

Genderdiversiteit en cashpolitiek

De impact van het geslacht van de CEO en genderdiversiteit binnen het management op de waarde van cash in een Europese context

Tars Witvrouwen

R0305736

Masterproef aangeboden tot
het behalen van de graad

MASTER IN DE HANDELSWETENSCHAPPEN

Promotor: Dr. F. Schoubben

Academiejaar 2015-2016.



Inhoud

Abstract	3
1 Inleiding	4
2 Literatuuroverzicht en hypotheseontwikkeling	5
2.1 <i>Cashpolitiek</i>	5
2.1.1 Motieven	5
2.1.2 Marktwaaarde van cash	6
2.2 <i>Invloed van managementkarakteristieken op cash</i>	7
2.3 <i>Genderdiversiteit CEO</i>	7
2.3.1 Genderdiversiteit CEO en risicogedrag	7
2.3.2 Genderdiversiteit CEO en agency kosten	8
2.3.3 Genderdiversiteit CEO en cashpolitiek	8
2.3.4 Genderdiversiteit CEO en performance	8
2.3.5 Genderdiversiteit CEO en value of cash: onderzoeksvraag en contributie	9
2.4 <i>Hypothese-ontwikkeling</i>	9
3 Data en methodologie	11
3.1 <i>Data</i>	11
3.2 <i>Methodologie</i>	11
3.2.1 Beschrijvende statistieken en univariate analyse	11
3.2.2 Multivariate analyse	12
4 Resultaten	16
4.1 <i>Univariate tests</i>	16
4.2 <i>Multivariate tests</i>	27
4.2.1 Basismodellen	27
4.2.2 Interactiemodellen	30
5 Conclusie	36

6 Bibliografie	37
Bijlage 1	1
Bijlage 2	2
Bijlage 3	3
Bijlage 4	4
Bijlage 5	5
Bijlage 6	6
Bijlage 7	7
Bijlage 8	8
Bijlage 9	9
Persartikel.....	10

Abstract

Deze paper bestudeert de impact van genderdiversiteit binnen het management op de waarde van cash binnen een onderneming. Deze genderdiversiteit neemt concreet twee vormen aan, het geslacht van de CEO en de mate van vrouwelijke vertegenwoordiging in het management. Aan de hand van de Amadeus databank werd panel data van Europese ondernemingen uit de STOXX 600 onderzocht voor de periode 2006-2013. De voornaamste conclusie uit dit onderzoek is dat vrouwelijke managers een waarde vernietigend effect hebben op cash, doordat ze een te risicoaverse cashpolitiek hanteren. Tevens wordt ontdekt dat vrouwelijke managers de agency kosten niet verlagen. Deze vaststelling is robuust voor twee van de drie gemeten agency dimensies. De cashpolitiek van bedrijven met weinig vrouwelijke managers blijkt optimaal te zijn, terwijl deze van bedrijven met veel vrouwelijke managers suboptimaal en zelfs waarde vernietigend blijkt. Er wordt echter geen verband gevonden tussen het geslacht van de CEO en de waarde van cash.

1 Inleiding

Wanneer men in de literatuur spreekt over de marktwaarde van cash heeft dit betrekking op de waarde die aandeelhouders hechten aan de aangehouden cash binnen hun onderneming. Aandeelhouders kijken met een zeer kritische blik naar de aangehouden cash en hoe deze wordt gebruikt binnen hun onderneming. Eerder onderzoek toonde reeds negatieve gevolgen verbonden aan het aanhouden van cash aan. Zo houden managers vaak cash aan om projecten te financieren uit eigenbelang of prestige. Wanneer dit ten koste gaat van de aandeelhouderswaarde doordat deze projecten een negatieve netto actuele waarde hebben, is deze cash waarde vernietigend. In dit geval spreekt men in de literatuur van de agency problematiek rond vrije cashflow (Dittmar & Mahrt-Smith, 2007; Jensen, 1986).

Toch kan het in bepaalde situaties erg waardevol zijn om cash aan te houden. Zo beschrijft bestaande literatuur dat de cashholdings van bedrijven die moeilijke toegang hebben tot kapitaalmarkten een grotere waarde hebben dan bedrijven die een gemakkelijke toegang hebben tot kapitaalmarkten. De aangehouden cash vormt bij deze bedrijven een belangrijke buffer, aangezien het vaak het enige middel is om investeringen te financieren. De waarde van cash kan echter enkel positief zijn indien deze in projecten met een positieve netto actuele waarde wordt geïnvesteerd (Denis & Sibilkov, 2010; Faulkender & Wang, 2006).

In deze paper wordt onderzoek gedaan naar de impact van genderdiversiteit binnen het management op de waardering van cash bij Europese beursgenoteerde bedrijven. Almaar meer landen voeren quota voor vrouwen in de raden van bestuur van beursgenoteerde bedrijven. Toch hebben deze inspanningen er tot op heden nog niet voor gezorgd dat er in het management gelijkheid is wat betreft het geslacht van de manager of CEO. Zo kan er in onze dataset gevonden worden dat er voor het jaar 2013 slechts 2% van alle CEO's vrouwen zijn en dat er gemiddeld 17% vrouwelijke managers zijn.

Ondanks stijgende belangstelling voor gelijkheid tussen mannen en vrouwen, blijken er cruciale verschillen te zijn. Zo stelden onder andere Barber en Odean (2001) reeds vast dat vrouwen conservatiever en meer risicoavers zijn dan mannen. Anderzijds vonden Jurkus et al. (2011) dat vrouwelijke managers zorgen voor een verlaging van de agency kosten en bijgevolg minder uit eigenbelang handelen. Deze twee verschillen tussen mannelijke en vrouwelijke managers geven een belangrijke insteek voor dit onderzoek.

Vrouwelijke managers kunnen een negatieve impact hebben op de waarde van cash doordat zij te risicoavers zijn en daardoor een te grote cashbuffer aanleggen. Anderzijds kunnen vrouwelijke managers een positieve impact op de waarde van cash hebben doordat zij de agency kosten verlagen.

Tot op heden bestaan er nog geen gepubliceerde onderzoeken die het verband tussen het geslacht van de manager en de waarde van cash binnen een onderneming bestuderen. De studie van Zeng en Wang (2015) over Chinese beursgenoteerde bedrijven vond reeds dat vrouwelijke CEO's een gemiddeld hogere cashbuffer aanhouden. Er werd echter geen verband gelegd met de waarde van de cash.

In totaal worden 354 bedrijven uit 15 Europese landen onderzocht voor de periode 2006-2013. Door middel van een panel data wordt aangetoond dat bedrijven met een meer dan gemiddelde vertegenwoordiging aan vrouwelijke managers een waarde vernietigend effect ervaren van aangehouden cash. De oorzaak hiervan kan gevonden worden in het feit dat vrouwelijke managers zorgen voor een te risicoaverse cashpolitiek. Volgens twee van de drie gemeten agency dimensies verlagen vrouwelijke managers de agency kosten niet. Het geslacht van de CEO op zich blijkt echter geen impact te hebben op de waarde van cash.

De structuur van deze masterproef is als volgt opgebouwd. In eerste instantie wordt een beknopt literatuuroverzicht weergegeven om het onderzoek in de bestaande literatuur te kaderen, alsook enkele termen duidelijk te definiëren. Via deze literatuur wordt vervolgens opgebouwd naar de hypothesen die in het onderzoek worden verklaard. Daarna zal de gebruikte data en methodologie worden toegelicht. Vervolgens geeft deel 4 de resultaten van dit onderzoek op basis van univariate en multivariate tests weer. Tenslotte bundelt deel 5 de belangrijkste conclusies van dit onderzoek.

2 Literatuuroverzicht en hypotheseontwikkeling

2.1 Cashpolitiek

2.1.1 Motieven

Ondernemingen houden cash aan voor allerlei motieven. Opler et al.(1999) en Pinkowitz en Williamson (2001) vonden dat het transactiekostenmotief en voorzichtigheidsmotief de belangrijkste redenen zijn om cash aan te houden. Een onderneming kan transactiekosten besparen door cash holdings te gebruiken in plaats van dat het eerst activa zou moeten verkopen om aan cash te komen. Door voldoende cash aan te houden kan een onderneming zich ook beschermen tegen mogelijke toekomstige tekorten aan cash.

Elk bedrijf heeft afhankelijk van een aantal factoren een optimale hoeveelheid cash. Opler et al. (1999), Pinkowitz en Williamson (2001) en Ozkan en Ozkan (2004) vonden onder andere dat grote bedrijven een lager relatief cash optimum hebben dan kleinere bedrijven met sterke groeikansen. Dit komt onder andere doordat grote, beursgenoteerde bedrijven makkelijker toegang hebben tot de kapitaalmarkten. Hierdoor moeten deze ondernemingen relatief gezien geen grote buffer aan cash aanhouden.

Een ander motief van de cashpolitiek van een bedrijf kan gerelateerd worden aan agency problemen. Wanneer managers niet in het belang van het bedrijf en de aandeelhouders fungeren, maar handelen uit eigenbelang spreekt men van agency problemen. Zo kan een cashbuffer worden opgebouwd om persoonlijke projecten van de manager te vervullen die een negatieve netto actuele waarde hebben en dus waard vernietigend zijn voor de onderneming en haar aandeelhouders (Jensen, 1986). Vooral bij beursgenoteerde bedrijven met hogere agency conflicten kiezen managers ervoor om meer cash aan te houden dan wanneer er lagere agency conflicten zouden zijn (Gao et

al., 2013). Wanneer bescherming van de aandeelhouders door institutionele investeerders laag is, wordt de gevoerde cashpolitiek sterk beïnvloed door agency problemen die te maken hebben met het *entrenchment* van de managers. Wanneer managers veel controle hebben over het bedrijf, zijn ze sneller geneigd om te handelen uit eigenbelang. (Kalcheva & Lins, 2007).

De omgeving waarbinnen de onderneming zich bevindt, kan het agency effect op de cashbuffer versterken of verzwakken. Zo vonden Dahlquist, et al. (2003), Acemoglu et al. (2003) en Dittmar et al. (2003) dat bedrijven gevestigd in landen met een niet strenge corporate governance wetgeving meer cash aanhouden dan bedrijven gevestigd in landen met een strenge corporate governance wetgeving. Aanvullend vonden La Porta et al. (1998) dat common law landen als de Verenigde Staten en Groot Brittannië gemiddeld 35% minder cash aanhouden dan civil law landen zoals onder andere Duitsland, Frankrijk en alle andere landen uit de Eurozone. De institutionele verschillen in deze landen zorgen ervoor dat bij een strengere corporate governance wetgeving de manager minder bewegingsvrijheid heeft en bijgevolg minder in eigenbelang kan handelen. De manager heeft in mindere mate de mogelijkheid om cash aan te houden uit eigenbelang, wat de agency problematiek in deze landen minder tot uiting doet komen.

2.1.2 Marktwaaarde van cash

De marktwaaarde van cash heeft betrekking op de aandeelhouderswaarde die cash in de onderneming vertegenwoordigt. Zo stelden Pinkowitz en Williamson (2007) vast dat één dollar die wordt aangehouden door een onderneming in de vorm van liquide middelen, een gemiddelde marktwaaarde vertegenwoordigt van één dollar. Aan de hand van specifieke kenmerken van bedrijven kunnen er echter enkele verschillen worden vastgesteld. Zo is de marktwaaarde van cash veel hoger bij bedrijven met sterke groeikansen dan bij bedrijven met zwakke groeikansen. Hieruit concludeerden zij dat bij bedrijven met een grotere kans op financiële moeilijkheden de waarde van cash veel lager is dan bij bedrijven met een sterke financiële toestand.

Faulkender en Wang (2006), Denis en Sibilkov (2010) vonden dat de waarde van de cashholdings hoger is bij bedrijven die *financially constrained* zijn. Dit zijn bedrijven met financiële beperkingen of moeilijkheden die vaak lage cashholdings, een hoge schuldgraad en een moeilijker toegang tot kapitaalmarkten hebben. Cash vervult in deze bedrijven de rol van belangrijkste investeringsbron en is daarom van grotere waarde in vergelijking met bedrijven die geen financiële beperkingen hebben.

Wanneer een bedrijf een teveel heeft aan cash, spreekt men in de literatuur van *excess cash*. Dittmar en Mahrt-Smith (2007) vonden dat bedrijven met agency problemen grotere hoeveelheden cash aanhouden in vergelijking met bedrijven zonder agency problemen. Wanneer deze cash wordt gebruikt om projecten met negatieve NPV te financieren, leidt dit tot een daling van de waarde van het bedrijf. Hieruit kan worden besloten dat wanneer er agency problemen aanwezig zijn, de aangehouden cash waarde vernietigend kan zijn. De risico-gerelateerde agency theorie stelt ook dat een risicoaverse CEO een hogere cash aanhoudt om het ondernemingsrisico te verlagen, ten koste van aandeelhouderswaarde. Deze theorie werd onder andere bevestigd door Tong (2010), die concludeerde dat de waarde van de cashholdings hoger is bij bedrijven die hogere risico's nemen.

2.2 Invloed van managementkarakteristieken op cash

Aangezien cashholdings vaak beslissingen zijn die worden genomen door CEO's, zouden cashholdings ook kunnen verklaard worden door psychologische, sociale en cognitieve eigenschappen van de CEO in kwestie.

In een studie van Amerikaanse beursgenoteerde bedrijven naar de invloed van individuele managers op het gevoerde ondernemingsbeleid vonden Bertrand en Schoar (2003) een positief verband tussen de leeftijd van de CEO en de cashholdings. Oudere generaties managers zijn gemiddeld gezien financieel conservatiever en houden hogere hoeveelheden cash aan.

Orens en Reheul (2013) onderzochten dit verband reeds voor Belgische KMO's. Zij beschreven onder andere dat oudere CEO's en CEO's die geen ervaring hebben in andere sectoren vooral belang hechten aan het voorzichtigheidsmotief en minder aan de opportuniteitskost van cash. Dit wil zeggen dat dit type CEO's hogere hoeveelheden cash aanhouden in vergelijking met jongere CEO's en CEO's die ervaring hebben in meerdere sectoren.

Een risicoaverse CEO houdt meer cash aan om het risico van zijn onderneming te minimaliseren, maar dit gaat vaak ten koste van de aandeelhouderswaarde. Deze stelling is de risico-gerelateerde agency theorie en werd in de literatuur uitvoerig bestudeerd. (Amihud & Lev, 1981; Belghitar & Clark, 2015; Jensen & Meckling, 1976; Tong, 2010)

Wanneer managers te conservatief zijn, kan dit ook leiden tot waarde vernietiging (Dittmar & Duchin, 2015). Zo onderzochten Song & Lee (2012) het effect van de Oost-Aziatische financiële crisis op de gevoerde cashpolitiek. Door deze crisis werden managers in deze landen heel wat conservatiever, wat resulteerde in een stijging van de cash buffer door het voorzichtigheidsmotief. Hieruit blijkt dat wanneer managers te conservatief worden, de marktwaarde van de cash zelfs afneemt.

2.3 Genderdiversiteit CEO

Uit de literatuur blijkt dat het geslacht van de CEO een belangrijke rol speelt in de beslissingen en het gevoerde management van het bedrijf. Er werd reeds onderzoek gedaan naar de invloed van het geslacht op het risicogedrag van de manager, het feit of de onderneming agency kosten heeft, de gevoerde cashpolitiek en de algemene prestaties van het bedrijf.

2.3.1 Genderdiversiteit CEO en risicogedrag

Enkele studies die het verband tussen het risicogedrag en het geslacht van de CEO bestuderen zijn Barber en Odean (2001), Martin et al. (2009), Laakso (2010), Elsaid & Ursel (2011), Zeng & Wang (2015) en Khan et al. (2013). In deze studies wordt eenzelfde conclusie gevonden, namelijk dat vrouwelijke CEO's relatief gezien meer risicoavers zijn dan mannen.

Hoewel volgens de risico gerelateerde agency theorie een negatief effect beschrijft van risicoaversie op aandeelhouderswaarde, concludeerden voorgaande studies dat

vrouwelijke managers niet noodzakelijke suboptimale keuzes maken en aandeelhouders waarde vernietigen.

2.3.2 Genderdiversiteit CEO en agency kosten

In de studie van Jurkus et al. (2011) vindt men dat bedrijven met een groter percentage vrouwelijke managers lagere agency kosten hebben. Ze staaften deze redenering door het feit dat vrouwen meer risicoavers zijn dan mannen. Vrouwelijke managers zijn bijgevolg minder geneigd om te investeren in negatieve NPV projecten, omdat ze als gevolg hiervan berispt of ontslagen kunnen worden door de eigenaars. Deze relatie werd echter enkel gevonden voor bedrijven die actief zijn binnen een minder competitieve markt.

2.3.3 Genderdiversiteit CEO en cashpolitiek

De literatuur die het geslacht van de CEO in verband brengt met de gevoerde cashpolitiek is eerder schaars. Eén van de weinige werken die dit thema behandelen, is deze van Zeng en Wang (2015). Zij gebruikten een steekproef van Chinese beursgenoteerde bedrijven en vonden dat vrouwelijke CEO's meer cash aanhouden dan hun mannelijke collega's. Vrouwen hebben ook meer aandacht voor het voorzichtigheidsmotief om cash aan te houden en hechten minder belang aan de opportunitetskost van cash. Hieruit concludeerden zij dat vrouwelijke CEO's conservatiever en meer risicoavers zijn dan mannelijke CEO's. Deze conclusies zijn conform de bevindingen van eerdere studies rond het thema 'genderdiversiteit en risicogedrag'.

2.3.4 Genderdiversiteit CEO en performance

Wanneer het geslacht van de manager in verband wordt gebracht met de prestaties van het bedrijf, zijn er in de literatuur enkele significante verschillen gevonden.

Gondhalekar en Dalmia (2007) en Peni (2014) concludeerde dat bedrijven met een vrouwelijke CEO aan het hoofd een hogere waarde hebben. Krishnan en Park (2005) en Krishnan en Parsons (2008) toonden ook een positief verband aan tussen het aandeel vrouwelijke top managers en de prestaties van de onderneming. Tot dezelfde conclusie kwamen Smith et al. (2006), die de 2500 grootste Deense firma's onderzochten.

De oorzaak hiervan kan gevonden worden bij de discriminatieproblematiek. Vrouwen hebben het moeilijker om managementposities te bemachtigen, waardoor vrouwen op deze posities meer getalenteerd en toegewijd zijn dan hun mannelijke collega's. Dit leidt tot de betere performance van het bedrijf.

In een onderzoek naar KMO's vonden Davis et al. (2010) dat dienstverlenende bedrijven die geleid worden door een vrouw significant beter presteren doordat vrouwelijke CEO's sterker marktgeoriënteerd zijn dan mannelijke CEO's.

Khan en Vieito (2013) vonden in hun studie van Amerikaanse firma's dat vrouwen in het topmanagement zorgen voor een hogere '*return on equity*' en '*return to shareholders*'. Wanneer de CEO een vrouw is, is het ondernemingsrisico lager dan wanneer dat de CEO een man is.

2.3.5 Genderdiversiteit CEO en value of cash: onderzoeksvraag en contributie

Zoals eerder al vermeld is er in de literatuur nog weinig onderzoek gebeurd naar het verband tussen het geslacht van de CEO en de gevoerde cashpolitiek. Studies naar het verband tussen gender CEO en de waarde van cash zijn zo goed als onbestaande. Doordat deze paper zich in laatstgenoemd onderzoeksgebied bevindt, ligt hier voornamelijk de contributie tot bestaande literatuur. Er zal in deze paper niet alleen gezocht worden naar het effect van vrouwelijke CEO's op de waarde van cash, maar ook naar de onderliggende oorzaak van dit fenomeen. Bestaande literatuur gaf reeds aan dat vrouwelijke CEO's enerzijds risicoaverser zijn dan mannelijke CEO's (Barber & Odean, 2001) en dat vrouwelijke CEO's minder agency kosten hebben (Jurkus et al., 2011). Volgens de literatuur leidt risicoaversie tot excess cash (Tong, 2010), wat een daling van de aandeelhouderswaarde met zich meebrengt. Hoger agency kosten zorgen op hun beurt ook voor een teveel aan cash, die dezelfde negatieve invloed heeft op aandeelhouderswaarde (Jensen, 1986). Deze paper onderzoekt welke van de twee theorieën de bovenhand neemt in de praktijk.

2.4 Hypothese-ontwikkeling

Uit de literatuur kunnen er twee mogelijke verbanden worden gelegd tussen het geslacht van de CEO en de waarde van cash. De eerste denkwijze vertrekt vanuit het risicoperspectief. Vrouwelijke CEO's worden meer risicoavers geacht dan mannelijke CEO's (Barber & Odean, 2001), waardoor zij teveel cash zouden kunnen aanhouden. Dit werkt de risico-gerelateerde agency theorie in de hand, die stelt dat risicoavers gedrag kan leiden tot een daling van de aandeelhouderswaarde (Amihud & Lev, 1981). Aanvullend op deze stelling werd gevonden dat te conservatieve managers zorgen voor waarde vernietiging van cash (Song & Lee, 2012). Door deze denkwijze te volgen kan de eerste hypothese worden geformuleerd.

Hypothese 1:

A) Vrouwelijke CEO's zullen een negatieve invloed hebben op de waarde van cash als deze bedrijven te risicoavers handelen.

Anderzijds bespreekt de literatuur dat vrouwelijke CEO's voor minder agency problemen zorgen. Om uitspraken over de richting van het verband gender CEO en waarde van cash te doen wordt de eerste hypothese opgedeeld in twee subhypothesen. Als het positieve effect van vrouwelijke CEO's op de waarde van cash overweegt, dan zal hypothese 1 A) worden aanvaard. Als het negatieve effect overwegend is, zal hypothese 1 B) worden aanvaard.

B) Vrouwelijke CEO's zullen een positieve invloed hebben op de waarde van cash als vrouwelijke CEO's de agency kosten doen dalen.

Wanneer er een positief invloed blijkt te zijn van vrouwelijke CEO's op de waarde van cash is dit het gevolg van overwegende positieve effecten in de bedrijven die in de steekproef zijn opgenomen. Om na te gaan of het negatieve effect van vrouwelijke CEO's op de waarde van cash effectief bestaat, stellen we volgende hypothese op.

Hypothese 2: Als vrouwelijke managers zorgen voor een risicoaverse cashpolitiek, dan zal in high-risk omgevingen het effect van vrouwelijke CEO's op de value van cash slechter zijn dan in low-risk omgevingen.

Als de invloed van vrouwelijke CEO's op de cashpolitiek risicoaversie is, dan zal het effect van vrouwen in risico-omgevingen veel erger zijn. Als dit het geval is kunnen we bewijzen dat het negatieve effect van vrouwelijke CEO's op de waarde van cash aanwezig is.

Het kan ook zijn dat er een negatief effect wordt vastgesteld van vrouwelijke CEO's op de waarde van cash. Op dezelfde manier kan dit het gevolg zijn van overwegende negatieve effecten. De volgende hypothese wordt daarom opgesteld om na te gaan of een positief effect van vrouwelijke CEO's op de waarde van cash effectief bestaat.

Hypothese 3:

Als vrouwelijke managers minder agency problemen hebben, dan zou in een omgeving waar veel agency problemen zijn de waarde van cash van bedrijven met een vrouw als CEO hoger moeten zijn dan de waarde van cash bij bedrijven met een man als CEO.

Bedrijven die relatief weinig geconfronteerd worden met agency problemen hebben er in principe minder baat bij dat de CEO een vrouw is, dan bedrijven met veel agency problemen. Volgens de literatuur verbeteren vrouwelijke CEO's namelijk de performance van het bedrijf doordat ze minder agency problemen veroorzaken. Om die reden wordt verwacht dat de impact van vrouwelijke managers op de waarde van cash beter zal zijn in omgevingen met veel agency problemen.

Door voorgaande hypothesen zal er nagegaan worden of er een verschil is in waarde van cash tussen bedrijven met een vrouwelijke CEO en bedrijven met een mannelijke CEO. Door hypothese 4 op te stellen zal er worden nagegaan of het geslacht van de CEO ook een rol speelt in het feit of de gevoerde cashpolitiek al dan niet optimaal is.

Hypothese 4:

A) Als vrouwelijke CEO's zorgen voor lagere agency problemen, zal de gevoerde cashpolitiek van vrouwelijke CEO's optimaal zijn.

B) Als vrouwelijke CEO's ervoor zorgen dat een onderneming te risicoavers gaat handelen, zal de gevoerde cashpolitiek van vrouwelijke CEO's suboptimaal zijn.

De cashpolitiek wordt als optimaal beschouwd wanneer 1 euro cash meer dan 1 euro aandeelhouderswaarde oplevert. Wanneer 1 euro cash minder dan 1 euro aandeelhouderswaarde oplevert, is de gevoerde cashpolitiek suboptimaal en zorgt deze cash voor waarde vernietiging.

Vermits we in termen van genderdiversiteit in het management niet enkel het geslacht van de CEO bekijken maar ook de verhouding vrouwelijke managers ten opzichte van alle managers, kunnen alle hypothesen worden opgesteld in functie van de vrouwelijke managers.

3 Data en methodologie

3.1 Data

In deze studie wordt er gebruik gemaakt van een steekproef van beursgenoteerde ondernemingen gevestigd binnen de grenzen van de Europese Unie. Het steekproefkader bestaat uit de bedrijven die in de STOXX 600 index zijn opgenomen, uitgezonderd financiële instellingen. Dit is een index die is samengesteld uit Europese beursgenoteerde bedrijven uit 18 verschillende landen, waardoor de STOXX 600 een representatieve index is binnen de Europese context.

De verzamelde gegevens bestrijken de periode van 2006 tot en met 2013. Er zal net als in de studie van Faccio et al. (2012) beroep worden gedaan op de Europese financiële databank 'Amadeus'. Deze databank bevat boekhoudkundige gegevens die afkomstig zijn uit de geconsolideerde jaarrekeningen. Gegevens gerelateerd aan de marktwaarde van de ondernemingen zullen worden gehaald uit 'Datastream'. In navolging van bestaande onderzoeken worden financiële instellingen uitgesloten, omwille van het feit dat deze aan bijkomende kapitaalsvereisten zoals 'Basel III' akkoorden dienen te voldoen. Bedrijven die structureel gegevens ontbraken die noodzakelijk waren om dit onderzoek te voeren worden ook geweerd. Hierdoor werd de werkelijke steekproef gereduceerd tot gemiddeld 304 bedrijven per jaar. Aangezien de dataset bestaat uit meerdere dimensies, namelijk meerdere bedrijven die geobserveerd zullen worden op meerdere tijdstippen, spreekt men van panel data.

3.2 Methodologie

3.2.1 Beschrijvende statistieken en univariate analyse

Vooraleer het statistisch onderzoek kan plaatsvinden, zal eerst nagaan worden of er geen extreme observaties in de steekproef zitten. Er zal per variabele gekeken worden naar het gemiddelde en de mediaan en wanneer deze sterk van elkaar afwijken is er sprake van extreme waarden in de data. Tevens zal er gekeken worden naar de minima en maxima om extreme of opmerkelijke waarden op te sporen. Indien dit probleem zich voordoet zal het eerste en negenenennegentigste percentiel gewinsorized worden. Overige *descriptive statistics* zullen een beeld vormen van de karakteristieken van de ondernemingen in onze steekproef.

Alvorens aan het multivariate deel te beginnen zullen er in eerste instantie univariate tests worden uitgevoerd op de data met behulp van het statistische softwarepakket SPSS. Deze tests dienen om een eerste beeld te krijgen van hoe de hoeveelheid cash en aandeelhouderswaarde in de onderneming verschilt afhankelijk van het geslacht van de CEO. Er zal ook gekeken worden naar de mogelijke verschillen in cash en aandeelhouderswaarde naargelang de hoogte van de risico en agency problematiek. Hoe we deze twee dimensies meten, wordt in het multivariate deel verder toegelicht.

3.2.2 Multivariate analyse

Naar analogie met Kalcheva en Lins (2007) wordt in deze paper met behulp van het programma Eviews een Tobin's Q model geschat om de waarde van cash te meten. De gebruikte equatie luidt als volgt.

$$Q_{it} = c + \beta_1 * Cash_{i,t-1} + \beta_2 * CEO\ gender_{i,t-1} + \beta_3 * Cash_{i,t-1} * CEO\ gender_{i,t-1} + \beta_4 * Grootte_{i,t-1} + \beta_5 * Investerings_{i,t-1} + \beta_6 * Groei_{i,t-1} + \beta_7 * Schuldgraad_{i,t-1} + \beta_8 * Cashflow_{i,t-1} + \beta_9 * Dividend_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_{10j} * Industrie_j + \sum_{k=1}^p \beta_{11k} * Land_k + \beta_{12t} * Jaar_t + \varepsilon_{it}$$

Q_{it} is de Tobin's Q van een onderneming i , op het tijdstip t . Deze ratio wordt gebruikt om de waarde van een onderneming te meten. De ratio wordt berekend als marktwaarde + totaal activa – eigen vermogen, gedeeld door totaal activa.

$Cash_{i,t-1}$ is de variabele die de cash in onderneming i op tijdstip $t-1$ aanduidt. Dit is de ratio die wordt berekend als cash en cash equivalenten gedeeld door het totale activa. In bestaande literatuur rond cashholdings wordt deze ratio vaak benoemd als *cash to assets*. (Opler et al., 1999)

$CEO\ gender_{i,t-1}$ is een dummy variabele die het geslacht van de CEO van bedrijf i aangeeft op tijdstip $t-1$. De variabele neemt de waarde 1 aan als de CEO een vrouw is, en neemt de waarde 0 aan als de CEO een man is (Khan & Vieito, 2013). Vermits de onderzochte periode tien jaar is, lijkt de kans reëel dat de CEO en dus ook het geslacht in die periode niet ongewijzigd blijft. Om die reden zal er rekening gehouden worden met de dynamiek van het geslacht van de CEO. In eerste instantie zal er gekeken worden naar de datum van indiensttreding van de huidige CEO. Indien de huidige CEO na 2009 is aangesteld, zal er vervolgens gekeken worden naar de persoon die in 2009 de functie van CEO bekleedde. Op deze manier wordt de CEO steekproefsgewijs op 2 tijdstippen geïdentificeerd. De identificatie van het geslacht van de CEO zal worden gebaseerd op de begroeting die in de database wordt vermeld. Indien deze niet aanwezig is zal de persoon in kwestie via het internet worden opgezocht. Wanneer deze uiteindelijk nog steeds geen uitsluitsel brengt, zal de observatie verwijderd worden (Faccio et al., 2012).

Om het effect van de CEO op de waarde van cash binnen een onderneming vast te kunnen stellen, maken we gebruik van de interactievariabele $Cash_{i,t-1} * CEO\ gender_{i,t-1}$. Dit is de cash variabele vermenigvuldigd met de dummy variabele CEO gender.

De regressie bevat ook een aantal controlevariabelen die reeds in andere studies werden opgenomen om de Tobin's Q te verklaren.

$Grootte_{i,t-1}$ geeft de grootte van het bedrijf i weer op tijdstip $t-1$, berekend als de logaritme van het totale actief.

$Investerings_{i,t-1}$ is de variabele die de investeringen aangeeft en wordt gemeten door de vaste activa in jaar $t-2$ af te trekken van de vaste activa in jaar $t-1$, en te delen door de vaste activa in jaar $t-2$.

De groei van onderneming i op tijdstip $t-1$ wordt bepaald door de omzet van jaar $t-2$ af te trekken van de omzet in jaar t , en dit te delen door de omzet van jaar $t-2$. Deze variabele krijgt de naam $Groei_{i,t-1}$.

De schuldgraad van een onderneming wordt berekend door de som van de schulden op korte en lange termijn te delen door het totaal actief.

De winstgevendheid van onderneming i in periode $t-1$ wordt aangegeven door variabele $Cashflow_{i,t-1}$. Dit is de verhouding van de cashflow op het totale activa – cash.

Dividend $_{i,t-1}$ is een dummy-variabele die waarde 1 aangeeft als het bedrijf in jaar $t-1$ een dividend heeft uitgekeerd.

$\sum_{j=1}^n Industrie_j$ is een dummy-variabele die per industrie j wordt toegevoegd om zo te corrigeren voor industrie-specifieke effecten. Aan de hand van de NACE-code, wordt een onderneming ondergebracht in een bepaalde industrie.

$\sum_{k=1}^p Land_k$ is een land-specifieke dummyvariabele, die zal corrigeren voor land-specifieke effecten.

$Jaar_t$ is een variabele die corrigeert voor jaar-specifieke effecten.

Alle onafhankelijke variabelen worden met één periode achtergesteld op de afhankelijke variabele. De verklaring hiervoor kan gevonden worden in het feit dat de groei die een onderneming kent of het al dan niet uitkeren van dividenden in jaar t een impact zal hebben op de Tobin's Q van het volgende jaar. Indien er geen vertraging wordt opgenomen bestaat bovendien de mogelijkheid dat er endogeniteit ontstaat doordat de Tobin's Q de controlevariabelen gaat beïnvloeden. Wanneer er correlatie ontstaat tussen een variabele en de storingsterm, spreekt men van endogeniteit.

Wanneer na het uitvoeren van de regressie blijkt dat β_3 significant positief is, dan moeten we hypothese 1A) aanvaarden. Indien β_3 echter significant negatief is, aanvaarden we hypothese 1B). We verwerpen beiden hypothesen indien β_3 niet significant verschillend van nul blijkt te zijn.

Om hypothese 2 te testen, wordt er gebruik gemaakt van een alternatieve proxy van het gendercomponent. Er wordt hierbij niet enkel rekening gehouden met het geslacht van de CEO, maar met het geslacht van alle executives. In dit opzicht wordt niet enkel de CEO als enige verantwoordelijke van de cashpolitiek gezien. Per bedrijf werd voor het meest recente jaar het aantal vrouwelijk executives ten opzichte van alle executives geplaatst. $Executive\ gender_i$ is een dummy-variabele die de waarde 1 aanneemt als deze verhouding voor het bedrijf i groter is dan het gemiddelde van de gehele steekproef, zijnde 17,48% vrouwelijke executives. Deze dummy-variabele wordt berekend op de meest recente gegevens over de managers en is bijgevolg tijdsinvariant. Basisequatie 1 zal in twee subsamples van bedrijven met achtereenvolgens lage en hoge risico's worden getest, waarbij de veronderstelling is dat het effect van vrouwelijke executives op de waarde van cash slechter zal zijn in risicovolle ondernemingen. In deze hypothese gaan we ervan uit dat β_3 lager zal zijn bij de risicovolle ondernemingen. Vermits het aantal vrouwelijke CEO's in de steekproef beperkt blijkt, lijkt het aangewezen om te werken met de alternatieve proxy voor het gender component.

De risk-dimensie van een onderneming wordt op verschillende manieren gemeten. Eerst zal er een indeling worden gemaakt op basis van de beta van het bedrijf (Barber & Odean, 2001). De bedrijven met een beta hoger dan gemiddeld zullen zich bevinden in

de subsample 'hoge risicobedrijven', de bedrijven met een beta kleiner dan gemiddeld bevinden zich in de subsample 'lage risicobedrijven'. Een tweede manier om de bedrijven naar risico op te delen, gebeurt op basis van de schuldgraad. Deze maatstaf meet het financieel risico dat een onderneming niet solvabel genoeg is om aan betalingsverplichtingen te voldoen (Faccio et al., 2012). De grenswaarde ligt hierbij op de gemiddelde schuldgraad in de steekproef. Als laatste wordt de maturiteit van de onderneming als een risicometer beschouwd. Oudere bedrijven worden minder risicovol geacht dan jongere bedrijven (Stewart & Raphael, 2003). De grenswaarde is hierbij de gemiddelde leeftijd van alle bedrijven in de steekproef.

$$Q_{i,t} = c + \beta_1 * Cash_{i,t-1} + \beta_2 * Executive\ gender_i + \beta_3 * Cash_{i,t-1} * Executive\ gender_i + \beta_4 * Grootte_{i,t-1} + \beta_5 * Investerings_{i,t-1} + \beta_6 * Groei_{i,t-1} + \beta_7 * Schuldgraad_{i,t-1} + \beta_8 * Cashflow_{i,t-1} + \beta_9 * Dividend_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_{10j} * Industrie_j + \sum_{k=1}^p \beta_{11k} * Land_k + \beta_{12t} * Jaar_t + \beta_{13} Risk_i + \beta_{14} Risk_i * Cash_{i,t-1} + \beta_{15} Risk_i * Cash_{i,t-1} * Executive\ gender_i + \varepsilon_{i,t}$$

Hypothese 2 kan ook op een andere manier worden getest. Aan basisequatie 1 worden nu de riskvariabele *Risk_i* en interactievariabelen *Risk_i*Cash_{i,t-1}* en *Risk_i*Cash_{i,t-1}*Executive gender_i* toegevoegd. De riskvariabele is een dummy die waarde 1 aanneemt als bedrijf *i* zich in een high-risk omgeving bevindt en waarde 0 in een low-risk omgeving. Op deze manier houdt men er rekening mee dat de risk-factor zelf een invloed kan hebben op Tobin's Q en/of de waarde van cash. De drie manieren om een bedrijf als high-risk te bestempelen zijn analoog als in vorige alinea.

Als β_{15} negatief is, wil dit zeggen dat vrouwelijke executives in high-risk omgevingen minder bijdragen tot de waarde van cash dan in low-risk omgevingen, en kan men hypothese 2 aanvaarden. Als de som van β_3 en β_{15} in deze equatie (nog steeds) positief is, vindt men dat de waarde van cash bij ondernemingen met relatief gezien veel vrouwelijke executives groter is dan bij bedrijven met minder vrouwelijke executives, zelfs in high risk omgevingen.

Hypothese 3 wordt op dezelfde manier getest als hypothese 2, met als verschil dat de steekproef op basis van agency problemen in twee subsamples zal worden ingedeeld. De equatie zal worden getest in achtereenvolgens een subsample met veel agency problemen en een subsample met weinig agency conflicten. Hierbij gaan we ervan uit dat β_3 hoger zal zijn in de subsample met bedrijven met veel agency conflicten.

De eerste dimensie die agency problemen zal meten is het *institutional ownership*. Bedrijven die een institutionele eigenaar hebben, hebben minder agency conflicten dan bedrijven zonder institutionele eigenaar, doordat zij beter gemonitord worden via de raad van bestuur (Kalcheva & Lins, 2007). Als de aandeelhouder volgens zijn NACE-code kan worden ondergebracht bij een financiële instelling en ten minste 25% van de aandelen bezit, kan er gesproken worden van een institutional owner.

Een tweede dimensie voor agency conflicten is *management ownership*. Deze maatstaf zal aangeven of een manager ook eigenaar is van de onderneming. Wanneer dit het geval is zullen er minder agency conflicten zijn (Short et al., 2010). Dit is dus een omgekeerde maatstaf van agency conflicten. In Amadeus is het mogelijk om het alle aandeelhouders en bijbehorend 'type' te bekomen. De aandeelhouder met type 'M' staan voor werknemers, managers en directeurs. Wanneer een onderneming een aandeelhouder heeft van type 'M' is er dus sprake van *management ownership*. Deze

maatstaf houdt geen rekening met het percentage van aandelen in bezit vermits dit vaak ontbrak in de databank. De betrouwbaarheid van deze maatstaf valt dus in twijfel te trekken.

De agency dimensie kan ook worden gemeten door het land waar de onderneming gevestigd is. La Porta et al. (1998) stelden reeds vast dat common law landen minder agency conflicten hebben dan civil law landen, vanwege de strengere corporate governance wetgeving.

$$Q_{i,t} = c + \beta_1 * Cash_{i,t-1} + \beta_2 * Executive\ gender_i + \beta_3 * Cash_{i,t-1} * Executive\ gender_i + \beta_4 * Grootte_{i,t-1} + \beta_5 * Investerings_{i,t-1} + \beta_6 * Groei_{i,t-1} + \beta_7 * Schuldgraad_{i,t-1} + \beta_8 * Cashflow_{i,t-1} + \beta_9 * Dividend_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_{10j} * Industrie_j + \sum_{k=1}^p \beta_{11k} * Land_k + \beta_{12t} * Jaar_t + \varepsilon_{i,t} + \beta_{13} Agency_i + \beta_{14} Agency_i * Cash_{i,t-1} + \beta_{15} Agency_i * Cash_{i,t-1} * Executive\ gender_i + \varepsilon_{i,t}$$

Net als bij de vorige hypothese kan door het omvormen van de basisequatie een antwoord op hypothese 3 worden gevonden. **Agency_i** is een dummyvariabele die de waarde 1 aanneemt als bedrijf i met hoge agency problemen wordt geconfronteerd en waarde 0 als de onderneming lage agency problemen heeft. Er kan bovendien ook worden vastgesteld of de agency factor zelf een invloed heeft op de aandeelhouderswaarde en/of de waarde van cash binnen de onderneming.

Indien β_{15} positief is, kan hypothese 3 worden aanvaard. Dan is de cash in bedrijven met een groter aandeel vrouwelijke executives meer waard in bedrijven met hoge agency kosten. Als β_3 in deze equatie (nog steeds) significant positief is, dan zorgen vrouwelijke executives voor een hogere cashwaarde dan mannelijke executives, in bedrijven met lage agency kosten.

Hypothese 4 zal getest worden door te kijken naar de coëfficiënten van de cash variabele en de interactievariabele 'cash*gender'. Er zal dus gekeken worden naar de som van β_1 en β_3 in basisequatie 1. Wanneer deze som groter is dan 1 wil dit zeggen dat wanneer de cash variabele stijgt met 1%, de Tobin's Q stijgt met meer dan 1% als de CEO een vrouw is of als de mate van vrouwelijke aanwezigheid in het management hoger dan gemiddeld is. In dit geval is de gevoerde cashpolitiek optimaal en kan hypothese 4A) worden aanvaard. Indien de som kleiner is dan 1 wordt de gevoerde cashpolitiek als suboptimaal beschouwd en zal hypothese 4B) worden aanvaard.

4 Resultaten

4.1 Univariate tests

Tabel 1 geeft de beschrijvende statistieken weer van de gebruikte variabelen. Elke variabele werd gewinsorized op het eerste en 99^{ste} percentiel, om het effect van extreme observaties te minimaliseren. Voor elk van de gewinsorizede variabelen wordt in de tabel de minimumwaarde, maximumwaarde, gemiddelde, standaarddeviatie en de mediaan weergegeven. Zelfs na deze winsorizing bleken de waarden van Tobin's Q sterk uiteen te lopen met minimum 0,68 en maximum 41,69. Het verschil tussen het gemiddelde (2,66) en de mediaan (1,40) van deze variabele was ook opmerkelijk groter dan bij de andere variabelen. Om deze redenen werd beslist om de variabele Tobin's Q te winsorizen op het vijfde en 95^{ste} percentiel.

Uit de tabel blijkt dat de gemiddelde Tobin's Q gelijk is aan 1,93. Ook de maximumwaarde is sterk afgenomen in vergelijking met de eerste winsorizing. De gemiddelde cash variabele heeft een waarde van 0,09. Het gemiddelde van de 'CEO gender' dummy toont aan dat er in de dataset slechts 2 procent vrouwelijke CEO's aanwezig zijn.

Tabel 1 Overzicht van de variabelen

Variabele	Beschrijvende statistieken				
	Minimum	Maximum	Gemiddelde	Std. Deviatie	Mediaan
Tobin's Q	0,83	6,76	1,93	1,45	1,40
Cash	0,00	0,49	0,09	0,08	0,07
CEO gender	0,00	1,00	0,02	0,15	0,00
Executive gender	0,00	1,00	0,53	0,50	1,00
Grootte	5,06	8,23	6,77	0,67	6,72
Investerings	-0,36	2,21	0,13	0,33	0,05
Groei	-0,55	1,78	0,09	0,25	0,07
Schuldgraad	-0,08	0,90	0,38	0,18	0,37
Cashflow	-0,15	0,58	0,12	0,10	0,10
Dividend	0,00	1,00	0,89	0,32	1,00

In onderstaande tabellen wordt een beeld gevormd van de karakteristieken van de bedrijven die in de dataset zijn opgenomen. Het aantal bedrijven per land, per jaar en per sector wordt er weergegeven. Er wordt gebruik gemaakt van het referentiejaar 2010 om het aantal bedrijven per land en per sector te bepalen.

Tabel 2 Aantal bedrijven per jaar en per land

Jaar	Bedrijven	Land	Bedrijven	%
2006	259	België	2	0,60%
2007	275	Tsjechië	1	0,30%
2008	293	Finland	8	2,60%
2009	303	Frankrijk	52	16,70%
2010	312	Duitsland	44	14,10%
2011	325	Griekenland	2	0,60%
2012	333	Ierland	6	1,90%
2013	335	Italië	12	3,80%
		Luxemburg	2	0,60%
		Nederland	5	1,60%
		Noorwegen	7	2,20%
		Spanje	14	4,50%
		Zweden	25	8,00%
		Zwitserland	16	5,10%
		Verenigd Koninkrijk	116	37,20%
		Total	312	100,00%

Tabel 3 Aantal bedrijven per sector

Sector	Bedrijven	%
winning van delfstoffen	9	2,90%
industrie	64	20,50%
productie en distributie van elektriciteit gas stoom en gekoelde lucht	12	3,80%
bouwnijverheid	14	4,50%
groot en detailhandel; reparatie van auto's en motorfietsen	29	9,30%
vervoer en opslag	13	4,20%
informatie en communicatie	24	7,70%
exploitatie van en handel in onroerend goed	12	3,80%
vrije beroepen en wetenschappelijke en technische activiteiten	122	39,10%
administratieve en ondersteunende diensten	5	1,60%
overige sectoren	8	2,60%
Totaal	312	100,00%

Het aantal bedrijven per jaar is gemiddeld 304 en stijgt naarmate de tijd vordert. Dit kan worden verklaard door de beschikbaarheid van gegevens, die in de meest recentere jaren het hoogst ligt.

Het Verenigd Koninkrijk is met voorsprong het land dat het meest vertegenwoordigd is in onze steekproef. Samen met Frankrijk vormen deze twee landen iets meer dan de helft

van de steekproef. De landen België, Tsjechië, Griekenland, Luxemburg en Nederland leveren samen 3,7% van de bedrijven in de dataset. Hierdoor valt de impact van bedrijven in deze landen op de uiteindelijke resultaten van dit onderzoek te betwijfelen. Er zijn geen bedrijven uit Portugal in de steekproef opgenomen vermits de boekhoudkundige gegevens van deze bedrijven niet-geconsolideerd waren. Landen als Oostenrijk en Denemarken ontbreken, aangezien alle bedrijven uit deze landen voor het jaar 2010 gegevens ontbraken die noodzakelijk waren om dit onderzoek te voeren.

De bedrijven worden op basis van de NACE-2digit supersectors onderverdeeld in een sector. Door alle sectoren die initieel minder dan 1% vertegenwoordigden samen te voegen in de categorie 'overige sectoren' werd het aantal sectoren van 16 naar 11 gereduceerd. De meerderheid (59,1%) van bedrijven kan worden ondergebracht in slechts twee sectoren; 'vrije beroepen en wetenschappelijke en technische activiteiten' (39,1%) en 'industrie' (20,5%). Bedrijven uit de sectoren 'administratieve en ondersteunende diensten' (1,6%) en 'winning van delfstoffen' (2,9%) zijn eerder beperkt vertegenwoordigd.

Voor het jaar 2009 worden in de dataset negen vrouwelijke CEO's gevonden. Acht daarvan bevinden zich in het Verenigd Koninkrijk. De overige vrouwelijke CEO komt uit Noorwegen. De negen vrouwelijke CEO's uit 2009 opereren in zes verschillende sectoren. 'Winning van delfstoffen' is de best scorende sector met 11,1% vrouwelijke CEO's. In de sectoren 'bouwnijverheid', 'exploitatie van en handel in onroerend goed', 'administratieve en ondersteunende diensten' en in de overige sectoren zijn er geen vrouwelijke CEO's aanwezig voor het jaar 2009.

Tabel 4 Geslacht CEO t-1 per sector

Sector	Mannelijke CEO		Vrouwelijke CEO	
	aantal	%	aantal	%
winning van delfstoffen	8	88,90%	1	11,10%
industrie	62	96,90%	2	3,10%
productie en distributie van elektriciteit gas stoom en gekoelde lucht	11	91,70%	1	8,30%
bouwnijverheid	14	100,00%	0	0,00%
groot- en detailhandel reparatie van auto's en motorfietsen	27	93,10%	2	6,90%
vervoer en opslag	13	100,00%	0	0,00%
informatie en communicatie	23	95,80%	1	4,20%
exploitatie van en handel in onroerend goed	12	100,00%	0	0,00%
vrije beroepen en wetenschappelijke en technische activiteiten	120	98,40%	2	1,60%
administratieve en ondersteunende diensten	5	100,00%	0	0,00%
Overige sectoren	8	100,00%	0	0,00%

In tegenstelling tot het aantal vrouwelijke CEO's zijn er heel wat meer vrouwelijke executives in de dataset aanwezig. De dummy variabele 'executive gender' plaatst de vrouwelijke executives tegenover alle executives in de onderneming. Indien deze verhouding groter is dan het gemiddelde van de ganse dataset (17,48% vrouwelijke executives), krijgt deze dummy de waarde 1. Tabellen 5 en 6 geven voor de gehele dataset een overzicht van deze dummy variabele over de landen en sectoren heen.

De landen Tsjechië, Finland, Frankrijk, Noorwegen en Zweden scoren het hoogst wat betreft de proportie vrouwelijke executives. Vooral voor een groot land als Frankrijk is dit percentage opmerkelijk groot (86%). Het resultaat van een land als Tsjechië is vertekend aangezien er slechts één Tsjechisch bedrijf in de dataset zit. Aan de andere kant bevinden zich de landen Denemarken, Ierland en Zwitserland die relatief gezien het minst vrouwelijke executives tewerk stellen. Opmerkelijk is dat bijna alle Zwitserse bedrijven (96%) uit de dataset minder dan gemiddeld scoren op vlak van vrouwelijke executives. De arbeidsintensieve sectoren 'winning van delfstoffen' en 'bouwnijverheid' zijn de vrouwelijke executives het minst vertegenwoordigd. Slechts 14% van de bedrijven uit de sector 'winning van delfstoffen' scoren beter dan het gemiddelde. In de sector 'administratieve en ondersteunende diensten' stelt 78% van de bedrijven meer dan gemiddeld vrouwelijke executives aan.

Tabel 5 Executive gender per land

Land	Executive gender			
	0		1	
	aantal	%	aantal	%
België	8	50%	8	50%
Tsjechië	0	0%	7	100%
Denemarken	24	71%	10	29%
Finland	16	25%	47	75%
Frankrijk	70	17%	337	83%
Duitsland	200	60%	131	40%
Griekenland	8	50%	8	50%
Ierland	36	82%	8	18%
Italië	60	66%	31	34%
Luxemburg	4	44%	5	56%
Nederland	20	41%	29	59%
Noorwegen	6	14%	36	86%
Spanje	67	58%	48	42%
Zweden	55	27%	146	73%
Zwitserland	116	94%	8	7%
Verenigd Koninkrijk	460	52%	426	48%

Tabel 6 Executive gender per sector

Sector	Executive gender			
	0		1	
	aantal	%	aantal	%
winning van delfstoffen	60	81,10%	14	18,90%
industrie	256	52,40%	233	47,60%
productie en distributie van elektriciteit, gas, stoom en gekoelde lucht	57	58,80%	40	41,20%
bouwnijverheid	71	66,40%	36	33,60%
groot- en detailhandel, reparatie van auto's en motorfietsen	111	48,90%	116	51,10%
vervoer en opslag	54	50,90%	52	49,10%
informatie en communicatie	71	36,60%	123	63,40%
exploitatie van en handel in onroerend goed	29	32,60%	60	67,40%
vrije beroepen en wetenschappelijke en technische activiteiten	409	43,10%	541	56,90%
administratieve en ondersteunende diensten	8	21,10%	30	78,90%
overige sectoren	24	37,50%	40	62,50%

In tabel 7 wordt een overzicht gegeven van het gemiddelde en de mediaan van de Tobin's Q, de cash variabele en overige controlevariabelen, afhankelijk van het geslacht van de CEO. Om de significantie van het verschillen tussen de gemiddelden bij bedrijven met een vrouwelijke CEO en bedrijven met een mannelijke CEO aan te duiden wordt bijbehorende Anova p-waarde weergegeven. De nulhypothese van de Anova test zegt dat er geen significante verschillen zijn tussen de twee typen van bedrijven. De Wilcoxon/Mann-Whitney test vergelijkt de twee medianen op significante verschillen. De nulhypothese van deze test loopt gelijk met deze van de Anova test.

Volgens de one-way Anova test zijn er bij de variabelen Tobin's Q, 'investeringen' en 'groei' geen significante verschillen te merken tussen bedrijven met een CEO van het andere geslacht. Dit is te merken aan de hoge p-waarden voor deze variabelen, die de kans aantoont dat men verkeerd is door de nulhypothese te verwerpen. Bij de andere variabelen is de kans dat men de nulhypothese verkeerdelijk verworpt bijzonder klein en is er dus een duidelijk verschil merkbaar. Op basis van de mediaan toont de Mann-Whitney test aan dat de variabelen Tobin's Q en 'investeringen' wel significant verschillen afhankelijk van het geslacht van de CEO. De mediaan van de Tobin's Q is bij bedrijven met een vrouw als CEO significant groter dan bij bedrijven met een man als CEO, wat aantoont dat een vrouwelijke CEO een positief effect heeft op de waarde van de onderneming. Eerder onderzoek kwam reeds tot dezelfde bevinden (Gondhalekar & Dalmia, 2007) (Peni, 2014).

Tabel 7 Relatie tussen geslacht CEO en variabelen

	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Wilcoxon/MW
	man	vrouw	p-waarde	man	vrouw	p-waarde
Tobin's Q	1,929	2,009	0,683	1,395	1,682	0,006
Cash	0,088	0,145	0,000	0,065	0,086	0,001
Grootte	6,781	6,468	0,000	6,725	6,385	0,003
Investerings	0,131	0,072	0,188	0,055	0,014	0,006
Groei	0,093	0,092	0,986	0,069	0,048	0,541
Schuldgraad	0,383	0,462	0,001	0,373	0,475	0,000
Cashflow	0,120	0,170	0,000	0,102	0,141	0,000

Er blijkt een groot verschil te zijn in de hoeveelheid cash die bedrijven aanhouden afhankelijk van het geslacht van de CEO. De cash variabele is opmerkelijk groter bij bedrijven met een vrouw als CEO. Deze bevinding is volledig conform het onderzoek van Zeng en Wang (2015). Een mogelijke oorzaak hiervoor kan gevonden worden in het feit dat vrouwen meer risicoafkerig zijn en hierdoor een hogere cashbuffer aanleggen.

Verder blijken de bedrijven met een man als CEO gemiddeld groter te zijn dan bedrijven met een vrouw als CEO. De schuldgraad blijkt bij bedrijven met een vrouwelijke CEO groter te zijn dan bedrijven met een mannelijke CEO. Door het verschil in risicopreferentie te volgen zou men echter tot een omgekeerde conclusie komen. In dat opzicht valt deze vaststelling contra-intuïtief te noemen. De cashflow variabele is net als de cash variabele gemiddeld groter bij bedrijven met een vrouw als CEO.

In volgende tabel worden de variabelen van bedrijven met een hoog percentage aan vrouwelijke executives vergeleken met bedrijven met een laag percentage aan vrouwelijke executives.

Tabel 8 Relatie % vrouwelijke managers en variabelen

	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Wilcoxon/MW
	<17,48%	>17,48%	p-waarde	<17,48%	>17,48%	p-waarde
Tobin's Q	2,011	1,860	0,010	1,446	1,359	0,057
Cash	0,092	0,088	0,260	0,064	0,067	0,358
Grootte	6,687	6,851	0,000	6,580	6,851	0,000
Investerings	0,148	0,114	0,011	0,059	0,050	0,126
Groei	0,104	0,082	0,028	0,072	0,066	0,039
Schuldgraad	0,390	0,380	0,165	0,375	0,374	0,335
Cashflow	0,126	0,118	0,040	0,105	0,101	0,023

In deze test blijkt dat het gemiddelde van de Tobin's Q significant verschilt in de twee subgroepen. Bedrijven met een lage proportie aan vrouwelijke executives hebben gemiddeld een hogere Tobin's Q dan bedrijven met een hoge proportie aan vrouwelijke executives. Een hoge Tobin's Q wijst erop dat de aandeelhouders het bedrijf een hogere waarde inschatten dan de boekwaarde. Deze ingeschatte waarde is gemiddeld hoger wanneer er een laag percentage aan vrouwelijke managers is. De mediaan van de Tobin's Q is ook significant verschillend bij de twee deelgroepen, zij het op een 90%

betrouwbaarheidsinterval. Daar uit vorige tabel geconcludeerd kon worden dat vrouwelijke CEO's zorgen voor een hogere Tobin's Q, blijken nu vrouwelijke executives een negatief effect te hebben op de Tobin's Q.

In tegenstelling tot tabel 7 worden er nu geen significante verschillen gevonden in de cash variabele. Een vrouwelijke CEO heeft dus duidelijk een grotere impact op de cash variabele dan de verschillende vrouwelijke executives samen. De variabele 'Grootte' is significant groter in de subsample met hoge proportie aan vrouwelijke executives. In de grotere bedrijven ligt het aandeel van vrouwelijke executives dus hoger dan in de kleinere bedrijven. Bedrijven met relatief gezien meer vrouwelijke executives voeren gemiddeld minder investeringen door. Op basis van de mediaan werden geen significante verschillen gevonden. Meer vrouwelijke executives zorgen voor minder groei en een kleinere cashflow. Die laatste vaststelling strookt niet met het reeds gevonden positieve effect van vrouwelijke CEO's op de cashflow. Tot slot heeft een vrouwelijke executive geen invloed op de schuldgraad van een bedrijf, dit in tegenstelling tot het effect van de vrouwelijke CEO.

Vervolgens wordt er ook gekeken of er een significant verschil is in Tobin's Q en Cash naargelang de hoogte van de agency problemen. De drie dimensies die de hoogte van agency problemen meten worden apart weergegeven. De hoogte van agency kosten worden gemeten volgens *institutional ownership*, *management ownership* en rechtsstelsel.

Tabel 9 Relatie tussen agency kosten en variabelen

	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Wilcoxon/ MW
	Ja (0)	Neen (1)	p-waarde	Ja (0)	Neen (1)	p-waarde
Institutionele eigenaar						
Tobin's Q	1,878	1,934	0,671	1,350	1,403	0,881
Cash	0,087	0,090	0,659	0,078	0,065	0,380
Management ownership						
Tobin's Q	1,563	2,006	0,000	1,255	1,451	0,000
Cash	0,100	0,088	0,006	0,084	0,063	0,000
Law						
	Common	Civil	p-waarde	Common	Civil	p-waarde
Tobin's Q	1,670	2,080	0,000	1,396	1,403	0,058
Cash	0,092	0,089	0,387	0,062	0,068	0,185

De eerste agency dimensie toont geen significant verschil aan tussen bedrijven met een institutionele eigenaar en bedrijven zonder institutionele eigenaar. De hoge p-waarden tonen aan dat de Tobin's Q en Cash van een bedrijf met institutionele eigenaar en een bedrijf zonder institutionele eigenaar gemiddeld aan elkaar gelijk zijn. De tweede dimensie toont echter een significant verschil voor zowel Tobin's Q als Cash. Een onderneming met *management ownership* heeft gemiddeld een lagere Tobin's Q en een hogere Cash. Vermits *management ownership* als een omgekeerde maatstaf van agency problemen wordt beschouwd, bevestigt deze vaststelling de agency theorie niet. Blijkbaar hebben bedrijven met *management ownership*, en dus in principe lagere agency kosten

een lagere waarde. De laatste dimensie vindt opnieuw een significant verschil in Tobin's Q maar geen verschil in Cash. Een bedrijf uit een common law land heeft gemiddeld een lagere Tobin's Q dan een bedrijf uit een civil law land. Blijkbaar zorgt een minder strenge corporate governance wetgeving voor een hogere aandeelhouderswaarde. Dit kan erop wijzen dat bedrijven beter presteren wanneer de managers meer bewegingsvrijheid krijgen.

Op dezelfde manier als voor de agency dimensie worden de Tobin's Q en de cash variabele ten opzichte van de risk-dimensies geplaatst. De resultaten hiervan kunnen gevonden worden in tabel 10. Uit de one-way Anova test blijkt dat de jongere bedrijven in onze dataset een significant grotere Tobin's Q hebben dan de oudere bedrijven. Op basis van maturiteit kan er echter geen significant verschil worden opgetekend voor de cash variabele. Bedrijven met een lage beta hebben een gemiddeld hogere Tobin's Q dan bedrijven met een hoge beta. Net als de maturiteit heeft de beta van een bedrijf in onze dataset geen invloed op de hoogte van de cash variabele. In tegenstelling tot de voorgaande risico dimensies heeft de schuldgraad wel een invloed op de hoogte van de cash variabele. Bedrijven met een hogere schuldgraad hebben gemiddeld een hogere waarde maar de ze houden ook gemiddeld 2 procent meer cash aan dan bedrijven met een lagere schuldgraad. De cashbuffer wordt opgebouwd vanwege het *precautionary motive* en dient in deze bedrijven om zich dus in te dekken tegen het financiële risico dat een hoge schuldgraad met zich meebrengt.

Tabel 10 Risico dimensies ten opzichte van Tobin's Q en Cash

	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Wilcoxon/ MW
	Oud	Jong	p-waarde	Oud	Jong	p-waarde
Tobins' Q	1,779	2,098	0,000	1,289	1,537	0,000
Cash	0,090	0,089	0,702	0,070	0,061	0,012
	Lage beta	Hoge beta	p-waarde	Lage beta	Hoge beta	p-waarde
Tobin's Q	2,141	1,680	0,000	1,559	1,234	0,000
Cash	0,092	0,087	0,135	0,063	0,069	0,125
	Lage leverage	Hoge leverage	p-waarde	Lage leverage	Hoge leverage	p-waarde
Tobin's Q	1,798	2,080	0,000	1,354	1,499	0,033
Cash	0,081	0,100	0,000	0,066	0,065	0,220

Vervolgens wordt gekeken of het verband tussen genderdiversiteit en de variabelen Tobin's Q en 'cash' verschilt naargelang de agency- of risicodimensie. Hiervoor werd er telkens de dataset opgesplitst in twee subsamples naargelang hoogte van agency problemen of risico. De bijbehorende tabellen kunnen gevonden worden in bijlagen 1 t.e.m. 6.

Wanneer er geen institutionele eigenaar aanwezig is heeft een vrouwelijke CEO gemiddeld een cash variabele (0,153) die significant groter is dan deze van mannelijke CEO's (0,089). Wanneer een bedrijf een institutionele eigenaar heeft, wordt er geen verband gevonden tussen de cash variabele en het geslacht van de CEO. Er kan ook volgens de Mann-Whitney test gevonden worden dat in bedrijven zonder institutionele eigenaar een vrouwelijke CEO een significant grotere Tobin's Q hebben (1,762) dan een mannelijke CEO (1,396). In bedrijven met institutionele eigenaar kan dit verband niet worden gevonden. Dit is een indicatie dat vrouwelijke CEO's agency kosten doen dalen. Er kan ook gevonden worden dat bij bedrijven met een institutionele eigenaar de Tobin's Q significant hoger is wanneer er een lage vertegenwoordiging is van vrouwelijke managers. Dit wijst erop dat vrouwelijke managers de agency kosten niet doen dalen.

In de subsample '*management ownership*' blijken slechts drie van de CEO's vrouwen te zijn. Deze categorie is dus sterk ondervertegenwoordigd wat een vertekend resultaat kan geven. Dit geeft aanleiding om naar het multivariate deel toe verder te werken met de 'executive gender' dummy. De mediaan van de Tobin's Q is significant groter bij een laag percentage vrouwelijke CEO's wanneer er *management ownership* is. Wanneer er geen *management ownership* is, blijken de medianen statistisch gelijk aan elkaar te zijn. Deze vaststelling geeft aanleiding tot verwerping van hypothese 3, die stelt dat vrouwelijke managers de agency kosten doen verlagen.

De cash variabele is in landen met het rechtsstelsel civil law significant groter bij mannelijke CEO's, terwijl deze variabele bij landen in common law significant groter is bij vrouwelijke CEO's. Aangezien er in een civil law land een zwakkere corporate governance wetgeving heerst, zouden de agency kosten opmerkelijk hoger moeten zijn. Het effect dat de vrouwelijke CEO's in deze landen hebben is een significante verlaging van de cash-variabele. Deze vaststelling is conform de redenering vertrekkende uit eerdere literatuur die stelt dat vrouwelijke managers zorgen voor lagere agency kosten. De algemene vaststelling over de gehele dataset was dat vrouwelijke CEO's zorgen voor een hogere cashbuffer. Door de dataset op te splitsen naar corporate governance wetgeving vinden we dat vrouwelijke CEO's minder cash aanhouden dan mannelijke CEO's wanneer de agency kosten hoog zijn. Dit is een indicatie dat vrouwelijke CEO's de agency problemen rond vrije cashflow doen dalen.

Jonge bedrijven hebben een significant grotere cash variabele als de CEO een vrouw is. Dit verband kan niet gevonden worden bij oudere bedrijven. Wanneer het risico dus hoger is, zijn de vrouwelijke CEO's geneigd om meer cash aan te houden in het bedrijf. Deze vaststelling bevestigt het onderzoek van Zeng en Wang (2015), stellende dat vrouwelijke CEO's risicoaverser zijn dan mannelijke CEO's en hierdoor meer cash aanhouden. Op basis van de Anova-test kan er gesteld worden dat vrouwelijke managers door hun risicoavers gedrag de aandeelhouderswaarde doen dalen.

De cash variabele van vrouwelijke CEO's is groter wanneer het risico gemeten door de beta hoog is. Zij houden in high-beta bedrijven gemiddeld 16,2% van het totale activa aan

in cash terwijl dit slechts 13,7% is in low-beta bedrijven. Voor mannelijke CEO's geldt het omgekeerde. Zij houden juist minder cash aan naargelang het risico gemeten volgens de beta. Dit is in lijn met de theorie die zegt dat vrouwen gemiddeld risicoaverser zijn dan mannen. In bedrijven met een hoge beta zorgen vrouwelijke CEO's voor een hogere Tobin's Q. Bij bedrijven met lage beta wordt dit verband niet gevonden. Wanneer het risico hoog is zorgen vrouwelijke CEO's dus voor een hogere ondernemingswaarde. Bij bedrijven met een lage beta is de Tobin's Q significant groter wanneer er een laag percentage vrouwelijke managers aanwezig is. Bij bedrijven met een hoge beta kan er echter geen significant verschil worden gevonden. In high risk omgevingen wordt het negatieve effect van vrouwelijke managers op Tobin's Q dus geneutraliseerd.

Uit tabel B.6 kan gevonden worden dat de mate van vrouwelijke aanwezigheid in het management duidelijk zorgt voor een lagere aandeelhouderswaarde wanneer de schuldgraad hoog is. Aandeelhouders schatten de capaciteiten van een mannelijke executive dus beter in dan een vrouwelijke executive wanneer het risico hoog is. In een bedrijf met een hoge schuldgraad heeft de vrouwelijke CEO een significant hogere cash variabele. Ook dit wijst erop dat vrouwelijke CEO's door sterkere risicoaversie geneigd zijn om meer cash aan te houden.

Tabel 17 beschrijft de correlatiematrix tussen de variabelen 'cash' en Tobin's Q. De algemene trend is dat mannelijke CEO's steeds een positievere correlatie hebben tussen cash en Tobin's Q dan vrouwelijke CEO's. Over het algemeen gezien heeft de cashpolitiek van een mannelijke CEO dus een positievere impact op de waarde van het bedrijf dan een vrouwelijke CEO.

Een belangrijke bevinding is dat de correlatie tussen Tobin's Q en cash in common law landen bij een vrouwelijke CEO 32,5% is, terwijl er bij civil law landen geen correlatie is. Een oud bedrijf met een vrouw als CEO kent een negatieve correlatie tussen Tobin's Q en cash van -74,4%. Dit in tegenstelling tot een jong bedrijf met een vrouwelijke CEO die geen significante correlatie kent tussen Tobin's Q en cash. In een bedrijf met lage beta zorgt een vrouwelijke CEO ervoor dat er geen significante correlatie is tussen cash en Tobin's Q, terwijl in een onderneming met hoge beta een vrouwelijke CEO zorgt voor een versterking van de correlatie tussen cash en Tobin's Q. De correlatie stijgt immers van 26,1% naar 68,8%, als een mannelijke CEO met een vrouwelijke CEO wordt vergeleken. Bij bedrijven met een vrouw als CEO geldt: hoe groter het risico, hoe positiever het verband tussen aandeelhouderswaarde en cash. Aandeelhouders waarderen de cashpolitiek van vrouwelijke CEO's dus vooral als positief wanneer het risico hoog is.

Over alle dimensies heen kan gesteld worden dat de correlatie tussen Tobin's Q en cash telkens groter is wanneer er weinig vrouwelijke managers zijn dan dat er veel vrouwelijke managers zijn. Twee van de drie agency dimensies tonen aan dat de correlatie tussen cash en Tobin's Q bij bedrijven met veel vrouwelijke managers positiever is wanneer er veel agency problemen zijn dan wanneer er weinig agency problemen zijn. Dit kan een indicatie zijn dat vrouwelijke executives de agency kosten doen dalen en ligt in lijn met hypothese 3. Volgens twee van de drie gemeten risico dimensies is de correlatie tussen cash en Tobin's Q bij bedrijven met veel vrouwelijke executives positiever wanneer het risico laag is dan wanneer het risico hoog is. Voor bedrijven met weinig vrouwelijke executives geldt het omgekeerde. In tegenstelling tot vrouwelijke CEO's wordt de cashpolitiek door vrouwelijke executives vooral waardevol geacht door de markten in omgevingen met weinig risico. Dit ligt in lijn met hypothese 2 die stelt dat vrouwelijke executives de waarde van cash doen dalen omdat ze te risicoavers handelen.

Tabel 11 Correlatiematrix

		Inst. Ownership		Man. ownership		Common law		Oude bedrijven		Lage beta		Lage schuldgraad	
		Tobin's Q	Cash	Tobin's Q	Cash	Tobin's Q	Cash	Tobin's Q	Cash	Tobin's Q	Cash	Tobin's Q	Cash
CEO vrouw	Tobin's Q	1	0,192	1	0,395	1	0,325 **	1	-0,744 **	1	-0,175	1	-0,225
CEO man	Cash	0,221 **	1	0,197 ***	1	0,434 ***	1	0,293	1	0,244 ***	1	0,118 ***	1
% vrouw. Managers													
>17,48%	Tobin's Q	1	-0,160	1	0,145 *	1	0,251 ***	1	0,212 ***	1	0,16 ***	1	0,033
<17,48%	Cash	0,254 **	1	0,401 ***	1	0,509 ***	1	0,375 ***	1	0,251 ***	1	0,199 ***	1
		Geen inst. Ownership		Geen man. Ownership		Civil law		Jonge bedrijven		Hoge beta		Hoge schuldgraad	
CEO vrouw	Tobin's Q	1	0,107	1	0,155	1	-0,628	1	0,089	1	0,688 ***	1	0,137
CEO man	Cash	0,239 ***	1	0,256 ***	1	0,189 ***	1	0,197 ***	1	0,261 ***	1	0,297 ***	1
% vrouw. Managers													
>17,48%	Tobin's Q	1	0,141 ***	1	0,154 ***	1	0,126 ***	1	0,079	1	0,090 **	1	0,204 **
<17,48%	Cash	0,315 ***	1	0,317 ***	1	0,248 ***	1	0,27 ***	1	0,464 ***	1	0,346 ***	1

Pearson correlatiematrix tussen Tobin's Q en Cash. * = p-waarde < 0,10 ; ** = p-waarde < 0,05 ; *** = p-waarde < 0,01.

4.2 Multivariate tests

4.2.1 Basismodellen

Uit bovenstaande univariate analyses is gebleken dat vrouwelijke CEO's zorgen voor een hogere cashholding en dat deze bedrijven ook doorgaans een hogere aandeelhouderswaarde hebben. Vrouwelijke CEO's zijn ook risicoaverser dan mannelijke CEO's doordat zij meer cash aanhouden in *high-risk* omgevingen terwijl mannelijke CEO's meer cash aanhouden in *low-risk* omgevingen. Vrouwelijke CEO's houden in *high-agency* bedrijven vaak een lagere cashholding aan dan mannelijke CEO's. Dit kan erop wijzen dat vrouwelijke CEO's de agency problemen rond vrije cashflow doen verlagen. Om na te gaan of deze verbanden ook een impact hebben op de waarde van cash, zullen multivariate tests worden uitgevoerd. Deze sectie zal een beeld vormen van de waarde van cash binnen een onderneming, alsook van de impact van genderdiversiteit binnen het management op deze waarde.

Gelijkaardig aan het model gebruikt door Kalcheva en Lins (2007), is model (1) het basismodel waarbij Tobin's Q de afhankelijke variabele is. De 'Redundant fixed effects' test' en 'Hausman' test gaven aan dat dit model met *fixed effects* moet geschat worden. Wanneer er met zowel *fixed firm effects* en *fixed period effects* geschat wordt geeft dit ook volgens de *adjusted R²* de beste fit. Model (2) is identiek aan model (1) met als enige toevoeging de CEO gender dummy. Het is echter niet altijd mogelijk om met de *fixed firm effects* schatter te werken vanwege het dummy trap probleem. Deze methode voegt namelijk een dummy toe die op 1 staat voor elk bedrijf en kan, zoals dit in model(3) het geval was, de equatie doen vastlopen. In model (3) wordt immers de 'executive gender' dummy geïntroduceerd, die tijdsinvariant is. Wanneer deze dummy dus op 1 staat is er geen variantie met de *fixed effects* dummy. Om deze reden wordt model (3) niet geschat met *fixed firm effects* maar worden wel industrie-specifieke en land-specifieke dummy's opgenomen in de regressie. Modellen (4), (5), (6) en (7) zijn identiek aan model (1) maar bekijken de subsamples naargelang de twee maatstaven van genderdiversiteit. Het is duidelijk dat wanneer er met *fixed firm effects* geschat wordt de *adjusted R²* van het model opmerkelijk hoger ligt.

Zowel modellen (1), (2) als (3) geven een significant positief cash coëfficiënt aan. Zo zien we een coëfficiënt van 1,139 bij model (1). Dit betekent dat in de onderzochte dataset de hoogte van de cash variabele een duidelijke invloed uitoefent op de afhankelijke variabele Tobin's Q en wijst er op dat de cashbuffer door de markt als waardevol wordt beschouwd. Deze vaststelling is gelijkaardig aan de bevindingen van Kalcheva en Lins (2007).

De variabele Grootte blijkt over de ganse steekproef een significante negatieve invloed te hebben op de Tobin's Q. Met andere woorden, des te groter een onderneming, des te lager de waardering.

Net als de grootte blijkt bij modellen (1) en (2) ook de schuldgraad een significante negatieve impact te hebben op de waardering van een onderneming. Aandeelhouders hechten dus veel belang aan de hoogte van de schulden om de waarde van de

onderneming te bepalen. Wanneer de 'executive gender' dummy in het model wordt opgenomen is de schuldgraad variabele echter niet meer significant.

De variabele Cashflow blijkt voor de eerste drie modellen een zeer significant positieve impact te hebben op de Tobin's Q. De mate van winstgevendheid is dus van enorm belang voor de aandeelhouder. Wanneer een onderneming winstgevender is, zal deze ook een hogere waardering krijgen. Verder vinden we dat de variabelen 'investeringen', 'groei' en 'dividend' geen significante impact hebben op de waarde van een onderneming.

Model (2) verschilt van model (1) door de toevoeging van de 'CEO gender' dummy. Deze blijkt echter niet significant te zijn, waardoor er kan worden gesteld dat het geslacht van de CEO geen effect heeft op de waardering van de onderneming.

In tegenstelling tot voorgaande conclusie blijkt uit de analyse van model (3) dat de toegevoegde 'executive gender' dummy wel degelijk een significante bijdrage tot het model levert. Deze dummy heeft een significant negatieve invloed op de Tobin's Q waaruit kan gesteld worden dat een hogere vertegenwoordiging aan vrouwelijke managers zorgt voor een lagere ondernemingswaarde. Dezelfde vaststelling werd reeds gevonden bij de univariate analyse en wijst erop dat de aandeelhouders het bedrijf meer waard vinden wanneer er relatief gezien weinig vrouwelijke executives zijn aangesteld dan wanneer er relatief veel vrouwelijke executives zijn aangesteld.

Uit modellen (4) en (5) kan een eerste indicatie worden gehaald over de impact van de genderdiversiteit binnen het management op de waarde van cash binnen een onderneming. De cashcoëfficiënt is significant positief bij een hoog percentage vrouwelijke managers terwijl de cash coëfficiënt bij een laag percentage vrouwelijke managers niet significant is. Dit geeft aanleiding om hypothese 1B) te accepteren die zegt dat vrouwelijke managers een positieve impact hebben op de waarde van cash binnen een onderneming. Aangezien de cashcoëfficiënt in model (5) groter is dan 1 (1,199) en deze in model (4) niet significant is, geeft dit aanleiding om hypothese 4A) te accepteren die stelt dat de cashpolitiek van vrouwelijke managers optimaal is.

Door modellen (6) en (7) op dezelfde manier met elkaar te vergelijken kan er gesteld worden dat de cashcoëfficiënt bij de subsample van mannelijke CEO's significant positief is, terwijl deze coëfficiënt bij de subsample van vrouwelijke CEO's niet significant is. De subsample met vrouwelijke CEO's is opmerkelijk kleiner dan de overige, wat als gevolg heeft dat geen enkele variabele significant is. Dit feit doet de betrouwbaarheid van model (7) in twijfel trekken.

De vaststellingen voor basismodel (1) zijn quasi volledig gelijklopend met die van Kalcheva en Lins (2007), wat de betrouwbaarheid van dit model bevestigt. Kalcheva en Lins (2007) vonden in hun model echter een significante positieve invloed van de investeringen op de aandeelhouderswaarde, terwijl in dit model de coëfficiënt van de variabele 'Investeringen' niet significant is.

Tabel 12 Basismodellen

Onafhankelijke variabelen	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Executive gender(0)	Executive gender (1)	CEO man	CEO vrouw
				Model (4)	Model (5)	Model (6)	Model (7)
Cash(t-1)	1,139*** (-2,63)	1,125*** (-2,584)	0,738** (-2,033)	0,857 (-1,434)	1,199** (-2,14)	1,122*** (-2,549)	1,062 (-0,396)
CEO gender (t-1)	-	-0,153 (-0,749)	-	-	-	-	-
Executive gender	-	-	-0,152*** (-3,367)	-	-	-	-
Grootte(t-1)	-0,614*** (-4,119)	-0,610*** (-4,090)	-0,704*** (-15,570)	-0,727*** (-3,706)	-0,649*** (-2,955)	-0,651*** (-4,323)	-0,309 (-0,170)
Investerings(t-1)	-0,004 (-0,061)	-0,006 (-0,094)	-0,025 (-0,344)	-0,074 (-0,996)	0,08 (-0,776)	-0,018 (-0,278)	-0,356 (-0,986)
Groei(t-1)	-0,033 (-0,566)	-0,033 (-0,567)	0,025 (-0,273)	-0,002 (-0,023)	-0,059 (-0,651)	-0,017 (-0,288)	-0,391 (-0,561)
Schuldgraad(t-1)	-0,460** (-1,965)	-0,459** (-1,963)	-0,17 (-1,098)	-0,787*** (-2,869)	0,051 (-0,139)	-0,544** (-2,284)	-0,564 (-0,210)
Cashflow(t-1)	1,322*** (-3,371)	1,324*** (-3,369)	3,012*** (-6,768)	2,815*** (-5,428)	-0,366 (-0,788)	1,516*** (-3,851)	-2,586 (-1,096)
Dividend(t-1)	0,04 (-0,54)	0,041 (-0,541)	-0,047 (-0,512)	0,069 (-1,115)	0,044 (-0,311)	0,034 (-0,457)	0,234 (-0,754)
Intercept	5,974*** (-5,841)	5,949*** (-5,815)	6,178*** (-16,943)	6,697*** (-5,066)	6,180*** (-4,065)	6,241*** (-6,036)	4,435 (0,382)
Adjusted R-squared	0,797	0,797	0,44	0,860	0,733	0,800	0,545
F-statistiek	27,036***	26,963***	44,389***	39,272***	19,091***	27,240***	3,485***
Aantal observaties	2435	2435	2435	1150	1285	2378	57
Aantal bedrijven	354	354	354	172	182	350	13

Deze tabel geeft de resultaten weer van de basisequaties. De afhankelijke variabele is telkens de Tobin's Q. De opsplitsing tussen model (4) en model (5) gebeurt op basis van de executive gender dummy. Deze neemt de waarde 0 aan bij model (4) en de waarde 1 voor model (5). * = p-waarde < 0,10 ; ** = p-waarde < 0,05 ; *** = p-waarde < 0,01. White's heteroskedasticiteits consistente t-statistiek staat tussen haakjes. Model (3) wordt geschat met *fixed year*, *fixed country* en *fixed industry effects* (op het eerste NACE niveau), alle overige modellen worden geschat met *fixed year* en *fixed firm effects*.

4.2.2 Interactiemodellen

Teneinde uitspraken te doen rond hypothesen 2 en 3 zullen interactiemodellen worden geschat. Aan de basisequatie uit het vorige deel zullen verschillende interactietermen worden toegevoegd. Uit vorige sectie bleek reeds dat de waarde van cash verschilt naargelang de mate van genderdiversiteit binnen het management. Er is echter nood aan een interactiemodel dat de verschillen statistisch kan bewijzen.

Modellen (8) en (9) voegen aan basisequatie (1) de interactievariabele 'gendercomponent*cash' toe. Dit gendercomponent is voor model (8) de 'CEO gender' dummy en voor model (9) de 'executive gender' dummy. Door deze twee modellen te analyseren kunnen hypothesen 1A) en 1B) worden onderzocht. Model (8) wordt geschat met *fixed firm* en *fixed year effects*, model (9) wordt geschat met *fixed year*, *fixed country* en *fixed industry effects*.

De cash variabele is voor model (8) zeer significant positief, wat betekent dat wanneer een bedrijf met een mannelijke CEO cash aanhoudt dit een positieve impact heeft op de waardering van de onderneming. Uit model (9) blijkt dezelfde variabele opnieuw sterk significant positief, wat wil zeggen dat wanneer een bedrijf met een lage vertegenwoordiging aan vrouwelijke managers cash aanhoudt dit ook een positieve invloed heeft op de waardering van de onderneming.

Uit model (8) blijken zowel de CEO gender dummy als de interactievariabele 'cash*CEO gender' beiden niet significant. Dit komt dus neer op het feit dat aandeelhouders geen belang hechten aan het geslacht van de CEO bij de waardering van de onderneming of de cash binnen een onderneming. Aangezien de coëfficiënt van de interactievariabele 'cash*CEO gender' niet significant verschillend van nul blijkt te zijn, moeten we zowel hypothese 1A) als hypothese 1B) verwerpen.

De 'executive gender' dummy uit model (9) blijkt net als de 'CEO gender' dummy uit model (8) niet significant te zijn. Een lage of hoge vertegenwoordiging van vrouwelijke managers heeft op zich geen invloed op de waardering van de onderneming. De interactievariabele 'cash*executive gender' is echter wel negatief significant. Een hoge vertegenwoordiging van vrouwelijke managers zorgt dus voor een sterke daling van de waarde van de cash binnen een onderneming. De coëfficiënt van deze interactievariabele (-1,738) is zelfs in absolute waarde groter dan de coëfficiënt van de cash variabele (1,536), wat erop neerkomt dat bij een hoge vertegenwoordiging aan vrouwelijke managers de aangehouden cash een negatieve invloed heeft op de aandeelhouderswaarde. Hypothese 1 kan niet enkel in functie van het geslacht van de CEO worden opgesteld, maar ook naar de verhouding van vrouwelijke managers ten opzichte van alle managers. Als we deze laatste hypothese dan toepassen kunnen we hypothese 1A) aanvaarden die stelt dat vrouwelijke managers een negatieve invloed hebben op de waarde van cash omdat deze te risicoavers handelen. Hypothese 1B) wordt bijgevolg verworpen. In bijlage zet tabel B.7 deze oorzaak extra in de verf. Volgens 2 risico-dimensies is het negatieve effect van vrouwelijke managers enkel te vinden in hoge risico-omgevingen. Bijgevolg kan ook hypothese 2 worden geaccepteerd. In bijlage 8 toont tabel B.8 dezelfde modellen geschat met 'CEO gender'. De interactievariabele 'CEO gender*cash*risk' is bij twee van de drie riskdimensies niet significant waardoor hypothese 2 in functie van CEO verworpen wordt. Vrouwelijke CEO's voeren geen risicoaverse cashpolitiek die leidt tot een waardedaling van de onderneming.

Tabel 13 De relatie tussen genderdiversiteit in het management en de waarde van cash

Onafhankelijke variabelen	Model (8)	Model (9)
Cash(t-1)	1,139*** (2,586)	1,536*** (3,266)
CEO gender(t-1)	-0,124 (-0,373)	- -
Cash(t-1) * CEO gender(t-1)	-0,219 (-0,145)	- -
Executive gender(t-1)	- -	0,006 (0,075)
Cash(t-1) * Executive gender	- -	-1,738** (-2,435)
Grootte(t-1)	-0,612*** (-4,093)	-0,707*** (-15,645)
Investerings(t-1)	-0,006 (-0,095)	-0,023 (-0,327)
Groei(t-1)	-0,033 (-0,568)	0,029 (0,327)
Schuldgraad(t-1)	-0,462** (-1,961)	-0,183 (-1,176)
Cashflow(t-1)	1,324*** (3,370)	3,000*** (6,862)
Dividend(t-1)	0,042 (0,559)	-0,053 (-0,577)
Intercept	5,962*** (5,810)	6,137*** (17,086)
Adjusted R-squared	0,797	0,442
F-statistiek	26,878***	43,788***
Aantal observaties	2435	2435
Aantal bedrijven	354	354

De afhankelijke variabele is telkens de Tobin's Q. * = p-waarde < 0,10 ; ** = p-waarde < 0,05 ; *** = p-waarde < 0,01. White's heteroskedasticiteits consistente t-statistiek staat tussen haakjes. Model (8) wordt geschat met *fixed year* en *fixed firm effects*., model (9) wordt geschat met *fixed year*, *fixed country* en *fixed industry effects* (op het eerste NACE niveau).

Vermits er een negatief effect is gevonden van de 'executive gender' dummy op de waarde van cash, zal er nu onderzocht worden of het positieve effect aanwezig is wanneer de agency kosten hoog zijn. Met andere woorden, hypothese 3 zal worden onderzocht. Dit zal gebeuren door de dataset op te splitsen naargelang agency dimensie. Op basis van drie agency-dimensies zal model (9) worden geschat in subsamples van achtereenvolgens hoge en lage agency kosten. De drie agency dimensies werden in eerdere hoofdstukken reeds besproken. Er zal worden gekeken naar de coëfficiënt van de interactievariabele 'executive gender*cash'. Indien deze coëfficiënt groter is in de subsample met hoge agency kosten kan hypothese 3 worden aanvaard.

Modellen (10) en (11) verdelen de dataset op basis van rechtsstelsel, modellen (12) en (13) op basis van *institutional ownership* en modellen (14) en (15) op basis van *management ownership*. Al deze modellen worden omwille van de *dummy trap* geschat met uitsluitend *fixed year effects*. De *adjusted R²* toont ook aan dat de fit van deze modellen gemiddeld lager ligt dan voorgaande modellen, die met meerdere *fixed effects* konden geschat worden.

Modellen (10) en (11) hebben beiden een significant negatieve coëfficiënt voor de interactievariabele 'cash*executive gender'. In de subsample met bedrijven uit een civil law land is dit coëfficiënt echter minder negatief (-1,734) dan in de subsample met bedrijven uit een common law land (-2,095). Op basis van de agency dimensies *institutional ownership* en *management ownership* kan echter geen significant coëfficiënt worden gevonden voor de interactievariabele 'cash*executive gender'. Volgens deze twee dimensies blijken vrouwelijke managers enkel een negatieve impact op de waarde van cash in omgevingen waar er hoge agency kosten zijn. Eén van de drie agency dimensies geeft aanleiding om hypothese 3 te aanvaarden terwijl twee van de drie agency dimensies aanleiding geven om hypothese 3 te verwerpen.

Tabel 14 Interactiemodellen in subsamples volgens agency dimensies

Onafh. variabelen	Common law Model (10)	Civil law Model (11)	Inst. ownership Model (12)	Geen inst. ownership Model (13)	Man. ownership Model (14)	Geen man. ownership Model (15)
Cash(t-1)	2,354*** (4,035)	0,647 (0,863)	1,496 (0,687)	1,459*** (2,594)	-0,131 (-0,201)	1,428** (2,289)
Executive gender	0,231*** (3,710)	0,060 (0,516)	-0,104 (-0,402)	0,218*** (2,621)	-0,011 (-0,071)	0,197** (2,217)
Cash(t-1) * Executive gender	-2,095*** (-2,943)	-1,734* (-1,637)	-1,775 (-0,663)	-1,972** (-2,519)	0,350 (0,263)	-2,230*** (-2,620)
Grootte(t-1)	-0,455*** (-11,640)	-1,119*** (-15,708)	-1,053*** (-3,477)	-0,753*** (-16,517)	-0,599*** (-4,764)	-0,783*** (-15,178)
Investerings(t-1)	0,129* (1,673)	0,043 (0,320)	0,715 (1,627)	0,048 (0,481)	0,024 (0,271)	0,068 (0,584)
Groei(t-1)	-0,016 (-0,191)	0,026 (0,150)	-0,141 (-0,531)	0,044 (0,330)	-0,071 (-0,428)	0,061 (0,435)
Schuldgraad(t-1)	-0,406** (-2,517)	0,380 (1,308)	2,176*** (2,814)	0,046 (0,268)	1,405*** (3,831)	-0,065 (-0,358)
Cashflow(t-1)	3,624*** (8,827)	2,721*** (4,186)	1,723 (1,109)	2,968*** (6,666)	3,102* (1,888)	3,061*** (6,599)
Dividend(t-1)	0,296*** (3,253)	-0,036 (-0,269)	-1,263** (-2,461)	-0,125 (-1,155)	0,357*** (3,107)	-0,288** (-2,247)
Intercept	3,805*** (13,231)	9,342*** (16,815)	9,219*** (3,968)	6,597*** (18,072)	4,763*** (5,278)	6,993*** (16,976)
Adjusted R-squared	0,494	0,267	0,472	0,222	0,269	0,220
F-statistiek	55,024***	36,154***	7,973***	42,104***	10,453***	36,698***
Aantal observaties	886	1549	126	2309	412	2023
Aantal bedrijven	125	229	19	335	55	299

De afhankelijke variabele is telkens de Tobin's Q. * = p-waarde < 0,10 ; ** = p-waarde < 0,05 ; *** = p-waarde < 0,01. White's heteroskedasticiteits consistente t-statistiek staat tussen haakjes. Alle modellen worden geschat met *fixed year effects*.

Een andere manier om hypothese 3 te testen is door aan basismodel (3) de variabelen 'agency', 'cash*agency' en 'cash*agency*executive gender' toe te voegen. Modellen (16), (17) en (18) gebruiken respectievelijk het rechtssstelsel, *institutional ownership* en *management ownership* om de agency dummy te bepalen. Al deze modellen worden geschat met *fixed year*, *fixed industry* en *fixed country effects*.

Tabel 15 De relatie tussen genderdiversiteit, de waarde van cash en agency kosten.

Onafh. variabelen	Rechtssstelsel model (17)	Institutional ownership model (18)	Management ownership model (19)
Cash(t-1)	1,249** (2,145)	3,577** (2,204)	0,358 (0,552)
Executive gender(t-1)	0,136** (2,041)	0,003 (0,044)	0,015 (0,210)
Cash(t-1) * Executive gender(t-1)	-1,253* (-1,781)	-6,092*** (-3,429)	0,506 (0,572)
Grootte(t-1)	-0,717*** (-17,649)	-0,694*** (-15,081)	-0,734*** (-15,749)
Investerings(t-1)	0,009 (0,135)	-0,022 (-0,313)	-0,029 (-0,409)
Groei(t-1)	0,043 (0,551)	0,032 (0,355)	0,033 (0,372)
Schuldgraad(t-1)	-0,275* (-1,859)	-0,192 (-1,237)	-0,202 (-1,316)
Cashflow(t-1)	2,775*** (7,300)	2,953*** (6,758)	3,088*** (7,016)
Dividend(t-1)	0,117 (1,546)	-0,055 (-0,603)	-0,047 (-0,517)
Agency	4,043*** (18,229)	-0,208 (-0,974)	-0,258** (-2,447)
Agency * Cash(t-1)	2,272*** (3,190)	-2,118 (-1,312)	1,206* (1,665)
Agency * Cash(t-1) * Executive gender(t-1)	-2,318*** (-2,871)	4,530** (2,537)	-2,830*** (-3,174)
Intercept	5,883*** (20,168)	6,271*** (15,792)	6,564*** (16,707)
Adjusted R-squared	0,550	0,443	0,446
F-statistiek	63,073***	41,335***	41,849***
Aantal observaties	2435	2345	2345
Aantal bedrijven	354	354	354

De afhankelijke variabele is telkens de Tobin's Q. * = p-waarde < 0,10 ; ** = p-waarde < 0,05 ; *** = p-waarde < 0,01. White's heteroskedasticiteits consistente t-statistiek staat tussen haakjes. Alle modellen worden geschat met *fixed year*, *fixed country* en *fixed industry effects* (op het eerste NACE niveau).

De variabelen 'Agency' en 'Agency*Cash(t-1)' zijn voor model (17) beiden significant positief. Dit wil zeggen dat een zwakke corporate governance wetgeving zorgt voor een positieve impact op de aandeelhouderswaarde en de waarde van de cash. Volgens model (18) heeft de agency factor gemeten door *institutional ownership* geen invloed op de aandeelhouderswaarde of cashwaarde. Model (19) geeft aan dat *management ownership* een positieve impact heeft op de aandeelhouderswaarde, maar een negatieve impact op de waarde van cash binnen een onderneming.

De coëfficiënt van de interactievariabele 'agency*cash*executive gender' is voor zowel model (17) als voor model (19) significant negatief. Dit wil zeggen dat in landen met een zwakke corporate governance wetgeving en bedrijven zonder *management ownership* vrouwelijke managers zorgen voor een lagere cashwaarde dan in landen met een sterke corporate governance wetgeving en bedrijven met *management ownership*. Wanneer we echter werkten met subsamples naargelang rechtsstelsel kwamen we het omgekeerde resultaat uit. De modellen die de subsamples onderzochten werden geschat met enkel *fixed year effects* en worden daarom als minder betrouwbaar aanzien. Model (18) toont echter een significant positief coëfficiënt voor de variabele 'agency*cash*executive gender'. Dit toont aan dat wanneer er geen institutionele eigenaar aanwezig is, vrouwelijke managers zorgen voor een minder negatieve impact op de waarde van cash dan wanneer er wel een institutionele eigenaar aanwezig is. Eén dimensie van agency kosten geeft dus aanleiding om hypothese 3 te geaccepteerd, volgens twee dimensies moet hypothese 3 worden verworpen. Zowel uit de methode van subsamples als de schatting met interactievariabele 'agency*cash*executive gender' blijkt dat twee op drie dimensies van agency aanleiding geven om hypothese 3 te verwerpen.

De som van de coëfficiënten van variabelen 'agency*cash*executive gender' en 'cash*executive gender' is voor alle drie de modellen negatief, wat erop wijst dat zelfs wanneer er veel agency problemen vrouwelijke managers een negatieve impact hebben op de waarde van cash.

In bijlage 9 kan tabel B.9 gevonden worden die de interactie met de 'CEO gender' beschrijft. Analoog met voorgaande redenering toont de tabel aan dat hypothese 3 verworpen mag worden en bijgevolg dat vrouwelijke CEO's de agency kosten van vrije cashflow niet doen dalen.

5 Conclusie

Uit deze studie blijkt dat de cash die een onderneming aanhoudt een zekere waarde heeft voor de aandeelhouder. Over de ganse dataset bekeken kan worden vastgesteld dat cash een positief en zeer significante invloed heeft op de waarde van een onderneming. In deze studie wordt onderzocht of de vrouw in de hoedanigheid van CEO of manager een impact heeft op deze positieve relatie.

Uit de multivariate analyse blijkt dat het geslacht van de CEO op zowel de aandeelhouderswaarde, gemeten door de Tobin's Q, als de waarde van cash geen invloed heeft. Univariate analyse toont aan dat de mediaan van de Tobin's Q bij vrouwelijke CEO's significant hoger ligt dan bij mannelijke CEO's, maar vindt op basis van gemiddelden geen significant verschil.

Vervolgens wordt er gekeken naar het verschil tussen bedrijven met een hoge en bedrijven met een lage vertegenwoordiging aan vrouwelijke managers. Multivariate analyse toont tussen deze twee groepen van bedrijven een opmerkelijk verschil in gepercipieerde waarde van aangehouden cash. De waarde van cash aangehouden door bedrijven met veel vrouwelijke managers is opmerkelijk lager dan cash aangehouden door bedrijven met weinig vrouwelijke managers. Het verschil is in die mate groot dat cash aangehouden door bedrijven met veel vrouwelijke managers zelfs waarde vernietigend is. Hieruit blijkt dat hypothese 1B) van kracht is; vrouwelijke managers hebben een negatieve impact op de waarde van cash omdat zij te risicoavers handelen.

Door de coëfficiënten van de cash variabele te interpreteren kan worden gesteld dat zowel mannelijke als vrouwelijke CEO's een optimale cashpolitiek hanteren. Bedrijven met weinig vrouwelijke managers voeren ook een optimale cashpolitiek terwijl bedrijven met veel vrouwelijke managers een suboptimale en zelfs waarde vernietigende cashpolitiek voeren. Hypothese 4B) wordt in functie van vrouwelijke managers geaccepteerd; vrouwelijke managers zorgen voor een suboptimale cashpolitiek doordat zij te risicoavers handelen.

Eerder onderzoek stelde reeds vast dat vrouwelijke managers zorgen voor lagere agency kosten. Vervolgens werd getest of dit positieve effect in de onderzochte dataset bestaat. Door de verschillende agency-dimensies te bestuderen blijkt dat vrouwelijke managers de agency kosten niet doen dalen. Het waarde vernietigende effect van cash aangehouden door bedrijven met veel vrouwelijke managers wordt zelfs erger in omgevingen met hoge agency kosten. Bijgevolg wordt hypothese 3 verworpen. Vrouwelijke managers zorgen niet voor een verlaging van de agency kosten.

De beperkte aanwezigheid van bedrijven met een vrouwelijke CEO is een beperking van dit onderzoek. Omwille van beperkte gegevens werd de 'executive gender' dummy geformuleerd op basis van gegevens uit het meest recente jaar. De assumptie dat de verhouding vrouwelijke ten opzichte van alle managers tijdsinvariant is gebleven tijdens de onderzochte periode is zeer streng en erg onwaarschijnlijk. Verder onderzoek naar de impact van de context zoals de tijdsperiode of landelijke verschillen kan een mogelijke uitbreiding vormen voor dit onderzoek.

6 Bibliografie

- Acemoglu, D., Johnson, S., Robinson, J., & Thaicharoen, Y. 2003. Institutional causes, macroeconomic symptoms: volatility, crises and growth. ***Journal of Monetary Economics***, 50(1): 49-123.
- Amihud, Y., & Lev, B. 1981. Risk Reduction as a Managerial Motive for Conglomerate Mergers. ***The Bell Journal of Economics***, 12(2): 605-617.
- Barber, B. M., & Odean, T. 2001. Boys Will be Boys: Gender, Overconfidence, and Common Stock Investment. ***The Quarterly Journal of Economics***, 116(1): 261-292.
- Belghitar, Y., & Clark, E. 2015. Managerial risk incentives and investment related agency costs. ***International Review of Financial Analysis***, 38: 191-197.
- Bertrand, M., & Schoar, A. 2003. Managing with Style: The Effect of Managers on Firm Policies. ***The Quarterly Journal of Economics***, 118(4): 1169-1208.
- Dahlquist, M., Pinkowitz, L., Stulz, R. M., & Williamson, R. 2003. Corporate Governance and the Home Bias. ***J. Financ. Quant. Anal.***, 38(1): 87-110.
- Davis, P. S., Babakus, E., Englis, P. D., & Pett, T. 2010. The Influence of CEO Gender on Market Orientation and Performance in Service Small and Medium - Sized Service Businesses. ***Journal of Small Business Management***, 48(4): 475-496.
- Denis, D. J., & Sibilkov, V. 2010. Financial Constraints, Investment, and the Value of Cash Holdings. ***The Review of Financial Studies***, 23(1): 247-269.
- Dittmar, A., & Duchin, R. 2015. Looking in the Rear View Mirror: The Effect of Managers' Professional Experience on Corporate Financial Policy, ***Ross School of Business Working Paper***. University of Michigan.
- Dittmar, A., & Mahrt- Smith, J. 2007. Corporate governance and the value of cash holdings. ***Journal of Financial Economics***, 83(3): 599-634.
- Dittmar, A., Mahrt- smith, J., & Servaes, H. 2003. International Corporate Governance and Corporate Cash Holdings. ***J. Financ. Quant. Anal.***, 38(1): 111-133.
- Eahab, E., & Nancy, D. U. 2011. CEO succession, gender and risk taking. ***Gender in Management: An International Journal***, 26(7): 499-512.
- Faccio, M., Marchica, M., & Mura, R. 2012. ***CEO gender, corporate risk-taking, and the efficiency of capital allocation***. Unpublished Working Paper.
- Faulkender, M., & Wang, R. 2006. Corporate Financial Policy and the Value of Cash. ***Journal of Finance***, 61(4): 1957-1990.
- Gao, H., Harford, J., & Li, K. 2013. Determinants of corporate cash policy: Insights from private firms. ***Journal of Financial Economics***, 109(3): 623-639.
- Gondhalekar, V., & Dalmia, S. 2007. Examining the stock market response: a comparison of male and female CEOs.(RESEARCH NOTES)(chief executive officers). ***International Advances in Economic Research***, 13(3): 395.

- 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.
- Jurkus, A. F., Park, J. C., & Woodard, L. S. 2011. Women in top management and agency costs. ***Journal of Business Research***, 64(2): 180-186.
- Kalcheva, I., & Lins, K. V. 2007. International Evidence on Cash Holdings and Expected Managerial Agency Problems. ***The Review of Financial Studies***, 20(4): 1087-1112.
- Khan, W. A., & Vieito, J. P. 2013. Ceo gender and firm performance. ***Journal of Economics and Business***, 67: 55-66.
- Krishnan, G., & Parsons, L. 2008. Getting to the Bottom Line: An Exploration of Gender and Earnings Quality. ***J Bus Ethics***, 78(1): 65-76.
- Krishnan, H. A., & Park, D. 2005. A few good women—on top management teams. ***Journal of Business Research***, 58(12): 1712-1720.
- La Porta, R., Lopez - De - Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. W. 1998. Law and Finance.(financial management differences may depend upon countries' investor rights regulations). ***Journal of Political Economy***, 106(6): 1113.
- Laakso, E. 2010. ***Stock market participation and household characteristics in Europe***. . Aalto University School of Economics.
- Martin, A. D., Nishikawa, T., & Williams, M. A. 2009. CEO Gender: Effects on Valuation and Risk. ***Quarterly Journal of Finance and Accounting***, 48(3): 23-40.
- Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R., & Williamson, R. 1999. The determinants and implications of corporate cash holdings. ***Journal of Financial Economics***, 52(1): 3-46.
- Orens, R., & Reheul, A. M. 2013. Do CEO demographics explain cash holdings in SMEs?(Report). ***European Management Journal***, 31(6): 549.
- Ozkan, A., & Ozkan, N. 2004. Corporate cash holdings: An empirical investigation of UK companies. ***Journal of Banking and Finance***, 28(9): 2103-2134.
- Peni, E. 2014. CEO and Chairperson characteristics and firm performance. ***J Manag Gov***, 18(1): 185-205.
- Pinkowitz, L., & Williamson, R. 2001. Bank power and cash holdings: evidence from Japan. ***Review of Financial Studies***, 14(4): 1059-1082.
- Pinkowitz, L., & Williamson, R. 2007. What is the Market Value of a Dollar of Corporate Cash? ***Journal of Applied Corporate Finance***, 19(3): 74-81.
- Smith, N., Smith, V., & Verner, M. 2006. Do women in top management affect firm performance?A panel study of 2,500 Danish firms. ***International Journal of Productivity and Performance Management***, 55(7): 569-593.

- Song, K., & Lee, Y. 2012. Long-term effects of a financial crisis: evidence from cash holdings of East Asian firms.(Author abstract). ***Journal of Financial and Quantitative Analysis***, 47(3): 617.
- Tong, Z. 2010. CEO Risk Incentives and Corporate Cash Holdings. ***Journal of Business Finance & Accounting***, 37(9 - 10): 1248-1280.
- Zeng, S., & Wang, L. 2015. CEO gender and corporate cash holdings. Are female CEOs more conservative? ***Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics***: 1-26.

Bijlage 1

Tabel B. 1 Vergelijking relatie genderdiversiteit en variabelen binnen agency-dimensie insitutional ownership

Subsample: geen institutionele eigenaar						
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	Man	Vrouw	p-waarde	Man	Vrouw	p-waarde
CEO gender						
Tobin's Q	1,930	2,101	0,411	1,396	1,762	0,002
Cash	0,089	0,153	0,000	0,064	0,089	0,001
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	0	1	p-waarde	0	1	p-waarde
Executive gender						
Tobin's Q	1,986	1,888	0,102	1,440	1,368	0,282
Cash	0,092	0,088	0,350	0,064	0,067	0,333
Subsample: institutionele eigenaar						
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	Man	Vrouw	p-waarde	Man	Vrouw	p-waarde
CEO gender						
Tobin's Q	1,909	1,349	0,311	1,359	1,179	0,485
Cash	0,087	0,087	0,988	0,074	0,086	0,690
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	0	1	p-waarde	0	1	p-waarde
Executive gender						
Tobin's Q	2,455	1,336	0,000	1,557	1,248	0,000
Cash	0,094	0,080	0,233	0,074	0,081	0,652

Bijlage 2

Tabel B. 2 Vergelijking relatie genderdiversiteit en variabelen binnen agency-dimensie management ownership

Subsample: geen management ownership						
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	Man	Vrouw	p-waarde	Man	Vrouw	p-waarde
CEO gender						
Tobin's Q	2,005	2,050	0,829	1,441	1,709	0,011
Cash	0,086	0,137	0,000	0,062	0,083	0,002
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	0	1	p-waarde	0	1	p-waarde
Executive gender						
Tobin's Q	2,055	1,955	0,137	1,454	1,451	0,895
Cash	0,091	0,085	0,115	0,062	0,063	0,826
Subsample: management ownership						
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	Man	Vrouw	p-waarde	Man	Vrouw	p-waarde
CEO gender						
Tobin's Q	1,565	1,263	0,606	1,257	1,146	0,601
Cash	0,099	0,289	0,000	0,084	0,299	0,007
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	0	1	p-waarde	0	1	p-waarde
Executive gender						
Tobin's Q	1,587	1,554	0,771	1,378	1,232	0,023
Cash	0,104	0,099	0,543	0,081	0,085	0,754

Bijlage 3

Tabel B. 3 Vergelijking relatie genderdiversiteit en variabelen binnen agency-dimensie rechtsstelsel

Subsample: Civil law						
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	Man	Vrouw	p-waarde	Man	Vrouw	p-waarde
CEO gender						
Tobin's Q	2,077	2,918	0,215	1,403	1,998	0,078
Cash	0,089	0,034	0,085	0,068	0,030	0,024
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	0	1	p-waarde	0	1	p-waarde
Executive gender						
Tobin's Q	2,219	1,968	0,003	1,512	1,320	0,000
Cash	0,088	0,089	0,823	0,065	0,071	0,102
Subsample: Common law						
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	Man	Vrouw	p-waarde	Man	Vrouw	p-waarde
CEO gender						
Tobin's Q	1,657	1,902	0,067	1,382	1,654	0,005
Cash	0,088	0,158	0,000	0,060	0,101	0,000
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	0	1	p-waarde	0	1	p-waarde
Executive gender						
Tobin's Q	1,699	1,640	0,349	1,374	1,427	0,011
Cash	0,097	0,086	0,063	0,062	0,061	0,524

Bijlage 4

Tabel B. 4 Vergelijking relatie genderdiversiteit en variabelen binnen risico-dimensie maturiteit

Subsample: jonge bedrijven						
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	Man	Vrouw	p-waarde	Man	Vrouw	p-waarde
CEO gender						
Tobin's Q	2,096	2,133	0,869	1,528	1,790	0,031
Cash	0,086	0,156	0,000	0,059	0,101	0,000
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	0	1	p-waarde	0	1	p-waarde
Executive gender						
Tobin's Q	2,268	1,947	0,000	1,535	1,544	0,115
Cash	0,092	0,087	0,376	0,062	0,060	0,371
Subsample: oude bedrijven						
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	Man	Vrouw	p-waarde	Man	Vrouw	p-waarde
CEO gender						
Tobin's Q	1,782	1,247	0,267	1,290	1,160	0,410
Cash	0,091	0,074	0,552	0,069	0,074	0,891
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	0	1	p-waarde	0	1	p-waarde
Executive gender						
Tobin's Q	1,778	1,780	0,985	1,363	1,258	0,183
Cash	0,092	0,089	0,483	0,066	0,073	0,040

Bijlage 5

Tabel B. 5 Vergelijking relatie genderdiversiteit en variabelen binnen risico-dimensie hoogte beta

Subsample: Hoge beta						
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	Man	Vrouw	p-waarde	Man	Vrouw	p-waarde
CEO gender						
Tobin's Q	1,668	2,422	0,011	1,231	1,920	0,000
Cash	0,086	0,162	0,000	0,068	0,130	0,003
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	0	1	p-waarde	0	1	p-waarde
Executive gender						
Tobin's Q	1,644	1,716	0,339	1,251	1,226	0,785
Cash	0,093	0,082	0,011	0,070	0,067	0,460
Subsample: Lage beta						
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	Man	Vrouw	p-waarde	Man	Vrouw	p-waarde
CEO gender						
Tobin's Q	2,151	1,818	0,190	1,558	1,598	0,901
Cash	0,091	0,137	0,002	0,062	0,084	0,030
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	0	1	p-waarde	0	1	p-waarde
Executive gender						
Tobin's Q	2,353	1,969	0,000	1,595	1,501	0,000
Cash	0,091	0,093	0,717	0,056	0,067	0,074

Bijlage 6

Tabel B. 6 Vergelijking relatie genderdiversiteit en variabelen binnen risico-dimensie schuldgraad

Subsample: Hoge schuldgraad						
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	Man	Vrouw	p-waarde	Man	Vrouw	p-waarde
CEO gender						
Tobin's Q	2,077	2,160	0,763	1,496	1,598	0,119
Cash	0,098	0,177	0,000	0,064	0,130	0,000
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	0	1	p-waarde	0	1	p-waarde
Executive gender						
Tobin's Q	2,213	1,961	0,008	1,556	1,432	0,052
Cash	0,110	0,092	0,002	0,070	0,062	0,027
Subsample: Lage schuldgraad						
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	Man	Vrouw	p-waarde	Man	Vrouw	p-waarde
CEO gender						
Tobin's Q	1,798	1,767	0,910	1,343	1,763	0,015
Cash	0,080	0,094	0,330	0,066	0,069	0,898
	Gemiddelde		Anova	Mediaan		Mann-Whitney
	0	1	p-waarde	0	1	p-waarde
Executive gender						
Tobin's Q	1,830	1,769	0,390	1,389	1,324	0,435
Cash	0,076	0,085	0,010	0,060	0,075	0,000

Bijlage 7

Tabel B.7 De relatie tussen genderdiversiteit, de waarde van cash en risico

Onafh. variabelen	Schuldgraad	Maturiteit	Beta
Cash(t-1)	0,320 (0,481)	2,008*** (3,908)	1,765*** (3,708)
Executive gender(t-1)	-0,145 (-1,108)	-0,160 (-1,250)	-0,159 (-1,220)
Cash(t-1) * Executive gender(t-1)	-0,636 (-1,081)	-0,790 (-1,020)	-2,233*** (-3,806)
Grootte(t-1)	-0,708*** (-15,725)	-0,687*** (-15,324)	-0,644 (-14,430)
Investerings(t-1)	-0,031 (-0,441)	-0,024 (-0,343)	-0,034 (-0,481)
Groei(t-1)	0,024 (0,275)	0,022 (0,244)	0,007 (0,077)
Schuldgraad(t-1)	0,128 (0,530)	-0,110 (-0,699)	-0,230 (-1,487)
Cashflow(t-1)	3,034*** (7,018)	2,914*** (6,568)	3,028*** (7,013)
Dividend(t-1)	-0,052 (-0,559)	-0,029 (-0,311)	-0,079 (-0,876)
Risk	-0,221** (-2,334)	0,320*** (4,282)	-0,373*** (-5,232)
Risk * Cash(t-1)	1,650** (1,984)	-0,597 (-0,783)	0,115 (0,152)
Risk * Cash(t-1) * Executive gender(t-1)	-1,539* (-1,740)	-1,699* (-1,829)	0,901 (1,004)
Intercept	6,148*** (17,296)	5,791*** (16,025)	5,918 (16,838)
Adjusted R-squared	0,444	0,447***	0,452
F-statistiek	41,439***	42,012***	42,796***
Aantal observaties	2435	2345	2345
Aantal bedrijven	354	354	354

De afhankelijke variabele is telkens de Tobin's Q. * = p-waarde < 0,10 ; ** = p-waarde < 0,05 ; *** = p-waarde < 0,01. White's heteroskedasticiteits consistente t-statistiek staat tussen haakjes. Alle modellen worden geschat met *fixed year*, *fixed country* en *fixed industry effects* (op het eerste NACE niveau)

Bijlage 8

Tabel B. 8 De relatie tussen geslacht CEO, waarde van cash en risico

Onafh. variabelen	Schuldgraad	Maturiteit	Beta
Cash(t-1)	0,094 (0,184)	1,703*** (0,553)	0,900* (1,884)
CEO gender(t-1)	0,220 (0,996)	0,113 (0,247)	0,108 (0,558)
Cash(t-1) *CEO(t-1)	-3,634*** (-2,594)	-1,724 (3,404)	-4,097*** (-4,032)
Grootte(t-1)	-0,722*** (-15,498)	-0,701*** (0,046)	-0,663 (-14,417)
Investerings(t-1)	-0,029 (-0,416)	-0,017 (0,070)	-0,031 (-0,442)
Groei(t-1)	0,028 (0,314)	0,025 (0,090)	0,025 (0,278)
Schuldgraad(t-1)	0,102 (0,417)	-0,096 (0,160)	-0,213 (-1,369)
Cashflow(t-1)	2,967*** (6,587)	2,927 (0,456)	2,954*** (6,693)
Dividend(t-1)	-0,035 (-0,377)	-0,023 (0,095)	-0,097 (-1,074)
Risk	-0,246*** (-2,619)	0,308*** (0,076)	-0,351*** (-4,852)
Risk * Cash(t-1)	1,212* (1,691)	-1,392* (0,760)	0,371 (0,512)
Risk * Cash(t-1) * CEO(t-1)	1,211 (0,923)	-0,185 (2,584)	5,736*** (3,758)
Intercept	6,249*** (17,017)	5,866*** (0,371)	6,042*** (16,572)
Adjusted R-squared	0,440	0,442	0,450
F-statistiek	40,823***	41,212***	42,463***
Aantal observaties	2435	2345	2345
Aantal bedrijven	354	354	354

De afhankelijke variabele is telkens de Tobin's Q. * = p-waarde < 0,10 ; ** = p-waarde < 0,05 ; *** = p-waarde < 0,01. White's heteroskedasticiteits consistente t-statistiek staat tussen haakjes. Alle modellen worden geschat met *fixed year*, *fixed country* en *fixed industry effects* (op het eerste NACE niveau).

Bijlage 9

Tabel B.9 De relatie tussen geslacht CEO, waarde van cash en agency

Onafh. Variabelen	Rechtsstelsel model (20)	Institutional ownership model (21)	Management ownership model (22)
Cash(t-1)	1,074** (2,356)	2,406 (1,495)	0,963 (1,175)
CEO gender(t-1)	0,260 (1,260)	0,298 (1,342)	0,196 (0,881)
Cash(t-1)*CEO gender(t-1)	-1,918 (-1,338)	-13,202*** (-3,803)	-4,073*** (-3,921)
Grootte(t-1)	-0,723*** (-17,186)	-0,719*** (-15,323)	-0,751*** (-15,634)
Investerings(t-1)	0,006 (0,095)	-0,016 (-0,219)	-0,028 (-0,394)
Groei(t-1)	0,049 (0,599)	0,033 (0,369)	0,036 (0,394)
Schuldgraad(t-1)	-0,267* (-1,788)	-0,156 (-0,997)	-0,187 (-1,202)
Cashflow(t-1)	2,687*** (6,648)	2,996*** (6,691)	3,045*** (6,713)
Dividend(t-1)	0,128* (1,660)	-0,057 (-0,624)	-0,050 (-0,537)
Agency	4,068*** (18,654)	-0,120 (-0,593)	-0,316*** (-2,919)
Agency*Cash(t-1)	0,600 (0,865)	-1,545 (-0,943)	-0,170 (-0,182)
Agency*Cash(t-1)*CEO gender(t-1)	4,676 (0,658)	10,657*** (3,507)	1,774 (1,357)
Intercept	5,946*** (19,578)	6,330*** (15,658)	6,729*** (16,533)
Adjusted R-squared	0,543	0,440	0,441
F-statistiek	61,344***	40,830***	41,037***
Aantal observaties	2435	2435	2435
Aantal bedrijven	354	354	354

De afhankelijke variabele is telkens de Tobin's Q. * = p-waarde < 0,10 ; ** = p-waarde < 0,05 ; *** = p-waarde < 0,01. White's heteroskedasticiteits consistente t-statistiek staat tussen haakjes. Alle modellen worden geschat met *fixed year*, *fixed country* en *fixed industry effects* (op het eerste NACE niveau).

Persartikel

PERSBERICHT

17 mei 2016

Voor onmiddellijke vrijgave

Vrouwelijke managers houden te veel cash aan

Ondernemingen met een hoog percentage aan vrouwelijke managers houden doorgaans te grote hoeveelheden geld aan in cash. De oorzaak hiervan kan gevonden worden bij het feit dat vrouwelijke managers te risicoafkerig zijn. Dit blijkt uit onderzoek in opdracht van de Faculteit Economie en Bedrijfswetenschappen aan de KU Leuven.

Het stijgende belang voor gelijkheid tussen vrouwen en mannen heeft gezorgd voor heel wat quota wat betreft vrouwelijke invulling in bepaalde functies. In realiteit blijken de verhoudingen binnen het management echter allesbehalve gelijk verdeeld. Uit een steekproef van 354 Europese beursgenoteerde ondernemingen blijkt dat slechts 2% van alle CEO's een vrouw is en dat er gemiddeld 17% vrouwen in het management zitten.

Eerder onderzoek vond reeds opmerkelijke verschillen in psychologische kenmerken tussen vrouwen en mannen. Zo zijn vrouwen gemiddeld gezien conservatiever en risicoafkeriger dan mannen. Nieuw onderzoek toont aan dat deze risicoafkerigheid bij vrouwelijke managers ertoe leidt dat aandeelhouders erg kritisch kijken naar de aangehouden cash binnen een onderneming.

Het is zelfs zo dat de cash door de aandeelhouders wordt aanzien als waarde vernietigend voor de onderneming wanneer het percentage vrouwelijke managers hoog is. Concreet wil dit zeggen dat wanneer de cash van de onderneming stijgt, de beurswaarde van de onderneming daalt. Dit komt doordat aandeelhouders verwachten dat er te veel cash wordt aangehouden omdat er veel vrouwelijke managers zijn die te risicoafkerig zijn. Het geslacht van de CEO heeft echter geen impact op de waarde van de cash noch op de beurswaarde van de onderneming.

EINDE VAN HET BERICHT / -----

Over KU Leuven Faculteit Economie en Bedrijfswetenschappen

De FEB is één van de 16 faculteiten aan de KU Leuven met campussen in Leuven, Antwerpen, Kortrijk en Brussel. De faculteit ambieert om in België voortrekker te zijn in onderzoek en onderwijs in het domein van economie en bedrijfswetenschappen.

Contactpersoon: Tars Witvrouwen

E: tarswitvrouwen@student.kuleuven.be

T: 014/50 10 57

FACULTEIT ECONOMIE EN BEDRIJFSWETENSCHAPPEN
CAMPUS CAROLUS ANTWERPEN
KORTE NIEUWSTRAAT 33
2000 ANTWERPEN
TEL. + 32 3 201 18 40
FEB.ANTWERPEN@KULEUVEN.BE

