversikt over alle variabler

I denne studien har vi variabler av interesse knyttet til konkurshistorikk (konkursvariabler), samt kontrollvariabler som kontrollerer for finansielle forhold, kredittbetingelser, forhold innen eierstyring og selskapsledelse, samt bakgrunnsforhold som alder og størrelse. Tabell 6 viser alle variablene og hva de har som hensikt å måle.

Tabell 6: Oversikt over alle variabler

Variabelnavn	Forklaring	Mål
Finansielle kontrollvariabler		
<i>arbkap_eiendeler</i>	Arbeidskapital til eiendeler	Likviditet
<i>opp_ek_eiendeler</i>	Opptjent egenkapital til eiendeler	Lønnsomhet
<i>ek_grad</i>	Egenkapitalgrad	Gjeldsgrad
<i>oml_has_kap</i>	Omløpshastighet kapital	Likviditet
<i>tkr</i>	Avkastning på totalkapital / Totalkapitalrentabilitet	Lønnsomhet
<i>gj_andel*</i>	Gjeldsandel	Gjeldsgrad
<i>ebitda_gjeld</i>	EBITDA over gjeld	Likviditet
<i>ebitda_marg</i>	EBITDA-margin	Lønnsomhet
<i>fin_gjelds_grad</i>	Finansiell gjeldsgrad	Gjeldsgrad
<i>kort_gj_oml**</i>	Kortsiktig gjeld til omløpsmidler	Likviditet
<i>årsres_eiendeler**</i>	Årsresultat til totale eiendeler	Lønnsomhet
<i>gj_mer_enn_eiendeler**</i>	Om gjelden er større enn totale eiendeler	Gjeldsgrad
<i>neg_årsres**</i>	Om selskapet har negativt årsresultat	Lønnsomhet
<i>endring_årsres**</i>	Skalert endring i årsresultat	Lønnsomhet
Kredittbetingelser		
<i>rente_kost</i>	Rentekostnad	Betingelser
<i>lev_bet</i>	Leverandørbetingelser	Betingelser
Deskriptive variabler		
<i>ln_eiendeler</i>	Selskapets størrelse målt i eiendeler, naturlig logaritme	Størrelse
<i>selsk_alder</i>	Selskapets alder	Alder

Variabelnavn	Forklaring	Mål
ES-kontrollvariabler		
<i>st_medl</i>	Størrelse på styret	Styresammensetning
<i>dobbeltrolle</i>	Om daglig leder og styreleder er samme person («dobbeltrolle»)	Styresammensetning og struktur
<i>dl_bytte</i>	Om det er byttet daglig leder siste 2 år	Endringer i styresammensetning
<i>sl_bytte</i>	Om det er byttet styreleder siste 2 år	Endringer i styresammensetning
<i>aksj_hhi</i>	Herfindahl-Hirschman Index (HHI) for aksjeeierskap	Konsentrasjon av eierskap
<i>dl_og_sl_total_erfaring</i>	Ved dobbeltrolle: antall stillinger daglig leder har hatt som daglig leder, styreleder eller styremedlem	Erfaring
<i>dl_total_erfaring</i>	Ikke dobbeltrolle: Antall stillinger daglig leder har hatt som daglig leder, styreleder eller styremedlem	Erfaring
<i>sl_total_erfaring</i>	Ikke dobbeltrolle: Antall stillinger styreleder har hatt som daglig leder, styreleder eller styremedlem	Erfaring
Konkursvariabler		
<i>dl_og_sl_konkurs</i>	Ved dobbeltrolle: Om daglig leder har vært involvert i konkurs tidligere	Konkurshistorikk
<i>dl_konkurs</i>	Ikke dobbeltrolle: Om daglig leder har vært involvert i konkurs tidligere	Konkurshistorikk
<i>sl_konkurs</i>	Ikke dobbeltrolle: Om styreleder har vært involvert i konkurs tidligere	Konkurshistorikk
<i>dl_og_sl_konkurs_antall</i>	Ved dobbeltrolle: Antall konkurser daglig leder har vært involvert i tidligere	Konkurshistorikk
<i>dl_konkurs_antall</i>	Ikke dobbeltrolle: Antall konkurser daglig leder har vært involvert i tidligere	Konkurshistorikk
<i>sl_konkurs_antall</i>	Ikke dobbeltrolle: Antall konkurser styreleder har vært involvert i tidligere	Konkurshistorikk

Tabell 6: Oversikt over alle variabler. «Måler» angir hva variabelen skal måle om dette ikke kommer eksplisitt frem av forklaringen.

* *gj_andel* blir ikke droppet som en del av VIF-seleksjon og følgelig ikke benyttet.

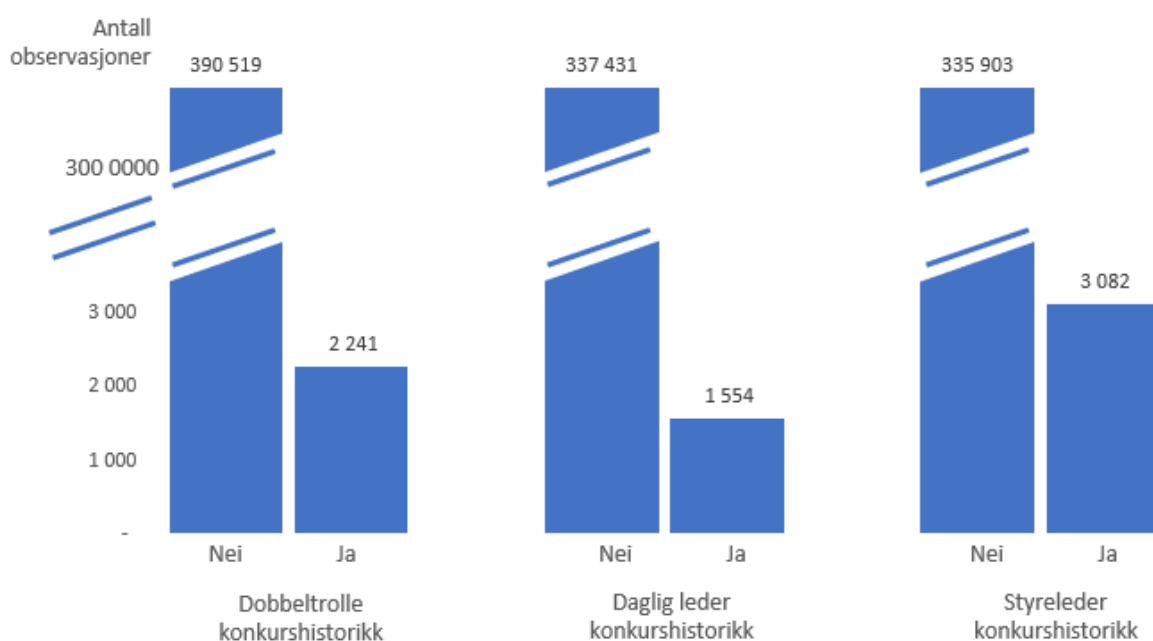
** Variabelen er ikke benyttet i første del av studien, men er en del av modellene til Altman (1968) og Ohlson (1980) som vi benytter i andre del av studien. Vi viser til disse studiene for inngående forklaring og diskusjon av variablene.

Konstruksjon av konkursvariabler er i Appendiks 2. Konstruksjonen av finansielle kontrollvariabler og deskriptive variabler er i Appendiks 3. Konstruksjon av ES-kontrollvariabler er i Appendiks 4. Vi vil videre gjennomgå hver kategori av de ulike variablene.

3.8 Konkursvariabler

Tabell 6 angir konkursvariablene vi benytter. Dette er våre variabler av interesse. Konstruksjon av disse er forklart i Appendiks 2. *dl_konkurs* og *sl_konkurs* indikerer om henholdsvis daglig leder eller styreleder har vært involvert i en konkurs i et selskap tidligere, enten som daglig leder, styreleder eller styremedlem. *dl_og_sl_konkurs* er tilsvarende for selskaper med dobbeltrolle. Figur 3 viser antallet observasjoner for konkursvariablene. I Figur 3 er dette delt opp etter selskaper med dobbeltrolle (392 760 observasjoner) og selskaper uten dobbeltrolle (338 985 observasjoner).

Figur 3: Fordeling av konkursvariabler for selskaper med og uten dobbeltrolle

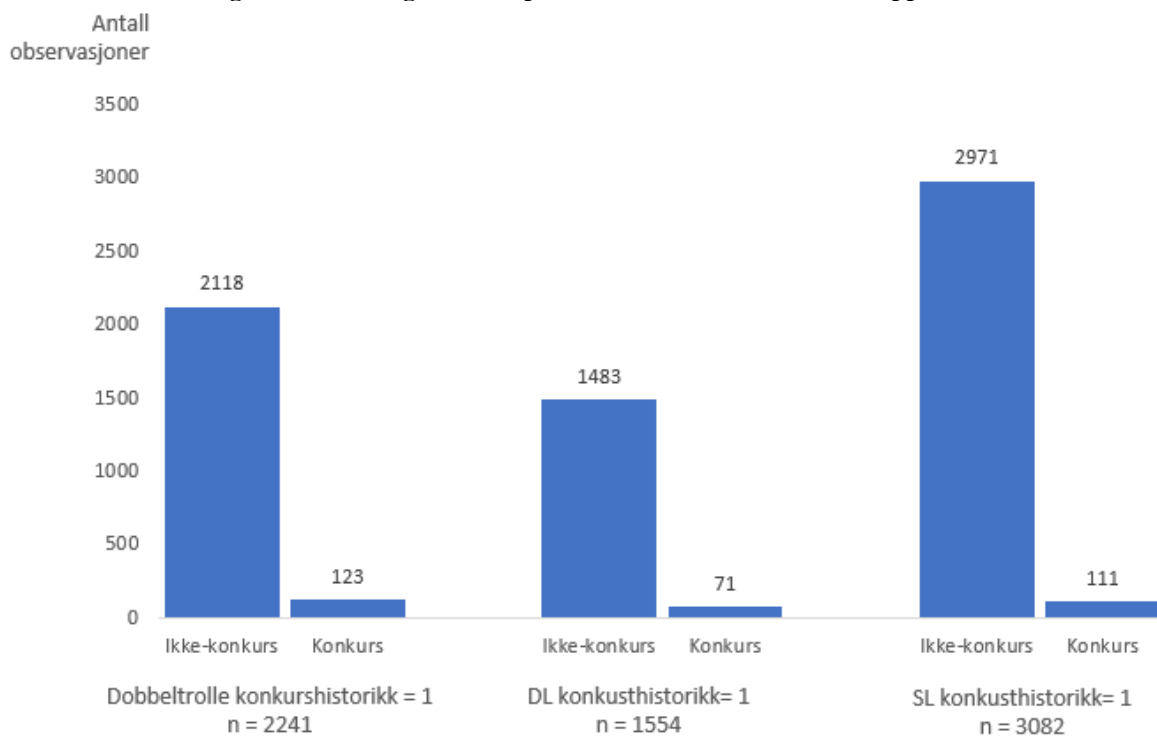


Figur 3: Fordeling av konkursvariabler. Dobbelrolle konkurshistorikk er for selskaper hvor det er dobbeltrolle og konkurshistorikk hos daglig leder som også er styreleder. Daglig leder konkurshistorikk og styreleder konkurshistorikk er konkurshistorikk hos henholdsvis daglig leder og styreleder i selskaper hvor det ikke er dobbeltrolle.

I datasettet er det 2 241 observasjoner hvor det er dobbeltrolle og daglig leder har konkurshistorikk. I selskaper uten dobbeltrolle er det 1 554 observasjoner hvor daglig leder har konkurshistorikk og 3 082 styreleder har konkurshistorikk. I Figur 4 ser vi hvordan observasjonene hvor det er konkurshistorikk i toppledelsen fordeler seg på alle observasjonene etter om selskapet går konkurs eller ikke de neste årene. *dl_konkurs_antall* er antallet tidligere konkurser daglig leder har vært involvert i. *sl_konkurs_antall* er antallet tidligere konkurser styreleder har vært involvert i. *dl_og_sl_konkurs_antall* er tilsvarende for selskaper med dobbeltrolle. Variablene for antall tidligere konkurser er konstruert identisk som

indikatorvariablene for tidligere konkurs med hensyn til tidspunkt for konkurs og registrering, slik at tidsreisen er ivaretatt på samme måte. Den eneste forskjellen fra indikatorvariablene er at disse benytter *antallet* konkurser. Disse variablene teller kun unike selskaper, for å unngå dobbelttelling om en person hadde flere roller i et selskap som gikk konkurs. Alle konkursvariablene går, i likhet med variablene for tidligere daglig-leder stillinger, tilbake til 2006 men er mangelfulle i perioden 2006-2009.

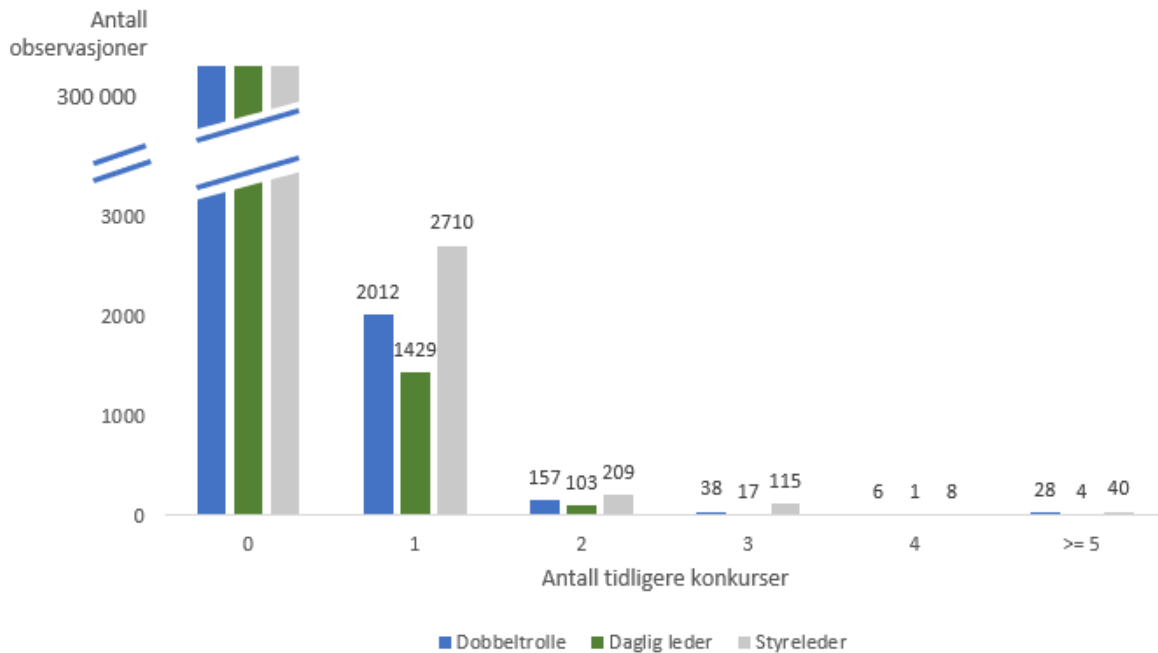
Figur 4: Fordeling av selskaps-år etter konkurshistorikk i toppledelsen



Figur 4: Fordeling av selskaps-år hvor det er konkurshistorikk i toppledelsen fordelt etter om selskapet går konkurs eller ikke det året. Dobbelrolle konkurshistorikk er for selskaper hvor det er dobbelrolle. DL konkurshistorikk og SL konkurshistorikk er konkurshistorikk for daglig leder og styreleder i selskaper uten dobbelrolle.

Figur 5 viser fordelingen av antall konkurser for toppledelsen. *dobbelrolle* angir antallet konkurser når det er dobbelrolle. *Daglig leder* og *styreleder* angir antallet tidligere konkurser hos disse for selskaper hvor det ikke er dobbelrolle. Vi ser at for de som har tidligere konkurser, har de aller fleste 1 tidligere konkurs.

Figur 5: Fordeling av antall konkurser i toppledelsen



Figur 5: Antall konkurser hos toppledelsen. Dobbeltrolle er antall tidligere konkurser når det er dobbeltrolle. Daglig leder og Styreleder angir antallet tidligere konkurser hos disse for selskaper hvor det ikke er dobbeltrolle.

Tabell 7 viser deskriptiv statistikk for konkursvARIABLE og ES-kontrollvariable. Vi observerer at med unntak av konsentrasjon i aksjeeierskap, så er gjennomsnitt og median av alle variablene signifikant ulike mellom ikke-konkurs og konkursselskaper. Av konkursvARIABLEne fremgår det at konkursselskaper i større grad har toppledelse med tidligere konkurshistorikk. Dette gjelder både for indikatorene for konkurshistorikk i toppledelsen: *dl_og_sl_konkurs* for selskaper med dobbeltrolle, og *dl_konkurs* og *sl_konkurs* for selskaper uten dobbeltrolle. Vi ser også at antallet tidligere konkurser i toppledelsen også er signifikant høyere i konkursselskaper. Vi bemerker derimot at det ikke er klart hvilken vei årsakssammenhengen går. Det kan være at disse karakteristikene medvirker til at selskapene går konkurs. Alternativt kan det være at fremtidige konkursselskaper ansetter daglig ledere og styreledere med konkurshistorikk.

Tabell 8 viser korrelasjonsmatrise for ES-kontrollvariablene.

Tabell 7: Deskriptiv statistikk for konkurssvariabler og ES-kontrollvariabler

	n	snitt	sd	median	min	max	Welch t-test snitt	Wilcox-test median
dl_og_sl_konkurs							***	***
Ikke-konkurs	387048	0.01	0.07	0	0	1		
Konkurs	4890	0.02	0.16	0	0	1		
Total	391938	0.01	0.08	0	0	1		
dl_konkurs							***	***
Ikke-konkurs	334497	0.01	0.09	0	0	1		
Konkurs	3891	0.03	0.17	0	0	1		
Total	338388	0.01	0.09	0	0	1		
sl_konkurs							***	***
Ikke-konkurs	334497	0	0.08	0	0	5		
Konkurs	3891	0.02	0.22	0	0	7		
Total	338388	0.01	0.08	0	0	7		
dl_og_sl_konkurs_antall							***	***
Ikke-konkurs	387048	0.01	0.19	0	0	44		
Konkurs	4890	0.03	0.2	0	0	6		
Total	391938	0.01	0.19	0	0	44		
dl_konkurs_antall							***	***
Ikke-konkurs	334497	0	0.08	0	0	5		
Konkurs	3891	0.02	0.22	0	0	7		
Total	338388	0.01	0.08	0	0	7		
sl_konkurs_antall							***	***
Ikke-konkurs	334497	0.01	0.13	0	0	9		
Konkurs	3891	0.04	0.25	0	0	4		
Total	338388	0.01	0.14	0	0	9		

Tabell 7: Deskriptiv statistikk av konkurssvariabler. Alle variabler er som forklart i tabell X og Y. Det er utført Welch's t-test (Wilcoxon signed rank sum test) for forskjellen i snitt (median) mellom ikke-konkurs og konkursselskaper. Signif. koder; *** 0.001, ** 0.01, * 0.05, = ikke signif. på 0.05

Tabell 8: Korrelasjonsmatrise for ES-kontrollvariabler og konkurssvariabler

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7
X1 sm_antall	1	0.169	0.260	-0.443	-0.285	0.447	0.505
X2 dl_bytte	0.169	1	0.307	-0.018	-0.088	0.131	0.191
X3 sl_bytte	0.268	0.307	1	-0.065	-0.195	0.250	0.291
X4 aksj_hhi	-0.419	-0.020	-0.068	1	0.199	-0.183	-0.195
X5 dl_og_sl_total_erfaring	-0.086	-0.016	-0.080	0.091	1	-0.419	-0.477
X6 dl_total_erfaring	0.219	0.070	0.126	-0.036	-0.079	1	0.711
X7 sl_total_erfaring	0.223	0.119	0.138	-0.020	-0.085	0.392	1

Tabell 8: Korrelasjonsmatrise for ES-kontrollvariabler. Pearson-korrelasjon ned til venstre, Spearman rang korrelasjon øverst til høyre. Variabler X1 ... X7 tilsvarer variablene navngitt i venstre kolonne.

3.9 Finansielle kontrollvariabler, kredittbetingelser og deskriptive variabler

Utvalget av finansielle kontrollvariabler fra Tabell 6 er motivert av tidligere studier, hvor vi har tatt utgangspunkt i de mest benyttede finansielle variablene (Bellovary, Giacomino, & Akers, 2007). Essensen fra tidligere studier er å ha mål på lønnsomhet, gjeldsgrad og likviditet (Beaver, Correia, & McNichols, 2012). Samlet søker vi å kontrollere for konkurrisiko basert på regnskapsbaserte forholdstall. *arbkap_eiendeler* er et mål på bindingen av arbeidskapital. *opp_ek_eiendeler* er et mål på lønnsomhet om selskapet har vært lønnsomme og beholdt egenkapital i selskapet. *ek_grad* måler egenkapitalgrad og er mål på gjeldsgrad i selskapet. *oml_has_kap* måler likviditeten i selskapet ved omløpshastigheten på kapitalen. *tkr* måler lønnsomhet. *gj_andel* måler gjeldsandel. *ebitda_gjeld* er et mål på likviditet og evne til å betjene gjeld. *ebitda_marg* er margin som lønnsomhetsmål. *fin_gjelds_grad* er satt opp som et alternativ til ordinær gjeldsgrad. Dette er for å isolere den delen av gjelden som er diskresjonær, hvor selskapet kunne valgt å finansiere det med egenkapital i motsetning til den operasjonelle gjelden, som leverandørgjeld og offentlige avgifter.

Flere av de finansielle kontrollvariablene er høyt korrelerte og måler i praksis det samme, som *ek_grad* (egenkapitalgrad) og *gj_andel* (gjeldsandel). Vi følger Ciampi (2009) og måler variansinflasjons-faktorer (VIF), som er et mål for å identifisere kollinearitet mellom variablene ved å se på forklaringskraften av en enkelt variabel mot de øvrige variablene. Vi benytter en trinnvis fremgang hvor vi finner VIF-score for hver variabel og fjerner den med høyest VIF-score. Vi gjentar prosessen til alle variablene har VIF-score under 5. Denne prosessen fører til at *gj_andel* fjernes, mens øvrige finansielle kontrollvariabler beholdes.

Utover disse har vi valgt å legge til variabler for å måle kredittbetingelser. *rente_kost* er et mål på prisen på gjeld. Vi ønsker å kontrollere for om et selskap har dyr/rimelig gjeld sammenlignet med andre, hvor det kan tenkes at selskaper med konkurshistorikk i toppledelsen kan få dyrere rentebetingelser. *lev_bet* er et mål på leverandørbetingelser, hvor en høy score indikerer at selskapet har god kredittid hos leverandørene sine og/eller får innbetalinger fra sine egne kunder raskt. Dette gir lav binding av arbeidskapital og er antatt å være gunstig for et selskap. Tilsvarende vil en lav *lev_bet* kunne indikere at selskapet selv må forhåndsbetale varer og gir egne kunder lang kredittid, som kan tenkes å være signifikant annerledes for selskap med konkurshistorikk i toppledelsen. Vi er oppmerksomme på at begge variablene for kredittbetingelser kan ha motsatt utslag enn det som opprinnelig er tiltenkt. En svært lav

rentekostnad kan være resultat av risikable selskaper nær konkurs som ikke får rentebærende lån, hvor null rentekostnad og noe annen kortsiktig gjeld vil se ut som om det har svært gode rentebetingelser. På samme måte kan et høyt nøkkeltall på leverandørbetingelser være et resultat av at et selskap som nærmer seg konkurs ikke betaler leverandørene sine og opparbeider seg svært høy leverandørgjeld.

Motivert av tidligere studier (Altman, Haldeman, & Narayanan, 1977; Ohlson, 1980, Ciampi, 2015) inkluderer vi deskriptive kontrollvariabler for selskapets størrelse og alder. Basert på disse studiene vil yngre og mindre selskaper ha større sannsynlighet for konkurs. *ln_eiendeler* måler selskapets størrelse. *selsk_alder* måler selskapets alder fra stiftelsesår til regnskapsåret. Alle selskaper som har levert årsregnskap regnes til å være minst 1 år gammelt.

Vi følger litteraturen og begrenser alle verdier i finansielle kontrollvariabler for å nedjustere ekstremverdier som oppstår i utregningen av forholdstall (Beaver, 2005; Shumway, 2001). Verdiene er begrenset til 2. og 98. persentil, og deskriptiv statistikk for finansielle kontrollvariabler uten denne begrensningen er i Appendiks 5.

Tabell 9 viser deskriptiv statistikk for de beholdte finansielle kontrollvariablene. For hver variabel er det utført *Welch's t-test* for snitt og *Wilcoxon signed rank sum test* for median for å avgjøre om snittet og median er forskjellig mellom ikke-konkurs og konkursselskaper. Fra Tabell 9 observerer vi at det for alle finansielle kontrollvariabler er signifikant forskjell på snitt og median mellom ikke-konkurs og konkursselskaper. Det er interessant å observere at konkursselskaper i snitt har negativ *arbkap_eiendeler*. For stabile selskaper vil gjerne lav arbeidskapital være et positivt nøkkeltall, men i et selskap som er i ferd med å gå konkurs vil kortsiktig gjeld kunne overstige eiendeler og dermed bli negativ. Videre ser vi at selskaper som går konkurs naturlig nok har lavere opptjent egenkapital (*opp_ek_eiendeler*) og lavere egenkapitalgrad (*ek_grad*). Konkursselskaper har i snitt høyere omløpshastighet på kapitalen (*oml_has_kap*). Dette er normalt ansett som positivt for et sunt, stabilt selskap, men det kan tenkes at selskaper som går konkurs har fått nedskrevet eiendeler det siste regnskapsåret før konkurs, eller generelt er betegnet av å drive forretningsmodeller med høyere omløpshastighet. Dette finner vi antydninger til i Tabell 4 hvor det var flere selskaper innen varehandel og færre selskaper innen tjenester som gikk konkurs enn i det totale utvalget. Særlig varehandel er en bransje som i snitt har høyere omløpshastighet på kapital enn andre bransjer (CSImarket, 2020; ReadyRatios, 2020), og en større andel varehandelsselskaper i konkursselskapene kan være medvirkende til at konkursselskaper i datasettet i snitt har høyere omløpshastighet på kapital.

Totalkapitalavkastning (*tkr*), EBITDA over gjeld (*ebitda_gjeld*) og EBITDA-margin (*ebitda_marg*) er alle i snitt negative for konkursselskaper og positive for ikke-konkursselskaper. Ikke-konkursselskaper har i snitt høyere finansiell gjeldsgrad (*fin_gjelds_grad*). Dette kan tenkes å komme av at sunne selskaper får tilgang til mer bankfinansiering enn selskaper ansett som risikable, eller at bankene krever inn igjen eller reduserer lån til selskaper som er svært utsatt det siste regnskapsåret før konkursen inntreffer. For kredittbetingelsene ser vi at rentekostnad (*rente_kost*) i snitt er høyere for ikke-konkursselskaper. Dette kan indikere at det utover den ønskede effekten av å måle faktisk rentekostnad også plukker opp forskjeller i annen kortsiktig gjeld som kan tenkes å ikke være rentebærende, eller forskjeller i faktisk kredittilgang. Leverandørbetingelser (*lev_bet*) er i snitt negative for ikke-konkursselskaper, som antyder at ikke-konkursselskapene i snitt har mer kundefordringer enn leverandørgjeld. Dette er i kontrast til konkursselskapene som har mer leverandørgjeld enn kundefordringer. Igjen er dette et nøkkeltall man for sunne selskaper vil tenke seg å være positivt for høyere verdi, men hvor det i en konkurssituasjon kan tenkes at selskapet bygger seg opp økt leverandørgjeld som følge av likviditetsproblemer og hvor kundene krever lenger kredittid eller at arbeid skal være helt utført før de betaler. Selv om variablene for kredittbetingelser ikke har tiltenkt effekt, er begge signifikante og beholdes som kontrollvariabler.

Vi ser fra størrelse (*ln_eiendeler*) at konkursselskaper er mindre enn ikke-konkursselskaper i snitt, hvor et gjennomsnittlig ikke-konkursselskap har 3 109 586 kr i totale eiendeler, og et konkursselskap i snitt har 1 758 550 kr i totale eiendeler. Til sist ser vi at konkursselskaper i snitt er nesten 8 år, mens snittet for ikke-konkursselskaper er i overkant av 12,5 år. Tabell 10 viser korrelasjon mellom de finansielle kontrollvariablene.

Tabell 9: Deskriptiv statistikk over finansielle kontrollvariabler og bakgrunnsvariabler

	n	snitt	sd	median	min	max	Welch t-test snitt	Wilcox-test median
arbkap_eiendeler							***	***
Ikke-konkurs	721545	0.18	0.39	0.2	-1.18	0.88		
Konkurs	8781	-0.23	0.5	-0.13	-1.18	0.88		
Total	730326	0.18	0.39	0.2	-1.18	0.88		
opp_ek_eiendeler							***	***
Ikke-konkurs	721545	0.09	0.56	0.16	-2.44	0.84		
Konkurs	8781	-0.49	0.77	-0.22	-2.44	0.84		
Total	730326	0.08	0.56	0.15	-2.44	0.84		
ek_grad							***	***
Ikke-konkurs	721545	1.22	2.56	0.42	-0.61	14.48		
Konkurs	8781	0.02	0.81	-0.06	-0.61	14.48		
Total	730326	1.2	2.55	0.42	-0.61	14.48		
oml_has_kap							***	***
Ikke-konkurs	721545	2.2	1.8	1.86	0.02	8.49		
Konkurs	8781	3.26	2.16	2.8	0.02	8.49		
Total	730326	2.21	1.81	1.87	0.02	8.49		
tkr							***	***
Ikke-konkurs	721545	0.08	0.27	0.08	-0.85	0.7		
Konkurs	8781	-0.17	0.36	-0.11	-0.85	0.7		
Total	730326	0.08	0.27	0.08	-0.85	0.7		
ebitda_gjeld							***	***
Ikke-konkurs	721545	0.27	0.52	0.18	-0.98	2.08		
Konkurs	8781	-0.05	0.39	-0.05	-0.98	2.08		
Total	730326	0.27	0.52	0.18	-0.98	2.08		
ebitda_marg							***	***
Ikke-konkurs	721545	0.07	0.36	0.07	-1.65	0.86		
Konkurs	8781	-0.08	0.33	-0.02	-1.65	0.86		
Total	730326	0.07	0.36	0.07	-1.65	0.86		
fin_gjelds_grad							***	***
Ikke-konkurs	721545	1.73	5.23	0.67	-11.82	25.19		
Konkurs	8781	0.46	6.13	-0.43	-11.82	25.19		
Total	730326	1.72	5.24	0.67	-11.82	25.19		
rente_kost							***	***
Ikke-konkurs	721545	0.33	1.34	0.01	0	8.73		
Konkurs	8781	0.19	0.83	0.05	0	8.73		
Total	730326	0.33	1.34	0.01	0	8.73		
lev_bet							***	***
Ikke-konkurs	721545	-0.09	0.66	-0.19	-1	1		
Konkurs	8781	0.23	0.62	0.27	-1	1		
Total	730326	-0.09	0.66	-0.19	-1	1		
ln_eiendeler							***	***

	n	snitt	sd	median	min	max	Welch t-test snitt	Wilcox-test median
Ikke-konkurs	721545	14.95	1.6	14.83	0	24.26		
Konkurs	8781	14.38	1.36	14.21	0	21.06		
Total	730326	14.95	1.6	14.82	0	24.26		
selsk_alder							***	***
Ikke-konkurs	721545	12.68	11.53	9	1	166		
Konkurs	8781	7.94	8.57	5	1	125		
Total	730326	12.62	11.51	9	1	166		

Tabell 9: Tabellen viser deskriptiv statistikk for finansielle kontrollvariabler og andre bakgrunnsvariabler. Alle finansielle kontrollvariabler er begrenset på 2% og 98% nivå. Alle variabler er forklart i tabell Y.

Det er utført Welch's t-test (Wilcoxon signed rank sum test) for forskjellen i snitt (median) mellom ikke-konkurs og konkursselskaper. Signif. koder; *** 0.001, ** 0.01, * 0.05, == ikke signif. på 0.05

Tabell 10: Korrelasjonsmatrise for finansielle kontrollvariabler

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7	X8	X9	X10
X1 arbkap_eiendeler	1	0.575	0.659	-0.129	0.215	0.294	0.140	-0.142	-0.130	-0.185
X2 opp_ek_eiendeler	0.619	1	0.809	-0.187	0.364	0.493	0.349	-0.104	-0.138	-0.224
X3 ek_grad	0.409	0.354	1	-0.264	0.227	0.406	0.250	-0.234	-0.190	-0.197
X4 oml_has_kap	-0.230	-0.258	-0.275	1	0.114	0.033	-0.292	0.027	-0.027	0.083
X5 tkr	0.302	0.423	0.028	-0.029	1	0.899	0.760	0.150	-0.097	-0.208
X6 ebitda_gjeld	0.298	0.375	0.241	-0.065	0.747	1	0.801	0.031	-0.101	-0.229
X7 ebitda_marg	0.135	0.275	-0.007	-0.054	0.565	0.560	1	0.141	0.012	-0.210
X8 fin_gjelds_grad	-0.020	0.041	-0.114	-0.057	0.095	-0.019	0.086	1	0.096	-0.052
X9 rente_kost	0.026	-0.027	0.028	-0.142	-0.014	-0.004	0.079	0.038	1	0.132
X10 lev_bet	-0.197	-0.207	-0.083	0.131	-0.200	-0.191	-0.156	-0.016	0.066	1

Tabell 10: Korrelasjonsplott for finansielle kontrollvariabler. Pearson-korrelasjon nede til venstre, Spearman rang korrelasjon øverst til høyre. Variabler X1, X2... X10 tilsvare variablene navngitt i venstre kolonne.

Fra Tabell 10 ser vi at ingen finansielle kontrollvariabler har veldig høy korrelasjon og vi beholder alle videre. Merk at det er tidligere gjort en VIF-seleksjon hvor variabler med VIF > 5 er fjernet. Pearson-korrelasjon er nede til venstre, Spearman rang korrelasjon er øverst til høyre.

3.10 Kontrollvariabler for eierstyring og selskapsledelse

Kontrollvariablene for ES i Tabell 6, heretter «ES-kontrollvariablene», er valgt ut basert på tidligere studier (Altman, Sabato, & Wilson, 2010; Ciampi, 2015; Parker, Peters & Turetsky, 2002; Platt & Platt, 2012) og tilgjengelig data. Forklaring av variablene er i Appendiks 3. *st_medl* måler størrelsen på styret. *dl_bytte* og *sl_bytte* måler om det nylig har vært skiftet henholdsvis daglig leder eller styreleder. *aksj_hhi* er et mål på eierskapskonsentrasjon. *dl_total_erfaring* og *sl_total_erfaring* er et mål på erfaringen til henholdsvis daglig leder og styreleder, målt etter antall stillinger og verv som daglig leder, styreleder eller styremedlem. Begge disse variablene bygger på data tilbake fra og med 2006, men er mangelfull i perioden 2006 til 2009 da ikke all data er digitalisert.

Tabell 11 viser deskriptiv statistikk for ES-kontrollvariablene. Vi observerer at med unntak av konsentrasjon i aksjeeierskap, så er gjennomsnitt og median av alle variablene signifikant ulike mellom ikke-konkurs og konkursselskaper. Vi ser at konkursselskaper i gjennomsnitt har mindre styrer (*st_medl*), flere bytter av daglig leder og styreleder (*dl_bytte* og *sl_bytte*), og toppledelse med mindre erfaring enn ikke-konkursselskaper (*dl_og_sl_total_erfaring*, *dl_total_erfaring* og *sl_total_erfaring*). Vi bemerker derimot at det ikke er klart hvilken vei årsakssammenhengen går. Det kan være at disse karakteristikene medvirker til at selskapene går konkurs. Alternativt kan det være at fremtidige konkursselskaper ansetter daglig ledere og styreledere med konkurshistorikk. Tabell 12 viser korrelasjonsmatrise for ES-kontrollvariablene.

Tabell 11: Deskriptiv statistikk for ES-kontrollvariabler

	n	snitt	sd	median	min	max	Welch t-test snitt	Wilcox-test median
st_medl							***	***
Ikke-konkurs	721545	2.17	1.36	2	0	17		
Konkurs	8781	1.99	1.22	2	0	9		
Total	730326	2.16	1.36	2	0	17		
dl_bytte							***	***
Ikke-konkurs	721545	0.11	0.31	0	0	1		
Konkurs	8781	0.2	0.4	0	0	1		
Total	730326	0.11	0.31	0	0	1		
sl_bytte							***	***
Ikke-konkurs	721545	0.08	0.27	0	0	1		
Konkurs	8781	0.11	0.31	0	0	1		
Total	730326	0.08	0.27	0	0	1		
aksj_hhi							==	==
Ikke-konkurs	721545	0.76	0.29	1	0	1		
Konkurs	8781	0.76	0.29	1	0.01	1		
Total	730326	0.76	0.29	1	0	1		
dl_og_sl_total_erfaring							***	***
Ikke-konkurs	387048	2.35	6.09	1	0	586		
Konkurs	4890	1.92	4.11	1	0	140		
Total	391938	2.34	6.07	1	0	586		
dl_total_erfaring							***	***
Ikke-konkurs	334497	2.78	6.27	1	0	418		
Konkurs	3891	2.05	3.55	1	0	45		
Total	338388	2.78	6.25	1	0	418		
sl_total_erfaring							***	***
Ikke-konkurs	334497	6.68	13.73	0	0	351		
Konkurs	3891	4.82	7.47	0	0	121		
Total	338388	6.66	13.67	0	0	351		

Tabell 11: Deskriptiv statistikk for ES-kontrollvariabler. Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Det er utført Welch's t-test (Wilcoxon signed rank sum test) for forskjellen i snitt (median) mellom ikke-konkurs og konkursselskaper. Signif. koder; *** 0.001, ** 0.01, * 0.05, == ikke signif. på 0.05

Tabell 12: Korrelasjonsmatrise for ES-kontrollvariabler og konkurrsvariabler

	X1	X2	X3	X4	X5	X6	X7
X1 sm_antall	1	0.169	0.260	-0.443	-0.285	0.447	0.505
X2 dl_bytte	0.169	1	0.307	-0.018	-0.088	0.131	0.191
X3 sl_bytte	0.268	0.307	1	-0.065	-0.195	0.250	0.291
X4 aksj_hhi	-0.419	-0.020	-0.068	1	0.199	-0.183	-0.195
X5 dl_og_sl_total_erfaring	-0.086	-0.016	-0.080	0.091	1	-0.419	-0.477
X6 dl_total_erfaring	0.219	0.070	0.126	-0.036	-0.079	1	0.711
X7 sl_total_erfaring	0.223	0.119	0.138	-0.020	-0.085	0.392	1

Tabell 12: Korrelasjonsmatrise for ES-kontrollvariabler. Pearson-korrelasjon nede til venstre, Spearman rang korrelasjon øverst til høyre. Variabler X1 ... X7 tilsvare variablene navngitt i venstre kolonne.

3.11 Finansielle kontrollvariabler for utvalgte konkursmodeller

I H2, hvor vi undersøker om etablerte modeller forbedres ved inkluderingen av konkurshistorikk i toppledelsen, benytter vi oss av Altmans (1968) Z-score og Ohlsons (1980) O-score. Deres fullstendige modeller er beskrevet i metodeseksjonen. For å kunne benytte oss av deres modeller repliserer vi deres eksakte variabler spesifikt for denne delen av oppgaven. Noen av variablene i Altman (1968) og Ohlson (1980) benytter vi oss av i den første delen av studien. Derimot er det flere variabler som kun brukes i del to av studien: modellforbedring og prediksjon knyttet til H2. Konstruksjon av variablene er forklart i Appendiks 3. For ytterligere diskusjon av disse variablene henviser vi til Altman (1968) og Ohlson (1980) sine egne studier.

Tabell 13: Deskriptiv statistikk over ytterligere variabler brukt i Altman og Ohlson

Gruppe	n	snitt	sd	median	min	max	Welch t-test	Wilcox test median
kort_gj_oml							***	***
Ikke-konkurs	721545	2.03	66.57	0.7	-2623.5	35498		
Konkurs	8781	3.27	32.62	1.18	-45.62	2005		
Total	730326	2.05	66.26	0.7	-2623.5	35498		
årsres_eiendeler							==	==
Ikke-konkurs	721545	6.29	15779.83	0.06	-4881000	10215000		
Konkurs	8781	36.79	11118.18	-0.13	-652000	635000		
Total	730326	6.65	15731.99	0.06	-4881000	10215000		
gj_mer_enn_eiendeler							***	***
Ikke-konkurs	721545	0.13	0.33	0	0	1		
Konkurs	8781	0.56	0.5	1	0	1		
Total	730326	0.13	0.34	0	0	1		
gj_andel							==	==
Ikke-konkurs	721545	596.2	156108.48	0.7	-251000	69922000		
Konkurs	8781	701.76	57098.38	1.07	-13.5	5313000		
Total	730326	597.47	155293.41	0.7	-251000	69922000		
neg_årsres							***	***
Ikke-konkurs	608713	0.28	0.45	0	0	1		
Konkurs	7154	0.72	0.45	1	0	1		
Total	615867	0.29	0.45	0	0	1		
endring_årsres							***	***
Ikke-konkurs	608713	0.02	0.66	0.03	-1	1		
Konkurs	7154	-0.19	0.73	-0.29	-1	1		
Total	615867	0.02	0.66	0.03	-1	1		

Tabell 13: Deskriptiv statistikk for variabler brukt i Altman (1968) og Ohlsons (1980) modeller. Det er utført Welch's t-test (Wilcoxon signed rank sum test) for forskjellen i snitt (median) mellom ikke-konkurs og konkursselskaper. Signif. koder; *** 0.001, ** 0.01, * 0.05, == ikke signif. på 0.05

Tabell 13 gir deskriptiv statistikk for variablene brukt av Altman (1968) og Ohlson (1980) som ikke er inkludert i tidligere deskriptiv statistikk. Det er verdt å merke at antall observasjoner varierer for noen variabler. For *neg_årsres* og *endring_årsres* er det færre observasjoner da observasjoner er avhengig av den tidligere års-observasjonen til selskapet. Dette medfører at i den første års-observasjonen for hvert selskap mangler vi data da vi ikke har tidligere observasjoner å regne ut ifra.

3.12 Detaljert nivå av konkurs- og erfaringsvariabler

For å undersøke H1a der vi vurderer om omstendighetene rundt en tidligere konkurs påvirker resultatene, går vi ned ett detaljnivå. Vi deler konkurshistorikken til toppledelsen og erfaringen opp etter hvilken rolle de har hatt. Alle variabler er på det nye detaljnivået er forklart i Appendix 6.

De detaljerte variablene for konkurshistorikk og erfaring følger oppbygging som tidligere variabler for konkurshistorikk og erfaring. Indikatorvariabelen for konkurs for daglig leder og styreleder er delt opp i tre indikatorer, avhengig av om vedkommende var daglig leder, styreleder eller styremedlem i selskapet som gikk konkurs. Det samme er gjort for erfaringsvariablene. Observasjonene følger samme regler for *tidsreise* som resten av datasettet, og vil kun inneholde informasjon som er tilgjengelig ved observasjonstidspunktet. Deskriptiv statistikk for det detaljerte nivået av konkurs- og erfaringsvariabler for toppledelsen er vist i Tabell 14.

Tabell 14: Deskriptiv statistikk for detaljerte konkurrans- og erfaringsvariabler for toppledelsen

	n	snitt	sd	median	min	max	Welch t-test snitt	Wilcox test median
dl_og_sl_konkurs_som_dl							***	***
Ikke-konkurs	387048	0	0.04	0	0	1		
Konkurs	4890	0.01	0.11	0	0	1		
Total	391938	0	0.04	0	0	1		
dl_og_sl_konkurs_som_sl							***	***
Ikke-konkurs	387048	0	0.05	0	0	1		
Konkurs	4890	0.01	0.11	0	0	1		
Total	391938	0	0.05	0	0	1		
dl_og_sl_konkurs_som_sm							*	*
Ikke-konkurs	387048	0	0.04	0	0	1		
Konkurs	4890	0	0.06	0	0	1		
Total	391938	0	0.04	0	0	1		
dl_konkurs_som_dl							***	***
Ikke-konkurs	334497	0	0.03	0	0	1		
Konkurs	3891	0.01	0.08	0	0	1		
Total	338388	0	0.03	0	0	1		
dl_konkurs_som_sl							*	*
Ikke-konkurs	334497	0	0.04	0	0	1		
Konkurs	3891	0	0.06	0	0	1		
Total	338388	0	0.04	0	0	1		
dl_konkurs_som_sm							**	**
Ikke-konkurs	334497	0	0.04	0	0	1		
Konkurs	3891	0	0.07	0	0	1		
Total	338388	0	0.04	0	0	1		
sl_konkurs_som_dl							***	***
Ikke-konkurs	334497	0	0.04	0	0	1		
Konkurs	3891	0.01	0.09	0	0	1		
Total	338388	0	0.04	0	0	1		
sl_konkurs_som_sl							***	***
Ikke-konkurs	334497	0	0.06	0	0	1		
Konkurs	3891	0.02	0.13	0	0	1		
Total	338388	0	0.06	0	0	1		
sl_konkurs_som_sm							**	**
Ikke-konkurs	334497	0	0.05	0	0	1		
Konkurs	3891	0.01	0.08	0	0	1		
Total	338388	0	0.05	0	0	1		
dl_og_sl_dl_erfaring							==	==
Ikke-konkurs	387048	0.85	1.94	0	0	123		
Konkurs	4890	0.82	1.58	0	0	36		
Total	391938	0.85	1.93	0	0	123		
dl_og_sl_sl_erfaring							***	***
Ikke-konkurs	387048	1.25	3.49	0	0	232		

		n	snitt	sd	median	min	max	Welch t- test snitt	Wilcox test median
	Konkurs	4890	1.02	2.04	0	0	32		
	Total	391938	1.25	3.48	0	0	232		
dl_og_sl_sm_erfaring								***	***
	Ikke-konkurs	387048	0.61	1.8	0	0	130		
	Konkurs	4890	0.42	1.29	0	0	27		
	Total	391938	0.61	1.79	0	0	130		
dl_dl_erfaring								***	***
	Ikke-konkurs	334497	1.02	3.39	0	0	153		
	Konkurs	3891	0.78	1.66	0	0	34		
	Total	338388	1.02	3.38	0	0	153		
dl_sl_erfaring								***	***
	Ikke-konkurs	334497	0.86	2.38	0	0	106		
	Konkurs	3891	0.71	1.64	0	0	34		
	Total	338388	0.85	2.38	0	0	106		
dl_sm_erfaring								***	***
	Ikke-konkurs	334497	1.13	3.13	0	0	111		
	Konkurs	3891	0.73	1.61	0	0	20		
	Total	338388	1.12	3.11	0	0	111		
sl_dl_erfaring								***	***
	Ikke-konkurs	334497	1.13	2.12	0	0	73		
	Konkurs	3891	1.06	1.71	0	0	20		
	Total	338388	1.13	2.12	0	0	73		
sl_sl_erfaring								***	***
	Ikke-konkurs	334497	3.84	10.54	1	0	232		
	Konkurs	3891	2.58	4.59	1	0	91		
	Total	338388	3.83	10.49	1	0	232		
sl_sm_erfaring								***	***
	Ikke-konkurs	334497	1.78	3.81	0	0	97		
	Konkurs	3891	1.36	2.69	0	0	56		
	Total	338388	1.78	3.8	0	0	97		

Tabell 14: Deskriptiv statistikk av det detaljerte nivået av konkurrsvariabler og erfaringsvariabler for toppledelsen. Det er utført Welch's t-test (Wilcoxon signed rank sum test) for forskjellen i snitt (median) mellom ikke-konkurs og konkursselskaper. Signif. koder; *** 0.001, ** 0.01, * 0.05, == ikke signif. på 0.05

3.13 Matchet balansert datasett

For robusthetstesting er det konstruert et balansert datasett ved *en-til-en propensity score matching*. Matchingen er gjort ved å matche på størrelse, regnskapsår og bransje som er de mest brukte dimensjonene (Appiah, Chizema, & Arthur, 2015). I tillegg har vi matchet for hvorvidt selskapet har dobbeltrolle.

I det balanserte datasettet har vi først inkludert alle konkursobservasjoner fra opprinnelig datasett. Deretter er det for hvert av disse inkludert den observasjonen som er nærmest i antall

eiendeler som også er (i) i samme bransje (ii) det samme regnskapsåret og (iii) har samme status for dobbeltrolle. Ingen regnskap er inkludert flere ganger, og som ved det fulle datasettet er verdiene for de finansielle kontrollvariablene begrenset til verdier mellom 2. og 98. persentil. Tabell 15 viser matchingen ved *propensity score* og totale eiendeler i fullt datasett og det matchede, balanserte datasettet

Tabell 15: Oversikt over matchet, balansert datasett

	Fullt datasett		1 til 1 match		
	snitt	sd	snitt	sd	diff snitt
Propensity score					
Total	0.013	0.009	0.019	0.011	0.006
Ikke-konkurs	0.013	0.008	0.019	0.011	0.006
Konkurs	0.019	0.011	0.019	0.011	0
Totale eiendeler					
Total	17 192	176 567	6 104	38 766	-11 087
Ikke-konkurs	17 334	177 637	6 098	38 683	-11 236
Konkurs	6 111	38 850	6 111	38 850	0

Tabell 15: Oversikt over matchet datasett. Totale eiendeler er i hele tusen. sd = standardavvik. diff snitt = differanse i snitt mellom det matchede datasettet og fullt datasett.

3.14 Mangelfull data

Motivert av tidligere studier (Hambrick & D’Aveni, 1992; Liang, Lu, Tsai, & Shih, 2016) ønsker vi også kontrollere for toppledelsens alder og eierskapsandel i selskapet. Dette har vist seg utfordrende å fremskaffe. I datasettet fra Enin er hver person identifisert med en unik ID som i realiteten er basert på fødselsår og dataen burde derfor være mulig å benytte, men når vi søker å hente ut fødselsår er det store mangler i datasettet uten at vi er sikre på grunnen til mangelen. Derimot tror vi at alder i stor grad kan plukke opp effekter knyttet til erfaring, og at vår inkludering av egne variabler som måler erfaring hos toppledelsen derfor mitigerer dette deler av denne effekten. For eierskapsandelen til daglig leder og styreleder er det også større mangler i datasettet. I utgangspunktet er det først fra 2015 og senere aksjonærregisteret ble offentliggjort digitalt, og de første årene er dataene tilgjengeliggjort av Redaktørforeningen som hentet de ut med grunnlag i offentlighetsprinsippet. I senere år henter Enin dataene direkte fra Skatteetaten. Datasettet har dermed store mangler, også i perioden hvor det skal være data. Vi ser at det mangler data for en svært stor andel av konkursselskaper sammenlignet med ikke-

konkurselskaper, som gjør at vi mistenker at datamangelen er direkte knyttet til konkurs og sletting av selskaper. Siden manglende data ikke nødvendigvis er tilfeldig fordelt (Zmijewski, 1984), velger vi å ikke benytte de mangelfulle variablene for alder på toppledelse og eierskap i toppledelsen i hoveddelen av oppgaven i frykt for å innføre en større skjevhet i datautvalget. Vi vil derimot inkludere de avslutningsvis for å se om de påvirker funnene og diskutere implikasjonene av dette.

4. Metode

4.1 Logistisk regresjon

Denne studien benytter logistisk regresjon som metodisk rammeverk. Logistisk regresjon tillater disproporsjonale datasett i motsetning til «multiple discriminant analysis» (MDA) (Altman & Sabato, 2007), et metodisk rammeverk som ville ha vært et naturlig alternativ i konkursprediksjon. Konkursdata er disproporsjonale av natur, og metodevalget tillater oss å estimere modellen på et ubalansert utvalg. Logistisk regresjon tillater oss i tillegg å tolke de estimerte koeffisientene individuelt som forklaring på den estimerte sannsynligheten for konkurs. Ved å bruke logistisk regresjon antar vi at alle observasjonene, i dette tilfelle selskaps-år, er uavhengige. Hensikten med denne oppgaven er ikke å bygge opp tidsavhengige risikoprofiler for ulike selskaper, men vurdere hvorvidt nye variabler er signifikante i prediksjonen av konkurs. Derfor vil antagelsen om uavhengige selskaps-år ikke være svært begrensende. Den generelle formen på funksjonen er følgende:

$$\text{Logit}[P(K = 1)] = \log \left[\frac{P(K = 1)}{1 - P(K = 1)} \right] = \alpha + \beta_1 x_1 + \varepsilon$$

hvor $P(K=1)$ er sannsynligheten for at konkurs er lik 1, α er konstantleddet, β er koeffisienten til variabel x_1 , x_1 er en uavhengig variabel og ε er feilleddet. I denne studien rapporterer vi koeffisienter som log odds. I tillegg diskuterer vi utdataen til modellene ved bruken av odds som er en mer intuitiv fremstilling og formulert på følgende måte:

$$e^{\left(\log \left[\frac{P(K=1)}{1-P(K=1)} \right]\right)} = \left[\frac{P(K = 1)}{1 - P(K = 1)} \right]$$

4.2 Konkurshistorikk og konkurrisiko

For å undersøke H1 som omhandler hvorvidt selskaper med konkurshistorikk i toppledelsen har økt konkurrisiko, konstruerer vi en rekke ulike modeller. Modellene brukt for å vurdere de ulike konkursvariablene i studien varierer for å undersøke ulike effekter, men alle modeller tar utgangspunkt i en basismodell med våre valgte kontrollerende variabler. For variabelbeskrivelse henvises leseren til å se Tabell 6. Basismodellen med kontrollerende variabler er formulert på følgende måte for selskaper med dobbeltrolle i toppledelsen;

$$\begin{aligned} & \text{Logit}[P(\text{Konkurs} = 1)] \\ & = \alpha_0 + \beta_1 \text{dl_og_sl_konkurs_ind}_{it} + \beta_2 \text{dl_bytte}_{it} + \beta_3 \text{aksj_hhi}_{it} \\ & + \beta_4 \text{sm_antall}_{it} + \beta_5 \text{arbkap_eiendeler}_{it} + \beta_6 \text{opp_ek_eiendeler}_{it} \\ & + \beta_7 \text{ek_grad}_{it} + \beta_8 \text{oml_has_kap}_{it} + \beta_9 \text{tkr}_{it} + \beta_{10} \text{ebitda_gjeld}_{it} \\ & + \beta_{11} \text{ebitda_marg}_{it} + \beta_{12} \text{fin_gjelds_grad}_{it} + \beta_{13} \text{rente_kost}_{it} \\ & + \beta_{14} \text{lev_bet}_{it} + \beta_{15} \text{selsk_alder}_{it} + \beta_{16} \ln_eiendeler_{it} \\ & + \text{faktor}(\text{bransje}) + \text{faktor}(\text{år}) \end{aligned}$$

der α er konstanten, β er koeffisienten, og variablene er for hvert selskap (i) for hvert år (t). Faktor av bransje og år henviser til indikatorverdier for å kontrollere for hver bransje og hvert år.

Basismodellen med kontrollerende variabler er formulert på følgende måte for selskaper uten dobbeltrolle i toppledelsen;

$$\begin{aligned} & \text{Logit}[P(\text{Konkurs} = 1)] \\ & = \alpha_0 + \beta_1 \text{dl_konkurs_ind}_{it} + \beta_2 \text{sl_konkurs_ind}_{it} + \beta_3 \text{dl_bytte}_{it} \\ & + \beta_4 \text{sl_bytte}_{it} + \beta_5 \text{aksj_hhi}_{it} + \beta_6 \text{sm_antall}_{it} + \beta_7 \text{arbkap_eiendeler}_{it} \\ & + \beta_8 \text{opp_ek_eiendeler}_{it} + \beta_9 \text{ek_grad}_{it} + \beta_{10} \text{oml_has_kap}_{it} + \beta_{11} \text{tkr}_{it} \\ & + \beta_{12} \text{ebitda_gjeld}_{it} + \beta_{13} \text{ebitda_marg}_{it} + \beta_{14} \text{fin_gjelds_grad}_{it} \\ & + \beta_{15} \text{rente_kost}_{it} + \beta_{16} \text{lev_bet}_{it} + \beta_{17} \text{selsk_alder}_{it} + \beta_{18} \ln_eiendeler_{it} \\ & + \text{faktor}(\text{bransje}) + \text{faktor}(\text{år}) \end{aligned}$$

der α er konstanten, β er koeffisienten, og variablene er for hvert selskap (i) for hvert år (t). Faktor av bransje og år henviser til indikatorverdier for å kontrollere for hver bransje og hvert år. Modellene med og uten dobbeltrolle estimeres på det fullstendige ubalanserte datasettet. I tillegg estimeres modellene på et matchet, balansert datasett. Dette er blitt gjort for å vurdere om funnene er konsistente på tvers av de ulike datasettene. Dersom vi observerer forskjeller

mellom de ulike datasettene antyder det at vi har skjevheter i enten det fulle eller det matchede datasettet.

4.3 Forbedring av etablerte modeller

For å undersøke H2 som omhandler vurderingen av de prediktive evnene til konkursvariabler, benytter vi Altman (1968) og Ohlsons (1980) PD-modeller.

Altman (1968) er formulert på følgende måte,

$$\begin{aligned} \text{Logit}[P(\text{Konkurs} = 1)] \\ &= \alpha_0 + \beta_1 \text{arbkap_eiendeler}_{it} + \beta_2 \text{opp_ek_eiendeler}_{it} + \beta_3 \text{tkr}_{it} \\ &+ \beta_4 \text{ek_grad}_{it} + \beta_5 \text{oml_has_kap}_{it} \end{aligned}$$

Altmans (1968) kjente Z-score er basert på finansielle forholdstall. En modifisert modell med inkluderingen av konkurshistorikk i toppledelsen for selskaper med dobbeltrolle er formulert på følgende måte:

$$\begin{aligned} \text{Logit}[P(\text{Konkurs} = 1)] \\ &= \alpha_0 + \beta_1 \text{dl_og_sl_konkurs_ind} + \beta_2 \text{arbkap_eiendeler}_{it} \\ &+ \beta_3 \text{opp_ek_eiendeler}_{it} + \beta_4 \text{tkr}_{it} + \beta_5 \text{ek_grad}_{it} + \beta_6 \text{oml_has_kap}_{it} \end{aligned}$$

En modifisert modell med inkluderingen av konkurshistorikk i toppledelsen for selskaper uten dobbeltrolle er formulert på følgende måte:

$$\begin{aligned} \text{Logit}[P(\text{Konkurs} = 1)] \\ &= \alpha_0 + \beta_1 \text{dl_konkurs_ind} + \beta_2 \text{sl_konkurs_ind} + \beta_3 \text{arbkap_eiendeler}_{it} \\ &+ \beta_4 \text{opp_ek_eiendeler}_{it} + \beta_5 \text{tkr}_{it} + \beta_6 \text{ek_grad}_{it} + \beta_7 \text{oml_has_kap}_{it} \end{aligned}$$

Ohlsons (1980) modell er formulert på følgende måte,

$$\begin{aligned} \text{Logit}[P(\text{Konkurs} = 1)] \\ &= \alpha_0 + \beta_1 \text{arbkap_eiendeler}_{it} + \beta_2 \text{gj_andel}_{it} + \beta_3 \text{ln_eiendeler}_{it} \\ &+ \beta_4 \text{kort_gj_oml}_{it} + \beta_5 \text{ebitda_gjeld}_{it} + \beta_6 \text{årsres_eiendeler}_{it} \\ &+ \beta_7 \text{neg_årsres}_{it} + \beta_8 \text{gj_mer_enn_eiendeler}_{it} + \beta_9 \text{endring_årsres}_{it} \end{aligned}$$

Ohlsons (1980) modell er basert på finansielle forholdstall og indikatorvariabler. En modifisert modell med inkluderingen av konkurshistorikk i toppledelsen for selskaper med dobbeltrolle er formulert på følgende måte:

$Logit[P(Konkurs = 1)]$

$$\begin{aligned} &= \alpha_0 + \beta_1 dl_og_sl_konkurs_ind + \beta_2 arbkap_eiendeler_{it} \\ &+ \beta_3 gj_andel_{it} + \beta_4 ln_eiendeler_{it} + \beta_5 kort_gj_oml_{it} + \beta_6 ebitda_gjeld_{it} \\ &+ 7\text{\AA}rsres_eiendeler_{it} + \beta_8 neg_\text{\AA}rsres_{it} + \beta_9 gj_mer_enn_eiendeler_{it} \\ &+ \beta_{10} endring_arsres_{it} \end{aligned}$$

En modifisert modell med inkluderingen av konkurshistorikk i toppledelsen for selskaper uten dobbeltrolle er formulert p  følgende m te:

$Logit[P(Konkurs = 1)]$

$$\begin{aligned} &= \alpha_0 + \beta_1 dl_konkurs_ind + \beta_2 sl_konkurs_ind + \beta_3 arbkap_eiendeler_{it} \\ &+ \beta_4 gj_andel_{it} + \beta_5 ln_eiendeler_{it} + \beta_6 kort_gj_oml_{it} + \beta_7 ebitda_gjeld_{it} \\ &+ \beta_8 \text{\AA}rsres_eiendeler_{it} + \beta_9 neg_arsres_{it} + \beta_{10} gj_mer_enn_eiendeler_{it} \\ &+ \beta_{11} endring_arsres_{it} \end{aligned}$$

For   vurdere nøyaktigheten til prediksjonsmodellene har vi valgt   bruke klassifisering av faktiske konkurser (Beaver, 2005; Shumway, 2001; Xu & Zhang; 2009) og «receiver operating characteristics» (ROC). ROC er blitt valgt da den ser p  modellens prestasjoner over alle mulige beslutningsregler for konkurs, s kalte «cut-offs». ROC kurven viser en avveining mellom sensitivitet og spesifisitet. Sensitivitet er 1 – Type I feil (predikerer at et selskap ikke g r konkurs, n r det faktisk g r konkurs) og spesifisitet er 1 – Type II feil (predikerer at et selskap g r konkurs, n r det faktisk ikke g r konkurs). For   vurdere om konkursvariablene forbedrer de klassiske modellene signifikant, bruker vi Vuong-test som sammenligner modellenes *log likelihood* (Vuong, 1989).

4.4 Dif-in-dif

Vi benytter en *dif-in-dif* tiln rming for   avgj re om det er signifikant ulike effekt for variabler mellom ulike grupper av selskaper p  tvers av dimensjoner som alder og st rrelse. Vi interagerer en dummyvariabel for gruppen med alle variabler i regresjonen. Ved   gj re dette kan vi tolke interaksjonsleddet som forskjellen mellom de to gruppene. Vi kan ta utgangspunkt i en forenklet fremstilling av basismodellen:

$$Logit[P(Konkurs = 1)] = \alpha_0 + \beta_1 dl_og_sl_konkurs + \beta_2 \dots + \beta_{16} ln_eiendeler + faktor(bransje) + faktor(\text{\AA}r)$$

For   unders ke om det er ulik effekt mellom to grupper benyttes en indikatorvariabel D som er 1 om selskapet er tilh rer den ene gruppen, 0 om det er i den andre. Modellen blir som f lger:

$Logit[P(Konkurs = 1)]$

$$\begin{aligned} &= \alpha_0 + \beta_1 dl_og_sl_konkurs + \beta_2 \dots + \beta_{16} ln_eiendeler \\ &+ faktor(bransje) + faktor(\text{\AA}r) + \beta_{17} D + \beta_{18} dl_og_sl_konkurs * D \\ &+ \beta_{19} \dots * D + \beta_{33} ln_eiendeler * D + faktor(bransje) * D + faktor(\text{\AA}r) \\ &* D \end{aligned}$$

Interaksjonsleddet $\beta_{33} * dl_og_sl_konkurs * D$ kan nå tolkes som forskjellen i effekt mellom de to gruppene. Dermed vil en positiv (negativ) signifikant (ikke signifikant) koeffisient indikere at forskjellen i koeffisienter mellom gruppene er positiv (negativ) og signifikant (ikke signifikant).

5. Empirisk analyse

5.1 H1: Konkurssannsynlighet og konkurshistorikk

For å ta hensyn til selskaper med og uten dobbeltrolle, deles datasettet i to avhengig av om selskapet har dobbeltrolle eller ikke. Alle modeller estimeres på de to utvalgene. For utvalget med dobbeltrolle, benyttes naturlig nok ikke egne variabler knyttet til styreleder siden dette er samme person som daglig leder. Hver modell estimeres på et fullstendige utvalg og et balansert utvalg.

5.1.1 Basismodell

Tabell 16 viser basismodell estimert på utvalget med dobbeltrolle. Tabell 17 viser tilsvarende for utvalg uten dobbeltrolle. I Tabell 17 modell 1 benyttes kun indikator for konkurshistorikk hos daglig leder. I modell 2 benyttes kun indikator for konkurshistorikk hos styreleder. I basismodell er begge kombinert.

Vi observerer fra Tabell 16 i basismodellen at tidligere konkurs hos daglig leder med dobbeltrolle er statistisk signifikant på 0.01-nivå med log odds på 1.031. Det impliserer at et selskap med konkurshistorikk hos leder har 2.8 så stor sannsynlighet for konkurs som et selskap uten dette³. I Tabell 17 (uten dobbeltrolle) i modell 1 og modell 2 observerer vi at tidligere konkurs hos daglig leder og styreleder er begge statistisk signifikant på 0.01-nivå isolert sett. Modell 3 viser at det samlet er forhøyet sannsynlighet (positivt fortegn) for konkurs når det er konkurshistorikk hos daglig leder og styreleder. Disse effektene er også statistisk signifikante på 0.01-nivå. Dette indikerer at i modellen har et selskap med konkurshistorikk hos daglig leder

³ Log odds er $\ln(\text{odds})$. Vi får odds ved å ta $e^{\ln(\text{odds})}$. Odds er $\frac{p}{1-p}$ hvor p er sannsynlighet.

(styreleder) 2.45 (2.01) så stor sannsynlighet for å gå konkurs om et selskap uten konkurshistorikk hos daglig leder (styreleder). Det er størst enkelteffekt i selskaper med dobbeltrolle hvor konkurs hos daglig leder gir nesten tre ganger så stor sannsynlighet for konkurs (odds 2.8), men vi merker at i selskaper uten dobbeltrolle vil et selskap hvor både daglig leder og styreleder har konkurshistorikk ha hele fem ganger så stor sannsynlighet for konkurs (odds 5.04).

Vi ser av ES-variablene at et mindre styre gir økt sannsynlighet for konkurs i basismodellen, i tråd med Platt & Platt (2012) men i kontrast til Ciampi (2015). Derimot finner vi på lik linje som Ciampi (2015) at konsentrert aksjeeierskap er korrelert med redusert sannsynlighet for konkurs i modellen. Nylige bytter av daglig leder og styreleder er korrelert med økt sannsynlighet for konkurs. Det er noe uventet at størrelse er positivt korrelert med konkurrisiko for panelet med dobbeltrolle. I panelet uten dobbeltrolle er derimot størrelse ikke statistisk signifikant. Øvrige kontrollvariabler er generelt statistisk signifikante og i tråd med forventninger.

For basismodellen estimert på det balanserte datasettet for begge paneler er fortsatt konkursvariablene statistisk signifikante og positive. For begge paneler øker koeffisienten. Noen av kontrollvariablene er ikke lenger signifikante når basismodell estimeres på balansert datasett. Dette kan tyde på at noen av effektene stammer fra forskjeller mellom ikke-konkurs og konkursselskaper i kategoriene det er matchet på: størrelse, bransje, år og dobbeltrolle. *aksj_hhi* mister signifikans på panelet for dobbeltrolle i det balanserte datasettet. Det kan naturlig tenkes at for selskaper hvor daglig leder også er styreleder, så har dette en sammenheng med at denne personen også eier størstedelen av selskapet (eller hele) selv. Alt i alt er vi fornøyd når konkursvariablene beholder statistisk signifikans og effekt.

Tabell 16: Basismodell på panel med dobbeltrolle

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	Basismodell	Basismodell på balansert datasett
dl_og_sl_konkurs	1.031*** (0.101)	1.409*** (0.263)
dl_bytte	0.652*** (0.045)	0.854*** (0.088)
aksj_hhi	-0.245*** (0.068)	-0.099 (0.111)
sm_antall	-0.065*** (0.020)	-0.051 (0.032)
arbkap_eiendeler	-0.586*** (0.046)	-0.713*** (0.079)
opp_ek_eiendeler	0.100*** (0.036)	-0.312*** (0.063)
ek_grad	-0.908*** (0.049)	-0.451*** (0.046)
oml_has_kap	0.042*** (0.007)	0.051*** (0.013)
tkr	-1.079*** (0.091)	-1.217*** (0.156)
ebitda_gjeld	-0.127 (0.081)	0.099 (0.113)
ebitda_marg	0.177*** (0.049)	-0.067 (0.112)
fin_gjelds_grad	-0.022*** (0.003)	-0.012*** (0.004)
rente_kost	-0.104*** (0.017)	-0.047** (0.024)
lev_bet	0.166*** (0.026)	0.258*** (0.043)
selsk_alder	-0.052*** (0.002)	-0.054*** (0.003)
ln_eiendeler	0.117*** (0.013)	0.350*** (0.025)
FE bransje	Ja	Ja
FE år	Ja	Ja
Konstant	-5.549*** (0.210)	-4.495*** (0.401)
Pseudo R2	0.166	0.225
Observasjoner	391,938	9,780
Observasjoner ikke-konkurs	387,048	4,890
Observasjoner konkurs	4,890	4,890

Tabell 16: Basismodell på panel med dobbeltrolle. I basismodell på balansert datasett er basismodellen gjentatt på det balanserte, matchede datasettet. Tall i parentes er standardavvik. Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Det er kontrollert for bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds.

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Tabell 17: Resultater med basismodell på panel uten dobbeltrolle

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	(1)	(2)	Basismodell	Basismodell på balansert datasett
dl_konkurs	1.080*** (0.130)		0.889*** (0.134)	1.122*** (0.312)
sl_konkurs		0.867*** (0.103)	0.729*** (0.107)	0.912*** (0.255)
dl_bytte	0.411*** (0.041)	0.409*** (0.041)	0.409*** (0.041)	0.707*** (0.072)
sl_bytte	0.363*** (0.043)	0.362*** (0.043)	0.362*** (0.043)	0.365*** (0.073)
aksj_hhi	-0.447*** (0.061)	-0.446*** (0.061)	-0.449*** (0.061)	-0.369*** (0.098)
sm_antall	-0.100*** (0.014)	-0.100*** (0.014)	-0.100*** (0.014)	-0.107*** (0.023)
arbkap_eiendeler	-0.524*** (0.051)	-0.525*** (0.051)	-0.523*** (0.051)	-0.586*** (0.087)
opp_ek_eiendeler	0.053 (0.036)	0.054 (0.036)	0.055 (0.036)	-0.273*** (0.064)
ek_grad	-0.886*** (0.054)	-0.886*** (0.054)	-0.884*** (0.054)	-0.464*** (0.051)
oml_has_kap	0.041*** (0.009)	0.041*** (0.009)	0.042*** (0.009)	0.054*** (0.016)
tkr	-0.533*** (0.109)	-0.528*** (0.109)	-0.531*** (0.109)	-0.441** (0.190)
ebitda_gjeld	-1.043*** (0.101)	-1.047*** (0.101)	-1.044*** (0.101)	-1.131*** (0.159)
ebitda_marg	0.256*** (0.053)	0.260*** (0.053)	0.259*** (0.053)	0.145 (0.103)
fin_gjelds_grad	-0.023*** (0.003)	-0.023*** (0.003)	-0.023*** (0.003)	-0.013*** (0.004)
rente_kost	-0.132*** (0.020)	-0.130*** (0.020)	-0.131*** (0.020)	-0.091*** (0.028)
lev_bet	0.226*** (0.031)	0.226*** (0.031)	0.226*** (0.031)	0.287*** (0.051)
selsk_alder	-0.028*** (0.002)	-0.028*** (0.002)	-0.028*** (0.002)	-0.030*** (0.003)
ln_eiendeler	0.020 (0.013)	0.019 (0.013)	0.018 (0.013)	0.270*** (0.023)
FE bransje	Ja	Ja	Ja	Ja
FE år	Ja	Ja	Ja	Ja
Konstant	-4.073*** (0.207)	-4.073*** (0.206)	-4.054*** (0.206)	-3.378*** (0.374)
Pseudo R2	0.162	0.162	0.163	0.216
Observasjoner	338,388	338,388	338,388	7,782
Observasjoner ikke-konkurs	334,497	334,497	334,497	3,891

Observasjoner konkurs	3,891	3,891	3,891	3,891
-----------------------	-------	-------	-------	-------

Tabell 17: Oppbygging av basismodell på panel uten dobbeltrolle. I modell 1 introduseres indikatorvariabel for tidligere konkurs hos daglig leder. I modell 2 introduseres indikatorvariabel for tidligere konkurs hos styreleder når det ikke er dobbeltrolle. I basismodellen er alle kombinert. I basismodell på balansert datasett er basismodellen gjentatt på det balanserte, matchede datasettet. Tall i parentes er standardavvik. Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Det er kontrollert for bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Vi undersøker om effekten av styreleders konkurshistorikk er signifikant ulik i selskaper der daglig leder også har konkurshistorikk. Vi benytter en *dif-in-dif* tilnærming hvor det gjøres regresjon over en indikatorvariabel som er 1 dersom daglig leder har konkurshistorikk i Appendix 7. I denne modellen er ikke interaksjonsleddet $sl_konkurs*dl_konkurs$ statistisk signifikant, og vi kan dermed ikke anta at det er signifikant forskjell i effekten av styreleders konkurshistorikk i selskaper med og uten konkurshistorikk hos daglig leder.

Videre ønsker vi å undersøke om viktigheten av konkurshistorikk hos daglig leder er større når personen har dobbeltrolle. Derfor gjør vi en tilsvarende *dif-in-dif* tilnærming hvor vi har tatt basismodell med variabel for om daglig leder har konkurshistorikk, og estimert modellen over en indikatorvariabel for om selskapet har dobbeltrolle i Appendix 8. Interaksjonsleddet dl_konk*D er ikke signifikant, derfor kan vi ikke anta at det er statistisk signifikant forskjell i effekten av konkurshistorikk hos daglig leder i selskaper med og uten dobbeltrolle.

Fra basismodellene i Tabell 16 og Tabell 17 kan vi forkaste den første nullhypotesen om at selskaper har lik konkurssannsynlighet uavhengig av konkurshistorikk i toppledelsen. Vi presiserer at dette gjelder bare i basismodellen, og selv om vi har prøvd å kontrollere for mest mulig, så kan det alltid være andre forhold som påvirker resultatene.

5.1.2 Antall konkurser

Vi ønsker å undersøke flere aspekter ved konkurshistorikk hos ledelsen og se om det kan være modererende faktorer. Vi vil derfor videre undersøke om antallet konkurser kan være en bedre forklaringsvariabel eller tilføre mer informasjon, samt om erfaring kan påvirke funnene.

I Tabell 18 (dobbeltrolle) og Tabell 19 (uten dobbeltrolle) er det i modell 2 byttet ut konkursindikatorne fra basismodellen med antall tidligere konkurser. Tidligere finansielle kontrollvariabler for regnskapsmessige forholdstall (RF) og ES-kontrollvariabler er inkludert i alle modellene, men komprimert for bedre lesbarhet. Vi ser at antall tidligere konkurser er statistisk signifikant på 0.01-nivå for selskaper uten dobbeltrolle, men ikke for selskaper med dobbeltrolle. I modell 3 kombineres indikator for tidligere konkurs med antall. Når vi her

kontrollerer for at det *er* konkurshistorikk, mister antallet konkurser for styreleder statistisk signifikans på et 0.1-nivå. Antallet konkurser for daglig leder beholder derimot statistisk signifikans for selskaper uten dobbeltrolle på et 0.05-nivå. I modell 4 er antallet erstattet med en indikator for om det er mer enn 1 tidligere konkurs. For panelet uten dobbeltrolle er ikke lenger antallet konkurser signifikant for daglig leder, men det er det derimot for styreleder. På panelet med dobbeltrolle er ikke antall utover 1 signifikant på et 0.1-nivå. Forskjellene mellom panelene kan indikere underliggende forskjeller i selskaper med og uten dobbeltrolle.

Modell 3 og 4 er utført på matchet datasett for begge utvalg uten at det endrer funnene. Ved begge paneler i modell 3 på matchet datasett mister konkursindikatorerne statistisk signifikans på 0.1-nivå. Igjen tyder dette på at noe av effekten stammer fra forskjeller mellom ikke-konkurs og konkursselskaper i kategoriene det er matchet på. Det er vanskelig å si hvorfor det er slik og mer analyse vil være nødvendig. I modell 3 på matchet datasett har dermed antall konkurser påvirkning på hvorvidt daglig leders (og/eller styreleders) konkurshistorikk har betydning.

Samlet viser modellene i Tabell 18 og Tabell 19 at gitt at vi kontrollerer for om det *er* tidligere konkurser hos toppledelsen, så er *antall* konkurser kun signifikant for daglig leder i selskaper uten dobbeltrolle, ellers er det ikke signifikant.

Tabell 18: Antall konkurser som forklaringsvariabel på panel med dobbeltrolle

<i>Avhengig variabel = Konkurs</i>	Basismodell	(2)	(3)	(4)	(3) Matchet	(4) Matchet
dl_og_sl_konkurs	1.031*** (0.101)		1.141*** (0.131)	1.031*** (0.106)	0.648 (1.134)	1.360*** (0.271)
dl_og_sl_konkurs_antall		0.031 (0.023)	-0.083 (0.072)		0.707 (1.045)	
dl_og_sl_konkurs_mer_enn_1				0.003 (0.315)		0.708 (1.139)
ES kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
RF kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
FE bransje	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
FE år	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Constant	-5.549*** (0.210)	-5.571*** (0.210)	-5.552*** (0.210)	-5.549*** (0.210)	-4.497*** (0.401)	-4.496*** (0.401)
Pseudo R2	0.166	0.164	0.166	0.166	0.225	0.225
Observasjoner	391,938	391,938	391,938	391,938	9,780	9,780
Observasjoner ikke-konkurs	387,048	387,048	387,048	387,048	4,890	4,890
Observasjoner konkurs	4,890	4,890	4,890	4,890	4,890	4,890

Tabell 18: Antall konkurser som forklaringsvariabel på panel med dobbeltrolle. Basismodell som tidligere beskrevet. Modell 2 er basismodell hvor indikatorvariabel for tidligere konkurs er byttet ut med antallet konkurser. Modell 3 inkluderer både indikator og antall konkurser. Modell 4 erstatter antall konkurser i modell 3 med en indikatorvariabel for om antallet konkurser er mer enn 1. Modell 3 og 4 er gjentatt på matchet, balansert datasett. Tall i parentes er standardavvik. Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Det er kontrollert for alle finansielle kontrollvariabler (RF) og ES-kontrollvariabler som beskrevet i basismodell. Det er kontrollert for bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Tabell 19: Antall konkurser som forklaringsvariabel på panel uten dobbeltrolle

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	Basismodell	(2)	(3)	(4)	(3) matchet	(4) matchet
dl_konkurs	0.889*** (0.134)		0.463* (0.254)	0.875*** (0.141)	0.751 (1.077)	1.107*** (0.325)
sl_konkurs	0.729*** (0.107)		0.576*** (0.179)	0.636*** (0.118)	0.714 (0.508)	0.808*** (0.274)
dl_konkurs_antall		0.686*** (0.100)	0.371** (0.179)		0.342 (0.961)	
sl_konkurs_antall		0.363*** (0.057)	0.119 (0.107)		0.155 (0.347)	
dl_konkurs_mer_enn_1				0.178 (0.432)		0.275 (1.208)
sl_konkurs_mer_enn_1				0.568** (0.262)		0.739 (0.805)
ES kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
RF kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
FE bransje	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
FE år	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Konstant	-4.054*** (0.206)	-4.049*** (0.207)	-4.048*** (0.206)	-4.050*** (0.207)	-3.374*** (0.374)	-3.373*** (0.374)

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	Basismodell	(2)	(3)	(4)	(3) matchet	(4) matchet
Pseudo R2	0.163	0.163	0.163	0.163	0.217	0.217
Observasjoner	338,388	338,388	338,388	338,388	7,782	7,782
Observasjoner ikke-konkurs	334,497	334,497	334,497	334,497	3,891	3,891
Observasjoner konkurs	3,891	3,891	3,891	3,891	3,891	3,891

*Tabell 19: Antall konkurser som forklaringsvariabel på panel uten dobbeltrolle. Basismodell som tidligere beskrevet. Modell 2 er basismodell hvor indikatorvariabel for tidligere konkurs er byttet ut med antallet konkurser. Modell 3 inkluderer både indikator og antall konkurser. Modell 4 erstatter antall konkurser i modell 3 med en indikatorvariabel for om antallet konkurser er mer enn 1. Modell 3 og 4 er gjentatt på matchet, balansert datasett. Tall i parentes er standardavvik. Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Det er kontrollert for alle finansielle kontrollvariabler (RF) og ES-kontrollvariabler som beskrevet i basismodell. Det er kontrollert for bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$*

5.1.3 Erfaring

Vi ønsker å kontrollere effekten av konkurshistorikk mot tidligere erfaring. Dette er vist på panel med og uten dobbeltrolle i henholdsvis Tabell 20 og Tabell 21. For panel med (uten) dobbeltrolle inkluderes det i modell 2 (modell 2 og 3) variabel for erfaring leder (daglig leder og styreleder) har i form av antall tidligere roller som daglig leder, styreleder eller styremedlem. Vi ser fra begge paneler (modell 2 i Tabell 20 og modell 4 Tabell 21) at erfaring er statistisk signifikant på et 0.01-nivå og gir redusert sannsynlighet for konkurs i modellene. Dette er i tråd med forventning om at et selskap med erfaren toppledelse har lavere sannsynlighet for konkurs. Vi bemerker at konkursvariablene beholder statistisk signifikans og får høyere koeffisient når det kontrolleres for erfaring. Det merkes også at erfaring har et forholdsvis lite utslag (odds 0,98 for daglig leder og styreleders erfaring i panel uten dobbeltrolle). På matchede datasett endrer ikke funnene seg, med unntak av at daglig leders erfaring mister signifikans på det balanserte datasettet i panelet uten dobbeltrolle.

Tabell 20: Erfaring som forklaringsvariabel på panel med dobbeltrolle

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	Basismodell	(2)	(2) matchet
dl_og_sl_konkurs	1.031*** (0.101)	1.178*** (0.102)	1.487*** (0.266)
dl_og_sl_total_erfaring		-0.038*** (0.005)	-0.018*** (0.007)
ES kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja
RF kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja
FE bransje	Ja	Ja	Ja
FE år	Ja	Ja	Ja
Konstant	-5.549*** (0.210)	-6.057*** (0.220)	-4.673*** (0.407)
Pseudo R2	0.166	0.168	0.226
Observasjoner	391,938	391,938	9,780
Observasjoner ikke-konkurs	387,048	387,048	4,890
Observasjoner konkurs	4,890	4,890	4,890

Tabell 20: Erfaring som forklaringsvariabel på panel med dobbeltrolle. Basismodell som tidligere beskrevet. I modell 2 inkluderes erfaring for daglig leder/styreleder i form av antall tidligere stillinger som daglig leder, styreleder eller styremedlem. Modell 2 er gjentatt på matchet, balansert datasett. Tall i parentes er standardavvik. Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Det er kontrollert for alle finansielle kontrollvariabler (RF), ES-kontrollvariabler, bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Tabell 21: Erfaring som forklaringsvariabel på panel uten dobbeltrolle

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	Basismodell	(2)	(3)	(4)	(4) matchet
dl_konkurs	0.889*** (0.134)	1.029*** (0.136)	0.859*** (0.135)	0.954*** (0.137)	1.133*** (0.315)
sl_konkurs	0.729*** (0.107)	0.744*** (0.107)	0.916*** (0.109)	0.899*** (0.109)	1.090*** (0.261)
dl_total_erfaring		-0.035*** (0.005)		-0.022*** (0.005)	-0.008 (0.008)
sl_total_erfaring			-0.026*** (0.002)	-0.022*** (0.002)	-0.021*** (0.004)
ES kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
RF kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
FE bransje	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
FE år	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Constant	-4.054*** (0.206)	-4.347*** (0.212)	-4.586*** (0.213)	-4.705*** (0.216)	-3.961*** (0.391)
Pseudo R2	0.163	0.165	0.167	0.168	0.221
Observasjoner	338,388	338,388	338,388	338,388	7,782
Observasjoner ikke-konkurs	334,497	334,497	334,497	334,497	3,891
Observasjoner konkurs	3,891	3,891	3,891	3,891	3,891

Tabell 21 Erfaring som forklaringsvariabel på panel uten dobbeltrolle. Basismodell som tidligere beskrevet. I modell 2 inkluderes erfaring for daglig leder i form av antall tidligere stillinger som daglig leder, styreleder eller styremedlem. I modell 3 inkluderes erfaring for styreleder. I modell 4 inkluderes erfaring for både daglig leder og styreleder. Modell 4 er gjentatt på matchet, balansert datasett. Tall i parentes er standardavvik. Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Det er kontrollert for alle finansielle kontrollvariabler (RF), ES-kontrollvariabler, bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

5.1.4 Antall konkurser og erfaring

Med bakgrunn i funn om antall konkurser og erfaring, ønsker vi å kombinere informasjon om antall konkurser med erfaring i ledelsen. I Tabell 22 og Tabell 23 gjør vi dette på henholdsvis utvalg med og uten dobbeltrolle. I modell 2 kombinerer vi antallet tidligere konkurser med erfaring. For panelet med dobbeltrolle er antall fortsatt ikke statistisk signifikant, mens erfaring beholder signifikans og negativt fortegn. For panel uten dobbeltrolle er antallet konkurser blitt statistisk signifikant på 0.05-nivå for både daglig leder og styreleder. Antall konkurser for styreleder var ikke signifikant i Tabell 19 hvor det ikke ble kontrollert for erfaring. For panelet uten dobbeltrolle er indikator for tidligere konkurs hos daglig leder ikke lenger statistisk signifikant på 0.1-nivå i modell 2, tilsvarende som det var antydning til i Tabell 19. Erfaring er fortsatt signifikant og negativt korrelert med konkurs. I modell 3 byttes antall konkurser ut med indikator for mer enn 1 tidligere konkurs. Som tidligere er dette ikke signifikant for panel med dobbeltrolle. For panel uten dobbeltrolle er det signifikant for styreleder, som tidligere funn uten å kontrollere for erfaring.

Modell 3 i panelet uten dobbeltrolle angir at et selskap med en styreleder har vært involvert i mer enn 1 konkurs har dobbelt så stor sannsynlighet (odds > 2) for konkurs som et selskap hvor styrelederen har 1 tidligere konkurs. Modellene er gjentatt på det balanserte matchede datasettet. For begge paneler er konkursvariablene ikke lenger statistisk signifikante i modell 2. Dette antyder at kontrollert for dimensjonene det er matchet på, så påvirker antallet konkurser hvorvidt tidligere konkurser har signifikans, hvilket også var tilfelle i modell 2 i Tabell 18 og Tabell 19.

Tabell 22: Antall konkurser og erfaring på panel med dobbeltrolle

<i>Avhengig variabel = konkurser</i>	Basismodell	(2)	(3)	(2) matchet	(3) matchet
dl_og_sl_konkurs	1.031*** (0.101)	1.220*** (0.124)	1.146*** (0.108)	0.661 (1.143)	1.432*** (0.274)
dl_og_sl_konkurs_antall		-0.035 (0.061)		0.766 (1.052)	
dl_og_sl_konkurs_mer_enn_1			0.335 (0.315)		0.779 (1.135)
dl_og_sl_total_erfaring		-0.037*** (0.005)	-0.038*** (0.005)	-0.018*** (0.007)	-0.018*** (0.007)
RF kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
ES kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
FE bransje	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
FE år	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Konstant	-5.549*** (0.210)	-6.053*** (0.220)	-6.062*** (0.220)	-4.677*** (0.407)	-4.675*** (0.407)
Pseudo R2	0.166	0.168	0.168	0.226	0.226
Observasjoner	391,938	391,938	391,938	9,780	9,780
Observasjoner ikke-konkurs	387,048	387,048	387,048	4,890	4,890
Observasjoner konkurser	4,890	4,890	4,890	4,890	4,890

Tabell 22: Antall konkurser og erfaring på panel med dobbeltrolle. Basismodell som tidligere beskrevet. I modell 2 basismodell tillagt antall konkurser og erfaring. Modell 3 er basismodell tillagt erfaring og indikator for mer enn 1 tidligere konkurser. Modell 2 og 3 er gjentatt på matchet, balansert datasett. Tall i parentes er standardavvik. Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Det er kontrollert for alle finansielle kontrollvariabler (RF) og ES-kontrollvariabler som beskrevet i basismodell. Det er kontrollert for bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Tabell 23: Antall konkurser og erfaring på panel uten dobbeltrolle

<i>Avhengig variabel = konkurser</i>	Basismodell	(2)	(3)	(2) matchet	(3) matchet
dl_konkurs	0.889*** (0.134)	0.419 (0.259)	0.929*** (0.143)	0.766 (1.074)	1.121*** (0.326)
sl_konkurs	0.729*** (0.107)	0.628*** (0.179)	0.788*** (0.120)	0.659 (0.509)	0.936*** (0.280)
dl_konkurs_antall		0.477** (0.186)		0.342 (0.959)	
sl_konkurs_antall		0.218** (0.107)		0.329 (0.344)	
dl_konkurs_mer_enn_1			0.313 (0.433)		0.271 (1.212)
sl_konkurs_mer_enn_1			0.733*** (0.265)		1.035 (0.818)
dl_total_erfaring		-0.023*** (0.005)	-0.022*** (0.005)	-0.008 (0.008)	-0.008 (0.008)
sl_total_erfaring		-0.023*** (0.002)	-0.023*** (0.002)	-0.021*** (0.004)	-0.021*** (0.004)

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	Basismodell	(2)	(3)	(2) matchet	(3) matchet
RF kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
ES kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
FE bransje	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
FE år	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Konstant	-4.054*** (0.206)	-4.707*** (0.216)	-4.706*** (0.216)	-3.961*** (0.391)	-3.961*** (0.391)
Pseudo R2	0.163	0.168	0.168	0.221	0.221
Observasjoner	338,388	338,388	338,388	7,782	7,782
Observasjoner ikke-konkurs	334,497	334,497	334,497	3,891	3,891
Observasjoner konkurs	3,891	3,891	3,891	3,891	3,891

Tabell 23: Antall konkurser og erfaring på panel uten dobbeltrolle. Basismodell som tidligere beskrevet. I modell 2 basismodell tillagt antall konkurser og erfaring. Modell 3 er basismodell tillagt erfaring og indikator for mer enn 1 tidligere konkurs. Modell 2 og 3 er gjentatt på matchet, balansert datasett. Tall i parentes er standardavvik. Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Det er kontrollert for alle finansielle kontrollvariabler (RF) og ES-kontrollvariabler som beskrevet i basismodell. Det er kontrollert for bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

5.1.5 Oppsummering H1

Samlet finner vi god støtte for H1 da samtlige modeller viser at konkurshistorikk er signifikant og positiv korrelert med konkurserisiko. Funnene indikerer at erfaring er statistisk signifikant og forsterker viktigheten av konkurshistorikk. Det er varierende funn på hvorvidt antall faktisk har betydning i modellene, avhengig av utvalget. For utvalget uten dobbeltrolle finner vi antydninger til at mer enn 1 konkurs er signifikant. Generelt gir funnene oss tiltro til at konkurshistorikk i toppledelsen er korrelert med høyere konkurserisiko hos selskapene.

5.2 H1a: Konkurshistorikk avhengig av rolle

Frem til nå har vi sett på konkurshistorikk hvor daglig leder eller styreleder har vært involvert i tidligere konkurser, enten som daglig leder, styreleder eller styremedlem. Vi ønsker videre å se om rollen toppledelsen hadde i konkurs har betydning for funnene.

I Tabell 24 og Tabell 25 er basismodellen justert med å fjerne indikatorvariabelen for tidligere konkurs. I modell 1 tar vi inn indikatorvariabler for om toppledelsen har vært daglig leder i et selskap som gikk konkurs. I modell 2 er det tatt inn indikatorvariabel for om toppledelsen var styreleder i et selskap som gikk konkurs. I modell 3 er det tatt inn indikatorvariabel for om toppledelsen var styremedlem i et selskap som gikk konkurs. I modell 4 er alle disse kombinert. Modellen 4 er gjentatt på matchet datasett.

Tabell 24: Konkurshistorikk avhengig av rolle for panel med dobbeltrolle

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	Basismodell	(1)	(2)	(3)	(4)	(4) matchet
dl_og_sl_konkurs	1.031*** (0.130)					
dl_og_sl_konkurs_som_dl		1.309*** (0.147)			0.934*** (0.181)	1.385*** (0.462)
dl_og_sl_konkurs_som_sl			1.123*** (0.143)		0.674*** (0.175)	0.520 (0.409)
dl_og_sl_konkurs_som_sm				0.592** (0.267)	0.239 (0.283)	1.363* (0.812)
ES kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
RF kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
FE bransje	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
FE år	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Konstant	-5.549*** (0.210)	-5.564*** (0.210)	-5.561*** (0.210)	-5.568*** (0.210)	-5.558*** (0.210)	-4.510*** (0.401)
Pseudo R2	0.166	0.165	0.165	0.164	0.166	0.225
Observasjoner	391,938	391,938	391,938	391,938	391,938	9,780
Observasjoner ikke-konkurs	387,048	387,048	387,048	387,048	387,048	4,890
Observasjoner konkurs	4,890	4,890	4,890	4,890	4,890	4,890

Tabell 24: Konkurshistorikk for hver rolle for panel med dobbeltrolle. Modell 1 til 4 er basismodell, men indikatorvariabel for tidligere konkurs er fjernet. Alle variabler er som forklart i Tabell 6 og Appendiks 6. Tall i parentes er standardavvik. Det er kontrollert for alle finansielle kontrollvariabler (RF) og ES-kontrollvariabler som beskrevet i basismodell. Det er kontrollert for bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds.

* $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Tabell 25: Konkurshistorikk avhengig av rolle for panel uten dobbeltrolle

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	Basismodell	(1)	(2)	(3)	(4)	(4) matchet
dl_konkurs	0.889*** (0.134)					
sl_konkurs	0.729*** (0.107)					
dl_konkurs_som_dl		0.970*** (0.230)			0.667*** (0.251)	1.037* (0.572)
sl_konkurs_som_dl		1.249*** (0.204)			0.800*** (0.222)	1.090* (0.603)
dl_konkurs_som_sl			0.413 (0.304)		0.100 (0.325)	-0.570 (0.595)
sl_konkurs_som_sl			1.103*** (0.135)		0.836*** (0.149)	0.767** (0.374)
dl_konkurs_som_sm				0.910*** (0.251)	0.575** (0.262)	1.197* (0.658)
sl_konkurs_som_sm				0.560*** (0.214)	0.247 (0.224)	0.881 (0.609)
ES kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	Basismodell	(1)	(2)	(3)	(4)	(4) matchet
RF kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
FE bransje	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
FE år	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Konstant	-4.054*** (0.206)	-4.096*** (0.207)	-4.067*** (0.206)	-4.086*** (0.207)	-4.065*** (0.206)	-3.380*** (0.374)
Pseudo R2	0.163	0.162	0.162	0.161	0.163	0.216
Observasjoner	338,388	338,388	338,388	338,388	338,388	7,782
Observasjoner ikke-konkurs	334,497	334,497	334,497	334,497	334,497	3,891
Observasjoner konkurs	3,891	3,891	3,891	3,891	3,891	3,891

Tabell 25 Konkurshistorikk for hver rolle for panel uten dobbeltrolle. Modell 1 til 4 er basismodell, men indikatorvariabel for tidligere konkurs er fjernet. Alle variabler er som forklart i Tabell 6 og Appendiks 6. Tall i parentes er standardavvik. Det er kontrollert for alle finansielle kontrollvariabler (RF) og ES-kontrollvariabler som beskrevet i basismodell. Det er kontrollert for bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds.

p<0.1; **p<0.05; *p<0.01*

Vi ser fra modell 1, 2 og 3 i tabellene at konkurs i de ulike rollene hver for seg er statistisk signifikant, med unntak av daglig leders tidligere konkurs som styreleder for panelet uten dobbeltrolle. I modell 4 viser begge panel at konkurs som daglig leder er statistisk signifikant. Vi ser at i panel uten dobbeltrolle at styreleders konkurshistorikk som daglig leder har høyere koeffisient enn daglig leders konkurs som daglig leder (1,9 mot 2,2 i odds). I panelet uten dobbeltrolle er konkurs som styreleder statistisk signifikant (odds 1,9) og har lavere koeffisient enn tidligere konkurs som daglig leder (odds 2,5). For panelet uten dobbeltrolle er ikke daglig leders konkurs som styreleder statistisk signifikant. For panelet uten dobbeltrolle er daglig leders konkurs som styremedlem statistisk signifikant på et 0.05-nivå. Konkurshistorikk som styremedlem er derimot ikke signifikant for styreleder, eller i panelet med dobbeltrolle. I det balanserte datasettet mister konkursvariablene mye signifikans, hvor det bare er konkurs som daglig leder i panelet for dobbeltrolle som holdes statistisk signifikant på et 0.01-nivå.

På tilsvarende måte som vi deler opp konkurshistorikk etter roller, ønsker vi å dele opp erfaringen etter de samme rollene for å se om dette påvirker resultatene. I Tabell 26 og Tabell 27 gjentar vi modellene fra de foregående tabeller, men legger til tilsvarende variabler for erfaring i den spesifikke rollen det gjelder i modell 1 til 3. I modell 4 kombineres alle. Modell 4 er gjentatt på matchet, balansert datasett.

Tabell 26: Konkurshistorikk og erfaring etter roller for panel med dobbeltrolle

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(4) matchet
dl_og_sl_konkurs_som_dl	1.485*** (0.149)			0.969*** (0.183)	1.425*** (0.471)
dl_og_sl_dl_erfaring	-0.073*** (0.010)			0.012 (0.015)	0.031 (0.026)
dl_og_sl_konkurs_som_sl		1.333*** (0.145)		0.856*** (0.177)	0.629 (0.412)
dl_og_sl_sl_erfaring		-0.066*** (0.007)		-0.062*** (0.012)	-0.049*** (0.018)
dl_og_sl_konkurs_som_sm			0.861*** (0.268)	0.584** (0.277)	1.599** (0.806)
dl_og_sl_sm_erfaring			-0.097*** (0.013)	-0.061*** (0.014)	-0.060*** (0.023)
ES kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
RF kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
FE bransje	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
FE år	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Konstant	-5.941*** (0.217)	-6.138*** (0.221)	-5.860*** (0.215)	-6.200*** (0.222)	-4.848*** (0.411)
Pseudo R2	0.167	0.167	0.166	0.168	0.227
Observasjoner	391,938	391,938	391,938	391,938	9,780
Observasjoner ikke-konkurs	387,048	387,048	387,048	387,048	4,890
Observasjoner konkurs	4,890	4,890	4,890	4,890	4,890

Tabell 26: Konkurshistorikk og erfaring etter roller for panel med dobbeltrolle. Alle modeller er basismodell, men indikatorvariabel for tidligere konkurs er fjernet. Alle variabler er som forklart i Tabell 6 og Appendiks 6.. Det er kontrollert for alle finansielle kontrollvariabler (RF) og ES-kontrollvariabler som beskrevet i basismodell. Det er kontrollert for bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds.

** $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$*

Tabell 27: Konkurshistorikk og erfaring etter roller for panel uten dobbeltrolle

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(4) matchet
dl_konkurs_som_dl	1.110*** (0.231)			0.690*** (0.250)	1.085* (0.575)
dl_dl_erfaring	-0.061*** (0.010)			-0.024* (0.012)	-0.044** (0.021)
sl_konkurs_som_dl	1.404*** (0.207)			0.814*** (0.225)	1.042* (0.607)
sl_dl_erfaring	-0.047*** (0.009)			0.006 (0.011)	0.040** (0.020)
dl_konkurs_som_sl		0.448 (0.307)		0.092 (0.328)	-0.736 (0.601)
dl_sl_erfaring		-0.016* (0.009)		0.014 (0.010)	0.037* (0.022)
sl_konkurs_som_sl		1.335*** (0.137)		1.046*** (0.150)	0.893** (0.377)
sl_sl_erfaring		-0.040*** (0.004)		-0.030*** (0.005)	-0.040*** (0.007)
dl_konkurs_som_sm			1.099*** (0.252)	0.707*** (0.262)	1.243* (0.660)
dl_sm_erfaring			-0.062*** (0.010)	-0.046*** (0.012)	-0.001 (0.018)
sl_konkurs_som_sm			0.730*** (0.216)	0.387* (0.227)	1.083* (0.627)
sl_sm_erfaring			-0.039*** (0.006)	-0.019*** (0.007)	-0.005 (0.011)
ES kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
RF kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
FE bransje	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
FE år	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Konstant	-4.402*** (0.211)	-4.619*** (0.214)	-4.509*** (0.213)	-4.732*** (0.216)	-4.013*** (0.392)
Pseudo R2	0.164	0.166	0.164	0.168	0.222
Observasjoner	338,388	338,388	338,388	338,388	7,782
Observasjoner ikke-konkurs	334,497	334,497	334,497	334,497	3,891
Observasjoner konkurs	3,891	3,891	3,891	3,891	3,891

Tabell 27: Konkurshistorikk og erfaring etter roller for panel uten dobbeltrolle. Alle modeller er basismodell, men indikatorvariabel for tidligere konkurs er fjernet. Alle variabler er som forklart i Tabell 6 og Appendiks 6. Det er kontrollert for alle finansielle kontrollvariabler (RF) og ES-kontrollvariabler som beskrevet i basismodell. Det er kontrollert for bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds.

p<0.1; **p<0.05; *p<0.01*

I Tabell 26 (panel med dobbeltrolle) ser vi fra modell 1 til 3 at konkurshistorikk i hver rolle hver for seg er statistisk signifikant og positivt korrelert med selskapskonkurs når det kontrolleres for erfaring i tilsvarende rolle. Videre ser vi fra modell 4 at konkurs i alle roller er statistisk signifikant på et 0.01-nivå. Det er særlig interessant at konkurs som styremedlem blir statistisk signifikant når vi kontrollerer for erfaring. Vi merker oss at det i modellen er av større betydning om lederen har gått konkurs som daglig leder (odds 2.63) eller styreleder (odds 2.35), sammenlignet med konkurs som styremedlem (odds 1.80). Dette er i tråd med forventninger fra H1a og i tråd med resultatene fra Tabell 24. I dette panelet med dobbeltrolle er erfaring som daglig leder ikke statistisk signifikant på et 0.1-nivå.

I Tabell 27 (panelet uten dobbeltrolle) finner vi tilsvarende for modell 1 til 3 hvor konkurs i tidligere roller er statistisk signifikant når det kontrolleres for erfaring, med unntak av at daglig leders tidligere konkurs som styreleder ikke er statistisk signifikant på et 0.1-nivå. Daglig leders erfaring som styreleder er svakt signifikant på et 0.1-nivå. Det er interessant å observere at i panelet uten dobbeltrolle er verken daglig leders erfaring som styreleder, eller styreleders erfaring som daglig leder, statistisk signifikant på et 0.1-nivå. Styreleders konkurser som styremedlem, som ikke var signifikant i modell 4 i Tabell 25, blir nå signifikant i modell 4 her når det kontrolleres for tidligere verv som styremedlem. I panelet uten dobbeltrolle er det styreleders tidligere konkurs som styreleder som har høyest koeffisient av konkursvariablene (odds 2.8). I dette panelet uten dobbeltrolle finner vi derimot ikke støtte for H1a om at det er høyere risiko for konkurs når toppledelsen har gått konkurs som daglig leder/styreleder tidligere, heller enn styremedlem. For daglig leder ser vi fra modell 4 i panel uten dobbeltrolle at daglig leders konkurs som styremedlem (odds 2.03) har større korrelasjon med selskapskonkurs enn konkurs som daglig leder (odds 1.99). Dette er i tråd med tidligere funn i Tabell 25 hvor det ikke kontrolleres for erfaring. Samlet ser vi fra begge panelene at tilsvarende som tidligere når det ikke ble kontrollert for erfaring, ser H1a ut til å stemme i modellene på utvalg med dobbeltrolle, men ikke på utvalget uten dobbeltrolle.

I matchede datasett ser vi i panelet med dobbeltrolle at tidligere konkurshistorikk som daglig leder ikke er statistisk signifikant på et 0.1-nivå. I panelet med dobbeltrolle blir modellen påvirket på flere måter. Daglig leders konkurs som daglig leder, styreleders erfaring som daglig leder, daglig leders erfaring som styremedlem og daglig leders konkurshistorikk som styremedlem får alle svakere eller ingen signifikans et på 0.1-nivå. Daglig leders erfaring som daglig leder og styreleders erfaring som daglig leder blir får begge økt statistisk signifikans. Igjen tyder dette på at noe av effektene kan stamme fra forskjeller mellom ikke-konkurs og

konkursselskaper i de tre dimensjonene det er matchet på. Dette kan være overvekt (eller undervekt) av konkursselskaper innen en industri, størrelsesgruppe eller i et år.

Med bakgrunn i at det er ulike effekter i utvalg med og uten dobbeltrolle, bruker vi som tidligere en *dif-in-dif* tilnærming for å gjøre regresjonen over hele datasettet med en indikator for om selskapet har dobbeltrolle, for å se om dette påvirker effekten av daglig leders konkurs og erfaring i ulike roller. Dette er vist i Appendiks 9. Vi finner at effekten av daglig leders konkurshistorikk som styreleder er signifikant større for selskaper med dobbeltrolle, på et 0.1-nivå. Vi finner ikke signifikant forskjeller mellom selskaper med og uten dobbeltrolle for daglig leders konkurshistorikk som daglig leder eller styremedlem. Derimot finner vi at effekten av daglig leders erfaring som daglig leder er signifikant mindre negativ (interaksjonsleddet er positivt) hos selskaper med dobbeltrolle enn for de uten, og at effekten av daglig leders erfaring som styreleder er signifikant større (mindre korrelert med konkurssannsynlighet) hos selskaper med dobbeltrolle. Samlet finner denne modellen at for selskaper med dobbeltrolle (sammenlignet med selskaper uten) er i) konkurshistorikk som styreleder er mer positivt korrelert med risiko for konkurs, ii) erfaring som daglig leder er mindre negativt korrelert med risiko for konkurs og iii) erfaring som styreleder er mer negativt korrelert med risiko for konkurs. Dette kan tolkes som at i selskaper med dobbeltrolle er både konkurshistorikk og erfaring som styreleder mer betydningsfullt enn for selskaper uten dobbeltrolle.

5.3 Toppledelsens alder og eierskapsandeler

I seksjon «3.14 Mangelfull data» er det diskutert utfordringer rundt manglende data for alder og eierskapsandel for daglig leder og styreleder. I Tabell 28 og Tabell 29 er disse introdusert. I modell 2 inkluderes alder på toppledelsen. I modell 3 inkluderes eierskapsandelen til toppledelsen. I modell 4 kombineres begge. For begge paneler er alder negativt korrelert med selskapskonkurs. I begge paneler er eierskapsandel hos toppledelsen statistisk signifikant og positivt korrelert med selskapskonkurs. Særlig merker vi i modell 4 i Tabell 29 (panel uten dobbeltrolle) at det er stor effekt for daglig leders og styreleders eierandel. Siden andelen de eier av selskapet kan gå fra 0 til 1 (100%), indikerer modell 4 at et selskap hvor daglig leder eier 100% av selskapet har en odds på 5,34 for å gå konkurs sammenlignet med et selskap hvor daglig leder eier 0% av selskapet. At effekten er stor i dette tilfellet kan sees i lys av at i tilfelle hvor daglig leder har 0% eierandel, så er dette med andre ord en daglig leder som har blitt valgt ut og ansatt for å være daglig leder i selskapet, uten å ha noen eierandeler. I motsatt fall, hvor daglig leder eier 100%, har daglig leder denne rollen fordi vedkommende eier selskapet og selv

har valgt det – det er ikke nødvendigvis gjort en ekstern validering av vedkommende evner til å lede et selskap.

Vi har derimot ikke full tillit til funnene da vi mistenker at det ikke er tilfeldig hvilke selskaper det mangler data på. Fra antall observasjoner ser vi eksempelvis at det i panelet med dobbeltrolle går fra 391 938 observasjoner i fullt datasett til 319 371 observasjoner når både alder og eierskap inkluderes, en reduksjon på 19%. Derimot blir antallet konkursobservasjoner redusert fra 4 890 til 2 647, en reduksjon på 46%. Dermed er fordelingen av ikke-konkurs og konkursselskaper vesentlig endret. Tilsvarende for selskaper uten dobbeltrolle blir det fulle datasettet redusert 71% (antall konkursselskaper reduseres 78%). Dette viser også at det er en vesentlig forskjell mellom de to panelene i antall observasjoner som mangler informasjon, hvor det er større mangler i datasettet uten dobbeltrolle. På bakgrunn av dette er ikke alder og eierskapsandeler for toppledelsen inkludert i øvrige analyser. Vi bemerker derimot at konkursvariablene, selv kontrollert for alder og eierskap, fortsatt er positive og statistisk signifikante.

Tabell 28: Alder og eierskap for selskaper med dobbeltrolle

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	Basismodell	(2)	(3)	(4)
dl_og_sl_konkurs	1.031*** (0.101)	1.098*** (0.113)	0.947*** (0.144)	0.977*** (0.144)
dl_og_sl_alder		-0.024*** (0.002)		-0.022*** (0.002)
dl_og_sl_eierskap			0.610*** (0.113)	0.601*** (0.114)
ES kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja
RF kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja
FE bransje	Ja	Ja	Ja	Ja
FE år	Ja	Ja	Ja	Ja
Konstant	-5.549*** (0.210)	-5.582*** (0.252)	-21.463 (103.067)	-20.592 (103.002)
Pseudo R2	0.166	0.173	0.212	0.215
Observasjoner	391,938	367,470	319,382	319,371
Observasjoner ikke-konkurs	387,048	363,694	316,729	316,721
Observasjoner konkurs	4,890	3,776	2,653	2,647

*Tabell 28: Alder og eierskap for selskaper med dobbeltrolle. Modell 2 inkluderer alder på daglig leder. Modell 3 inkluderer daglig leders eierskapsandel i selskapet. Modell 4 kombinerer begge. Tall i parentes er standardavvik. dl_og_sl_eierskap er andelen daglig leder eier av selskapet (fra 0 til 1). Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Det er kontrollert for alle finansielle kontrollvariabler (RF) og ES-kontrollvariabler som beskrevet i basismodell. Det er kontrollert for bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds. *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01*

Tabell 29: Alder og eierskap for selskaper uten dobbeltrolle

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	(1)	(2)	(3)	(4)
dl_konkurs	0.889*** (0.134)	0.903*** (0.181)	0.701** (0.297)	0.722** (0.297)
sl_konkurs	0.729*** (0.107)	0.670*** (0.146)	0.780*** (0.243)	0.797*** (0.244)
dl_alder		-0.008*** (0.002)		-0.008** (0.004)
sl_alder		-0.006*** (0.002)		-0.006* (0.004)
dl_eierskap			1.671*** (0.200)	1.675*** (0.201)
sl_eierskap			1.581*** (0.201)	1.538*** (0.202)
ES kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja
RF kontrollvariabler	Ja	Ja	Ja	Ja
FE bransje	Ja	Ja	Ja	Ja
FE år	Ja	Ja	Ja	Ja
Konstant	-4.054*** (0.206)	-4.927*** (0.301)	-23.905 (311.515)	-23.394 (311.427)
Pseudo R2	0.163	0.169	0.236	0.237
Observasjoner	338,388	253,351	98,152	98,152
Observasjoner ikke-konkurs	334,397	251,196	97,285	97,285
Observasjoner konkurs	3,891	2,155	867	867

Tabell 29: Alder og eierskap for selskaper uten dobbeltrolle. Modell 2 inkluderer alder på daglig leder og styreleder. Modell 3 inkluderer daglig leders og styreleders eierskapsandel i selskapet. Modell 4 kombinerer begge. Tall i parentes er standardavvik. *dl_eierskap* og *sl_eierskap* er eierskapsandelen henholdsvis daglig leder og styreleder har i selskapet (fra 0 til 1). Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Det er kontrollert for alle finansielle kontrollvariabler (RF) og ES-kontrollvariabler som beskrevet i basismodell. Det er kontrollert for bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

5.4 Robusthetssjekk av størrelse, alder og eierskap

5.4.1 Selskapsstørrelse

I denne studien har vi benyttet Basel II-definisjonen av SMB, som er en omsetning under 50 millioner euro (tilsvarende 497 millioner NOK). Dette er for mange å regne som forholdsvis store selskap i norsk sammenheng, hvor selskapene i vårt datasett har i snitt har en årlig omsetning på 14.6 millioner, med en median på 4.2 millioner. Som en alternativ definisjon ser vi til regnskapsloven § 1-6 (1998) hvor et selskap kan defineres som «små» dersom de har omsetning under 70 millioner og totale eiendeler under 30 millioner (alternativt et kriterium om under 50 årsverk, men dette har vi ikke data på). For å undersøke om det forskjeller i effekt på små og store selskaper under denne definisjonen, i vårt datasett, bruker vi en *diff-in-diff*

tilnærming hvor behandlingsvariabelen er en dummy for om selskapet er «lite» etter den nye definisjonen. Indikatoren har med andre ord verdien 1 for alle observasjoner hvor selskapet har under 70 millioner i omsetning og 35 millioner i totale eiendeler, 0 om ikke. Resultatene vises i Tabell 30. Tolkningen av resultatet er at koeffisienten i interaksjoneleddene (*variabel*D*) er forskjellen mellom små og store selskaper. For panelet med dobbeltrolle ser vi at interkasjonsleddet *dl_og_sl_konkurs*D(lite_selskap)* ikke er statistisk signifikant. For panelet med dobbeltrolle ser vi derimot at det *dl_konkurs*D(lite_selskap)* er statistisk signifikant på et 0.01-nivå og negativt. I modellen tolkes dette som at daglig leders konkurshistorikk er signifikant mindre korrelert med konkurrisiko i små selskaper, sammenlignet med store selskaper. I ikke-rapporterte resultater har vi gjentatt basismodellen på små selskaper etter den nye definisjonen. Alle variabler er fremdeles signifikante, og funnene er ikke endret fra basismodell på fullt datasett med alle selskapsstørrelser.

5.4.2 Alder

Vi ønsker også å undersøke om det er ulike effekter om vi deler selskapene i «unge» og «gamle». Vi benytter tilsvarende *dif-in-dif* tilnærming med en indikatorvariabel for om et selskap er under 3 år gammelt i Tabell 31. I ikke-rapporterte resultater er dette også utført hvor vi endrer grensen for «ungt» selskap til 5 og 9 år (median av alder for konkurs / alle selskaper). Med en grense på 3 år ser vi fra Tabell 31 at i panelet uten dobbeltrolle er ikke forskjellen i koeffisienter signifikant mellom de to gruppene. For panelet med dobbeltrolle er derimot forskjellen (*dl_og_sl_konkurs*D*) signifikant på et 0.05-nivå og positiv. Det tolkes som at konkurshistorikk hos daglig leder i selskaper med dobbeltrolle er signifikant høyere korrelert med konkurrisiko i unge selskaper. Når vi benytter grense på 5 år og 9 år er ikke interkasjonsleddet signifikant, som betyr at i disse modellene er det ikke signifikante forskjeller mellom gruppene i effekten av toppledelsens konkurshistorikk.

Tabell 30: Regresjon over indikatorvariabel for lite selskap

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	Basismodell med dobbeltrolle	Basismodell uten dobbeltrolle
dl_og_sl_konkurs	-10.460 (106.512)	
dl_konkurs		1.975*** (0.316)
sl_konkurs		1.048*** (0.330)
D(lite_selskap)	-8.555** (4.078)	-1.316 (1.742)
dl_og_sl_konkurs*D(lite_selskap)	11.512 (106.512)	
dl_konkurs*D(lite_selskap)		-1.265*** (0.350)
sl_konkurs_*D(lite_selskap)		-0.343 (0.349)
ES kontrollvariabler	Ja	Ja
ES kontrollvariabler*D(lite_selskap)	Ja	Ja
RF kontrollvariabler	Ja	Ja
RF kontrollvariabler*D(lite_selskap)	Ja	Ja
FE bransje	Ja	Ja
FE bransje*D(lite_selskap)	Ja	Ja
FE år	Ja	Ja
FE år*D(lite_selskap)	Ja	Ja
Konstant	2.140 (4.071)	-3.571** (1.724)
Pseudo R2	0.169	0.169
Observasjoner	391,938	338,388
Observasjoner ikke-konkurs	387,048	334,397
Observasjoner konkurs	4,890	3,891

*Tabell 30: Regresjon med indikator for lite selskap. Basismodell som tidligere beskrevet. D(lite_selskap) er indikator som er 1 om selskapet har under 70 millioner omsetning og under 35 millioner i totale eiendeler. Tall i parentes er standardavvik. Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Det er kontrollert for alle finansielle kontrollvariabler (RF) og ES-kontrollvariabler som beskrevet i basismodell. Det er kontrollert for bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$*

Tabell 31: Regresjon over indikatorvariabel for ungt selskap (under 3 år)

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	Basismodell, panel med dobbeltrolle	Basismodell, panel uten dobbeltrolle
dl_og_sl_konkurs	0.873*** (0.125)	
dl_konkurs		0.937*** (0.151)
sl_konkurs		0.693*** (0.121)
D(under_tre_aar)	-1.800*** (0.537)	-1.888*** (0.572)
dl_og_sl_konkurs*D(under_tre_aar)	0.541** (0.213)	
dl_konkurs*under_tre_aar		-0.227 (0.329)
sl_konkurs*under_tre_aar		0.080 (0.262)
ES kontrollvariabler	Ja	Ja
ES kontrollvariabler*D(under_tre_aar)	Ja	Ja
RF kontrollvariabler	Ja	Ja
RF kontrollvariabler*D(under_tre_aar)	Ja	Ja
FE bransje	Ja	Ja
FE bransje*D(under_tre_aar)	Ja	Ja
FE år	Ja	Ja
FE år*D(under_tre_aar)	Ja	Ja
Konstant	-5.341*** (0.238)	-3.829*** (0.228)
Pseudo R2	0.172	0.169
Observasjoner	391,938	338,388
Observasjoner ikke-konkurs	387,048	334,397
Observasjoner konkurs	4,890	3,891

Tabell 31 Regresjon med indikator for ungt selskap. Basismodell som tidligere beskrevet. *under_tre_aar* er indikator som er 1 om er under 3 år gammelt. Tall i parentes er standardavvik. Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Det er kontrollert for alle finansielle kontrollvariabler (RF) og ES-kontrollvariabler som beskrevet i basismodell. Det er kontrollert for bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

5.4.3 Eierskapskonsentrasjon

Vi bruker tilsvarende *dif-in-dif* tilnærming for å undersøke om det kan være ulike effekter basert på eierskapskonsentrasjon. Spesifikt ønsker vi å undersøke om det er forskjell mellom selskaper som kun har 1 eier, eller som har flere. Dette indikeres ved en indikatorvariabel *aksj_hhi_under_1* som er 1 om *aksj_hhi* er mindre enn 1, og 0 om *aksj_hhi* er 1. Resultatet er vist i Tabell 32. For begge paneler er interaksjonsleddet mellom konkursvariabelen daglig leder og indikatorvariabelen for spredt eierskap ikke statistisk signifikant på et 0.1-nivå. Derimot

viser modellen at på panelet uten dobbeltrolle så er interaksjonsleddet for styreleders konkurshistorikk ($sl_konkurs*D$) statistisk signifikant på et 0.05-nivå og negativt. Det betyr som at for selskaper uten dobbeltrolle og med spredt eierskap ($aksj_hhi$ under 1), så er styreleders tidligere konkurs signifikant mindre korrelert med sannsynlighet for konkurs. Modellen kan tolkes som at i selskaper uten dobbeltrolle, så har styreleders konkurshistorikk ikke like stor effekt på konkurserisiko i selskaper med spredt eierskap som i selskaper med 1 eier. For daglig leders konkurshistorikk kan vi derimot ikke antyde at det er signifikante forskjeller i effekten av konkurshistorikk for konkurssannsynlighet mellom selskaper med 1 eller flere eiere.

Tabell 32: Regresjon over indikatorvariabel for spredt eierskap

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	Basismodell, panel med dobbeltrolle	Basismodell, panel uten dobbeltrolle
dl_og_sl_konkurs	1.106*** (0.119)	
dl_konkurs		1.026*** (0.194)
sl_konkurs		0.941*** (0.154)
D(aksj_hhi_under_1)	-1.065** (0.449)	-2.601*** (0.426)
dl_og_sl_konkurs* D(aksj_hhi_under_1)	-0.251 (0.224)	
dl_konkurs* D(aksj_hhi_under_1)		-0.307 (0.273)
sl_konkurs*D(aksj_hhi_under_1)		-0.430** (0.217)
ES kontrollvariabler	Ja	Ja
ES kontrollvariabler*D(aksj_hhi_under_1)	Ja	Ja
RF kontrollvariabler	Ja	Ja
RF kontrollvariabler*D(aksj_hhi_under_1)	Ja	Ja
FE bransje	Ja	Ja
FE bransje*D(aksj_hhi_under_1)	Ja	Ja
FE år	Ja	Ja
FE år*D(aksj_hhi_under_1)	Ja	Ja
Konstant	-5.512*** (0.299)	-2.659*** (0.342)
Pseudo R2	0.167	0.167
Observasjoner	391,938	338,388
Observasjoner ikke-konkurs	387,048	334,397
Observasjoner konkurs	4,890	3,891

Tabell 32 Regresjon med indikator for spredt eierskap. Basismodell som tidligere beskrevet. $aksj_hhi_under_1$ er indikator som er 1 om $aksj_hhi$ er under 1 (som vil si at det er mer enn 1 eier). Tall i parentes er standardavvik. Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Det er kontrollert for alle finansielle kontrollvariabler (RF), ES-kontrollvariabler bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

5.5 Konklusjon fra empirisk analyse

Fra Tabell 16 og Tabell 17 forkaster modellen vår nullhypotesen for H1 og finner bevis for at konkurshistorikk hos ledelsen er signifikant positivt korrelert med sannsynlighet for selskapskonkurs. Dette gjelder både selskaper med og uten dobbeltrolle. Funnene holder seg i stor grad uendret også når det kontrolleres for antall tidligere konkurser og total erfaring hos toppledelsen. Vi finner dermed god støtte i modellene for H1: «*Selskaper med konkurshistorikk i toppledelsen har økt konkurssannsynlighet*».

Videre vurderer vi H1a: «*Effekten er større hvis toppledelsen gikk konkurs som daglig leder eller styreleder, sammenlignet med konkurs som styremedlem*». Konklusjonen fra Tabell 26 og Tabell 27 er at for selskaper med dobbeltrolle er fortsatt konkurshistorikk i alle roller statistisk signifikant og positivt korrelert med konkurserisiko. Konkurshistorikk som daglig leder og styreleder er i modellen av mer betydning enn konkurs som styremedlem. For utvalget uten dobbeltrolle er konkursvariablene i stor grad også statistisk signifikante og positivt korrelert med konkurserisiko. Daglig leders konkurshistorikk som styreleder er derimot ikke statistisk signifikant i dette utvalget uten dobbeltrolle. Vi bemerker at daglig leders erfaring som styreleder, og styreleders erfaring som daglig leder, ikke ser ut til å være statistisk signifikant i dette utvalget.

Vår modell kan forkaste nullhypotesen for H1a for utvalget *med* dobbeltrolle, hvor H1a ser ut til å stemme i modellen. Derimot viser modellene i utvalget *uten* dobbeltrolle ikke det samme bildet. Dette indikerer en underliggende forskjell i selskaper med og uten dobbeltrolle. I Appendix 8 finner vi antydninger til en slik forskjell, hvor vi ser at flere kontrollvariabler har signifikant ulik effekt for selskap med og uten dobbeltrolle. Oppsummert finner vi støtte for H1a i utvalget med dobbeltrolle, men samlet under ett finner vi ikke grunnlag for at våre modeller kan forkaste en nullhypotese for H1a og anbefaler videre analyse.

Robusthetstesting indikerer at noen effekter kan være signifikant ulike mellom ulike typer selskaper. Vi finner at i selskaper med dobbeltrolle har daglig leders konkurshistorikk signifikant mindre effekt for *små* selskaper enn for store. For selskaper uten dobbeltrolle er det ikke signifikant forskjell i effekten av om daglig leder eller styreleder har konkurshistorikk. Vi finner ikke signifikant forskjell i effekten av konkurshistorikk hos daglig leder i selskaper med og uten dobbeltrolle. For selskaper med dobbeltrolle finner vi en signifikant økt effekt av daglig leders konkurshistorikk for unge selskaper (under 3 år). For selskaper med mer enn 1 eier finner

vi at i selskaper uten dobbeltrolle har styreleders konkurshistorikk signifikant mindre betydning for konkurssannsynlighet enn for selskaper med 1 eier.

5.6 H2: Forbedring av etablerte modeller

Denne seksjonen har til hensikt å svare på H2; «*Etablerte modeller for konkursprediksjon kan forbedres ved inkluderingen av konkurshistorikk i toppledelsen som variabel*». For å teste denne hypotesen følger vi fremgangsmåten til Kallunki & Pyykkö (2012) og baserer oss derfor på Altman (1968) og Ohlson (1980) som de etablerte modellene.

5.6.1 Fremgangsmåte

For å vurdere presisjonen til prediksjonsmodeller deler vi dataen inn i treningssett og testsett. Dette er for å forsikre seg om at modellene blir vurdert på data den ikke har sett før. Vi følger Kallunki & Pyykkö (2012) og fordeler 50% av dataen til trening og 50% av dataen til testing med tilfeldig uttrekning. Vi gjentar både det tilfeldige uttrekket av data, trening og testing av modellene 20 ganger for å forsikre oss om at et tilfeldig uttrekk ikke påvirker resultatene. Funnene blir ikke påvirket i nevneverdig grad av de ulike uttrekkene av data. Modellene er også prøvd på en vanlig datafordeling på 80% av dataen til treningssett og 20% av dataen til testsett (Hyndman & Athanasopoulos, 2018) i ikke-rapporterte resultater og viser tilsvarende funn. Kallunki & Pyykkö trener sine modeller på ubalanserte datasett som betyr at modellen observerer svært få konkurser i forhold til ikke-konkurser. En alternativ tilnærming er å trene modellen på et balansert datasett med like mange konkurs observasjoner som ikke-konkurs observasjoner. Zmijewski (1984) poengterer at begge tilnærmelser har sine svakheter. Man kan tenke seg at bruken av et balansert datasett og en dermed høyere andel konkursselskaper enn det reelt er i populasjonen er en indirekte måte å vekte Type I feil høyere enn Type II feil (Altman, Haldeman, & Narayanan, 1977). Type I feil er hvor man klassifiserer et «konkursselskap» som sunt. For en bank fører type I feil til at de gir lån til et selskap som går konkurs og dermed får et tap. Type II feil, hvor de avstår fra å gi lån til et selskap som ikke ville gått konkurs, kan derimot regnes som en nærmest kostnadsfri feil gitt at det eksisterer ytterligere etterspørsel etter lån vi antar at utlån banken kan gjøre er avgrenset. Vi trener og predikerer både på et balansert og ubalansert datasett i denne studien, men presenterer funnene fra trening på et balansert datasett i hovedoppgaven. Trening av modellene på et ubalansert datasett er i Appendiks 10 og Appendiks 11, og resultatene presenteres i Appendiks 12 til 15. Begge fremgangsmåter gir tilsvarende resultater på konkursvariablenes evne til å forbedre modellene.

Vi deler først datasettet i to utvalg, ett med og ett uten dobbeltrolle. Deretter trekker vi tilfeldig 50% av hvert datasett til treningssett, og lar 50% gjenværende være testsett. Fra treningssettet velger vi ut selskaper som har gått konkurs, og for hvert av disse matcher vi med et selskap som ikke har gått konkurs ved *en-til-en propensity score matching* som beskrevet under «3.13 Matchet balansert datasett». De gjenværende observasjonene som ble trukket ut til treningssett, men ikke ble brukt, blir ikke tilbakeført til testsettet, da det vil forstyrre populasjonen siden det utelukkende inneholder ikke-konkursselskaper.

5.6.2 Resultater

I Tabell 33 og Tabell 34 kan vi se hvordan de ulike modellene ble estimert på det balanserte datasettet med og uten dobbeltrolle. Modell Z er Altman (1968), modell Z_konk er Altman (1968) med inkluderingen av konkursvariabler, modell O er Ohlson (1980) og modell O_konk er Ohlson (1980) med inkluderingen av konkursvariabler.

Fra Tabell 33 og Tabell 34 ser vi i begge paneler at i den originale Altman-modellen (1968) er *oml_has_kap* ikke statistisk signifikant på et 0.1-nivå. Ved introduksjonen av konkursvariablene er ikke lenger *opp_ek_eiendeler* signifikant i panelet uten dobbeltrolle. I den originale Ohlson-modellen (1980) ser vi i begge paneler at *årsres_eiendeler* ikke er statistisk signifikant på et 0.1-nivå. I panelet uten dobbeltrolle er heller ikke *gj_andel* statistisk signifikant. Inkluderingen av konkursvariabler i O_konk-modellen endrer ikke signifikans på øvrige variabler i noen av panelene.

I alle modeller i begge paneler er konkursvariablene statistisk signifikante på et 0.01-nivå, med unntak av i panel uten dobbeltrolle hvor det konkurshistorikk for styreleder i modell O_konk er signifikant på et 0.05-nivå. I begge paneler gir inkluderingen av konkursvariabler forbedret McFadden's R². Vi følger etablerte studier (Hillegeist, Keating, Cram, & Lundstedt; 2004; Kallunki & Pykkö, 2012; Xu & Zhang, 2009) og benytter Vuong-test for å sammenligne *log likelihood*. Resultatene fra Vuong-testen viser at begge modellene er signifikant bedre med inkluderingen av konkursvariabler for begge paneler.

Tabell 33: Konkurshistorikk på O-score og Z-score på panel med dobbeltrolle

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	Modell Z	Modell Z_konk	Modell O	Modell O_konk
dl_og_sl_konkurs		1.547*** (0.458)		1.637*** (0.470)
arbkap_eiendeler	-1.150*** (0.115)	-1.138*** (0.115)	-1.192*** (0.158)	-1.190*** (0.158)
opp_ek_eiendeler	0.138* (0.080)	0.131 (0.080)		
tkr	-1.297*** (0.129)	-1.284*** (0.130)		
ek_grad	-0.502*** (0.066)	-0.499*** (0.066)		
oml_has_kap	0.013 (0.019)	0.014 (0.019)		
gj_andel			0.557*** (0.136)	0.567*** (0.136)
ln_eiendeler			0.264*** (0.035)	0.263*** (0.035)
kort_gj_oml			-0.110*** (0.043)	-0.115*** (0.043)
ebitda_gjeld			-0.238* (0.133)	-0.251* (0.133)
årsres_eiendeler			-0.326 (0.230)	-0.300 (0.231)
neg_årsreg			0.441*** (0.098)	0.433*** (0.099)
gj_mer_enn_eiendeler			0.451*** (0.123)	0.452*** (0.123)
endring_årsres			-0.132** (0.061)	-0.132** (0.061)
Konstant	0.095 (0.071)	0.076 (0.071)	-4.588*** (0.526)	-4.584*** (0.527)
Pseudo R2	0.184	0.187	0.197	0.2
Observasjoner	3,998	3,998	3,998	3,998
Observasjoner ikke-konkurs	1,999	1,999	1,999	1,999
Observasjoner konkurs	1,999	1,999	1,999	1,999
Log Likelihood	-2,261.096	-2,253.548	-2,224.723	-2,216.801
Vuong-test (Modell Z vs Modell Z_konk): Test-statistikk: -2.5 p < 0.01				
Vuong-test (Modell O vs Modell O_konk): Test-statistikk: -2.08 p < 0.05				

Tabell 33: Konkurshistorikk på O-score og Z-score på panel med dobbeltrolle. Alle variabler er som forklart i Tabell 6Appendiks . Koeffisienter er rapportert i log odds. *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabell 34: Konkurshistorikk på O-score og Z-score på panel uten dobbeltrolle

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	Modell Z	Modell Z_konk	Modell O	Modell O_konk
dl_konkurs		1.953*** (0.625)		1.902*** (0.573)
sl_konkurs		0.952** (0.385)		0.749** (0.380)
arbkap_eiendeler	-0.634*** (0.127)	-0.616*** (0.127)	-0.936*** (0.172)	-0.927*** (0.173)
opp_ek_eiendeler	0.209** (0.082)	0.195** (0.082)		
tkr	-1.705*** (0.152)	-1.701*** (0.153)		
ek_grad	-0.766*** (0.092)	-0.748*** (0.092)		
oml_has_kap	0.006 (0.021)	0.008 (0.021)		
gj_andel			0.175 (0.143)	0.185 (0.144)
ln_eiendeler			0.230*** (0.032)	0.225*** (0.032)
kort_gj_oml			-0.098** (0.047)	-0.101** (0.047)
ebitda_gjeld			-0.617*** (0.170)	-0.622*** (0.172)
årsres_eiendeler			-0.050 (0.242)	-0.053 (0.243)
neg_årsreg			0.999*** (0.109)	1.004*** (0.110)
gj_mer_enn_eiendeler			0.551*** (0.139)	0.538*** (0.139)
endring_årsres			-0.148** (0.068)	-0.135** (0.068)
Konstant	0.102 (0.080)	0.056 (0.081)	-4.247*** (0.514)	-4.217*** (0.517)
Pseudo R2	0.16	0.167	0.191	0.196
Observasjoner	3,068	3,068	3,068	3,068
Observasjoner ikke-konkurs	1,534	1,534	1,534	1,534
Observasjoner konkurs	1,534	1,534	1,534	1,534
Log Likelihood	-1,786.554	-1,772.214	-1,721.355	-1,708.949
Vuong-test (Modell Z vs Modell Z_konk): Test-statistikk: -2.77 p < 0.01				
Vuong-test (Modell O vs Modell O_konk): Test-statistikk: -2.48 p < 0.01				

Tabell 34: Konkurshistorikk på O-score og Z-score på panel uten dobbeltrolle. Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Koeffisienter er rapportert i log odds. *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

I likhet med litteraturen (Shumway, 2001) vurderer vi nøyaktigheten til prediksjonsmodellene ved å se på hvordan modellene klassifiserer faktiske konkurser. I Tabell 35 og Tabell 36 har vi delt inn i kategorier ved å ta predikasjonsverdiene og dele de inn i 10 deciler. Kategori 1 vil inneholde de selskapene med lavest predikert sannsynlighet for konkurs, og kategori 10 vil inneholde de selskapene med høyest predikert sannsynlighet for konkurs.

Tabell 35: Sammenligning av konkurssannsynligheter klassifisert av originale og justerte modeller for selskaper med dobbeltrolle

Panel A: Gjennomsnittlig sannsynlighet for konkurs				
Kategori	Modell z	Modell z konk	Modell o	Modell o konk
1 (lav risiko)	2.2%	2.2%	12.4%	12.2%
2	13.1%	13.1%	18.8%	18.7%
3	22.1%	22.0%	23.3%	23.2%
4	28.4%	28.2%	27.4%	27.3%
5	33.4%	33.2%	31.4%	31.3%
6	38.2%	38.0%	35.8%	35.6%
7	43.1%	42.9%	40.8%	40.6%
8	48.3%	48.1%	47.3%	47.2%
9	55.7%	55.7%	58.1%	58.2%
10 (høy risiko)	76.1%	76.5%	79.1%	79.4%

Panel B: Antall konkurser				
Kategori	Modell z	Modell z konk	Modell o	Modell o konk
1 (lav risiko)	12	12	39	38
2	28	28	42	42
3	35	33	48	48
4	58	59	60	59
5	59	57	76	73
6	90	89	92	95
7	140	139	148	144
8	218	214	152	159
9	388	404	338	338
10 (høy risiko)	936	929	969	968

Tabell 35: Sammenligning av konkurssannsynligheter og klassifisering av originale og justerte modeller for selskaper med dobbeltrolle. Kategoriene er predikerte sannsynligheter for konkurs delt i deciler, hvor kategori 1 har lavest sannsynlighet for konkurs, og 10 har høyest. Panel A viser gjennomsnittlig predikert sannsynlighet for hver modell. Panel B viser faktisk antall konkurser i test-dataene. Desto større antallet konkurser en modell har i den høyeste risiko-kategorien, desto bedre er modellen til å predikere konkurser.

Tabell 36: Sammenligning av konkurssannsynligheter klassifisert av originale og justerte modeller for selskaper uten dobbeltrolle

Panel A: Gjennomsnittlig sannsynlighet for konkurs				
Kategori	Modell z	Modell z konk	Modell o	Modell o konk
1 (lav risiko)	3.9%	4.0%	11.9%	11.7%
2	17.2%	17.1%	18.7%	18.3%
3	25.1%	24.8%	22.5%	22.1%
4	30.5%	30.0%	26.1%	25.6%
5	34.9%	34.4%	29.9%	29.4%
6	38.9%	38.4%	34.6%	34.1%
7	42.8%	42.3%	41.0%	40.6%
8	47.2%	46.6%	50.3%	50.1%
9	53.4%	53.2%	62.8%	62.7%
10 (høy risiko)	72.3%	73.1%	77.7%	78.0%

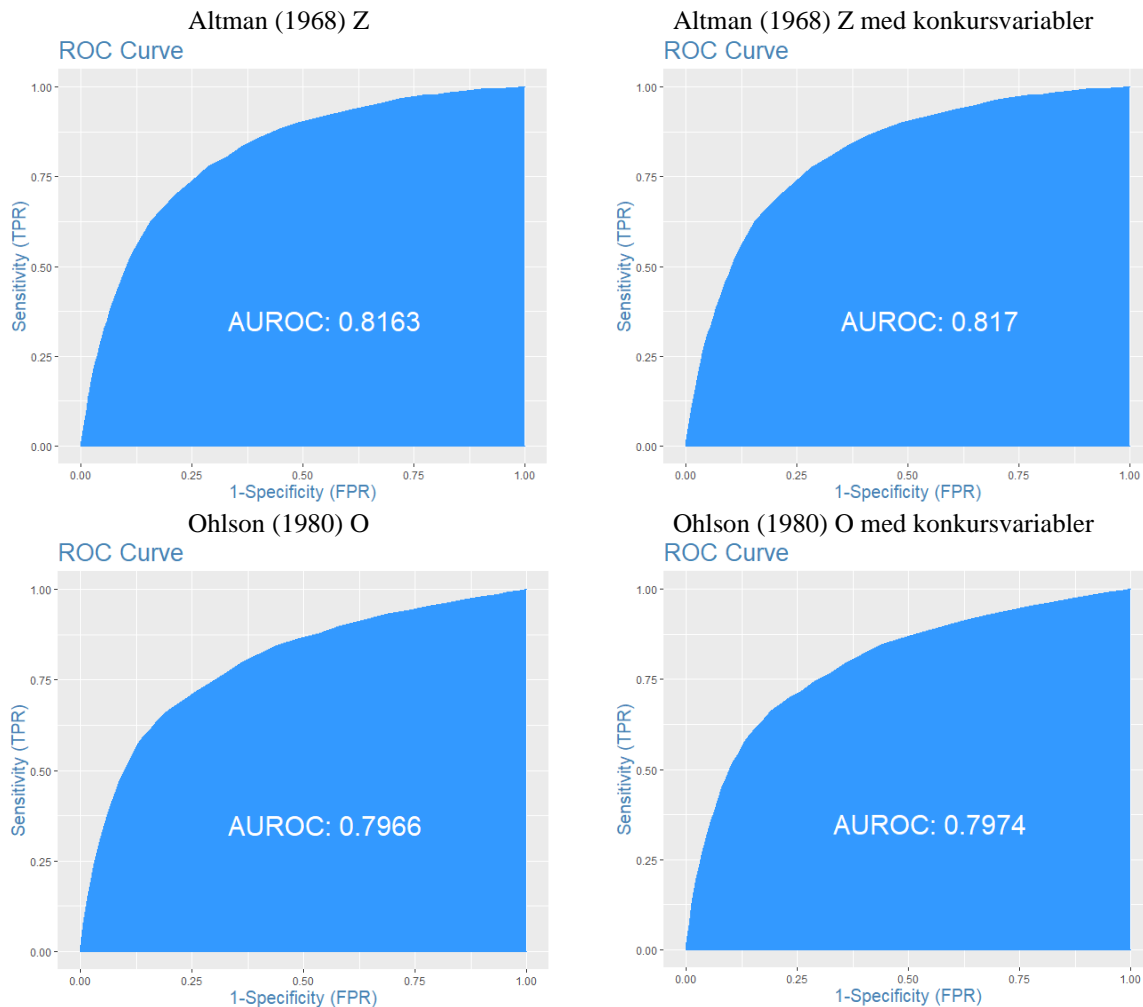
Panel B: Antall konkurs				
Kategori	Modell z	Modell z konk	Modell o	Modell o konk
1 (lav risiko)	21	20	38	37
2	28	26	39	33
3	23	23	44	48
4	33	33	52	49
5	43	41	52	53
6	79	77	59	55
7	102	107	90	94
8	168	163	164	169
9	316	348	347	343
10 (høy risiko)	844	819	772	776

Tabell 36 Sammenligning av konkurssannsynligheter og klassifisering av originale og justerte modeller for selskaper uten dobbeltrolle. Kategoriene er predikerte sannsynligheter for konkurs delt i deciler, hvor kategori 1 har lavest sannsynlighet for konkurs, og 10 har høyest. Panel A viser gjennomsnittlig predikert sannsynlighet for hver modell. Panel B viser faktisk antall konkurser i test-dataene. Desto større antallet konkurser en modell har i den høyeste risiko-kategorien, desto bedre er modellen til å predikere konkurs.

I Panel A i Tabell 35 og Tabell 36 kan vi se gjennomsnittlig sannsynlighet for konkurs i de ulike kategoriene, og i Panel B kan vi se antall konkurser i hver kategori i test-dataene. Vi observerer på et overordnet nivå at de justerte modellene med konkursvariabler klassifiserer færre konkurser i de mindre risikable kategoriene og flere konkurser i de mer risikable kategoriene enn de originale modellene. For begge utvalg i Tabell 35 og Tabell 36 ser modellene ut til å kunne klassifisere noe bedre i sum om man sammenligner antall selskaper som blir klassifisert fra 1 til 5 mot selskaper klassifisert i 6 til 10. Effekten ser dog ut til å være helt marginal.

Et alternativt mål for å vurdere om justeringen av modellene med inkludering av konkursvariabler forbedrer prediksjonen er ved bruken av ROC kurver. Figur 6 viser ROC kurvene for originalmodellene og ved inkluderingen av konkursvariabler.

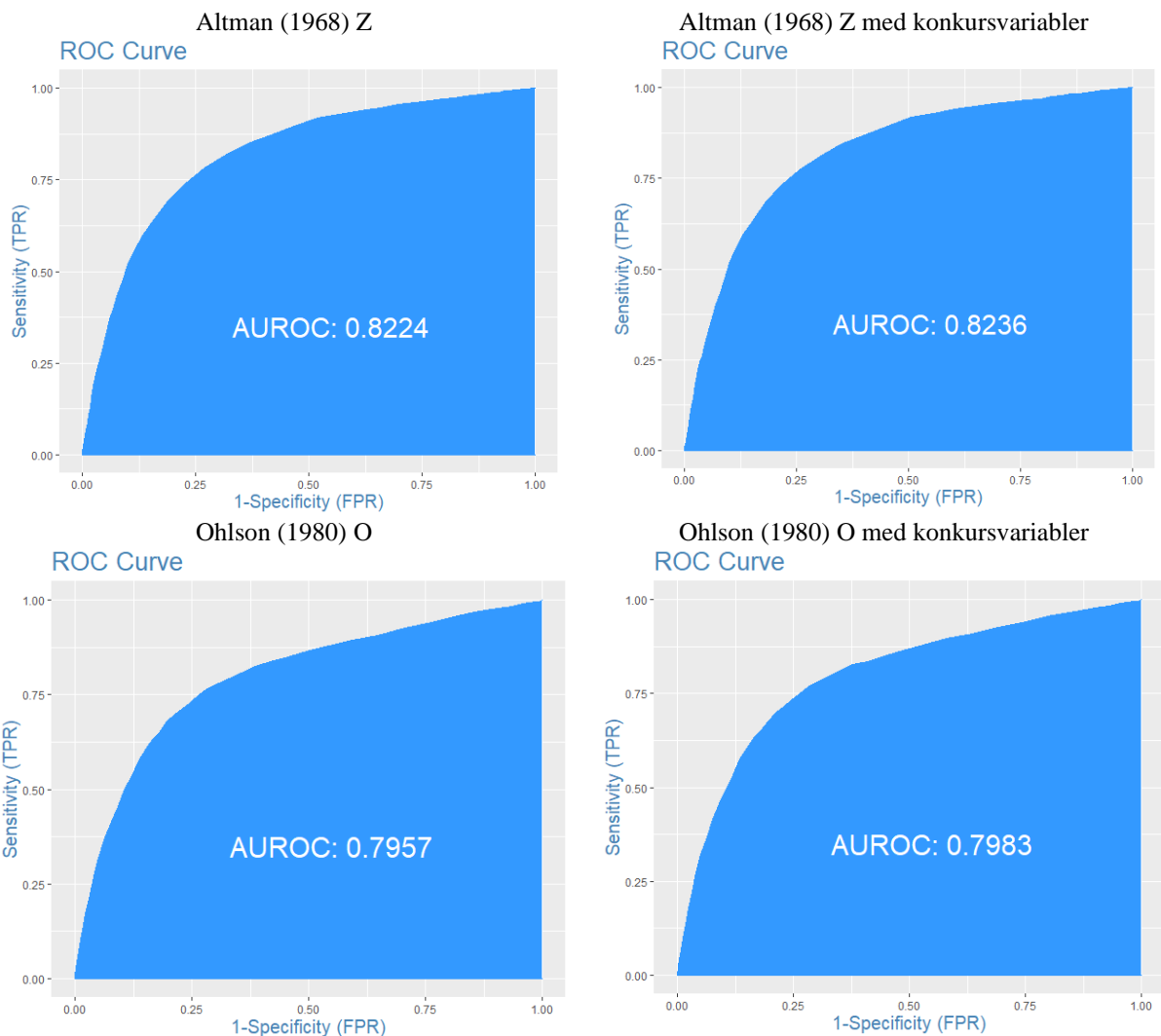
Figur 6: ROC-kurver for originale og justerte modeller for selskaper med dobbeltrolle.



Figur 6: ROC-kurver for originale og justerte modeller for selskaper med dobbeltrolle. AUROC er arealet under kurven. Høyere tall indikerer bedre prediksjon.

Fra Figur 6 og Figur 7 ser vi at arealet under ROC kurven er større for de justerte modellene tillagt konkursvariabler enn for originalmodellene til Altman (1968) og Ohlson (1980). Det betyr at treffsikkerheten øker ved bruken av konkursvariabler. I Appendiks 14 og Appendiks 15 kan vi se ROC kurvene på modellene trent på ubalansert datasett. Da det ubalanserte datasettet har relativt sett svært få forekomster av konkurs er den høyeste predikerte sannsynligheten svært lav. Dette gjør ROC kurven lineær over en bestemt cut-off for det ubalanserte datasettet. Samlet viser resultatene fra det ubalanserte datasettet at konkursvariablene forbedrer prediksjonen signifikant. Basert på både det balanserte og ubalanserte treningssettet finner vi god støtte for H2 om at konkursvariabler kan forbedre etablerte PD-modeller ut ifra våre data og modeller. Det må derimot påpekes at forbedringen er

Figur 7 ROC-kurver for originale og justerte modeller for selskaper uten dobbeltrolle.



Figur 7: ROC-kurver for originale og justerte modeller for selskaper med dobbeltrolle. AUROC er arealet under kurven. Høyere tall indikerer bedre prediksjon.

helt marginal både for modellene trent på det balanserte og ubalanserte datasettet, og at effekten dermed ut ifra dette ser ut til å være svært liten.

7. Hovedfunn og konklusjon

7.1 Hovedfunn

I denne oppgaven har vi forsøkt å svare på problemstillingen «Forklarer konkurshistorikken til toppledelsen et selskaps sannsynlighet for å gå konkurs, og kan inkluderingen av konkurshistorikk forbedre eksisterende modeller?»

Vi har benyttet data fra 2010 til 2020 om 134 594 unike norske selskaper, hvor 8 781 går konkurs i perioden. Utvalget er basert på hele populasjonen av norske AS med aktiv drift, som ikke er driver innen finansielle tjenester, forsikring, eiendom eller infrastruktur. Det er kun benyttet offentlig tilgjengelig data.

Vi har undersøkt om tidligere konkurshistorikk i toppledelsen (daglig leder og styreleder) påvirker selskapets sannsynlighet for å gå konkurs. Dette er kontrollert både for et utvalg finansielle kontrollvariabler basert på tidligere studier og for andre kontrollvariabler knyttet til eierstyring og selskapsledelse. Datasettet er delt i to utvalg etter om daglig leder er samme person som styreleder (dobbeltrolle). Modeller er gjentatt på balansert datasett. Det er gjort nøye arbeid for å sikre at det kun benyttes informasjon som er tilgjengelig på observasjonstidspunktet for å unngå at man bruker framoverskuende informasjon i analysen. Det er også kontrollert for faste effekter mellom ulike bransjer og ulike år. Det er gjort robusthetstesting for ulike effektstørrelse i flere dimensjoner som størrelse, alder og eierskapskonsentrasjon. Samlet utgjør oppbygningen og kontrollvariablene et godt grunnlag for å ha tiltro til at effekten vi måler for konkurshistorikk er reell.

Vi finner først at konkurshistorikk hos toppledelsen er signifikant positivt korrelert med sannsynlighet for konkurs i selskapet. Effekten er størst i selskaper med dobbeltrolle. Disse funnene holder seg i all hovedsak uendret også når vi kontrollerer for antall konkurser og erfaring hos toppledelsen. Som ventet er høyere erfaring korrelert med lavere sannsynlighet for konkurs i selskapet, men har forholdsvis liten effekt sammenlignet med effekten av konkurshistorikk. Når det er kontrollert for erfaring og om det *er* konkurshistorikk i toppledelsen, virker ikke antallet konkurser til å være signifikant annet enn for styreleder i selskaper uten dobbeltrolle.

Videre har vi sett at hvilken rolle man har hatt i en konkurs er signifikant, og gjør primært to funn. Det første er at det er høyest odds for konkurs om daglig leder eller styreleder har konkurshistorikk i den samme rollen som de nå har i selskapet. Det andre er at signifikansen av konkurser i ulike roller er ulik mellom de to utvalgene avhengig av dobbeltrolle, og indikerer en underliggende forskjell i de to utvalgene av selskaper. For selskaper med dobbeltrolle finner vi at konkurs som daglig leder eller styreleder har vesentlig større effekt enn som styremedlem, i tråd med H1a. På utvalget uten dobbeltrolle finner vi derimot motstridende tendenser hvor daglig leders konkurshistorikk som styremedlem har større effekt enn daglig leders konkurshistorikk som daglig leder. Samlet vil vi mene at vi finner antydning til at hvilken rolle

topplederen har hatt i en tidligere konkurs er av betydning, men størrelse og retning på effektene er uklar og avhengig av dobbeltrolle.

Robusthetstesting indikerer at noen effekter kan være signifikant ulike mellom ulike selskaper. Vi finner at for selskaper med dobbeltrolle, så har daglig leders konkurshistorikk signifikant mindre effekt for *små* selskaper enn for store. Vi finner ikke signifikant forskjell i effekten av konkurshistorikk hos daglig leder i selskaper med og uten dobbeltrolle. I selskaper med dobbeltrolle finner vi en signifikant økt effekt av daglig leders konkurshistorikk for unge selskaper (under 3 år). Vi finner ikke signifikante forskjeller i effekten av konkurshistorikk i selskaper med 1 eier (i motsetning til flere eiere). Vi bemerker at vi i robusthetstesting her har fokusert på om det er signifikant forskjell i effekten av *konkursvariablene* mellom grupper. Derimot er det signifikante forskjeller i andre kontrollvariabler mellom grupper. I appendiks 8 fremgår det at det er signifikante forskjeller i flere av RF-kontrollvariablene og ES-kontrollvariablene mellom selskaper med og uten dobbeltrolle.

Til sist har vi benyttet informasjon om konkurshistorikk i toppledelsen for å forbedre Altmans (1968) Z-score og Ohlsons (1980) O-score og vist at det øker treffsikkerheten, enn dog marginalt.

Disse funnene har flere implikasjoner. Den første er opplagt nok at man burde inkludere tidligere konkurshistorikk hos toppledelsen i PD-modeller. Den andre er dog at man burde skille mellom ulike roller i tidligere konkurser. I realiteten vil det tenkes vanskelig å tallfeste en verdi til tidligere konkurshistorikk i en modell, og mer realistisk vil konkurshistorikk heller anses som et 'rødt flagg' som burde undersøkes nøyere for å deretter vurdere vektingen. Utover dette er det tydelig at det er forskjeller i selskaper med og uten dobbeltrolle som burde hensyntas. Den siste implikasjonen er at selv om denne oppgaven ikke søker å utforske andre variabler for PD-modellering enn de knyttet til konkurshistorikk hos toppledelsen, så indikerer både litteraturen og funnene at det er svært nyttig å hensynta ES-variabler i PD-modellering og kredittarbeid, og at disse har ulik effekt avhengig av dimensjoner som størrelse og alder på selskapet.

7.2 Konklusjon

Vi finner at norske SMB hvor daglig leder eller styreleder tidligere har vært involvert i konkurser, har signifikant større sannsynlighet for konkurs. Vi finner at det er vesentlig hvilken rolle vedkommende har hatt i en tidligere konkurs, men at det er ulik effekt for selskaper med og uten dobbeltrolle. Størst effekt finner vi på konkurshistorikk hos daglig leder når

vedkommende også er styreleder. Vi finner at etablerte modeller som Z-score (Altman, 1968) og O-score (Ohlson, 1980) kan forbedres ved å inkludere informasjon om tidligere konkurshistorikk hos daglig leder og toppleder. Forbedringen er statistisk signifikant, men det er derimot usikkert hvorvidt det fører til en materiell forbedring ettersom den målte effekten av forbedringen er veldig liten.

8. Begrensninger og videre forskning

Studien har flere begrensninger som gir grunnlag for videre forskning. Først er det viktig å adressere at studien finner korrelasjon, men at vi ikke kan vite hvilken vei kausaliteten går. Det kan være at heller enn at toppledelse med konkurshistorikk fører til at et selskap øker risikoen for konkurs, så er det en omvendt kausalitet hvor selskap som fra før har større sannsynlighet for konkurs ansetter toppledere med visse personlige egenskaper som konkurshistorikk. Blant annet fant Færevaa & Krosby (2016) at daglige ledere med konkurshistorikk var mer sannsynlig å bli ansatt i et selskap med dårligere kredittrating og finansielle nøkkeltall enn andre.

Et annet moment er at siden informasjonen vi benytter oss av om konkurshistorikk er offentlig tilgjengelig, kan det tenkes at dette i seg selv skaper utfordringer for selskapet. Det kan være at andre aktører som banker, leverandører og kunder reagerer negativt om selskapet ansetter en daglig leder med konkurshistorikk, og at det er dette som fører til at selskapet går konkurs, heller enn lederens handlinger.

Gjennom hele studien er det observert forskjeller mellom selskaper med og uten dobbeltrolle. Det er naturlig å tenke seg at det er fundamentale forskjeller mellom disse selskapene. I appendiks 8 ser vi eksempelvis at *tkr*, *ebitda_gjeld*, *dl_bytte*, *selsk_alder* og *ln_eiendeler* alle har signifikant ulik effekt for selskaper med og uten dobbeltrolle. Vi har forsøkt å robusthetsteste for flere forhold, men har i disse testene utelukkende fokusert på forskjeller i effekten for konkursvariablene. I ikke-rapporterte resultater var det derimot store, signifikante forskjeller i RF- og ES-variabler som antyder at det er forskjeller mellom blant annet unge/gamle og små/store selskaper. Videre fant vi ikke signifikant forskjell i effekt på konkurshistorikk mellom selskaper med og uten dobbeltrolle, men tror at dobbeltrolle kan være en indikator som er høyt korrelert med andre forhold som eierskapskonsentrasjon, toppledelsens eierandeler, maktfordeling og grad av eksterne styremedlemmer og «profesjonalisering» av selskapet. Disse forholdene er interessant å undersøke videre.

I utvidelse av dette fant vi også antydninger til at toppledelsens eierandeler og alder er signifikant korrelert med konkurssannsynlighet, men grunnet svakt datagrunnlag er vi usikre på funnene. Dette er interessant for videre studier å se på.

En viktig begrensning i studien er at vi definerer konkurshistorikk og involvering i konkurs som at personen var aktiv i et verv i det selskapet gikk konkurs. Derimot er det mye som tyder på at mange ledere forlater selskapet i forkant av en konkurs (Hambrick & D'Aveni, 1992). Det kunne dermed vært nyttig å utvide perioden for «involvering i konkurs» til flere år før konkursen inntreffer.

En annen begrensning er at vi ikke tar hensyn til konsernstrukturer i studien. I et konsern kan et morselskap diskresjonært velge å redde et datterselskap og det vil være interessant i videre studier å hensynta konsernstrukturer og vurdere morselskapets økonomiske status og evne til å redde datterselskaper.

En av de større begrensningene i studien er at datagrunnlaget vårt for tidligere konkurser kun går tilbake til 2006, med mangelfull data fra 2006 til 2009. I realiteten betyr dette at det finnes mange daglige ledere og styreledere som har konkurshistorikk fra 2005 og bakover som vi ikke har registrert.

Til videre studier vil det også være spennende å undersøke omstendigheter rundt de tidligere konkursene utover hvilken rolle personen hadde. Blant annet har Brønnøysundregistrene i nyere tid begynt å offentliggjøre hvor stor andel av kravet mot boet kreditorene har fått tilbakebetalt, som gir grunnlag for å gå over fra å kun modellere sannsynlighet for konkurs til å se på «tap gitt konkurs» (LGD), slik som blant annet Norges Banks SEBRA-modell gjør (Bernhardsen & Larsen, 2007). Utover dette har vi gjort en forholdsvis enkel logistisk regresjon som antar at hver observasjon (selskaps-år) er uavhengig. Det vil være interessant å se på hele livsløpet til et selskap ved bruk av mer avansert modellering som hazard-modeller eller maskinlæringsteknikker for å se om dette endrer funnene.

Det vil også være interessant å følge personene over tid for å vurdere hvorvidt personer som går konkurs faktisk får nye verv og stillinger. Det er mye stigma knyttet til konkurs i Norge og det kan være effekter som at kun dyktige daglige ledere får mulighet til nye stillinger, mens øvrige aldri får en ny topplederstilling igjen. På tilsvarende måte som Eckbo, Thorburn & Wang (2016) følger daglige ledere over tid etter konkurser, ville dette vært interessant å sett på i en PD-modelleringssammenheng.

Litteraturliste

- Abor, J., & Adjasi, C. K. (2007). Corporate governance and the small and medium enterprises sector: theory and implications. *Corporate Governance*, 7(2).
- Afrifa, G. A., & Venancio, T. (2015). Corporate governance and performance of UK listed small and medium enterprises. *Corporate Governance International Journal of Business in Society*, 15(5), 719-733.
- Agarwal, V., & Taffler, R. (2008). Comparing the performance of market-based and accounting-based bankruptcy prediction models. *Journal of Banking & Finance*, 32(8), 1541-1551.
- Alaka, H. A., Oyedele, L. O., Owolabi, H. A., Kumar, V., Ajayi, S. O., Akinade, O. O., & Bilal, M. (2018). Systematic review of bankruptcy prediction models: Towards a framework for tool selection. *Expert Systems with Applications*, 94, 164-184.
- Altman, E. I. (1968). Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy. *The Journal of Finance*, 23(4), 589-609.
- Altman, E. I. (1983). *Corporate Financial Distress: A Complete Guide to Predicting, Avoiding and Dealing with Bankruptcy*. New York: John Wiley & Sons.
- Altman, E. I., & Sabato, G. (2007). Modelling Credit Risk for SMEs: Evidence from the U.S. Market. *Abacus*, 43(3), 332-357.
- Altman, E. I., Haldeman, R. G., & Narayanan, P. (1977). ZETATM analysis A new model to identify bankruptcy risk of corporations. *Journal of Banking & Finance*, 1(1), 29-54.
- Altman, E. I., Haldeman, R. G., & Narayanan, P. (1977). ZETATM analysis A new model to identify bankruptcy risk of corporations. *Journal of Banking & Finance*, 1(1), 29-54.
- Altman, E. I., Iwanicz-Drozdzowska, M., Laitinen, E. K., & Suvas, A. (2017). Financial Distress Prediction in an International Context: A Review and Empirical Analysis of Altman's Z-Score. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 28(2), 131-171.
- Altman, E. I., Sabato, G., & Wilson, N. (2010). The Value of Non-Financial Information in SME Risk Management. *Journal of Credit Risk*, 6(2), 95-127.
- Appiah, K. O., Chizema, A., & Arthur, J. (2015). Predicting corporate failure: a systematic literature review of methodological issues. *International Journal of Law and Management*, 45, 461-485.
- Ayyagari, M., Beck, T., & Demirgüç-Kunt, A. (2007, February). Small and Medium Enterprises Across the Globe. *Small Business Economics*, 29, 415-434.
- Back, P. (2005). Explaining financial difficulties based on previous payment behavior, management background variables and financial ratios. *European Accounting Review*, 14(4), 839-868.
- Beaver, W. H. (1966). Financial Ratios as Predictors of Failure. *Journal of Accounting Research*, 4, 71-111.

- Beaver, W. H. (2005). Have Financial Statements Become Less Informative? Evidence from the Ability of Financial Ratios to Predict Bankruptcy. *Review of Accounting Studies*, 10(1), 93-122.
- Beaver, W. H., Correia, M., & McNichols, M. F. (2012). Do differences in financial reporting attributes impair the predictive ability of financial ratios for bankruptcy? *Review of Accounting Studies*, 17, 969-1010.
- Beck, T., & Demirgüç-Kunt. (2006). Small and medium-size enterprises: Access to finance as a growth constraint. *Journal of Banking & Finance*, 30(11), 2931-2943.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2008). Financing patterns around the world: Are small firms different? *Journal of Financial Economics*, 89(3), 467-487.
- Bellovary, J. L., Giacominio, D. E., & Akers, M. D. (2007). A Review of Bankruptcy Prediction Studies: 1930 to present. *Journal of Financial Education*, 33, 1-42.
- Ben-David, I., G. J., & Harvey, C. R. (2007). Managerial overconfidence and corporate policies. (No. w13711) *National Bureau of Economic Research*.
- Bentzen, J., & Madsen, E. S. (2012). Do firms' growth rates depend on firm size? *Small Business Economics*, 39(4), 937-947.
- Berner, E., Mjøs, A., & Olving, M. (2016). *Regnskapsboka - SNF Arbeidsnotat nr. 10/16*. Norge: Samfunns- og næringslivsforskning AS (SNF).
- Bernhardsen, E., & Larsen, K. (2007). Modelling av kredittrisiko i foretakssektoren - videreutvikling av SEBRA-modellen. *Norges Bank*.
- Brunninge, O., Nordqvist, M., & Wiklund, J. (2007). Corporate Governance and Strategic Change in SMEs: The Effects of Ownership, Board Composition and Top Management Teams. *Small Business Economics*, 29, 295-308.
- Cain, M. D., & McKeon, S. B. (2016). EO personal risk-taking and corporate policies. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51(1), 139-164.
- Chaganti, S. R., Mahajan, V., & Sharma, S. (1985). Corporate board size, composition and corporate failures in retailing industry. *Journal of Management Studies*, 22(4), 400-417.
- Chava, S., & Jarrow, R. A. (2004). Bankruptcy Prediction with Industry Effects. *Review of Finance*, 8(4), 537-569.
- Ciampi, F. (2015). Corporate governance characteristics and default prediction modeling for small enterprises. An empirical analysis of Italian firms. *Journal of Business Research*, 68(5), 1012-1025.
- Ciampi, F., & Gordini, N. (2008). Using Economic-Financial Ratios for Small Enterprise Default Prediction Modeling: An Empirical Analysis. *Oxford Business & Economics Conference Proceedings*.
- Ciampi, F., & Gordini, N. (2009). Default Prediction Modeling for Small Enterprises: Evidence from Small Manufacturing Firms in Northern and Central Italy. *Oxford Journal*, 8(1), 13-29.

- Ciampi, F., Vallini, C., Gordini, N., & Benvenuti, M. (2008). Can Credit Scoring Models Effectively Predict Small Enterprise Default? Statistical Evidence from Italian Firms. *Proceedings of the 8th Global Conference on Business & Economics* (ss. 1-23). Florence, Italy: Association for Business & Economics Research (ABER).
- CSIMarket. (2020). *Asset Turnover Ratio Screening*. Hentet desember 15, 2020 fra CSIMarket: <https://csimarket.com/screening/index.php?s=at>
- Daily, C. M., & Dalton, D. R. (1994a). Bankruptcy and corporate governance: The impact of board composition and structure. *The Academy of Management Journal*, 37(6), 1603-1617.
- Daily, C. M., & Dalton, D. R. (1994b). Corporate Governance and the Bankrupt Firm: An Empirical Assessment. *Strategic Management Journal*, 15(8), 643-654.
- Dietsch, M., & Petey, J. (2004). Should SME exposures be treated as retail of corporate exposures? A comparative analysis of default probabilities and asset correlations in French and German SMEs. *Journal of Banking & Finance*, 28(4), 773-778.
- Dimitras, A. I., Zanakis, S. H., & Zopounidis, C. (1996). A survey of business failures with an emphasis on prediction methods and industrial applications. *European Journal of Operational Research*, 90(3), 487-513.
- Dowell, G. W., Shackell, M. B., & Stuart, N. V. (2011). Boards, CEOs, and surviving a financial crisis: Evidence from the internet shakeout. *Strategic Management Journal*, 32(10), 1025-1045.
- Duffie, D., & Lando, D. (2001). Term Structures of Credit Spreads with Incomplete Accounting Information. *The Econometric Society*, 69(3), 633-644.
- Dyreng, S. D., Hanlon, M., & Maydew, E. L. (2010). The effects of executives on corporate tax avoidance. *The Accounting Review*, 85(4), 1163-1189.
- Eckbo, E. B., Thorburn, K. S., & Wang, W. (2016). How costly is corporate bankruptcy for the CEO? *Journal of Financial Economics*, 121(1), 210-229.
- Edmister, R. O. (1972). An Empirical Test of Financial Ratio Analysis for Small Business Failure Prediction. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 7(2), 1477-1493.
- Elloumi, F., & Gueyié, J.-P. (2001). Financial distress and corporate governance: an empirical analysis. *Corporate Governance*, 1(1), 15-23.
- Fidrmuc, J., & Hainz, C. (2010). Default rates in the loan market for SMEs: Evidence from Slovakia. *Economic Systems*, 34(2), 133-147.
- Fisch, E. M., & Slezak, S. L. (2008). Can corporate governance save distressed firms from bankruptcy? An empirical analysis. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 30, 225-251.
- Fitzpatrick, P. I. (1932). A comparison of the ratios of the successful industrial enterprises with those of failed companies. *The Certified Public Accountant*, (oktober, november og desember) 598-605, 656-662 og 727-731 .

- Færevaag, J., & Krosby, L. (2016). *Learning by Failing, or Failing to Learn?* Norwegian School of Economics, Bergen. Hentet fra <https://openaccess.nhh.no/nhh-xmlui/bitstream/handle/11250/2432681/masterthesis.PDF?sequence=1&isAllowed=y>
- Gils, A. V. (2005). Management and Governance in Dutch SMEs. *European Management Journal*, 23, 583-589.
- Gissel, J. L., Giacomino, D., & Akers, M. D. (2007). A Review og Bankruptcy Prediction Studies: 1930 - Present. *Journal of Financial Education*, 33, 1-42.
- Gupta, J., Gregoriou, A., & Healy, J. (2014). Forecasting bankruptcy for SMEs using hazard function: To what extent does size matter? *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 45, 845-869.
- Hackbarth, D. (2008). Managerial traits and capital structure decisions. *Journal of financial and quantitative analysis*, 43(4), 843-881.
- Hambrick, D. C., & D'Aveni, R. A. (1992). Top Team Deterioration as Part of the Downward Spiral of Large Corporate Bankruptcies. *Management Science*, 38(10), 1371-1523.
- Hillegeist, S. A., Keating, E. K., Cram, D. P., & Lundstedt, K. G. (2004). Assessing the Probability of Bankruptcy. *Review of Accounting Studies*, 9, 5-34.
- Hyndman, R. J., & Athanasopoulos, G. (2018). *Forecasting: Principles and Practice*. Melbourne, Australia. Hentet fra [OTexts.com/fpp2](https://otexts.com/fpp2)
- Kallunki, J.-H., & Pyykkö, E. (2012). Do defaulting CEOs and directors increase the likelihood of financial distress of the firm? *Review of Accounting Studies*, 18, 228-260. Hentet fra <https://link.springer.com/article/10.1007/s11142-012-9203-x>
- Keasey, K., & Watson, R. (1987). Non-financial symptoms and the prediction of small company failure: a test of Argenti's hypotheses. *Journal of Business Finance & Accounting*, 335-354.
- Kirkos, E. (2015). Assessing methodologies for intelligent bankruptcy prediction. *Artificial Intelligence Review*, 43, 83-123.
- Kolari, J. W., Ou, C. C., & Shin, G. H. (2006). Assessing the Profitability and Riskiness of Small Business Lenders in the Banking Industry. *Journal of Entrepreneurial Finance*, 11(2), 1-26.
- Kotey, B., & Slade, P. (2005). Formal Human Resource Management Practices in Small Growing Firms. *Journal of Small Business Management*, 43. Hentet fra <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1540-627X.2004.00123.x>
- Laitinen, E. (1999). Predicting a corporate credit analyst's risk estimate by logistic and linear models. *International Review of Financial Analysis*, 8(2), 97-121.
- Laitinen, E. (1999). Predicting a corporate credit analyst's risk estimate by logistic and linear models. *International Review of Financial Analysis*, 8(2), 97-121. Hentet fra <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S1057521999000125>

- Liang, D., Lu, C.-C., Tsai, C.-F., & Shih, G.-A. (2016). Financial ratios and corporate governance indicators in bankruptcy prediction: A comprehensive study. *European Journal of Operational Research*, 252(2), 561-572.
- Mansi, S. A., Maxwell, W. F., & Zhang, A. (2012). Bankruptcy Prediction Models and the Cost of Debt. *The Journal of Fixed Income*, 21(4), 25-42.
- NOU. (2018: 5). *Kapital i omstillingens tid – næringslivets tilgang til kapital*. Nærings- og fiskeridepartementet. Hentet fra <https://nettsteder.regjeringen.no/kapitaltilgangsutvalget/>
- NyAnalyse. (2018). *Norske bedrifters verdibidrag*. Hentet fra <https://www.nyanalyse.no/publikasjoner/norske-bedrifters-verdibidrag>
- Ohlson, J. A. (1980). Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, 18(1), 109-131.
- Parker, S., Peters, G. F., & Turetsky, H. F. (2002). Corporate governance and corporate failure: a survival analysis. *Corporate Governance*, 2(2), 4-12.
- Peel, M., Peel, D., & Pope, P. (1986). Predicting corporate failure - Some results for the UK corporate sector. *Omega*, 14(1), 5-12.
- Pelja, I. (2020). A Review of the Definitions and Predictors Used in Distress Prediction. Upublisert manuskript. Norges Handelshøyskole (NHH). Hentet fra https://www.researchgate.net/publication/342381032_A_Review_of_the_Definitions_and_Predictors_Used_in_Distress_Prediction
- Pelja, I., & Wahlstrøm, R. R. (2021). Har bedriftens størrelse betydning ved predikering av konkurs? *Manuskript under arbeid, Norges Handelshøyskole (NHH) og NTNU Handelshøyskolen, Norges Teknisk-Naturvitenskaplige Universitet (NTNU)*.
- Platt, H., & Platt, M. (2012). Corporate board attributes and bankruptcy. *Journal of Business Research*, 65(8), 1139-1143.
- Pompe, P. P., & Bilderbeek, J. (2005). The prediction of bankruptcy of small- and medium-sized industrial firms. *Journal of Business Venturing*, 20(6), 847-868.
- Ravi, P., & Kumar, V. (2007). Bankruptcy prediction in banks and firma via statistical and intelligent techniques - A review. *European Journal of Operational Research*, 1(1), 1-28.
- ReadyRatios. (2020). *Asset turnover - breakdown by industry*. Hentet desember 15, 2020 fra ReadyRatios: <https://www.readyratios.com/sec/ratio/asset-turnover/>
- Regnskapsloven. (1998). Lov om årsregnskap m.v. LOV-1998-07-17-56. Hentet fra <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/1998-07-17-56>
- Roll, R. (1986). The hubris hypothesis of corporate takeovers. *Journal of business*, 59(2), 197-216.
- Rosendale, W. M. (1908). Credit Department Methods. *Banker's Magazine*, Februar, 187.

- Shefrin, H. (2001). Behavioral corporate finance. *Journal of applied corporate finance*, 14(3), 113-126.
- Shumway, T. (2001). Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model. *The Journal of Business*, 74(1), 101-124.
- Thorburn, K. (2000). Bankruptcy auctions: costs, debt recovery, and firm survival. *Journal of Financial Economics*, 58(3), 337-368.
- Vuong, Q. H. (1989). Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypotheses. *Econometrica*, 57, 307-333. Hentet fra <https://www.jstor.org/stable/1912557>
- Wilson, P. (2014). The misuse of the Vuong test for non-nested models to test for zero-inflation. *Economics Letters* 127. Hentet fra https://www.researchgate.net/publication/270913871_The_misuse_of_the_Vuong_test_for_non-nested_models_to_test_for_zero-inflation
- Wilson, R. L., & Sharda, R. (1994). Bankruptcy prediction using neural networks. *Decision Support Systems*, 11(5), 545-557.
- Xu, M., & Zhang, C. (2009). Bankruptcy prediction: The case of Japanese listed companies. *Review of Accounting Studies*, 534-558.
- Zmijewski, M. E. (1984). Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models. *Journal of Accounting Research*, 22, 59-82.
- Zuckerman, M. (1984). *Behavioral expressions and biosocial bases of sensation seeking*. Cambridge University Press.

Appendiks

Appendiks 1 – Oversikt over bransjer og NACE-koder

Bransje	NACE-koder
Jordbruk, skogbruk og fiske	0 - 4999
Bergverksdrift og utvinning	5000 - 9999
Industri	10000 – 34999, 58100 - 58199
Infrastruktur (fjernet)	35000 - 39999
Bygge- og anleggsvirksomhet	41000 - 44999
Agentur- og engroshandel	45111 – 45499, 46000 – 46999
Varehandel	47000 – 47999, 56000 - 56999
Transport	49000 - 53999
Tjenester	55000 – 56999, 58199 – 59999, 62000 – 63999, 69000 – 75999, 77000 – 82999, 84000 - 96999
Kommunikasjon	60000 - 61999
Finansielle tjenester og forsikring (fjernet)	64000 - 66999
Eiendom (fjernet)	68000 - 68999

Appendiks 2 – Forklaring på konkursvariabler

Variabelnavn	Dobbeltrolle	Forklaring og konstruksjon
<i>dl_og_sl_konkurs</i>	Ja	1 om daglig leder har vært involvert i en konkurs tidligere, 0 om ikke.
<i>dl_konkurs</i>	Nei	1 om daglig leder har vært involvert i en konkurs tidligere, 0 om ikke.
<i>sl_konkurs</i>	Nei	1 om styreleder har vært involvert i en konkurs tidligere, 0 om ikke.
<i>dl_og_sl_konkurs_antall</i>	Ja	Antall konkurser daglig leder har vært involvert i tidligere.
<i>dl_konkurs_antall</i>	Nei	Antall konkurser daglig leder har vært involvert i tidligere.
<i>sl_konkurs_antall</i>	Nei	Antall konkurser styreleder har vært involvert i tidligere.

Forklaring på konkursvariabler. Dobbeltrolle angir om variabelen gjelder for selskaper med dobbeltrolle eller for selskaper uten dobbeltrolle. «Involvert» i konkurs betyr at personen hadde rolle som daglig leder, styreleder eller styremedlem når selskapet gikk konkurs.

Appendiks 3 - Forklaring på finansielle kontrollvariabler og bakgrunnsvariabler

Forklaring på finansielle kontrollvariabler og bakgrunnsvariabler

Variabelnavn	Forklaring	Konstruksjon
<i>arbkap_eiendeler</i>	Arbeidskapital til eiendeler	$\frac{(Omløpsmidler - Kortsiktig gjeld)}{Totale eiendeler}$
<i>opp_ek_eiendeler</i>	Opptjent egenkapital til eiendeler	$\frac{Opptjent egenkapital}{Totale eiendeler}$
<i>ek_grad</i>	Egenkapitalgrad	$\frac{Egenkapital}{Total gjeld}$
<i>oml_has_kap</i>	Omløpshastighet kapital	$\frac{Inntekter}{Totale eiendeler}$
<i>tkr</i>	Avkastning på totalkapital / Totalkapitalrentabilitet	$\frac{Driftsresultat}{Totale eiendeler}$
<i>ebitda_gjeld</i>	EBITDA over gjeld	$\frac{EBITDA}{Total gjeld}$
<i>ebitda_marg</i>	EBITDA-margin	$\frac{EBITDA}{Inntekter}$
<i>fin_gjelds_grad</i>	Finansiell gjeldsgrad	$\frac{Langsiktig gjeld + skyldig utbytte + annen kortsiktig gjeld}{Egenkapital}$
<i>rente_kost</i>	Rentekostnad	$\frac{Rentekostnad}{Gjeld til finansinstitusjoner + annen kortsiktig gjeld}$
<i>lev_bet</i>	Leverandørbetingelser	$\frac{Leverandørgjeld - kundefordringer}{Leverandørgjeld + kundefordringer}$
<i>kort_gj_oml</i>	Kortsiktig gjeld til omløpsmidler	$\frac{Kortsiktig gjeld}{Omløpsmidler}$
<i>årsres_eiendeler</i>	Årsresultat til totale eiendeler	$\frac{Årsresultat}{Omløpsmidler}$
<i>gj_mer_enn_eiendeler</i>	Om gjelden er større enn totale eiendeler	1 hvis gjeld er større enn totale eiendeler, 0 ellers

Variabelnavn	Forklaring	Konstruksjon
<i>gj_andel*</i>	Gjeld til totale eiendeler	$\frac{Gjeld}{Totale\ eiendeler}$
<i>neg_årsres</i>	Om selskapet har negativt årsresultat	1 hvis 2-årig kumulativt årsresultat er negativt, 0 ellers
<i>endring_årsres</i>	Skalert endring i årsresultat	$\frac{\text{Årsresultat}_t - \text{Årsresultat}_{t-1}}{ \text{Årsresultat}_t + \text{Årsresultat}_{t-1} }$
Deskriptive variabler		
<i>ln_eiendeler</i>	Selskapets størrelse målt i eiendeler, naturlig logaritme	$\ln(\text{totale eiendeler})$
<i>selsk_alder</i>	Selskapets alder	$\text{regnskapsår} - \text{stiftelsesår} + 1$

Oversikt over finansielle kontrollvariabler og bakgrunnsvariabler. EBITDA er Driftsresultat pluss avskrivninger og nedskrivninger. Inkluderer også variabler benyttet i modellene til Altman (1968) og Ohlson (1980).
 **gj_andel* er ikke beholdt videre da den ble fjernet i en prosess med VIF-seleksjon..

Appendiks 4 - Forklaring på ES-kontrollvariabler

Variabelnavn	Forklaring	Konstruksjon
<i>st_medl</i>	Størrelse på styret	Antall medlemmer i styret, inklusive styreleder.
<i>dl_bytte</i>	Om det er byttet daglig leder siste 2 år	1 om daglig leder har vært byttet i regnskapsåret eller året før, 0 om ikke.
<i>sl_bytte</i>	Om det er byttet styreleder siste 2 år	1 om styreleder har vært byttet i regnskapsåret eller året før. 0 hvis styreleder ikke har vært byttet eller ved dobbeltrolle.
<i>aksj_hhi</i>	Herfindahl-Hirschman Index (HHI) for aksjeeierskap	$HHI = s_1^2 + s_2^2 + s_3^2 + \dots + s_n^2$ Hvor s_n er andelen av selskapet en aksjonær eier, angitt i desimaltall.
<i>dl_og_sl_total_erfaring</i>	Antall stillinger leder har hatt i selskaper med dobbeltrolle	For selskaper med dobbeltrolle: Antall stillinger som daglig leder, styreleder eller verv som styremedlem i andre selskaper (unike) for lederen
<i>dl_total_erfaring</i>	Antall stillinger daglig leder har hatt	For selskaper uten dobbeltrolle: Antall stillinger som daglig leder, styreleder eller verv som styremedlem i andre selskaper (unike) for daglig leder
<i>sl_total_erfaring</i>	Antall stillinger styreleder har hatt	For selskaper uten dobbeltrolle: Antall stillinger som daglig leder, styreleder eller verv som styremedlem i andre selskaper (unike) for styreleder

Forklaring på kontrollvariabler for eierskapsstyring og selskapsledelse ("ES-kontrollvariabler").

Appendiks 5 – Deskriptiv statistikk finansielle kontrollvariabler før

begrensning

Deskriptiv statistikk av finansielle kontrollvariabler, uten å begrense verdiene til .2 og .98 persentil.

Gruppe	n	snitt	sd	median	min	max	Welch's t-test snitt	Wilcox test median
arbkap_eiendeler								
Ikke-konkurs	721545	-388.86	131979.62	0.2	-69922000	251000	==	==
Konkurs	8781	-684.69	56947.41	-0.13	-5313000	14.17		
Total	730326	-392.42	131332.32	0.2	-69922000	251000		
opp_ek_eiendeler								
Ikke-konkurs	721545	-861.94	202970.03	0.16	-119922000	1100000	==	==
Konkurs	8781	-1080.97	88046.18	-0.22	-8213000	12.83		
Total	730326	-864.57	201976.99	0.15	-119922000	1100000		
ek_grad								
Ikke-konkurs	721545	3115	290187.15	0.42	-8801.2	152740000	==	==
Konkurs	8781	1889.74	163422.18	-0.06	-433.67	15278000		
Total	730326	3100.27	288993.41	0.42	-8801.2	152740000		
oml_has_kap								
Ikke-konkurs	721545	282.88	38849.76	1.86	-3606000	14486000	==	==
Konkurs	8781	1082.54	88738.45	2.8	-2491	8280000		
Total	730326	292.5	39822.51	1.87	-3606000	14486000		
tkr								
Ikke-konkurs	721545	1.13	12692.1	0.08	-4828000	5648000	==	==
Konkurs	8781	66.95	7930.19	-0.11	-241000	539000		
Total	730326	1.92	12645.5	0.08	-4828000	5648000		
ebitda_gjeld								
Ikke-konkurs	721545	207.98	43248.1	0.18	-5838000	20027000	==	==
Konkurs	8781	175.06	13910.52	-0.05	-101000	1222000		
Total	730326	207.58	43014.37	0.18	-5838000	20027000		
ebitda_marg								
Ikke-konkurs	721545	-0.36	33.71	0.07	-15177	898	==	==
Konkurs	8781	-0.24	6.6	-0.02	-259.22	454		
Total	730326	-0.36	33.52	0.07	-15177	898		
fin_gjelds_grad								
Ikke-konkurs	721545	476.5	68882.03	0.67	-116500.5	36204000	**	**
Konkurs	8781	119.17	7908.49	-0.43	-2009.12	701000		
Total	730326	472.21	68472.18	0.67	-116500.5	36204000		
rente_kost								
Ikke-konkurs	721545	1370.33	93629.18	0.01	-1918000	37757000	***	***
Konkurs	8781	177.33	5546.22	0.05	-27.5	410000		
Total	730326	1355.98	93066.68	0.01	-1918000	37757000		
lev_bet								
Ikke-konkurs	721545	-0.63	723.8	-0.19	-202000	514000	==	==
Konkurs	8781	0.01	196.79	0.27	-14000	12000		

Gruppe	n	snitt	sd	median	min	max	Welch's t-test snitt	Wilcox test median
Total	730326	-0.62	719.75	-0.19	-202000	514000		
ln_eiendeler							***	***
Ikke-konkurs	721545	14.95	1.6	14.83	0	24.26		
Konkurs	8781	14.38	1.36	14.21	0	21.06		
Total	730326	14.95	1.6	14.82	0	24.26		
selsk_alder							***	***
Ikke-konkurs	721545	12.68	11.53	9	1	166		
Konkurs	8781	7.94	8.57	5	1	125		
Total	730326	12.62	11.51	9	1	166		

Tabellen viser deskriptiv statistikk for finansielle kontrollvariabler og andre bakgrunnsvariabler, hvor det ikke er gjort begrensninger på verdi (winsorizing). Alle variabler er forklart i Tabell 6. Det er utført Welch's t-test (Wilcoxon signed rank sum test) for forskjellen i snitt (median) mellom ikke-konkurs og konkurselskaper. Signif. koder; *** 0.001, ** 0.01, * 0.05, == ikke signif. på 0.05

Appendiks 6 – Forklaring på variabler for konkurs og erfaring etter rolle

Forklaring på detaljerte konkursvariabler og erfaringsvariabler for toppledelsen på rollenivå

Variabelnavn	Dobbeltrolle	Forklaring og konstruksjon
<i>dl_og_sl_konkurs_som_dl</i>	Ja	1 om daglig leder har vært involvert i en konkurs i en stilling som daglig leder tidligere, 0 om ikke.
<i>dl_og_sl_konkurs_som_sl</i>	Ja	1 om daglig leder har vært involvert i en konkurs i en stilling som styreleder, 0 om ikke.
<i>dl_og_sl_konkurs_som_sm</i>	Ja	1 om daglig leder har vært involvert i en konkurs i en stilling som styremedlem, 0 om ikke.
<i>dl_konkurs_som_dl</i>	Nei	1 om daglig leder har vært involvert i en konkurs i en stilling som daglig leder tidligere, 0 om ikke.
<i>dl_konkurs_som_sl</i>	Nei	1 om daglig leder har vært involvert i en konkurs i en stilling som styreleder tidligere, 0 om ikke.
<i>dl_konkurs_som_sm</i>	Nei	1 om daglig leder har vært involvert i en konkurs i en stilling som styremedlem tidligere, 0 om ikke.
<i>sl_konkurs_som_dl</i>	Nei	1 om styreleder ikke er daglig leder og har vært involvert i en konkurs i en stilling som daglig leder tidligere, 0 om ikke.
<i>sl_konkurs_som_sl</i>	Nei	1 om styreleder ikke er daglig leder og har vært involvert i en konkurs i en stilling som styreleder tidligere, 0 om ikke.
<i>sl_konkurs_som_sm</i>	Nei	1 om styreleder ikke er daglig leder og har vært involvert i en konkurs i en stilling som styremedlem tidligere, 0 om ikke.
<i>dl_og_sl_dl_erfaring</i>	Ja	Antall stillinger daglig leder har hatt tidligere som styreleder
<i>dl_og_sl_sl_erfaring</i>	Ja	Antall stillinger daglig leder har hatt tidligere som styremedlem.
<i>dl_og_sl_sm_erfaring</i>	Ja	Antall stillinger daglig leder har hatt tidligere som daglig leder.
<i>dl_dl_erfaring</i>	Nei	Antall stillinger daglig leder har hatt tidligere som daglig leder.
<i>dl_sl_erfaring</i>	Nei	Antall stillinger daglig leder har hatt tidligere som styreleder.
<i>dl_sm_erfaring</i>	Nei	Antall stillinger daglig leder har hatt tidligere som styremedlem.
<i>sl_dl_erfaring</i>	Nei	Antall stillinger styreleder har hatt tidligere som styreleder dersom styreleder ikke er daglig leder. 0 ved dobbeltrolle.
<i>sl_sl_erfaring</i>	Nei	Antall stillinger styreleder har hatt tidligere som styreleder dersom styreleder ikke er daglig leder. 0 ved dobbeltrolle.
<i>sl_sm_erfaring</i>	Nei	Antall stillinger styreleder har hatt tidligere som styremedlem dersom styreleder ikke er daglig leder. 0 ved dobbeltrolle.

Forklaring på detaljert nivå av konkursvariabler og erfaringsvariabler for toppledelsen. Dobbeltrolle angir om det gjelder for selskaper hvor daglig leder også er styreleder (dobbeltrolle).

Appendiks 7 –*dif-in-dif* leders konkurshistorikk, uten dobbeltrolle

Regresjon med basismodell over indikatorvariabel for daglig leders konkurshistorikk, panel uten dobbeltrolle

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	Basismodell
dl_konkurs	0.646 (1.983)
sl_konkurs	0.773*** (0.115)
sl_konkurs*dl_konkurs	-0.217 (0.311)
ES kontrollvariabler	Ja
ES kontrollvariabler*dl_konkurs	Ja
RF kontrollvariabler	Ja
RF kontrollvariabler*dl_konkurs	Ja
FE bransje	Ja
FE bransje*dl_konkurs	Ja
FE år	Ja
FE år*dl_konkurs	Ja
Konstant	-4.053*** (0.208)
Pseudo R2	0.169
Observasjoner	338,388

*Regresjon med indikator for daglig leders konkurshistorikk. Basismodell som tidligere beskrevet. Interkasjonsleddet $sl_konkurs*dl_konkurs$ kan tolkes som forskjellen i koeffisient mellom selskaper hvor daglig leder har (eller ikke har) gått konkurs. Tall i parentes er standardavvik. Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Det er kontrollert for alle finansielle kontrollvariabler (RF) og ES-kontrollvariabler som beskrevet i basismodell. Det er kontrollert for bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$*

Appendiks 8 – *dif-in-dif* for dobbeltrolle, fullt datasett

Regresjon med basismodell over indikatorvariabel for dobbeltrolle, fullt datasett

	Basismodell
dl_konkurs_ind2	1.088*** (0.130)
dl_bytte	0.532*** (0.038)
aksj_hhi	-0.430*** (0.061)
sm_antall	-0.088*** (0.014)
arbkap_eiendeler	-0.524*** (0.051)
opp_ek_eiendeler	0.043 (0.036)
ek_grad	-0.879*** (0.054)
oml_has_kap	0.043*** (0.009)
tkr	-0.534*** (0.109)
ebitda_gjeld	-1.054*** (0.101)
ebitda_marg	0.251*** (0.053)
fin_gjelds_grad	-0.023*** (0.003)
rente_kost	-0.132*** (0.020)
lev_bet	0.227*** (0.031)
selsk_alder	-0.028*** (0.002)
ln_eiendeler	0.026** (0.013)
D(dobbeltrolle)	-1.351*** (0.294)
dl_konkurs_ind2*D(dobbeltrolle)	-0.057 (0.164)
dl_bytte*D(dobbeltrolle)	0.119** (0.059)

aksj_hhi*D(dobbeltrolle)	0.186** (0.091)
sm_antall*D(dobbeltrolle)	0.023 (0.024)
arbkap_eiendeler*D(dobbeltrolle)	-0.061 (0.069)
opp_ek_eiendeler*D(dobbeltrolle)	0.056 (0.051)
ek_grad*D(dobbeltrolle)	-0.029 (0.073)
oml_has_kap*D(dobbeltrolle)	-0.001 (0.011)
tkr*D(dobbeltrolle)	-0.545*** (0.142)
ebitda_gjeld*D(dobbeltrolle)	0.927*** (0.129)
ebitda_marg*D(dobbeltrolle)	-0.074 (0.073)
fin_gjelds_grad*D(dobbeltrolle)	0.001 (0.004)
rente_kost*D(dobbeltrolle)	0.027 (0.026)
lev_bet*D(dobbeltrolle)	-0.061 (0.040)
selsk_alder*D(dobbeltrolle)	-0.025*** (0.003)
ln_eiendeler*D(dobbeltrolle)	0.091** (0.018)
FE bransje	Ja
FE bransje *D(dobbeltrolle)	Ja
FE år	Ja
FE år * D(dobbeltrolle)	Ja
Konstant	-4.198*** (0.206)
Pseudo R2	0.169
Observasjoner	730,326

Regresjon over indikator for dobbeltrolle over hele datasettet. Basismodell som tidligere beskrevet. Konkursvariablene fra basismodell er erstattet med dl_konkurs2, som er en indikator som er 1 om daglig leder har gått konkurs tidligere, 0 om ikke. Denne variabelen er uavhengig av dobbeltrolle. Interkasjonsleddet dl_konkurs2*dobbeltrolle kan tolkes som forskjellen i koeffisient mellom selskaper med og uten dobbeltrolle. Tall i parentes er standardavvik. Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Det er kontrollert for alle finansielle kontrollvariabler (RF) og ES-kontrollvariabler som beskrevet i basismodell. Det er kontrollert for bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds. *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Appendiks 9 - *dif-in-dif* detaljerte konkurransvariabler over dobbeltrolle

Regresjon over dobbeltrolle for modell med detaljert konkurans- og erfaring, på hele datasettet

<i>Avhengig variabel = konkurans</i>	(1)
dl_konkurans_som_dl	0.955*** (0.247)
dl_konkurans_som_sl	0.197 (0.326)
dl_konkurans_som_sm	0.969*** (0.258)
dl_dl_erfaring	-0.044*** (0.012)
dl_sl_erfaring	0.019* (0.010)
dl_sm_erfaring	-0.058*** (0.012)
D(dobbelrolle)	-1.708*** (0.306)
dl_konkurans_som_dl*D(dobbelrolle)	0.014 (0.308)
dl_konkurans_som_sl *D(dobbelrolle)	0.659* (0.371)
dl_konkurans_som_sm*D(dobbelrolle)	-0.385 (0.379)
dl_dl_erfaring*D(dobbelrolle)	0.056*** (0.019)
dl_sl_erfaring*D(dobbelrolle)	-0.081*** (0.015)
dl_sm_erfaring*D(dobbelrolle)	-0.004 (0.019)
ES kontrollvariabler	Ja
ES kontrollvariabler*D(dobbelrolle)	Ja
RF kontrollvariabler	Ja
RF kontrollvariabler*D(dobbelrolle)	Ja
FE bransje	Ja
FE bransje*D(dobbelrolle)	Ja
FE år	Ja
FE år*D(dobbelrolle)	Ja
Konstant	-4.492*** (0.211)
Pseudo R2	0.166
Observasjoner	730,326

*Regresjon over indikator for dobbeltrolle. Modellen er basismodell som tidligere beskrevet, hvor konkuransvariablene er byttet med konkuransvariabler for ulike roller, og tillagt erfaringsvariabler for ulike roller. Modellen er estimert på hele datasettet. Interaksjonsleddet variabel*dobbelrolle kan tolkes som forskjellen i koeffisient for variabelen mellom de to gruppene (med og uten dobbeltrolle). Tall i parentes er standardavvik. Alle variabler er som forklart i Tabell 6 og Appendiks 6. Det er kontrollert for alle finansielle kontrollvariabler (RF) og ES-kontrollvariabler som beskrevet i basismodell. Det er kontrollert for bransje og år i alle modeller. Koeffisienter er rapportert i log odds. * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$*

Appendiks 10 – O-Score og Z-score på ubalansert datasett, dobbeltrolle

Konkurshistorikk på O-score og Z-score på panel med dobbeltrolle på ubalansert datasett

<i>Avhengig variabel = konkurs</i>	Modell Z	Modell Z_konk	Modell O	Modell O_konk
dl_og_sl_konkurs		0.942*** (0.167)		0.852*** (0.167)
arbkap_eiendeler	-0.785*** (0.071)	-0.782*** (0.071)	-1.077*** (0.085)	-1.079*** (0.085)
opp_ek_eiendeler	0.383*** (0.047)	0.384*** (0.047)		
tkr	-1.356*** (0.077)	-1.350*** (0.077)		
ek_grad	-1.067*** (0.071)	-1.062*** (0.071)		
oml_has_kap	0.088*** (0.010)	0.089*** (0.010)		
gj_andel			0.138** (0.069)	0.136** (0.069)
ln_eiendeler			0.095*** (0.019)	0.091*** (0.019)
kort_gj_oml			-0.162*** (0.021)	-0.164*** (0.021)
ebitda_gjeld			-0.330*** (0.083)	-0.331*** (0.083)
årsres_eiendeler			-0.262** (0.116)	-0.253** (0.116)
neg_årsreg			0.639*** (0.066)	0.637*** (0.066)
gj_mer_enn_eiendeler			1.028*** (0.077)	1.025*** (0.077)
endring_årsres			-0.180*** (0.039)	-0.180*** (0.039)
Konstant	-4.205*** (0.042)	-4.221*** (0.042)	-6.313*** (0.302)	-6.265*** (0.302)
Pseudo R2	0.13	0.131	0.134	0.135
Observasjoner	164,917	164,917	164,917	164,917
Observasjoner ikke-konkurs	162,918	162,918	162,918	162,918
Observasjoner konkurs	1,999	1,999	1,999	1,999
Log Likelihood	-9,405.846	-9,393.139	-9,354.929	-9,344.347

Vuong-test (Modell Z vs Modell Z_konk): Test-statistikk: -2,2 p < 0.05

Vuong-test (Modell O vs Modell O_konk): Test-statistikk: -2,03 p < 0.05

*Konkurshistorikk på O-score og Z-score på panel med dobbeltrolle, trent på ubalansert datasett. Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Koeffisienter er rapportert i log odds. *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01*

Appendiks 11 - O-Score og Z-score på ubalansert datasett u/dobbeltrolle

Konkurshistorikk på O-score og Z-score på panel uten dobbeltrolle på ubalansert datasett				
	Modell Z	Modell Z_konk	Modell O	Modell O_konk
dl_konkurs		0.913*** (0.201)		0.957*** (0.202)
sl_konkurs		0.850*** (0.161)		0.790*** (0.161)
arbkap_eiendeler	-0.499*** (0.077)	-0.497*** (0.077)	-0.785*** (0.095)	-0.785*** (0.095)
opp_ek_eiendeler	0.214*** (0.051)	0.218*** (0.051)		
tkr	-1.522*** (0.094)	-1.515*** (0.094)		
ek_grad	-1.291*** (0.094)	-1.286*** (0.094)		
oml_has_kap	0.092*** (0.012)	0.094*** (0.012)		
gj_andel			0.226*** (0.078)	0.225*** (0.078)
ln_eiendeler			-0.075*** (0.019)	-0.080*** (0.019)
kort_gj_oml			-0.098*** (0.024)	-0.101*** (0.024)
ebitda_gjeld			-0.247** (0.108)	-0.245** (0.108)
årsres_eiendeler			-0.085 (0.139)	-0.069 (0.138)
neg_årsreg			1.226*** (0.079)	1.226*** (0.078)
gj_mer_enn_eiendeler			0.794*** (0.084)	0.790*** (0.084)
endring_årsres			-0.225*** (0.044)	-0.225*** (0.044)
Konstant	-4.402*** (0.049)	-4.433*** (0.049)	-4.394*** (0.310)	-4.341*** (0.310)
		0.913***		0.957***
Pseudo R2	0.13	0.133	0.145	0.148
Observasjoner	143,017	143,017	143,017	143,017
Observasjoner ikke-konkurs	141,483	141,483	141,483	141,483
Observasjoner konkurs	1,534	1,534	1,534	1,534
Log Likelihood	-7,382.469	-7,357.129	-7,255.467	-7,230.990

Vuong-test (Modell Z vs Modell Z_konk): Test-statistikk: -2,91 p < 0.01

Vuong-test (Modell O vs Modell O_konk): Test-statistikk: -2,88 p < 0.01

*Konkurshistorikk på O-score og Z-score på panel uten dobbeltrolle, trent på ubalansert datasett. Alle variabler er som forklart i Tabell 6. Koeffisienter er rapportert i log odds. *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01*

Appendiks 12 – Ubalansert datasett: konkurssklassifiseringer, dobbeltrolle

Sammenligning av konkurssannsynligheter klassifisert av originale og justerte modeller for selskaper med dobbeltrolle – modell trent på ubalansert datasett

Panel A: Gjennomsnittlig sannsynlighet for konkurs

Kategori	Modell z	Modell z konk	Modell o	Modell o konk
1 (lav risiko)	0.0%	0.0%	0.2%	0.2%
2	0.1%	0.1%	0.3%	0.3%
3	0.3%	0.3%	0.4%	0.4%
4	0.5%	0.5%	0.4%	0.4%
5	0.7%	0.7%	0.5%	0.5%
6	0.9%	0.9%	0.6%	0.6%
7	1.1%	1.1%	0.7%	0.7%
8	1.4%	1.4%	1.0%	1.0%
9	1.9%	1.9%	1.8%	1.8%
10 (høy risiko)	5.5%	5.5%	6.3%	6.3%

Panel B: Antall konkurs

Kategori	Modell z	Modell z konk	Modell o	Modell o konk
1 (lav risiko)	9	9	38	38
2	30	30	51	48
3	32	32	52	51
4	53	51	55	56
5	51	51	59	56
6	86	84	91	90
7	112	112	106	111
8	241	242	177	182
9	379	373	336	327
10 (høy risiko)	971	980	999	1005

Sammenligning av konkurssannsynligheter og klassifisering av originale og justerte modeller for selskaper med dobbeltrolle. Modeller trent på ubalansert datasett. Kategoriene er predikerte sannsynligheter for konkurs delt i deciler, hvor kategori 1 har lavest sannsynlighet for konkurs, og 10 har høyest. Panel A viser gjennomsnittlig predikert sannsynlighet for hver modell. Panel B viser faktisk antall konkurser i test-dataene. Desto større antallet konkurser en modell har i den høyeste risikokategorien, desto bedre er modellen til å predikere konkurs.

Appendiks 13 - Ubalansert datasett: konkurssklassifiseringer

u/dobbeltrolle

Sammenligning av konkurssannsynligheter klassifisert av originale og justerte modeller for selskaper uten dobbeltrolle – modell trent på ubalansert datasett

Panel A: Gjennomsnittlig sannsynlighet for konkurs

Kategori	Modell z	Modell z konk	Modell o	Modell o konk
1 (lav risiko)	0.0%	0.0%	0.2%	0.2%
2	0.1%	0.1%	0.2%	0.2%
3	0.3%	0.3%	0.3%	0.3%
4	0.5%	0.5%	0.3%	0.3%
5	0.6%	0.6%	0.3%	0.3%
6	0.7%	0.7%	0.4%	0.4%
7	0.9%	0.9%	0.5%	0.6%
8	1.1%	1.1%	1.1%	1.0%
9	1.5%	1.5%	1.7%	1.7%
10 (høy risiko)	5.0%	5.0%	5.7%	5.7%

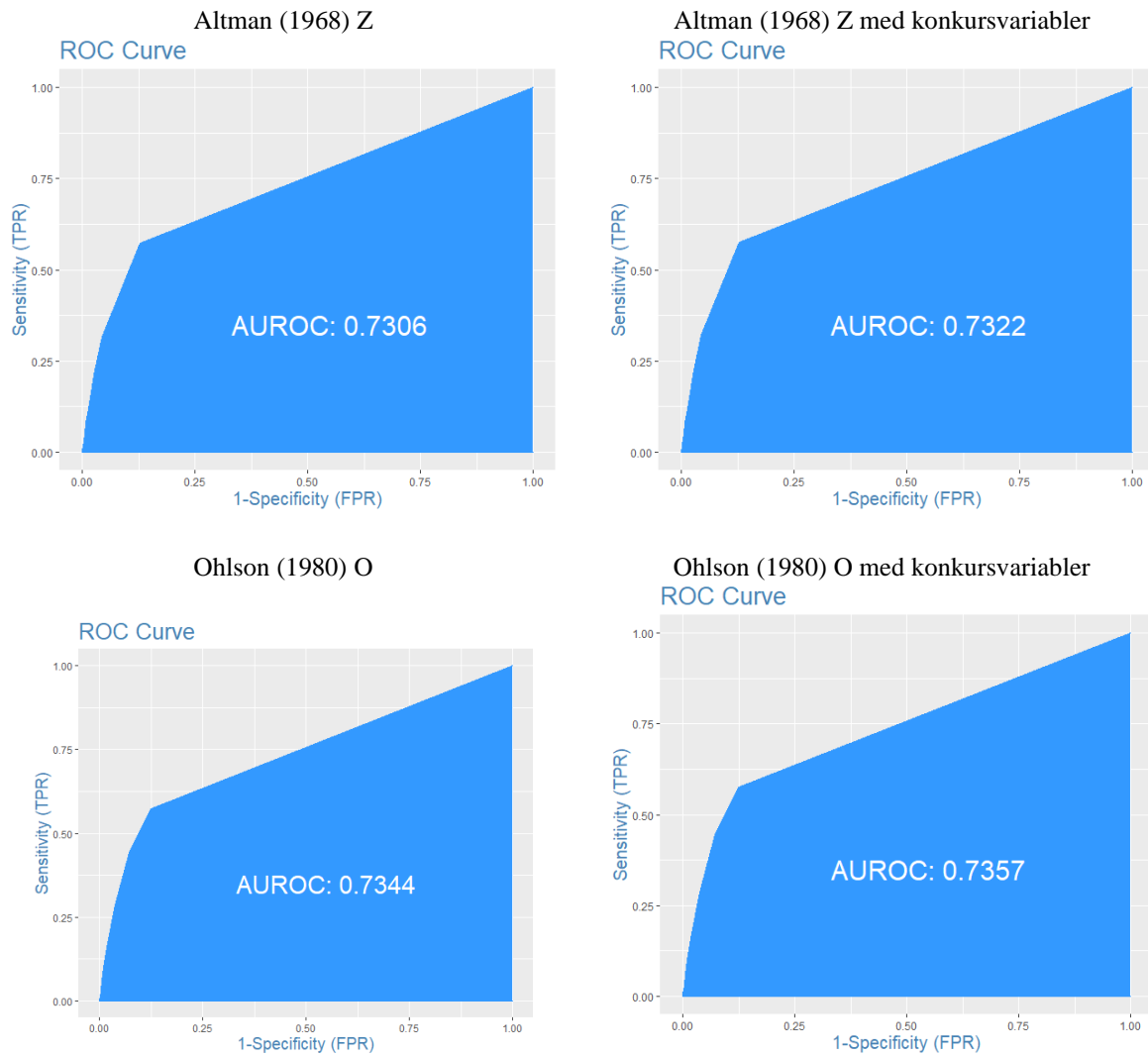
Panel B: Antall konkurs

Kategori	Modell z	Modell z konk	Modell o	Modell o konk
1 (lav risiko)	19	18	22	22
2	28	27	23	22
3	30	30	23	25
4	33	34	42	38
5	48	49	42	39
6	78	76	60	66
7	86	85	139	130
8	156	154	157	163
9	319	321	273	271
10 (høy risiko)	860	863	876	881

Sammenligning av konkurssannsynligheter og klassifisering av originale og justerte modeller for selskaper uten dobbeltrolle. Modeller trent på ubalansert datasett. Kategoriene er predikerte sannsynligheter for konkurs delt i deciler, hvor kategori 1 har lavest sannsynlighet for konkurs, og 10 har høyest. Panel A viser gjennomsnittlig predikert sannsynlighet for hver modell. Panel B viser faktisk antall konkurser i test-dataene. Desto større antallet konkurser en modell har i den høyeste risikokategorien, desto bedre er modellen til å predikere konkurs.

Appendiks 14 – ROC kurver for modell trent på ubalansert datasett, dobbeltrolle

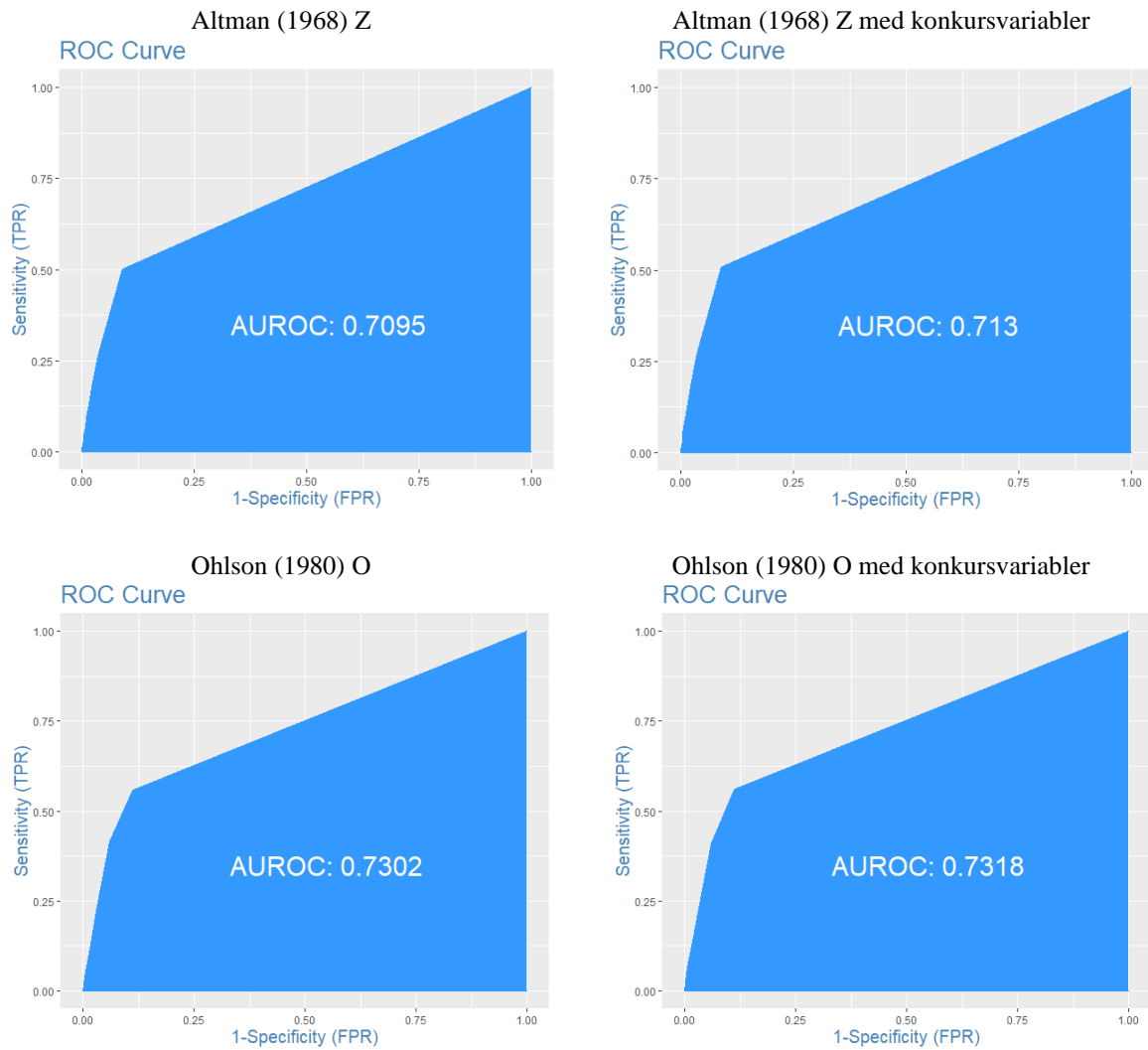
ROC-kurver for originale og justerte modeller for selskaper med dobbeltrolle, modeller trent på ubalansert datasett



ROC-kurver for originale og justerte modeller for selskaper med dobbeltrolle. Modeller trent på ubalansert datasett. AUROC er arealet under kurven. Høyere tall indikerer bedre prediksjon.

Appendiks 15 - ROC kurver for modell trent på ubalansert datasett, u/dobbeltrolle

ROC-kurver for originale og justerte modeller for selskaper uten dobbeltrolle, modeller trent på ubalansert datasett.



ROC-kurver for originale og justerte modeller for selskaper med dobbeltrolle. Modeller trent på ubalansert datasett. AUROC er arealet under kurven. Høyere tall indikerer bedre prediksjon.