

Signaleffekt ved annonsering av banklånopptak

En studie på norske selskaper

Av Gjermund Furevik og Erik Rønneberg

Veileder: Jøril Mæland

Masterutredning i fordypningsområdet Finansiell økonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Denne utredningen er gjennomført som et ledd i masterstudiet i økonomisk-administrative fag ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at høyskolen innestår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

Sammendrag

Denne utredningen tar for seg signaleffekten i markedet når norske børsnoterte selskaper annonserer opptak av banklån. Tidligere studier på amerikanske selskaper har påvist en slik signaleffekt, målt ved anormal avkastning for selskapets aksjekurs ved annonsering. Det er flere årsaker til at en signaleffekt kan oppstå, men sentralt for de fleste av disse er bankenes funksjon i forhold til å redusere asymmetrisk informasjon mellom selskapet og markedet. Vi gjennomfører en begivenhetsstudie på selskaper notert på Oslo Børs i tidsperioden 1988-2007 for å se om det eksisterer en signaleffekt for norske selskaper ved annonsering av banklånopptak, og om en eventuell signaleffekt er spesielt knyttet til bestemte tidsperioder, lånetyper eller karakteristika ved låntaker. Vi finner indikasjoner på at det eksisterer en svak signaleffekt under visse forhold, men disse resultatene er vage og ikke like tydelige som resultatene fra studiene gjennomført på amerikanske selskaper.

Forord

Denne utredningen er skrevet som en avslutning av siviløkonomstudiet ved Norges Handelshøyskole. På masternivå har vi begge fordypet oss i finansiell økonomi, hvor vi hovedsakelig har tatt kurs innenfor fagretningene finansinvesteringer og corporate finance. Med denne bakgrunnen ønsket vi å skrive om et tema der vi fikk nyttiggjort kunnskap fra begge fagretninger.

Vi fikk ideen til oppgavens tema på en forelesning i kurset Finansielle kontrakter høsten 2007, der det ble presentert en oversikt over forskning på signaleffekt ved annonsering av banklånopptak. Denne forskningen var utelukkende gjennomført på det amerikanske markedet, og vi syntes derfor det ville være spennende å gjennomføre en lignende studie på norske selskaper.

Arbeidet med oppgaven har vært krevende og lærerikt. En stor del av arbeidet med oppgaven har vært å samle inn og strukturere data. Dette arbeidet var til tider ensformig, men straks vi kom i gang med å teste og analysere vårt datamateriale ble arbeidet mer variert og interessant. Både datainnsamlingsprosessen og test- og analyseprosessen har imidlertid vært lærerike med tanke på å forstå hvordan en empirisk studie blir gjennomført.

Vi vil gjerne benytte anledningen til å rette en stor takk til vår veileder Jøril Mæland for gode og konstruktive tilbakemeldinger.

Bergen, juni 2008

Gjermund Furevik og Erik Rønneberg

Innhold

Sammendrag	2
Forord	3
Innholdsfortegnelse	4
Kapittel 1: Innledning	6
Motivasjon for oppgavens tema	6
Oppgavens struktur.....	7
Kapittel 2: Teoripresentasjon	8
Miller og Modigliani	8
Asymmetrisk informasjon	8
Trade-off-teorien	10
Pecking order.....	11
Empiriske funn vedrørende kapitalstruktur	12
Banklån og asymmetrisk informasjon	12
Kapittel 3: Litteraturgjennomgang	14
Fama	14
James	15
James og Wier	16
Lummer og McConnel	17
Slovin, Johnson og Glascock.....	18
Best og Zhang.....	19
Billett, Flannery og Garfinkel	20
Preece og Mullineaux.....	21
Fields, Fraser, Berry og Byers.....	22
Kapittel 4: Metode	23
Kapittel 5: Fremgangsmåte for datainnsamling	25
Kapittel 6: Modell- og testspesifikasjoner	29
Kapittel 7: Resultater og analyse	33
Kapittel 8: Oppsummering og konklusjon	53
Kilder	55
Vedlegg	59
Vedlegg A: Metoder	59
Modell for testing av anormal avkastning	59

T-test.....	60
Normalitetstest.....	64
MacKinlays tegntest.....	65
Styrke av testmodell.....	66
Regresjonsteori.....	66
Vedlegg B: Normalitetstest.....	69
Vedlegg C: Varianstester.....	70
Vedlegg D: Regresjon nytt lån/selskapsverdi forklart ved gjeldsandel.....	73
Vedlegg E: Enkle lineære regresjoner.....	74
Vedlegg F: Enkle lineære regresjoner justert for heteroskedastisitet.....	79
Vedlegg G: Multippel regresjon.....	84
Vedlegg H: Beskrivende statistikk.....	85

Kapittel 1: Innledning

Motivasjon for oppgavens tema

Hvordan et selskaps kapitalstruktur ideelt sett bør se ut er mye diskutert innenfor finansforskning, og flere ulike teorier og syn eksisterer. Et grunnleggende syn som ble etablert av Miller og Modigliani i 1958 går ut på at måten selskaper finansieres på ikke skal ha noen effekt på selskapets verdi. Denne teorien bygger imidlertid på en rekke forutsetninger, og dersom en eller flere av disse forutsetningene ikke er oppfylt, kan selskapets kapitalstruktur likevel ha effekt på selskapets verdi. I slike tilfeller vil en justering av selskapets kapitalstruktur kunne gi utslag i selskapets aksjekurs. Forskning har påvist endring i selskapers aksjekurs ved annonsering av endringer i kapitalstruktur, noe som er meget interessant: Dersom det er slik at en annonsering om en endring av et selskaps kapitalstruktur har effekt på selskapets aksjekurs, så har dette potensielt stor verdi for en rekke markedsaktører:

- Ledelsen i et selskap kan justere selskapets kapitalstruktur slik at kapitalstrukturen maksimerer eiernes verdier.
- Investorer kan benytte seg av informasjon vedrørende endringer i kapitalstrukturen til et selskap i sin vurdering om å kjøpe eller selge aksjer i selskapet.
- Banker og andre långivere kan benytte seg av informasjon vedrørende endringer i selskapets kapitalstruktur i sin vurdering av hvilke betingelser de skal stille dersom de gir selskapet lån.

I vår oppgave ønsker vi spesielt å se på signaleffekten av at et selskap annonserer opptak av banklån. Grunnen til det er at det har vært gjennomført en god del forskning på dette temaet på amerikanske selskaper, noe som har gitt en rekke interessante resultater. Derimot har vi ikke kunnet finne noen tilsvarende undersøkelser på norske data. Vi syntes derfor det ville være interessant å gjennomføre en undersøkelse på selskaper notert på Oslo Børs, og se om resultatene samsvarer med funn i amerikanske undersøkelser. Samtidig ønsker vi å se om resultatene av vår studie stemmer overens med ulike teorier og hypoteser knyttet til annonsering av banklånopptak. På bakgrunn av dette har vi formulert følgende problemstilling for vår utredning:

Hvordan reagerer aksjekursen til norske børsnoterte selskaper når de annonserer opptak av banklån? Er en eventuell reaksjon spesielt knyttet til bestemte tidsperioder, lånetyper eller karakteristika ved låntaker?

Oppgavens struktur

Vi begynner oppgaven med å gi en presentasjon av teori om kapitalstruktur, samt teori om hvordan opptak av banklån kan redusere asymmetrisk informasjon. Deretter følger et kapittel hvor vi går igjennom artikler som tar for seg signaleffekten ved annonsering om opptak av banklån. Vi ser på forfatterens ulike teorier, presenterer funn fra deres empiriske undersøkelser, og beskriver utviklingen innenfor fagområdet.

I kapittel 4 kommer et kort sammendrag av metodene vi har benyttet oss av i vår utredning, mens en mer detaljert beskrivelse av metodene er å finne i vedlegg A. Dersom leseren ikke er kjent med metodene som presenteres i metodekapittelet, anbefaler vi at vedlegg A studeres før man går i gang med å lese kapittel 5. I kapittel 5 følger en beskrivelse av vår fremgangsmåte for datainnsamling, mens kapittel 6 inneholder en presentasjon av modell- og testspesifikasjoner. Resultater og analyse av våre tester har vi presentert i kapittel 7. Vi avslutter oppgaven med våre konklusjoner i kapittel 8.

Kapittel 2: Teoripresentasjon

Et selskaps kapitalstruktur og asymmetrisk informasjon i markedet kan potensielt ha stor innflytelse på hvordan aksjekursen til et selskap reagerer når selskapet annonserer opptak av banklån. I dette kapitlet vil vi derfor presentere grunnleggende teorier knyttet til kapitalstruktur og teori om hvordan opptak av banklån kan redusere asymmetrisk informasjon.

Miller og Modigliani

I 1958 publiserte Miller og Modigliani (1958) en banebrytende artikkel om kapitalstruktur som fortsatt har stor relevans i dag innenfor corporate finance. I denne artikkelen konkluderer forfatterne med at ved fravær av skatt vil markedsverdien til et selskap være uavhengig av hvordan selskapet er finansiert. Dette innebærer at ingen kombinasjon av egenkapital og gjeld er mer fordelaktig enn andre kombinasjoner. Denne konklusjonen bygger imidlertid på en rekke forutsetninger. Blant annet forutsettes:

- Ingen transaksjonskostnader i kapitalmarkedene. For eksempel er det ingen kostnader forbundet med reforhandling av gjeld eller utstedelse av kapital.
- Ingen konkurskostnader.
- Symmetrisk informasjon i markedet. Alle aktører er like godt informert om ethvert selskaps situasjon. Innsideinformasjon er altså ikke tilstedeværende.
- Ingen agentkostnader. Ledelsen maksimerer alltid eierens formue.

Dersom disse forutsetningene hadde vært gyldige i dagens kapitalmarkeder, så ville ikke annonsering om opptak av banklån hatt noen effekt på et selskaps markedsverdi. Flere av disse forutsetningene er imidlertid ikke oppfylt i virkeligheten, og dette åpner for alternative teorier om kapitalstruktur.

Asymmetrisk informasjon

En viktig forutsetning i Miller og Modiglianis teori er som nevnt symmetrisk informasjon i markedet. Asymmetrisk informasjon mellom ulike parter i markedet forekommer imidlertid

ofte, og dette kan føre til at valg av kapitalstruktur likevel er av betydning for selskapets markedsverdi. Asymmetrisk informasjon kan defineres som at en av partene i en transaksjon kjenner til noe relevant for transaksjonen som den andre parten ikke kjenner til (Kristiansen (2007)). Videre kan asymmetrisk informasjon deles inn i to hovedkategorier: Moralsk hasard og ugunstig utvalg.

Moralsk hasard oppstår etter at en kontrakt er inngått mellom prinsipal og agent (Pindyck og Rubinfeld (2001)). Problematikken rundt moralsk hasard går ut på at det er kostbart for prinsipalen å observere agentens handlinger direkte. Dette åpner for muligheten for at agenten utfører handlinger som ikke nødvendigvis er i prinsipalens interesse. For å unngå uønskede handlinger kan prinsipalen prøve å lage en detaljert kontrakt med agenten eller overvåke agentens arbeid. I begge tilfeller påløper det kostnader.

Et eksempel på moralsk hasard er når ledelsen i et selskap er mer opptatt av å øke sine egne frynsegoder enn å maksimere selskapets verdi. Gjeldsfinansiering kan redusere dette problemet på følgende måte: Bruk av gjeld reduserer bedriftens frie kontantstrøm, og ledelsen får dermed mindre muligheter til å bruke penger på frynsegoder eller investeringer i ulønnsomme prosjekter (Jensen (1986)).

Ugunstig utvalg oppstår på bakgrunn av informasjonsasymmetri mellom partene før kontraktsinngåelse. Et eksempel er asymmetri mellom prinsipals og agents kunnskap vedrørende agentens egenskaper. Et annet eksempel er ved emisjoner av aksjer. Ettersom ledelsen i selskapet som regel har bedre informasjon om selskapets fremtidsutsikter enn det markedet har, oppstår det problemer i forhold til prising av emisjonen. Markedet vil frykte at selskapet er overpriset som følge av at eierne ønsker å foreta en aksjeemisjon. Grunnen til dette er at opprinnelige eiere ikke ønsker å foreta en aksjeemisjon dersom selskapet er underpriset. Dette medfører at selskaper som ønsker å gjennomføre aksjeemisjoner ofte oppfattes å være overpriset, og dette fører til at emisjoner som regel må gjennomføres med rabatt i forhold til den opprinnelige aksjeprisen (Johnsen (1) 2006). Denne problemstillingen vil vi se nærmere på senere i teoridelen.

Trade-off-teorien

Miller og Modigliani forutsetter som nevnt at det ikke eksisterer kostnader forbundet med konkurs for et selskap. Dette er som regel ikke tilfelle i virkeligheten, og får implikasjoner for selskapets optimale kapitalstruktur. Trade-off-teorien tar for seg disse problemene ved å avveie fordeler og ulemper ved gjeldsfinansiering. En viktig fordel ved gjeldsfinansiering er skattefordelene som oppstår ved bruk av gjeld (Johnsen (2) 2006). Skattefordelene oppstår fordi egenkapital skattelegges to ganger, både på bedriftsnivå og på investornivå, mens gjeld kun skattelegges på långivers hånd. En annen fordel ved gjeldsfinansiering er som nevnt at gjeld kan redusere moralsk hasard-problemer knyttet til forholdet mellom ledelsen i et selskap og dets eiere.

De ovennevnte fordelene ved gjeld vurderes så opp mot ulempene (Johnsen (2) 2006). En av disse er konkurskostnadene som oppstår når gjeldsandelen blir stor. Konkurskostnadene deles inn i direkte og indirekte kostnader. De direkte oppstår når bedriften går konkurs, og omfatter advokathonorarer, tap ved tvangssalg av eiendeler osv. De indirekte konkurskostnadene oppstår i forkant av en eventuell konkurs. Disse omfatter underinvestering, det vil si at man ikke kan finansiere nye prosjekter, samt det at interessentene beskytter seg gjennom eksempelvis økte lønnskrav, dårlige betingelser fra leverandør eller krav om prisavslag fra kunder.

En annen ulempe ved bruk av gjeld er økte agentkostnader i forholdet mellom eiere og långivere (Johnsen (2) 2006). Ved bruk av gjeld kan egenkapitalen sees på som en kjøpsopsjon på selskapet for eierne. Dette fører til at eierne ønsker å øke risikoen, for å øke opsjonsverdien. Den økte risikoen fører til at verdien på gjelden reduseres, og for å unngå dette vil långiverne drive med overvåking og stille betingelser for selskapets drift og risikoprofil. Kostnadene knyttet til dette er agentkostnader. Denne problematikken kommer også spesielt frem i forbindelse med selskaper som nærmer seg konkurs. I slike situasjoner kan ledelsen bli fristet til å gjennomføre risikable investeringer med negativ nåverdi, ettersom de vil tjene ved vellykket utfall, men ikke tape ved mislykket utfall.

En siste negativ side ved gjeld er at denne kan redusere et selskaps fleksibilitet på kort sikt (Johnsen (2) 2006). Dersom et gjeldstynget selskap trenger ny kapital til et prosjekt kan dette være svært kostbart. Årsaken er at eksisterende gjeldsavtaler kan blokkere for opptak av ytterligere gjeld, i tillegg til at en eventuell egenkapitalemisjon kan vise seg å måtte bli gitt med en stor rabatt.

Av trade-off-teorien følger at lønnsomme selskaper med materielle eiendeler med liten risiko bør ha høy gjeldsgrad (Brealey et al.(2006)). Grunnen til dette er at disse selskapene får utnyttet skatteskjoldet som gjelden gir, samtidig som konkurskostnadene er lavere når det er knyttet lavere risiko til selskapet. Motsatt bør ulønnsomme selskaper med risikable immaterielle eiendeler ha lav gjeldsgrad. Årsaken til dette er at disse selskapene ikke får utnyttet skatteskjoldet like godt, i tillegg til at konkurskostnadene kan bli høye som følge av at det er mye risiko forbundet med selskapet.

Pecking order

Et alternativ til trade-off-teorien for kapitalstruktur er pecking order-teorien (Myers 1984). Denne teorien forklarer hvordan selskaper velger finansiering på bakgrunn av problemet med asymmetrisk informasjon. Som tidligere nevnt vil selskaper som foretar en aksjeemisjon oppleve at de må selge aksjer med rabatt. Denne problemstillingen tar Myers og Majluf (1984) opp i sin artikkel fra 1984, der de viser at selskap foretrekker intern fremfor ekstern finansiering. Dersom selskapet velger ekstern finansiering foretrekkes den finansieringsformen som det er knyttet minst asymmetrisk informasjon til, eksempelvis foretrekkes gjeldsopptak fremfor aksjeemisjon.

Pecking order-teorien presenterer ingen konklusjon på hva som er optimal kapitalstruktur (Mjøs 2007). En implikasjon av teorien er at de mest lønnsomme selskapene har lavest gjeldsgrad, ettersom disse selskapene ikke har behov for ekstern finansiering. Selskaper som ikke er så lønnsomme er avhengig av ekstern finansiering. Disse selskapene vil da typisk foretrekke å finansiere med gjeld ettersom gjeldsfinansiering er det eksterne

finansieringsalternativet som det er forbundet minst asymmetrisk informasjon med (Brealey et al.(2006)).

Empiriske funn vedrørende kapitalstruktur (Brealey et al.(2006))

Trade-off-teorien og pecking order-teorien gir ulike konklusjoner på hvordan selskaper bør finansiere sine kapitalbehov. Det er gjennomført ulike tester på hvilken av teoriene som best kan forklare bedrifters faktiske tilpasning av kapitalstruktur. En slik test ble gjennomført av Rajan og Zingales (Brealey et al.(2006)) i 1995. Denne studien tar for seg valg av finansieringsformer for selskaper i en rekke land. Hovedkonklusjonene i studien viser at gjeldsgraden ikke kan forklares med noen av de to teoriene alene, men at begge teoriene delvis kan bekreftes empirisk. De empiriske funnene i studien ga trade-off-teorien rett i at store selskaper og selskaper med høy andel materielle eiendeler har en tendens til å ha høy gjeldsgrad. Studien viste at store selskaper har høyere gjeldsgrad enn små. I tillegg har selskaper med en høy andel anleggsmidler høy gjeldsgrad. Et annet funn er at lønnsomme selskaper har en tendens til å ha lav gjeldsgrad, noe som er i henhold til pecking-order-teorien. Et siste viktig funn i studien er at selskaper som har høy marked/bok-verdi, såkalte vekstselskaper, har en tendens til å ha lav gjeldsgrad. Dette funnet kan forklares ved hjelp av både trade-off-teorien og pecking order-teorien. Man kan argumentere ved hjelp av trade-off-teorien for at dette funnet skyldes at konkurskostnadene er høyere for vekstselskaper og at de derfor velger å ha lavere gjeldsgrad. På bakgrunn av pecking-order-teorien kan man imidlertid si at høy marked/bok-verdi skyldes høy lønnsomhet for selskapet, og at dette er grunnen til at selskapet har lav gjeldsgrad.

Banklån og asymmetrisk informasjon

Moralsk hasard som følge av asymmetrisk informasjon er et viktig brudd på Miller og Modiglianis forutsetninger. Tirole (2006) har utviklet en modell som tar sikte på å forklare hvordan banker kan bidra til å redusere problemer knyttet til asymmetrisk informasjon, og fokuserer spesielt på moralsk hasard-problemet. Modellen er enkel og tar mange forutsetninger, men er likevel nyttig til å forklare problemstillinger knyttet til asymmetrisk informasjon og opptak av lån.

Effekter av bankenes aktive overvåkning illustreres godt med Tiroles modell. I følge Tirole kan selskaper som har betydelige problemer med asymmetrisk informasjon få problemer med å få lån fra investorer som ikke har ressurser til å foreta aktiv og omfattende overvåkning av selskapet. Dette kan gjøre det svært kostbart å hente inn kapital ved for eksempel utstedelse av obligasjoner, og i noen tilfeller vil det ikke være mulig for selskapet å gjennomføre en obligasjonsutstedelse i det hele tatt. Når dette er tilfellet kan selskapene benytte seg av banker for å få kapital. Grunnen til det er at banken kan foreta en nøyere overvåkning av selskapet og ledelsen, og dermed redusere moralsk hasard-problemet. Denne ekstra overvåkingen medfører imidlertid en overvåkningskostnad for banken, noe som vil gjenspeile seg i lånebetingelsene som selskapet blir tilbudt. Dersom reduksjonen av asymmetrisk informasjon mer enn kompenseres for den økte overvåkningskostnaden, blir selskapet i bedre stand til å skaffe seg kapital.

Denne innsikten er også sentral når man ser på andre aktører som har ulike krav og eierinteresser i selskapet. Dersom selskapet tar opp eller fornyer banklån har dette en positiv verdi for andre aktører som ønsker at den asymmetriske informasjonen mellom selskapet og markedet skal være så lav som mulig. Det at bankens aktive overvåkning reduserer moralsk hasard-problemet, øker verdien for eksempelvis aksjonærene ettersom de også står overfor problemet at selskapets ledelse ikke nødvendigvis er utelukkende opptatt av å maksimere selskapets verdi.

Kapittel 3: Litteraturgjennomgang

Innenfor kategorien gjeldsfinansiering finnes det ulike alternativer, som for eksempel utstedelse av obligasjoner, private placements og lån fra banker. Obligasjoner blir som regel utstedt på det åpne marked, noe som innebærer at mange ulike investorer kan tegne seg. Private placements er lån som blir gitt av enkeltinvestorer eller ikke-finansielle institusjoner. Imidlertid er ikke obligasjoner og private placements tema for vår studie, og i vår litteraturgjennomgang vil vi fokusere på forskning knyttet til signaleffekten av banklånopptak. De siste tiårene har det vært utført en rekke studier som ser på signaleffekten når selskap annonserer at de skal ta opp banklån. Vi vil i dette kapittelet gå igjennom de viktigste av disse undersøkelsene for å se på hvilke teorier og hypoteser disse er basert på, og hvilke resultater som har fremkommet.

Fama

Fama (1985) ser på forskjeller mellom ulike gjeldsfinansieringsalternativer. Essensielt i hans artikkel er at han lager et skille mellom innside- og utsidegjeld. Innsidegjeld definerer Fama som lån fra långivere som har tilgang til informasjon om låntaker som ikke er kjent ellers i markedet. Denne type lån kommer som regel fra banker og private placements. Innskytere av utsidegjeld har derimot ikke tilgang til mer informasjon om selskapet enn det som er offentlig kjent. Eksempler på utsidegjeld er obligasjoner og sertifikater. Sentralt i Famas resonnement er at et selskap har mange krav fra ulike grupper rettet mot seg. Disse gruppene krever informasjon om tilstanden i selskapet, og det er forbundet kostnader med å fremskaffe denne informasjonen for selskapet. For at selskapet skal kunne minimere disse informasjonskostnadene er det viktig at selskapet er i stand til å formidle informasjon til markedet/interessentene på en effektiv og hensiktsmessig måte. Ifølge Fama er: "Bank loans especially useful to avoid duplication of information costs". Grunnen til dette er at banker ofte står langt bak i prioritetsrekken for krav som innebærer faste betalinger. Dersom en bank går god for tilstanden i selskapet, trenger ikke gruppene med krav av høyere prioritet å gjennomføre like omfattende overvåkningstiltak. Senere har Lummer og McConnell (1989) påpekt at også for andre markedsaktører, for eksempel egenkapitalinvestorer, kan et banklånopptak bidra til å redusere den asymmetriske informasjonen som foreligger, fordi banker har et kompetansefortrinn innenfor evaluering av risiko knyttet til et selskap.

James

James presenterte i 1987 en artikkel som studerte signaleffekten ved annonsering om opptak av ulike typer gjeld. Tidligere hadde det blitt gjennomført en rekke studier som viste signifikant negativ anormal avkastning i forbindelse med aksjeemisjoner, men ingen signifikant anormal avkastning i forbindelse med utstedelse av utsidegjeld. James tok utgangspunkt i Famas teori om at finansiering ved hjelp av innsidegjeld innebærer fordeler i forhold til problematikken rundt asymmetrisk informasjon. James sin hypotese var at finansiering ved hjelp av innsidegjeld av den grunn ville gi en positiv anormal avkastning.

James benyttet seg av en begivenhetsstudie med 207 finansielle annonseringer som datagrunnlag. Annonseringene var tilfeldig valgt fra ikke-finansielle selskaper notert på New York- eller American Stock Exchange i perioden 1973-1983. Annonseringene ble delt inn i banklån, private placements og obligasjonsutstedelser rettet mot det offentlige markedet. Funnene i begivenhetsstudien var klare: Ved annonsering om opptak av banklån hadde selskapets aksjekurs gjennomsnittlig en to-dagers anormal avkastning på 1,93 %, noe som var signifikant¹ forskjellig fra null. Både private placements og obligasjonsutstedelser ga negativ to-dagers anormal avkastning, men i disse tilfellene var den anormale avkastningen ikke signifikant forskjellig fra null. Videre har James undersøkt om resultatene kan være forbundet med formålet for kapitalinnhentelsen. I den forbindelse viser resultatene at for alle fem kategoriene inndelt etter formål for kapitalinnhentelse, har opptak av banklån en positiv anormal avkastning. For private placements og obligasjonsutstedelser er den anormale avkastningen ikke signifikant, med unntak av ved tilbakebetaling av banklån, hvor den anormale avkastningen er signifikant negativ. Dette tyder på at markedet premierer selskaper som finansierer med banklån, og straffer selskaper som bytter ut banklån med annen type finansiering. Et interessant moment i undersøkelsen er at til tross for at både banklån og private placements er kategorisert som innsidelån, tyder resultatene på at signaleffekten er tydeligere ved bruk av banklån.

¹ I dette kapitlet regner vi signifikante resultater som resultater med en p-verdi under 5 % (se side 32 for forklaring av p-verdi).

James og Wier

Sammen med Wier skrev James en artikkel hvor de gir en grundigere analyse av signaleffekt ved annonsering om opptak av gjeld. James og Wier (1993) hevder at forskjeller i anormal avkastning mellom annonsering om opptak av innsidegjeld og utsidegjeld skyldes at innsidelångivere har følgende fordeler i forhold til utsidelångivere:

- For det første kan den asymmetriske informasjonen mellom innsidelångiver og låntager reduseres gjennom et langvarig kundeforhold mellom partene. Spesielt kan relativt små selskaper som ikke er utsatt for en grundig overvåkning av markedet generelt dra nytte av at de har et langsiktig forhold til en eller flere kreditorer som overvåker selskapet nøye. På denne måten kan selskapet få gunstigere betingelser ved kapitalinnhentelse fra sine nære bankforbindelser enn ved for eksempel en obligasjonsutstedelse rettet mot markedet som helhet.
- For det andre har innsidelångivere ofte bedre mulighet til å skreddersy låneavtalen til selskapet enn det resten av markedet har mulighet til. Ved å stille betingelser har långiver mulighet til å sikre seg mot uventede hendelser for selskapet. Reforhandlinger av lånet ved uventet utvikling for selskapet kan også bli enklere dersom det bare er én eller et fåtall klart identifiserte långivere, i motsetning til tusenvis av anonyme investorer.
- En tredje fordel ved finansiering fra innsidelångivere er at selskapet har mulighet til å holde informasjon vedrørende strategivalg og lignende skjult for resten av markedet. Verdien av slik informasjon kan ofte bli redusert dersom alle i markedet er oppmerksom på den, og det kan derfor være en fordel at bare innsidelångiverne får tilgang til den. På denne måten kan selskapet få finansiering til gunstige betingelser uten at verdien av strategivalg blir redusert som følge av at konkurrenter og andre får vite om selskapets fremtidige planer.
- Et siste moment som James og Wier trekker frem er at det kan være billigere å forhandle frem en låneavtale med få parter fremfor å betale store summer i honorar og avgifter ved en offentlig rettet kapitalinnhentelse. En faktor som spiller inn her er størrelsen på beløpet selskapet ønsker å hente inn. En studie gjennomført av Carey et al. fra 1993 konkluderer med at obligasjonsutstedelser kun er kostnadseffektivt ved lån som overstiger hundre millioner US-dollar (James og Smith (2000)).

Lummer og McConnel

Lummer og McConnel (1989) tar utgangspunkt i arbeidet til James og Wier, og utfører ytterligere undersøkelser forbundet med signaleffekten av når et selskap annonserer opptak av banklån. Et relevant spørsmål knyttet til opptak av banklån er hvilke faktorer som må ligge til grunn for at banklånopptak skal kunne gi en reduksjon av den asymmetriske informasjonen mellom selskapet og markedet. Lummer og McConnel argumenterer for at årsakene til en eventuell positiv signaleffekt vil være annerledes ved opptak av nytt lån enn ved fornyelse av et eksisterende lån. Dersom selskapet får lån hos en bank det tidligere ikke har fått lån fra, kan dette gi positiv signaleffekt grunnet bankens grundige screeningprosess av selskaper de gir lån til. Ved fornyelse av lån kan en signaleffekt oppstå på grunnlag av om selskapet får sine lånebetingelser bedret eller forverret. Ettersom banken følger selskapet tett som kunde, kan bankens nye lånevilkår til selskapet gi markedet en god pekepinn på bankens vurdering av selskapets fremtidige inntjeningsmuligheter.

Når det gjelder den konkrete studien til Lummer og McConnel så skiller den seg i hovedsak fra James sin studie ved at Lummer og McConnel oppretter to nye hovedkategorier: "Nye banklån" og "fornyede banklån". Lummer og McConnel har benyttet seg av en begivenhetsstudie i sitt arbeid. Grunnlagsdataene er 728 annonseringer av "clean bank credit agreements" foretatt av selskaper notert på New York Stock Exchange og American Stock Exchange i perioden 1976-1986.

Lummer og McConnel fant i samsvar med studien til James at dersom man ser på alle annonseringene om opptak av banklån som helhet, så gir de en signifikant positiv anormal avkastning over begivenhetsvinduet. Det som er nytt i denne studien er at dersom man bare ser på annonseringene som tar for seg tilfellene når et selskap har fått et lån fra en bank det tidligere ikke har fått lån fra, så har ikke denne type annonseringer noen signifikant positiv anormal avkastning. Når man derimot ser på annonseringer som tar for seg tilfellene når et selskap har fått fornyet lånet sitt hos sin eksisterende bank, så har dette en meget signifikant positiv anormal effekt på avkastningen. Det kan virke som om tilfellene med fornyet lån er grunnen til at alle annonseringene samlet har en signifikant anormal effekt på avkastningen. På bakgrunn av dette har Lummer og McConnel delt inn kategorien "fornyede lån" i nye

kategorier basert på hvor gode de nye betingelsene er for selskapet etter reforhandlingen av lånet, relativt til hvor gode betingelsene var for selskapet i forkant av reforhandlingen. I tilfellene hvor betingelsene har bedret seg er den anormale effekten på avkastning meget signifikant positiv, mens den er meget signifikant negativ dersom betingelsene har forverret seg. I tilfellene hvor noen betingelser har bedret seg og noen betingelser har forverret seg er den anormale avkastningen signifikant positiv.

Studien til Lummer og McConnel er meget interessant i forhold til spørsmålet om hvordan bankene reduserer asymmetrisk informasjon. Det kan virke som om den initiale screeningprosessen ikke bidrar til å gi noen nevneverdig signaleffekt til markedet. Derimot gir bankenes nye betingelser ved fornyelse av eksisterende lån meget signifikant signaleffekt. Dermed ser det ut til at lengden på kundeforholdet er avgjørende for signaleffekten ved annonsering av banklånopptak: Det er først når banken har fulgt selskapet over tid og fornyer lånet at signaleffekten er signifikant.

Slovin, Johnson og Glascock

Slovin et al.(1992) fokuserer på betydningen av selskapsstørrelse for signaleffekten ved annonsering av banklånopptak. Deres hypotese er at signaleffekten vil være større for små selskaper enn for store selskaper, da det sannsynligvis er knyttet mest asymmetrisk informasjon til små selskaper. Grunnen til det sistnevnte er at små selskaper utsettes for mindre overvåking av markedet generelt (Atiase 1985). Dette gjør at bankenes overvåking av mindre selskaper i forbindelse med låneopptak blir relativt mer verdifull enn når større selskaper tar opp lån.

For å teste hypotesen gjennomfører Slovin et al. en begivenhetsstudie på amerikanske selskaper i perioden 1980 til 1986. Utvalget består av 273 annonseringer om opptak av banklån. Resultatene fra studien bekrefter i stor grad hypotesen til Slovin et al. Når selskapene blir rangert etter størrelse oppnår de relativt små selskapene en signifikant positiv signaleffekt, mens ingen signifikant signaleffekt foreligger for de relativt store selskapene.

Et annet interessant resultat i undersøkelsen er at for små selskaper så gir både fornyelse av lån og nytt låneopptak signifikant positiv signaleffekt. For store selskaper gir verken fornyelse av lån eller nytt lån noen signifikant signaleffekt. Disse resultatene er i strid med Lummer og McConnells funn om at fornyelse av lån gir signifikant positiv signaleffekt, mens nytt låneopptak gir ingen signifikant signaleffekt. Slovin et al. sine funn kan tyde på at selskapsstørrelse har større betydning for signaleffekten enn hvorvidt lånet blir fornyet eller gis for første gang. Regresjonsanalysen til Slovin et al. støtter også denne konklusjonen. Regresjonsanalysen gir i tillegg grunnlag for å si at det er en positiv sammenheng mellom anormal avkastning og selskaper med dårlig aksjekursutvikling i forkant av låneopptaket.

Best og Zhang

Best og Zhangs (1993) studie gir merinnsikt i hvilke tilfeller annonsering om opptak av banklån gir signaleffekt til markedet. De bygger videre på Lummer og McConnells funn om at kun fornyede banklån gir signaleffekt, og ser på for hvilke tilfeller av fornyede banklån som gir mest signaleffekt. I tillegg gjennomfører de en studie på hvorvidt det er noen forskjell på signaleffekten av nye og fornyede banklån.

Undersøkelsen er gjennomført ved hjelp av en begivenhetsstudie og utvalgsdata er amerikanske selskaper i perioden 1977-1989. Best og Zhangs innfallsvinkel er at bankenes vurderinger om hvilke lånebetingelser de skal stille overfor selskapet gir størst signaleffekt dersom markedets vurderinger av selskapet har vært feil tidligere. Derfor ser de på om det enkelte selskaps inntjening samsvarer med analytikernes anslag i tiden før låneopptaket ble annonsert.

Resultatene til Best og Zhang samsvarer med Lummer og McConnells resultater når det gjelder forskjellen på nye og fornyede lån. Nye lån gir ingen effekt, fornyede lån med gode betingelser gir en klar positiv effekt, mens fornyede lån med dårligere betingelser gir en klar negativ effekt. Når det gjelder selskapenes inntjening i forhold til analytikerens forventninger deler Best og Zhang selskapene inn i to kategorier: En kategori for de selskapene hvor inntjening og forventning har samsvart bra, og en kategori for de selskapene hvor inntjening

og forventning har samsvart dårlig. For selskapene med bra samsvar gir ikke fornyelse av banklånet noen signifikant signaleffekt. For selskapene med dårlig samsvar gir derimot fornyelse av banklånene en meget signifikant signaleffekt. Videre viser studien at selskaper som hadde dårligere inntjening enn forventet får en mye større signaleffekt ved fornyelse av banklån enn selskapene som hadde bedre inntjening enn forventet. I tilfellene hvor selskapene hadde dårligere inntjening enn forventet gir også opptak av *nytt lån* en signifikant positiv signaleffekt. Dette kan tyde på at banker i særlig grad bidrar med verdifull informasjon til markedet når markedsaktørene tidligere har overvurdert selskapet som tar opp lån.

Best og Zhangs resultater viser at betingelsene som banker gir selskaper har en viktig signaleffekt dersom markedet har vanskeligheter med å estimere selskapenes inntjening. Det faktum at markedet i visse tilfeller har vanskelig for å estimere selskapets inntjening og dermed selskapets verdi, kan ha med graden av asymmetrisk informasjon å gjøre. Dersom den asymmetriske informasjonen mellom selskapet og markedet er høy blir bankenes lånebetingelser spesielt viktige, ettersom bankene ofte sitter med en informasjonsfordel i forhold til resten av markedet jamfør James og Wiers argumentasjon. Lummer og McConnells argumentasjon om at denne informasjonsfordelen først ser ut til å bli gjeldende ved reforhandling av en eksisterende låneavtale ser også ut til å holde i Best og Zhangs studie, bortsett fra i tilfellene hvor inntjeningen har vært dårligere enn forventningene. I disse tilfellene gir som nevnt også opptak av nytt lån positiv signaleffekt. Best og Zhang argumenterer for at grunnen til dette er at banker i en slik situasjon har incentiver til å undersøke disse selskapene ekstra nøye, og at selskapene har incentiver til å gi bankene stor tilgang til innsideinformasjon dersom informasjonsasymmetrien er høy.

Billett, Flannery og Garfinkel

Billett et al. presenterte i 1995 en studie der de undersøker om trekk ved utlåner har noe å si for hvor sterk signaleffekten er for et selskap som annonserer opptak av banklån. Forskerne utfører en begivenhetsstudie med amerikanske selskaper fra perioden 1980-1989 som utvalgsdata. I likhet med tidligere studier finner også Billett et al. at meldinger om opptak av banklån i snitt gir positiv anormal avkastning. I tillegg finner de at kredittratingen til utlåner har mye å si: Selskap som annonserer låneopptak fra banker som er klassifisert som AAA

oppnår positiv signifikant anormal avkastning, mens selskap som annonserer låneopptak fra banker som er klassifisert som BAA eller dårligere oppnår ingen signifikant signaleffekt.

Billett et al. trekker frem følgende punkter som kan forklare funnene fra deres undersøkelse: Det er ofte kostbart å etablere bankforbindelser. Derfor er det positivt for låntager at utlåner er solid, ettersom dette innebærer at bankforholdet vil kunne vare lenge og låntager dermed vil slippe kostnader forbundet ved hyppig bytte av bank. En annen fordel med solide utlånere er at de trolig har utviklet gode og spesialiserte metoder for å screene og håndtere kunder. Dette tilsier at andre markedsaktører vil ha større tiltro til de signalene denne typer banker gir ut på grunn av deres gode omdømme. Frykten for å miste dette gode omdømmet gjør at slike banker er ekstra nøye med hvilke selskaper de gir lån til, noe som igjen forsterker signaleffekten av å få lån hos en solid bank.

Preece og Mullineaux

I 1996 presenterte Preece og Mullineaux en studie der de undersøkte om signaleffekten ved annonsering av banklånopptak er avhengig av antall långivere som står bak lånet. Deres argumentasjon er på den ene siden at det blir vanskeligere å reforhandle lånet på et senere tidspunkt jo flere långivere som deltar i prosessen. Isolert sett burde dette tilsi at selskapets anormale avkastning vil være lavere jo flere långivere som inngår i lånesyndikatet. På den andre siden vil flere långivere innebære større overvåkning av selskapet, ettersom amerikanske bankreguleringer krever at alle långivere i syndikatet skal evaluere låntaker som om banken skulle gitt lånet alene. Dette momentet tilsier at signaleffekten burde bli mer positiv etter hvert som antall långivere i syndikatet øker.

Preece og Mullineaux gjennomfører en begivenhetsstudie på 446 annonseringer av låneopptak fra amerikanske selskaper i perioden 1980-1987. De deler inn selskapene i to grupper, en gruppe for annonseringer av låneopptak med kun én långiver og en gruppe for annonseringer av låneopptak med to eller flere långivere. Resultatene fra studien viser at begge grupper gir signifikant positiv signaleffekt, men at gruppen med lån gitt av kun én långiver gir signifikant høyere signaleffekt enn gruppen med syndikerte lån. Regresjonsanalysen de gjennomfører

viser i tillegg en signifikant negativ sammenheng mellom anormal avkastning og antall långivere. På bakgrunn av dette konkluderer Preece og Mullineaux med at det er evnen til å reforhandle gjelden som har størst betydning når det gjelder sammenhengen mellom signaleffekt ved annonsering av låneopptak og antall långivere.

Fields, Fraser, Berry og Byers

Fields et al. publiserte i 2006 en studie med tittel "Do Bank Loan Relationships Still Matter?" der de ønsker å se om signaleffekten ved annonsering av banklånopptak har endret seg fra 80-tallet og frem til begynnelsen av 2000-tallet. Forfatterne benytter seg av en begivenhetsstudie med amerikanske selskaper i perioden 1980-2003 som datagrunnlag. Lån er delt inn i kategoriene "nye lån" og "fornyede lån". Resultatene av begivenhetsstudien samsvarer med resultatene som James og Lummer og McConnel fant for perioden 1980-1989. Derimot blir signaleffekten mindre for periodene 1990-1999 og 2000-2003, og i sistnevnte periode er den ikke signifikant i det hele tatt.

Som forklaring på den avtagende signaleffekten legger Fields et al. vekt på at den relative bruken av banklån i forhold til andre kapitalkilder har gått stadig nedover de siste årene: I 1980 benyttet amerikanske ikke-finansielle selskaper seg av like mye banklån som obligasjonsgjeld, mens i 2003 ble det innhentet ti ganger mer kapital ved hjelp av obligasjonslån enn ved banklån. Siden 1980-tallet har mer og bedre informasjon om selskaper blitt offentlig tilgjengelig, i tillegg til at modeller for styring av risiko har blitt bedre. Disse faktorene kan være årsaken til at banklån ikke lenger er en så unik kapitalkilde som tidligere. Dette har ifølge Fields et al. medført at et langsiktig bankforhold ikke har like stor verdi for selskaper lenger. Fields et al. trekker også frem at det at låntagerne er blitt større med årene kan være en årsak til at signaleffekten har blitt borte. Fields et al. finner i sin studie, i likhet med Slovin et al., at mindre selskaper og selskaper med dårlig aksjekursutvikling i forkant av annonseringen om låneopptak har større sannsynlighet for å få en positiv signaleffekt.

Kapittel 4: Metode

I dette kapittelet vil vi gi en kort presentasjon av de ulike metodene vi har benyttet oss av i vår utredning. En mer detaljert beskrivelse av metodene gis i vedlegg A.

Studien vår bygger på en modell der vi tester for anormal avkastning i forbindelse med at selskaper annonserer at de tar opp banklån. Denne modellen baserer seg på en artikkel av MacKinlay (1997) og Stamlands (2006) forelesningsslides fra NHH-kurset FIE401. For å undersøke om det foreligger anormal avkastning foretar vi en begivenhetsstudie. Vi har valgt å lage to ulike modeller med forskjellig lengde på estimeringsvinduet. I den første modellen har vi brukt et vindu på 252 dager, som tilsvarer gjennomsnittlig antall handledager i løpet av et år. I den andre modellen har vi brukt et vindu på 100 dager. Vi lager to ulike modeller for senere å kunne velge den modellen som gir høyest forklaringsgrad. Årsaken til at vi velger å benytte oss av modeller med estimeringsvindu på maksimalt et år, er at vi ønsker at risikostrukturen til selskapet vi estimerer skal være så lik som mulig i begivenhetsperioden som i estimeringsperioden. Dersom vi estimerer markedsmoellen med avkastningsdata som går langt tilbake i tid, risikerer vi at selskapets risikostruktur er forandret betraktelig fra estimeringsperioden til begivenhetsperioden.

For å kunne fastslå om den anormale avkastningen er forskjellig fra null for separate utvalg utfører vi tosidige t-tester, mens vi benytter oss av t-test for to utvalg for å undersøke om gjennomsnittet til to utvalg er signifikant forskjellig fra hverandre.

I utgangspunktet krever bruk av toutvalgs t-tester at populasjonene som utvalgene er trukket fra er normalfordelte. Dette tester vi ved hjelp av Shapiro og Wilks normalitetstest. Dersom normalitetskriteriet ikke er oppfylt kan t-testene gi unøyaktige og til dels feilaktige resultater. I slike tilfeller er såkalte ikke-parametriske tester nyttige. Slike tester kan også gi merinnsikt dersom vi ikke har tilstrekkelig informasjon til å vite om populasjonen(e) er normalfordelt(e). De ikke-parametriske testene vi benytter oss av er Mann-Whitneytesten og MacKinlays tegntest.

En viktig egenskap ved modellen vår er i hvilken grad den finner anormal avkastning dersom det faktisk foreligger anormal avkastning. Vi undersøker dette ved å teste styrken til modellen.

For å supplere de parametriske og ikke-parametriske testene benytter vi oss av lineære regresjoner utført på vårt tallmateriale.

Kapittel 5: Fremgangsmåte for datainnsamling

For å finne begivenheter til vår studie søkte vi i børsmeldinger fra selskaper notert på Oslo Børs på søkeordene ”lån”, ”loan” og ”credit”. I tillegg foretok vi supplerende søk på nettstedet www.hegnar.no og i Dagens Næringslivs artikkelarkiv ved hjelp av A-tekst. Det er kun børsmeldinger fra de siste ti år som er offentlig tilgjengelig på Internett. Disse børsmeldingene har vi søkt på ved hjelp av Dagens Næringslivs søketjeneste på deres hjemmeside. Børsmeldinger som er eldre enn ti år har vi fått tilgang til fra Børsprosjektet ved NHH. Vi har avgrenset perioden som vi samler inn data fra til tjue år, det vil si at vi har samlet inn data fra årene 1988-2007. Grunnen til dette var at vi hadde store vanskeligheter med å få tilgang til børsmeldinger og nyhetsmeldinger fra årene før 1988. I tillegg erfarte vi at vi fikk færre og færre relevante børsmeldinger jo lenger tilbake i tid vi søkte.

Da vi søkte dukket det opp mange ulike treff som samsvarte med søkeordene våre. For hvert treff undersøkte vi først om vedkommende melding inneholdt informasjon om at selskapet hadde tatt opp eller planla å ta opp et banklån. Mange av meldingene gjaldt for eksempel opptak av obligasjonslån, informasjon fra finansinstitusjoner og lignende, og disse meldingene måtte vi naturlig nok se bort fra i det videre arbeid. Meldinger som omfattet banklånopptak foretatt av finansielle institusjoner ble også forkastet. Dersom meldingen omhandlet opptak av banklån, så vi på om meldingen inneholdt annen informasjon som kunne ventes å ha påvirket kursen til selskapet. Eksempler på slik informasjon er egenkapitalutvidelse, ny kontraktinngåelse eller oppkjøp. Meldinger med denne type informasjon forkastet vi på grunn av at signaleffekten ved opptak av banklån kan bli forstyrret av den andre informasjonen som fremkommer i meldingen. Av samme grunn måtte vi forkaste meldinger som omhandlet opptak av banklån dersom selskapet utstedte andre betydningsfulle meldinger nært opptil eller i begivenhetsvinduet. Ideelt sett burde vi også ha sett om de nærmeste konkurrentene til det aktuelle selskapet sendte ut noen viktige meldinger i perioden, men dette har vi ikke gjort.

Neste skritt i datainnsamlingsarbeidet var å hente inn kursdata for selskapene som vi hadde funnet relevante meldinger for. For hvert enkelt selskap fant vi sluttkursen til selskapet på de

ulike dagene i estimerings- og begivenhetsvinduet. Børskursene fant vi ved hjelp av Børsprosjektet ved NHHs database. Vi benyttet oss av børskursdata justert for utbytte, splitter og hendelser som medfører utvanning for eksisterende aksjonærer. For å måle investors reelle verdiendring er det best å benytte seg av justerte kursdata når man skal foreta avkastningsberegninger (Børsprosjektet ved NHH). For en del selskaper viste det seg at tilgjengelig kursdata var mangelfull. Grunnen var at noen selskaper ikke var blitt omsatt på daglig basis, og dermed oppsto det til dels store hull i dataserien. Der omfanget av hull var begrenset slettet vi dagene hvor aksjen ikke var omsatt, slik at vi fortsatt kunne få en sammenhengende kursserie i estimeringsvinduet. Dersom hullene var store og hyppige valgte vi å forkaste den aktuelle begivenheten. Et annet problem som oppsto for enkelte av begivenhetene var at selskapet ikke hadde vært børsnotert tilstrekkelig lenge til at vi kunne få et 252 dager langt estimeringsvindu. Vi valgte å inkludere disse begivenhetene i undersøkelsen dersom vi hadde nok kursdata til å få et estimeringsvindu på mer enn 75 dager. Et siste problem vi støtte på var at enkelte selskaper ikke ble omsatt på viktige dager i begivenhetsvinduet. Disse begivenhetene har vi valgt å forkaste.

For hver begivenhet vi så langt hadde godkjent hentet vi inn data for risikofri rente og aksjeindeks for datoene i estimerings- og begivenhetsvinduet. Risikofri rente beregnet vi på bakgrunn av daglig effektiv NIBOR-rente hentet fra Norges Banks hjemmesider (Norges Bank (1)). Den annualiserte NIBOR-renten justerte vi ned med 0,5 prosentpoeng i perioden frem til og med 31.12.1994, og ned med et kvart prosentpoeng i perioden etter dette. Dette er i samsvar med Thore Johnsen's arbeid fra 2002 (Leite (1) 2006). Grunnen til at vi justerer ned NIBOR-renten for å finne risikofri rente er at NIBOR handles med likviditetspremie (Norges Bank (2)). Aksjeindeksen vi har benyttet oss av for å estimere markedets avkastning i modellen vår varierer på bakgrunn av når den enkelte begivenhet fant sted. For begivenhetene som skjedde før 2001 benyttet vi oss av Totalindeksen, og for begivenhetene fra 2001 og fremover benyttet vi oss av OSEBX-indeksen.

En annen viktig del av datainnsamlingsprosessen var å registrere viktige trekk ved banklånet som var tatt opp. For hver begivenhet registrerte vi långiver, lånebeløp, lånets løpetid, formål for låneopptak, om lånet var nytt eller fornyet og om betingelsene ved et eventuelt fornyet lån har blitt forbedret eller forverret. Vi har innhentet disse opplysningene da de har vist seg som

interessante testparametre i tidligere undersøkelser. For en del av begivenhetene var det ikke tilstrekkelig informasjon i meldingen til at vi fikk registrert noe på alle de overnevnte punktene. Vi valgte å kategorisere et banklån som nytt dersom det ikke fremkom i meldingen at banklånet var en fornyelse av et eksisterende lån.

For å kunne foreta tester basert på ulike nøkkeltall var det nødvendig å hente inn regnskapsdata for selskapene som begivenhetene gjaldt. Regnskapsdataene fant vi ved hjelp av Børsprosjektets database. For hver begivenhet hentet vi inn regnskapsdata fra årsregnskapet året før begivenheten inntraff. Grunnen til at vi valgte årsregnskapet året før begivenheten og ikke fra siste kvartal før begivenheten, er at Børsprosjektets database inneholder kvartalsdata kun tilbake til rundt år 2000. I tillegg var regnskapsdataene mer fullstendige og utfyllende for årsregnskapene enn hva som var tilfellet for kvartalsregnskapene. Regnskapstallene vi hentet inn for hvert selskap var årsresultat, driftsresultat, bokført egenkapital, langsiktig rentebærende gjeld, samlede eiendeler og markedsverdi av selskapet.

Etter at vi hadde gjennomført hele utvelgelsesprosessen sto vi igjen med 106 begivenheter som kunne benyttes i vår studie. Av disse var 76 fra 10-årsperioden 1998-2007 og 30 fra 10-årsperioden 1988-1997. Som man tydelig kan se var det vanskeligere å finne relevante begivenheter jo lengre tilbake i tid vi gikk. En grunn til dette kan være at det var færre børsnoterte selskaper i perioden 1988-1997 enn i perioden 1998-2007, men det kan også virke som om selskapene har vært mer interessert i å sende ut meldinger angående opptak av banklån den senere tid enn hva som har vært tilfellet tidligere. En grunn for denne antagelsen er at vi til stadighet kom over meldinger på slutten av 1980-tallet og starten av 1990-tallet hvor selskapet refererte til opptak av lån som hadde skjedd for en tid tilbake. Da vi så undersøkte om selskapet hadde sendt ut melding om opptaket av lån i den perioden det var tatt opp, fant vi som regel ut at selskapet ikke hadde informert markedet om låneopptaket.

Dette problemet leder også til problemstillingen om hvorvidt selskaper er selektive i hensyn til når og om de sender ut meldinger angående opptak av banklån. I følge en e-post fra Guro Steine, kommunikasjonsrådgiver ved Oslo Børs, ”er det ikke knyttet noen spesiell

informasjonsplikt til låneopptak, så selskapene må legge de generelle reglene i verdipapirhandelloven knyttet til innsideinformasjon og informasjonsplikt til grunn når de vurderer om de skal sende børsmelding eller ikke ved låneopptak eller fornyelse av eksisterende lån.” Videre utdyper hun at ”reglene om innsideinformasjon sier at all informasjon som kan tenkes å påvirke aksjekursen til et selskap straks offentliggjøres til hele markedet. Det vil med andre ord være en vurdering om låneopptaket kan påvirke kursen til en aksje eller ikke.” På grunn av at det er en del skjønn fra selskapenes side om hvorvidt de skal sende ut børsmelding om banklånopptak eller ikke, er det mulig at utvalget av banklånmeldinger blir påvirket av dette. I hvilken grad resultatene av vår studie blir påvirket av dette er imidlertid vanskelig å anslå.

Kapittel 6: Modell- og testspesifikasjoner

I dette kapittelet beskriver vi valg av ulike modell- og testspesifikasjoner knyttet til vår studie.

Tidligere studier har benyttet seg av to varianter av lengden på begivenhetsvinduet. Enkelte av studiene vi har sett på har begivenhetsdagen og dagen før som begivenhetsvindu, mens andre har bare begivenhetsdagen som begivenhetsvindu. Når vi bestemmer oss for lengden på begivenhetsvinduet må to faktorer legges vekt på: Markedseffisiens og styrken av testmodellen.

Markedseffisiensen forutsetter vi at er halvsterk. Dette innebærer at prisene reflekterer all informasjon lagret i historiske pris- og omsetningsdata og i all offentlig tilgjengelig informasjon (Leite (2) 2006). På bakgrunn av dette anser vi det ikke som nødvendig å ha et begivenhetsvindu som strekker seg noe lenger enn til og med begivenhetsdagen, ettersom prisene antas å justere seg raskt så snart ny informasjon offentliggjøres. Et problem med informasjon som offentliggjøres av et selskap, er at informasjonen allerede kan ha lekket ut i markedet via ikke-offentlige kanaler i tiden før offentliggjøringen. Ved å inkludere dagen før annonseringsdatoen i begivenhetsvinduet vil man kunne fange opp eventuell anormal avkastning som er knyttet til innsideinformasjon vedrørende begivenheten. Dersom nyheten er sluppet av selskaper via andre offentlige kanaler som vi ikke har fått registrert, kan det også være nyttig å inkludere dagen før vår antatte annonseringsdato.

Problemet med å utvide begivenhetsvinduet er at støyen øker, ved at variansen til den gjennomsnittlige kumulative anormale avkastningen øker. Dette vil redusere styrken av vår testmodell. På grunn av dette problemet har vi testet styrken (se vedlegg A side 66) på t-testen gjennomført på hele datasettet, både når vi benytter oss av et todagers begivenhetsvindu og når vi benytter oss av et endags begivenhetsvindu. Resultatene av styrketesten er som følger:

Tabell I

Endags begivenhetsvindu			Todagers begivenhetsvindu		
n	Anormal avkastning*	Styrke	n	Anormal avkastning*	Styrke
104	0.005	0.53170	104	0.005	0.30261
104	0.01	0.98295	104	0.01	0.82232
104	0.015	0.99998	104	0.015	0.99102
104	0.02	1	104	0.02	0.99993
104	0.00884	0.95	104	0.01250	0.95

*Anormal avkastning i begivenhetsvinduet

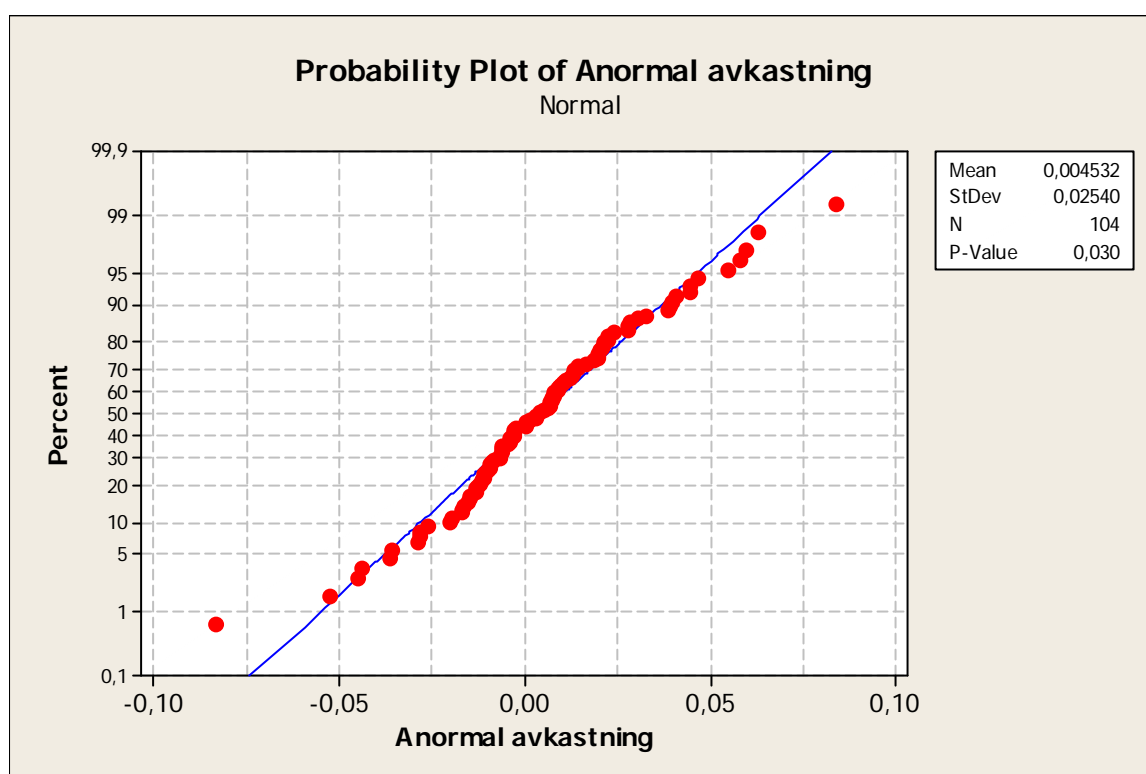
Som vi kan se av tabell I er styrken til endagsvinduet betraktelig bedre enn styrken til todagersvinduet. Dersom anormal avkastning faktisk er på 1% vil vi ha over 98 % sannsynlighet for å forkaste nullhypotesen om ingen anormal avkastning ved bruk av et endagsvindu, men sannsynligheten vil bare være på 82 % ved bruk av et todagersvindu. Ettersom tidligere studier har vist en forholdsvis beskjeden anormal avkastning i begivenhetsvinduet (fra 0,32 % til 1,93 %, James og Smith (2000)) mener vi at det er viktig at testen har en så god styrke som mulig. Vi velger derfor å benytte oss av et endagsvindu når vi gjennomfører vår studie. En annen fordel med å benytte seg av endagsvinduer i vår studie er at vi da unngår clustering ettersom ingen av våre begivenheter faller på samme dag.

Selv om vi velger et endagsvindu slik at styrken av våre tester blir best mulig, vil det imidlertid være en risiko for at testene ikke klarer å fange opp anormal avkastning dersom denne er nær null. Den faktiske anormale avkastningen må være på nesten 0,9 % for at vi skal ha 95 % sannsynlighet for å forkaste nullhypotesen om at den anormale avkastning er 0.

Etter at vi har bestemt lengden på begivenhetsvinduet må vi foreta et valg mellom modellen som benytter seg av en estimeringsperiode på 252 handledager og modellen med 100 handledager. Vi har valgt modellen med 100 handledager siden denne gir lavere gjennomsnittlig varians for prediksjonsfeilene fra estimeringen av de enkelte selskaperes markedsmodeller.

Av de 106 observasjonene våre var to av dem svært avvikende fra resten av observasjonene. Den ene hadde en anormal avkastning på begivenhetsdagen på 30,5 %, mens den andre hadde en anormal avkastning på begivenhetsdagen på -24 %. Ettersom disse observasjonene styrer testresultatene i stor grad har vi valgt å ikke ta med disse observasjonene i våre tester. Beskrivende statistikk for de gjenværende 104 observasjonene har vi presentert i vedlegg H.

For å se om vi kan benytte oss av toutvalgs t-tester når vi skal sammenligne gjennomsnittet til to utvalg utfører vi en normalitetstest (se vedlegg A side 64) på utvalget hvor alle våre 104 observasjoner inngår:



Testen viser at vi kan forkaste nullhypotesen om at populasjonen er normalfordelt. Av plottet kan vi se at det særlig er to observasjoner som avviker, den mest negative og den mest positive med hensyn til anormal avkastning. Dersom disse to observasjonene fjernes og normalitetstesten gjennomføres på nytt, blir den nye p-verdien større enn 0,10 (se vedlegg B). På bakgrunn av resultatene fra normalitetstestene velger vi å kjøre to-utvalgs t-tester, men samtidig å supplere disse testene med Mann-Whitneytester når vi skal trekke konklusjoner i vår studie.

I forbindelse med testresultatene som presenteres i neste kapittel har vi gjennomført varianstester på de utvalgene som testes mot hverandre. Vi kunne ikke forkaste nullhypotesen om lik varians i 10 av 12 tester. For testparametrene som disse testene baserer seg på har vi gjennomført toutvalgs t-tester med antagelse om lik varians. I de to resterende to-utvalgs t-tester har vi antatt ulik varians (se vedlegg C for resultatene av varianstestene).

I analysedelen vurderer vi signifikansen av testresultatene våre. Vi benytter oss av p-verdien til de ulike testresultatene for å vurdere om testresultatene er signifikante. P-verdien for en test måles på bakgrunn av verdien på den observerte testobservatoren (Ubøe og Jørgensen (2004)). Ved å sammenligne verdien av testobservatoren med nullhypotesen, kan man regne ut sannsynligheten for å få en verdi som avviker minst like mye fra nullhypotesen som verdien på testobservatoren gjør, gitt at nullhypotesen stemmer. Det er denne sannsynligheten som er angitt som p-verdi. I våre tester innebærer en p-verdi på under 5 % at testresultatet er signifikant.

Kapittel 7: Resultater og analyse

I vår studie har vi benyttet oss av flere ulike testparametre. I dette kapittelet presenterer vi resultater og analyser av våre tester på disse parametrene. For hver testparameter gir vi først en definisjon av denne og beskriver hvilken effekt som antas å dominere når vi tester dataene på den aktuelle parameteren, for så å presentere resultatene av testene på denne parameteren. De fleste testparametrene vi benytter oss av har blitt brukt i tidligere undersøkelser og vi ønsker å se om vi får lignende resultater når vi utfører tester på våre data. Til slutt i kapittelet presenterer vi regresjoner der vi bruker anormal avkastning som målevariabel og ulike testparametre som forklaringsvariabler.

Tidsperiode

Den første testen vi gjennomfører er en t-test (se vedlegg A side 60) på den anormale avkastningen på begivenhetsdagen for alle observasjonene. Som vi ser i tabell II oppnår selskapene i gjennomsnitt 0,45 % anormal avkastning den dagen de annonserer at de skal ta opp banklån. Dette er ikke statistisk signifikant med en p-verdi på 6,7 %. Selv om vi her beholder nullhypotesen så er resultatene interessante, ettersom fortegnet til den anormale avkastningen samsvarer med tidligere studier samtidig som p-verdien ligger nær forkastningsområdet for nullhypotesen. Imidlertid gir ikke den ikke-parametriske tegntesten noe grunnlag for å forkaste nullhypotesen om ingen anormal avkastning på begivenhetsdagen.

Tabell II

Testparameter	T-test					Mann-Whitney	T-test to utvalg	Tegntest
	n_a	μ_b	S_c	T_d	P_e	P_e	P_e	P_e
Hele datasettet	104	0,0045	0,0250	1,849	0,067			0,120
Eldre observasjoner	52	0,0016	0,0273	0,429	0,670	0,358	0,245	
Nyere observasjoner	52	0,0074	0,0225	2,389	0,021			0,134

a: antall observasjoner

b: gjennomsnittlig anormal avkastning

c: standardavvik til gjennomsnittlig anormal avkastning

d: t-verdi

e: p-verdi

Videre deler vi inn observasjonene i to grupper bestående av de 52 eldste og de 52 nyeste begivenhetene, og foretar nye t-tester. Gruppen med de eldste observasjonene får en ikke-signifikant anormal avkastning på 0,16 %, mens gruppen med de nyeste observasjonene oppnår en signifikant anormal avkastning på 0,74 %. For å undersøke dette nærmere benytter vi oss av en t-test for to utvalg (se vedlegg A side 61). Vi får her en p-verdi på 0,25, og må dermed beholde nullhypotesen om at det ikke er noen forskjell i anormal avkastning mellom de to periodene. Samme resultat får vi når vi kjører den ikke-parametriske testen Mann-Whitney (se vedlegg A side 64), her med en p-verdi på 0,36. Vi har også gjennomført en tegntest (se vedlegg A side 65) for gruppen med de nyeste observasjonene, ettersom denne gruppen har en signifikant anormal avkastning ifølge t-testen for denne gruppen. Tegntesten gir en p-verdi på 0,13, noe som ikke innebærer signifikans i henhold til denne testen.

Testene over gir noe sprikende resultater og det er vanskelig å komme med bastante konklusjoner. Imidlertid har vi fått indikasjoner på at det foreligger noe anormal avkastning forbundet med annonsering av banklånopptak. De nyeste observasjonene oppnår mer signifikant anormal avkastning enn de eldre observasjonene, men på bakgrunn av to-utvalgs t-testen og Mann-Whitney-testen kan vi ikke trekke en klar konklusjon om at det er noen forskjell på den anormale avkastningen mellom nyere og eldre observasjoner. Uansett samsvarer ikke våre resultater med studien til Fields et al.(2006), som viste en signifikant, men avtagende anormal avkastning for observasjoner i perioden 1980-1999, men ingen signifikant anormal avkastning i perioden 2000-2003. Fields mente som tidligere nevnt at bedre informasjon i markedet, i tillegg til bedre analyseverktøy for bankene, bidro til denne nedgangen i anormal avkastning. Vi har intet grunnlag for å trekke de samme konklusjonene.

Totalkapitalrentabilitet

Totalkapitalrentabilitet (ROA) definerer vi som summen av driftsresultat og finansinntekter dividert med bokførte eiendeler. Vi ønsker å bruke dette nøkkeltallet i våre tester av følgende årsak: Dersom et selskap har hatt lav eller negativ rentabilitet foregående år, kan det tenkes at markedet forventer lav inntjening for selskapet i kommende perioder. Men hvis selskapet lykkes å få banklån, er dette et signal på at banken(e) har tro på at selskapet kan skape tilstrekkelige resultater slik at det i det minste kan betjene gjelden sin. Bakgrunnen for dette er

at banken som følge av dens overvåkning og nære forbindelse med selskapet kan ha tilegnet seg informasjon om selskapet som resten av markedet ikke har, jamfør litteraturgjennomgangen om Fama og James. Ved at selskapet får lån blir noe av denne private informasjonen tilgjengelig for markedet. Fields (2006) fant en negativ sammenheng mellom siste års total kapitalrentabilitet og anormal avkastning i sin regresjonsanalyse, noe som tyder på at det er selskaper med dårlig rentabilitet som har størst sannsynlighet for å få en positiv anormal avkastning ved annonsering av låneopptak.

Resultater (Tabell III)

For å kjøre tester på total kapitalrentabilitet sorterer vi datamaterialet på parameteren og deler inn i to grupper; en for den halvdelen av observasjonene med de høyeste verdiene og en for halvdelen med de laveste. Som vi ser i tabell III oppnår selskapene med relativt høy total kapitalrentabilitet en anormal avkastning på 0,62 % den dagen de annonserer at de skal ta opp banklån, noe som er signifikant på 5 %-nivå. Selskapene med relativt lav rentabilitet derimot, får kun en anormal avkastning på 0,29 % med en p-verdi på 0,48. Disse resultatene var overraskende sett i forhold til antagelsen om at det er de minst lønnsomme selskapene som bør få størst positiv markedsreaksjon ved opptak av banklån. Hvis vi derimot benytter oss av Mann-Whitneytesten eller t-testen for to utvalg for å undersøke om det er noen signifikante forskjeller mellom de to gruppene, finner vi at dette ikke er tilfelle. En mulig forklaring på dette er at den gjennomsnittlige anomale avkastningen som brukes når vi tester gruppene hver for seg drives av enkelte ekstreme observasjoner. Dersom vi fjerner den observasjonen med størst anormal avkastning fra halvdelen med høyest ROA, øker p-verdien fra 0,029 til 0,097. Dette tyder på at datamaterialet er for lite til å trekke klare konklusjoner om sammenhengen mellom rentabilitet og signaleffekt ved opptak av banklån.

Tabell III

Testparameter		T-test					Mann-Whitney	T-test to utvalg	Tegntest
		n	μ	S	T	P	P	P	P
ROA	høy	52	0,0062	0,0198	2,246	0,029	0,647	0,514	0,083
	lav	52	0,0029	0,0293	0,713	0,479			
	< 0	35	0,0051	0,0322	0,932	0,358	0,902	0,879	
	> 0	69	0,0043	0,0204	1,733	0,088			
Rdg	høy	52	0,0066	0,0191	2,478	0,017	0,385	0,418	0,013
	lav	52	0,0025	0,0298	0,606	0,547			

Siden vi fikk signifikante resultat for halvdelen med høy ROA, men ikke halvdelen med lav ROA, delte vi inn materialet på nytt for å se om dette kunne gi tydeligere resultater. Denne gang delte vi inn i selskapene med henholdsvis positiv og negativ rentabilitet. Dette ga imidlertid ingen nye signifikante resultater.

En mulig årsak til at resultatene ikke samsvarer med våre opprinnelige antagelser er at rentabilitetstallene vi har beregnet gjelder for regnskapsåret før begivenhetsdatoen. For selskaper som annonserer banklånopptak mot slutten av året, vil rentabilitetstallene derfor kunne ha begrenset relevans, ettersom det i mellomtiden har kommet flere kvartalsrapporter med oppdatert informasjon om selskapets inntjening.

Rentedekningsgrad

Vi definerer rentedekningsgrad (Rdg) som driftsresultat delt på finanskostnader.

Begrunnelsen for å benytte dette nøkkeltallet tilsvarer den for totalrentabilitet, det vil si at dersom et selskap har hatt lav rentedekningsgrad og så blir innvilget lån, er dette et signal på at banken har tro på selskapet. Dette kan gi positivt utslag for selskapets aksjekurs.

Resultater (Tabell III)

Når vi kjører tester deler vi datamaterialet i to, en del for halvdelene av selskapene med relativt høy rentedekningsgrad og en for resten av selskapene. Resultatene fra testene på rentedekningsgrad gjenspeiler i stor grad resultatene fra testene på totalkapitalrentabilitet: Selskapene med relativt høy rentedekningsgrad har signifikant positiv anormal avkastning ved banklånopptak, mens selskapene med relativt lav rentedekningsgrad har en ikke-signifikant positiv anormal avkastning. Vi foretar igjen en Mann-Whitney-test og en t-test for to utvalg, og i følge disse testene er det ikke noen signifikant forskjell mellom den anormale avkastningen til de to gruppene sortert på bakgrunn av rentedekningsgrad.

Beta-verdi og standardavvik

Vi benytter oss av beta-verdien og standardavviket til meravkastningen fra vår estimering av markedsmodellen for de ulike selskapene. Beta-verdien måler et selskaps systematiske risiko, mens standardavviket måler totalrisiko. Hypotesen er at en investor i et risikabelt selskap i større grad verdsetter långivers screening og overvåking (Billett et al. (1995)). Grunnen til dette er at selskaper som har stor variasjon i avkastningen og derigjennom høy risiko, ofte kan være vanskeligere å verdsette for en investor. Derfor blir verdien av bankens private informasjon høyere for markedet i slike situasjoner, og banklånets signaleffekt tilsvarende viktigere. Denne antagelsen får Billett et al. bekreftet i sin regresjonsanalyse, som ga en positiv sammenheng mellom selskapsrisiko og anormal avkastning ved annonsering av låneopptak.

Resultater (Tabell IV)

Vi deler først observasjonene inn i to halvdelene sortert etter beta-verdiene vi har estimert for selskapene. Vi gjennomfører t-tester og finner at selskapene med relativt høye beta-verdier får en signifikant anormal avkastning på 0,72 % , mens selskapene med relativt lave beta-verdier får en anormal avkastning på 0,18 % med en p-verdi på 0,61. Disse resultatene stemmer overens med antagelsen om at relativt risikable selskaper, her målt med beta-verdi, kan være vanskeligere for en investor å verdsette, og at signaleffekten ved banklånopptak for disse selskapene derfor er tydeligere. Imidlertid sier både t-testen for to utvalg og Mann-Whitney-

testen utført på de to gruppene at det ikke er noen signifikant forskjell mellom dem. Den ikke-parametriske tegntesten gir oss heller ingen signifikante resultater.

Tabell IV

Testparameter	T-test					Mann-Whitney	T-test to utvalg	Tegntest	
	n	μ	S	T	P				P
Beta	høy	52	0,0072	0,0239	2,180	0,034	0,522	0,282	0,203
	lav	52	0,0018	0,0261	0,509	0,613			
	< 1	58	0,0031	0,0266	0,877	0,384			
	> 1	46	0,0064	0,0228	1,899	0,064			
Standardavvik	høy	52	0,0059	0,0314	1,364	0,179			
	lav	52	0,0031	0,0163	1,386	0,172			

Vi deler også inn selskapene etter hvorvidt beta-verdiene deres er større eller mindre enn 1. Dette ga ingen signifikante resultater.

Når vi tester på standardavvik deler vi igjen selskapene i to grupper, en for den halvdelen av selskaper med høyest standardavvik til meravkastning, og en for halvdelen med de laveste. Her gir ikke t-testene noen signifikante resultater, og det kan derfor se ut til at et selskaps totalrisiko ikke er knyttet til signaleffekten ved opptak av banklån.

Inflasjonsjusterte eiendeler og markedsverdi

Ifølge Fields et al.(2006) og Slovin et al.(1992) har mindre selskaper større sannsynlighet for å få en positiv signaleffekt ved opptak av banklån. Som nevnt i litteraturgjennomgangen er en grunn til dette at større selskaper utsettes for mer overvåking og at informasjonsasymmetrien derfor trolig er mindre for disse selskapene. Som mål for størrelse på selskapet benytter vi oss

av bokførte eiendeler og markedsverdi av selskapene, som vi justerer med konsumprisindeksen fra Statistisk Sentralbyrå (www.ssb.no).

Resultater (Tabell V)

Vi gjennomfører t-tester der vi deler inn dataene 50/50 etter størrelse. Først deler vi inn etter inflasjonsjustert bokført verdi av eiendeler og dette gir ingen signifikante resultater verken for halvdelene med de største selskapene eller de minste selskapene. Deretter foretar vi en tilsvarende test, men denne gangen deler vi inn etter inflasjonsjustert markedsverdi. Heller ikke denne gang får vi noen signifikante resultater. Det ser dermed ut til at signaleffekten ved banklånopptak ikke er relatert til selskapenes størrelse. Dette funnet strider mot resultatene fra studiene til Fields et al. og Slovin et al., som fant at selskapsstørrelse hadde betydning for anormal avkastning ved annonsering av banklånopptak.

Tabell V

Testparameter	T-test					Mann-Whitney	T-test to utvalg	Tegntest
	n	μ	S	T	P	P	P	P
Infl. just. eiendeler	høy	52	0,0047	0,0229	1,485	0,144		
	lav	52	0,0044	0,0270	1,164	0,250		
Infl. just. selskapsverdi	høy	52	0,0045	0,0212	1,545	0,128		
	lav	52	0,0045	0,0283	1,153	0,254		
Marked/bok-forhold	høy	52	0,0052	0,0259	1,453	0,152		
	lav	52	0,0038	0,0241	1,152	0,255		
Gjeldsandel	høy	50	0,0000	0,0255	-0,006	0,995	0,071	0,070
	lav	51	0,0092	0,0246	2,668	0,010		

Marked/bok-forhold

Marked/bok-forhold vil si selskapets markedsverdi delt på bokført egenkapital. For selskaper med relativt høy marked/bok er en større del av markedsverdien basert på fremtidig vekst i inntjeningen. Slike selskaper vil derfor kunne være vanskeligere å verdsette på grunn av usikkerheten som ligger i vekstfaktorene. Informasjonen som ligger i en banklånmelding vil dermed kunne ha større betydning for vekstselskaper enn for verdiselskaper (Billett et al.(1995)).

Resultater(Tabell V)

For å undersøke om en annonsering av banklånopptak har større betydning for vekstselskaper enn for verdiselskaper delte vi inn selskapene i to halvdelar etter deres marked/bok-forhold. Verken for selskapene med de høyeste eller laveste marked/bok-verdiene fikk vi noen signifikante resultater på t-testene vi kjørte. Altså ser det ut til at informasjonen som ligger i en banklånmelding ikke har en større betydning for vekstselskaper enn for verdiselskaper, noe som er konsistent med funnene i studiene til Billett et al. og Fields et al.

Gjeldsandel

Vi definerer gjeldsandel som bokført langsiktig rentebærende gjeld dividert med markedsverdien til selskapet. Vi hadde opprinnelig tenkt å inkludere kortsiktig rentebærende gjeld i telleren, men det viste seg at dette ikke lot seg gjøre grunnet måten regnskapstallene var lagt inn i Børsprosjektets database. Som en følge av trade-off-teorien vil markedet kunne reagere positivt på selskaper som øker gjeldsandelen dersom de i utgangspunktet har en gjeldsandel som ansees å være lavere enn optimalt, og motsatt dersom gjeldsandelen oppfattes å være for høy.

Resultater (Tabell V)

Vi deler inn selskapene etter gjeldsandel og danner en gruppe for den halvparten av selskapene med høyest gjeldsandel og en for resten av selskapene. Vi kjører t-tester og finner at selskapene med relativt lav gjeldsandel oppnår en anormal avkastning på knapt 1 % den

dagen de annonserer at de tar opp banklån, noe som er statistisk signifikant på 5 %-nivå og nesten på 1%-nivå. Derimot oppnår selskapene med relativt høy gjeldsandel tilnærmet null i gjennomsnittlig anormal avkastning, og p-verdien til testen fører til at det ikke er grunnlag for å si at avkastningen er forskjellig fra null. Vi foretar i tillegg en Mann-Whitneytest og en t-test for to utvalg. Testene gir oss p-verdier på henholdsvis 7,1 % og 7,0 %. Dette betyr at dersom forskjellen mellom de to gruppene hadde vært noe større, ville vi forkastet nullhypotesen om at det ikke er noen forskjell i anormal avkastning for gruppene. I tillegg viser tegntesten utført på gruppen med relativt lav gjeldsandel en signifikant overvekt av observasjoner med positiv anormal avkastning.

Alle disse testene tatt i betraktning har vi indikasjoner på at selskaper med relativt lav gjeldsandel oppnår høyere anormal avkastning ved banklånopptak enn selskaper med relativt høy gjeldsgrad. Dette funnet er interessant i forhold til trade-off-teorien som sier at man kan øke et selskaps markedsverdi ved å optimalisere dets kapitalstruktur.

Relativ størrelse på nytt lån

Vi måler det nye låneopptaket i forhold til bokførte eiendeler og selskapets markedsverdi. Vår hypotese er at et låneopptak som er lite i forhold til eiendeler eller markedsverdi vil ha relativt liten signaleffekt, mens et betydningsfullt lån i forhold til eiendeler eller markedsverdi vil ha en tilsvarende større signaleffekt. Imidlertid vil det være vanskelig å forutsi hvorvidt utslaget i aksjekursen vil bli positivt eller negativt, ettersom et stort låneopptak kan være både positivt og negativt ifølge trade-off-teorien.

Resultater (Tabell VI)

For å undersøke om den relative størrelsen på det nye banklånet påvirker eventuell anormal avkastning, foretar vi igjen t-tester. Først ser vi på nytt lån delt på eiendeler, og deler inn i to like store grupper av selskaper med henholdsvis de med relativt små låneopptak og de med relativt store låneopptak. Vi finner ingen statistisk signifikante resultater her. Deretter ser vi på nytt lån dividert med markedsverdi, og deler som vanlig inn i en gruppe for selskapene med de laveste verdiene og en for de med de høyeste verdiene. For selskaper der det nye lånet

utgjør en relativt stor del av markedsverdien oppstår det en anormal avkastning på -0,16 % til en p-verdi på 0,67, noe som ikke er signifikant. Vi kan altså ikke si at anormal avkastning for disse selskapene er forskjellig fra null. Derimot gir selskapene med relativt små låneopptak oss et signifikant resultat på 1 %-nivå: Disse selskapene oppnår en positiv anormal avkastning på om lag 1 % den dagen de annonserer at de skal ta opp et nytt banklån. For ytterligere å kunne underbygge konklusjonen om at signaleffekten ved banklånopptak er størst for selskaper med relativt små nye låneopptak, foretar vi en Mann-Whitneytest og en t-test for to utvalg. Disse testene gir oss p-verdier på henholdsvis 0,04 og 0,03, og bekrefter dermed resultatene fra t-testene foretatt på de to gruppene separat. Også tegntesten støtter opp om denne konklusjonen, da denne gir en p-verdi på 0,02 for gruppen av selskaper med lav relativ størrelse på låneopptaket.

Tabell VI

Testparameter	T-test					Mann-Whitney	T-test to utvalg	Tegntest
	n	μ	S	T	P	P	P	P
Nytt lån/eiendeler	høy	50	0,0026	0,0250	0,736	0,466		
	lav	50	0,0055	0,0245	1,585	0,119		
Nytt lån/selskapsverdi	høy	50	-0,0016	0,0263	-0,423	0,674	0,045	0,025
	lav	50	0,0097	0,0231	2,963	0,005		

Vi har her et resultat som strider imot vår antagelse om at signaleffekten ved banklånopptak vil ha størst betydning for selskap som tar opp relativt store lån. For å undersøke dette nærmere foretok vi en regresjon med nytt lån/selskapsverdi som målevariabel og gjeldsandel som forklaringsvariabel. Denne viser at det er en klar positiv sammenheng mellom variablene (se vedlegg D). Det kan dermed tyde på at selskaper som allerede har en høy gjeldsandel tar opp store lån relativt til markedsverdien av selskapet, mens det motsatte er tilfellet for selskaper med lav gjeldsandel. Vårt funn om at selskaper som annonserer opptak av relativt store lån oppnår en lavere anormal avkastning enn de som annonserer opptak av relativt

mindre lån, stemmer dermed godt overens med trade-off-teorien, da disse selskapene samtidig har tendens til å ha relativt høy gjeldsandel i utgangspunktet.

Syndikatlån

Annonseringene om opptak av banklån kan deles inn etter hvorvidt lånene er gitt fra en enkelt bank eller av et syndikat av banker. Som nevnt tidligere er det hovedsaklig to momenter som kan ha innvirkning på hvorvidt flere långivere skal gi høyere eller lavere anormal avkastning enn med kun en långiver: Flere långivere kan gjøre det vanskelig å reforhandle lånet, noe som trekker i negativ retning. På en annen side kan flere långivere trekke den anormale avkastningen i positiv retning, ettersom det da blir flere banker som overvåker selskapet. Tidligere studier har gitt noe ulike resultater for denne testparameteren. Preece og Mullineaux (1996) fant at annonsering av ikke-syndikerte banklån hadde en signifikant høyere positiv anormal avkastning enn annonsering av syndikerte banklån, men disse resultatene ble ikke bekreftet av Fields et al. (2006).

Resultater (Tabell VII)

Vi tester hvordan syndikatlån påvirker anormal avkastning ved banklånopptak ved å dele inn selskapene etter om lånet ble gitt av et syndikat av banker eller ikke. T-testene viser at selskap som tar opp et syndikatlån ikke oppnår en anormal avkastning forskjellig fra null. Derimot vil selskap som tar opp banklån som ikke er gitt av syndikater oppnå en signifikant anormal avkastning på 1,16 %. Ved å teste de to gruppene av selskaper mot hverandre med Mann-Whitneytesten og t-testen for to utvalg får vi p-verdier på henholdsvis 4,1 % og 5,2 %. På bakgrunn av disse to testene har vi indikasjoner på at det er en forskjell i anormal avkastning for selskap som tar opp syndikatlån, og de som tar opp andre typer banklån. Tegntesten utført på gruppen som tar opp ikke-syndikerte lån gir også en p-verdi nær forkastningsområdet. Funnene ved testene på långiver indikerer at selskaper som annonserer opptak av syndikerte banklån får en lavere anormal avkastning som følge av annonseringen enn selskaper som annonserer opptak av ikke-syndikerte banklån. Vi skulle imidlertid gjerne sett at testene ga klarere resultater. På bakgrunn av våre resultater kan det virke som om det er den reduserte reforhandlingsmuligheten i forbindelse med syndikatlån som dominerer graden av anormal

avkastning knyttet til denne testparameteren. Dette er samme konklusjon som Preece og Mullineaux (1996) kom frem til.

Tabell VII

Testparameter	T-test					Mann-Whitney	T-test to utvalg	Tegntest	
	n	μ	S	T	P	P	P	P	
Syndikat	71	0,0012	0,0224	0,468	0,641	0,041	0,067	0,059	
Ikke syndikat	33	0,0116	0,0298	2,235	0,033				
Ukjent løpetid	32	0,0073	0,0308	1,350	0,187	0,386	0,183	0,311	
Løpetid	>5 år	37	0,0074	0,0209	2,139				0,039
	<5 år	35	-0,0010	0,0230	-0,263				0,794

Løpetid

I følge Tirole (2006) vil et låns løpetid kunne påvirke signaleffekten til et låneopptak. Lån med kort løpetid innebærer at selskapet blir utsatt for hyppigere overvåkning ettersom lånet ofte må fornyes. Selskaper som av ulike grunner frykter at det på et senere tidspunkt vil bli vanskelig å sikre seg lånefinansiering, vil derfor ønske å ta opp lån med lang løpetid. Derfor kan løpetid på lånet være et signal på selskapets tro på fremtidig utvikling.

Resultater (Tabell VII)

For å teste på løpetid deler vi inn selskapene i tre grupper; selskapene som tar opp lån med løpetid på over fem år, de med løpetid kortere enn fem år, samt selskapene hvis løpetid på lånet er ukjent. Vi kjører t-tester på hver enkelt av de tre gruppene og får ett signifikant resultat: For selskap som tar opp lån med løpetid på mer enn fem år finner vi en anormal avkastning på 0,74 %. Vi kjører deretter to tester for å se om det er signifikante forskjeller i anormalavkastning for selskap som tar opp relativt lange lån kontra de som tar opp relativt korte lån: Verken Mann-Whitneytesten eller t-testen for to utvalg gir oss grunnlag til å si at

dette er tilfelle. Tegntesten gir heller intet signifikant resultat for gruppen med løpetid over 5 år. Testene sett under ett gir altså lite grunnlag for å si at løpetid på lånet har noen avgjørende effekt på anormal avkastning ved låneopptak. Teorien om at det er selskaper som tar opp lån med kort løpetid som skal få en positiv anormal avkastning finner vi ingen beviser for.

Fornyhet/nytt lån

Som nevnt i litteraturgjennomgangen finner blant annet Lummer og McConnell (1989) at fornyede lån gir positiv signaleffekt, mens nye ikke gir noen effekt (se side 17). For å undersøke om dette også gjelder for norske data, forsøkte vi å dele observasjonene inn etter hvorvidt lånene var en fornyelse eller en helt ny låneavtale. Det viste seg imidlertid å være problematisk å gjøre en slik inndeling, da det ofte ikke fremgikk av børsmeldingene om lånene var nye eller fornyede. Også der det ble nevnt at det dreide seg om en fornyelse av en låneavtale, mener vi at det i noen tilfeller kan være feil å kategorisere lånet som fornyet: Dette gjelder de fornyede syndikatlåne, der det er uvisst om det er de samme bankene som inngår i det nye syndikatet som i det som erstattes. Trolig vil sammensetningen av bankene som gir et bestemt selskap syndikatlån variere fra gang til gang. På bakgrunn av dette har vi valgt å ikke gjennomføre noen tester på denne parameteren. Dette er synd ettersom tidligere studier har vist at denne testparameteren har gitt signifikante resultater.

Avkastningstrend siste år før begivenhetsvindu

For å finne avkastningstrenden til et selskap bruker vi beta-verdier basert på avkastningen i en periode på 52 uker før et år før begivenhetsvinduet. Deretter regner vi ut samlet avkastning for henholdsvis marked og aksje over 252 handledager før begivenhetsvinduet, for til slutt å finne mer- eller mindreavkastning i forhold til kapitalverdimodellen. I tillegg har vi beregnet forskjellen mellom selskapsavkastning og markedsavkastning året før begivenhetsvinduet. Vi gjør dette fordi betaestimatene vi beregner ofte har meget lav forklaringsgrad. Vi benytter oss av avkastningstrend som testparameter på bakgrunn av at selskaper som har opplevd dårlig avkastning i forhold til markedet i teorien vil reagere positivt på et låneopptak: Banken(e) gir et signal til markedet om at det har tro på at selskapet i det minste kan betjene gjelden sin. Dette støttes også av Fields et al.(2006) sin regresjonsanalyse.

For selskaper som har hatt en positiv avkastningstrend er det derimot et annet forhold som vil kunne ha betydning: Ifølge Billett et al.(1995) velger selskaper å utstede aksjer etter en periode med kursoppgang, mens de utsteder gjeld når de mener aksjen er undervurdert i markedet. Dersom man velger å utstede gjeld selv om aksjekursen har hatt en positiv trend, vil dette kunne være et signal om at ledelsen mener at selskapet fremdeles er undervurdert, og markedet vil derfor kunne reagere positivt på et låneopptak.

Resultater (Tabell VIII)

Først ser vi på selskapenes avkastningstrend målt i forhold til markedsavkastningen. Vi deler inn selskapene i to halvdelar: Selskapene med relativ høy avkastning i én gruppe og de med relativt lav avkastning i den andre gruppen. Som vanlig kjører vi t-tester, og ingen av resultatene fra disse er signifikante. Deretter kjører vi nye t-tester der vi deler inn selskapene etter om selskapets avkastning har vært større eller mindre enn markedsavkastningen. Vi finner her at selskapene som har lavere avkastning enn markedet oppnår en signifikant anormal avkastning på 0,76 %, mens det ikke er noen signifikant anormal avkastning for resten av selskapene. I tillegg kan man ifølge Mann-Whitneytesten konkludere med at det er en signifikant forskjell i anormal avkastning mellom de to overnevnte gruppene av selskaper. Imidlertid gir t-testen for to utvalg ikke noe grunnlag for å si at det er noen signifikant forskjell i anormal avkastning mellom gruppene. Tegttesten for gruppen med lavere avkastning enn markedsavkastning gir meget signifikant resultat ettersom hele 39 av 59 observasjoner har positiv anormal avkastning, noe som gir en p-verdi på 0,7 %. Sett under ett tyder disse testresultatene på at selskaper som har hatt lavere avkastning enn markedsavkastningen året før estimeringsperioden får en positiv anormal avkastning ved opptak av banklån. Dette resultatet er i samsvar med teorien om at selskaper som har gjort det svakt i tiden før låneopptaket, får en positiv effekt på aksjekursen ved låneopptaket. Funnet er også i samsvar med studiene til Fields et al.(2006) og Slovin et al.(1992).

Tabell VIII

Testparameter	T-test					Mann-Whitney	T-test to utvalg	Tegntest
	n	μ	S	T	P	P	P	P
Forskjell selskapsavk. /markedsavk.	høy	52	0,0032	0,0244	0,947	0,348		
	lav	52	0,0059	0,0255	1,652	0,105		
	> 0	45	0,0005	0,0246	0,130	0,897	0,038	0,156
	< 0	59	0,0076	0,0253	2,313	0,024		0,007
Avk. ifht. markedsmodell	høy	44	0,0024	0,0270	0,596	0,555		
	lav	44	0,0072	0,0228	2,111	0,041	0,165	0,368
	> 0	47	0,0027	0,0266	0,685	0,497	0,134	0,384
	< 0	41	0,0073	0,0230	2,042	0,048		0,004

Vi ønsker også å undersøke sammenhengen mellom signaleffekt ved banklånopptak og avkastningstrend justert for forskjeller i beta-verdier. Vi gjør tilsvarende tester som i avsnittet over, det vil si at vi først deler selskapene i to grupper med like mange i hver, sortert på faktisk avkastning i forhold til den som predikeres av kapitalverdimodellen. Dette gir oss følgende signifikante resultat: Selskap med relativ lav avkastning i forhold til den gitt av CAPM oppnår i gjennomsnitt en anormal avkastning på 0,72 % den dagen de annonserer at de skal ta opp banklån. Når vi så tester de to gruppene mot hverandre ved hjelp av Mann-Whitneytesten og t-testen for to utvalg, viser det seg derimot at det ikke er grunnlag for å hevde at avkastningen mellom de to gruppene er signifikant forskjellig. Tegntesten gir imidlertid meget signifikante positive resultater.

Vi deler så selskapene inn etter om avkastningen har vært større eller lavere enn den som predikeres ut ifra kapitalverdimodellen. Vi utfører de samme testene som da vi delte inn selskapene 50/50 etter samme kriterium, og resultatene viser seg å være tilnærmet like som ved forrige inndeling. Altså er våre signifikante funn her at selskap med lavere faktisk avkastning enn den som er gitt fra CAPM, får en anormal avkastning på 0,7 %, i tillegg til at tegntesten for denne gruppen gir et meget signifikant resultat med en p-verdi på 0,4 %. Igjen ser det ut til at selskaper med dårlig avkastningstrend får en positiv anormal avkastning ved

banklånopptak, selv om resultatene er noe svakere dersom vi benytter oss av CAPM når vi beregner avkastningstrenden.

Rating hos långiver

En testparameter som vi gjerne hadde benyttet oss av er rating av långiver. Som beskrevet i litteraturgjennomgangen fant Billett et al. at anormal avkastning ved annonsering av banklånopptak er knyttet til kvaliteten til långiver: Høy rating av långiver gir høy anormal avkastning. Dessverre har vi ikke lyktes å innhente informasjon om ratingen til bankene som har gitt lån i vår undersøkelse.

Oppsummering

I tabell IX har vi presentert de mest signifikante testresultatene, det vil si de testparametrene som er signifikante i forhold til enten Mann-Whitney eller to-utvalgs t-testen (alle disse testparametrene har også signifikans i minst en av en-utvalgs t-testene).

Tabell IX

Testparameter	T-test					Mann-Whitney	T-test to utvalg	Tegntest	
	n	μ	S	T	P	P	P	P	
Gjeldsandel	høy	50	0,0000	0,0255	-0,006	0,995	0,071	0,070	0,018
	lav	51	0,0092	0,0246	2,668	0,010			
Nytt lån/selskapsverdi	høy	50	-0,0016	0,0263	-0,423	0,674	0,045	0,025	0,024
	lav	50	0,0097	0,0231	2,963	0,005			
Forskjell selskapsavk./markedsavk.	> 0	45	0,0005	0,0246	0,130	0,897	0,038	0,156	0,007
	< 0	59	0,0076	0,0253	2,313	0,024			
Syndikat/ikke-syndikat		71	0,0012	0,0224	0,468	0,641	0,041	0,052	0,059
Ikke syndikat		33	0,0116	0,0298	2,235	0,033			

Resultatene fra testene på parametrene gjeldsandel og nytt lån/selskapsverdi gir grunnlag for å hevde at signaleffekten ved opptak av banklån påvirkes av hvordan selskapets kapitalstruktur er. Markedet ser ut til å belønne selskap i henhold til trade-off teorien: Selskaper med relativt lite gjeld kan få en mer optimal kapitalstruktur, og dermed høyere markedsverdi, ved å ta opp mer gjeld.

Når det gjelder bankenes evne til å redusere asymmetrisk informasjon kan det virke som denne effekten kun er tilstede når selskapets aksjeutvikling har vært dårligere enn markedets utvikling i tiden før låneopptaket. I tillegg har vi funnet at selskaper som annonserer opptak av ikke-syndikerte banklån får høyere anormal avkastning enn selskaper som annonserer opptak av syndikerte lån.

Regresjoner

For å undersøke resultatene fra t-testene og de ikke-parametriske testene nærmere foretar vi enkle, lineære regresjoner (se vedlegg A side 66) der vi bruker anormal avkastning som målevariabel. Som forklaringsvariabel bruker vi de testparametrene som ga oss signifikante resultater i de foregående testene. Noe overraskende gir ingen av regresjonene signifikante resultater (se vedlegg E). Som det fremgår av tabell X har samtlige regresjoner svært lav forklaringsgrad gitt ved R^2 , i tillegg til at ingen av koeffisientene til forklaringsvariablene har en p-verdi på under 5 %. Den eneste forklaringsvariabelen som har en p-verdi nær forkastningsområdet er syndikat/ikke-syndikat. Denne variabelen har imidlertid også svært lav R^2 .

Tabell X

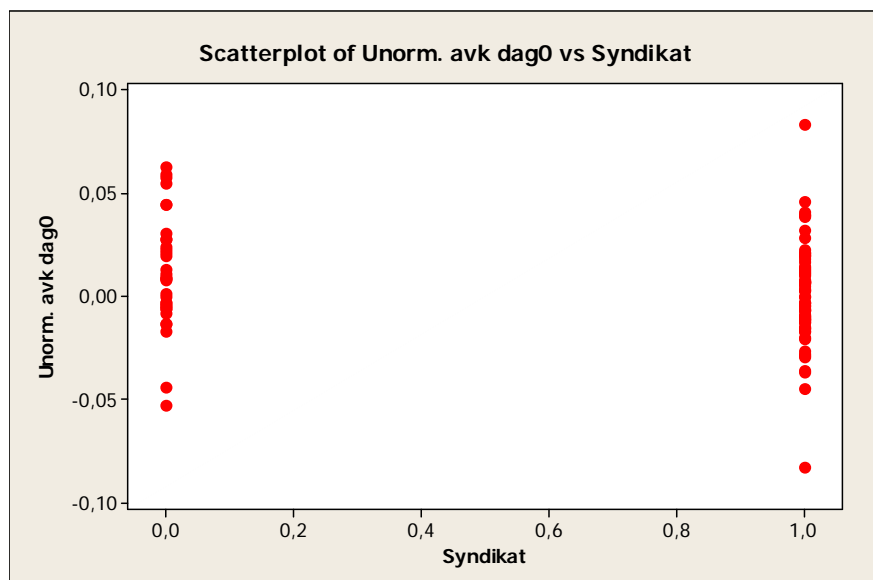
Forklaringsvariabel	Regresjonslinje	P	R^2
Syndikat	$y = 0,0116 - 0,0104 x$	0,052	3,60 %
Forskjell fra markedsavk.	$y = 0,00502 - 0,00513 x$	0,187	1,70 %
Rentedekningsgrad	$y = 0,00461 + 0,000035 x$	0,522	0,40 %
Gjeldsandel	$y = 0,00655 - 0,00194 x$	0,388	0,80 %
Nytt lån/selskapsverdi	$y = 0,00643 - 0,00387 x$	0,233	1,40 %

Også når vi forsøker å justere for heteroskedastisitet ved å dividere avhengig og uavhengige variabler med standardavviket til prediksjonsfeilen fra estimeringen av markedsmodellen², gir ingen av regresjonene signifikante resultater (se vedlegg F):

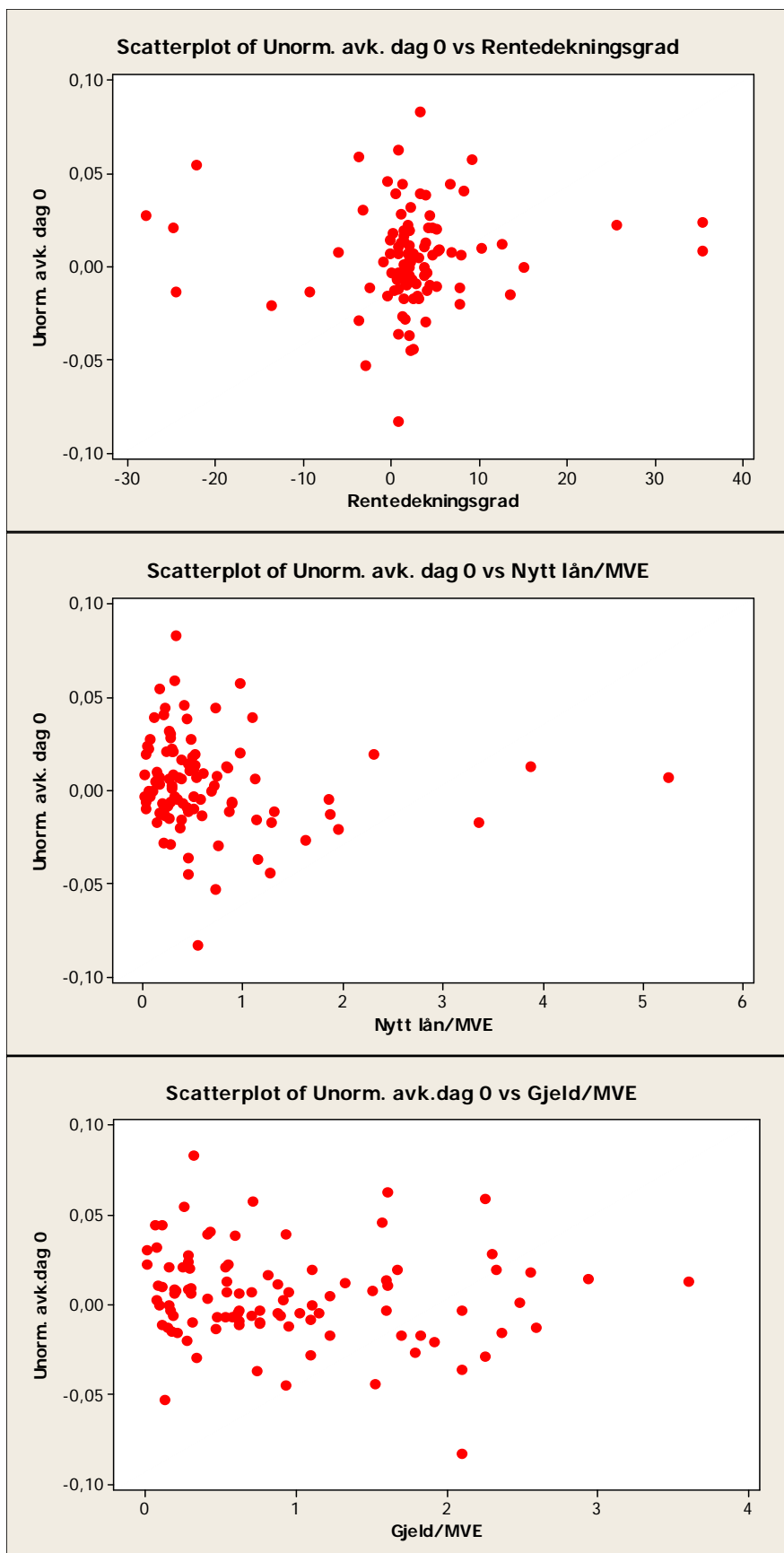
Tabell XI

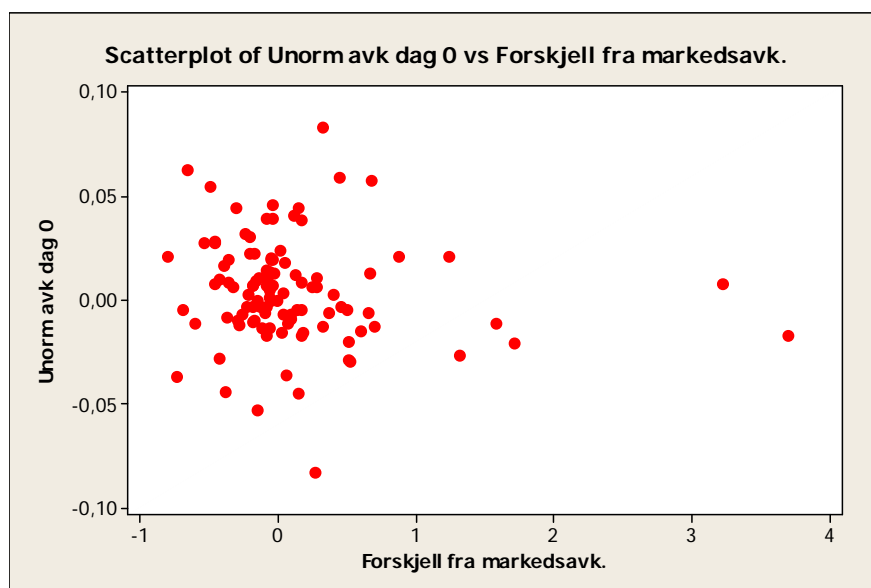
Forklaringsvariabel	Regresjonslinje	P	R ²
Forskjell fra markedsavk.	$y = 0,208 - 0,00297 x$	0,505	0,40 %
Rentedekningsgrad	$y = 0,201 + 0,000053 x$	0,454	0,60 %
Gjeldsandel	$y = 0,351 - 0,00313 x$	0,212	1,60 %
Nytt lån/selskapsverdi	$y = 0,332 - 0,00475 x$	0,114	2,50 %
Syndikat	$y = 0,455 - 0,372 x$	0,112	2,50 %

Ved å se på diagrammene under der vi plotter anormal avkastning mot testparametrene, ser vi årsaken til at det er vanskelig å lage regresjonslinjer med høy forklaringsgrad. Det ser ikke ut til å være en lineær sammenheng mellom måle- og forklaringsvariabel i de ulike plottene:



² Metode brukt i Slovin et. al (1992).





Studerer vi residualdiagrammene for de ulike regresjonene ser vi at forutsetningen om tilnærmet normalfordelte residualer og forutsetningen om at variansen til feilleddene er konstant, i mange tilfeller ser ut til å være brutt (se vedlegg E og F). Men det er lite trolig at bruddet på disse forutsetningene er årsaken til manglende signifikans ettersom det fremkommer av scatterplotdiagrammene at det neppe er noen lineær sammenheng mellom anormal avkastning ved banklånopptak og de ulike testparametrene.

Vi har også forsøkt å kjøre en multippel regresjon (se vedlegg A side 68) med anormal avkastning som avhengig variabel og ulike testparametre som uavhengige variabler. Vi forsøkte ulike kombinasjoner av høyresidevariabler, men vi fant ingen modeller med signifikante sammenhenger (se vedlegg G). Dette var som forventet, siden vi tidligere ikke kunne påvise noen signifikante sammenhenger i de enkle regresjonene.

Kapittel 8: Oppsummering og konklusjon

I foregående kapittel har vi sett at våre regresjonstester og plottdiagram har gitt usignifikante sammenhenger mellom anormal avkastning ved låneopptak og ulike testparametre. Disse resultatene sår tvil om vi kan stole på resultatene av de øvrige testene vi har gjennomført, eller om resultatene er drevet av ekstreme observasjoner. Et problem med vårt datamateriale er at det består av relativt få observasjoner i forhold til de utenlandske studiene vi har beskrevet tidligere i utredningen. Det at datamaterialet består av relativt få observasjoner er et problem med tanke på at enkeltobservasjoner da får større effekt på resultatene, og enkelte ekstreme observasjoner kan avgjøre om et testresultat er signifikant eller ikke. I vår studie får dette problemet stor betydning på grunn av at flere av våre testresultater har en p-verdi nær forkastningsgrensen. Dette gjør at det ikke kan legges for stor vekt på de signifikante resultatene vi har funnet. Et eksempel på at en tests p-verdi endres betraktelig når vi fjerner en observasjon, er at når vi utelater den observasjonen med høyest positiv anormal avkastning på dag 0, vil p-verdien for t-testen gjennomført på hele datasettet øke fra 6,7 % til 12,9 %. Tilsvarende vil p-verdien falle fra 6,7 % til 3,0 % dersom vi fjerner den observasjonen med størst negativ anormal avkastning på dag 0.

På den ene siden gir altså enkelte av testresultatene indikasjoner på at flere av antagelsene vi hadde på forhånd stemmer. Dette gjelder hypotesene om at selskaper med relativt lav gjeldsandel, selskaper med dårligere kursutvikling enn markedet eller selskaper som tar opp ikke-syndikerte lån, oppnår en positiv anormal avkastning ved annonsering av banklånopptak. På den andre siden er disse potensielt drevet av ekstreme observasjoner. I tillegg underbygger verken regresjonene eller plottdiagrammene resultatene vi fant ved hjelp av t-testene og de ikke-parametriske testene.

Med slike resultater blir det vanskelig å trekke bombastiske konklusjoner. Vi har antydninger om at annonsering av opptak av banklån har en signaleffekt i gitte situasjoner. Det er derimot lite trolig at denne signaleffekten er særlig stor, ettersom vi da sannsynligvis ville fått mer signifikante resultater jamfør resultatene på styrketesten av modellen vår (se side 29). Det at regresjonene gir svært lav forklaringsgrad og ingen signifikante koeffisienter trekker også i

retning av at dersom det foreligger en anormal avkastning, så er den i så fall liten. Alt i alt har vi i vår studie av norske selskaper ikke fått de samme klare resultatene som flere av de tilsvarende studiene utført på amerikanske data har gitt.

Kilder

Artikler:

Atiase, R. (1985): Predisclosure Information Asymmetries, Firm Capitalization, and Security Price Behavior around Earnings Announcements. (Journal of Accounting Research, Spring, s.21-36)

Best, Ronald og Hang Zhang (1993): Alternative Information Sources and the Information Content of Bank Loans. (The Journal of Finance, vol. XLVIII. nr. 4 (september 1993))

Billett, Matthew T. et al. (1995): The Effect of Lender Identity on a Borrowing Firm's Equity Return. (The Journal of Finance, vol. L, nr. 2 (juni 1995))

Fama, Eugene F. (1985): What's Different about Banks? (Journal of Monetary Economics 15, s.29-39)

Fields, L. Paige et al. (2006): Do Bank Loan Relationships Still Matter. (Journal of Money, Credit and Banking, vol. 38, nr. 5 (august 2006))

James, Christopher (1987): Some Evidence on the Uniqueness of Bank Loans. (Journal of Financial Economics 19, s.217-235)

James, Christopher og David C. Smith (2000): Are Bank Still Special? New Evidence on Their Role in the Corporate Capital-Raising Process. (Journal of Applied Corporate Finance, vol. 13, nr. 1 (vår 2000))

James, Christopher og Peggy Wier (1993): Are bank loans different?: Some evidence from the stock market (I: The New Corporate Finance: Where Theory Meets Practice. Red.: Donald H. Chew, Jr. McGraw-Hill, Inc., s. 270-287.)

Jensen, Michael C. (1986): Agency Cost of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. (The American Economic Review, Vol. 76, No.2, s.323-329)

Lummer, Scott L. og John J. McConnell (1989): Further evidence on the bank lending process and the capital-market response to bank loan agreements. (Journal of Financial Economics nr 25 (1989), s.99-122)

MacKinlay, A. Craig (1997): Event Studies in Economics and Finance. (Journal of Economic Literature, vol. 35, nr. 1 (mars 1997) s.13-39)

Miller, Merton H og Franco Modigliani (1958): The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. (American Economic Review 48, s.655-669)

Mjøs, Aksel (2007): Corporate Finance: Capital Structure and Hybrid Capital. (Doktorgradsutredning ved Norges Handelshøyskole, oktober 2007)

Myers, Stewart C. og Nicholas S. Majluf (1984): Corporate Financing and Investment Decisions when Firms have Information that Investors do not have. (Journal of Financial Economics 13, s.187-221)

Myers, Stewart C.(1984): The Capital Structure Puzzle. (The Journal of Finance Vol 39, s.575-592)

Preece, Dianna og Donald Mullineaux (1996): Monitoring, Loan Renegotiability, and Firm Value: The Role of Lending Syndicates. (Journal of Banking and Finance 20, s. 577-593)

Shapiro, S. S. og M. B. Wilk (1965): An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). (Biometrika, Vol. 52, No 3/4, s.591-611)

Slovin, Myron B. et al. (1992): Firm size and the information content of bank loan announcements. (Journal of Banking and Finance 16 (1992), s. 1057-1071)

Bøker:

Brealey, Richard A. et al. (2006): Corporate Finance. 8th ed. McGraw-Hill/Irwin, New York, NY.

Keller, Gerald og Brian Warrack (2003): Statistics for Management and Economics. 6th ed. Thomson/Brooks/Cole, Pacific Grove, California.

Pindyck, Robert S. og Daniel L. Rubinfeld (2001): Microeconomics 5th ed. Prentice Hall International, Inc., Upper Saddle River, New Jersey, s. 595-619.

Tirole, Jean (2006): The Theory of Corporate Finance. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.

Ubøe, Jan og Kjell Jørgensen (2004): Statistikk for økonomifag 1.utg. Gyldendal Norsk Forlag AS, Oslo, s.184.

Forelesningsslides:

Johnsen (1), Thore (2006): Selling securities. (Forelesningsslides i kurset Foretakets finansiering ved NHH, FIE402N, høsten 2006)

Johnsen (2), Thore (2006): Capital Structure 1. (Forelesningsslides i kurset Foretakets finansiering ved NHH, FIE402N, høsten 2006)

Kristiansen, Eirik Gaard (2007): Gjeldsfinansiering. (Forelesningsslides i kurset Finansielle Kontrakter ved NHH, FIE427, høsten 2007)

Leite (1), Tore (2006): Forelesning 2: Rente- og avkastningsbegreper. (Forelesningsslides i kurset Finansmarkeder ved NHH, FIE400N, høsten 2006)

Leite (2), Tore (2006): Forelesning 2: Markedseffisiens. (Forelesningsslides i kurset Finansmarkeder ved NHH, FIE400N, høsten 2006)

Møen, Jarle (2004): Forelesningsnotater i statistisk inferens. (Forelesningsslides i kurset Anvendt Metode ved NHH, MET210, våren 2005)

Stamland, Tommy (2006): Event Studies and Fundamental Statistical Methods. (Forelesningsslides i kurset Metoder for finansiell analyse ved NHH, FIE401, høsten 2006)

Internett:

Atekst, < <http://www.retriever-info.com/atekst.php> >

Børsprosjektet ved Norges Handelshøyskole, < <http://mora.rente.nhh.no/borsprosjektet> >

Dagens Næringsliv finans, < www.dn.no/finans >

Hegnar online, < www.hegnar.no >

Norges Bank (1): Norske pengemarkedsrenter, NIBOR, < http://www.norges-bank.no/Pages/Article_55480.aspx >

Norges Bank (2): Ord og uttrykk, < www.norges-bank.no/Pages/Article_11598.aspx#N >

Statistisk Sentralbyrå, Konsumprisindeksen fra 1865 < www.ssb.no/emner/08/02/10/kpi/tab-01 >

Vedlegg

Vedlegg A: Metoder

Modell for testing av anormal avkastning

Modellen vi vil benytte oss av for testing av anormal avkastning baserer seg på en artikkel MacKinlay (1997) og Stamlands (2006) forelesningsslides fra kurset FIE401. For å se om det er anormal avkastning for aksjer i forbindelse med annonsering av opptak av banklån, vil vi foreta en begivenhetsstudie. Første trinn ved bruk av denne metoden er å estimere normal avkastning for hvert selskap. Dette gjør vi ved bruk av markedsmodellen

$$R_{i\tau} = \alpha_i + \beta_i R_{m\tau} + \varepsilon_{i\tau}, E(\varepsilon_{i\tau}) = 0, (\varepsilon_{i\tau}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2$$

hvor $R_{i\tau}$ og $R_{m\tau}$ er avkastning for henholdsvis aksje i og markedsporteføljen i periode τ , $\varepsilon_{i\tau}$ er et støyledd, α_i er konstantledd og β_i er aksje i sin faktorsensitivitet i forhold til markedsporteføljen.

Estimering av markedsmodellen

Markedsmodellen blir estimert over et estimeringsvindu f.o.m. $\tau = T_0 + 1$ t.o.m. $\tau = T_1$ på bakgrunn av daglige data. Vi benytter oss av daglige data ettersom estimert anormal avkastning også vil være basert på daglige avkastningstall. Estimering av anormal avkastning blir så foretatt over begivenhetsvinduet, det vil si f.o.m. $\tau = T_1 + 1$ t.o.m. $\tau = T_2$.

Begivenhetsvinduet er perioden rundt selve begivenhetsdagen, definert som $\tau = 0$, som er den dagen da et selskap annonserer at de skal ta opp banklån. Som estimeringsmetode bruker vi minste kvadraters metode, som gir oss følgende estimatorer på markedsmodellparametrene til selskap i :

$$\hat{\beta}_i = \frac{\sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} (R_{i\tau} - \hat{\mu}_i)(R_{m\tau} - \hat{\mu}_m)}{\sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} (R_{m\tau} - \hat{\mu}_m)^2}$$

$$\hat{\alpha}_i = \hat{\mu}_i - \hat{\beta}_i \hat{\mu}_m$$

$$\hat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2 = \frac{1}{L_i - 2} \sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} (R_{i\tau} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{m\tau})^2$$

hvor $\widehat{\mu}_i = \frac{1}{L_1} \sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} R_{i\tau}$, $\widehat{\mu}_m = \frac{1}{L_1} \sum_{\tau=T_0+1}^{T_1} R_{m\tau}$, $L_1 = T_1 - T_0$ og $L_2 = T_2 - T_1$

Vi måler avkastning på aksje og markedsportefølje etter fratrukk for risikofri rente, såkalt ”excess return” og bruker logaritmisk beregningsmåte.

Måling av anormal avkastning

For hver dag i begivenhetsvinduet estimerer vi anormal avkastning definert som følgende:

$$AR_{i\tau} = R_{i\tau} - \widehat{\alpha}_i - \widehat{\beta}_i R_{m\tau} \quad \text{med tilhørende varians: } \sigma^2(AR_{i\tau}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2 + \frac{1}{L_1} \left[1 + \frac{(R_{m\tau} - \widehat{\mu}_m)^2}{\widehat{\sigma}_m^2} \right]$$

Vi bruker kun det første leddet av variansen, da det er vanlig å anta at estimeringsvinduet er langt nok til at følgende tilnærming fungerer tilfredsstillende: $\sigma^2(AR_{i\tau}) \approx \widehat{\sigma}_{\varepsilon_i}^2$ (Stamland 2006).

Aggregering av anormal avkastning

For å forta tester på avkastningsdataene er det nødvendig å beregne gjennomsnittlig kumulativ anormal avkastning (\overline{CAR}). Dette gjør vi ved å aggregere anormal avkastning på tvers av begivenheter, og deretter over tid. Vi bruker da følgende fremgangsmåte:

$$\overline{AR}_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{i\tau} \quad \overline{CAR}(\tau_1, \tau_2) = \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} \overline{AR}_\tau \quad \text{der } N = \text{antall begivenheter.}$$

$$\text{var}(\overline{AR}_\tau) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sigma_{\varepsilon_i}^2 \quad \text{var}(\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2)) = \sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2} \text{var}(\overline{AR}_\tau)$$

Når man aggregerer anormal avkastning blir det antatt at det ikke forekommer ”clustering”, det vil si at begivenhetsvinduene til de ulike begivenhetene ikke overlapper hverandre.

Testing

T-test på et utvalg:

For å undersøke om den anormale avkastningen er forskjellig fra null for separate utvalg

foretar vi tosidige t-tester med følgende testobservator: $\Theta = \frac{\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2)}{\text{var}(\overline{CAR}(\tau_1, \tau_2))^{1/2}}$.

Testobservatoren er asymptotisk normalfordelt med hensyn på antall observasjoner og lengden på estimeringsvinduet. I mangel på en nøyaktig fordelingstabell benytter vi oss av en t-test med $N-1$ frihetsgrader ettersom en slik test er asymptotisk normalfordelt. Vår nullhypotese er: $H_0 : \overline{CAR}(\tau_1, \tau_2) = 0$

T-test på to utvalg (Jarle Møen (2004) og Keller & Warrack (2003)):

Det er også interessant å teste om gjennomsnittet til to kategorier er signifikant forskjellig fra hverandre. Eksempelvis kan man sortere tallmaterialet i forhold til rentabilitet og dele inn i to kategorier, en for relativ høy rentabilitet og en for relativ lav rentabilitet. Dersom en av eller begge gruppene gir signifikante resultater på sine respektive t-tester er det interessant å se om den gjennomsnittlige anomale avkastningen for disse to gruppene er signifikant forskjellig fra hverandre. Dersom dette er tilfellet er det et indisium på at et selskaps rentabilitet har en innvirkning på signaleffekten ved opptak av banklån.

Vi kan benytte oss av en t-utvalgs-t-test for å teste om gjennomsnittet til de to utvalg er signifikant forskjellig fra hverandre. Testen blir gjennomført på følgende måte: Man trekker n_1 observasjoner fra en populasjon og n_2 observasjoner fra en annen populasjon.

Gjennomsnittet for de to utvalgene er henholdsvis \bar{X}_1 og \bar{X}_2 forventningen til de to utvalgene er henholdsvis μ_1 og μ_2 . Dette gir oss følgende formler:

$$E(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) = \mu_1 - \mu_2$$

$$Var(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) = Var(\bar{X}_1) + Var(\bar{X}_2) = \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}$$

Dersom de to populasjonene er normalfordelte i tillegg til at standardavvikene til populasjonene, σ_1^2 og σ_2^2 , er kjent, kan man benytte seg av følgende testobservator:

$$z = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$$

I vårt tilfelle er imidlertid ikke σ_1^2 og σ_2^2 kjente størrelser. Derfor må vi benytte oss av en annen testobservator. Denne testobservatoren avhenger av om vi antar at variansene til de to populasjonene er like eller ulike hverandre. Dersom vi antar at variansene er like kan vi estimere denne variansen (S_p^2) som:

$$S_p^2 = \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

S_1^2 og S_2^2 er definert som de empiriske variansene til henholdsvis utvalg 1 og utvalg 2.

I dette tilfellet blir testobservatoren som følger:

$$t = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{S_p^2 \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}}$$

Denne testobservatoren er t-fordelt med $v = n_1 + n_2 - 2$ frihetsgrader.

Dersom vi antar at de to populasjonene har ulik varians kan vi benytte følgende testobservator:

$$t = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$$

Denne testobservatoren er t-fordelt med antall frihetsgrader lik:

$$v = \frac{(S_1^2/n_1 + S_2^2/n_2)^2}{\frac{(S_1^2/n_1)^2}{n_1 - 1} + \frac{(S_2^2/n_2)^2}{n_2 - 1}}$$

Når man skal bestemme seg for hvilken testobservator man skal benytte seg av, kan man gjennomføre en test som tester hvorvidt variansene til de to utvalgene er like eller ikke. Denne testen benytter seg av forholdet S_1^2/S_2^2 ettersom dette forholdet er f-fordelt dersom de to populasjonene er normalfordelte. Ettersom testen tester om variansene til de to utvalgene er ulike blir nullhypotesen at variansene er like, og at forholdet mellom dem altså blir lik 1:

$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 \Leftrightarrow \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1$$

Testobservatoren i denne testen er gitt ved:

$$F = \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} = \frac{S_1^2}{S_2^2}$$

med antall frihetsgrader lik $v_1 = (n_1 - 1)$ og $v_2 = (n_2 - 1)$.

Normalitetstest

En viktig forutsetning for at man kan benytte seg av to-utvalgs-t-tester er at populasjonene som utvalgene er trukket fra er normalfordelte. Dette kan vi teste ved hjelp av en normalitetstest. Vi benytter oss av Shapiro og Wilks (1965) test som er inkludert i statistikkpakken Minitab. Testen undersøker om et utvalg stammer fra en populasjon som er normalfordelt og har som nullhypotese at dette er tilfelle. Dersom verdien på testobservatoren i en test er tilstrekkelig lav kan nullhypotesen forkastes, og man har da grunnlag for å anta at populasjonen ikke er normalfordelt.

Mann-Whitney test (Jarle Møen (2004) og Keller og Warrack (2003)):

Betingelsen om normalitet er enkelte ganger ikke oppfylt for populasjonen(e). I disse tilfellene kan t-testene gi unøyaktige og til dels feilaktige resultater. I slike tilfeller er såkalte ikke-parametriske tester nyttige. Ikke-parametriske tester kan også gi merinnsikt dersom vi ikke har tilstrekkelig informasjon til å vite om populasjonen(e) er normalfordelt. Ikke-parametriske tester er fordelingsfrie, noe som innebærer at testene ikke er avhengig av hvilken fordeling populasjonen har.

En slik ikke-parametrisk test er Mann-Whitney-testen(samme som Wilcoxon's test for to utvalg). Denne testen undersøker om populasjonene har samme fordeling. Måten dette blir undersøkt på er å trekke et utvalg fra hver av populasjonene, for deretter å rangere alle observasjonene i utvalgene samlet. Et eksempel på en slik rangering:

Utvalg 1	Rang	Utvalg 2	Rang
13	4	9	1
18	5	12	3
10	2	21	6

I dette eksempelet får utvalg 1 en verdi T på $4+5+2=11$, mens utvalg 2 får en verdi T på $1+3+6=10$. Dersom utvalg 1 får en høyere T-verdi enn utvalg 2 kan dette tyde på at fordelingen til populasjon 1 ligger til høyre for fordelingen til populasjon 2. Testen undersøker dette ved å se om T-verdiene i hvert utvalg har en signifikant forskjell. Dersom

antall observasjoner i hvert utvalg er høyere enn 10 er testobservatoren man bruker tilnærmet normalfordelt med gjennomsnitt lik

$$E(T) = \frac{n_1(n_1+n_2+1)}{2}$$

og standardavvik lik

$$\sigma_T = \sqrt{\frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12}}$$

Den standardiserte testobservatoren blir da: $z = \frac{T-E(T)}{\sigma_t}$

Mann-Whitney testen tester som skrevet om fordelingen til to populasjoner er like. Dette innebærer at testen undersøker om både lokalisering(median), form(fordeling) og varians er den samme. Dermed kan nullhypotesen om at fordelingen til de to populasjonene er like forkastes, dersom en eller flere av disse tre egenskapene er tilstrekkelig forskjellig i de to utvalgene.

MacKinlays tegntest

En annen ikke-parametrisk test er beskrevet i MacKinlays (1997) artikkel. Denne testen sammenligner ikke to utvalg, men ser på fortegnene til den anormale avkastningen i et enkelt utvalg. Testen har som nullhypotese at det er like høy sannsynlighet (50 %) for at fortegnet til den anormale avkastningen til en observasjon er positivt, som sannsynligheten for at det er negativt(50 % sannsynlighet). Dette på bakgrunn av at man ønsker å teste om den anormale avkastningen er signifikant forskjellig fra null. Dersom den anormale avkastningen er lik null vil sannsynligheten for at fortegnet er positivt eller negativ være lik. Testen forutsetter at den anormale avkastningen til observasjonene er uavhengig av hverandre. Testobservatoren ser på forholdet mellom antall observasjoner med positivt fortegn i utvalget og totalt antall observasjoner i utvalget:

$$\Theta = \left[\frac{M^+}{N} - 0,5 \right] \frac{\sqrt{N}}{0,5}$$

Testobservatoren er asymptotisk normalfordelt, det vil si at testobservatoren nærmer seg normalfordelingen etter hvert som antall observasjoner øker.

Styrke av testmodell (Keller og Warrack (2003) og MacKinlay (1997))

En viktig egenskap ved vår testmodell er i hvilken grad den finner anormal avkastning dersom det faktisk foreligger anormal avkastning. Dersom testen ikke finner signifikante resultater dersom disse faktisk foreligger, har man med type 2 feil å gjøre. Type 2 feil (β) forekommer dersom man ikke forkaster en gal nullhypotese. Styrken til en test angis som $(1-\beta)$. Formelt finnes styrken til en test ved å finne sannsynligheten for å forkaste nullhypotesen dersom denne er feil. Denne sannsynligheten er avhengig av hva alternativhypotesen er, fordelingen til testobservatoren for denne alternativhypotesen, i tillegg til signifikansnivået α . Styrken er gitt ved:

$$P(\alpha, H_a) = \text{pr}(\Theta < c \Phi^{-1}(\frac{\alpha}{2}) | H_A) + \text{pr}(\Theta > \Phi^{-1}(1 - \frac{\alpha}{2}) | H_A)$$

Som i MacKinlays artikkel benytter vi oss av en z-test når vi tester styrken på våre data.

Regresjonsteori (Jarle Møen (2004) og Keller og Warrack (2003)):

Regresjon går ut på å modellere variasjon i en målevariabel med variasjon i forklaringsvariabler (Møen (2004)). Vi vil først presentere den enkle lineære regresjonsmodellen:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i \text{ for } i = 1, 2, \dots, n$$

der Y_i er avhengig variabel, X_i er uavhengig variabel, β_0 er skjæringspunktet med y-aksen, β_1 er stigningstallet til regresjonslinjen, n er antall observasjoner og ε_i er feilleddet. For å bestemme koeffisientene β_0 og β_1 benytter vi oss av minste kvadraters metode. Denne metoden går ut på å minimere SSE, det vil si kvadratsummen av forskjellene mellom observert verdi og beregnet forventingsverdi for observasjonene:

$$SSE = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y})^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - [b_0 + b_1 X_i])^2 = \sum_{i=1}^n (Y_i - b_0 - b_1 X_i)^2$$

SSE minimeres med hensyn på estimatene for β_0 og β_1 , det vil si b_0 og b_1 . Det gir følgende løsninger:

$$b_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\text{var}(X)}$$

$$b_0 = \bar{Y} - b_1 \bar{X}$$

Minste kvadraters metode bygger på følgende forutsetninger vedrørende feilleddene:

- $E(\varepsilon) = 0$
- σ_ε er konstant for alle X . Et brudd på denne forutsetningen kalles heteroskedastisitet. Ved heteroskedastisitet gir modellen fortsatt forventningsrette estimater, men inferensen er ikke lenger gyldig da estimatoren ikke vil være den med lavest varians.
- ε_i er uavhengig av ε_j for alle i og j . Et vanlig brudd på denne forutsetningen er autokorrelasjon.
- Hvis forklaringsvariabelen ikke er deterministisk, men stokastisk, må den være uavhengig av feilleddet. Et brudd på denne forutsetningen skaper forventningsskjev estimater.
- Tilleggsforutsetning om at feilleddene er normalfordelt. Dette må forutsettes for å kunne kjøre hypotesetester.

En regresjonsmodells forklaringsgrad beskrives med R^2 . Dette måletallet beregner hvor stor andel av variasjonen i målevariabelen som forklares av modellen. I tillegg foretar man hypotesetester om stigningstallet β_1 for å teste om det er en lineær sammenheng mellom avhengig og uavhengig variabel. Vi tester $H_0: \beta_1 = 0$ mot $H_A: \beta_1 \neq 0$ og benytter oss av testobservatoren T :

$$T = \frac{b_1 - E(b_1)}{S(b_1)} = \frac{b_1 - \beta_1}{S(b_1)} = \frac{b_1}{S(b_1)}$$

som er t-fordelt med $n-2$ frihetsgrader under H_0 . Vi har her bruk for standardavviket til b_1 :

$$S(b_1) = S_{b_1} = \frac{S_\varepsilon}{\sqrt{(n-1)S_X^2}}$$

der S_ε er standardavviket til feilleddet og S_X^2 er variansen til X .

Multipel regresjon (Jarle Møen (2004) og Keller og Warrack (2003)):

Dersom man utfører en regresjon med flere forklaringsvariabler kalles dette multipel regresjon. Den generelle lineære regresjonsmodellen er som følger:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i \text{ for } i = 1, 2, \dots, n$$

der Y_i er avhengig variabel, $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ik}$ er uavhengige variabler, $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k$ er koeffisienter, n er antall sammenhørende observasjonssett og ε_i er feilledd. Det antas at forklaringsvariablene (k) er lineært uavhengige. Ved multipel regresjon benytter man en justert R^2 som mål på forklaringskraft. Man justerer R^2 fordi forklaringsgraden uansett vil øke når man legger til flere forklaringsvariabler, selv om de nye variablene ikke har reell forklaringskraft. Også ved multipel regresjon ønsker man å teste om det er en lineær sammenheng mellom avhengig variabel og de ulike forklaringsvariablene. Dette gjøres ved en t-test tilsvarende den for enkel regresjon, men denne gangen benyttes $(n-k-1)$ frihetsgrader.

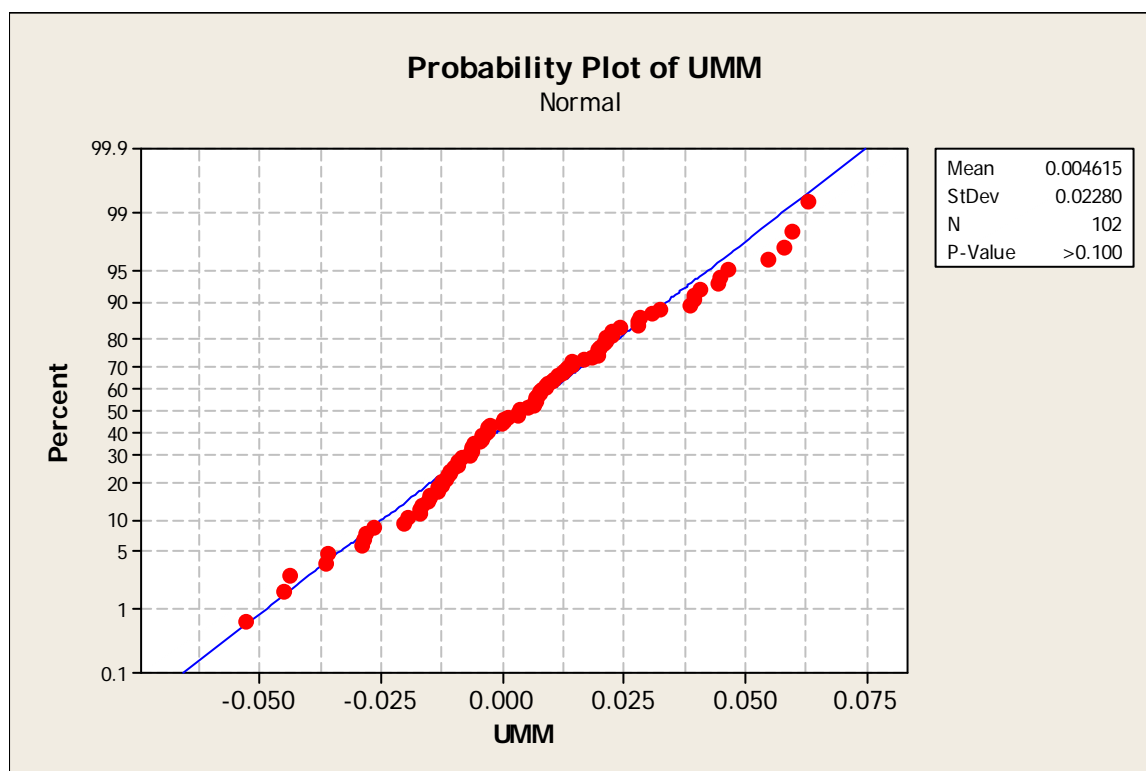
Et problem som ofte er knyttet til multipel regresjon er multikollinearitet. Dette oppstår når to eller flere forklaringsvariabler samvarierer sterkt. Multikollinearitet forårsaker to problemer: Utvalgskoeffisienten vil kunne avvike stort fra populasjonsparameteren og eventuelt ha motsatt fortegn. I tillegg fører multikollinearitet til at t-verdien til koeffisientene blir liten, og man kan ledes til å konkludere med at det ikke eksisterer noen lineær sammenheng mellom de multikollineære variablene og den avhengige variabelen. Dette vil i noen tilfeller være en feilslutning.

For å teste hypoteser knyttet til en multipel lineær regresjonsmodell benyttes F-tester. F-testen tester nullhypotesen om at ingen av X-variablene har forklaringskraft, det vil si at $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$. Alternativhypotesen er at minimum én koeffisient er forskjellig fra null.

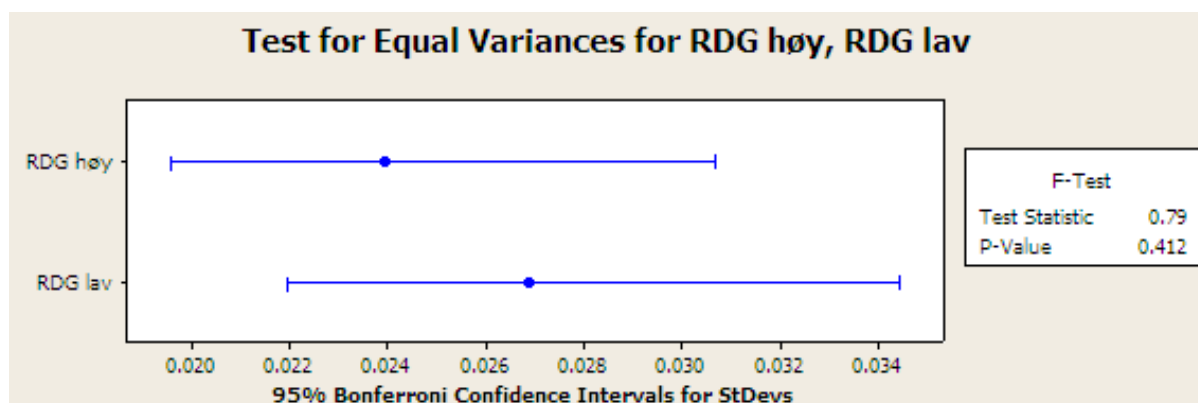
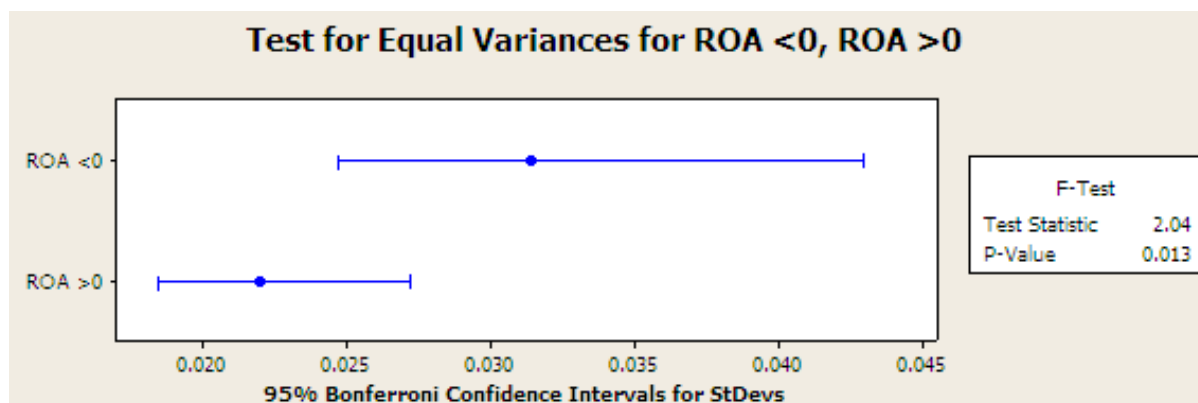
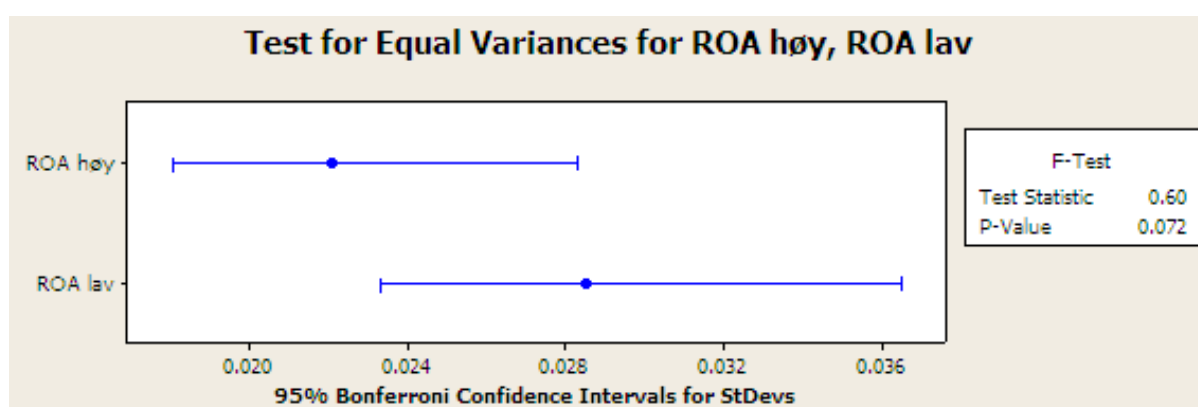
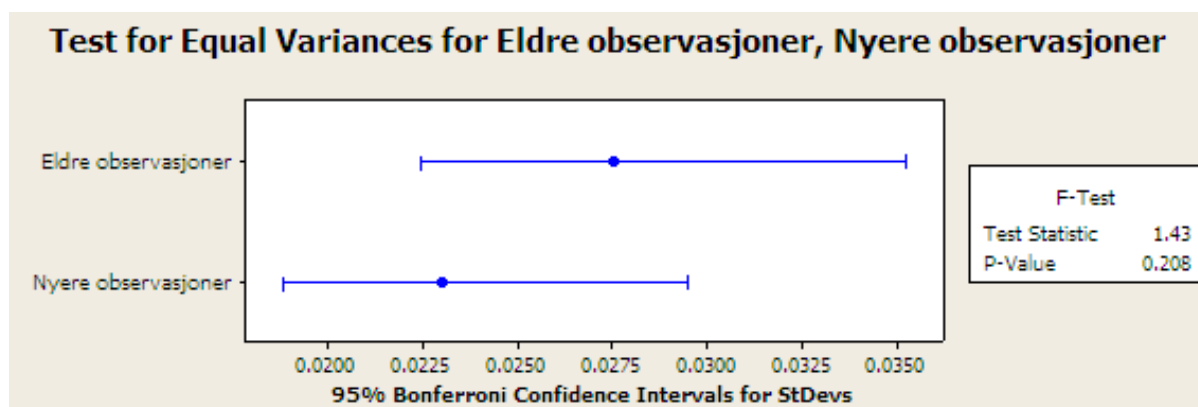
F-testen benytter følgende testobservator:
$$= \frac{R^2/k}{(1-R^2)/(n-k-1)}$$

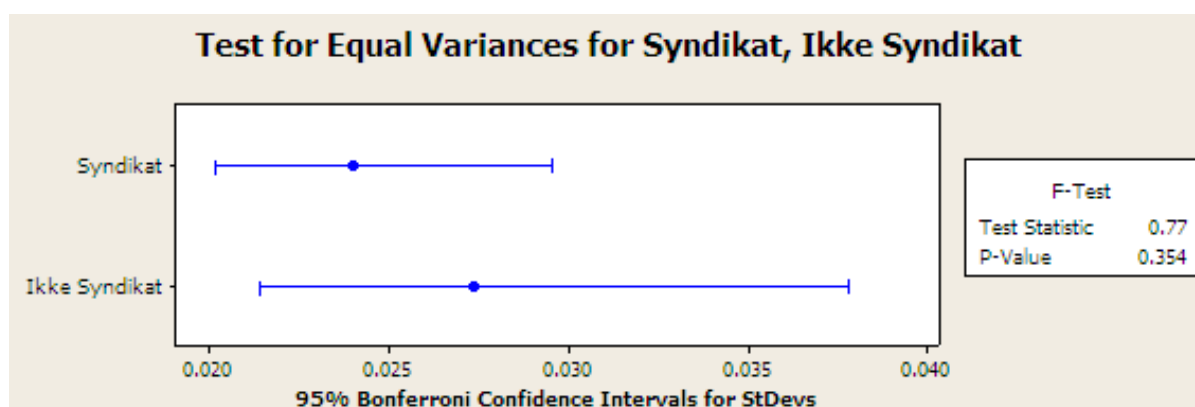
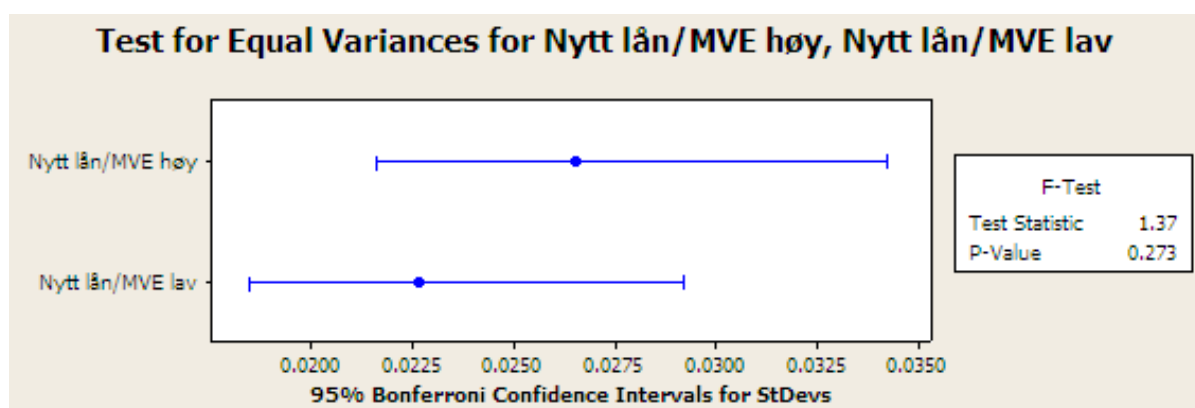
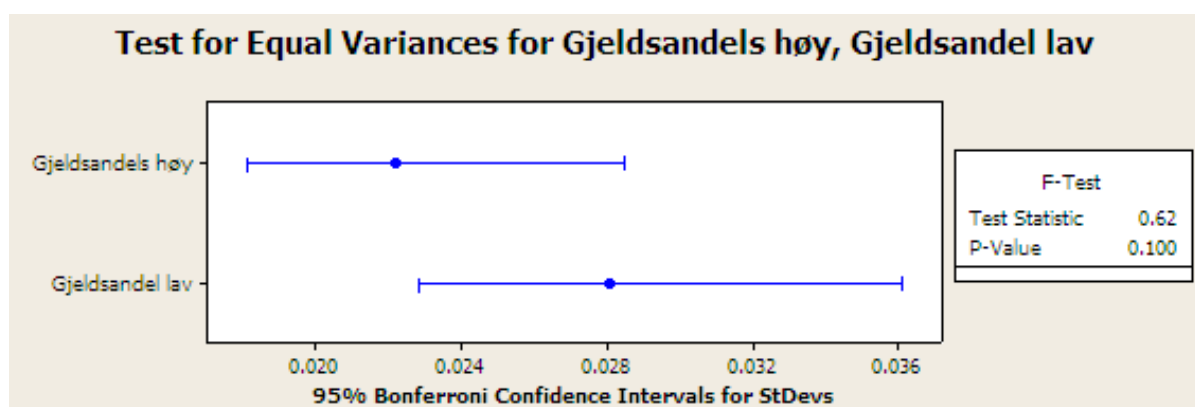
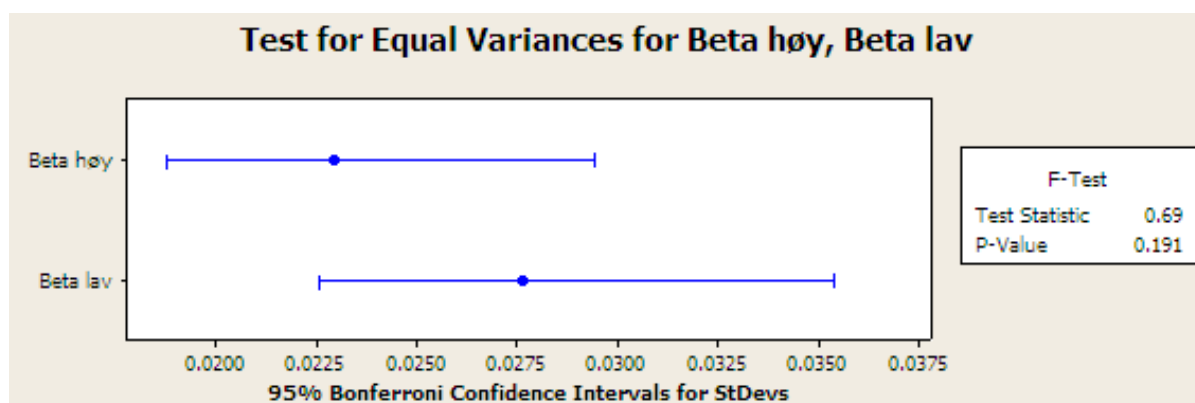
Nullhypotesen forkastes ved tilstrekkelig store F-verdier. Dersom vi har et tilfelle med multikollineære forklaringsvariabler vil en F-test kunne avsløre at alle variablene ikke kan være null samtidig, selv om t-testene viser at ingen av variablene er signifikante hver for seg.

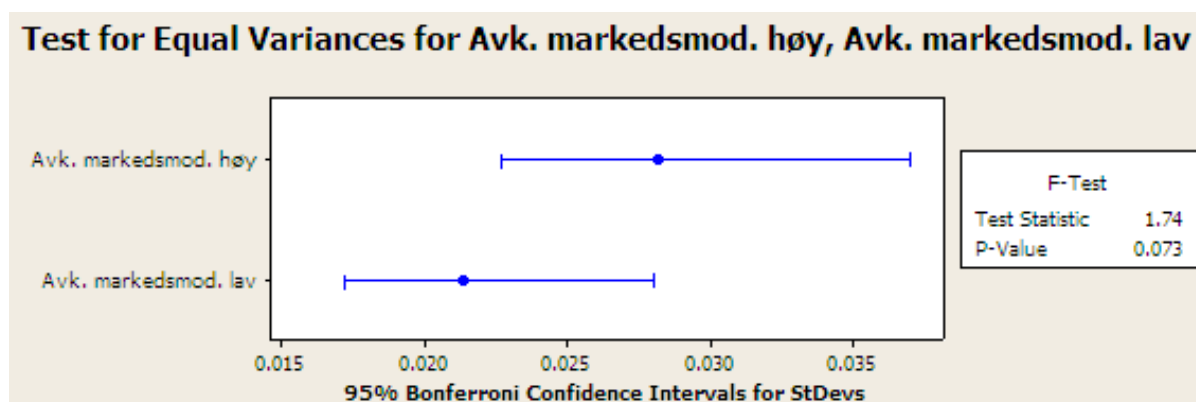
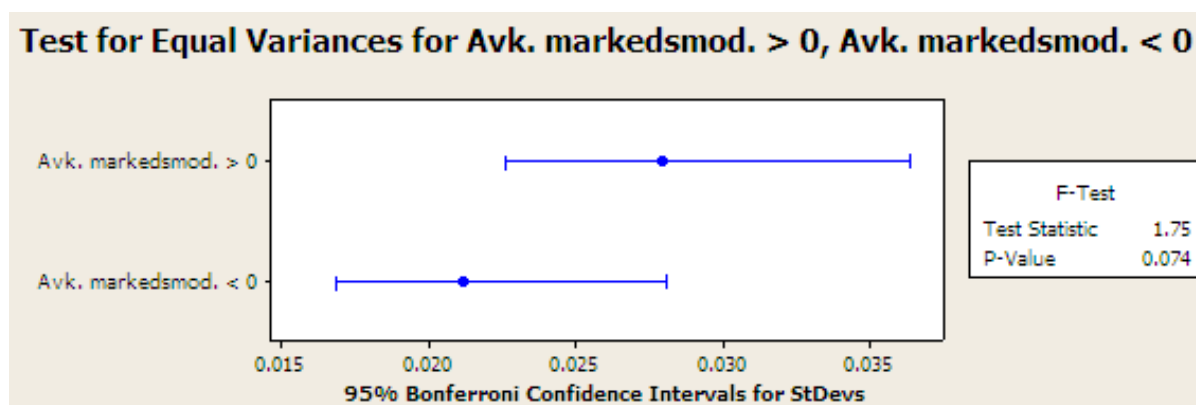
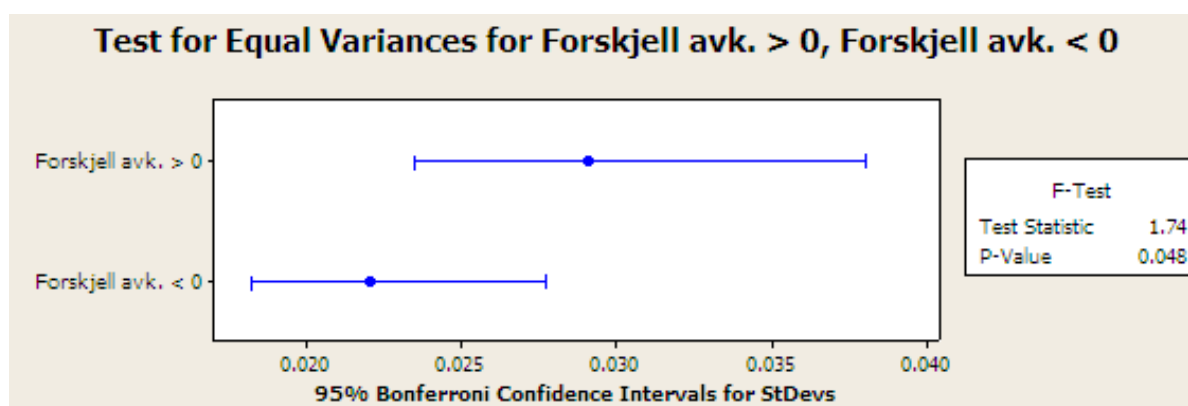
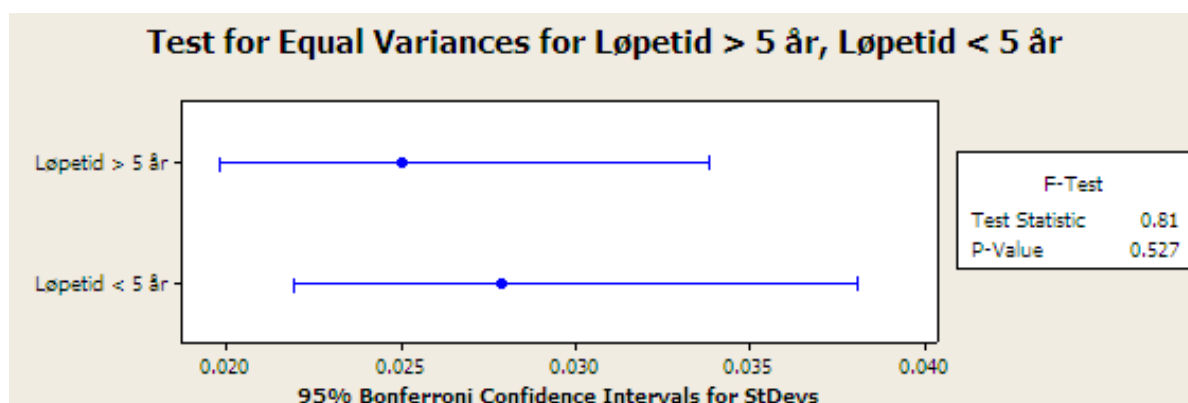
Vedlegg B: Normalitetstest



Vedlegg C: Varianstester







Vedlegg D: Regresjon nytt lån/selskapsverdi forklart ved gjeldsandel

Regression Analysis: Nytt lån/MVE versus Gjeldsandel

The regression equation is

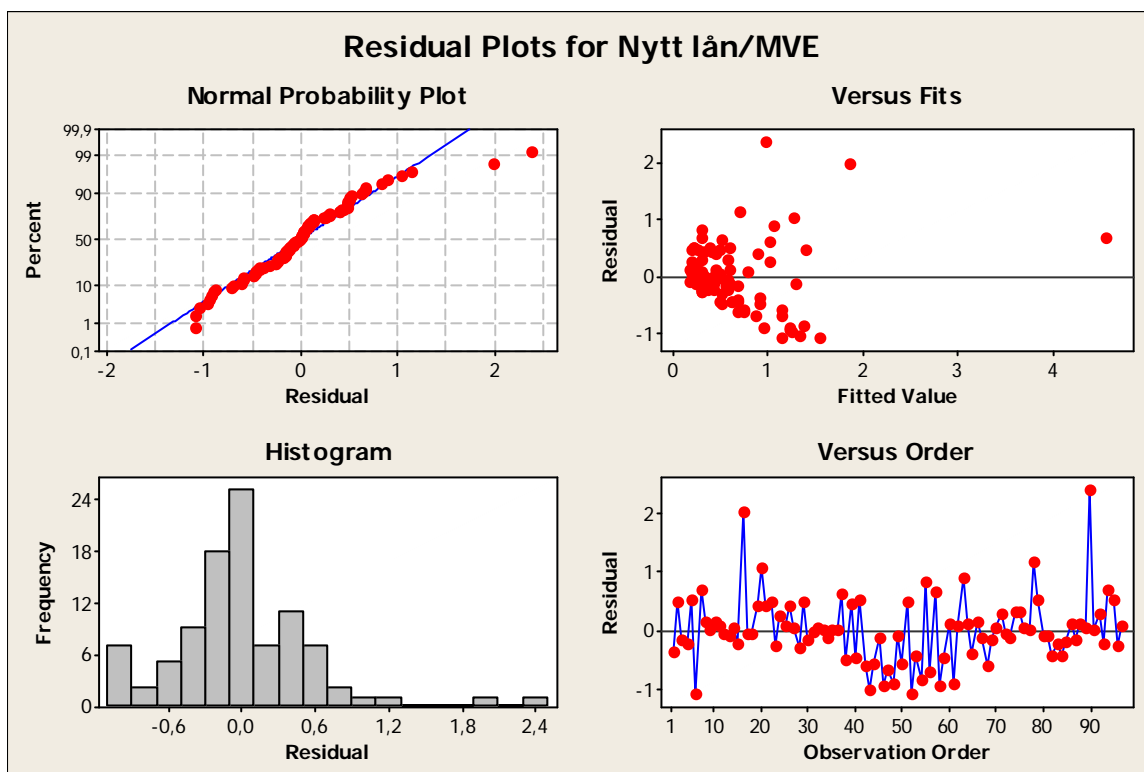
$$\text{Nytt lån/MVE} = 0,150 + 0,475 \text{ Gjeldsandel}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,14975	0,07597	1,97	0,052
Gjeldsandel	0,47549	0,05037	9,44	0,000

S = 0,572718 R-Sq = 48,4% R-Sq(adj) = 47,9%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	29,235	29,235	89,13	0,000
Residual Error	95	31,161	0,328		
Total	96	60,396			



Vedlegg E: Enkle lineære regresjoner

Regression Analysis: Unorm. avk. Dag 0 versus Syndikat

The regression equation is

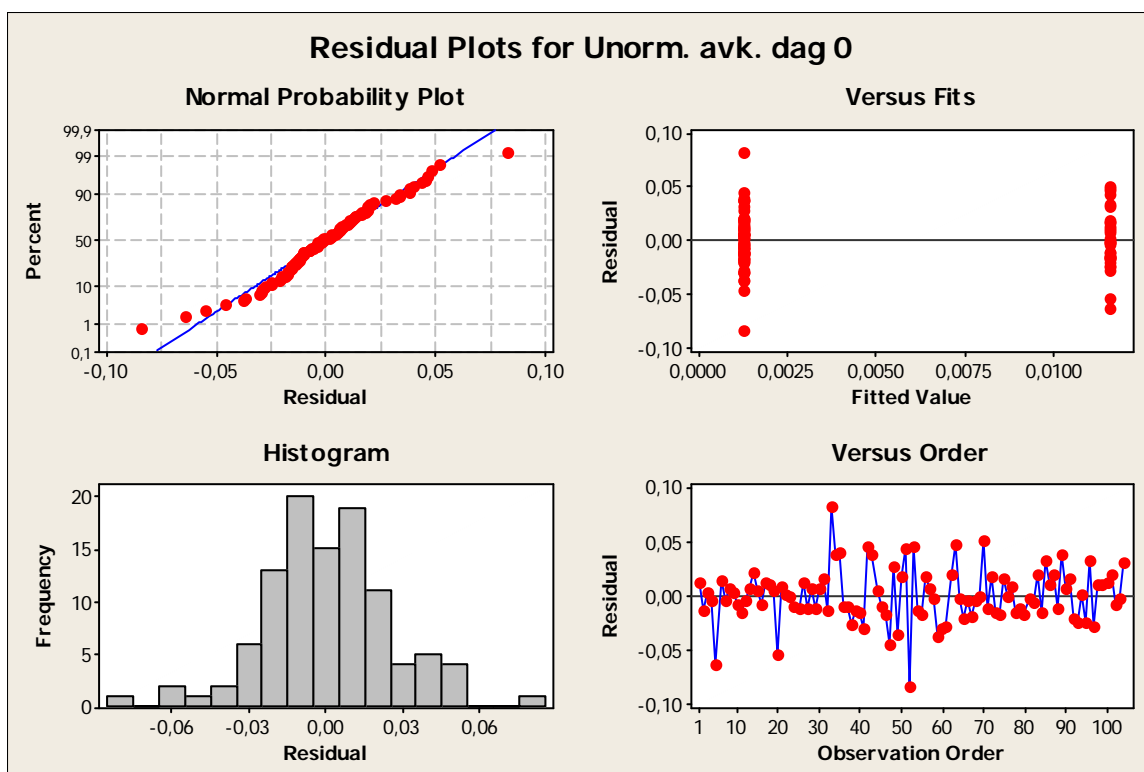
$$\text{Unorm. avk dag 0} = 0,0116 - 0,0104 \text{ Syndikat}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,011606	0,004362	2,66	0,009
Syndikat	-0,010361	0,005279	-1,96	0,052

S = 0,0250573 R-Sq = 3,6% R-Sq(adj) = 2,7%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	0,0024187	0,0024187	3,85	0,052
Residual Error	102	0,0640427	0,0006279		
Total	103	0,0664614			



Regression Analysis: Unorm avk dag 0 versus Forskjell fra markedsavk.

The regression equation is

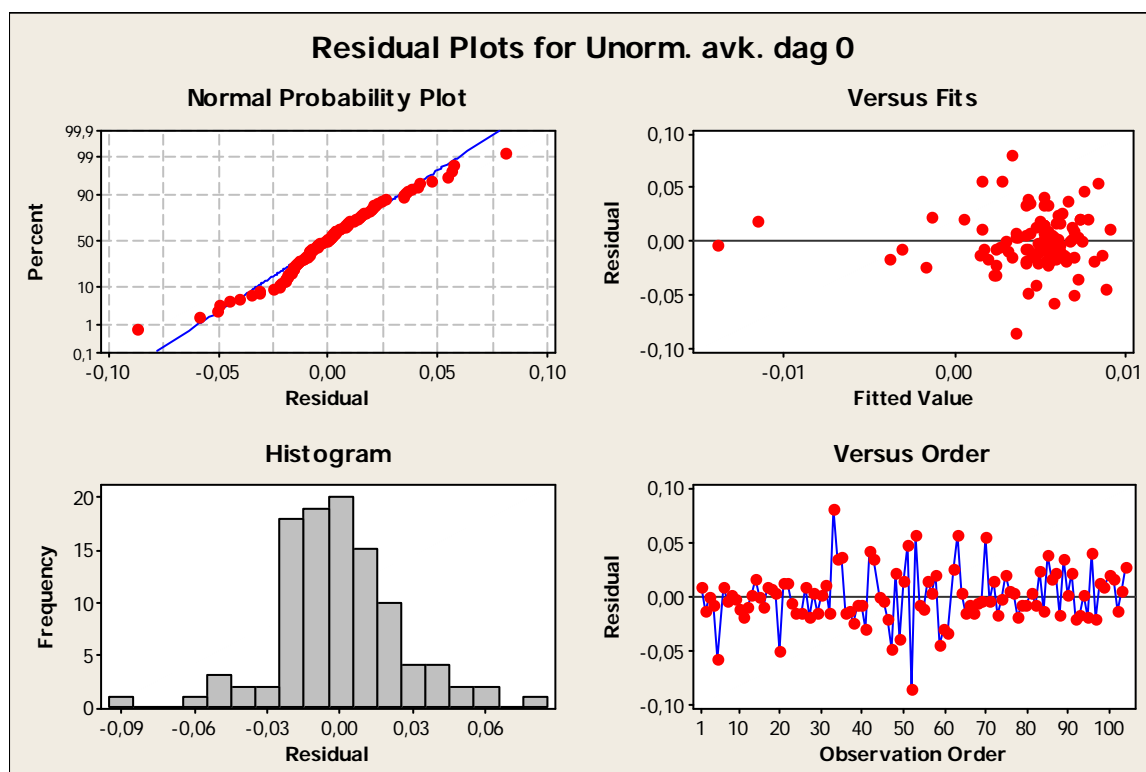
Unorm avk dag 0 = 0,00502 - 0,00513 Forskjell fra markedsavk.

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,005018	0,002508	2,00	0,048
Forskjell fra markedsavk.	-0,005133	0,003862	-1,33	0,187

S = 0,0253079 R-Sq = 1,7% R-Sq(adj) = 0,7%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	0,0011312	0,0011312	1,77	0,187
Residual Error	102	0,0653301	0,0006405		
Total	103	0,0664614			



Regression Analysis: Unorm. avk. dag 0 versus Rentedekningsgrad

The regression equation is

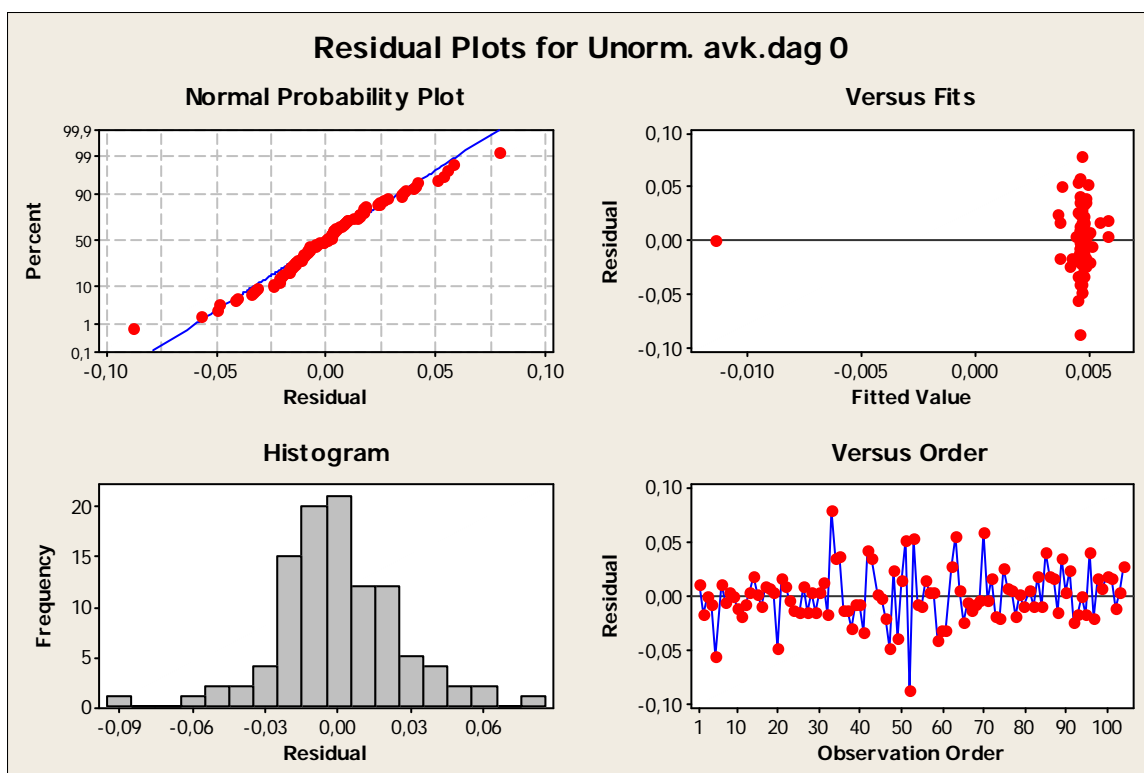
$$\text{Unorm. avk. dag 0} = 0,00461 + 0,000035 \text{ Rentedekningsgrad}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,004613	0,002501	1,84	0,068
Rentedekningsgrad	0,00003538	0,00005512	0,64	0,522

S = 0,0254747 R-Sq = 0,4% R-Sq(adj) = 0,0%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	0,0002674	0,0002674	0,41	0,522
Residual Error	102	0,0661940	0,0006490		
Total	103	0,0664614			



Regression Analysis: Unorm. avk dag 0 versus Gjeldsandel

The regression equation is

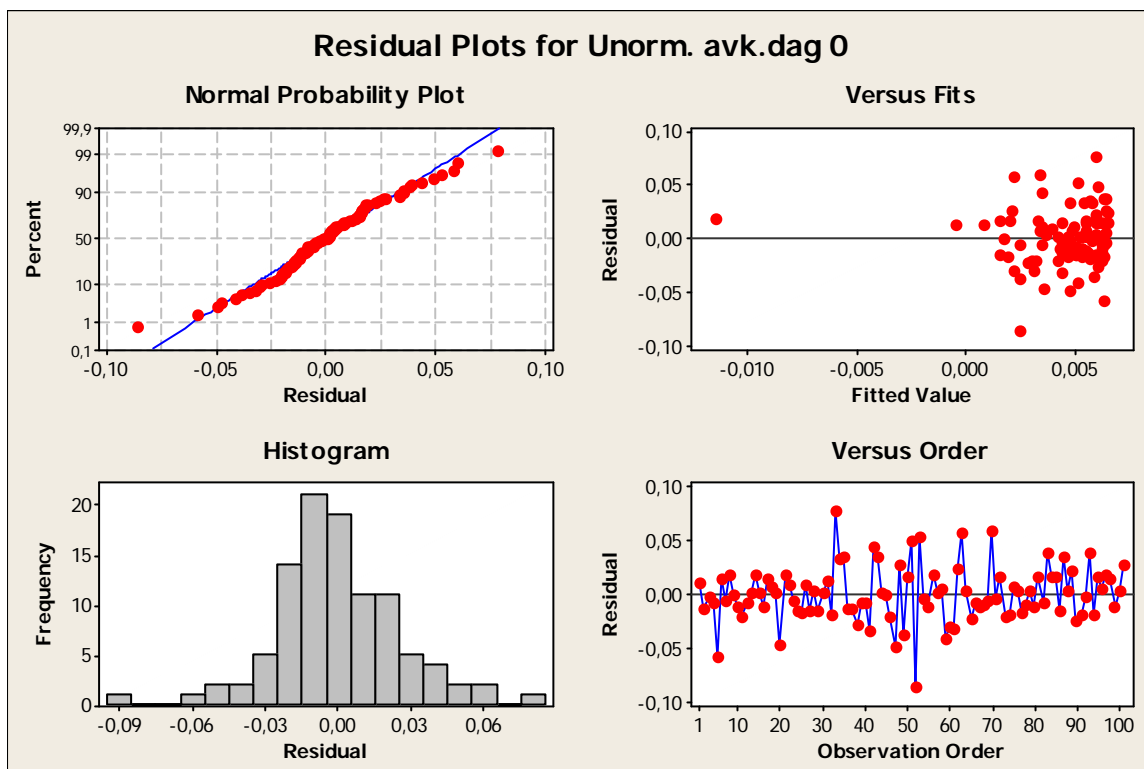
$$\text{Unorm. avk dag 0} = 0,00655 - 0,00194 \text{ Gjeldsandel}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,006552	0,003378	1,94	0,055
Gjeld/MVE	-0,001942	0,002241	-0,87	0,388

S = 0,0255979 R-Sq = 0,8% R-Sq(adj) = 0,0%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	0,0004921	0,0004921	0,75	0,388
Residual Error	99	0,0648699	0,0006553		
Total	100	0,0653620			



Regression Analysis: Unorm. avk. dag 0 versus Nytt lån/MVE

The regression equation is

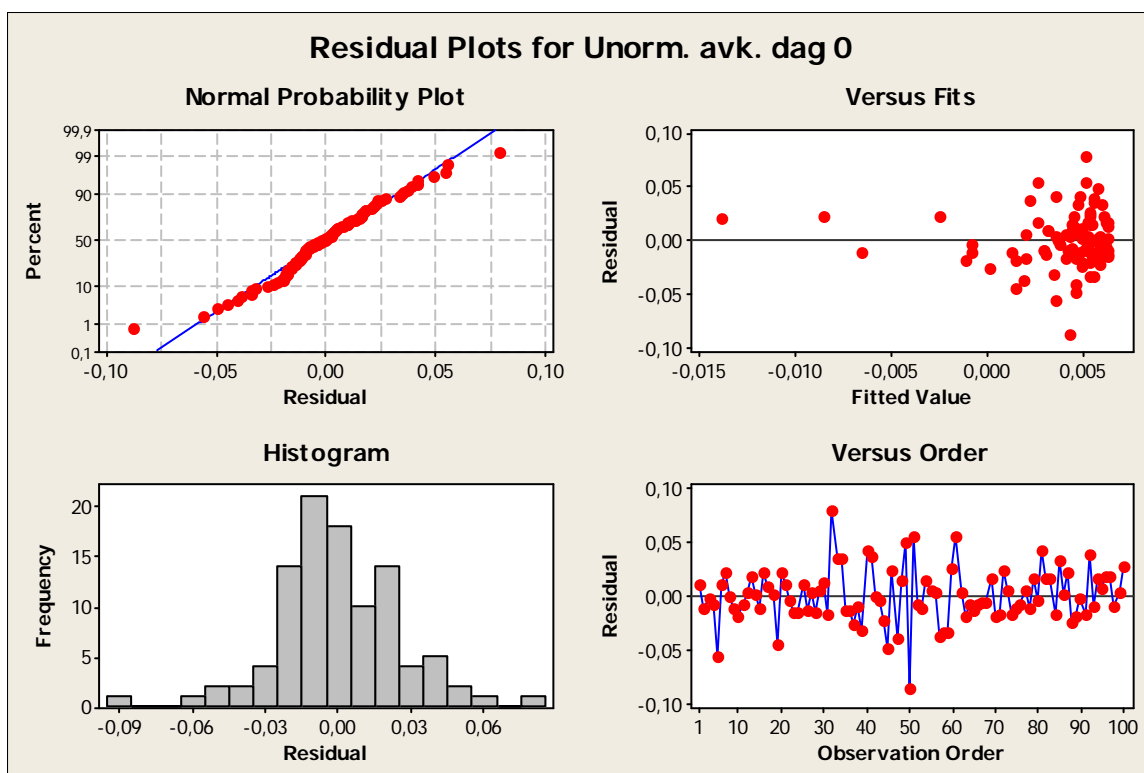
$$\text{Unorm. avk. dag 0} = 0,00643 - 0,00387 \text{ Nytt lån/MVE}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,006433	0,003205	2,01	0,047
Nytt lån/MVE	-0,003868	0,003222	-1,20	0,233

S = 0,0251456 R-Sq = 1,4% R-Sq(adj) = 0,4%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	0,0009113	0,0009113	1,44	0,233
Residual Error	98	0,0619655	0,0006323		
Total	99	0,0628767			



Vedlegg F: Enkle lineære regresjoner justert for heteroskedastisitet

Regression Analysis: Unorm. avk.dag 0 versus Forskjell fra markedsavk.

The regression equation is

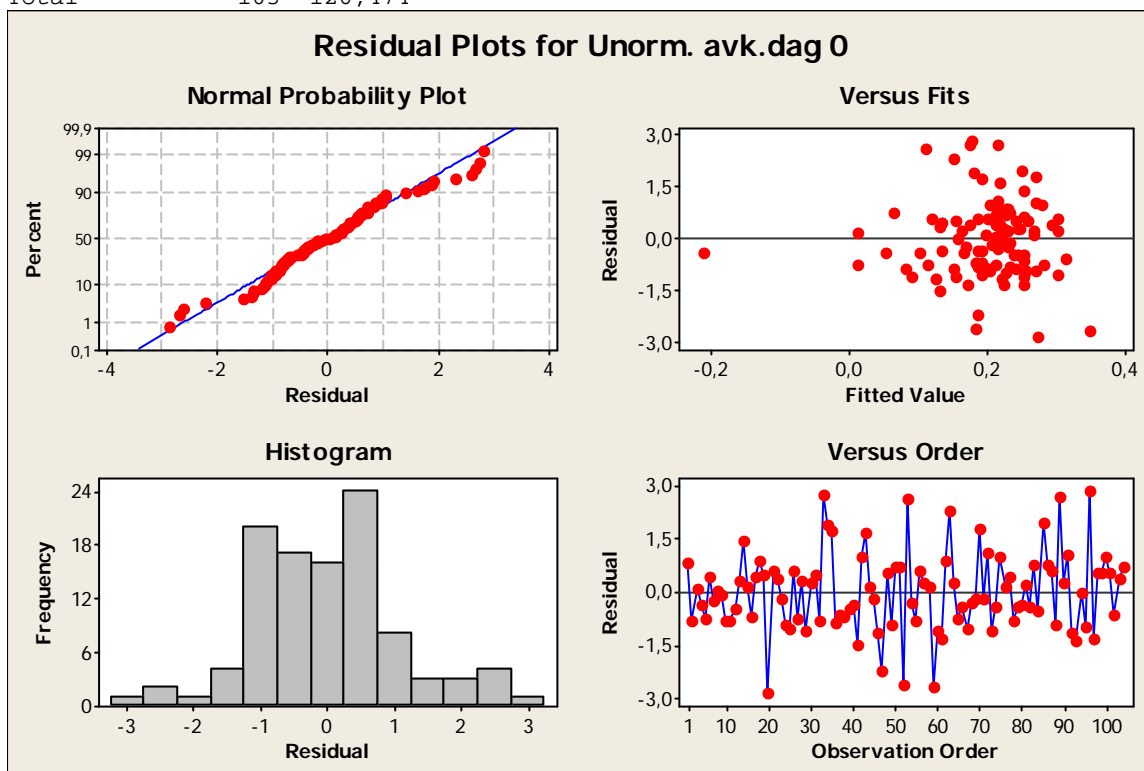
Unorm. avk.dag 0 = 0,208 - 0,00297 Forskjell fra markedsavk.

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,2075	0,1093	1,90	0,060
Forskjell fra markedsavk.	-0,002970	0,004438	-0,67	0,505

S = 1,11109 R-Sq = 0,4% R-Sq(adj) = 0,0%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	0,553	0,553	0,45	0,505
Residual Error	102	125,922	1,235		
Total	103	126,474			



Regression Analysis: Unorm. avk. dag 0 versus Rentedekningsgrad

The regression equation is

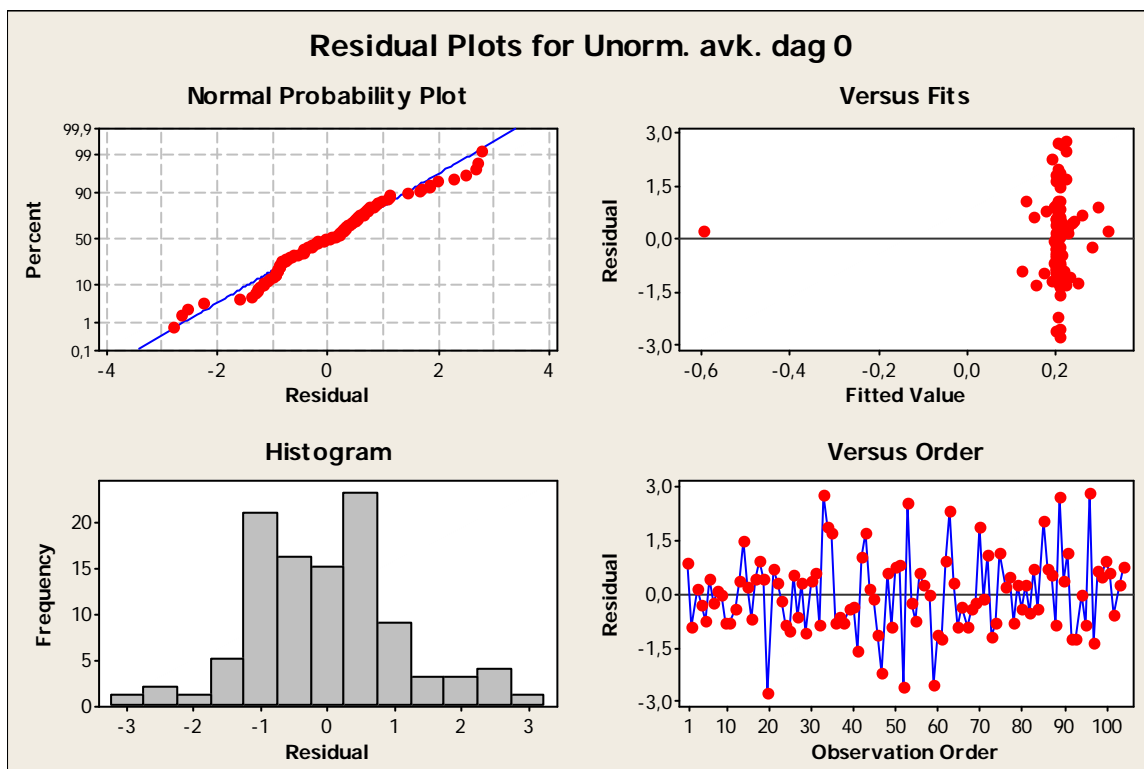
$$\text{Unorm. avk. dag 0} = 0,201 + 0,000053 \text{ Rentedekningsgrad}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,2013	0,1089	1,85	0,067
Rentedekningsgrad	0,00005343	0,00007111	0,75	0,454

S = 1,11046 R-Sq = 0,6% R-Sq(adj) = 0,0%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	0,696	0,696	0,56	0,454
Residual Error	102	125,778	1,233		
Total	103	126,474			



Regression Analysis: Unorm. avk. dag 0 versus Gjeld/MVE

The regression equation is

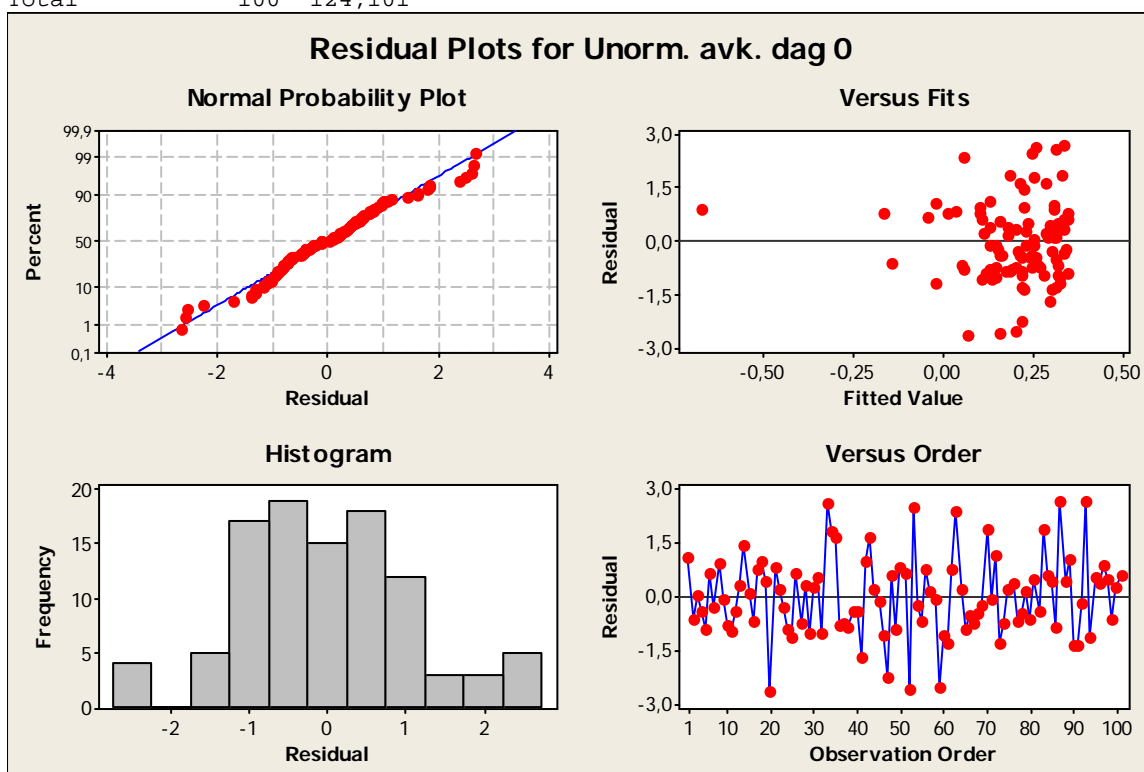
$$\text{Unorm. avk. dag 0} = 0,351 - 0,00313 \text{ Gjeld/MVE}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,3512	0,1597	2,20	0,030
Gjeld/MVE	-0,003129	0,002490	-1,26	0,212

S = 1,11080 R-Sq = 1,6% R-Sq(adj) = 0,6%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	1,948	1,948	1,58	0,212
Residual Error	99	122,153	1,234		
Total	100	124,101			



Regression Analysis: Unorm. avk. dag 0 versus Nytt lån/MVE

The regression equation is

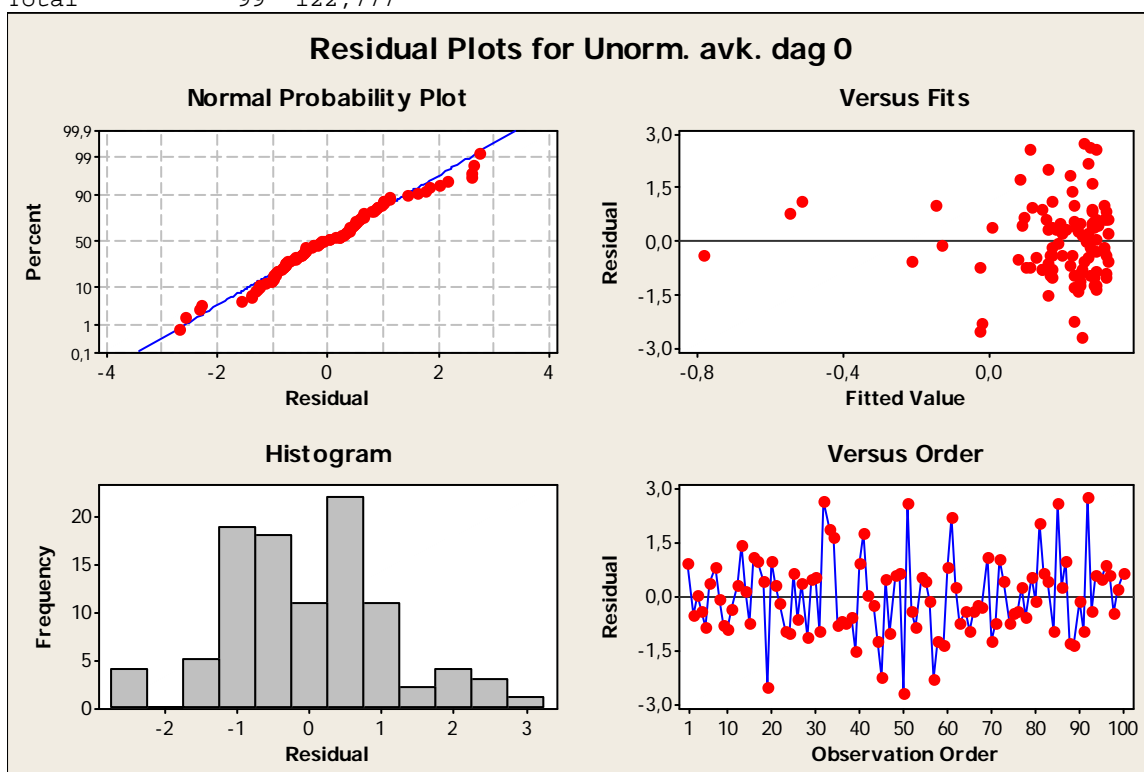
$$\text{Unorm. avk. dag 0} = 0,332 - 0,00475 \text{ Nytt lån/MVE}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,3322	0,1428	2,33	0,022
Nytt lån/MVE	-0,004745	0,002978	-1,59	0,114

S = 1,10507 R-Sq = 2,5% R-Sq(adj) = 1,5%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	3,101	3,101	2,54	0,114
Residual Error	98	119,676	1,221		
Total	99	122,777			



Regression Analysis: Unorm. avk. dag 0 versus Syndikat

The regression equation is

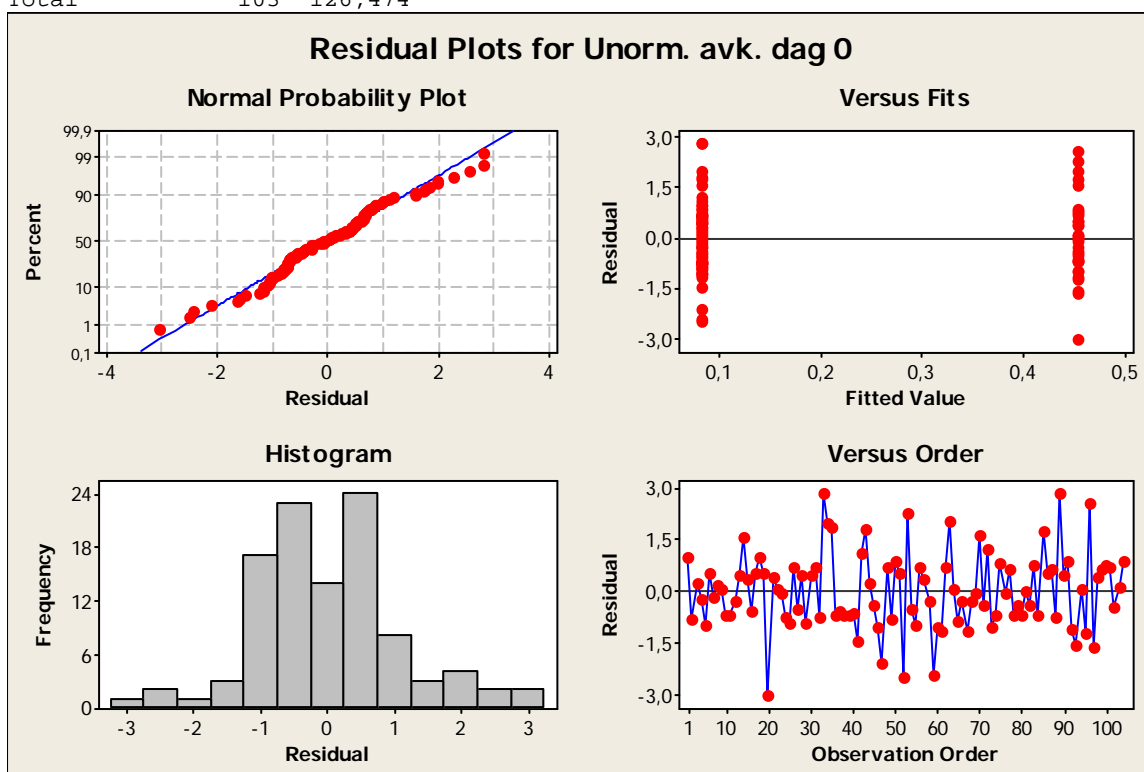
$$\text{Unorm. avk. dag 0} = 0,455 - 0,372 \text{ Syndikat}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,4551	0,1914	2,38	0,019
Syndikat	-0,3715	0,2317	-1,60	0,112

S = 1,09975 R-Sq = 2,5% R-Sq(adj) = 1,5%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	3,110	3,110	2,57	0,112
Residual Error	102	123,365	1,209		
Total	103	126,474			



Vedlegg G: Multippel regresjon

Regression Analysis: Avk. dag 0 versus Syndikat; Forskjell fra ma; ...

The regression equation is

$$\text{Avk. dag 0} = 0,0126 - 0,00869 \text{ Syndikat} - 0,00254 \text{ Forskjell fra markedsavk.} \\ + 0,000034 \text{ Rdg} - 0,00039 \text{ Gjeldsandel} - 0,00292 \text{ Nytt lån/MVE}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,012625	0,005506	2,29	0,024
Syndikat	-0,008686	0,005757	-1,51	0,135
Forskjell fra markedsavk.	-0,002540	0,004123	-0,62	0,539
Rdg	0,0000341	0,0003540	0,10	0,923
Gjeldsandel	-0,000392	0,003158	-0,12	0,901
Nytt lån/MVE	-0,002920	0,004568	-0,64	0,524

S = 0,0254726 R-Sq = 4,4% R-Sq(adj) = 0,0%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	5	0,0027407	0,0005481	0,84	0,522
Residual Error	91	0,0590458	0,0006489		
Total	96	0,0617865			

Vedlegg H: Beskrivende statistikk

Selskapskarakteristika	Median	Gjennomsnitt	Min.	Maks.	n
Totalkapitalrentabilitet	0,02	0,02	-0,81	1,45	104
Rentedekningsgrad	1,91	-2,28	-454,46	35,39	104
Beta	0,97	0,94	-0,36	2,37	104
Std avvik til avkastning	0,02	0,03	0,01	0,07	104
Infl. just. bokførte eiendeler ^a (mill. NOK)	7 671	17 950	86	208 410	104
Infl. just. Markedsverdi ^a (mill. NOK)	4 185	9 203	80	134 440	104
Marked/bok	1,66	2,42	-6,91	15,59	104
Gjeldsandel	0,36	0,36	0,00 ^b	0,99	104
Nytt lån/selskapsverdi	0,37	0,59	0,01	5,25	100
Avk. trend ifht. markedsavkastning	-0,05	0,09	-0,80	3,69	104
Avk. trend ifht. markedsmodell	0,01	0,08	-1,33	4,04	88
Infl. just. lånebeløp ^a (mill. NOK)	1 368	2 743	13	22 238	100
Løpetid lån (år)	5,25	5,80	0,75	15,00	71

a: i 2007-kr

b: Enkelte selskaper hadde ingen langsiktig gjeld