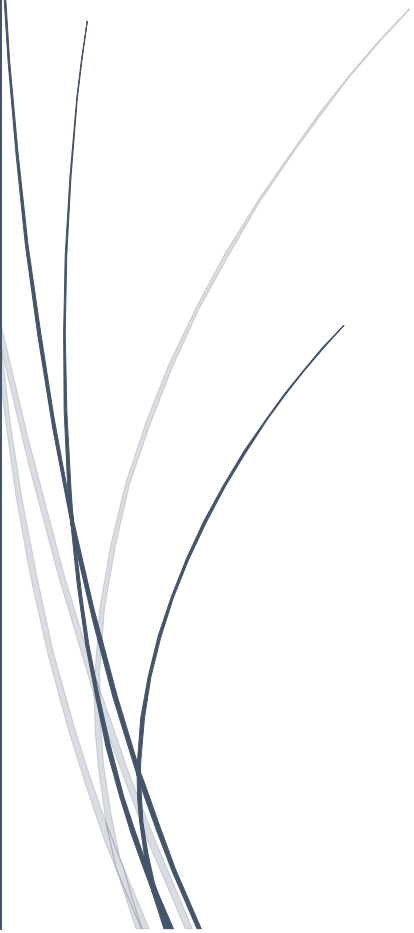




E.J. van den Heuvel
411992

De invloed van credit ratings op indirecte emissiekosten

Bewijs voor SEO's uit de Verenigde Staten



Supervisor: Dr. R.H.G.M. Cox
Erasmus Universiteit Rotterdam
Erasmus School of Economics
Bachelorscriptie Finance

07-07-2017

Abstract

Deze scriptie onderzoekt het effect van credit ratings op de indirecte emissiekosten van seasoned equity offerings. Hierbij wordt een sample gebruikt van 868 SEO's uit de Verenigde Staten tussen 2010 en 2016. Voor deze SEO's wordt een abnormaal rendement van -4,3 procent rond de aankondiging van een SEO gevonden. Daarnaast blijkt de underpricing gemiddeld 6,7 procent te zijn. De resultaten tonen dat SEO's met een credit rating een minder sterk aankondigingseffect ondergaan dan bedrijven zonder credit ratings. Het hebben van een rating verlaagt de onzekerheid omtrent de waarde van het bedrijf. Daarnaast blijkt dat credit rating levels geen effect op het aankondigingseffect hebben. Dit suggereert dat de zekerheid van waarde ertoe doet, en de waarde zelf juist niet. Desalniettemin wordt geen bewijs gevonden voor een lagere idiosyncratische volatiliteit voor bedrijven met een rating ten opzichte van bedrijven zonder rating. Dit resultaat is inconsistent met de verwachting dat credit ratings zorgen voor een lagere informatieasymmetrie in de markt. Tevens blijkt de SEO underpricing niet significant te verschillen tussen bedrijven met een credit rating en bedrijven zonder rating. Hierdoor uit het effect van credit ratings op de indirecte kosten zich alleen via het aankondigingseffect. Uit de laatste robuustheidscheck blijkt dit effect echter alleen te gelden voor bedrijven met een marktkapitalisatie kleiner dan de mediaan (614 miljoen dollar), voorafgaand aan de SEO. Bij kleinere bedrijven verlagen credit ratings dus de indirecte emissiekosten van SEO's via een reductie van het aankondigingseffect.

Trefwoorden – SEO-aankondigingseffect, underpricing, credit rating, informatieasymmetrie

Inhoudsopgave

1. Introductie	3
2. Theoretisch Raamwerk	5
2.1 Seasoned Equity Offerings	5
2.2 Credit Ratings in de Verenigde Staten	6
2.3 SEO-aankondigingseffect, Adverse Selection en Credit Ratings	7
2.4 SEO-underpricing, Informatieasymmetrie en Credit Ratings	9
3. Data en Methodologie	11
3.1 Data en Sample Constructie	11
3.2 Eventstudiemethodologie	12
3.2.1 Modelkeuze	12
3.2.2 Controleperiode	13
3.2.3 Abnormale Rendementen	13
3.2.4 Statistische Testen	14
3.3 Idiosyncratische Volatiliteit	15
3.4 Beschrijvende Statistieken	15
3.5 Cross-sectionele Analyse	16
3.5.1 Effect van Credit Ratings op het SEO-aankondigingseffect	17
3.5.2 Credit Rating Levels en het SEO-aankondigingseffect	22
3.5.3 Effect van Credit Ratings op de Idiosyncratische Volatiliteit	23
3.5.4 Winsorizing	23
4. Resultaten	24
4.1 Cumulatief Abnormaal Rendement	24
4.2 Kans op het hebben van een Credit Rating	25
4.3 Effect van Credit Ratings op het SEO-aankondigingseffect	26
4.4 Credit Rating Levels en het SEO-aankondigingseffect	28
4.5 Effect van Credit op de Idiosyncratische Volatiliteit	30
4.6 Effect van Credit Ratings op de SEO Underpricing	31
4.7 Robuustheidscheck	34
4.7.1 Aanpassing van de Controleperiode	34
4.7.2 Subsamples gebaseerd op Marktkapitalisatie	35
5. Conclusie	37
Referenties	39
Appendices	43

1. Introductie

Bedrijven ondergaan hoge kosten bij het verkrijgen van extern kapitaal via een aandelenuitgifte om bijvoorbeeld extra investeringen te doen. Deze kosten worden ook wel emissiekosten (*flotation costs*) genoemd, en kunnen worden opgedeeld in twee hoofdgroepen: de directe en indirecte emissiekosten (Eckbo, Masulis & Norli, 2007). Onder de directe kosten vallen de kosten voor accountants, advocaten, marketing, de roadshow, het management en de underwriter. De indirecte kosten bestaan uit (i) *underpricing*, en (ii) de prijsreactie van de aandelen bij de aankondiging van een aandelenuitgifte, ook wel het aankondigingseffect genoemd. In dit onderzoek zal de focus op de indirecte emissiekosten liggen, en voornamelijk op de prijsreactie bij aankondiging.

Deze indirecte kosten zijn aanzienlijk aanwezig voor *seasoned equity offerings* (SEO's) in de Verenigde Staten (VS). Onderzoek van Corwin (2003) toont namelijk aan dat in de VS tussen 1990 en 1998 gemiddeld een *underpricing* van 2,9 procent plaatsvindt, die door de tijd heen is toegenomen. In 1998 blijkt deze *underpricing* wel voor 21,7 procent van de totale emissiekosten te zorgen (Corwin, 2003). Deze *underpricing* blijkt tevens in recentere perioden van kracht te zijn. Gao en Ritter (2010) tonen namelijk aan dat tussen 1996 en 2007 een gemiddelde *underpricing* van 3,1 procent voor publieke emissies plaatsvindt.

Bovendien vinden Aquith en Mullins (1986) dat de aankondiging van een SEO in de VS tussen 1963 en 1981 gepaard gaat met een prijsdaling van -3,0 procent¹. Dit effect wordt nog steeds in recentere perioden waargenomen. Gao en Ritter (2010) vinden immers tussen 1996 en 2007 een aankondigingseffect van -2,6 procent voor *accelerated SEO's* en -1,7 procent voor *fully marketed SEO's*.

In Europese landen worden daarentegen andere resultaten waargenomen. Zo vinden Bortolotti, Megginson en Smart (2008) voor Europa tussen 1991 en 2004 een klein positief aankondigingseffect voor *fully marketed SEO's* (0,1 procent) en een negatief aankondigingseffect voor *accelerated SEO's* (-0,8 procent). In het Verenigd Koninkrijk blijkt een publieke SEO zelfs gepaard te gaan met een positief aankondigingseffect van 3,3 procent (Slovin & Shushka, 2000).

In de Verenigde Staten blijken zowel *underpricing* als het aankondigingseffect de emissiekosten dus aanzienlijk te vergroten. Dit heeft een nadelig effect op de groei van bedrijven en het uitvoeren van projecten. Door deze kosten worden sommige projecten namelijk niet uitgevoerd die in eerste instantie, zonder de indirecte kosten, wel projecten met een positieve netto huidige waarde (NPV) zijn (Myers & Majluf, 1984). Hierdoor is het voor de managers van

¹ Andere onderzoekers vinden gelijke effecten in de Verenigde Staten. Zo vinden Masulis en Korwar (1986) -3,25 procent, Mikkelson en Partch (1986) -3,56 procent, Dierkens (1991) -2,4 procent en Denis (1994) -2,49 procent.

bedrijven van belang te begrijpen waarom deze indirecte kosten aanwezig zijn, en hoe deze kosten geminimaliseerd kunnen worden.

In de literatuur is al uitvoerig onderzoek gedaan naar mogelijke verklaringen voor deze indirecte kosten. Zo wordt bijvoorbeeld een belangrijke verklarende rol voor informatie-asymmetrie gevonden (Dierkens, 1991; Loderer, Shehan & Kadlec, 1991; Myers & Majluf, 1984; Rock, 1986). D'Mello en Ferris (2000) vinden bijvoorbeeld dat SEO's van bedrijven die meer worden gevolgd door analisten en waarbij de analisten sterker overeenkomende schattingen maken, gepaard gaan met een lager aankondigingseffect. Daarnaast speelt de agency kosten-theorie ook een belangrijke rol in het verklaren van indirecte kosten. Zo tonen McLaughlin, Safieddine en Vasudevan (1996) dat bedrijven met hoge *free cashflows* (FCF's) een groter SEO-aankondigingseffect ondergaan dan bedrijven met lagere FCF's, in lijn met Jensens FCF-theorie (1986).

Ook wordt een functie voor credit ratings gevonden bij het verklaren van indirecte kosten van een aandelenuitgifte. Zo tonen An en Chan (2008) aan dat bedrijven in de VS met een credit rating gepaard gaan met een lagere underpricing van *initial public offerings* (IPO's) dan bedrijven zonder rating. Een vergelijkbaar onderzoek naar SEO's in China laat zien dat het bezitten een credit rating hier ook de underpricing verlaagt (Poon, Chan & Firth, 2013).

Aangezien het effect van credit ratings op het ontstaan van indirecte kosten van SEO's in de VS nog nauwelijks onderzocht is, zal dit onderzoek analyseren of bedrijven het aankondigingseffect en de underpricing kunnen reduceren door een credit rating te nemen. Daarnaast wordt bekeken of een betere credit rating gepaard gaat met een lager aankondigingseffect van SEO's in de VS. Hierbij wordt de volgende onderzoeksvraag beantwoord:

Wat is het effect van credit ratings op het SEO-aankondigingseffect en de underpricing?

In sectie 2 wordt het theoretisch raamwerk geschetst. In deze sectie wordt onder andere uitgelegd wat credit ratings zijn en hoe zij het aankondigingseffect en de underpricing van SEO's kunnen verlagen. Sectie 3 beschrijft de dataset en de gebruikte methodologie. De gevonden resultaten worden gepresenteerd in sectie 4, en sectie 5 sluit af met een conclusie en een korte aanbeveling voor vervolgonderzoek.

2. Theoretisch Raamwerk

Deze sectie begint met een beschrijving van SEO's, en hoe ze van elkaar kunnen verschillen. Vervolgens wordt een introductie gegeven over credit ratings in de Verenigde Staten. Ten slotte worden twee belangrijke theorieën met betrekking tot het aankondigingseffect en de underpricing besproken, waarbij een koppeling naar credit ratings wordt gemaakt.

2.1 Seasoned Equity Offerings

Een SEO is een aanbod van aandelen aan beleggers door een bedrijf dat in het verleden al een IPO heeft gedaan. Hierdoor wordt het bedrijf al publiek verhandeld op de aandelenmarkt. Ze worden daarom ook wel publieke bedrijven genoemd. Bij een SEO kunnen deze bedrijven twee soorten aandelen aanbieden: primaire en secundaire aandelen.

Primaire aandelen zijn aandelen die voor het eerst worden aangeboden aan publieke beleggers. Het bedrijf creëert hierbij eigenlijk nieuwe aandelen, waardoor het aantal uitstaande aandelen wordt verhoogd en het bedrijf nieuw kapitaal ontvangt. Hierdoor zullen de oude aandeelhouders een lager percentage van het bedrijf bezitten. Het procentuele eigendom van de oude aandeelhouders verwatert als het ware. Om deze reden wordt een SEO van primaire aandelen ook wel een *dilutive* (verwaterende) *offering* genoemd.

Een SEO van secundaire aandelen heeft daarentegen geen verwaterend effect. Bij dit type aandelenuitgifte worden aandelen van de oude aandeelhouders aan de nieuwe aandeelhouders verkocht. Het aantal uitstaande aandelen stijgt bij deze uitgifte dus niet, en het bedrijf verkrijgt hierbij geen nieuw kapitaal. De opbrengsten gaan immers meteen naar de oude aandeelhouders.

Bovendien kan een SEO bestaan uit secundaire en primaire aandelen tegelijk. Dit wordt ook wel een *mixed offering* genoemd. Deze heeft eveneens een verwaterend effect doordat deels nieuwe aandelen worden gecreëerd. Mixed offerings vallen dus ook onder de *dilutive offerings*. Tevens zal het bedrijf bij deze vorm van uitgifte nieuw kapitaal verkrijgen.

SEO's kunnen ook worden opgesplitst aan de hand van flotatiemethoden. De drie belangrijkste flotatiemethoden zijn *firm commitment*², *accelerated offerings* en *right offers* (Gao & Ritter, 2010). De eerste twee methoden vallen onder de publieke SEO's, omdat bij deze methoden iedere belegger zich kan aanmelden voor de emissie, ook als hij a priori geen aandelen van het bedrijf bezit. Bij een *right offer* krijgen de huidige aandeelhouders het recht om nieuwe aandelen te kopen, proportioneel aan hun huidige bezitting van het bedrijf. Buitenstaanders kunnen dan alleen aandelen van deze emissie verkrijgen als huidige aandeelhouders hun rechten verkopen. Om deze reden worden *right offers* ook wel niet-publieke emissies genoemd.

² In andere onderzoeken wordt ook wel de naam *fully-marketed* of *traditional bookbuilt* gebruikt in plaats van *firm-commitment offerings*.

Accelerated offerings en firm commitment offerings verschillen idem dito van elkaar. Bij firm commitment offerings wordt bij de aankondiging van een SEO een inleidende prospectus met een prijsrange uitgegeven. Vervolgens wordt de marketingcampagne voor de emissie uitgevoerd door de underwriter, door middel van een roadshow en meetings met potentiële beleggers. Tijdens deze periode wordt ook de *bookbuilding* verricht. Hierbij wordt de prijsrange vernauwd aan de hand van vraaganalyses. Na deze periode worden de aandelen pas uitgegeven, waardoor de uitgifte pas twee à drie weken na de aankondiging plaatsvindt (Gao & Ritter, 2010). Bij een accelerated offering vindt daarentegen geen roadshow plaats. De periode tussen de aankondiging en uitgifte is hier dan ook maar twee dagen.

Als laatste kunnen SEO's op basis van credit ratings opgesplitst worden in twee groepen: (i) *rated SEO's*, en (ii) *unrated SEO's*. Een rated SEO is een uitgifte van een bedrijf met een credit rating. Een SEO van bedrijven zonder rating wordt een unrated SEO genoemd. In het volgende onderdeel wordt beschreven wat met een credit rating bedoeld wordt, en door wie zo een rating uitgegeven wordt.

2.2 Credit Ratings in de Verenigde Staten

Credit ratings kunnen opgesplitst worden in twee soorten, *issue ratings* en *issuer ratings*, en geven beide de kredietwaardigheid weer. Hierbij kijkt een *issue rating* naar een specifieke obligatie en de regelingen die getroffen worden als het bedrijf in default raakt. Deze regelingen zijn belangrijk, omdat sommige obligaties bijvoorbeeld voorrang krijgen op andere obligaties bij default. Dit wordt ook wel de *seniority* van de obligatie genoemd.

Issue ratings zijn dus gebaseerd op de kans van default voor een specifieke obligatie. Daarentegen kijken *issuer ratings* naar de gehele kredietwaardigheid van het bedrijf. Hierbij ligt de focus dus niet op een specifieke obligatie, maar op alle financiële obligaties. Het meet dus de kans dat het bedrijf aan al zijn financiële obligaties voldoet. Hierdoor kunnen deze twee soorten ratings van elkaar verschillen. Sterker nog, *issue ratings* worden gecreëerd door eerst een *issuer rating* te alloceren waarna een aanpassing volgt op basis van de *seniority* van de *issue* (Frost, 2007).

Wereldwijd zijn er ongeveer 150 lokale en internationale credit rating agencies (CRA's), door wie deze ratings uitgeven worden. Desondanks zijn Standard & Poor's Credit Market Services (S&P), Moody's Investors Services (Moody's), en Fitch Ratings (Fitch)³ de belangrijkste en dominerende CRA's in deze industrie (White, 2010, 2016). De Securities and Exchange Commission (2016) rapporteert dat deze agencies in 2016 samen 93,2 procent van de totale

³ De ratingsymbolen van S&P, Moody's en Fitch zijn weergegeven in appendix A. Deze worden gelinkt aan elkaar, zodat een overzicht komt van ratings van de verschillende CRA's met overeenkomende kansen op default.

omzet van de credit rating industrie in de VS bezitten. In andere jaren worden vergelijkbare marktaandelen gevonden, bijvoorbeeld 93,4 procent in 2014 (White, 2016).

Deze CRA's spelen een belangrijke rol in de financiële markt. Ze openbaren en verspreiden namelijk informatie omtrent de kredietwaardigheid van het bedrijf naar de kredietmarkt. Hierdoor daalt de informatieasymmetrie op de kredietmarkt en zullen de kredietkosten ook afnemen (Healy & Palepu, 2001; White, 2002). Daarnaast is een hogere credit rating gunstig voor de aandeelhouders van het bedrijf. Bedrijven met hogere credit ratings hebben immers lagere kredietkosten, waardoor meer geld voor de aandeelhouders overblijft (Chen, Lesmond & Wei, 2007; Kisgen, 2006; Tang, 2009). Door middel van credit ratings kunnen bedrijven dus hun kredietkwaliteit aan de markt openbaren, waardoor informatieproblemen op de kredietmarkt verminderen.

In het vervolg van het paper ligt de focus op de rol van credit ratings in het verschaffen van informatie aan de aandelenmarkt. Zo blijken informatieproblemen een belangrijk rol te spelen bij SEO's. De Adverse Selection-theorie (Myers & Majluf, 1984) legt deze link tussen informatieasymmetrie en het SEO-aankondigingseffect.

2.3 SEO-aankondigingseffect, Adverse Selection en Credit Ratings

Op papier wordt vaak gesteld dat de markt efficiënt is, terwijl deze in de praktijk imperfecties heeft. Zo kan het voorkomen dat de koper en verkoper niet over dezelfde informatie beschikken. Volgens Akerlof (1970) kan deze vorm van informatieasymmetrie tot het '*adverse selection*'-probleem leiden. Zo beschrijft hij in zijn paper "*Market for Lemons*" hoe dit zich in de tweedehands automarkt afspeelt. Het idee is dat de werkelijke kwaliteit van de gebruikte auto alleen bekend is bij de verkoper. Zij kunnen dus onderscheid maken tussen 'goede' en 'slechte' auto's.

Door informatieasymmetrie in de markt kunnen de kopers daarentegen geen onderscheid maken tussen deze twee types. De kopers zijn dan alleen bereid om te betalen voor de gemiddelde kwaliteit van de auto's in de markt, ook wel de verwachte kwaliteit genoemd. De 'goede' kwaliteit auto's zullen de markt dan verlaten, aangezien deze verkopers hun 'goede' auto niet tegen deze ondergewaardeerde prijs willen verkopen. Hierdoor wordt de prijs verder omlaag gedreven. Dit resulteert in een adverse selectie: alleen de 'slechte' auto's worden op de markt verkocht.

Dit adverse selectieprobleem kan vervolgens worden gereduceerd door middel van een officiële onafhankelijke keuringsdienst voor tweede hands auto's. Door middel van deze onafhankelijke keuring kan de verkoper zijn informatie naar de markt overdragen, en vermindert de onzekerheid omtrent de waarde. De kopers kunnen op deze manier immers achterhalen of ze te maken hebben met een 'goede' of 'slechte' kwaliteit auto.

Myers en Majluf (1984) passen dit model toe in de financiële context. Zo stellen ze dat informatieasymmetrie aanwezig is tussen de managers van het bedrijf en de beleggers in de

markt. Hierdoor kunnen de beleggers geen onderscheid maken tussen slechte (*overpriced*) en goede kwaliteit bedrijven. Net als bij het 'Lemons' probleem (Akerlof, 1970) zijn beleggers bereid te betalen voor de gemiddelde kwaliteit, waardoor managers van goede bedrijven geen aandelen zullen uitgeven. Het bedrijf wordt immers te laag gewaardeerd. Hierdoor zullen beleggers verwachten dat goede kwaliteit bedrijven geen aandelen zullen uitgeven, waardoor de prijs nog lager komt te liggen.

Dit leidt tot de Pecking Order-theorie (Myers & Majluf, 1984): bedrijven prefereren interne financiering (*retained earnings*) boven de kapitaalmarkt. Zodra de *retained earnings* niet voldoende zijn, wordt eerst schuld uitgegeven omdat informatieasymmetrie op de schuldmarkt lager is dan op de aandelenmarkt. Als laatste wordt aandelenuitgifte als financieringsmiddel gebruikt. Deze zal echter alleen gebruikt worden als de NPV van het project groter is dan de kosten van aandelenuitgifte.

Dit model brengt een belangrijke implicatie met zich mee. Zodra bedrijven overgewaardeerd zijn, zullen ze niet terughoudend zijn met aandelenuitgifte. Het bedrijf ontvangt dan immers meer geld dan de fundamentele waarde van de aandelen. Hierdoor verwachten beleggers dat een bedrijf overgewaardeerd is zodra het een SEO doet. Een aandelenuitgifte wordt daarom geïnterpreteerd als slecht nieuws, waardoor een negatief aankondigingseffect ontstaat.

Myers en Majluf (1984) stellen vervolgens dat het adverse selectieprobleem groter is, zodra meer informatieasymmetrie tussen de managers en de beleggers aanwezig is. Hierdoor wordt verwacht dat bij een grotere informatieasymmetrie of onzekerheid in de markt de reactie op een SEO-aankondiging ook sterker zal zijn. Dierkens (1991) vindt bewijs in lijn met deze theorie.

Financiële analisten en financiële intermediairs, zoals banken, bestaan onder andere om dit nadelige effect van informatieasymmetrie te voorkomen (Diamond, 1984). Ze informeren de markt over het bedrijf, op dezelfde manier als de keuringsdienst voor tweedehands auto's. Credit rating agencies kunnen hier ook een rol in spelen. Zo rapporteren Ederington, Yawitz en Roberts (1987) dat CRA's beschikking over *inside information* krijgen, die zelfs niet geheel beschikbaar is voor analisten. Door middel van de credit ratings kunnen deze agencies dus beleggers informeren over het bedrijf, zonder de *inside* documenten vrij te geven aan het publiek (Frost, 2007).

Ederington en Goh (1998) vinden dat credit rating agencies inderdaad dienen als informatie-transmitter. Bij het naar beneden bijstellen van een credit rating wordt immers meteen een abnormale prijsdaling waargenomen, die onafhankelijk is van andere mogelijke oorzaken zoals lagere winstaankondigingen.

CRA's informeren de aandelenmarkt dus ook over het bedrijf. Hierdoor zal het hebben van een credit rating de onzekerheid over de waarde van het bedrijf en de informatie- asymmetrie in de markt verlagen (An & Chan, 2008). Samen met het adverse selection model van Myers en Majluf (1984) vormt dit de eerste hypothese:

H1: SEO's van bedrijven met één of meerdere credit ratings gaan gepaard met een lager aankondigingseffect dan van bedrijven zonder een credit rating, ceteris paribus.

An en Chan (2008) vinden daarnaast dat een betere credit rating niet gepaard gaat met een lagere IPO underpricing. Zij stellen vervolgens dat het hebben van een credit rating alleen de informatie-asymmetrie verlaagt, en dat het om de zekerheid van waarde gaat en juist niet om de waarde van de credit rating. Deze waarde is immers al opgenomen in de prijs, omdat beleggers reageren op veranderingen van de credit rating (Erington en Goh, 1998).

Echter beargumenteren Poon et al. (2013) dat een lagere credit rating gepaard kan gaan met slechter management. Hierdoor worden beleggers ongeruster zodra deze bedrijven extra kapitaal willen bemachtigen door middel van een aandelenuitgifte. De markt zal dan sterker reageren bij lagere credit ratings. Liu en Malatesta (2006) vinden bewijs voor deze negatieve relatie tussen het niveau van credit rating en het aankondigingseffect, terwijl Poon et al. zelf geen significante relatie vinden.

Doordat de literatuur geen duidelijke relatie tussen de waarde van credit ratings, informatie-asymmetrie en het aankondigingseffect geeft, wordt de volgende nulhypothese opgesteld:

H2: Er is geen relatie tussen het niveau van credit rating en het SEO-aankondigingseffect.

De derde hypothese betreft de volatiliteit van het rendement van de aandelen voor een SEO. De volatiliteit van een aandeel dat niet verklaard kan worden door de markt, is een proxy voor onzekerheid en informatieasymmetrie (Demiralp, D'Mello, Schlingemann & Subramaniam, 2011; Dierkens, 1991; Mauer & Senbet, 1992). Als credit ratings werkelijk de onzekerheid en de informatieasymmetrie in de markt verlagen, dan zullen rated SEO's gepaard gaan met een lagere idiosyncratische volatiliteit voor de uitgifte dan unrated SEO's. Om deze reden wordt de volgende hypothese opgesteld:

H3: De idiosyncratische volatiliteit is lager voor bedrijven met een credit rating dan voor bedrijven zonder credit rating, ceteris paribus.

2.4 SEO-underpricing, Informatieasymmetrie en Credit Ratings

Informatieasymmetrie blijkt niet alleen een belangrijke rol te spelen bij het aankondigingseffect van SEO's, maar ook bij de underpricing van IPO's. Rock (1986) verklaarde deze discount door middel van informatieheterogeniteit tussen beleggers. Omdat geïnformeerde beleggers zich alleen aanmelden voor 'goede' IPO's, krijgen ongeïnformeerde beleggers de gehele allocatie van 'slechte' IPO's, terwijl ze de allocatie van 'goede' IPO's met de geïnformeerde beleggers moeten delen. Dit wordt ook wel de Winner's Curse genoemd. Deze ongeïnformeerde beleggers doen vervolgens alleen mee in de IPO-markt als ze gecompenseerd worden. Dit gebeurt dus in de vorm van een discount. Beatty en Ritter (1986) merken vervolgens op dat het Winner's Curse-probleem

zorgt voor een positieve relatie tussen underpricing en ex-ante onzekerheid over de waarde van het bedrijf.

Daarnaast zijn er andere theorieën die IPO-underpricing proberen te verklaren door middel van informatieasymmetrie. Zo stellen Allen en Faulhaber (1989) bijvoorbeeld dat de underpricing een signaal naar de markt is omtrent de kwaliteit van het bedrijf. Een hogere underpricing zou dan gepaard gaan met een betere kwaliteit.

Ondanks het feit dat publieke bedrijven al een marktprijs hebben, gaat een SEO toch gepaard met een significante discount (Gao & Ritter, 2010). Corwin (2003) stelt vervolgens dat de bovengenoemde theorieën ook voor SEO's werken, ondanks dat deze informatieproblemen hier minder aan de orde zijn. Zijn bevindingen zijn in lijn met de verwachting van een grotere SEO underpricing voor bedrijven die kampen met meer onzekerheid en informatieasymmetrie.

Het ontstaan van underpricing bij SEO's en het SEO-aankondigingseffect kent dus een gelijke basis: meer informatieasymmetrie en een grotere onzekerheid in de markt zorgt voor een groter aankondigingseffect en underpricing. Om deze reden wordt een gelijke hypothese opgesteld voor SEO underpricing als voor het aankondigingseffect:

H4: SEO's van bedrijven met één of meerdere credit ratings gaan gepaard met een lagere underpricing dan van bedrijven zonder een credit rating, ceteris paribus.

3. Data en Methodologie

3.1 Data en Sample Constructie

De initiële dataset is verkregen uit de Bloomberg Database, en bestaat uit 4444 SEO's van bedrijven uit de VS tussen 1 januari 2010 en 31 december 2016, waarbij alleen *common stocks* werden uitgegeven. Unit offers en uitgften van *American Depository Receipts* worden hierdoor buiten beschouwing gelaten. Deze set is vervolgens gefilterd zodat alleen bedrijven overblijven die a priori aan de New York Stock Exchange (NYSE) of Nasdaq verhandeld worden, waarvan de offering een dillutive effect heeft. SEO's die alleen uit secundaire aandelen bestaan worden dus niet meegenomen in dit onderzoek. Deze zijn namelijk niet relevant, omdat het bedrijf bij deze emissies geen kapitaal verkrijgt. Daarnaast worden right issues uit de dataset gehaald⁴.

Tevens worden financiële bedrijven en nutsbedrijven buiten beschouwing gelaten. Deze bedrijven zijn namelijk onderhevig aan sterke kapitaalreguleringen, waardoor ze in een ander economisch milieu verkeren dan de andere bedrijven in de sample⁵. Om het effect van *penny stocks* te voorkomen, worden SEO's met een offer prijs onder de drie US dollar ook uitgesloten (Corwin, 2003). Als laatste worden observaties met incomplete gegevens verwijderd, waardoor 868 SEO's overblijven in de uiteindelijke sample (tabel 1).

Filter	Aantal Observaties
(1) Common stock SEO van bedrijf uit de Verenigde Staten, 2010-2016	4444
(2) Bedrijf heeft voorafgaand een listing aan de NYSE of Nasdaq	-1211
(3) SEO van primaire of mix van primaire en secundaire aandelen	-729
(4) Firm Commitment of Accelerated offering	-0
(5) Excl. financiële bedrijven	-994
(6) Excl. nutsbedrijven	-59
(7) Excl. offer price < \$3,00	<u>-391</u>
(8) Volledige sample van SEO's	1060
(9) Observaties met missende prijsdata	-52
(10) Observaties met incomplete gegevens	<u>-140</u>
(11) Uiteindelijke sample	868

Tabel 1 – Sample constructie

De tabel beschrijft de constructie van de sample uit de initiële rauwe dataset. In stap 9 worden bedrijven uit de dataset verwijderd als gegevens omtrent de aandelenprijs van het bedrijf rond de aankondiging niet verkrijgbaar waren via Reuters Datastream. In stap 10 worden observaties verwijderd zodra de gegevens incompleet waren voor de andere variabelen die gebruikt worden in de cross-sectionele analyse van dit onderzoek.

⁴ Deze filters zijn in lijn met andere onderzoeken, zoals Walker en Yost (2008) en Gao en Ritter (2010).

⁵ Deze bedrijven worden om dezelfde reden verwijderd in andere onderzoeken (Jung, Kim & Stulz, 1996; D'Mello & Ferris, 2000; Kim & Purnandam, 2006).

Uit de Bloomberg Database worden vervolgens enkele SEO-gegevens verkregen voor deze sample, zoals de hoeveelheid uitgegeven aandelen, de aankondigings- en uitgiftedatum, en de prijs van de aangeboden aandelen. Daarnaast wordt door middel van de Bloomberg Database bekeken of de bedrijven tijdens de SEO-aankondiging *Long-Term Domestic Issuer Credit Ratings* van S&P, Fitch en Moody's hebben.

De accounting data wordt verkregen uit de Compustat North America database, waarbij missing data wordt aangevuld met gegevens uit Reuters Datastream en de Bloomberg Database. Uit Datastream worden tevens de aandelprijzen van de bedrijven in de sample één jaar voor en na aankondigingsdatum verzameld. Voor de S&P500 wordt dit op dezelfde manier gedaan. Als laatste wordt de oprichtingsdatum van de bedrijven verkregen uit Orbis van Bureau van Dijk, zodat het mogelijk is de leeftijd van het bedrijf tijdens de SEO-aankondiging te bepalen.

3.2 Eventstudiemethodologie

Om te testen wat het effect van credit ratings op het aankondigingseffect is, wordt een korte termijn eventstudie gebruikt. Hierbij wordt geanalyseerd of de beweging van de aandelenprijzen rondom het event verschilt van de bewegingen in normale periodes, zonder het event. Dit verschil wordt ook wel het abnormale rendement genoemd. In deze sectie wordt beschreven welke methodologie gebruikt is om deze abnormale rendementen te berekenen.

3.2.1 Modelkeuze

In de eerste stap wordt het rendement bepaald dat zonder de SEO-aankondiging behaald zou zijn. Dit wordt ook wel het normale rendement genoemd. Dit kan gedaan worden door middel van verschillende methoden, zoals de *mean-adjusted* methode, de *market-adjusted* methode en het marktmodel. In de eerdere onderzoeken naar het SEO-aankondigingseffect worden deze methoden afwisselend gebruikt. Zo gebruiken Masulis en Korwar (1986) bijvoorbeeld de *mean-adjusted* methode, Dierkens (1991) de *market-adjusted* methode en Bhagat, Marr en Thompson (1985) het marktmodel.

Brown en Warner (1985) tonen echter aan dat het marktmodel het beste gebruikt kan worden om normale rendementen te berekenen. Het rendement van een aandeel hangt namelijk af van het rendement van de markt, zoals het Capital Asset Pricing Model ook stelt. Daarnaast verschilt de markt β per bedrijf, waardoor de *market-adjusted* methode geen geschikte methode is. Deze neemt immers aan dat de markt β voor ieder bedrijf gelijk aan één is.

Een ander potentieel model is het Fama-French Drie-factor model. Echter zal dit model nauwelijks zorgen voor verbeteringen ten opzichte van het marktmodel in een korte termijn eventstudie (MacKinlay, 1997). In dit onderzoek wordt daarom het marktmodel gebruikt om normale rendementen te berekenen.

3.2.2 Controleperiode

Het marktmodel moet geschat worden over een periode, waarvan het rendement niet gerelateerd is aan de SEO-aankondiging of aan andere evenementen. Deze periode wordt ook wel de controleperiode genoemd. In de bestaande literatuur wordt echter niet eenduidig gekozen voor een bepaalde controleperiode. Zo gebruiken Masulis en Korwar (1986) de 60 dagen na aankondiging, terwijl andere onderzoekers juist een controleperiode voor de aankondiging gebruiken. Bhagat et al. (1985) behoren tot deze tweede groep, en schatten het marktmodel over een periode van 150 dagen voor de aankondiging.

In dit onderzoek wordt gekozen voor een controleperiode van 150 dagen voor de aankondiging, in lijn met Bhagat et al. (1985). Deze periode begint bij de elfde dag voor aankondiging, en wordt aangeduid met de notatie $[-160, -11]$ ⁶. Over deze controleperiode wordt het marktmodel geschat door middel van Ordinary Least Squares (OLS). Deze vergelijking ziet er als volgt uit:

$$R_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i \cdot R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Hierbij geldt dat R_{it} het werkelijk geobserveerde rendement van aandeel i op handelsdag t is, $\hat{\alpha}_i$ en $\hat{\beta}_i$ zijn de geschatte parameters, en R_{mt} is het rendement van de S&P500 op handelsdag t . Bij het schatten van deze regressie wordt een minimum van 100 dagen gehanteerd, mocht prijsdata van sommige aandelen niet geheel over de controle beschikbaar zijn. Hierdoor zijn 52 SEO's uit de sample verwijderd in stap 9 (tabel 1).

3.2.3 Abnormale Rendementen

De abnormale rendementen worden vervolgens gedefinieerd als het rendement van het aandeel minus het geschatte normale rendement:

$$AR_{it} = R_{it} - \widehat{NR}_{it} \quad (2)$$

Op basis van de geschatte parameters van het marktmodel (1) en de bekende marktrendementen kunnen de normale rendementen voor de eventperiode $[-10, +10]$ geschat worden. Formule (2) kan hierdoor als volgt worden herschreven:

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i \cdot R_{mt} \quad (3)$$

met $t \in [-10, +10]$.

De abnormale rendementen worden vervolgens geaccumuleerd over de periode $[-1, +1]$ om inferenties te kunnen trekken omtrent het SEO-aankondigingseffect. Op deze manier wordt het

⁶ Bij deze notatie geldt dat 0 de aankondigingsdag is. +1 is de eerste handelsdag na aankondiging en -1 is de eerste handelsdag voor aankondiging.

effect van de aankondiging opgevangen, en wordt rekening gehouden met eventdatum onzekerheid. Dit cumulatieve abnormale rendement wordt berekend volgens formule (4):

$$CAR(k,l)_i = \sum_{t=1}^{+1} (AR_{it}) \quad (4)$$

3.2.4 Statistische Testen

Om te bepalen of het aankondigingseffect aanwezig is voor de bedrijven in deze sample, worden verschillende teststatistieken uitgevoerd. Eerst wordt de standaard t -statistiek (T_1) bepaald voor de abnormale rendementen in de eventperiode, en vervolgens voor het berekende cumulatieve abnormale rendement. Deze worden berekend door middel van de volgende formules:

$$T2AR_t = \frac{\overline{AR}_t \cdot \sqrt{N}}{s_t} \quad (5)$$

$$T2CAR(k,l) = \frac{\overline{CAR}(k,l) \cdot \sqrt{N}}{s_c} \quad (6)$$

\overline{AR}_t is het gemiddelde van AR_{it} op t , met $t \in [-10, 10]$ en $i = (1, 2, 3, \dots, N)$;

s_t is de standaarddeviatie van AR_{it} op t ;

$\overline{CAR}(k,l)$ is het gemiddelde van $CAR(k,l)_i$;

s_c is de standaarddeviatie van $CAR(k,l)_i$; en

N is het aantal aandelenemissies waarvoor (C)AR_{it} berekend is.

Om deze test te gebruiken moet aan enkele aannamen voldaan zijn. Zo wordt de aanname gemaakt dat het abnormale rendement cross-sectioneel (AR_{it} , $i = 1, 2, 3, \dots, N$) een normale distributie heeft, met een verwacht abnormaal rendement gelijk aan nul en een constante variantie. Daarnaast moet het abnormale rendement onafhankelijk en gelijk gedistribueerd (i.i.d.) zijn.

Zodra de distributie van de populatie grote afwijkingen van een normale distributie vertoont, gaan parametrische testen, zoals T_1 , gepaard met inaccurate conclusies. Deze testen zijn dan niet robuust, en in deze gevallen kan beter gekozen worden voor niet-parametrische testen. Deze stellen namelijk geen aanname omtrent de distributie. Desalniettemin zijn deze testen een stuk zwakker dan de parametrische testen. Bij kleine afwijkingen van een normale distributie kan daarom beter gekozen worden voor een parametrische test.

Echter moet T_1 ook voldoen aan de i.i.d. aanname. Deze wordt in veel gevallen niet gehaald door bijvoorbeeld heterogeniteit in aandelenvariantie of event clustering. Om deze reden wordt op basis van Bartholdy, Olson en Pearce (2007) in deze studie gebruik gemaakt van de volgende parametrische (T_2 en T_3) en niet-parametrische (T_4) testen:

T_2 t -test met crude dependence adjustment (Brown & Warner, 1980);

T_3 t -test met adjusted standardized abnormal returns (Dodd & Warner, 1983; Patell, 1976);

T_4 Sign test (Corrado & Zivney, 1992)

In Appendix B worden de formules gepresenteerd die gebruikt zijn bij het berekenen van deze teststatistieken. Tevens wordt uitgelegd hoe de sign test van Corrado en Zivney aangepast wordt op basis van Kolari en Pynnonen (2011), zodat deze sign test gebruikt kan worden voor het toetsen van de CAR. Vanaf nu wordt naar deze aangepaste sign test verwezen met T_4^a .

Nu de basis voor de eventstudie gezet is, kan een belangrijke proxy voor informatieasymmetrie gemodelleerd worden. Deze wordt in het volgende gedeelte toegelicht.

3.3 Idiosyncratische Volatiliteit

De variantie van het rendement van een aandeel kan als proxy voor onzekerheid omtrent de waarde van de huidige bezittingen van het bedrijf gebruikt worden (Masulis & Korwar, 1986). Echter bevat deze proxy ook de marktvolatiliteit, waardoor het geen pure maatstaf voor onzekerheid is. Dit gedeelte representeert immers het systematische risico. Dierkens (1991) gebruikt daarom de markt-adjusted residuele variantie van het dagelijkse aandeelrendement, zodat een betere proxy voor onzekerheid overblijft.

In dit onderzoek wordt daarentegen de idiosyncratische volatiliteit gebruikt, die berekend wordt op basis van Hoberg en Prabhala (2009). Deze volatiliteit is een betere proxy voor informatieasymmetrie, aangezien gecorrigeerd wordt voor een verschil in marktrisico tussen de bedrijven (Duca, 2016; Mauer & Senbet, 1992). Om deze reden wordt het ook wel de Bèta-adjusted volatiliteit genoemd. Deze proxy wordt berekend door middel van vergelijking (7):

$$\sigma_{\epsilon,i} = SD_i(\epsilon_{it}) \quad (7)$$

$SD(x_t)$ staat hierbij voor de standaarddeviatie van argument x_t over de periode [-160,-11]. ϵ_{it} is het residu uit het marktmodel (1), geschat over de controleperiode [-160,-11].

3.4 Beschrijvende Statistieken

In tabel 2 staan de beschrijvende statistieken van de 868 SEO's uit de uiteindelijke sample gepresenteerd. Het gemiddelde cumulatieve abnormale rendement in de uiteindelijke sample is -4,3 procent, en heeft een mediaan van -4,9 procent. Van deze 868 SEO's gaat 72,5 procent gepaard met een negatief aankondigingseffect. Daarnaast valt op dat de spreiding van het cumulatieve abnormale rendement aanzienlijk is. Zo wordt een maximum van 259,3 procent gevonden, terwijl het minimum -47,8 procent bedraagt.

Verder toont de tabel dat 22,9 procent van de SEO's een credit rating had van minstens één van de drie grootste CRA's ten tijde van de SEO aankondiging. In Appendix A staan de verschillende geobserveerde ratings weergegeven, en wordt gepresenteerd hoe vaak een bepaalde rating voorkomt in de sample. Opvallend is dat 98,5 procent van de rated SEO's een rating van S&P heeft ten tijde van de aankondiging, terwijl ratings van Fitch en Moody's veel minder voorkomen. Zo heeft 22,6 procent van de rated SEO's een rating van Fitch, en 2,5 procent van Moody's.

Variabele	Observaties	Gemiddelde	Mediaan	Stand. Dev.	25 ^{ste} Perc.	75 ^{ste} Perc.
CAR (%)	868	-4,344	-4,925	16,127	-10,300	0,197
Underpricing1 (%)	867	6,737	5,501	10,446	2,372	9,887
Underpricing2 (%)	868	3,573	2,459	7,958	-0,355	6,922
Assets (milj.)	868	1815,949	177,067	5431,743	59,706	962,775
Marktkap. (milj.)	868	2178,635	614	5552,560	234,164	1775,795
Leeftijd	868	14,620	12,397	12,404	6,701	19,190
D_NYSE	868	0,244	0	0,430	0	0
Leverage	868	0,552	0,442	1,070	0,215	0,664
Tangibility	868	0,229	0,071	0,300	0,019	0,342
MTB	868	5,762	2,991	12,586	1,270	6,025
Altman Z	868	6,813	2,302	38,732	0,456	7,938
ROA	868	-0,394	-0,179	1,354	-0,458	0,012
EBITDA/Assets	868	-0,288	-0,107	0,798	-0,419	0,087
ROE	868	0,301	-0,199	15,706	-0,604	0,075
Idio. Volatiliteit	868	3,735	3,248	2,297	2,415	4,267
Rel. Offer Grootte	868	0,138	0,124	0,080	0,086	0,169
D_Rating	868	0,229	0	0,421	0	0

Tabel 2 – Beschrijvende statistieken

De tabel presenteert het aantal observaties, gemiddelde, mediaan, standaarddeviatie, 25^{ste} percentiel en 75^{ste} percentiel van de variabelen die in dit onderzoek gebruikt worden.

De underpricing van een SEO wordt in overeenkomst met Corwin (2003) op twee manieren berekend. Underpricing1 is het procentuele verschil tussen de slotkoers van de dag voor uitgifte en de uitgifteprijs. Deze wordt daarom ook wel de ‘*close-to-offer*’ genoemd in andere onderzoeken. Underpricing2 is het procentuele verschil tussen de uitgifteprijs en de eerste slotkoers na aandelenuitgifte, ook wel de ‘*offer-to-close*’ genoemd.

Tabel 2 toont dat de gemiddelde underpricing, bepaald door middel van de *close-to-offer* gelijk is aan 6,7 procent, terwijl de gemiddelde *offer-to-close* gelijk is aan 3,6 procent. In deze sample gaat 89,1 procent van de bedrijven gepaard met een positieve underpricing gemeten door middel van underpricing1, en 70,4 procent gemeten door middel van underpricing2.

3.5 Cross-sectionele Analyse

In dit onderzoek worden hoofdzakelijk vier cross-sectionele analyses uitgevoerd. De eerste analyseert of bedrijven met een credit rating te maken hebben met een lager aankondigingseffect. Deze analyse wordt vervolgens op dezelfde wijze gebruikt om te bepalen of het bezitten van een rating zorgt voor een lagere underpricing. Verder wordt bekeken of het aankondigingseffect nog afhangt van het level van de rating. Ten slotte wordt geanalyseerd of in het bezit zijn van van een credit rating de idiosyncratische volatiliteit reduceert. De bijbehorende methodologie wordt in deze sectie beschreven, beginnend bij de eerste analyse.

3.5.1 Effect van Credit Ratings op het SEO-aankondigingseffect

Om te bepalen of het hebben van een credit rating het SEO-aankondigingseffect reduceert, wordt het volgende model geschat:

$$CAR_i = \alpha + \beta \cdot Rating_i + \gamma \cdot X_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

waarbij $Rating_i$ staat voor het cumulatieve abnormale rendement rond aankondiging. $Rating_i$ is een dummy die aangeeft of een bedrijf een credit rating heeft ($Rating_i = 1$) of juist niet ($Rating_i = 0$). X_i is een set van controle variabelen, en γ is een vector van de geschatte parameters. β is de parameter waarin we geïnteresseerd zijn, en meet het *average treatment effect* van het hebben van een credit rating.

De OLS-schatting van β is *unbiased* als de credit rating willekeurig aan bedrijven gegeven wordt, of als het niet van bedrijfskarakteristieken afhangt die ook effect hebben op het cumulatieve abnormale rendement en zich via ε_i uitten. Helaas zal dit in de realiteit niet het geval zijn. Bedrijven bepalen immers zelf of ze een credit rating nemen (Frost, 2007), en deze keuze is gerelateerd aan karakteristieken die ook effect hebben op de afhankelijke variabelen. Er is dan sprake van endogeniteit en *self-selection bias*, waardoor OLS onbetrouwbare resultaten geeft.

Dit probleem wordt opgelost door middel van twee verschillende schattingsmethoden, gebaseerd op An en Chan (2008), Poon et al. (2008), en Goergen, Gounopoulos en Kallias (2016): (i) Heckman two-stage treatment effect model, en (ii) Woolridge instrumentele variabele methode. Bij beide methoden ligt een selectiemodel in de basis. Dit selectiemodel wordt in de volgende sectie besproken, gevolgd door de twee methoden.

3.5.1.1 Kans op het hebben van een Credit Rating

Als eerste wordt de keuze van het bedrijf om een credit rating te nemen gemodelleerd. Dit wordt gedaan door een Probit-model te schatten door middel van de Maximum Likelihood Estimation (MLE)-techniek, met de dummy $Rating_i$ als afhankelijke variabelen, en enkele determinanten van het bezitten van een credit rating als onafhankelijke variabelen:

$$Rating_i = \omega \cdot W_i + \eta_i \quad (9)$$

Volgens Faulkender en Petersen (2005) en Liu en Malatesta (2006) hebben bedrijven eerder een credit rating wanneer ze groter, ouder en winstgevender zijn, en wanneer ze weinig groeikansen, veel *tangible assets* en een hogere *leverage* hebben. Proxy's voor deze eigenschappen kunnen om deze reden gebruikt worden als onafhankelijke variabelen in de eerste stap. Deze proxy's worden gebaseerd op An en Chan (2008) gekozen, met enkele kleine aanpassingen wegens verschillen tussen IPO's en SEO's.

Aangezien SEO's al publiek verhandeld worden, hebben ze een marktprijs. Dit wordt ook wel de marktkapitalisatie genoemd. De natuurlijke logaritme van marktkapitalisatie wordt gebruikt

als proxy voor de grootte van het bedrijf. An en Chan (2008) gebruiken daarentegen de logaritme van de sales als proxy voor grootte. Echter heeft een aantal bedrijven in de sample sales gelijk aan nul in het fiscale jaar voorafgaand aan de SEO-aankondiging, waardoor het mogelijk geen goede proxy voor de grootte is. Overigens wordt de logaritme van de marktkapitalisatie ook door Faulkender en Petersen (2005) gebruikt om de grootte van het bedrijf te representeren.

Als proxy voor de groei van het bedrijf wordt de markt-to-book ratio van de assets genomen. Deze wordt in dit onderzoek berekend door de marktkapitalisatie te delen door de totale bezittingen van het bedrijf. Hoe hoger de waarde van deze proxy is, hoe groter de verwachte groei van het bedrijf en de ontastbare bezittingen zijn (Hovakimian, Opler & Titman, 2001). Faulkender en Petersen (2005) gebruiken een vergelijkbare proxy om het hebben van een bond rating te verklaren.

De *return on assets* (ROA) wordt gebruikt als maatstaf voor de winstgevendheid van het bedrijf. Poon et al. (2013) gebruiken in vergelijkbaar onderzoek de *return on equity* (ROE) als proxy voor de winst. Echter is deze variabele minder geschikt, aangezien de boekwaarde van het eigen vermogen in een groot gedeelte van de sample negatief is, terwijl de winst ook negatief is. Hierdoor geeft de ROE dezelfde waarde weer voor bedrijven met een positieve winst en eigen vermogen, als voor bedrijven met een negatieve winst en negatief eigen vermogen, terwijl deze bedrijven fundamenteel van elkaar verschillen.

Echter zal de ROE wel worden gebruikt als vervanger voor de ROA als robuustheidscheck. Deze wordt echter in twee delen toegevoegd. Hierbij worden twee nieuwe variabelen gecreëerd: (i) 'posROE', die gelijk aan nul is als de boekwaarde van het eigenvermogen negatief is, en gelijk aan de ROE is als de boekwaarde positief is; (ii) 'negROE', die gelijk aan nul is als de boekwaarde van het eigen vermogen positief is, en gelijk aan de ROE als de boekwaarde negatief is. Op deze manier wordt het bovenstaande probleem verholpen. Daarnaast wordt de ratio van de EBITDA op de totale bezittingen ook gebruikt als robuustheidscheck.

Voor de overige variabelen wordt aangesloten bij de keuze van An en Chan (2008). De *Altman Z-score* is een indicator voor de kwaliteit van de uitstaande schulden, en het bijbehorende *default* risico. Deze wordt berekend door middel van de originele formule voor publieke bedrijven (Altman, 1968):

$$Z = 1,2 \cdot X_1 + 1,4 \cdot X_2 + 3,3 \cdot X_3 + 0,6 \cdot X_4 + 1,0 \cdot X_5 \quad (10)$$

waarbij

$$X_1 = \frac{\text{Working Capital}}{\text{Total Assets}}, \quad X_2 = \frac{\text{Retained Earnings}}{\text{Total Assets}}, \quad X_3 = \frac{\text{EBIT}}{\text{Total Assets}},$$

$$X_4 = \frac{\text{Marktwaaarde Equity}}{\text{Boekwaarde Schulden}}, \quad X_5 = \frac{\text{Sales}}{\text{Total Assets}}$$

De accountinggegevens in vergelijking (10) worden verkregen uit de jaarverslagen, gepubliceerd in het fiscale jaar voor de aankondiging. De marktwaarde van het eigen vermogen wordt daarnaast berekend voor de datum waarop het fiscale jaar ten einde liep⁷.

Verder is *Tangibility* de ratio van de netto *Property, Plant en Equipment* op de totale bezittingen van het bedrijf, en is *Leverage* de *debt-to-assets* ratio. Deze worden weer berekend over het fiscale jaar voor de aankondiging. Een overzicht van de gebruikte variabelen staat weergegeven in Appendix C.

3.5.1.2 Methode 1: Heckman Two-stage Treatment Effect Model

Om te controleren voor de self-selectie bias, wordt het Heckman (1979) two-stage treatment effect model gebruikt. In de eerste stap wordt regressie (9) geschat, zodat de schatting van ω verkregen wordt, aangeduid met $\hat{\omega}$. Nu kan de Inverse Mills Ratio (λ) bepaald worden. Deze correctieterm wordt als volgt berekend:

$$\lambda_i = \begin{cases} \frac{\varphi(\hat{\omega}W_i)}{\Phi(\hat{\omega}W_i)} & \text{als } Rating_i = 1 \\ \frac{-\varphi(\hat{\omega}W_i)}{1 - \Phi(\hat{\omega}W_i)} & \text{als } Rating_i = 0 \end{cases} \quad (11)$$

Hierbij zijn Φ en φ respectievelijk de kansdichtheid en cumulatieve distributiefunctie van de standaard normale verdeling.

De Inverse Mills Ratio wordt in de tweede stap toegevoegd aan vergelijking (8), zodat de selection-bias geëlimineerd wordt. De parameters in deze regressie worden vervolgens geschat door middel van OLS.

Gebaseerd op deze regressie kan ook getoetst worden of selectiebias een probleem vormt. Zodra de Mills Ratio significant is, kan namelijk geconcludeerd worden dat selection-bias voor een biased OLS-schatting van β zorgt als het Heckman model niet gebruikt wordt. Op deze manier wordt geverifieerd of dit model voordelen bevat ten opzichte van de normale OLS-regressie.

3.5.1.3 Methode 2: Woolridge's Instrumentele Variabele Methode

Deze instrumentele variabele (IV) methode bestaat uit twee stappen (Woolridge, 2002). In de eerste stap wordt Probit-model (9) geschat door middel van MLE. Vervolgens wordt regressie (8) door middel van *two-stage least squares* (2SLS) geschat, door de dummy $Rating_i$ te vervangen voor de geschatte kansen uit de Probit-regressie (9). Deze methode controleert voor het endogeniteitsprobleem.

⁷ In sommige gevallen waren de gegevens incompleet voor het berekenen van de *Z-score*. Voor deze observaties is de *Z-score* uit de Bloomberg Database gebruikt voor het fiscale jaar voorafgaand aan de aankondiging.

De IV methode heeft daarnaast een belangrijke robuustheidseigenschap. Om de bias te elimineren, hoeft de eerste regressie in het Woolridge model niet geheel perfect te zijn. Het model werkt immers ook goed zodra niet alle verklarende variabelen toegevoegd worden aan de eerste regressie, in tegenstelling tot het Heckman model, doordat de geschatte kans uit de eerste stap gebruikt wordt in de tweede stap. Dit is een groot voordeel, omdat de huidige literatuur niet genoeg overeenstemming heeft gevonden voor verklarende variabelen voor dit selectieprobleem (An & Chan 2008; Poon et al., 2013).

Dit model werkt echter alleen onder twee belangrijke aannamen: (i) de instrumenten in het Probit-model moeten effect hebben op de kans op het hebben van een credit rating, en (ii) de instrumenten mogen alleen via $Rating_i$ effect hebben op de underpricing. Als ze gecorreleerd zijn met andere verklarende variabelen voor underpricing, dan moeten deze andere variabelen toegevoegd worden in beide regressies om een unbiased schatting te verkrijgen.

Echter voldoen enkele van de proxy's gebruikt in regressie (9), zie Appendix C, zeer waarschijnlijk niet aan de tweede aanname. Neem bijvoorbeeld de grootte van het bedrijf. Zodra een bedrijf groter is, zal de informatieasymmetrie in de markt lager zijn, waardoor het aankondigingseffect en de underpricing ook lager liggen (Corwin, 2003). Hierdoor heeft de grootte van het bedrijf niet alleen via credit rating effect op de underpricing, maar ook direct. De proxy's waarvoor de tweede aanname niet opgaat, moeten dan ook toegevoegd worden aan de tweede regressie om het endogeniteitsprobleem te voorkomen. Om deze reden zullen meerdere modellen geschat worden, met verschillende controlevariabelen in de tweede stap.

3.5.1.4 Controle Variabelen

In dit gedeelte worden de verschillende modellen toegelicht die geschat worden, ieder gebruikmakend van een verschillende set controle variabele in vergelijking (8). Bij het bepalen van deze controlevariabelen wordt de bestaande literatuur gevolgd.

In het eerste model wordt de relatieve aanbodgrootte, de leeftijd, een dummy voor NYSE en de ROA als controle variabele gebruikt (Appendix D). Hierbij wordt het natuurlijke logaritme van de leeftijd toegevoegd aan de regressie, gebaseerd op An en Chan (2008). De leeftijd van een bedrijf zou een positief effect op de CAR kunnen hebben via informatieasymmetrie. Oudere bedrijven zouden namelijk gepaard gaan met minder asymmetrische informatieproblemen dan jongere bedrijven.

Masulis en Korwar (1986) beargumenteren dat een negatieve relatie tussen de relatieve grootte van de SEO en het aankondigingseffect plaatsvindt. Deze redenering wordt gemaakt via de agency kostentheorie van Jensen en Meckling (1976). Hoe groter het aanbod in proportionele zin is, hoe groter de daling van het aandeel van het management in het bedrijf is (onder de aanname dat het management geen nieuwe aandelen koopt). Hierdoor stijgen de potentiële

conflicten tussen het management en de aandeelhouders, wat zorgt voor hogere agency kosten. Dit leidt tot een negatiever effect bij de aankondiging van een SEO voor relatief grotere uitgiftes.

Overigens kan ook beredeneerd worden dat beleggers anticiperen op het feit dat de aandelenprijs bij de uitgifte zal dalen door het *price-pressure effect* (Asquith & Mullins, 1986). Onder de aanname dat de vraagcurve dalend verloopt, zal de aandelenprijs immers dalen zodra het aanbod vergroot wordt door middel van een uitgifte.

De dummy voor NYSE wordt toegevoegd, omdat het aankondigingseffect ook kan verschillen tussen de twee beurzen. Zo vinden Autore, Hutton en Kovacs (2011) dat bedrijven genoteerd aan de Nasdaq een groter negatief aankondigingseffect ondergaan, *ceteris paribus*.

Daarnaast beschrijven verschillende bestaande theorieën een positieve relatie tussen de winstgevendheid van nieuwe investeringsmogelijkheden en het aankondigingseffect van een SEO. Het adverse selectiemodel van Myers en Majluf (1984) voorspelt bijvoorbeeld dat het negatieve aankondigingseffect vermindert wordt naarmate het bedrijf meer winstgevende investeringsmogelijkheden heeft. Daarnaast schatten het signalling-model van Ambarish, John en Williams (1987) en de FCF-theorie van Jensen (1986) een positief effect van groei op het cumulatieve abnormale rendement. Volgens Denis (1994) is de ROE en daarmee de huidige winstgevendheid van het bedrijf een proxy voor deze investeringsmogelijkheden. Om deze reden wordt in dit onderzoek ook een positieve relatie tussen de huidige winstgevendheid gemeten door de ROA en het aankondigingseffect verwacht.

In het tweede model wordt de tangibility als extra controlevariabele bovenop de controlevariabelen van model 1 gebruikt. Deze variabele wordt toegevoegd aan de regressie, omdat bedrijven met een hogere tangibility gepaard gaan met een lagere onzekerheid (Garfinkel, 1993; Walker & Yost, 2008). Hierdoor is het mogelijk dat tangibility niet alleen het hebben van een credit rating beïnvloedt, maar wellicht ook invloed heeft op het cumulatieve rendement.

Het derde model wordt verkregen door aan het model 2 de idiosyncratische volatiliteit en de market-to-book ratio toe te voegen. De idiosyncratische volatiliteit blijkt negatief gerelateerd te zijn aan het cumulatieve abnormale rendement (Dierkens, 1991). Dit is in lijn met de verwachting gebaseerd op informatieasymmetrie. De market-to-book ratio wordt toegevoegd omdat het een proxy voor groei is. Bedrijven met een hogere market-to-book ratio zouden dus gepaard moeten gaan met een hoger cumulatief abnormaal rendement, volgens de FCF-theorie van Jensen (1986) en het signalling-model van Ambarish et al. (1987).

In model 4 wordt de logaritme van de marktkapitalisatie aan de lijst van controlevariabelen toegevoegd. Dit is in lijn met Autore et al. (2011), die een positieve relatie tussen de marktkapitalisatie en het aankondigingseffect vinden. Deze relatie wordt mogelijk veroorzaakt doordat grotere bedrijven gepaard gaan met minder informatieproblemen in de markt (An & Chan, 2008), waardoor het aankondigingseffect ook kleiner is.

Overigens worden alle vier de modellen geschat met jaar *fixed effects* dummy's, in overeenstemming met andere onderzoekers (Poon et al., 2008; Autore et al., 2011).

3.5.2 Credit Rating Levels en het SEO-aankondigingseffect

In de tweede cross sectionele analyse wordt bekeken of het niveau van de credit rating effect heeft op het aankondigingseffect. Hiervoor wordt een nieuwe dummy's gegenereerd, namelijk *Investment Grade_i*. Deze dummy is gelijk aan één als het bedrijf een rating heeft die in de *investment grade* groep valt (Appendix A). Als het bedrijf een *speculative grade* rating heeft, is de dummy gelijk aan nul. Hierdoor worden de bedrijven met een rating in twee groepen gesplitst: investment grade of speculative grade.

Vervolgens wordt vergelijking (12) geschat door middel van OLS, waarbij alleen gebruik wordt gemaakt van observaties met een credit rating. Hierdoor verdwijnt de hierboven besproken selectiebias, aangezien alle bedrijven in deze sample een credit rating hebben.

$$CAR_i = \alpha + \beta \cdot Investment\ Grade_i + \gamma \cdot X_i + \varepsilon_i \quad (12)$$

CAR_i is hierbij het cumulatieve abnormale rendement, β is de parameter waarin we geïnteresseerd zijn, X_i is een set van controlevariabelen en γ is een vector van geschatte parameters. De constante en errorterm worden respectievelijk weergegeven door α en ε_i .

Ter robuustheidscheck wordt nog een tweede dummy gegenereerd: *HighOrSubst_i*, die gelijk aan één is als de rating behoort tot de 'highly speculative' of 'substantial risk' groep. Deze tweede dummy zorgt voor een tweesplitsing van de ratings met een *speculative grade* (Appendix A). Vervolgens wordt vergelijking (13) geschat door middel van OLS, waarbij weer alleen gebruik wordt gemaakt van observaties met een credit rating:

$$CAR_i = \alpha + \beta \cdot Investment\ Grade_i + \delta \cdot HighOrSubst_i + \gamma \cdot X_i + \varepsilon_i \quad (13)$$

De parameters β en δ geven het gemiddelde verschil in cumulatief abnormaal rendement weer tussen bedrijven met een investment grade en speculative rating, en respectievelijk highly speculative of substantial risk grade en speculative rating, ceteris paribus.

Bij deze regressie wordt ook een Wald test uitgevoerd, met nulhypothese $\beta - \delta = 0$. Door middel van deze test kan geanalyseerd worden of bedrijven met een investment grade rating significant verschillen qua cumulatief abnormaal rendement van bedrijven met een *highly speculative* of *substantial risk* grade, ceteris paribus.

3.5.3 Effect van Credit Ratings op de Idiosyncratische Volatiliteit

Als laatste wordt getest of het hebben van een credit rating de idiosyncratische volatiliteit van het aandeel significant verlaagt. Dit wordt gedaan door vergelijking (14) door middel van OLS te schatten:

$$\text{Idiosyncratische Volatiliteit}_i = \alpha + \beta \cdot \text{Rating}_i + \gamma \cdot X_i + \varepsilon_i \quad (14)$$

Rating_i is hierbij weer een dummy die aangeeft of een bedrijf een credit rating heeft of niet, β is de geschatte parameter waarin we geïnteresseerd zijn, X_i is een set van controlevariabelen en γ is een vector van geschatte parameters.

3.5.4 Winsorizing

Alle hierboven besproken regressies worden geschat met *winsorized* variabelen om het effect van *outliers* te reduceren. Hierbij wordt winsorisatie toegepast op het 1 en 99 procentniveau zodra de variabele outliers in de distributie vertoont⁸. Winsorisatie wordt hierdoor toegepast bij het cumulatieve abnormale rendement, beide underpricing variabelen, de idiosyncratische volatiliteit, de relatieve grootte van de SEO, en alle accounting variabelen exclusief *tangibility*. *Tangibility* vertoont namelijk geen outliers in de distributie. Overigens wordt deze methode niet toegepast bij marktkapitalisatie en assets aangezien de logaritme van deze variabelen gebruikt wordt in de regressies. Door de logaritme van deze variabelen te nemen, zal het effect van *outliers* in deze variabelen al sterk gereduceerd worden.

⁸ Winsorisatie op 1 en 99 procent betekent dat alle waarden onder het 1 en boven het 99 procentpercentiel gelijk gezet worden aan het 1 en 99 procentpercentiel. Hierbij wordt gekeken naar de originele distributie, van de 1060 bedrijven uit de volledige sample van SEO's. Op deze manier worden ook gegevens meegenomen van bedrijven die door missende data in andere variabelen anders uit de distributie verwijderd zouden zijn.

4. Resultaten

4.1 Cumulatief Abnormaal Rendement

Tabel 3 toont dat het abnormale rendement gemiddeld -0,9 en -4,0 procent op de dag van aankondiging en respectievelijk de eerste handelsdag na aankondiging is. Daarnaast blijken deze abnormale rendementen bij alle vijf de teststatistieken een significant resultaat te geven. Op de andere dagen is het resultaat niet eenduidig. Wel is het opvallend dat het gemiddelde abnormale rendement op iedere handelsdag voor de aankondiging positief is. Dit kan mogelijk komen door de abnormale prijsrunup voor een aankondiging.

Het cumulatieve abnormale rendement over de periode [-1,+1] wordt gebruikt om het aankondigingseffect te meten. Uit tabel 3 blijkt dat deze gemiddeld -4,1 procent is, en significant verschilt van nul voor alle vijf de teststatistieken. Dit betekent dat het rendement rond de aankondiging van een SEO gemiddeld 4,1 procent lager ligt dan in een normale situatie. Dit komt overeen met de bevindingen van andere onderzoekers, zoals Masulis en Korwar (1986) en Mikkelson en Partch (1986), die respectievelijk -3,3 en -3,6 procent vinden.

Dag	Avg(AR)	N	St. Dev.	T ₁	T ₂	T ₃	T ₄	T ₄ ^a
-10	0,292	1008	4,852	1,914*	1,766**	2,952***	0,922	0,767
-9	0,055	1008	6,073	0,290	0,335	1,506	0,441	0,375
-8	0,319	1008	4,624	2,191**	1,927**	2,554**	1,182	1,108
-7	0,468	1008	5,463	2,719***	2,826***	4,755***	0,842	0,818
-6	0,569	1008	8,798	2,053**	3,435***	5,462***	0,761	0,631
-5	0,604	1008	6,013	3,191***	3,650***	5,202***	1,283	1,108
-4	0,199	1008	6,061	1,043	1,203	3,546***	-0,100	-0,085
-3	0,297	1008	6,382	1,475	1,791***	2,862***	0,341	0,324
-2	0,585	1008	6,663	2,786***	3,531***	4,223***	0,421	0,392
-1	0,705	1008	12,972	1,725*	4,256***	3,315***	-1,142	-0,920
0	-0,897	1008	7,663	-3,715***	-5,415***	-6,989***	-2,906***	-2,403***
1	-3,955	1008	7,510	-16,720***	-23,883***	-34,890***	-8,857***	-7,534***
2	-0,224	1008	4,775	-1,492	-1,355	-1,673*	-0,421	-0,307
3	-0,138	1008	5,365	-0,818	-0,835	-0,559	0,701	0,614
4	-0,123	1008	4,006	-0,976	-0,744	-0,168	0,501	0,443
5	0,429	1008	12,841	1,061	2,59***	3,486***	0,962	0,818
6	-0,095	1008	3,927	-0,768	-0,574	0,402	0,180	0,170
7	-0,167	1008	3,917	-1,351	-1,007	-0,252	0,541	0,511
8	-0,387	1008	4,215	-2,917***	-2,338**	-2,989***	-0,862	-0,716
9	-0,243	1008	3,458	-2,230**	-1,467	-0,785	-0,281	-0,170
10	-0,103	1008	3,869	-0,845	-0,622	0,295	0,321	0,665
CAR(-1,+1)	-4,147	1008	16,581	-7,940***	-14,457***	-22,265**		-6,852***

Tabel 3 – Gemiddelde abnormale rendementen met statistische testresultaten

In deze tabel staat het gemiddelde abnormale rendement met de standaarddeviatie van het abnormale rendement per dag weergegeven, voor de sample waarbij data van incomplete gegevens (stap 10, tabel 1) niet zijn verwijderd. Wel zijn de observaties verwijderd waarvan de prijsdata niet compleet was (stap 9, tabel 1), waardoor het cumulatieve abnormale rendement niet berekend kan worden. Dag 0 is de dag van aankondiging, 1 is de eerste handelsdag na aankondiging, en -1 is de eerste handelsdag voor aankondiging. Daarnaast zijn de resultaten van de vijf teststatistieken weergegeven. T₁: Standaard *t*-statistiek. T₂: Crude dependence *t*-statistiek. T₃: Standardized abnormal return *t*-statistiek. T₄: Sign Test. T₄^a: Aangepaste sign test. Zie appendix B voor de formules. Eén asterisk indiceert significantie tegen het 10%-level; twee indiceren significantie tegen het 5%-level; drie indiceren significantie tegen het 1%-level.

Dit aankondigingseffect blijkt daarnaast significant aanwezig te zijn voor zowel rated als unrated SEO's (tabel 4). Echter gaan SEO's zonder rating wel gepaard met een significant negatievere CAR dan rated SEO's. In eerste instantie lijkt een credit rating dus te zorgen voor een lager aankondigingseffect. Desalniettemin kan dit nog niet geconcludeerd worden, aangezien andere variabelen ook nog een rol spelen in de verklaring van dit verschil. Er is immers selectiebias en een endogeniteitsprobleem aanwezig. Deze bias wordt opgelost door eerst te bepalen welk soort bedrijven een credit rating hebben. De resultaten omtrent dit Probit-model worden in het volgende onderdeel besproken.

CAR	Rated SEO's	Unrated SEO's	$\Delta = \text{Rated} - \text{Unrated SEO's}$
Gemiddelde	-2,874	-5,542	2,668
t-statistiek	(-5,32)	(-13,18)	(3,90)

Tabel 4 – Gemiddelde CAR voor rated SEO's en unrated SEO's

Deze tabel presenteert het gemiddelde cumulatieve abnormale rendement voor rated en unrated SEO's afzonderlijk voor de 868 bedrijven uit de uiteindelijke sample. Tussen haakjes staan de White (1980) *t*-statistieken. De *t*-statistieken in de eerste twee kolommen testen of de gemiddelde CAR voor de rated en unrated SEO's significant afwijkt van nul ($H_0: \mu = 0$; $H_a: \mu \neq 0$). De *t*-statistiek in de laatste kolom test of Δ , het verschil, significant afwijkt van nul ($H_0: \mu_{\text{rated}} = \mu_{\text{unrated}}$; $H_a: \mu_{\text{rated}} \neq \mu_{\text{unrated}}$).

4.2 Kans op het hebben van een Credit Rating

In de eerste stap van het Heckman two-stage treatment effect model en de Woolridge Instrumentele Variabele methode wordt een Probit-model geschat. De MLE-geschatte coëfficiënten staan in tabel 5 weergegeven.

De resultaten uit het model zijn in overeenstemming met eerdere onderzoeken. Zo wordt een positief significant effect van leverage gevonden. Dit is in lijn met Denis en Mihov (2003). Zij beargumenteren dat bedrijven met een hoger leverage eerder debt uitgeven, en hierdoor ook eerder een credit rating zullen hebben. An en Chan (2008) vinden ook een positief significant effect van leverage op de kans van het hebben van een credit rating bij een IPO's. Zij schatten een bijna gelijke coëfficiënt (1,454) voor een sample van 3942 IPO's uit de VS tussen 1986 en 2004.

De significant positieve coëfficiënt van de marktkapitalisatie is in lijn met het onderzoek van Faulkender en Petersen (2005). Zij beargumenteren dat grotere bedrijven eerder een credit rating hebben dan kleinere bedrijven. In het onderzoek van An en Chan (2008) wordt tevens een significant positieve relatie gevonden tussen de grootte van het bedrijf en het hebben van een credit rating. Echter wordt in tegenstelling met An en Chan (2008) geen significant effect voor de Altman Z-score gevonden.

Als laatste blijkt de market-to-book ratio een negatief significant effect te hebben op het hebben van een rating. Deze negatieve relatie is consistent met de verwachting dat bedrijven met lage groeimogelijkheden, ook wel *value firms* genoemd, vaker een credit rating hebben. Daarnaast komt het overeen met de bevindingen van Faulkender en Petersen (2005). Echter wordt in dit onderzoek een afnemende relatie tussen de twee variabelen gevonden. Hoe groter de market-to-

book ratio is, hoe kleiner (minder negatief) het marginale effect wordt⁹. De logaritme van de market-to-book ratio is immers significant.

Uit deze resultaten blijkt dus dat bedrijven met een hoge marktkapitalisatie, hogere schulden en een lage groei vaker een credit rating hebben dan bedrijven met een lage marktkapitalisatie, lage schulden en een hoge groei. Verder is de hoge Pseudo R² opvallend. 72,3 procent van de observaties krijgen een correcte classificatie in dit model. Dit is beduidend hoger dan de gevonden waarde door An en Chan (2008), maar komt overeen met de bevinding van Poon et al. (2013). Zij vinden respectievelijk 42,6 en 84,8 procent.

D_Rating		
Onafhankelijke Variabele	Coëfficiënt	t-Statistiek
Altman Z	-0,011	-0,89
Leverage	1,449***	4,65
Ln(MTB)	-0,509**	-2,28
MTB	-0,472***	-2,98
ln(Marktkapitalisatie)	1,010***	-10,49
ROA	0,646*	1,92
Tangibility	0,362	1,18
D_Leeftijd5	-0,329	-1,35
Constante	-7,134***	-9,96
Pseudo R ²	0,723	
Observaties	868	

Tabel 5 – Probit-schattingen voor de kans op het hebben van een credit rating (First Stage)

Deze tabel rapporteert de resultaten van de Probit-regressie die de kans op het hebben van een credit rating schat voor een sample van 868 SEO's uit de Verenigde Staten. De White (1980) heteroskedasticiteit consistente t-statistieken staan tussen haakjes. Eén asterisk indiceert significantie tegen het 10%-level; twee indiceren significantie tegen het 5%-level; drie indiceren significantie tegen het 1%-level.

4.3 Effect van Credit Ratings op het SEO-aankondigingseffect

In deze sectie worden de resultaten gepresenteerd waarmee de eerste hypothese getoetst wordt. Deze stelde dat rated SEO's gepaard gaan met een hoger cumulatief abnormaal rendement. De geschatte coëfficiënten van de vier modellen bestaande uit verschillende controlevariabelen staan weergegeven in tabel 6.

Model 1 geeft bij alle drie de schattingsmethoden dezelfde conclusie: het aankondigingseffect van rated SEO's is significant lager dan van unrated SEO's, consistent met de eerste hypothese. Zodra extra controlevariabelen toegevoegd worden aan het model blijkt het effect nog steeds significant te zijn. Echter valt op dat de coëfficiënt afneemt zodra de logaritme van de marktkapitalisatie aan de regressie wordt toegevoegd (model 4). Deze daling ontstaat door de positieve correlatie tussen de grootte van het bedrijf en het hebben van een credit rating. Al met

⁹ Zo is het marginale effect op de z-score gelijk aan -0,56 als de market-to-book ratio gelijk aan 5 is, terwijl het marginale effect gelijk aan -0,62 is als de market-to-book ratio gelijk aan de mediaan (2,99) is.

Cumulatieve Abnormale Rendement	Model 1			Model 2			Model 3			Model 4		
	OLS	Heckman	2SLS	OLS	Heckman	2SLS	OLS	Heckman	2SLS	OLS	Heckman	2SLS
Onafhankelijke Variabele	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
D_Rating	2,120*** (2,61)	2,615** (2,22)	2,761** (2,31)	2,363*** (2,79)	3,223** (2,46)	3,448*** (2,59)	3,703*** (4,15)	6,919*** (4,59)	7,297*** (4,76)	2,236** (2,27)	4,436** (2,23)	4,851** (2,34)
Relatieve Offer Grootte	-18,768*** (-3,70)	-18,376*** (-3,54)	-18,107*** (-3,49)	-18,818*** (-3,70)	-18,241*** (-3,51)	-17,951*** (-3,46)	-8,368 (-1,48)	-4,904 (-0,81)	-4,467 (-0,74)	-2,173 (-0,36)	-1,608 (-0,26)	-1,380 (-0,22)
D_NYSE	0,223 (0,27)	-0,054 (-0,06)	-0,136 (-0,15)	0,353 (0,44)	-0,013 (-0,01)	-0,103 (-0,11)	1,239 (1,53)	0,322 (0,37)	0,228 (0,27)	0,298 (0,35)	-0,014 (-0,02)	-0,075 (-0,09)
ln(Leeftijd)	-0,054 (-0,11)	-0,063 (-0,13)	-0,064 (-0,13)	-0,071 (-0,15)	-0,093 (-0,19)	-0,097 (-0,20)	0,1243 (0,25)	0,120 (0,25)	0,121 (0,25)	0,081 (0,17)	0,089 (0,18)	0,091 (0,19)
ROA	0,149 (0,22)	0,123 (0,18)	0,122 (0,18)	0,167 (0,25)	0,135 (0,20)	0,133 (0,20)	0,641 (0,75)	0,755 (0,88)	0,763 (0,89)	0,064 (0,07)	0,264 (0,30)	0,297 (0,34)
Tangibility				-0,877 (-0,81)	-1,256 (-1,09)	-1,370 (-1,18)	0,178 (0,16)	-0,783 (-0,68)	-0,957 (-0,83)	-0,634 (-0,56)	-1,001 (-0,87)	-1,116 (-0,97)
ln(MTB)							2,480*** (3,62)	3,069*** (4,13)	3,120*** (4,17)	1,934*** (2,84)	2,401*** (3,04)	2,476*** (3,09)
MTB							-0,126 (-0,88)	-0,165 (-1,15)	-0,168 (-1,17)	-0,133 (-0,95)	-0,154 (-1,10)	-0,157 (-1,12)
Idiosyncratische Volatiliteit							-0,615*** (-2,78)	-0,573*** (-2,59)	-0,576*** (-2,61)	-0,522** (-2,34)	-0,519*** (-2,32)	-0,525*** (-2,35)
ln(Marktkapitalisatie)										1,038*** (2,72)	0,797* (1,78)	0,758* (1,66)
Inverse Mills Ratio		-0,645 (-0,72)			0,983 (-1,02)				-3,204*** (-3,14)		-1,852* (-1,51)	
Intercept	20,041*** (19,62)	19,968*** (19,15)	19,918*** (19,12)	20,219*** (18,74)	20,185*** (18,65)	20,153*** (18,66)	23,934*** (17,78)	23,989*** (17,86)	23,881*** (17,84)	18,878*** (8,42)	20,083*** (8,05)	20,294*** (7,98)
R ²	0,043	0,043	0,042	0,043	0,044	0,043	0,075	0,082	0,082	0,084	0,086	0,086
Adjusted R ²	0,029	0,029	0,029	0,029	0,028	0,029	0,058	0,063	0,065	0,066	0,066	0,067
Observaties	868	868	868	868	868	868	868	868	868	868	868	868

Tabel 6 – Effect van het hebben van een credit rating op het SEO-aankondigingseffect (Second Stage)

Deze tabel presenteert de resultaten van de regressies van het cumulatieve abnormale rendement rond aankondiging (afhankelijke variabelen) op Rating en een set van enkele controlevariabelen. Als het bedrijf een credit rating heeft van minstens één van de drie grootste CRA's, dan heeft D_Rating waarde 1, anders 0. Drie schattingstechnieken worden gebruikt: (i) multivariate OLS-regressie, (ii) Heckman two-stage treatment effect model en (iii) de Woolridge IV methode (2SLS). De gebruikte instrumenten in model 1 zijn gebaseerd op Poon et al. (2013) en An en Chan (2008): Tangibility, MTB, Marktkapitalisatie, Altman Z en Leverage. Aangezien enkele van deze instrumenten mogelijk ook effect op de afhankelijke variabele hebben, zijn deze variabelen ook als controle variabelen toegevoegd aan model 2, 3 en 4. Dit is beschreven in sectie 3.5.3.3 en 3.5.3.4. De instrumenten die overblijven in model 4 zijn Leverage en de Altman Z-score. Aan alle regressies zijn jaar fixed effects dummy's toegevoegd. De White (1980) heteroskedasticiteit consistente *t*-statistieken staan tussen haakjes. Eén asterisk indiceert significantie tegen het 10%-level; twee indiceren significantie tegen het 5%-level; drie indiceren significantie tegen het 1%-level.

al blijken de gevonden resultaten in overeenstemming te zijn met de intuïtie dat credit ratings de onzekerheid in de markt verlagen, waardoor het aankondigingseffect verminderd wordt.

De resultaten van de controle variabelen zijn tevens in lijn met de SEO-literatuur. Zo wordt een significant negatieve coëfficiënt voor de idiosyncratische volatiliteit geschat, dat in overeenstemming is met de bevindingen van Dierkens (1991). Daarnaast wordt een significant positieve relatie tussen de market-to-book ratio en het cumulatieve abnormale rendement gevonden. *Growth firms* gaan dus gepaard met een minder negatief aankondigingseffect. Dit is consistent met Jensens FCF-theorie (1986) en het signalling-model van Ambarish et al. (1987).

De adjusted R^2 komt daarnaast overeen met eerder onderzoek naar het cumulatieve rendement bij SEO-aankondiging. Zo vinden Autore et al. (2011) een adjusted R^2 tussen de 0,05 en 0,11 afhankelijk van het gebruik van verschillende controlevariabelen, en vindt Denis (1994) een waarde tussen de 0,05 en 0,12.

Overigens is het resultaat met betrekking tot de eerste hypothese robuust voor het gebruik van de andere proxy's voor winstgevendheid; de *ROE* en *EBITDA/assets*. Dit geldt idem dito voor het gebruik van de natuurlijke logaritme van de *assets* van het bedrijf in het fiscale jaar voor uitgifte als maatstaf voor de grootte van het bedrijf in plaats van de logaritme van marktkapitalisatie.

4.4 Credit Rating Levels en het SEO-aankondigingseffect

Tabel 7 (1) toont de *t*-toets voor verschil in cumulatief abnormaal rendement tussen bedrijven met een investment grade rating en bedrijven met een speculative grade rating ten tijde van de aankondiging. Uit deze test blijkt dat het cumulatieve abnormale rendement van rated SEO's met een speculative grade significant lager is. Er is immers een *t*-statistiek ter waarde van 2,00 gevonden. Dit duidt op een mogelijk positieve relatie tussen het level van credit rating en het cumulatieve abnormale rendement, waarbij een betere credit rating dus gepaard gaat met een minder negatief aankondigingseffect.

Desalniettemin kan aan de hand van deze *t*-statistiek geen conclusie getrokken worden. In het bezit zijn van een hogere rating (Investment Grade) is immers gecorreleerd met andere verklarende variabelen voor het cumulatief abnormaal rendement. Hierdoor is het resultaat uit deze simpele OLS-regressie biased. Dit probleem wordt opgelost door enkele controle variabelen aan de tabel toe te voegen. De resultaten van deze nieuwe regressie staan gepresenteerd in tabel 7, (2).

Het effect blijkt insignificant te zijn, zodra gecontroleerd wordt voor andere variabelen. SEO's met een investment grade rating gaan dus niet gepaard met een ander cumulatief abnormaal rendement dan SEO's met een speculative grade, *ceteris paribus*. Dit is consistent met de verwachting dat het om het hebben van een rating gaat, en niet om de waarde van de rating zelf (An en Chan, 2008).

Dezelfde bevindingen worden verkregen zodra SEO's met een investment grade rating worden vergeleken met de SEO's die een substantial risk of highly speculative rating hebben (tabel 7, (3) en (4)). Daarnaast is het resultaat robuust voor het gebruik van de andere proxy's voor de winstgevendheid en grootte van het bedrijf.

Cumulatieve Abnormale Rendement				
Onafhankelijke Variabele	(1)	(2)	(3)	(4)
Investment Grade	2,627** (2,00)	-0,310 (-0,17)	0,750 (0,52)	-0,302 (-0,17)
High or Subst.			-2,708** (-2,37)	0,025 (0,02)
Relatieve Offer Grootte		11,048 (0,96)		11,055 (0,95)
D_NYSE		1,690 (1,40)		1,696 (1,35)
ln(Leeftijd)		0,391 (0,47)		0,393 (0,48)
ROA		3,356 (0,77)		3,371 (0,76)
Tangibility		-1,936 (-1,09)		-1,938 (-1,06)
ln(MTB)		2,097 (1,14)		0,984 (0,57)
MTB		-0,128 (-0,11)		-0,129 (-0,11)
Idiosyncratische Volatiliteit		-1,076 (-1,43)		-1,076 (-1,42)
ln(Marktkapitalisatie)		1,115 (1,56)		1,119 (1,36)
Jaar Fixed Effect Dummy's	Nee	Ja	Nee	Ja
Intercept	-3,349*** (-5,54)	-11,810* (-1,73)	-1,472* (-1,77)	-11,862 (-1,57)
Wald Test			6,06***	0,02
R ²	0,018	0,146	0,040	0,146
Adjusted R ²	0,013	0,071	0,030	0,066
Observaties	199	199	199	199

Tabel 7 – Effect van credit rating level op het SEO-aankondigingseffect

Deze tabel toont vier regressies geschat over 199 rated SEO's om te bepalen of een betere credit rating gepaard gaat met een lager aankondigingseffect. In de eerste regressie worden SEO's met een speculative grade rating (rating slechter dan of gelijk aan BB+ (Ba1 bij Moody's)) vergeleken met SEO's met een investment grade rating (rating beter dan BB+ (Ba1 bij Moody's)). In de tweede regressie zijn enkele controlevariabelen toegevoegd aan het model. Regressie (3) en (4) zijn op dezelfde manier uitgevoerd, waarbij rated SEO's met een speculative grade opgesplitst zijn in twee groepen: (i) bedrijven met een speculative rating, en (ii) bedrijven met een highly speculative of een substantial risk rating (zie CRL-kolom in tabel A, Appendix A). Door middel van een Wald Test wordt getoetst of het aankondigingseffect van groep (ii) gelijk is aan SEO's met een investment grade rating ($H_0: \beta_{Investment\ Grade} = \delta_{High\ or\ Subst}$). De White (1980) heteroskedasticiteit consistente *t*-statistieken staan tussen haakjes. Eén asterisk indiceert significantie tegen het 10%-level; twee indiceren significantie tegen het 5%-level; drie indiceren significantie tegen het 1%-level.

4.5 Effect van Credit op de Idiosyncratische Volatiliteit

Deze sectie presenteert de resultaten behorend bij de beantwoording van de derde hypothese: “De idiosyncratische volatiliteit is lager voor bedrijven met een credit rating dan voor bedrijven zonder credit rating, ceteris paribus”.

Uit de univariate OLS-regressie blijkt dat de gemiddelde idiosyncratische volatiliteit significant verschilt tussen rated en unrated SEO's (tabel 8, (1)). De idiosyncratische volatiliteit blijkt groter te zijn voor unrated SEO's. Dit is in lijn met de verwachting dat rated SEO's minder kampen met informatieproblemen en onzekerheid in markt.

In regressie (2) en (3) van tabel 8 zijn enkele controlevariabelen toegevoegd, die mogelijk ook invloed hebben op informatieasymmetrie in de markt, en dus de idiosyncratische volatiliteit. Het effect van credit rating op de idiosyncratische volatiliteit blijkt insignificant te zijn, zodra de logaritme van de marktkapitalisatie aan het model wordt toegevoegd. Het effect van het hebben van een rating op de idiosyncratische volatiliteit blijkt dus veroorzaakt te worden door een

Idiosyncratische Volatiliteit			
Onafhankelijke Variabele	(1)	(2)	(3)
D_Rating	-1,369*** (-11,24)	-0,902*** (-5,74)	-0,250 (-1,31)
D_NYSE		-0,549*** (-4,00)	-0,165 (-1,19)
ln(Leeftijd)		-0,185** (-2,26)	-0,142* (-1,72)
ROA		-0,726** (-4,26)	-0,394** (-2,13)
Tangibility		-0,348* (-1,84)	0,011 (0,06)
ln(MTB)		-0,501*** (-3,43)	-0,218 (-1,41)
MTB		0,096*** (3,19)	0,097*** (3,11)
ln(Marktkapitalisatie)			-0,371*** (-5,37)
Jaar Fixed Effect Dummy's	Nee	Ja	Ja
Intercept	4,005*** (49,79)	4,139*** (22,67)	5,483*** (17,86)
R ²	0,082	0,249	0,284
Adjusted R ²	0,081	0,237	0,272
Observaties	868	868	868

Tabel 8 – Effect van het hebben van een credit rating op de idiosyncratische volatiliteit

Deze tabel presenteert de resultaten van de regressies van de idiosyncratische volatiliteit uit het marktmodel, geschat over de periode [-160, -11] (afhankelijke variabelen) op Rating en een set van enkele controle variabelen. Als het bedrijf een credit rating heeft van minstens één van de drie grootste CRA's, dan heeft Rating waarde 1, anders 0. De White (1980) heteroskedasticiteit consistente *t*-statistieken staan tussen haakjes. Eén asterisk indiceert significantie tegen het 10%-level; twee indiceren significantie tegen het 5%-level; drie indiceren significantie tegen het 1%-level.

positieve relatie tussen het hebben van een rating en de grootte van een bedrijf. Grotere bedrijven hebben immers eerder een rating, en gaan ook gepaard met een lagere informatieasymmetrie in de markt. Hierdoor kan niet geconcludeerd worden dat het bezit van een credit rating zorgt voor een verlaging van de idiosyncratische volatiliteit, en ergo een verlaging van de informatieasymmetrie in de markt.

Opvallend is dat in regressie (2) een significant effect wordt gevonden voor andere variabelen waarvan enkele onderzoekers stellen dat ze met informatieasymmetrie te maken hebben. Zo wordt gevonden dat oudere bedrijven gepaard gaan met een lagere idiosyncratische volatiliteit, *ceteris paribus*. Daarnaast wordt voor de tangibility een negatieve coëfficiënt gevonden, wat overeenkomt met de verwachting dat de tangibility van een bedrijf invers gerelateerd aan de onzekerheid in de markt is (Garfinkel, 1993; Walker & Yost, 2008). Echter is deze alleen significant tegen het 10%-level, en valt de significantie weg zodra wordt gecontroleerd voor de grootte van het bedrijf (tabel 8, (3)).

Uit de finale regressie (3), tabel 8, blijkt dat ROA en de grootte van het bedrijf nog een significant negatief effect op de idiosyncratische volatiliteit hebben, en de MTB een significant positief effect. Dit is in lijn met de bestaande verwachtingen uit de literatuur. Grotere bedrijven zouden immers met minder informatieproblemen en onzekerheid kampen (An & Chan, 2008). Daarnaast zijn bedrijven met veel ontastbare bezittingen en groeikansen lastiger te waarderen, waardoor een grotere onzekerheid over hun waarde in de markt bestaat (Garfinkel, 1993). Aangezien de market-to-book ratio een proxy voor de ontastbare bezittingen en groeikansen is (Hovakimian et al., 2001), wordt een positieve relatie tussen de market-to-book ratio en de idiosyncratische volatiliteit verwacht.

Ertimur (2004) vindt dat de aandelen van verliesgevende bedrijven onderhevig zijn aan een grotere informatieasymmetrie. Daarnaast tonen Lang en Lundholm (1993) aan dat winstgevende bedrijven meer informatie openbaren aan de aandeelhouders dan bedrijven met een verlies. Het significant negatieve effect op de idiosyncratische volatiliteit van ROA is in lijn met deze bevindingen.

4.6 Effect van Credit Ratings op de SEO Underpricing

Tabel 9 presenteert de resultaten omtrent het effect van het hebben van een credit rating op de SEO underpricing. Zodra underpricing gemeten wordt als het procentuele verschil tussen de laatste slotkoers en de uitgifteprijs (underpricing1), wordt in eerste instantie een significant negatief effect gevonden voor het hebben van een credit rating. Dit is in lijn met de verwachting dat rated SEO's onderhevig zijn aan minder informatieproblemen en een lagere onzekerheid over de waarde van het bedrijf.

Echter is het effect van het bezitten van een rating insignificant zodra de logaritme van de marktkapitalisatie aan het model wordt toegevoegd (tabel 9, (4)). Hieruit blijkt dat het significante effect in model (3) veroorzaakt wordt door het effect van de marktkapitalisatie op de onderpricing en de bevinding dat grotere bedrijven vaker een rating hebben. Rated SEO's gaan daarom niet gepaard met een lagere onderpricing dan unrated SEO's, ceteris paribus. Wel is het gevonden significant negatieve effect van marktkapitalisatie op de onderpricing (tabel 9, (4)) consistent met de verwachting dat grotere bedrijven minder kampen met informatieproblemen en onzekerheid waardoor de onderpricing lager is.

Deze conclusie wordt ook getrokken zodra onderpricing gedefinieerd wordt als het rendement gemeten van de uitgifteprijs tot de eerste slotkoers (underpricing2). In model 8 (tabel 9) blijkt de coëfficiënt van de dummy *Rating* immers insignificant te zijn. De vierde hypothese wordt hierdoor verworpen. Daarnaast zijn deze resultaten robuust voor het gebruik van de andere proxy's voor de grootte en winstgevendheid van het bedrijf.

Underpricing	Underpricing1				Underpricing 2			
Onafhankelijke Variabele	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
D_Rating	-2,226*** (-4,17)	-2,068*** (-3,57)	-2,522*** (-4,07)	-0,140 (-0,20)	-1,413*** (-2,61)	-1,274** (-2,18)	-0,881 (-1,30)	0,262 (0,34)
Relatieve Offer Grootte	18,281*** (4,79)	18,250*** (4,78)	10,239** (2,24)	0,164 (0,04)	4,381 (1,03)	4,353 (1,02)	6,031 (1,26)	1,200 (0,23)
D_NYSE	-0,764 (-1,40)	-0,679 (-1,28)	-0,939 (-1,73)	0,591 (1,05)	-1,206** (-2,12)	-1,132** (-2,00)	-0,869 (-1,42)	-0,135 (-0,21)
ln(Leeftijd)	0,394 (0,31)	0,383 (1,27)	0,311 (0,99)	0,381 (1,25)	-0,398 (-1,25)	-0,408 (-1,27)	-0,345 (-1,05)	-0,312 (-0,94)
ROA	-1,181** (-2,00)	-1,169** (-1,98)	-1,543* (-1,87)	-0,605 (-0,70)	0,843 (1,72)	0,853* (1,73)	1,024 (1,55)	1,474*** (2,13)
Tangibility		-0,575 (-0,78)	-1,108 (-1,52)	0,216 (0,29)		-0,500 (-0,60)	-0,237 (-0,29)	0,396 (0,47)
ln(MTB)			-1,032** (-2,44)	-0,146 (-0,36)			0,597 (1,22)	1,023*** (2,04)
MTB			-0,040 (-0,37)	-0,027 (-0,28)			-0,043 (-0,55)	-0,037 (-0,47)
Idiosyncratische Volatiliteit			0,688*** (4,25)	0,538*** (3,60)			0,004 (0,02)	-0,068 (-0,39)
ln(Marktkapitalisatie)				-1,686*** (-5,97)				-0,809*** (-2,74)
Intercept	4,521*** (5,86)	4,637** (5,86)	1,726 (1,59)	9,935*** (6,12)	2,141*** (2,64)	2,242*** (2,67)	2,576*** (2,24)	6,519*** (3,58)
R ²	0,113	0,114	0,155	0,202	0,029	0,029	0,031	0,041
Adjusted R ²	0,101	0,100	0,139	0,186	0,015	0,014	0,013	0,022
Observaties	867	867	867	867	868	868	868	868

Tabel 9 – Effect van het hebben van een credit rating op SEO onderpricing

Deze tabel presenteert de resultaten van de regressies van de onderpricing (afhankelijke variabelen) op Rating en een set van enkele controle variabelen. Als het bedrijf een credit rating heeft van minstens één van de drie grootste CRA's, dan heeft Rating waarde 1, anders 0. Underpricing wordt hierbij op twee manieren gedefinieerd. Underpricing1 is het verschil tussen de slotkoers van de dag voor uitgifte en de uitgifteprijs, en Underpricing2 is het rendement gemeten van uitgifteprijs tot de eerste slotkoers. Aan alle regressies zijn jaar fixed effects dummy's toegevoegd. De White (1980) heteroskedasticiteit consistente *t*-statistieken staan tussen haakjes. Eén asterisk indiceert significantie tegen het 10%-level; twee indiceren significantie tegen het 5%-level; drie indiceren significantie tegen het 1%-level.

An en Chan (2008) vinden daarentegen dat het bezit van een rating wel de IPO underpricing in de VS verlaagt. Dit lijkt dus tegenstrijdig te zijn met de bevinding dat het hebben van een rating niet de SEO underpricing reduceert. Echter kan dit mogelijk verklaard worden door het verschil in onzekerheid tussen een SEO en een IPO. Aangezien het bedrijf bij een IPO nog geen marktprijs heeft, is de onzekerheid in de markt groot. Bij een SEO hebben de aandelen daarentegen al een marktprijs vooraf aan de uitgifte, waardoor de onzekerheid omtrent de waarde van het bedrijf lager is (Corwin, 2003). Het effect van het hebben van een rating kan hierdoor afwezig zijn bij een SEO, terwijl het bij een IPO wel aanwezig is.

Echter is deze bevinding niet in lijn met de resultaten van Chinese SEO's tussen 2002 en 2009 van Poon et al. (2013). Zij vinden immers dat rated SEO's in China gepaard gaan met een significant lagere underpricing dan unrated SEO's, in tegenstelling tot de bevindingen uit dit onderzoek.

Wellicht ontstaat dit verschil in resultaten door het verschil in informatieproblemen tussen de twee markten. In de Chinese SEO-markt zijn informatieproblemen immers sterker aanwezig, doordat deze markt nog aan het begin van zijn ontwikkeling staat (Chen & Wang, 2007). Opvallend is ook het grote verschil in underpricing van een SEO tussen beide landen, dat mogelijk door dit verschil in informatieproblemen veroorzaakt wordt. Zo vinden Chen en Wang (2007) een underpricing van 21,7 procent, vergelijkbaar met de underpricing van Chinese unrated SEO's van 24,7 procent (Poon et al., 2013). De underpricing van SEO's in de VS is in een vergelijkbare periode slechts 3,1 procent (Gao & Ritter, 2010). Hierdoor is het mogelijk dat het hebben van een rating wel effect heeft op de underpricing van een SEO in China en niet in de VS.

Desalniettemin kan de methode van Poon et al. (2013), gebruikt op de sample van Chinese SEO's, in twijfel worden getrokken. Mogelijk is de geschatte coëfficiënt van het hebben van een rating in hun finale regressie nog steeds onderhevig aan het endogeniteitsprobleem. Zij controleren immers niet voor de grootte van het bedrijf in hun *second stage* regressie, en gebruiken deze wel als instrumentele variabele. In dit onderzoek wordt echter een sterk effect gevonden van de grootte van het bedrijf op de underpricing. Vermoedelijk is de coëfficiënt in de regressie van Poon et al. dus biased, waardoor het effect op de underpricing mogelijk afneemt of verdwijnt als voor de grootte van het bedrijf gecontroleerd wordt, in lijn met de bevindingen uit dit onderzoek. Wellicht kan vervolgonderzoek uitsluitsel bieden in deze kwestie.

4.7 Robuustheidscheck

In deze sectie worden twee robuustheidschecks uitgevoerd, om te kijken of credit ratings nog steeds het aankondigingseffect verlagen zodra enkele aanpassingen in de methodologie worden verricht. Als eerste wordt een robuustheidscheck voor de eventstudie uitgevoerd, waarbij andere controleperiodes gebruikt worden. Als laatste wordt de regressieanalyse van het cumulatieve abnormale rendement op het bezit van een rating opnieuw geschat over twee verschillende subsamples gebaseerd op de grootte van het bedrijf.

4.7.1 Aanpassing van de Controleperiode

In dit onderzoek is gebruik gemaakt van de controleperiode $[-160, -11]$ om het marktmodel te schatten en het cumulatieve rendement te bepalen. Echter vindt bij de keuze van een controleperiode een *trade-off* plaats (Mikkelson & Partch, 1986): zodra de periode kort voorafgaand aan de aankondiging gebruikt wordt, zullen de parameters mogelijk biased zijn. In deze periode vindt namelijk een abnormale aandelenprijsstijging plaats. Deze bias kan voorkomen worden door een periode na de aankondiging te gebruiken. Niettemin introduceert dit een nieuwe bias; de parameters kunnen na de aankondiging verschoven zijn ten opzichte van de situatie voor de aankondiging doordat de kapitaalstructuur veranderd is. Om deze reden zullen twee robuustheidschecks uitgevoerd worden.

Bij de eerste robuustheidscheck wordt een controleperiode voor de aankondiging gebruikt, gecombineerd met een *'tussenliggende periode'*, $[-70, -11]$, om de bias te reduceren. Hierdoor ligt een groot gedeelte van de abnormale aandelenprijsstijging buiten de controle periode, $[-220, -71]$. Het marktmodel wordt vervolgens over deze controleperiode geschat. Deze methode is gebaseerd op Schwert (1996), die een gelijke methode gebruikt in zijn onderzoek naar het M&A-aankondigingseffect, om de invloed van een prijsrun-up op de parameters te reduceren.

Aangezien de bias door de abnormale aandelenprijsstijging ook gereduceerd kan worden door een controleperiode na de SEO te gebruiken, wordt deze methode als tweede robuustheidscheck gebruikt. Hierbij wordt het marktmodel over de 150 dagen na de uitgifte geschat, beginnend bij de elfde dag na uitgifte, $[+11, +160]$. Wel heeft dit model een nadeel: de kapitaalstructuur is in deze periode veranderd ten opzichte van de periode tijdens de aankondiging. Echter is deze bias volgens Masulis en Korwar (1986) te verwaarlozen.

Bij beide robuustheidschecks worden SEO's waarvan prijsdata voor minder dan 100 dagen in de controleperiode beschikbaar is, uit de sample verwijderd. Hierdoor bestaat de sample in de eerste robuustheidscheck uit 849 SEO's, en in de tweede check uit 867 SEO's. Het Probit-model uit de eerste stap van het Heckman two-stage treatment effect model en de Woolridge instrumentele variabele methode wordt hierbij niet opnieuw geschat, omdat dit niets te maken heeft met de keuze van de controleperiode.

Het effect van credit ratings op het cumulatieve abnormale rendement komt voor beide controleperiodes overeen met de eerder gevonden resultaten in sectie 4.3. Rated SEO's gaan nog steeds gepaard met een significant hoger cumulatief abnormaal rendement dan unrated SEO's, in overeenstemming met de intuïtie dat credit ratings de onzekerheid in de markt verlagen. Het effect van credit ratings op het cumulatieve abnormale rendement is dus robuust voor het gebruik van andere controleperiodes.

4.7.2 *Subsamples gebaseerd op Marktkapitalisatie*

Uit de resultaten blijkt een duidelijk patroon te bestaan tussen het toevoegen van de marktkapitalisatie aan de regressies en het effect van het hebben van een rating. Zo toont tabel 8 dat het effect van credit ratings op de idiosyncratische volatiliteit sterk afneemt en verdwijnt zodra gecontroleerd wordt voor de grootte van het bedrijf. Dit geldt idem dito voor het effect van het hebben van een rating op de underpricing (tabel 9). Tevens neemt verschil in CAR tussen rated en unrated SEO's sterk af zodra de marktkapitalisatie aan model 3 toegevoegd wordt (tabel 6). Zodra de marktkapitalisatie niet als controlevariabele toegevoegd is, zal de coëfficiënt van het hebben van een rating immers ook bestaan uit het effect van de grootte van het bedrijf op de afhankelijke variabelen. Bedrijven met een rating zijn namelijk groter dan bedrijven zonder rating, ceteris paribus (tabel 5). Hierdoor is het van belang te controleren voor de grootte van het bedrijf, zodat het werkelijke effect van het hebben van een rating geschat wordt, gegeven de grootte van het bedrijf en andere karakteristieken. Dit is besproken in de resultatensecties 4.3, 4.5 en 4.6.

Tevens is het mogelijk dat het effect van het hebben van een rating kleiner is voor grote bedrijven. Grotere bedrijven gaan immers al gepaard met minder onzekerheid en informatie-asymmetrie in de markt (An & Chan, 2008), waardoor de informatieasymmetrie bij grotere bedrijven wellicht minder of helemaal niet verminderd wordt door een credit rating.

Om deze reden wordt de finale OLS-regressie met het cumulatieve abnormale rendement als onafhankelijke variabele (tabel 6, model 4) opnieuw geschat over twee verschillende subsamples. Deze subsamples worden verkregen door de 868 SEO's uit de uiteindelijke sample op te delen in twee subgroepen van 434 SEO's aan de hand van de distributie van de marktkapitalisatie van het bedrijf voorafgaand aan de SEO. De eerste groep bestaat uit de bedrijven met een marktkapitalisatie onder de mediaan (614 miljoen dollar). De tweede groep bestaat uit de andere helft van de verdeling.

Uit de resultaten (tabel 10, (1)) blijkt dat het effect van het hebben van een credit rating op het aankondigingseffect wordt gedomineerd door de 50 procent kleinste bedrijven in de sample. Hier wordt immers een significant positief effect gevonden. Ook wordt een positief effect geschat voor de 50 procent grootste bedrijven (tabel 10, (2)). Echter is deze coëfficiënt insignificant. Het effect

blijkt dus alleen aanwezig te zijn voor de bedrijven met een marktkapitalisatie onder de mediaan. Dit komt overeen met de verwachting. Grotere bedrijven gaan immers al gepaard met minder informatieasymmetrie, waardoor het bezit van een rating minder effect heeft voor deze bedrijven vergeleken met de kleinere bedrijven.

Cumulatieve Abnormale Rendement Onafhankelijke Variabele	Marktkap onder mediaan (1)	Marktkap boven mediaan (2)
D_rating	6,139*** (2,98)	0,580 (0,53)
Relatieve Offer Grootte	-4,784 (-0,63)	1,998 (0,20)
D_NYSE	-3,350* (-1,95)	1,431 (1,48)
ln(Leeftijd)	0,099 (0,15)	0,049 (0,07)
ROA	-0,504 (-0,50)	0,057 (0,04)
Tangibility	0,830 (0,40)	-0,630 (-0,45)
ln(MTB)	3,186*** (3,17)	0,614 (0,72)
MTB	-0,443*** (-2,80)	0,193 (0,98)
Idiosyncratische Volatiliteit	-0,677*** (-2,33)	-0,710* (-1,80)
ln(Marktkapitalisatie)	-0,452 (-0,52)	0,429 (0,72)
Jaar Fixed Effect Dummy's	Ja	Ja
Intercept	-4,928 (-0,78)	-4,445 (-0,83)
R ²	0,086	0,042
Adjusted R ²	0,049	0,006
Observaties	434	434

Tabel 10 – Effect van het hebben van een credit rating op de CAR voor beide subsamples

Deze tabel presenteert de resultaten van de OLS-regressies van het cumulatieve abnormale rendement rond aankondiging (afhankelijke variabelen) op Rating en een set van enkele controle variabelen. Als het bedrijf een credit rating heeft van minstens één van de drie grootste CRA's, dan heeft D_Rating waarde 1, anders 0. De eerste regressie, (1), is geschat over de bedrijven met een marktkapitalisatie onder de mediaan (614 miljoen dollar). De tweede regressie, (2), is geschat over de bedrijven met een marktkapitalisatie boven de mediaan. Aan beide regressies zijn jaar fixed effects dummy's toegevoegd. De White (1980) heteroskedasticiteit consistente *t*-statistieken staan tussen haakjes. Eén asterisk indiceert significantie tegen het 10%-level; twee indiceren significantie tegen het 5%-level; drie indiceren significantie tegen het 1%-level.

5. Conclusie

CRA's spelen een belangrijke rol in de kapitaalmarkt. Door middel van de credit ratings openbaren en verspreiden ze immers informatie naar de markt. De rol van credit ratings als informatieverschaffer in de kredietmarkt wordt sterk herkend, terwijl weinig onderzoek is gedaan naar het effect van credit ratings in de SEO-markt. Om deze reden is in deze scriptie onderzocht wat de relatie tussen credit ratings en de indirecte kosten van een SEO is.

Uit de empirische resultaten komt naar voren dat bedrijven met een credit rating een minder sterk SEO-aankondigingseffect ondergaan dan bedrijven zonder een credit rating. Daarnaast wordt geen bewijs gevonden voor een verschil in aankondigingseffect tussen bedrijven met een hoge en lage rating. Het level van credit rating blijkt namelijk geen effect te hebben. Deze bevindingen komen overeen met de verwachting dat het om het bezit van een credit rating gaat en juist niet om de waarde van de rating. Het hebben van een rating zou immers de onzekerheid en de informatieasymmetrie in de markt verlagen.

Echter wordt geen bewijs gevonden voor de derde hypothese. Rated SEO's blijken immers niet gepaard te gaan met een lagere idiosyncratische volatiliteit dan unrated SEO's, ceteris paribus. Hierdoor kan niet geconcludeerd worden dat het in bezit zijn van een credit rating werkelijk de informatieasymmetrie in de markt verlaagt.

Tevens blijkt het hebben van een credit rating geen effect te hebben op de underpricing van een SEO, zodra gecontroleerd wordt voor andere verklarende variabelen. Dit is tegen de verwachtingen in, maar wordt mogelijk verklaard door het reeds bestaan van marktprijzen. Hierdoor heerst al een lagere onzekerheid in de SEO-markt bij het bepalen van de juiste prijs, waardoor credit ratings mogelijk niets veranderen aan de underpricing van een SEO.

Het effect van het hebben van een credit rating op de indirecte kosten van een SEO uit zich dus alleen via het aankondigingseffect, en niet via de underpricing. Echter blijkt uit de laatste robuustheidscheck voor dit resultaat dat dit effect alleen voor de kleine bedrijven geldt. Zodra de 50 procent grootste¹⁰ bedrijven worden geanalyseerd blijkt het verschil in aankondigingseffect tussen rated SEO's en unrated SEO's immers insignificant te zijn. Daarentegen wordt bij de 50 procent kleinste bedrijven uit de sample wel bewijs gevonden voor een gereduceerd aankondigingseffect zodra het bedrijf een rating heeft. Dit is in lijn met de verwachting dat grote bedrijven al gepaard gaan met minder informatieproblemen, waardoor het hebben van een credit rating minder teweegbrengt.

Uit dit onderzoek blijkt dus dat bedrijven met een a priori marktkapitalisatie onder de mediaan (614 miljoen dollar) de indirecte emissiekosten kunnen verlagen door een credit rating te nemen.

¹⁰ Bepaald aan de hand van de marktkapitalisatie van de bedrijven. De mediaan van marktkapitalisatie was in dit onderzoek gelijk aan 614 miljoen dollar.

Credit ratings kunnen voor deze bedrijven dus fungeren als een oplossing voor de hoge indirecte kosten bij het verkrijgen van extern kapitaal door middel van een SEO.

In vervolgonderzoek kan bekeken worden of het bezitten van een credit rating ook de indirecte kosten van een SEO in andere landen verlaagt. Mogelijk kan dit verschillend zijn per land, door verschillen in reguleringen, de gemiddelde underpricing van een SEO en het aankondigingseffect. Tevens kan geanalyseerd worden of in andere perioden en tijdens de financiële crisis de relatie hetzelfde is. Tijdens de crisis en zijn aftermarket hebben de CRA's immers veel kritiek ontvangen, waardoor het effect mogelijk anders is. Als laatste is het mogelijk dat het effect nog verschillend is tussen bedrijven afhankelijk van andere factoren naast de marktkapitalisatie van het bedrijf. Wellicht speelt de industrie en de flotatiemethode ook een rol. Verder onderzoek kan uitsluitsel bieden in deze kwestie.

Referentias

- Akerlof, G. A. (1970). The market for "lemons": Quality uncertainty and the market mechanism. *The quarterly journal of economics*, 488-500.
- Allen, F., & Faulhaber, G. R. (1989). Signalling by underpricing in the IPO market. *Journal of financial Economics*, 23(2), 303-323.
- Altman, E. I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The journal of finance*, 23(4), 589-609.
- Ambarish, R., John, K., & Williams, J. (1987). Efficient signalling with dividends and investments. *The Journal of Finance*, 42(2), 321-343.
- An, H. H., & Chan, K. C. (2008). Credit ratings and IPO pricing. *Journal of Corporate Finance*, 14(5), 584-595.
- Asquith, P., & Mullins, D. W. (1986). Equity issues and offering dilution. *Journal of financial economics*, 15(1-2), 61-89.
- Autore, D., Hutton, I., & Kovacs, T. (2011). Accelerated equity offers and firm quality. *European Financial Management*, 17(5), 835-859.
- Bartholdy, J., Olson, D., & Peare, P. (2007). Conducting event studies on a small stock exchange. *The European Journal of Finance*, 13(3), 227-252.
- Beatty, R. P., & Ritter, J. R. (1986). Investment banking, reputation, and the underpricing of initial public offerings. *Journal of financial economics*, 15(1-2), 213-232.
- Bhagat, S., Marr, M. W., & Thompson, G. R. (1985). The rule 415 experiment: Equity markets. *The Journal of Finance*, 40(5), 1385-1401.
- Bortolotti, B., Megginson, W., & Smart, S. B. (2008). The rise of accelerated seasoned equity underwritings. *Journal of Applied Corporate Finance*, 20(3), 35-57.
- Brown, S. J., & Warner, J. B. (1980). Measuring security price performance. *Journal of financial economics*, 8(3), 205-258.
- Brown, S. J., & Warner, J. B. (1985). Using daily stock returns: The case of event studies. *Journal of financial economics*, 14(1), 3-31.
- Chen, K. C., & Wang, J. (2007). Accounting-based regulation in emerging markets: The case of China's seasoned-equity offerings. *The International Journal of Accounting*, 42(3), 221-236.
- Chen, L., Lesmond, D. A., & Wei, J. (2007). Corporate yield spreads and bond liquidity. *The Journal of Finance*, 62(1), 119-149.
- Corrado, C. J., & Zivney, T. L. (1992). The specification and power of the sign test in event study hypothesis tests using daily stock returns. *Journal of Financial and Quantitative analysis*, 27(03), 465-478.
- Corwin, S. A. (2003). The determinants of underpricing for seasoned equity offers. *The Journal of Finance*, 58(5), 2249-2279.
- Demiralp, I., D'Mello, R., Schlingemann, F. P., & Subramaniam, V. (2011). Are there monitoring benefits to institutional ownership? Evidence from seasoned equity offerings. *Journal of Corporate Finance*, 17(5), 1340-1359.
- Denis, D. J. (1994). Investment opportunities and the market reaction to equity offerings. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29(02), 159-177.

- Denis, D. J., & Mihov, V. T. (2003). The choice among bank debt, non-bank private debt, and public debt: evidence from new corporate borrowings. *Journal of financial Economics*, 70(1), 3-28.
- Diamond, D. W. (1984). Financial intermediation and delegated monitoring. *The Review of Economic Studies*, 51(3), 393-414.
- Dierkens, N. (1991). Information asymmetry and equity issues. *Journal of financial and quantitative analysis*, 26(2), 181-199.
- D'Mello, R., & Ferris, S. P. (2000). The information effects of analyst activity at the announcement of new equity issues. *Financial Management*, 78-95.
- Dodd, P., & Warner, J. B. (1983). On corporate governance: A study of proxy contests. *Journal of financial Economics*, 11(1-4), 401-438.
- Duca, E. (2016). Do investors learn from the past? Evidence from follow-on equity issues. *Journal of Corporate Finance*, 39, 36-52.
- Eckbo, B. E., Masulis, R. W., & Norli, O. (2007). Security offerings. *Handbook of corporate finance: Empirical corporate finance*, 1, 233-373.
- Ederington, L. H., Yawitz, J. B., & Roberts, B. E. (1987). The informational content of bond ratings. *Journal of Financial Research*, 10(3), 211-226.
- Ederington, L. H., & Goh, J. C. (1998). Bond rating agencies and stock analysts: Who knows what when?. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33(04), 569-585.
- Ertimur, Y. (2004). Accounting numbers and information asymmetry: Evidence from loss firms.
- Faulkender, M., & Petersen, M. A. (2005). Does the source of capital affect capital structure?. *Review of financial studies*, 19(1), 45-79.
- Frost, C. A. (2007). Credit rating agencies in capital markets: A review of research evidence on selected criticisms of the agencies. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 22(3), 469-492.
- Gao, X., & Ritter, J. R. (2010). The marketing of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics*, 97(1), 33-52.
- Garfinkel, J. A. (1993). IPO underpricing, insider selling and subsequent equity offerings: Is underpricing a signal of quality?. *Financial Management*, 74-83.
- Goergen, M., Gounopoulos, D., & Kallias, A. (2016). Do multiple credit ratings facilitate the going public process? Evidence from the US.
- Healy, P. M., & Palepu, K. G. (2001). Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature. *Journal of accounting and economics*, 31(1), 405-440.
- Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*.
- Hoberg, G., & Prabhala, N. R. (2009). Disappearing dividends, catering, and risk. *Review of financial studies*, 22(1), 79-116.
- Hovakimian, A., Opler, T., & Titman, S. (2001). The debt-equity choice. *Journal of Financial and Quantitative analysis*, 36(1).
- Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American economic review*, 76(2), 323-329.
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of financial economics*, 3(4), 305-360.

- Jung, K., Kim, Y. C., & Stulz, R. (1996). Timing, investment opportunities, managerial discretion, and the security issue decision. *Journal of Financial Economics*, 42(2), 159-186.
- Kim, E. H., & Purnanandam, A. K. (2006). Why do investors react negatively to seasoned equity offerings?.
- Kisgen, D. J. (2006). Credit ratings and capital structure. *The Journal of Finance*, 61(3), 1035-1072.
- Kolari, J. W., & Pynnonen, S. (2011). Nonparametric rank tests for event studies. *Journal of Empirical Finance*, 18(5), 953-971.
- Lang, M., & Lundholm, R. (1993). Cross-sectional determinants of analyst ratings of corporate disclosures. *Journal of accounting research*, 246-271.
- Liu, Y., & Malatesta, P. (2006). Credit ratings and the pricing of seasoned equity offerings. *Unpublished working paper (University of Washington)*.
- Loderer, C. F., Sheehan, D. P., & Kadlec, G. B. (1991). The pricing of equity offerings. *Journal of Financial Economics*, 29(1), 35-57.
- MacKinlay, A. C. (1997). Event studies in economics and finance. *Journal of economic literature*, 35(1), 13-39.
- Masulis, R. W., & Korwar, A. N. (1986). Seasoned equity offerings: An empirical investigation. *Journal of financial economics*, 15(1-2), 91-118.
- Mauer, D. C., & Senbet, L. W. (1992). The effect of the secondary market on the pricing of initial public offerings: Theory and evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27(01), 55-79.
- McLaughlin, R., Safieddine, A., & Vasudevan, G. K. (1996). The operating performance of seasoned equity issuers: Free cash flow and post-issue performance. *Financial Management*, 41-53.
- Mikkelson, W. H., & Partch, M. M. (1986). Valuation effects of security offerings and the issuance process. *Journal of Financial Economics*, 15(1), 31-60.
- Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of financial economics*, 13(2), 187-221.
- Patell, J. M. (1976). Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior: Empirical test. *Journal of accounting research*, 246-276.
- Poon, W. P., Chan, K. C., & Firth, M. A. (2013). Does having a credit rating leave less money on the table when raising capital? A study of credit ratings and seasoned equity offerings in China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 22, 88-106.
- Rock, K. (1986). Why new issues are underpriced. *Journal of financial economics*, 15(1-2), 187-212.
- Schwert, G. W. (1996). Markup pricing in mergers and acquisitions. *Journal of Financial economics*, 41(2), 153-192.
- Slovin, M. B., Sushka, M. E., & Lai, K. W. (2000). Alternative flotation methods, adverse selection, and ownership structure: evidence from seasoned equity issuance in the UK. *Journal of financial economics*, 57(2), 157-190.
- Tang, T. T. (2009). Information asymmetry and firms' credit market access: Evidence from Moody's credit rating format refinement. *Journal of Financial Economics*, 93(2), 325-351.
- U.S. Securities and Exchange Commission (2016). Annual Report on Nationally Recognized Statistical Rating Organizations.

- Walker, M. D., & Yost, K. (2008). Seasoned equity offerings: What firms say, do, and how the market reacts. *Journal of Corporate Finance*, 14(4), 376-386.
- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 817-838.
- White, L. J. (2002). The credit rating industry: An industrial organization analysis. In *Ratings, rating agencies and the global financial system* (pp. 41-63). Springer US.
- White, L. J. (2010). Markets: The credit rating agencies. *The Journal of Economic Perspectives*, 24(2), 211-226.
- White, L. J. (2016). Credit Rating Agencies: An Analysis Through the Lenses of Industrial Organization, Finance and Regulation. *Pacific Economic Review*, 21(2), 202-226.
- Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Londen, Engeland: The MIT Press

Appendices

Appendix A

S&P	N	Moody's	N	Fitch	N	Inv./Spec. Grade	CRL
D		C		D		Speculative Grade	
C		Ca		C		Speculative Grade	
CC		Ca		CC		Speculative Grade	
CCC-		Caa3		CCC-		Speculative Grade	
CCC	1	Caa2		CCC	6	Speculative Grade	Substantial Risk
CCC+	9	Caa1		CCC+		Speculative Grade	Substantial Risk
B-	18	B3		B-	3	Speculative Grade	Highly Speculative
B	48	B2		B	4	Speculative Grade	Highly Speculative
B+	35	B1		B+	6	Speculative Grade	Highly Speculative
BB-	19	Ba3		BB-		Speculative Grade	Speculative
BB	19	Ba2		BB	2	Speculative Grade	Speculative
BB+	15	Ba1		BB+	2	Speculative Grade	Speculative
BBB-	17	Baa3	4	BBB-	13	Investment Grade	Lower Medium
BBB	11	Baa2	1	BBB	5	Investment Grade	Lower Medium
BBB+	1	Baa1		BBB+	3	Investment Grade	Lower Medium
A-	2	A3		A-	1	Investment Grade	Upper Medium
A		A2		A		Investment Grade	Upper Medium
A+	1	A1		A+		Investment Grade	Upper Medium
AA-		Aa3		AA-		Investment Grade	
AA		Aa2		AA		Investment Grade	
AA+		Aa1		AA+		Investment Grade	
AAA		Aaa		AAA		Investment Grade	
<i>Totaal:</i>	196		5		45		

Tabel A – Allocatie van credit rating levels aan drie credit rating agencies in de VS

In deze tabel staat beschreven welke *issuer* credit ratings per credit rating agency bestaan. De onderste ratings zijn het beste, en de bovenste het slechtste. De kans dat de *issuer* aan zijn obligaties kan voldoen is dus het grootste voor de ratings onderin de tabel. Daarnaast is te zien hoe vaak een bepaalde rating geobserveerd wordt in de sample. Ook is weergegeven welke ratings onder Speculative Grade en Investment Grade vallen. Zoals beschreven in de methodologie wordt nog op een extra niveau onderscheid gemaakt tussen de verschillende ratings. Deze namen staan weergegeven in de CRL-kolom.

Appendix B

In deze appendix wordt toegelicht hoe de *Standardized t*-statistieken (T_3), de teststatistiek met *crude dependence adjustment* (T_2), en de Sign test (T_4) berekend worden.

Standardized t-statistiek

Standardized t-statistieken (T_3) worden berekend op basis van Patell (1976) en Dodd en Warner (1983). Eerst worden de *standardized abnormal returns* bepaald, door middel van de volgende formule:

$$SAR_{it} = \frac{AR_{it}}{s_i \sqrt{C_{it}}} \quad (a)$$

Deze wordt berekend voor ieder bedrijf, $i = (1, 2, 3, \dots, N)$, voor de dagen in de eventperiode, $t = (-10, -9, -8, \dots, 10)$. ar_{it} is hierbij het abnormale rendement van bedrijf i op dag t , s_i is de residuele standaarddeviatie uit het marktmodel geschat over de controleperiode, en C_{it} is een *adjustment factor* die de stijging in variantie door een schatting buiten de controleperiode reflecteert. Deze factor wordt berekend door middel van formule (b):

$$C_{it} = 1 + \frac{1}{T_i} + \frac{(R_{mt} - \bar{R}_m)^2}{\sum_{\tau=T_1}^{T_2} (R_{m\tau} - \bar{R}_m)^2} \quad (b)$$

T_i is het aantal dagen in de controleperiode voor bedrijf i ¹¹

\bar{R}_m is het gemiddelde marktrendement over de controleperiode

R_{mt} is het rendement van de marktindex op dag t , liggend in eventperiode; $t \in [-10, 10]$

$R_{m\tau}$ is het rendement van de marktindex op dag τ , liggend in controleperiode

T_{1i} is de eerste dag van de controleperiode voor bedrijf i

T_{2i} de laatste dag van de controleperiode voor bedrijf i

De *t*-statistiek wordt vervolgens berekend door middel van formule (c):

$$T(C)SAR(k, l) = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=k}^l SAR_{it}}{\sqrt{L} \cdot \sqrt{\sum_{i=1}^N \frac{T_i - 2}{T_i - 4}}} \quad (c)$$

$L = l - k + 1$; bij de *t*-test voor het abnormaal rendement in een bepaalde periode geldt dat L gelijk aan 1 is, aangezien hier $k = l$ geldt. Bij de *t*-test voor het cumulatieve rendement over de periode $[-1, +1]$ geldt dus dat L gelijk aan 3 is.

¹¹ T_i is gelijk aan 150 in de eventstudie voor de meeste bedrijven. Echter hebben sommige bedrijven missende prijsdata in de controleperiode $[-160, -11]$. Hierdoor is T_i voor deze bedrijven kleiner dan 150. Hierbij is echter wel een minimum van 100 dagen gehanteerd, zodat nog genoeg observaties beschikbaar zijn voor het schatten van de parameters. Een observatie wordt hierdoor buiten beschouwing gelaten indien minder dan 100 dagen aan rendementen in de controleperiode beschikbaar zijn.

Teststatistiek met crude dependence adjustment

De teststatistiek met *crude dependence adjustment* (T_2) wordt berekend door middel van formule (d) voor het abnormale rendement, en door middel van formule (e) voor het cumulatieve abnormale rendement:

$$T_3 = \frac{\overline{AR}_t}{s} \quad (d)$$

$$T_3 = \frac{\overline{CAR(-1, +1)}}{\sqrt{3} \cdot s} \quad (e)$$

Hierbij is \overline{CAR}_t het gemiddelde (cumulatieve) abnormale rendement op dag t liggend in de eventperiode, en s is de standaarddeviatie van het gemiddelde abnormale rendement over de controleperiode. Om deze te bepalen is eerst het gemiddelde abnormale rendement ($\bar{\varepsilon}_t$) berekend voor iedere $t \in [-11, -160]$ waardoor een tijdreeks ontstaat, zie formule (e). Vervolgens is de standaarddeviatie van de tijdreeks $\bar{\varepsilon}_t$ bepaald.

$$\bar{\varepsilon}_t = \frac{\sum_{i=1}^{N_t} \varepsilon_{it}}{N_t} \quad (f)$$

ε_{it} is de errorterm uit het geschatte marktmodel (1) over de controleperiode $[-11, -160]$;

N_t is het aantal niet-missende rendementen in de cross-sectie van N bedrijven op periode t ¹².

Sign test

De sign test wordt berekend op basis van Corrado en Zivney (1992). Hierbij wordt eerst bepaald of het abnormale rendement (ε_{it}) van aandeel i groter of kleiner dan of gelijk aan de mediaan van het abnormale rendement van de gehele tijdreeks van aandeel i is. Formule (f) geeft weer hoe deze sign (G_{it}) bepaald is:

$$G_{it} = \begin{cases} +1 & \text{als } \varepsilon_{it} > \text{mediaan}(\varepsilon_i) \\ 0 & \text{als } \varepsilon_{it} = \text{mediaan}(\varepsilon_i) \\ -1 & \text{als } \varepsilon_{it} < \text{mediaan}(\varepsilon_i) \end{cases} \quad \text{met } t = -160, \dots, +10 \quad (g)$$

¹² In sommige gevallen is N_t minder dan het aantal observaties in de sample, aangezien prijsdata niet volledig beschikbaar was van ieder bedrijf over de controleperiode. Bij het bepalen van ε_{it} moet immers voldaan zijn aan twee criteria: (i) er moeten minstens 100 observaties van R_{it} beschikbaar zijn voor een gegeven i om het marktmodel te schatten, en (ii) R_{it} moet beschikbaar zijn voor een gegeven i en t . Neem bijvoorbeeld een observatie i waarbij R_{it} voor $t \leq -151$ niet meer beschikbaar is, maar voor de rest van de dagen in de controle periode wel. Dan kan ε_{it} niet worden bepaald voor $t = [-151, -152, -153, \dots, -160]$. Echter is de rest van de prijsdata wel aanwezig, en zijn meer dan 100 observaties van het rendement in de controleperiode beschikbaar. Hierdoor kan ε_{it} wel voor de overige dagen in de controleperiode bepaald worden. Het aantal bepaalde ε_{it} verschilt hier dus tussen $t \in [-151, -160]$ en $t \in [-11, -150]$.

Hierbij wordt ε_{it} verkregen door middel van de geschatte parameters uit het marktmodel (1) over de controleperiode [-160, -11]:

$$\varepsilon_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i \cdot R_{mt} \quad \text{met } t = -160, \dots, +10 \quad (\text{h})$$

Vervolgens wordt de standaarddeviatie $S(G)$ berekend over de volledige sample periode [-160, +10], door middel van formule (g):

$$S(G) = \sqrt{\frac{1}{171} \sum_{t=-160}^{+10} \left(\frac{1}{\sqrt{N_t}} \cdot \sum_{i=1}^{N_t} G_{it} \right)^2} \quad (\text{i})$$

Hierbij is N_t het aantal niet-missende rendementen in de cross-sectie van N bedrijven op periode t . De noemer in de eerste breuk (171) is gelijk aan het aantal dagen in de periode [-160, +10].

In de laatste stap wordt de t -statistiek berekend door middel van formule (i):

$$T_4(t) = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \left(\frac{G_{it}}{S(G)} \right) \quad (\text{j})$$

Deze niet-parametrische toets blijkt goede robuustheidseigenschappen te hebben voor het testen aan abnormale rendementen voor één bepaalde dag (Kolari & Pynnonen, 2011). Daarnaast domineert deze niet-parametrische test de parametrische testen, aangezien het rendement van één specifieke dag niet normaal verdeeld blijkt te zijn (Brown & Warner, 1985).

Echter leveren niet-parametrische testen problemen op bij het testen van cumulatieve abnormale rendementen (Kolari & Pynnonen, 2011). Kolari en Pynnonen genereerden om deze reden een nieuwe niet-parametrische test, de *generalized rank test*, die wel geschikt is voor het toetsen van cumulatieve abnormale rendementen. Deze is gebaseerd op de door deze onderzoekers gedefinieerde *generalized standardized abnormal return* (GSAR). Kolari en Pynnonen stellen vervolgens dat deze GSAR ook gebruikt kan worden in de sign-test van Corrado en Zivney (1992), door ε_{it} in formule (h) te vervangen door $GSAR_{it}$ ¹³.

Aangezien de sign-test van Corrado en Zivney (1992) wel werkt voor de abnormale rendementen, maar niet voor de cumulatieve abnormale rendementen, wordt de aanpassing van Kolari en Pynnonen (2011) op deze sign test tevens gebruikt bij het testen van de abnormale rendementen en de CAR. Deze staat gepresenteerd onder T_4^a in tabel 2.

¹³ Zie Kolari en Pynnonen (2011) sectie 2, formule 2 tot en met 8 voor het berekenen van GSAR.

Appendix C

Leverage	Denis en Mihov (2003) beargumenteren dat bedrijven met een hogere leverage een grotere kans hebben op het uitgeven van extra publieke schulden. Om deze reden zullen ze ook eerder een credit rating nemen om de kosten van het uitgeven van schulden te reduceren. Leverage is de debt-to-asset ratio en vangt dit effect op.
Altman Z-score	De Altman Z-score wordt berekend door middel van vergelijking (9), en is een maatstaf voor de kwaliteit van de publieke schulden (An & Chan, 2008).
D_Leeftijd5	In overeenstemming met An en Chan (2008) wordt in dit onderzoek ook een dummy gebruikt die gelijk aan één is als het bedrijf minstens vijf jaar oud is tijdens de aankondiging. Als het bedrijf jonger is, geeft het waarde nul aan.
Ln(Marktkap.)	Dit is een proxy voor de grootte van het bedrijf, en wordt berekend door de natuurlijke logaritme van de marktkapitalisatie in miljoenen te nemen.
Tangibility	Bedrijven met een hogere tastbaarheid (<i>tangibility</i>) hebben een hogere kans op het hebben van een credit rating volgens Faulkender en Petersen (2005). Om deze reden wordt netto PPE gedeeld door de totale bezittingen op de balans toegevoegd als onafhankelijke variabele.
MTB	Dit is de market-to-book ratio van de assets, en wordt gebruikt als proxy voor de groei van het bedrijf en zijn intangible assets. Deze variabele wordt berekend door de marktkapitalisatie bij de SEO aankondiging te delen door de totale bezittingen, genoteerd in de boekhouding over het fiscale jaar voor aankondiging. Aangezien de variabele een logaritmische verdeling heeft, wordt naast de MTB de logaritme van de MTB aan het model toegevoegd.
ROA	'Return on assets'. Deze variabele wordt gebruikt als proxy voor de winstgevendheid van een bedrijf. De ROA wordt berekend door de winst (<i>net income</i>) te delen door de totale bezittingen van het bedrijf.
ROE	De ROE wordt tweedelig toegevoegd aan het model, als vervanger voor de ROA. Deze proxy dient dus ter robuustheidscheck van de resultaten. (i) posROE is gelijk aan nul als de boekwaarde van het eigen vermogen negatief is, en gelijk aan de ROE als het positief. (ii) negROE is gelijk aan nul als de boekwaarde van het eigen vermogen positief is, en gelijk aan de ROE als het negatief is.
EBITDA/Assets	Deze proxy voor de winstgevendheid dient als tweede robuustheidscheck, en wordt berekend door de winsten voor rente, belastingen, afschrijvingen en amortisatie te delen door de totale bezittingen.

Tabel C – Beschrijving van de gebruikte determinanten voor het hebben van een credit rating

Appendix D

D_Rating	Dit is de variabele waarin de interesse ligt. Deze is in de multivariate OLS-regressie en in het Heckman two-stage treatment effect model een dummy; gelijk aan 'één' als het om een rated SEO gaat en gelijk aan 'nul' als het om een unrated SEO gaat. Bij de Woolridge Instrumentele Variabele methode is deze variabele gelijk aan de door de eerste stap geschatte kans.
D_NYSE	Dit is een dummy die weergeeft of de SEO van een bedrijf is die voorafgaand aan de uitgifte wordt verhandeld aan de NYSE of aan de Nasdaq. Als het bedrijf al aan de NYSE genoteerd is heeft de dummy waarde 'één', en als het aan aan de Nasdaq genoteerd is waarde 'nul'.
Leeftijd	Deze variabele geeft de leeftijd van het bedrijf weer bij de aankondiging van de SEO, en wordt berekend door de natuurlijke logaritme van '1 + leeftijd' te nemen, gebaseerd op An en Chan (2008) en Faulkender en Petersen (2005).
Rel. Offer Grootte	De <i>Relatieve Grootte</i> van een uitgifte wordt berekend door het aantal aangeboden aandelen te delen door het aantal uitstaande aandelen, gebaseerd op Dierkens (1991) en Corwin (2003).
Andere variabelen	Zoals benoemd in sectie 3.4.1.4 kunnen sommige variabelen uit het Probit-model ook effect hebben op het cumulatieve abnormale rendement. Deze variabelen worden daarom toegevoegd aan de regressie. In appendix C worden deze variabelen beschreven.

Tabel D – Beschrijving van de gebruikte determinanten voor het aankondigingseffect en de underpricing