



UHASSELT

KNOWLEDGE IN ACTION

Faculteit Bedrijfseconomische Wetenschappen

master in de handelswetenschappen

Masterthesis

Genderdiversiteit in raden van bestuur en de ondernemingsprestaties

Sofie Bammens

Scriptie ingediend tot het behalen van de graad van master in de handelswetenschappen, afstudeerrichting
accountancy, financiering en fiscaliteit

PROMOTOR :

Prof. dr. Wim VOORDECKERS

BEGELEIDER :

De heer Manu MOYENS



UHASSELT

KNOWLEDGE IN ACTION

www.uhasselt.be

Universiteit Hasselt
Campus Hasselt:
Martelarenlaan 42 | 3500 Hasselt
Campus Diepenbeek:
Agoralaan Gebouw D | 3590 Diepenbeek

2024
2025



Faculteit Bedrijfseconomische Wetenschappen

master in de handelswetenschappen

Masterthesis

Genderdiversiteit in raden van bestuur en de ondernemingsprestaties

Sofie Bammens

Scriptie ingediend tot het behalen van de graad van master in de handelswetenschappen, afstudeerrichting accountancy, financiering en fiscaliteit

PROMOTOR :

Prof. dr. Wim VOORDECKERS

BEGELEIDER :

De heer Manu MOYENS

Woord Vooraf

Deze thesis is geschreven in het kader van het behalen van de graad Master in de Handelswetenschappen, met specialisatie Accountancy, Finance en Fiscaliteit aan de Universiteit Hasselt. Mijn dank gaat naar mijn promotor, Prof. dr. Wim Voordeckers, en mijn begeleider, Manu Moyens, voor hun waardevolle feedback en begeleiding gedurende dit proces. Ter afsluiting wil ik ook mijn familie en vrienden bedanken voor de eindeloze steun, motivatie en het onuitputtelijke geduld gedurende mijn studentenjaren aan de universiteit.

Sofie Bammens

Zonhoven, juni 2025

Samenvatting

De afgelopen jaren is er veel onderzoek gedaan naar gendergelijkheid, wat ook economisch een actueel en relevant onderwerp blijft. Specifiek is er een groeiende interesse in de relatie tussen genderdiversiteit in raden van bestuur en de ondernemingsprestaties. Toch leveren studies geen eenduidige resultaten op met betrekking tot die relatie. Daarom richt deze thesis zich op de centrale onderzoeksvraag: *"Wat is de invloed van genderdiversiteit in raden van bestuur op de ondernemingsprestaties? En wat is de modererende invloed van complexiteit?"*. Met dit onderzoek hebben we als doel om inzichten te verwerven over de impact van genderdiversiteit in raden van bestuur en de ondernemingsprestaties, waarbij we ook het modererende effect van complexiteit in acht nemen. Bovendien draagt deze thesis bij aan de literatuur omtrent genderdiversiteit in raden van bestuur.

In dit onderzoek is een kwantitatieve benadering gehanteerd. Daarbij hebben we secundaire data verzameld over Belgische beursgenoteerde bedrijven uit de databank Bel-first over een periode van 10 jaar (2014-2023). Dit resulteerde in een steekproef van in totaal 730 observaties. Om een representatief beeld te schetsen en het probleem van *omitted variable bias* te minimaliseren, is gebruikgemaakt van paneldata.

De variabelen in dit onderzoek zijn op een duidelijke en consistente manier gedefinieerd om betrouwbare analyses mogelijk te maken. Om te beginnen zijn de ondernemingsprestaties gemeten aan de hand van *return on assets* (ROA) en *return on equity* (ROE). Verder is genderdiversiteit in raden van bestuur benaderd via het procentuele aandeel vrouwelijke bestuursleden en via drempelwaarden die een kritische massa aanduiden. De complexiteit van ondernemingen is gemeten aan de hand van de bedrijfsgrootte, met als maatstaven het natuurlijke logaritme van het gemiddeld aantal werknemers en van de totale activa. Om de modererende invloed van complexiteit op de relatie tussen genderdiversiteit en de ondernemingsprestaties te testen, werden interactietermen gecreëerd tussen de variabelen genderdiversiteit en complexiteit.

De geformuleerde hypothesen zijn getest via multivariate regressieanalyses, waarbij zowel het directe effect van genderdiversiteit op ondernemingsprestaties als de invloed van een kritische massa en de modererende rol van complexiteit zijn onderzocht. Onze empirische analyse vangt aan met het controleren van de multicollineariteit. Vervolgens bevestigt de Breusch-Pagan LM-test de geschiktheid van een paneldatamodel. Daaropvolgend ondersteunt de Hausman-test consistent het gebruik van een *fixed effects* model, en toont de Likelihood Ratio-test aan dat een *one-way effects* model meer geschikt is.

De empirische resultaten tonen aan dat er geen statistisch significante impact van genderdiversiteit in raden van bestuur op de ondernemingsprestaties aanwezig is. Evenmin wordt er statistisch significant bewijs gevonden dat de aanwezigheid van een kritische massa van vrouwelijke bestuurders een impact heeft. Dit betekent dat er geen direct meetbaar effect werd gevonden van genderdiversiteit in raden van bestuur op de ondernemingsprestaties. Tot slot impliceren onze

resultaten dat complexiteit geen modererende rol speelt in de relatie tussen genderdiversiteit en de ondernemingsprestaties.

In een aanvullende robuustheidsanalyse zijn deze bevindingen verder gevalideerd. De resultaten van deze analyse bevestigen consistent dat er wederom geen overtuigend bewijs is dat genderdiversiteit een directe invloed heeft op de ondernemingsprestaties. Tevens tonen de resultaten van deze analyse aan dat er geen statistisch significant bewijs is gevonden voor de modererende invloed van complexiteit op de relatie tussen genderdiversiteit en de ondernemingsprestaties. Deze bevindingen bevestigen de stabiliteit en robuustheid van onze oorspronkelijke bevindingen.

Uit dit onderzoek blijkt dat genderdiversiteit in raden van bestuur geen direct aantoonbaar effect heeft op de financiële ondernemingsprestaties. Dit betekent echter niet dat genderdiversiteit onbelangrijk is. De bevindingen suggereren dat ondernemingen bij het bevorderen van genderdiversiteit in raden van bestuur niet uitsluitend zouden moeten streven naar het behalen van kwantitatieve doelstellingen, zoals een minimumaantal vrouwelijke bestuursleden. Praktisch gezien betekent dit dat ondernemingen eveneens aandacht zouden moeten besteden aan kwalitatieve aspecten.

Bovendien bieden de bevindingen inzichten met betrekking tot de effectiviteit van genderquota of andere gendergerelateerde beleidsmaatregelen. Hoewel dergelijke beleidsmaatregelen kunnen bijdragen aan een grotere representatie van vrouwen in raden van bestuur, wijzen de resultaten van dit onderzoek erop dat dit niet automatisch leidt tot een verbetering in de financiële prestaties van de onderneming. Dit roept de vraag op of financiële prestaties de belangrijkste maatstaf is om het succes van dergelijke maatregelen te evalueren. Daarom zouden beleidsmakers de bredere voordelen van genderdiversiteit moeten benadrukken.

Tot slot treft dit onderzoek enkele beperkingen. Één van de grootste beperkingen is dat er niet-geconsolideerde gegevens zijn gebruikt, wat de interpretatie van onze resultaten beïnvloedt. Daarnaast zijn de langetermijneffecten niet onderzocht. Verder werd er geen sectorale differentiatie gemaakt en werd genderdiversiteit enkel kwantitatief benaderd. Toekomstig onderzoek zou deze aspecten kunnen meenemen om een vollediger beeld te krijgen van de impact van genderdiversiteit in raden van bestuur op de ondernemingsprestaties.

Inhoudsopgave

Woord vooraf

Samenvatting

Hoofdstuk 1: Introductie..... 1

Hoofdstuk 2: Literatuurstudie 4

2.1. Kenmerken van vrouwelijke bestuursleden6

2.2. Genderdiversiteit en de Agency theory7

2.3. Genderdiversiteit en de Resource based theory8

2.4. Genderdiversiteit en de Critical mass theory9

2.5. Nadelen van genderdiversiteit 10

2.6. Genderdiversiteit en de modererende factor complexiteit 11

Hoofdstuk 3: Methodologie.....14

3.1. Dataverzameling 14

3.2. Beschrijving variabelen 14

3.2.1 Afhankelijke variabele 14

3.2.2. Onafhankelijke variabelen 15

3.2.3. Moderator: ondernemingscomplexiteit 15

3.2.4. Controlevariabelen 16

3.3. Empirisch model 18

3.4. Beschrijvende statistieken 19

3.5. Correlatie 22

3.6. Multicollineariteit..... 24

3.7. Breusch Pagan LM test 28

3.8. Hausman test 30

3.9. Likelihood Ratio test 32

Hoofdstuk 4: Resultaten.....34

4.1. Finaal testmodel (ROA) 34

4.2. Robuustheid finaal testmodel (ROE) 40

Hoofdstuk 5: Discussie.....46

5.1. Theoretische implicaties 46

5.2. Praktische implicaties..... 48

5.3. Beperkingen en aanbevelingen voor toekomstig onderzoek 49

Hoofdstuk 6: Conclusie.....51

Referenties

Hoofdstuk 1: Introductie

De laatste jaren is er enorm veel onderzoek gedaan naar gendergelijkheid, wat ook nog steeds relevant is op economisch vlak (Valls Martinez et al., 2019). Zo heeft genderdiversiteit in raden van bestuur de afgelopen tien jaar in veel landen de aandacht getrokken van academische wetenschappers, beleidsmakers, bedrijven en de media (Yarram & Adapa, 2021). Ondanks dat er meer onderzoek wordt gedaan naar de relatie tussen genderdiversiteit in de raad van bestuur en de ondernemingsprestaties, zijn er geen eenduidige resultaten met betrekking tot die relatie (Li & Chen, 2018; Nielsen, & Huse, 2010). Enerzijds vonden studies in Denemarken (Smith et al., 2006) en Nederland (Lückerath-Rovers, 2013) dat het percentage vrouwen in de raad van bestuur een positief effect heeft op verschillende maatstaven voor bedrijfsprestaties. Langs de andere kant vonden Adams & Ferreira (2009) dat er een negatief effect is van genderdiversiteit op de ondernemingsprestaties. De tegenstrijdige resultaten van dergelijke studies tonen ons dat er onduidelijkheid is in de literatuur over de impact van genderdiversiteit in raden van bestuur op de ondernemingsprestaties. Ook in België wordt aandacht besteed aan genderdiversiteit in raden van bestuur. Zo is er in 2011 een wet ingevoerd, de Quota Act, die zegt dat alle beursgenoteerde bedrijven ervoor moeten zorgen dat minstens één derde van alle leden van de raad van bestuur van het andere geslacht is (Corporate Governance Committee, 2011). Ondanks dat wettelijk kader blijft het onduidelijk wat de impact van genderdiversiteit in raden van bestuur op de Belgische ondernemingsprestaties is, aangezien er nog geen eenduidige resultaten zijn gevonden. Dat brengt ons dus tot de centrale onderzoeksvraag van dit onderzoek: *"Wat is de invloed van genderdiversiteit in raden van bestuur op de ondernemingsprestaties? En wat is de modererende invloed van complexiteit?"*.

Alvorens we dit onderzoek starten, is het van belang dat we een aantal begrippen duidelijk definiëren, aangezien die een invloed hebben op de interpretatie van onze resultaten. In dit onderzoek focussen we ons vooral op de raad van bestuur, één van de zoveel bestuursorganen in een onderneming; en is het dus ook essentieel dat we duidelijkheid scheppen over wat ze doen. Een theorie die ons kan helpen verklaren wat de raad van bestuur doet en inhoudt, is de *agency theory*. Gelinkt aan genderdiversiteit suggereert voorgaand onderzoek dat vrouwen in de raad van bestuur sterker controleren, want vrouwen zijn strengere monitoren (Adams & Ferreira, 2009; Farrell & Hersch, 2005). Daarnaast is de kans groter dat vrouwen een vernieuwende kijk hebben op kwesties, wat leidt tot het weghalen van informatievooroordelen (Dewatripont et al., 1999; Francoeur et al., 2008; Westphal & Milton, 2000).

Een tweede theorie die ons in dit onderzoek zal helpen om de impact van genderdiversiteit te kaderen is de *resource based theory*. Gelinkt aan deze theorie heeft een gendergediversifieerde raad van bestuur meer toegang tot cruciale middelen voor de onderneming, omdat vrouwen in een raad van bestuur unieke en waardevolle hulpbronnen, en relaties met zich meebrengen. Dat komt doordat vrouwen over het algemeen een diverser netwerk hebben, in vergelijking met hun mannelijke tegenhangers (Ibarra, 1992, 1993). Bovendien verhogen vrouwen de legitimiteit van de raad van bestuur (Carter et al., 2003; Liu et al., 2014; Salloum et al., 2017; Wang et al., 2014). Die legitimiteit kan in verband worden gebracht met het verkrijgen van waardering van

belanghebbenden, een grote instroom van kapitaal en investeringsmogelijkheden (Loukil & Yousfi, 2016; Mahadeo et al., 2012). Dat zal uiteindelijk leiden tot een positieve toename in de bedrijfswaarde (Gyapong et al., 2016; Ntim et al., 2012).

De laatste theorie die ons in dit onderzoek kan helpen om ons begrip omtrent de bijdrage van vrouwen in raden van bestuur te verbeteren, is de *critical mass theory*. Die theorie gaat ervan uit dat zodra minderheidsgroepen een kritische massa bereiken, hun leden assertiever zullen worden in hun gedeelde belangen en perspectieven (Collins et al., 2010, p. 264). Met betrekking tot genderdiversiteit in raden van bestuur wordt volgens Joecks et al. (2013) de kritische massa bereikt wanneer meer dan 30% van het totaal aantal leden van de raad van bestuur vrouwen zijn. Andere studies tonen aan dat de kritische massa is bereikt bij een absoluut minimum aantal van drie vrouwelijke bestuursleden (Konrad et al., 2008; Konrad & Kramer, 2006; Torchia et al., 2010). Pas vanaf dat de kritische massa is bereikt voegen vrouwen waarde toe aan een door mannen gedomineerde raad van bestuur, omdat ze nieuwe perspectieven bieden en andere vragen stellen (Burgess & Tharenou, 2002, p. 40; Burke, 1997, p. 912; Farrell & Hersch, 2005, p. 87).

We willen met dit onderzoek inzichten verwerven over de impact van genderdiversiteit in raden van bestuur en de ondernemingsprestaties, waarbij we het modererende effect van complexiteit in acht nemen. De opname van deze modererende factor is essentieel, omdat eerdere studies naar de relatie tussen genderdiversiteit en de ondernemingsprestaties gemengde resultaten opleveren, maar weinig studies tonen empirisch aan waarom de resultaten in de literatuur tegenstrijdig zijn (Li & Chen, 2018). Volgens Miller & del Carmen Triana (2009, p. 777) kunnen omgevingsfactoren binnen een organisatie ertoe leiden dat de voordelen van genderdiversiteit in raden van bestuur niet volledig tot uiting komen. Dit impliceert dat de invloed van genderdiversiteit op de ondernemingsprestaties kan afhangen van de contextuele factoren van een specifieke organisatie (Li & Chen, 2018). Bovendien tonen aanbevelingen voor toekomstig onderzoek aan dat het relevant is om modererende factoren verder te bestuderen, aangezien modererende factoren de relatie tussen genderdiversiteit en ondernemingsprestaties al dan niet kunnen beïnvloeden, hetzij positief of negatief (Miller & del Carmen Triana, 2009). In dit onderzoek focussen we ons op één modererende factor, namelijk complexiteit. Dat is een heel ruim begrip, maar in dit onderzoek benaderen we complexiteit aan de hand van de grootte van een onderneming. In kleinere bedrijven wordt de creativiteit die voortkomt uit de verscheidenheid aan perspectieven en kennis eerder overgenomen en geïmplementeerd, omdat raden van bestuur een responsievere organisatorische context hebben voor het nemen van snellere beslissingen met nieuwe en ambitieuze projecten (Damanpour, 2010; Dean et al., 1998). Langs de andere kant creëert een toename in de grootte van een onderneming structurele verschillen en een meer complexe omgeving (Blau, 1970; Lawrence & Lorsch, 1967). Daardoor ontstaat er een hoge vraag naar administratieve inputs en een meer intensievere monitoring in grote(re) bedrijven (Arnegger et al., 2014; Lawrence & Lorsch, 1967). Aangezien vrouwen strengere monitoren zijn (Adams & Ferreira, 2009; Farrell & Hersch, 2005), verwachten we dus dat hun sterktes vooral in grotere bedrijven tot hun recht komen. Anderzijds zal het verloop van bepaalde activiteiten in grotere ondernemingen over het algemeen trager gaan (Xie, 2014), aangezien grotere bedrijven vaak te maken hebben met een constante interne strijd om prioriteit. Dit allemaal veroorzaakt

organisatorische traagheid, en dat belemmert bijgevolg de focus op- en de uitvoering van- creatieve ideeën van werknemers met essentiële kennis (Nahavandi & Malekzadeh, 1993; Nelson, 1985; Papadakis, 2006; Xie, 2014). Daarom zal een grotere bedrijfsomvang waarschijnlijk de aandacht van de raad van bestuur belemmeren en zo het potentieel van de creatieve ideeën van werknemers om de bedrijfsprestaties te verbeteren beperken (Gong et al., 2013). Op basis van de bedrijfsgrootte kan complexiteit dus zowel een positief als negatief effect hebben op de relatie tussen genderdiversiteit en de ondernemingsprestaties.

Om die inzichten te verwerven gaan we onze gegevens verzamelen op een kwantitatieve manier, waarbij we secundaire data gebruiken. Zo verzamelen we gegevens over Belgische beursgenoteerde bedrijven over een periode van tien jaar, van 2014 tot en met 2023. De methode die we in dit onderzoek gaan toepassen is een multivariate regressieanalyse. Op die manier kunnen we de relatie tussen genderdiversiteit en de ondernemingsprestaties testen, waarbij we ook de modererende rol van complexiteit op deze relatie testen. Om de geschiktheid van de modellen beoordelen zijn onder meer de Breusch-Pagan LM-test, de Hausman-test en de Likelihood Ratio-test uitgevoerd.

Deze thesis is maatschappelijk relevant, aangezien beleidsmakers maatregelen invoeren om genderdiversiteit in raden van bestuur te bevorderen. Bijvoorbeeld, de Noorse overheid heeft een quotum opgelegd dat raden van bestuur van overheidsbedrijven voor minstens 40% uit vrouwen moet bestaan (Hoel, 2008). Ook Spanje heeft een gelijkaardig quotum opgelegd (De Anca, 2008). Over de hele wereld zijn er landen die dergelijke wetgevingen overwegen. Het gaat niet alleen over ontwikkelde economieën, maar ook over ontwikkelende economieën. Landen zoals India, China en Midden-Oosterse landen beginnen ook het belang in te zien van vrouwelijk talent in raden van bestuur (Singh, 2009). Er is echter onvoldoende kennis hoe de toename van genderdiversiteit, als gevolg van zulke beleidsinterventies, de ondernemingsprestaties beïnvloedt. Deze thesis verruimt deze kennis door bij te dragen aan de literatuur omtrent genderdiversiteit in raden van bestuur. De bevindingen van dit onderzoek suggereren namelijk dat dergelijke maatregelen, zoals een genderquotum, niet alleen beoordeeld moeten worden op basis van financiële prestaties, maar ook op bredere voordelen, zoals verbeterde bestuursprocessen, het doorbreken van genderstereotypen en het bevorderen van gelijke kansen. Dit biedt beleidsmakers een breder kader om de effectiviteit van genderdiversiteitsmaatregelen te evalueren en verder te ontwikkelen.

De thesis is als volgt opgebouwd. In het volgende onderdeel voeren we een literatuurstudie uit. Daarin gaan we dieper in op wat al onderzocht is in voorgaande studies en stellen we ook onze hypothesen op. Na de literatuurstudie bespreken we de methodologie, waarin we uitleggen hoe we onze data hebben verzameld en geanalyseerd. Ook testen we daar onze hypothesen. Daarna beschrijven we onze resultaten. Tot slot gaan we, aan de hand van onze resultaten, in discussie met de literatuur en trekken we onze conclusies op het einde van dit onderzoek.

Hoofdstuk 2: Literatuuroverzicht

Corporate governance, ook wel een deugdelijk bestuur genoemd, is een populair onderwerp in de literatuur vanwege het significante effect ervan op de onderneming (Paniagua et al., 2018). Het verwijst namelijk naar de procedures en processen volgens welke een onderneming wordt bestuurd en gecontroleerd door de CEO en de raad van bestuur. Dat laatstgenoemde is een relevant en zeer effectief intern mechanisme, waarbij ze twee belangrijke functies vervult binnen ondernemingen, namelijk: (1) toezicht houden op het uitvoerend management als vertegenwoordiging van de aandeelhouders en (2) het verschaffen van bedrijfsmiddelen (Pucheta-Martínez & Gallego-Álvarez, 2020). Daarbij kunnen we de eerste taak nog opsplitsen in twee soorten, namelijk operationele controletaken en strategische controletaken. De operationele controletaken van de raad van bestuur hebben betrekking op de verantwoordelijkheid om toezicht te houden op beslissingen omtrent investeringen, kasstromen, dividenden, jaarrekeningen, enzovoort. Strategische controletaken van de raad van bestuur hebben betrekking op het monitoren van managementbeslissingen omtrent de bedrijfsstrategie en het beleid van de organisatie, zoals veiligheid, gezondheid en milieu (Nielsen & Huse, 2010). Ze sturen en autoriseren dus de strategische beslissingen van het bedrijf (Terjesen et al., 2016). Daarom wordt de raad van bestuur vaak als het gezaghebbende besluitvormings- en toezichthoudende orgaan van de onderneming gezien (Fayyaz et al., 2023), wat de financiële prestaties en de totale kapitaaluitgaven van het bedrijf kan beïnvloeden (Terjesen et al., 2016).

De samenstelling van de raad van bestuur is één van de belangrijkste onderwerpen waarmee bestuurders, managers en aandeelhouders te maken krijgen in een bedrijf, want de verhouding van vrouwen in raden van bestuur is een centraal thema bij hervormingen op het gebied van *corporate governance* (Carter et al., 2003; Valls Martinez et al., 2019). Daarbij wordt vaak specifiek gekeken naar genderquota, die gebaseerd zijn op gewettigde streefpercentages voor vrouwen in raden van bestuur (Hamplova et al., 2022; Lefley & Janecek, 2022). Over het algemeen bekleden mannen veruit de meeste bestuursfuncties (Gabaldon et al., 2016; Instituut voor de gelijkheid van vrouwen en mannen, 2022; Joecks et al., 2013). Ondanks dat er in de afgelopen decennia een toename is in het totale percentage vrouwen in de beroepsbevolking, blijft de vertegenwoordiging van vrouwelijke bestuurders ver achter (Farrell & Hersch, 2005, p.86). Mogelijk komt dat door het feit dat er tegenwoordig nog steeds een onderwaardering van de capaciteiten van vrouwen en vooroordelen over het vermogen van vrouwen om te zetelen in de raad van bestuur bestaan (Mateos del Cabo et al., 2012). Daardoor voelen veel landen de druk om bestuurshervormingen door te voeren die genderdiversiteit in raden van bestuur stimuleren. Genderquota verplichten bedrijven om snel te beantwoorden aan het identificeren, ontwikkelen, promoten en behouden van gepast vrouwelijk talent in de raad van bestuur (Terjesen et al., 2016). Het trage tempo van de opname van vrouwen in raden van bestuur heeft sommige regeringen ertoe aangezet om (vrijwillige of verplichte) druk uit te oefenen op organisaties door een "quotasysteem" op te leggen (Lefley & Janecek, 2022), want dat wordt gezien als een snellere manier om het aantal vrouwen in de raad van bestuur te verhogen (Chandler, 2016; De Vita & Magliocco, 2018). Noorwegen was een van de eerste landen die een genderquotum invoerde, waarbij minstens 40% van de bestuursfuncties door vrouwen bekleed moesten worden (Ahern & Dittmar, 2012; Holst & Schimeta, 2011, p.7). Aanvankelijk was het genderquotum in Noorwegen gewoon een kwestie van het behalen van de aantallen om zo het

quotum te bereiken. Na verloop van tijd veranderde de situatie en werd de selectie meer gebaseerd op kwalificaties en capaciteiten. Ze realiseerden zich al snel dat vrouwen over kwaliteiten beschikken die de efficiëntie van de raad van bestuur kunnen verbeteren. Toen het streefpercentage van 40% werd bereikt, werd dit echter een glazen plafond dat over het algemeen niet werd overschreden. Het Noorse quotum werd een belangrijke grenswaarde voor de gelijkheid van mannen en vrouwen in bedrijven (Dale-Olsen et al., 2013; Machold et al., 2013; Seierstad et al., 2021). Ook Spanje volgde Noorwegen en voerde een wet in, waarbij tegen 2015 een gewettigd percentage van 40% vrouwelijke leden in de raad van bestuur nagestreefd wordt (Adams & Ferreira, 2009, p. 292). Momenteel hebben zeventien landen een wetgeving ingevoerd omtrent het aantal vrouwen in de raad van bestuur van beursgenoteerde bedrijven, waaronder ook België met de Quota Act (Adams, 2016; Corporate Governance Committee, 2011; European Institute for Gender Equality, 2019; Terjesen et al., 2015). Die Belgische wet stelt dat ten minste één derde van de leden van de raad van bestuur van het andere geslacht moet zijn dan de overige leden (Corporate Governance Committee, 2011). Belangrijk is dat deze wet pas vanaf 2017 verplicht is voor grote beursgenoteerde bedrijven en in 2019 in werking is getreden voor kleine en middelgrote beursgenoteerde bedrijven (Instituut voor De Gelijkheid van Vrouwen en Mannen, 2022). Volgens een studie van het Instituut voor De Gelijkheid van Vrouwen en Mannen (2022) heeft deze wet het aantal vrouwen in raden van bestuur zeker doen stijgen, want in 2020 voldeed 100% van de grote beursgenoteerde ondernemingen en 92,8% van de kleine en middelgrote beursgenoteerde ondernemingen aan de Quota Act.

Hoewel de bevindingen in de literatuur niet eenduidig zijn (Li & Chen, 2018), tonen meerdere studies aan dat genderdiversiteit in de raad van bestuur verscheidene voordelen heeft, aangezien er een positieve relatie is tussen de vertegenwoordiging van vrouwelijke bestuursleden en de financiële prestaties van de onderneming (Campbell & Mínguez-Vera, 2008; Kim & Starks, 2016; Lückerath-Rovers, 2013; Post & Byron, 2015; Smith et al., 2006). Volgens de upper echelons theory zijn waarneembare kenmerken van bestuurders, zoals gender, bepalend voor strategische beslissingen (Hambrick & Mason, 1984; Wincent et al., 2013). De resultaten van die strategische beslissingen zullen verbeteren naarmate de kwaliteit van de beslissingen van de leden van de raad van bestuur verbetert (Luanglath et al., 2019). Vrouwen werpen vaak nieuwe blikken op complexe situaties en dat kan helpen om *information biases* te corrigeren bij het formuleren van strategieën en het oplossen van problemen (Francoeur et al., 2008). Dergelijke nieuwe blikken, of andere perspectieven, resulteren ook in het genereren van meer alternatieven en een hogere kwaliteit van besluitvorming met betrekking tot organisatiestrategieën en -praktijken (Nielsen & Huse, 2010). Daarnaast kan de aandacht en toegeeflijkheid van vrouwen voor de behoeften van anderen leiden tot de actieve betrokkenheid van de vrouwelijke leden in de raad van bestuur bij geschillen van strategische aard die de onderneming en haar belanghebbenden aangaan. Bijvoorbeeld, vrouwen zijn zich meer bewust van milieukwesties (Park et al., 2012) en zijn minder geneigd om ongepermitteerde praktijken, zoals vervuiling, te accepteren (Bear et al., 2010), omdat ze extra gevoelig zijn voor een degelijk milieubeleid en maatschappelijk verantwoord ondernemen (MVO) (Nielsen & Huse, 2010). Daardoor zullen vrouwelijke leden in de raad van bestuur dus meer aandacht besteden aan - en invloed uitoefenen op - beslissingen omtrent bepaalde organisatorische

praktijken, zoals maatschappelijk verantwoord ondernemen (Nielsen & Huse, 2010). Dat komt doordat vrouwen vaak bepaalde psychologische kenmerken hebben die verschillen van die van hun mannelijke tegenhanger (Zhang et al., 2013). In die zin suggereert de socialisatietheorie dat vrouwen eerder een participatieve en gemeenschappelijke leiderschapsstijl hanteren (Eagly & Johnson, 1990) en hogere morele principes hebben (Pan & Sparks, 2012). Bovendien zijn ze sympathieker en meer begaan met het welzijn van andere mensen (Eagly et al., 2003) en hebben ze mogelijk een beter begrip van klanten en markten (Arfken et al., 2004). Ook hebben ze de neiging om de banden met de gemeenschap te verbeteren (Hillman et al., 2002). Kortom, vrouwen kunnen substantieel bijdragen aan de strategische controletaken van de raad van bestuur, waardoor er verwacht wordt dat raden van bestuur met een hoger percentage vrouwelijke bestuurders effectiever zijn in het uitvoeren van dergelijke taken (Nielsen & Huse, 2010).

In de onderstaande literatuurstudie gaan we eerst dieper in op de kenmerken van vrouwelijke bestuursleden. Daarna bestuderen we het effect van de aanwezigheid van genderdiversiteit in raden van bestuur aan de hand van verschillende theorieën. Ook onderzoeken we de nadelen van genderdiversiteit in raden van bestuur. Ten slotte bekijken we ook de modererende invloed van complexiteit, dat we benaderen via de grootte van een onderneming, op genderdiversiteit.

2.1. Kenmerken van vrouwelijke bestuursleden

Het is belangrijk om de kenmerken van mannen en vrouwen in raden van bestuur te onderzoeken, omdat verschillende kenmerken de cognitie, het gedrag en in het algemeen het besluitvormingsproces beïnvloeden. Bijgevolg worden de uitkomsten op bedrijfsniveau aanzienlijk beïnvloed (Forbes & Milliken, 1999).

Een eerste kenmerk is leeftijd, wat vaak een reflectie van de ervaring van iemand is. Vaak wordt aangenomen dat een hogere leeftijd gepaard gaat met meer ervaring (Bilimoria & Piderit, 1994). Uit de literatuur blijkt dat de leeftijd tussen vrouwen en mannen in de raad van bestuur verschilt, want de gemiddelde leeftijd van vrouwen in de raad van bestuur is 53 à 57 jaar, terwijl de gemiddelde leeftijd van mannen in de raad van bestuur 57 à 62 jaar is (Simpson et al., 2010; Terjesen et al., 2009). We kunnen dus vaststellen dat de mannen in de raad van bestuur ouder zijn in vergelijking met de vrouwelijke leden in de raad van bestuur. Daardoor verwachten we dat mannen meer ervaring hebben dan vrouwen, waardoor ze elkaar kunnen aanvullen.

Daarnaast is de opleiding een relevante factor, want dat heeft een effect op het cognitief vermogen en de besluitvorming (Johnson et al., 2013). Voor vrouwen is dat ook een belangrijk middel om erkenning te krijgen voor hun expertise en prestaties, waarbij een diploma in het hoger onderwijs de basis is van expertise die vrouwen moeten bezitten en een startpunt is van de weg naar succes (Hillman et al., 2002). Toch hebben vrouwelijke bestuursleden minder vaak een bedrijfskundig diploma dan mannen in de raad van bestuur (IFA et al., 2009; Ruigrok et al., 2007). Met andere woorden, vrouwen hebben vaker een niet-bedrijfskundige achtergrond dan mannen (Hillman et al., 2002). Daaruit kunnen we besluiten dat mannen en vrouwen die zetelen in een raad van bestuur elkaar kunnen aanvullen met hun kennis.

Ten slotte is ervaring ook een belangrijk kenmerk. Vrouwen in raden van bestuur hebben over het algemeen minder ervaring als *executive director*. Ze krijgen eerder de rol als ondersteunend specialist, waarbij ze een specifieke financiële of juridische expertise bezitten. Dat vrouwen vaak de rol van ondersteunend specialist hebben is voornamelijk het geval indien de raad van bestuur alleen uit mannen bestaat (Singh et al., 2008; Dunn, 2012). Dat is te wijten aan het feit dat vrouwen vrij nieuw zijn in raden van bestuur en ervaring één van de aanwervingscriteria is, waardoor ze mogelijk minder de kans krijgen om te zetelen in raden van bestuur dan hun mannelijke collega's (Dang et al., 2014). Binnen het kenmerk 'ervaring' is het essentieel dat we een onderscheid maken tussen de ervaring als *insider* en de ervaring als buitenstaander. Over het algemeen hebben vrouwen voornamelijk ervaring als buitenstaander en zijn ze dus vaak onafhankelijke leden in de raad van bestuur (Adams & Flynn, 2005; Kesner, 1988; Sealy et al., 2008; Simpson et al., 2010; Ruigrok et al., 2007). Dat kan echter een nadeel zijn wanneer een bedrijf zijn ondernemingsprestaties wil verbeteren, omdat ze een goed inzicht moeten hebben in belangrijke bedrijfsstrategieën (Bhagat & Bolton, 2008; Reguera-Alvarado & Bravo, 2017).

2.2. Genderdiversiteit en de Agency theory

De *agency theory* is een theorie waarbij we een *agency*-relatie definiëren als een contract tussen één of meerdere personen (principalen) die andere personen inhuren (agenten) om namens hen een bepaalde dienst uit te voeren, waarbij beslissingsbevoegdheid wordt gedelegeerd aan de agenten. Indien beide partijen in de relatie nutsmaximalisatoren zijn, dan zal de agent niet altijd handelen in het belang van de principaal. De principaal kan dat beperken door de agent de juiste prikkels te geven en door controlekosten te maken. Dat zal in sommige situaties ervoor zorgen dat de agent middelen besteedt om te garanderen dat dit de principaal niet schaadt of om ervoor te zorgen dat de principaal gecompenseerd wordt indien de agent toch dergelijke acties onderneemt (Jensen & Meckling, 1976). Wanneer we kijken naar de rol van de raad van bestuur, dan zien we dat ze vooral de managers controleren (Chaudhry & Ramakrishnan, 2019). Zo sturen ze onder andere managers die geen waarde creëren voor aandeelhouders bij en in het ergste geval vervangen ze deze managers (Carter et al., 2003). Daarbij is het, volgens het *agency*-perspectief, cruciaal om onafhankelijke leden in de raad van bestuur te hebben (Fama & Jensen, 1983). Een onafhankelijk bestuurslid is iemand die geen materiële relatie heeft ten opzichte van de organisatie, noch direct noch indirect. (Reguera-Alvarado & Bravo, 2017). Bijgevolg worden onafhankelijke bestuurders gezien als controleurs en minimaliseren zij het potentiële opportunisme van managers in een principaal-agent omgeving, ook wel de *agency cost* genoemd (Crespí-Cladera & Pascual-Fuster, 2014; Fama & Jensen, 1983). Op die manier is er een positieve relatie tussen onafhankelijke bestuursleden en de ondernemingsprestaties. De kwaliteit van de raad van bestuur stijgt namelijk door de onafhankelijkheid ervan (Bhagat and Bolton, 2013; Choi et al., 2007; Gompers et al., 2003; Mura, 2007). Kortom, onafhankelijke leden in de raad van bestuur zijn belangrijk voor het beschermen van de aandeelhoudersbelangen en het maximaliseren van de ondernemingsprestaties (Reguera-Alvarado, & Bravo, 2017; Yoshikawa et al., 2014). Volgens de *agency theory* lost de raad van bestuur dus de *agency*-problemen op die zich voordoen tussen de managers (agenten) en de aandeelhouders

(principalen), die ontstaan wanneer de belangen van de managers en de belangen van de aandeelhouders niet in lijn liggen met elkaar (Butler & Newman, 1989).

Zoals we merken is onafhankelijkheid, volgens de *agency theory*, een cruciale factor in de raad van bestuur. Wanneer we dat linken aan de aanwezigheid van vrouwen in de raad van bestuur, merken we dat die onafhankelijkheid en dus ook het toezicht worden bevorderd wanneer vrouwen worden benoemd in raden van bestuur (Baranchuk & Dybvig, 2009; Jamali et al., 2007). Bijgevolg zorgt de aanwezigheid van vrouwen in raden van bestuur voor een vermindering van *agency*-problemen (Ntim et al., 2012; Xiao & Zhao, 2020), aangezien vrouwen nieuwe perspectieven bieden op complexe situaties (Francoeur et al., 2008). Daarnaast zijn vrouwen sneller geneigd om vragen te stellen, debatten te voeren omtrent problemen, en ze tonen sneller participatief leiderschap en samenwerkingsvaardigheden (Bilimoria & Wheeler, 2000; Eagly & Johnson, 1990; Ingley & Van der Walt, 2005). Bovendien stellen vrouwelijke bestuursleden over het algemeen hogere ethische normen aan hun organisatie (Pan & Sparks, 2012). Ook zijn vrouwen in raden van bestuur meer aanwezig op vergaderingen en bereiden ze die vergaderingen ook beter voor (Adams & Ferreira, 2009; Pathan & Faff, 2013). De benoeming van vrouwen in raden van bestuur leidt dus tot betere ondernemingsprestaties, aangezien ze typisch een verhoogde mate van toezicht met zich meebrengen (Fayyaz et al., 2023; Terjesen et al., 2016). Het vermogen van vrouwen om bestuursbeslissingen te beïnvloeden hangt echter wel af van de mate van genderdiversiteit (zie paragraaf 2.4. 'Genderdiversiteit en de Critical mass theory') (Fondas & Sassalos, 2000). We merken dus dat genderdiversiteit in de raad van bestuur een belangrijke rol speelt binnen de *agency theory*.

2.3. Genderdiversiteit en de Resource based theory

Een tweede theorie die ons helpt om de impact van genderdiversiteit op de ondernemingsprestaties helpt te verklaren is de *resource based theory*, waarbij wordt gesteld dat "middelen" het gedrag van de onderneming beïnvloeden (Pfeffer & Salancik, 2003). Volgens de *resource based theory* vervult de raad van bestuur de rol van adviseur en raadgever en stellen ze cruciale middelen ter beschikking aan de onderneming (Fayyaz et al., 2023; Pfeffer & Salancik, 2003). Die middelen kunnen we onderscheiden in twee categorieën, namelijk het menselijk kapitaal en het sociaal kapitaal. Onder het menselijk kapitaal verstaan we de kennis en vaardigheden van het individu, die ze hebben verworven via opleidingen en ervaringen. Dat kan namelijk de productieve en cognitieve capaciteiten voor het individu en het bedrijf vergroten (Becker, 1964). Het sociale kapitaal heeft betrekking op de waarde die voortkomt uit relaties met verschillende zakelijke netwerken en belanghebbenden en op de acties van de individuen binnen een sociale structuur (Coleman, 1994). Toegepast op de raad van bestuur heeft sociaal kapitaal in het algemeen betrekking op drie zaken: (1) de banden van individuen in de raad van bestuur met andere organisaties, (2) persoonlijke relaties met bedrijfsmanagers en (3) sociale status. Dergelijke sociale relaties worden verondersteld het gedrag van bestuurders en de raad als geheel te beïnvloeden (Johnson et al., 2013). Het is namelijk zo dat al die verschillende middelen uit het menselijk en sociaal kapitaal ervoor zorgen dat de bedrijfsonzekerheid, transactiekosten en de afhankelijkheid van externe onvoorziene omstandigheden worden verminderd. Daardoor kan een onderneming zijn prestaties verbeteren en overleven op de markt (Pfeffer & Salancik, 2003).

Volgens de *resource based theory* draagt het menselijk en sociaal kapitaal bij tot de uitsluiting van vrouwen in raden van bestuur, want maar heel weinig vrouwen bekleden een topfunctie in het bedrijfsleven en in economische machtsnetwerken. Dat kan te wijten zijn aan het feit dat vrouwen vaker niet-bedrijfskundig geschoold zijn, in vergelijking met mannen (Hillman et al., 2002). Een andere reden kan zijn dat vrouwen in raden van bestuur over het algemeen minder ervaring hebben in functies zoals *executive director*. Ze krijgen eerder de rol als ondersteunend specialist, waarbij ze een specifieke financiële of juridische expertise bezitten. Die rol krijgen ze voornamelijk indien de raad van bestuur alleen uit mannen bestaat (Singh et al., 2008; Dunn, 2010). Die situatie lijkt te veranderen nu meer vrouwen bestuursfuncties bekleden, zetelen in raden van bestuur en zakelijke ervaring opdoen in het bedrijfsleven (Dang et al., 2014). Doordat er meer vrouwen zetelen in de raad van bestuur neemt de legitimiteit van het bedrijf toe, want het geeft een positieve boodschap aan de huidige vrouwen binnen de organisatie en aan potentiële rekruten. De afwezigheid van vrouwen in de raad van bestuur kan voor het bedrijf namelijk nadelig zijn om de beste vrouwelijke talenten te behouden en nieuwe aan te trekken (Daily et al., 1999). Bovendien kan het aanstellen van vrouwen in de raad van bestuur de reputatie van het bedrijf verbeteren (Dang et al., 2014). Verder brengen vrouwelijke bestuursleden unieke en waardevolle middelen en relaties in in de raad van bestuur, want vrouwelijke leden in de raad van bestuur hebben over het algemeen een diverser netwerk (Ibarra, 1992, 1993). Dat diverser netwerk is te wijten aan het feit dat vrouwen structurele belemmeringen ervaren binnen traditionele hiërarchieën, zoals uitsluiting van informele netwerken – vaak aangeduid als *old boys' clubs* – en een gebrek aan mentorschap (Ibarra, 1993). Daardoor bouwen vrouwen alternatieve, minder formeel gestructureerde netwerken op die diverser zijn qua functie, hiërarchie en organisatorische grenzen, wat toegang biedt tot een breder scala aan informatie en hulpbronnen (Ibarra, 1993). Dankzij dat diverser netwerk kunnen vrouwelijke leden in de raad van bestuur een link leggen met verschillende klanten, huidige en toekomstige werknemers, belangrijke leveranciers en institutionele investeerders (Hillman et al., 2007). Bovendien zijn er ook aanwijzingen dat vrouwen bepaalde markten en consumenten beter begrijpen (Arfken et al., 2004). Omdat vrouwen bijvoorbeeld actieve consumenten zijn, kunnen zij in de raad van bestuur andere perspectieven inbrengen in termen van aanpak of marketing (Daily et al., 1999). Ten slotte vergroten vrouwelijke leden in de raad van bestuur de algehele creativiteit en innovatie indien er problemen dienen opgelost te worden (Hillman et al. 2002; Singh et al., 2008; Terjesen et al., 2016), aangezien vrouwelijke bestuursleden vaak een andere perceptie hebben en meer alternatieve oplossingen bieden (Dutton & Duncan, 1987; Watson et al., 1993). Bijgevolg, indien een raad van bestuur op basis van gender gediversifieerd is, kunnen ze het management beter adviseren dankzij een betere beschikbaarheid van middelen (Ben-Amar et al., 2013), zoals het diverse netwerk dat vrouwen in de raad van bestuur met zich meebrengen (Ibarra, 1992, 1993). Dit alles heeft een positief effect op de ondernemingsprestaties (Hillman et al., 2007).

2.4. Genderdiversiteit en de Critical mass theory

De *critical mass theory* is een laatste theorie die ons in dit onderzoek kan helpen om ons begrip van de bijdrage van vrouwen in raden van bestuur te verbeteren. Die theorie stelt dat wanneer een bepaald niveau van vertegenwoordiging van minderheden is bereikt, groepsinteracties zullen

veranderen en wezenlijke verschillen in het gedrag van de betrokken groep zullen beginnen ontstaan. Dat bepaalde niveau wordt ook wel de kritische massa genoemd. Zodra minderheidsgroepen een kritische massa bereiken, zullen hun leden assertiever worden in hun gedeelde belangen en perspectieven (Collins et al., 2010, p. 264).

Toepasbaar op genderdiversiteit in raden van bestuur wordt er gesteld dat de kritische massa is bereikt indien meer dan 30% van het totaal aantal leden in de raad van bestuur vrouwen zijn (Joecks et al., 2013). Andere studies tonen aan dat de kritische massa is bereikt indien drie of meer vrouwen zetelen in de raad van bestuur (Konrad et al., 2008; Konrad & Kramer, 2006; Torchia et al., 2010). Er zullen dus pas dynamische veranderingen optreden in raden van bestuur wanneer het aantal vrouwelijke bestuurders de kritische massa bereikt, namelijk minstens drie vrouwelijke bestuurders (Jia & Zhang, 2013) of een aanwezigheid van minimum 30% vrouwelijke bestuurders (Joecks et al., 2013). Vanaf een kritische massa vrouwen in een raad van bestuur kunnen vrouwen waarde toevoegen aan een door mannen gedomineerde raad van bestuur, omdat ze nieuwe perspectieven bieden en andere vragen stellen (Burgess & Tharenou, 2002, p. 40; Burke, 1997, p. 912; Farrell & Hersch, 2005, p. 87). Die nieuwe perspectieven en het stellen van andere vragen kunnen te wijten zijn aan het feit dat vrouwen en mannen verschillen in een hele reeks opzichten. Zo zijn vrouwen meer risico-avers dan mannen (Croson & Gneezy, 2009; Jianakoplos & Bernasek, 1998; Niederle & Vesterlund, 2007). Bovendien zijn vrouwen minder agressief in hun strategiekeuze en meer geneigd om op een duurzame manier te investeren (Apesteguia et al., 2012; Charness & Gneezy, 2012). Daardoor zal de combinatie tussen vrouwelijke en mannelijke eigenschappen eerder productievere discussies mogelijk maken en dus een positief effect hebben op de groepsprestaties (Apesteguia et al., 2012; Konrad & Kramer, 2006).

2.5. Nadelen van genderdiversiteit

Genderdiversiteit in een raad van bestuur brengt voornamelijk twee grote nadelen met zich mee. Om te beginnen kunnen er conflicten ontstaan door verschillen tussen "groepen", en ontstaan er tegenstrijdige waarden en overtuigingen tussen "groepen" in de raad van bestuur (Tajfel & Turner, 1986). Bijgevolg kan zich dat uiten in communicatieproblemen, wat ervoor zorgt dat het vermogen om een consensus te bereiken wordt belemmerd (Jehn et al., 1999). Door die communicatieproblemen wordt ook het vermogen om nieuwe ideeën te genereren beperkt (Triana et al., 2014). Bovendien beschikt een gendergediversifieerde raad van bestuur over meer informatie en brengt meerdere perspectieven met zich mee (Cox et al., 1991), wat niet altijd positief is. Doordat vrouwen vaak nieuwe blikken werpen op complexe situaties (Francoeur et al., 2008) en andere percepties hebben, zorgt dat voor meer alternatieve perspectieven en oplossingen (Dutton & Duncan, 1987; Watson et al., 1993). Daardoor zal het besluitvormingsproces langer duren, aangezien er meer tijd verstrijkt over het bespreken en evalueren van alle ingebrachte percepties, perspectieven en oplossingen. Daardoor zal het besluitvormingsproces duurder worden (Watson et al., 1993).

We merken dus dat vrouwen in raden van bestuur verscheidene nadelen met zich meebrengen. Ondanks dergelijke nadelen weten we vanuit de theoretische besprekingen dat genderdiversiteit

heel wat voordelen met zich meebrengt. Om te beginnen kunnen we vanuit de *agency theory* beargumenteren dat vrouwelijke bestuursleden de onafhankelijkheid van de raad van bestuur en het toezicht op het management bevordert (Baranchuk & Dybvig, 2009; Jamali et al., 2007), waardoor *agency*-problemen worden verminderd (Ntim et al., 2012; Xiao & Zhao, 2014) en de ondernemingsprestaties verbeteren (Fayyaz et al., 2023; Terjesen et al., 2016). Ook vanuit de *resource based theory* heeft de aanwezigheid van vrouwen in raden van bestuur een positief effect op de ondernemingsprestaties (Hillman et al., 2007). Dat komt omdat vrouwen onder andere beschikken over een diverser netwerk. Daardoor brengen ze unieke en waardevolle middelen en relaties in in de raad van bestuur (Ibarra 1992, 1993). Hoewel vrouwen in raden van bestuur veel voordelen met zich meebrengen, is er volgens de *critical mass theory* een bepaald vertegenwoordigingsniveau van minderheidsgroepen nodig vooraleer er veranderingen en wezenlijke verschillen ontstaan (Collins et al., 2010, p. 264). Vanaf een kritische massa van drie vrouwen of 30% zal er pas een positief effect ontstaan op de groepsprestaties (Apesteguia et al., 2012; Jia & Zhang, 2013; Joecks et al., 2013; Konrad & Kramer, 2006). We verwachten dus dat de voordelen opwegen tegen de nadelen en dat er een positieve relatie is tussen genderdiversiteit in raden van bestuur en ondernemingsprestaties. Ook verwachten we een positieve relatie tussen de kritische massa van vrouwen in raden van bestuur en de ondernemingsprestaties. Dat levert ons de volgende hypothesen op:

H1: Genderdiversiteit in de raad van bestuur heeft een positief effect op de ondernemingsprestaties.

H2a: De aanwezigheid van minstens drie vrouwen in de raad van bestuur heeft een positief effect op de ondernemingsprestaties.

H2b: De aanwezigheid van minstens 30% vrouwen in de raad van bestuur heeft een positief effect op de ondernemingsprestaties

2.6. Genderdiversiteit en de modererende factor complexiteit

Eerdere studies naar de relatie tussen genderdiversiteit en bedrijfsprestaties hebben gemengde resultaten opgeleverd (Joecks et al., 2013), maar weinig studies tonen empirisch aan waarom de resultaten in de literatuur zo tegenstrijdig zijn. Miller en del Carmen Triana (2009, p. 777) stellen dat "er iets aan de omgeving van de organisatie kan zijn dat het bedrijf niet in staat stelt om de voordelen van een gendergediversifieerd bestuur te realiseren". Dit suggereert dat de invloed van genderdiversiteit op de bedrijfsprestaties kan afhangen van de contextuele factoren van een specifieke organisatie (Li & Chen, 2018). Daarom nemen we in dit onderzoek de rol van complexiteit, benaderd via de bedrijfsgrootte, als modererende factor in acht. Zoals eerder vermeld zorgt een gendergediversifieerde raad van bestuur voor meer creativiteit, meerdere perspectieven tijdens het besluitvormingsproces en een effectievere probleemoplossing (Gul et al. 2011; Hillman et al., 2007; Horwitz & Horwitz, 2007). In kleinere bedrijven wordt de creativiteit die voortkomt uit die verscheidenheid aan perspectieven en kennis eerder overgenomen en geïmplementeerd, omdat raden van bestuur een responsievere organisatorische context hebben voor het nemen van snellere beslissingen met nieuwe en ambitieuze projecten (Damanpour, 2010; Dean et al., 1998). Verder

hebben kleinere bedrijven hebben minder bureaucratische structuren en complexe operaties, waardoor de aandacht van het genderdiverse bestuur beschikbaar is om de creativiteit te beoordelen, wat de bedrijfsprestaties ten goede komt (Damanpour, 2010; Dean et al., 1998). Grotere bedrijven hebben daarentegen vaak meerdere hiërarchische lagen in de organisatie en een breder scala aan taken. Bovendien hebben grotere bedrijven vaak te maken met een constante interne strijd om prioriteit, wat wil zeggen dat teams, projecten of afdelingen intern concurreren om de aandacht en middelen van de raad van bestuur. Dit allemaal veroorzaakt organisatorische traagheid, en dat belemmert bijgevolg de focus op - en de uitvoering van - creatieve ideeën van werknemers met essentiële kennis (Nahavandi & Malekzadeh, 1993; Nelson, 1985; Papadakis, 2006; Xie, 2014). Daarom zal een grotere bedrijfsomvang waarschijnlijk de aandacht van de raad van bestuur belemmeren en zo het potentieel van de creatieve ideeën van werknemers om de bedrijfsprestaties te verbeteren beperken (Gong et al., 2013). Langs de andere kant creëert een toename in de grootte van een onderneming structurele verschillen en een meer complexe omgeving (Blau, 1970; Lawrence & Lorsch, 1967). Daardoor ontstaat er een hogere vraag naar administratieve inputs en een meer intensievere monitoring (Arnegger et al., 2014; Lawrence & Lorsch, 1967). Aangezien vrouwen strengere monitoren zijn (Adams & Ferreira, 2009; Farrell & Hersch, 2005), zal genderdiversiteit over het algemeen, naarmate de bedrijfsgrootte toeneemt, een groter voordeel met zich meebrengen (Hillman et al., 2007). Tot slot staan grotere bedrijven meer bloot aan openbare controle en zijn externe belanghebbenden alerter wanneer ze te maken hebben met grotere bedrijven (Valls Martinez et al., 2019). Dankzij het diverse netwerk waarover vrouwelijke bestuursleden beschikken, en bijgevolg de unieke relaties die ze inbrengen in raden van bestuur (Ibarra, 1992, 1993), stelt het gendergediversifieerde raden van bestuur in staat om effectievere verbindingen te leggen met dergelijke externe stakeholders, zoals klanten, werknemers, leveranciers en institutionele investeerders (Hillman et al, 2007). Complexiteit, gedefinieerd als de grootte van een onderneming, kan de relatie tussen genderdiversiteit en ondernemingsprestaties dus zowel positief als negatief beïnvloeden.

Complexiteit kan dus in verschillende vormen voorkomen, zoals bijvoorbeeld de bedrijfsgrootte. In de vorm van de grootte van een onderneming, kan complexiteit de relatie tussen genderdiversiteit in de raad van bestuur en de ondernemingsprestaties zowel positief als negatief beïnvloeden. Enerzijds verloopt de besluitvorming en implementatie van strategische veranderingen in grotere ondernemingen over het algemeen trager gaat (Xie, 2014). Anderzijds brengt een toename in de grootte van een onderneming structurele verschillen met zich mee en creëert het een meer complexe omgeving (Blau, 1970; Lawrence & Lorsch, 1967), waardoor er een vraag naar administratieve inputs en een meer intensievere monitoring ontstaat (Arnegger et al., 2014; Lawrence & Lorsch, 1967). Aangezien vrouwelijke bestuursleden over het algemeen sterker controleren (Adams & Ferreira, 2009; Farrell & Hersch, 2005), verwachten we dat deze sterkte het beste tot uiting komt in grotere en complexere bedrijven. Bovendien neemt de externe druk toe naarmate een onderneming groeit (Valls Martinez et al., 2019). Dankzij het diverse netwerk waarover vrouwelijke bestuursleden beschikken (Ibarra, 1992, 1993), kunnen gendergediversifieerde raden van bestuur effectievere relaties aangaan met externe partijen (Hillman et al, 2007). Dat diverser netwerk is te wijten aan het feit dat vrouwen structurele

belemmeringen ervaren binnen traditionele hiërarchieën, zoals uitsluiting van informele netwerken – vaak aangeduid als *old boys' clubs* – en een gebrek aan mentorschap (Ibarra, 1993). Daardoor bouwen vrouwen alternatieve, minder formeel gestructureerde netwerken op die diverser zijn qua functie, hiërarchie en organisatorische grenzen, wat toegang biedt tot een breder scala aan informatie en hulpbronnen (Ibarra, 1993). Hoewel complexiteit in verschillende vormen zowel een positieve als negatieve modererende invloed kan hebben op de relatie tussen genderdiversiteit en de ondernemingsprestaties, verwachten we dat complexiteit de relatie tussen genderdiversiteit in raden van bestuur en ondernemingsprestaties eerder zal bevorderen in plaats van te beperken. Dat brengt ons bij onze derde hypothese:

H3: Complexiteit bevordert het positieve effect van genderdiversiteit op de ondernemingsprestaties.

Hoofdstuk 3: Methodologie

3.1. Dataverzameling

Dit empirisch onderzoek vangt aan met het verzamelen van data uit de databank van Bel-first. Dat is een database die ons in staat stelt om te beschikken over een brede waaier aan informatie over bedrijven uit België en Luxemburg. In deze thesis focussen wij ons op Belgische beursgenoteerde bedrijven, omdat er meer informatie over dergelijke ondernemingen te vinden is, zoals jaarrekeningen en andere toelichtingen. Bij de samenstelling van onze dataset sluiten we alle holdings, financiële instellingen, *utilities* en vastgoedbedrijven uit. Dit leidt tot een gereduceerde steekproef, met een uiteindelijk totaal van 73 bedrijven. Een belangrijk aandachtspunt is dat we bij het verzamelen van onze data de niet-geconsolideerde gegevens van de bedrijven verkregen.

Voor ons onderzoek maken we gebruik van paneldata, ook wel longitudinale gegevens of transversale tijdreeksgegevens genoemd. Paneldata omvat waarnemingen over dezelfde eenheden in verschillende tijdsperioden (Kennedy, 2008, p. 281). Bovendien maakt deze datavorm het mogelijk om complexere relaties en effecten te analyseren die met enkel cross-sectionele of tijdreeksgegevens niet kunnen worden onderzocht (Kennedy, 2008, p. 282). Verder biedt paneldata manieren om met heterogeniteit om te gaan en om *fixed effects* en/of *random effects* te onderzoeken (Park, 2011). Daardoor zal paneldata ons een representatiever beeld geven en kan dit vanuit een methodologisch standpunt helpen om het *omitted variable bias* probleem op te lossen. In onze analyse verzamelen we gegevens over een tijdspanne van tien jaar, namelijk van het jaar 2014 tot en met het jaar 2023. Dit resulteert in een steekproef van in totaal 730 observaties.

Tot slot bevat onze dataset enkele uitschieters. Om de invloed van deze uitschieters te beperken, passen we *Winsorizing* toe. Deze methode vormt een middenweg tussen het volledig negeren en het verwijderen van uitschieters. Aan de hand van *Winsorizing* transformeren we de uitschieters, waarbij de waarden worden begrensd tot respectievelijk het 5e en 95e percentiel (Sullivan et al., 2021). Dit hebben we toegepast op de volgende variabelen: *return on assets*, *return on equity*, de proportie genderdiversiteit in raden van bestuur en de omzetgroei.

3.2. Beschrijving variabelen

3.2.1. Afhankelijke variabele

Deze thesis onderzoekt de impact van genderdiversiteit in raden van bestuur op de ondernemingsprestaties; en de modererende invloed van complexiteit op die relatie. De ondernemingsprestaties vormen in dit onderzoek de afhankelijke variabele en worden gemeten aan de hand van *returns on assets* (ROA). Deze historische en *backward-looking* boekhoudkundige maatstaf geeft inzicht in de financiële efficiëntie van een bedrijf en is geschikt voor het vergelijken tussen bedrijven, omdat het gecorrigeerd is voor de bedrijfsgrootte (Barber & Lyon, 1996; Feng et al., 2015). We berekenen ROA door inkomen voor rente, belastingen, afschrijvingen en waardeverminderingen (EBITDA) te delen door de boekwaarde van de totale activa, vermenigvuldigd met 100 (Gentry & Shen, 2010). Om de robuustheid van onze resultaten te testen, gaan we ook

returns on equity (ROE), uitgedrukt als een percentage, als maatstaf gebruiken voor de ondernemingsprestaties. Dat meten we door de nettowinst te delen door het gemiddelde eigen vermogen, vermenigvuldigd met 100.

3.2.2. Onafhankelijke variabele

Onze analyse bevat ook een onafhankelijke variabele. In dit onderzoek is genderdiversiteit de onafhankelijke variabele. Zoals eerder vermeld heeft genderdiversiteit een impact op de werking van de raad van bestuur. Genderdiversiteit zorgt namelijk voor diverse perspectieven en probleemoplossende eigenschappen bij beraadslagingen en het toezicht van de raad (Anderson et al., 2011), wat resulteert in een effect op de prestaties van een onderneming. In dit onderzoek beschouwen we drie maatstaven voor genderdiversiteit. Om te beginnen meten we genderdiversiteit als de procentuele verhouding van het aantal vrouwen in de raad van bestuur ten opzichte van het totaal aantal leden in de raad van bestuur (GENDIV_PROP) (Valls Martínez et al., 2019). Maar volgens de *critical mass theory* kunnen vrouwen pas waarde toevoegen aan raden van bestuur waar mannen prominent zetelen vanaf dat er een kritische massa is bereikt. Sommige studies tonen aan dat deze kritische massa is bereikt wanneer minstens drie vrouwen in een raad van bestuur zetelen (Burgess & Tharenou, 2002, p. 40; Burke, 1997, p. 912; Farrell & Hersch, 2005, p. 87), terwijl andere studies aangeven dat de kritische massa is bereikt bij een aandeel van minstens 30% vrouwen (Joecks et al., 2013; Wiley & Monllor-Tormos, 2018). Daarom berekenen we genderdiversiteit ook op basis van de kritische massa van vrouwen. Die kritische massa meten we aan de hand van een dummyvariabele (Li & Chen, 2018), waarbij we twee verschillende grenzen hanteren. Ten eerste meten we genderdiversiteit op basis van een dummyvariabele waarbij raden van bestuur met een aanwezigheid van minimaal drie vrouwen de waarde 1 krijgen (GENDIV_D3) (Erkut et al., 2008; Konrad et al., 2008; Konrad & Kramer, 2006). Vervolgens meten we genderdiversiteit aan de hand van een dummyvariabele waarbij we een kritische procentuele grens van minimaal 30% hanteren (GENDIV_D30) (Joecks et al., 2013; Wiley & Monllor-Tormos, 2018).

3.2.3. Moderator: ondernemingscomplexiteit

De voorgaande literatuur (Dwyer et al., 2003; Forbes & Milliken, 1999; Miller & del Carmen Triana, 2009) toont aan dat er variabelen bestaan die de relatie tussen genderdiversiteit en bedrijfsprestaties beïnvloeden. Op basis van die bevindingen stellen we dat de relatie tussen genderdiversiteit in de raad van bestuur en bedrijfsprestaties verschillend is op verschillende niveaus van complexiteit. Daarom nemen we de interactie tussen genderdiversiteit in de raad van bestuur en complexiteit op als een modererende variabele in het model om de relatie te analyseren. De modererende variabele complexiteit kan op veel manieren gemeten worden, maar een directe meting is vaak moeilijk uitvoerbaar (Loughran & McDonald, 2024). In dit onderzoek beperken we ons en meten we complexiteit aan de hand van de grootte van de onderneming. De keuze voor deze benadering sluit aan bij de empirische bevindingen van Loughran en McDonald (2024), die aantonen dat de grootte van een onderneming positief samenhangt met uiteenlopende maatstaven van complexiteit, zoals het aantal bedrijfssegmenten. Bijgevolg is de bedrijfsgrootte een empirisch onderbouwde en praktisch toepasbare indicator voor complexiteit (Loughran & McDonald, 2024). Voor het meten van de bedrijfsgrootte maken we gebruik van twee proxies. Ten eerste meten we

de grootte van de onderneming door het natuurlijke logaritme van de totale activa te berekenen (Anderson et al., 2011; Carter et al., 2003; Fayyaz et al., 2023; Fernández-Temprano & Tejerina-Gaite, 2020; Kong & Kong, 2017; Li & Chen, 2018; Lu & Herremans, 2019; Tyagi et al., 2018; Valls Martínez et al., 2019). Dang et al. (2018) toont aan dat het natuurlijke logaritme van de totale activa één van de meest gebruikte manieren is om de bedrijfsgrootte te meten in literatuur omtrent *corporate finance*. Vervolgens meten we complexiteit door het natuurlijke logaritme van het aantal werknemers te berekenen (Jayaraman et al., 2000; Miller & del Carmen Triana, 2009). Dang et al. (2018) benadrukt dat deze maatstaf een waardevol alternatief is indien belangrijke maatstaven, zoals de totale activa, niet beschikbaar of irrelevant zijn. We nemen van beide proxies het natuurlijke logaritme om de eventuele hoge scheefheid van gegevens over de variabele te kunnen beperken, zodat de gegevens beter aansluiten bij een normale verdeling (Dang et al., 2018). Bovendien helpt dit bij het voorkomen van het probleem van heteroscedasticiteit in de regressieanalyse vanwege de grote variabiliteit in de waarnemingen (Fich & Shivdasani, 2005; Jiraporn et al., 2008).

3.2.4. Controlevariabelen

We voeren ook een aantal controlevariabelen in. Hoewel we ons niet primair op deze variabelen richten, nemen we deze controlevariabelen wel op om vertekening door weggelaten variabelen te voorkomen en de robuustheid van onze resultaten te waarborgen. Een eerste controlevariabele die we invoeren is de grootte van de raad van bestuur (BOARDSIZE). We nemen deze controlevariabele op, aangezien de grootte van de raad van bestuur een impact heeft op de ondernemingsprestaties. Zo presteren bedrijven met grotere raden van bestuur beter, wat resulteert in een positieve respons van belanghebbenden. Daardoor zal ROA stijgen (Djuitaningsih & Ristiawati, 2011; Fujii et al., 2013). Een tweede controlevariabele die we opnemen in ons model is de omzetgroei (SALESGROWTH). We meten de omzetgroei door de jaarlijkse procentuele logaritmische verandering in omzet te berekenen. Dat doen we door het verschil te berekenen tussen het natuurlijke logaritme van de nieuwe omzet en het natuurlijke logaritme van de oude omzet, gedeeld door het natuurlijke logaritme van de oude omzet en vermenigvuldigd met 100. Omzetgroei is een relevante controlevariabele, omdat het een indicatie geeft van de groeimogelijkheden van een onderneming (Lehn et al., 2009). Dit heeft een impact op de ondernemingsprestaties, want een hogere omzetgroei duidt op betere ondernemingsprestaties (Putri & Rahyuda, 2020). Tot slot passen we op deze controlevariabele wederom het natuurlijke logaritme toe om de eventuele hoge scheefheid van gegevens over de variabele te kunnen beperken, zodat de gegevens beter aansluiten bij een normale verdeling (Dang et al., 2018). Bovendien helpt dit bij het voorkomen van het probleem van heteroscedasticiteit in de regressieanalyse vanwege de grote variabiliteit in de waarnemingen (Fich & Shivdasani, 2005; Jiraporn et al., 2008).

Tabel 3.1. biedt een overzicht van de variabelen die in dit onderzoek worden gehanteerd, inclusief hun omschrijving en berekening.

Tabel 3.1.: overzicht beschrijving statistieken

Variabele	Omschrijving	Berekening
<i>PERFORMANCE</i>		
<i>ROA</i>	Return on assets	$(\text{EBTIDA} / \text{boekwaarde totale activa}) * 100$
<i>ROE</i>	Return on equity	$(\text{Nettowinst} / \text{gemiddeld eigen vermogen}) * 100$
<i>GENDIV</i>		
<i>GENDIV_PROP</i>	De procentuele proportie vrouwen in de raad van bestuur	$(\text{Aantal vrouwen} / \text{totaal aantal leden}) * 100$
<i>GENDIV_D3</i>	Dummyvariabele voor de kritische massa	De aanwezigheid van minimaal drie vrouwen in de raad van bestuur = 1
<i>GENDIV_D30</i>	Dummyvariabele voor de kritische massa	De aanwezigheid van minimaal 30% vrouwen in de raad van bestuur = 1
<i>COMPLEX</i>		
<i>Gemiddeld aantal werknemers</i>	Het natuurlijke logaritme van het gemiddeld aantal werknemers	$\text{Ln}(\text{gemiddeld aantal werknemers})$
<i>Totale activa</i>	Het natuurlijke logaritme van de totale activa	$\text{Ln}(\text{totale activa})$
<i>GENDIV_COMPLEX</i>		
<i>GENDIV_PROP x Gemiddeld aantal werknemers</i>	Interactieterm tussen genderdiversiteit en complexiteit	$((\text{Aantal vrouwen} / \text{totaal aantal leden}) * 100) * \text{Ln}(\text{gemiddeld aantal werknemers})$
<i>GENDIV_D3 x Gemiddeld aantal werknemers</i>	Interactieterm tussen genderdiversiteit en complexiteit	De aanwezigheid van minimaal drie vrouwen in de raad van bestuur = 1* $\text{Ln}(\text{gemiddeld aantal werknemers})$
<i>GENDIV_D30 x Gemiddeld aantal werknemers</i>	Interactieterm tussen genderdiversiteit en complexiteit	De aanwezigheid van minimaal 30% vrouwen in de raad van bestuur = 1* $\text{Ln}(\text{gemiddeld aantal werknemers})$
<i>GENDIV_PROP x Totale activa</i>	Interactieterm tussen genderdiversiteit en complexiteit	$((\text{Aantal vrouwen} / \text{totaal aantal leden}) * 100) * \text{Ln}(\text{totale activa})$
<i>GENDIV_D3 x Totale activa</i>	Interactieterm tussen genderdiversiteit en complexiteit	De aanwezigheid van minimaal drie vrouwen in de raad van bestuur = 1* $\text{Ln}(\text{totale activa})$
<i>GENDIV_D30 x Totale activa</i>	Interactieterm tussen genderdiversiteit en complexiteit	De aanwezigheid van minimaal 30% vrouwen in de raad van bestuur = 1* $\text{Ln}(\text{totale activa})$
<i>BOARDSIZE</i>	De totale omvang van de raad van bestuur	Het totaal aantal leden
<i>SALESGROWTH</i>	De jaarlijkse procentuele logaritmische verandering in omzet	$((\text{Ln}(\text{nieuwe omzet}) - \text{Ln}(\text{oude omzet})) / \text{Ln}(\text{oude omzet})) * 100$

3.3. Empirisch model

De gegevens van de steekproef gaan we gebruiken om een regressieanalyse uit te voeren. Dat is een statistische techniek om de relatie tussen variabelen te meten. Daaruit kunnen we dan conclusies trekken of een vooropgestelde variabele al dan niet een significante invloed heeft in ons model. Specifiek gaan we in ons onderzoek een multivariate regressieanalyse uitvoeren. Dat is een regressieanalyse waarbij een afhankelijke variabele verklaard wordt door meerdere onafhankelijke variabelen. In deze methode houden we rekening met een intercept (= β_0), wat het startpunt van de regressielijn voorstelt. Daarnaast wordt er ook altijd een standaard error ($\mathcal{E}$) opgenomen, omdat de afhankelijke variabele niet volledig verklaard kan worden aan de hand van de onafhankelijke variabelen.

Gezien het feit dat we een modererende variabele hebben, schatten we onze empirische modellen als volgt. We hebben een algemeen basismodel, dat we vervolgens uitbreiden naar een interactiemodel:

- $PERFORMANCE = \beta_0 + \beta_1 GENDIV + \beta_2 BOARDSIZE + \beta_3 SALES GROWTH + \mathcal{E}$
- $PERFORMANCE = \beta_0 + \beta_1 GENDIV + \beta_2 COMPLEX + \beta_3 GENDIV_COMPLEX + \beta_4 BOARDSIZE + \beta_5 SALES GROWTH + \mathcal{E}$

In model (1), een specificatie van het basismodel, testen we H1. Onze afhankelijke variabele, de ondernemingsprestaties, wordt voorgesteld door PERFORMANCE. β_0 is onze intercept. Vervolgens stelt genderdiversiteit de procentuele verhouding van het aantal vrouwen in de raad van bestuur voor (GENDIV_PROP). Ten slotte dienen we ook onze controlevariabelen op te nemen. De eerste controlevariabele, het totaal aantal leden in de raad van bestuur, wordt voorgesteld door BOARDSIZE. De tweede controlevariabele, omzetgroei, wordt voorgesteld door SALES GROWTH.

Vervolgens testen we H2a aan de hand van model (2), wat eveneens een specificatie van het basismodel is. In dit model behouden PERFORMANCE, BOARDSIZE en SALES GROWTH dezelfde meetwijze als in model (1). De variabele genderdiversiteit wordt echter voorgesteld door de dummyvariabele waarbij het aantal vrouwen in de raad van bestuur groter of gelijk aan drie vrouwen de waarde 1 krijgt en alle andere waarden gelijk aan 0 zijn (GENDIV_D3).

Daarna testen we H2b via model (3), de laatste specificatie van het basismodel. Merendeel van de variabelen behouden dezelfde betekenis als in de eerdere twee modellen. In dit model verwijst genderdiversiteit echter naar de dummyvariabele met een kritische grenswaarde van 30% (GENDIV_D30).

Tot slot testen we in model (4) het modererende effect van complexiteit op de relatie tussen genderdiversiteit en de ondernemingsprestaties (H3). Dit model is een toepassing van het model met de interactieterm. Net zoals in de voorgaande modellen wordt onze afhankelijke variabele, de ondernemingsprestaties, voorgesteld door PERFORMANCE. β_0 stelt het intercept voor.

In dit model heeft GENDIV drie betekenissen. namelijk: (1) de verhouding vrouwen in raden van bestuur (GENDIV_PROP), (2) de dummyvariabele met een absolute kritische grenswaarde van 3 (GENDIV_D3) en (3) de dummyvariabele met een procentuele kritische grenswaarde van 30% (GENDIV_D30). Ook de variabele COMPLEXITY heeft meerdere betekenissen, namelijk: het natuurlijke logaritme van de totale activa en het natuurlijke logaritme van het gemiddeld aantal werknemers. Verder stelt GENDIV_COMPLEX de interactieterm voor. Tot slot hebben we onze twee controlevariabelen, BOARDSIZE en SALESGROWTH, die dezelfde meetwijze hebben als in de voorgaande modellen.

3.4. Beschrijvende statistieken

Tabel 3.2. geeft de beschrijvende statistieken in absolute waarden weer voor de variabelen die we in dit onderzoek zullen hanteren. De tabel bevat per variabele het aantal observaties, de gemiddelde waarde, de standaarddeviatie en de minimum- en maximumwaarde.

In totaal hebben we de gegevens van 73 unieke bedrijven onderzocht. Dit hebben we gedaan over een periode van tien jaar, namelijk van 2014 tot 2023. In totaal hebben we dus 730 observaties. Echter telt niet iedere variabele zoveel observaties, aangezien er voor sommige bedrijven en jaren bepaalde gegevens niet beschikbaar waren. In onze analyse hebben we deze ontbrekende waarden meegenomen als lege cellen en hebben we dus geen specifieke methode toegepast om de *missing values* toch mee te nemen.

In dit onderzoek zijn de ondernemingsprestaties onze afhankelijke variabele. Een eerste maatstaf die we hebben gebruikt om de ondernemingsprestaties te meten is de Return on assets (ROA), uitgedrukt als percentage. De beschrijvende statistieken (zie tabel 3.2.) tonen voor deze variabele een gemiddelde van -2,22% en een standaarddeviatie van 16,77%. De waarden variëren van een minimum van -57,80% tot een maximum van 18,09%, wat erop wijst dat sommige bedrijven verlies lijden op hun activa terwijl andere bedrijven daar op renderen. Daarnaast hebben we ook de return on equity (ROE) gebruikt als maatstaf voor de ondernemingsprestaties. Dat hebben we gedaan om de robuustheid van de resultaten te meten. Voor deze variabele hebben we 648 observaties, een gemiddelde van -5,19% en een standaarddeviatie van 24,63%. De waarden variëren tussen het minimum van -69,40% en het maximum van 39,12%. Dat wijst er nogmaals op dat er verschillen bestaan in de rendementen tussen bedrijven.

Genderdiversiteit hebben we in dit onderzoek gemeten op basis van drie verschillende maatstaven (GENDIV_PROP, GENDIV_D3 en GENDIV_D30). Om te beginnen bedraagt de gemiddelde procentuele proportie vrouwelijke bestuurders (GENDIV_PROP) 26,21%, met een spreiding van 15,13%. De minimumwaarde van deze variabele bedraagt 0,00% en de maximumwaarde bedraagt 50,00%. Daarna hebben we genderdiversiteit in raden van bestuur gemeten aan de hand van de kritische massa. Die kritische massa hebben we gemeten op basis van twee dummyvariabelen, die aangeven of minstens 3 vrouwen (GENDIV_D3) of respectievelijk 30% van het bestuur uit vrouwen bestaan (GENDIV_D30). Deze binaire variabelen hebben een gemiddelde van 0,3953 en 0,4631, wat wil zeggen dat ongeveer 39,53% van de bedrijven de kritische absolute grens van drie vrouwen

heeft bereikt en dat 46,31% de kritische drempel van 30% vrouwelijke bestuurders heeft behaald. Tot slot hebben deze dummyvariabelen een standaardafwijking van 0,4893 en 0,4990.

Verder wordt de complexiteit van de ondernemingen weergegeven door het gemiddeld aantal werknemers en de totale activa. Het gemiddeld aantal werknemers in onze steekproef bedraagt 364,28, met een aanzienlijke standaarddeviatie van 579,76. Dat wijst op grote verschillen tussen bedrijven. De minimumwaarde is twee werknemers en het maximum is 2036 werknemers. De beschrijvende statistieken van deze variabelen suggereren een scheve verdeling, wat nadelig kan zijn voor onze regressieanalyse. Om deze scheve verdeling te reduceren gebruiken we in onze verdere analyse het natuurlijke logaritme van deze variabele. De totale activa van de ondernemingen in onze dataset variëren sterk, met een gemiddelde van ongeveer 1,25 miljard euro en een standaardafwijking van 2,16 miljard euro. De minimumwaarde van 2,92 miljoen euro en de maximumwaarde van 8 miljard euro duiden op het feit dat onze steekproef zowel kleine als zeer grote ondernemingen omvat. Ook deze maatstaf heeft een zeer scheve verdeling, waardoor we wederom het natuurlijke logaritme van deze variabele nemen.

In ons model hebben we ook controlevariabelen opgenomen. Onze eerste controlevariabele, de totale omvang van raden van bestuur (BOARDSIZE), telt gemiddeld 8,54 leden, met een spreiding van 3,69. De grootte van de raad van bestuur varieert van 1 tot 20, wat duidt op aanzienlijke verschillen per bedrijf op vlak van bestuursgrootte. Verder hebben we een tweede controlevariabele in ons model toegevoegd, namelijk de omzetgroei (SALESGROWTH), uitgedrukt als percentage. Die toont de procentuele verandering in omzet van jaar tot jaar. Het gemiddelde percentage omzetgroei is 6,44%, met een standaarddeviatie van 35,24%. De minimumwaarde van -62,99% toont aanzienlijke omzetsdalingen bij sommige bedrijven, terwijl de maximale omzetgroei 98,96% bedraagt. Dit geeft weer dat een aantal bedrijven sterke groei doormaakte, terwijl andere substantiële dalingen kenden. De beschrijvende statistieken van deze controlevariabele impliceren dat we te maken hebben met een scheve verdeling. Om dit probleem aan te pakken, nemen we de natuurlijke logaritmische omzetgroei in onze verdere analyse.

Tabel 3.2.: Beschrijvende statistieken

Variabele	Observaties	Gemiddelde	Standaarddeviatie	Minimum	Maximum
<i>PERFORMANCE</i>					
<i>ROA (%)</i>	678	-2,2233	16,7650	-57,80	18,09
<i>ROE (%)</i>	648	-5,1947	24,6318	-69,40	39,12
<i>GENDIV</i>					
<i>GENDIV_PROP (%)</i>	678	26,2133	15,1259	0,00	50,00
<i>GENDIV_D3</i>	678	0,3953	0,4893	0	1
<i>GENDIV_D30</i>	678	0,4631	0,4990	0	1
<i>COMPLEX</i>					
<i>Gemiddeld aantal werknemers</i>	607	364,2800	579,7600	2,00	2.036,00
<i>Totale activa</i>	678	1.251.434.707	2.162.587.595,5708	2.919.883,00	8.001.838.000,00
<i>BOARDSIZE</i>	678	8,5442	3,6932	1	20
<i>SALESGROWTH (%)</i>	522	6,44	35,2431	-62,99	98,96

Note: de beschrijvende statistieken zijn gebaseerd op gepoolde gegevens (alle gegevens over de jaren heen).

3.5. Correlatie

In de onderstaande tabel worden de correlaties tussen de verschillende variabelen weergegeven. De resultaten tonen significante verbanden tussen meerdere variabelen op verschillende betrouwbaarheidsniveaus, wat duidt op robuuste relaties binnen de dataset.

Uit de correlatiematrix blijkt dat *return on assets* (ROA) een sterke positieve correlatie vertoont met *return on equity* (ROE) ($r = 0,7877$; $p < 0,01$). Dit impliceert dat bedrijven met een hogere operationele winstgevendheid ook een hogere aandeelhoudersrendabiliteit realiseren. Daarnaast wordt een positieve en significante relatie waargenomen tussen ROA en de verschillende maatstaven voor genderdiversiteit binnen raden van bestuur, wat aangeeft dat ondernemingen met een hoger aandeel vrouwelijke bestuurders gemiddeld genomen betere financiële ondernemingsprestaties realiseren.

Wat betreft de genderdiversiteitsmaatstaven, deze vertonen onderling sterke positieve correlaties, wat duidt op consistentie tussen de gehanteerde meetmethoden. Dit bevestigt dat de verschillende maatstaven van genderdiversiteit nauw samenhangen en in lijn liggen met elkaar.

Verder tonen de resultaten dat de maatstaven van de variabele complexiteit een positieve correlatie vertonen met de maatstaven van de ondernemingsprestaties. Zo heeft het gemiddeld aantal werknemers een significante positieve correlatie met ROA ($r = 0,2138$; $p < 0,05$) en ROE ($r = 0,2267$; $p < 0,01$). Ook de totale activa correleert positief met ROA ($r = 0,1929$; $p < 0,01$) en ROE ($r = 0,2234$; $p < 0,01$). Dit geeft aan dat grotere bedrijven doorgaans beter presteren op financieel vlak.

Onze eerste controlevariabele, namelijk de totale omvang van de raad van bestuur (BOARDSIZE) vertoont een zwakke significante positieve correlatie met de ondernemingsprestaties. Dit kan impliceren dat grotere raden van bestuur mogelijk bijdragen aan een betere strategische besluitvorming en toezicht.

Tot slot vertoont onze tweede controlevariabele omzetgroei (SALESGROWTH) ook een significante positieve relatie met de ondernemingsprestaties ($p < 0,01$), wat aangeeft dat bedrijven met een hogere omzetgroei vaak winstgevender zijn. Er werden echter geen significante relaties gevonden tussen omzetgroei en de andere variabelen.

Tabel 3.3.: Pairwise correlatiematrix

	PERFORMANCE		GENDIV			COMPLEX		BOARDSIZE	SALES GROWTH
	ROA	ROE	GENDIV_PROP	GENDIV_D3	GENDIV_D30	Gemiddeld aantal werknemers	Totale activa		
PERFORMANCE									
ROA	1								
ROE	0,7877***	1							
GENDIV									
GENDIV_PROP	0,2159***	0,1992***	1						
GENDIV_D3	0,1926***	0,2081***	0,5450***	1					
GENDIV_D30	0,1589***	0,1555***	0,7994***	0,6164***	1				
COMPLEX									
Gemiddel aantal werknemers	0,2138**	0,2267***	0,1772***	0,2137	0,0826***	1			
Totale activa	0,1929***	0,2234***	0,1846***	0,3576***	0,1447***	0,5082***	1		
BOARDSIZE	0,0887**	0,1096***	-0,0437	0,4448***	-0,0672*	0,2869***	0,5267***	1	
SALES GROWTH	0,1930***	0,1444***	-0,0068	-0,0325	-0,0109	-0,0561	-0,0091	-0,0098	1

Note: significantieniveau: *** < 0,01; ** < 0,05; * 0,10

3.6. Multicollineariteit

De eerste stap die we hebben gedaan in onze testprocedure is het uitvoeren van een simpele regressieanalyse. Dat gaf ons ook de mogelijkheid om de multicollineariteit te berekenen per model. Multicollineariteit, of bijna-lineaire afhankelijkheid, is een statistisch fenomeen waarbij twee of meer voorspellende variabelen in een meervoudig regressiemodel sterk gecorreleerd zijn. Als er correlatie bestaat tussen voorspellers, neemt de standaardfout van de voorspellingscoëfficiënten toe en wordt de variantie van de voorspellingscoëfficiënten opgeblazen. Dit hebben we onderzocht door na onze simpele regressieanalyse de *variance inflation factors* (VIF) te berekenen. Idealiter zou de VIF in normale omstandigheden rond de 1 moeten liggen. Wanneer de VIF een waarde van 10 of hoger bereikt, wordt de multicollineariteit algemeen als problematisch beschouwd (Senaviratna & Cooray, 2019).

In de eerste drie basismodellen bleven de VIF-waarden van alle variabelen laag (zie tabel 3.4.). Zo heeft model 1 een VIF van 1,01 voor alle variabelen, wat suggereert dat er volgens deze resultaten geen significante correlatie tussen de voorspellers bestaat. In model 2 zien we een lichte stijging van de VIF voor genderdiversiteit (GENDIV) en de totale omvang van raden van bestuur (BOARDSIZE), waardoor de gemiddelde VIF van het model steeg naar 1,13. Verder zijn de VIF-waarden van model 3 ongeveer gelijk aan die van model 1. Dit betekent dat er geen multicollineariteitsproblemen zijn in de basistructuur van deze modellen, wat impliceert dat de onafhankelijke variabelen in deze modellen voldoende onafhankelijk van elkaar zijn en dat de geschatte regressiecoëfficiënten betrouwbaar zijn.

In de varianten van model 4 introduceren we een complexiteitsvariabele (COMPLEX) en een interactieterm (GENDIV_COMPLEX). Uit de correlatiematrix merken we dat de mate van multicollineariteit toeneemt. In model 4.1 tot model 4.3 is er een matige correlatie tussen de variabelen ($1 < VIF < 10$). Hoewel deze modellen enige mate van multicollineariteit vertonen, blijft deze grotendeels beheersbaar en kunnen de schattingen nog steeds als betrouwbaar worden beschouwd. Vanaf model 4.4 tot en met model 4.6 geeft de correlatiematrix een sterke toename in multicollineariteit weer. De stijgende VIF-waarden en de verhoogde correlaties in de varianten van model 4 zijn heel normaal, aangezien deze modellen een interactieterm bevatten.

Tabel 3.4.: VIF-waardes per model (ROA)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4.1	Model 4.2	Model 4.3	Model 4.4	Model 4.5	Model 4.6
<i>GENDIV</i>									
<i>GENDIV_PROP</i>	1,01			4,54			54,67		
<i>GENDIV_D3</i>		1,20			6,05			99,56	
<i>GENDIV_D30</i>			1,01			5,47			73,72
<i>COMPLEX</i>									
<i>Gemiddeld aantal werknemers</i>				5,96	2,24	2,30			
<i>Totale activa</i>							4,93	2,40	2,58
<i>GENDIV_COMPLEX</i>									
<i>GENDIV_PROP x Gemiddeld aantal werknemers</i>				10,67					
<i>GENDIV_D3 x Gemiddeld aantal werknemers</i>					7,77				
<i>GENDIV_D30 x Gemiddeld aantal werknemers</i>						7,03			
<i>GENDIV_PROP x Totale activa</i>							64,44		
<i>GENDIV_D3 x Totale activa</i>								105,91	
<i>GENDIV_D30 x Totale activa</i>									77,35
<i>BOARDSIZE</i>	1,01	1,19	1,00	1,18	1,32	1,18	1,76	1,78	1,75
<i>SALESGROWTH</i>	1,01	1,01	1,01	1,01	1,01	1,01	1,01	1,02	1,01
Gemiddelde VIF	1,01	1,13	1,01	4,67	3,68	3,40	25,36	42,13	31,28

Om de robuustheid van de resultaten te testen, werd return on equity (ROE) gebruikt in de regressiemodellen als maatstaf voor de ondernemingsprestaties. De correlatiematrix toont resultaten met een vergelijkbaar patroon als in de oorspronkelijke analyse. De VIF-waarden blijven in de eerste drie basismodellen dus redelijk laag, met een gemiddelde VIF variërend tussen 1,00 en 1,13. Dat wijst erop dat er geen significante multicollineariteitsproblemen aanwezig zijn.

Wanneer we de complexiteitsvariabele en de interactieterm toevoegen in de varianten van model 4, dan wordt wederom een stijging in de multicollineariteit waargenomen (zie tabel 3.5.). Zo merken we in model 4.1 tot en met 4.3 een matige stijging. In deze modellen steeg de VIF van genderdiversiteit (GENDIV) naar waarden tussen 4,94 en 6,18, terwijl de interactieterm (GENDIV_COMPLEX) VIF-waarden vertoont van 7,32 tot en met 11,49. De gemiddelde VIF van deze modellen varieert tussen 3,51 en 4,96. Dit geeft aan dat er een bepaalde mate van multicollineariteit aanwezig is, maar deze is nog grotendeels beheersbaar. In de latere modellen, namelijk model 4.4 tot en met model 4.6, nemen de multicollineariteitsproblemen significant toe, wat vergelijkbaar is met de oorspronkelijke analyse. Zo stegen de VIF-waarden van genderdiversiteit (GENDIV) naar extreme niveaus, schommelend tussen 65,46 en 107,81. Ook de interactieterm bereikte in deze modellen extreme niveaus, met een maximum van 114,77 in model 4.5. De gemiddelde VIF van deze modellen schommelt tussen 30,07 en 45,56. Dit is wederom normaal, gezien de toevoeging van een interactieterm in de verschillende varianten van model 4.

Tabel 3.5.: VIF-waardes per model (ROE)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4.1	Model 4.2	Model 4.3	Model 4.4	Model 4.5	Model 4.6
<i>GENDIV</i>									
<i>GENDIV_PROP</i>	1,01			4,94			65,46		
<i>GENDIV_D3</i>		1,19			6,18			107,81	
<i>GENDIV_D30</i>			1,00			5,72			81,89
<i>COMPLEX</i>									
<i>Gemiddeld aantal werknemers</i>				6,22	2,26	2,31			
<i>Totale activa</i>							5,36	2,45	2,61
<i>GENDIV_COMPLEX</i>									
<i>GENDIV_PROP x Gemiddeld aantal werknemers</i>				11,49					
<i>GENDIV_D3 x Gemiddeld aantal werknemers</i>					7,99				
<i>GENDIV_D30 x Gemiddeld aantal werknemers</i>						7,32			
<i>GENDIV_PROP x Totale activa</i>							76,79		
<i>GENDIV_D3 x Totale activa</i>								114,77	
<i>GENDIV_D30 x Totale activa</i>									85,81
<i>BOARDSIZE</i>	1,01	1,18	1,00	1,16	1,28	1,16	1,76	1,77	1,74
<i>SALESGROWTH</i>	1,00	1,01	1,00	1,01	1,01	1,01	1,00	1,01	1,00
Gemiddelde VIF	1,01	1,13	1,00	4,96	3,75	3,51	30,07	45,56	34,61

3.7. Breusch-Pagan LM-test

Om te bepalen of een paneldata-model geschikter is in plaats van een eenvoudige OLS-regressie, hebben we de Breusch-Pagan LM-test uitgevoerd. Deze test geeft aan of er een bepaalde heterogeniteit is tussen de bedrijven in onze dataset, wat aangeeft of een paneldata-model beter geschikt is dan de traditionele OLS-regressie.

De testresultaten in tabel 3.6 wijzen in alle modellen op statistisch significante modelverschillen, zoals blijkt uit de hoge waarden van de chi-kwadraatstatistiek en de bijbehorende significantieniveaus ($p < 0,01$). Verder geven de geschatte varianties van de afhankelijke variabele (ROA), de residuele fout (e) en de bedrijfsspecifieke variantie (u) aan dat er enige variantie bestaat tussen de modellen. Bovendien is de bedrijfsspecifieke variantie (u) in alle modellen significant, wat aangeeft dat de individuele effecten per bedrijf een substantiële rol spelen in de verklarende kracht van het model.

Vergelijkbare resultaten worden verkregen bij het gebruik van ROE als afhankelijke variabele (zie tabel 3.7.). De Breusch Pagan LM test toont wederom een sterke statistische significante modelverschillen ($p < 0,01$) en redelijk hoge chi-kwadraatwaarden, variërend van 185,53 tot 216,23. Daarnaast tonen de geschatte varianties van de afhankelijke variabele (ROE), de residuele fout (e) en de bedrijfsspecifieke variantie (u) opnieuw dat er enige verschillen zijn tussen de modellen. Wederom is de bedrijfsspecifieke variantie (u) in alle modellen substantieel, wat opnieuw aangeeft dat de individuele bedrijfseffecten een relevante rol spelen in de verklarende kracht van het model.

Op basis van deze resultaten kunnen we concluderen dat een paneldata-model geschikter is dan een OLS-regressie, aangezien we de significante bedrijfsspecifieke variantie niet kunnen negeren. Daarom hebben we voor de verdere analyse van al onze modellen gekozen voor een paneldata-model.

Tabel 3.6.: Resultaten Breusch-pagan LM-test (ROA)

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4.1		Model 4.2		Model 4.3		Model 4.4		Model 4.5		Model 4.6	
	Var.	Stdev	Var.	Stdev	Var.	Stdev	Var.	Stdev	Var.	Stdev	Var.	Stdev	Var.	Stdev	Var.	Stdev	Var.	Stdev
ROA	235,88	15,36	235,88	15,39	235,88	15,36	251,89	15,87	251,89	15,87	251,89	15,87	235,88	15,36	235,88	15,36	235,88	15,36
Residuele fout (e)	70,65	8,41	70,62	8,40	70,65	8,41	65,65	8,10	65,66	8,10	65,70	8,11	54,87	7,41	55,27	7,43	55,12	7,42
Bedrijfspecifieke variantie (u)	192,10	13,86	189,60	13,77	187,37	13,69	203,75	14,27	214,34	14,64	196,87	14,03	162,77	12,76	165,77	12,88	155,20	12,46
Breusch-Pagan LM																		
Chi-kwadraat	703,27***		694,01***		688,49***		675,73***		648,20***		648,28***		787,39***		759,64***		762,66***	

Note: Significantienniveau: *** < 0,01; ** < 0,05; * < 0,10

Tabel 3.7.: Resultaten Breusch-Pagan LM-test (ROE)

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4.1		Model 4.2		Model 4.3		Model 4.4		Model 4.5		Model 4.6	
	Var.	Stdev	Var.	Stdev	Var.	Stdev	Var.	Stdev	Var.	Stdev	Var.	Stdev	Var.	Stdev	Var.	Stdev	Var.	Stdev
ROE	526,89	22,96	526,89	22,95	526,89	22,95	548,49	23,41	548,19	23,41	548,19	23,41	526,89	22,95	526,89	22,95	526,89	22,95
Residuele fout (e)	282,02	16,79	282,05	16,79	282,06	16,79	287,56	16,95	286,92	16,94	287,56	16,96	279,62	16,72	279,52	16,72	279,39	16,72
Bedrijfspecifieke variantie (u)	335,66	18,32	304,68	17,46	326,94	18,08	314,97	17,44	293,92	17,14	304,19	17,44	271,31	16,47	253,40	15,92	257,69	16,05
Breusch-Pagan LM																		
Chi-kwadraat	216,23***		211,21***		209,30***		195,18***		190,29***		185,53***		208,68***		200,43***		203,42***	

Note: Significantienniveau: *** < 0,01; ** < 0,05; * < 0,10

3.8. Hausman-test

Paneldata-modellen worden gebruikt om groepseffecten (individu-specifiek), tijdseffecten of beide te analyseren, met als doel rekening te houden met heterogeniteit of individuele effecten die al dan niet worden waargenomen. Deze effecten worden gemodelleerd als *fixed effects* of *random effects*. Een model met *fixed effects* onderzoekt of de intercepten variëren tussen verschillen tussen groepen of tijdsperioden, terwijl een model met *random effects* verschillen in foutenvariantiecomponenten tussen individuen of tijdsperioden onderzoekt (Park, 2011). Om te onderzoeken of het *fixed effects* model of het *random effects* model geschikter is, hebben we de Hausman-test gebruikt.

De testresultaten van de Hausman-test met ROA als afhankelijke variabele laten zien dat alle modellen significant zijn op een niveau van 5% ($p < 0,05$) (zie tabel 3.8.). Daaruit suggereren we dat het *fixed effects* model geschikter is dan het *random effects* model voor de verdere analyse. Wanneer we kijken naar de chi-kwadraatwaarden, dan zien we dat deze variëren tussen 8,80 en 52,66. Dat duidt erop dat er behoorlijke verschillen zijn tussen de *fixed effects* schattingen en de *random effects* schattingen in deze modellen. Kortom, we suggereren dat de bedrijfsspecifieke effecten een relevante rol spelen, waardoor het *fixed effects* model de voorkeur geniet boven het *random effects* model bij de verdere analyse.

Uit de testresultaten van de Hausman-test met ROE als afhankelijke variabele blijkt dat het significantieniveau verschilt tussen de modellen (zie tabel 3.9.). Daaruit stellen we vast dat de voorkeur van het model afhangt van het specifieke model. Verder variëren de chi-kwadraatwaarden tussen 6,75 en 15,99, wat wijst op enige verschillen tussen de *fixed effects* schattingen en de *random effects* schattingen. Op basis van deze bevindingen wordt voor bepaalde modellen het *fixed effects* model aanbevolen, terwijl voor andere modellen het *random effects* model meer geschikt is.

Wanneer we beide testresultaten met elkaar vergelijken, dan merken we weinig eenduidigheid aangaande de modelvoorkeur. Zo geniet het *fixed effects* model bij vrijwel alle modellen de voorkeur wanneer we ROA als afhankelijke variabelen gebruiken (zie tabel 3.8.). Bij het gebruik van ROE als afhankelijke variabele blijkt echter dat het *random effects* model geschikter is voor het merendeel van de modellen (zie tabel 3.9.). Aangezien ROA de primaire maatstaf is voor de ondernemingsprestaties, terwijl ROE toegepast wordt om de robuustheid van de resultaten te testen, passen we het *fixed effects* model toe in onze verdere analyse. Bovendien zou het hanteren van verschillende modellen in onze verdere analyse leiden tot inconsistente interpretaties en bemoeilijkt het de vergelijking van de verdere resultaten.

Tabel 3.8.: Resultaten Hausman-test (ROA)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4.1	Model 4.2	Model 4.3	Model 4.4	Model 4.5	Model 4.6
<i>Chi²-waarde</i>	8,80**	14,82***	15,93***	52,66***	24,55***	-31,99	36,92***	30,63***	20,90***
Voorkeur model	FE	FE	FE	FE	FE		FE	FE	FE

Note: Significantienniveau: *** < 0,01; ** < 0,05; * < 0,10

Tabel 3.9.: Resultaten Hausman-test (ROE)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4.1	Model 4.2	Model 4.3	Model 4.4	Model 4.5	Model 4.6
<i>Chi²-waarde</i>	6,75*	15,99***	10,34**	4,90	8,11	7,38	7,07	12,01**	11,5**
Voorkeur model	FE	FE	FE	RE	RE	RE	RE	FE	FE

Note: Significantienniveau: *** < 0,01; ** < 0,05; * < 0,10

3.9. Likelihood Ratio-test

Vervolgens zijn we nagegaan of een *one-way effects* model of *two-way effects* model meer geschikt is voor ons onderzoek. In een *one-way effects* model wordt er alleen rekening gehouden met individuele effecten, terwijl een *two-way effects* model zowel individuele als tijdseffecten in beschouwing neemt (Park, 2011). Om te bepalen welke het meest geschikt is in dit onderzoek hebben we de Likelihood Ratio-test uitgevoerd. Dit hebben we gedaan door een *fixed effects* model zonder jaardummies te vergelijken met een *fixed effects* model met jaardummies. Op die manier konden we analyseren of het toevoegen van jaardummies al dan niet significant bijdraagt aan de verklaringskracht van de modellen.

De resultaten in tabel 3.10. geven aan dat het toevoegen van jaardummies in geen van de modellen een significante bijdrage levert aan de verklaringskracht ervan. Dit kunnen we vaststellen aan de hand van de p-waarden, die voor ieder model groter zijn dan 0,05. Bijgevolg betekent dit dat tijdseffecten geen substantiële verbetering opleveren in de verklaring van de afhankelijke variabele (ROA).

Vervolgens voerden we deze test opnieuw uit met ROE als afhankelijke variabelen. De resultaten in tabel 3.11. bevestigen wederom dat het toevoegen van jaardummies geen significante bijdrage levert aan de verklaringskracht van de modellen, aangezien de p-waarden ook hier in alle gevallen groter zijn dan 0,05.

Bij het vergelijken van de testresultaten met ROA en ROE als afhankelijke variabelen stellen we vast dat het toevoegen van jaarvariabelen in onze modellen geen significante bijdrage levert aan de verklaring van de afhankelijke variabele. Hoewel de F-waarden bij de modellen met ROE als afhankelijke variabele hoger liggen en de p-waarden lager zijn dan bij de modellen met ROA, biedt het opnemen van jaardummies geen significante verbetering. Daarom hebben we gekozen voor het *one-way effects* model voor onze verdere analyse.

Tabel 3.10.: Resultaten Likelihood Ratio-test (ROA)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4.1	Model 4.2	Model 4.3	Model 4.4	Model 4.5	Model 4.6
<i>Vrijheidsgraden</i>	9	9	9	9	9	9	9	9	9
<i>F-waarde</i>	0,96	0,96	0,95	0,66	0,62	0,64	0,38	0,48	0,43

Note: Significantieniveau: *** < 0,01; ** < 0,05; * < 0,10

Tabel 3.11.: Resultaten Likelihood Ratio-test (ROE)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4.1	Model 4.2	Model 4.3	Model 4.4	Model 4.5	Model 4.6
<i>Vrijheidsgraden</i>	9	9	9	9	9	9	9	9	9
<i>F-waarde</i>	1,34	1,33	1,34	1,32	1,32	1,32	1,23	1,20	1,21

Note: Significantieniveau: *** < 0,01; ** < 0,05; * < 0,10

Hoofdstuk 4: Resultaten

4.1. Finaal testmodel (ROA)

In de laatste stap van onze testprocedure hebben we rekening gehouden met alle bovenstaande resultaten, zoals het toepassen van een *one-way fixed effects* model. Bij het uitvoeren van de regressieanalyse hebben we ook gebruikgemaakt van robuuste standaardfouten, omdat we op die manier mogelijke heteroscedasticiteit en autocorrelatie corrigeren. Daardoor verhogen we de betrouwbaarheid van de standaardfouten en bijgevolg de schattingen van de coëfficiënten.

Tabel 4.1. presenteert de resultaten van drie *one-way fixed effects* regressiemodellen waarin de proportie vrouwelijke bestuurders (GENDIV_PROP) als hoofdvariabele is opgenomen. Model 1 betreft een basismodel zonder interactietermen. Modellen 4.1 en 4.4 bouwen hierop voort door de complexiteit (COMPLEX) van de onderneming als moderator op te nemen via een interactieterm.

De resultaten van model (1) tonen een positieve coëfficiënt ($\beta = 0,0008$) voor de variabele genderdiversiteit (GENDIV_PROP), maar deze is echter niet statistisch significant ($p > 0,10$). Dit impliceert dat er statistisch gezien onvoldoende bewijs is dat genderdiversiteit een directe positieve impact heeft op de ondernemingsprestaties in dit model. De verklaringskracht van dit model is laag ($R^2 = 0,0208$), wat betekent dat slechts een klein deel van de variantie in de ondernemingsprestaties kan verklaard worden door dit model. Tot slot is de F-waarde van dit model significant op het niveau van 5% ($p < 0,05$), wat suggereert dat het model wel als significant wordt beschouwd.

Model 4.1 en model 4.4 introduceren interactietermen om te onderzoeken of de relatie tussen genderdiversiteit en de ondernemingsprestaties gemodereerd wordt door de complexiteit van een onderneming. De resultaten tonen aan dat er in geen van beide modellen een directe significante invloed is van genderdiversiteit (GENDIV_PROP) op de ondernemingsprestaties ($p > 0,10$). Eveneens levert de interactieterm (GENDIV_COMPLEX) in beide modellen geen statistisch significant effect op. Dit impliceert dat er onvoldoende empirisch bewijs is om aan te tonen dat complexiteit de relatie tussen genderdiversiteit en de ondernemingsprestaties modereert. Opmerkelijk is echter dat in model 4.4 de variabele complexiteit (COMPLEX) een sterk positief en significant effect vertoont ($\beta = 7,3564$; $p < 0,01$), wat erop duidt dat grotere en complexere ondernemingen doorgaans beter presteren. Verder tonen beide interactiemodellen een toename in de verklaringskracht ten opzichte van het basismodel. Zo stijgt het R^2 stijgt naar 27,90% in model 4.1 en naar 24,26% in model 4.4, wat suggereert dat de toevoeging van interactietermen en alternatieve maatstaven voor complexiteit bijdraagt aan een beter begrip van de variantie in de ondernemingsprestaties. Tot slot is de F-waarde in model 4.4 sterk significant ($F = 5,76$; $p < 0,01$), terwijl deze in model 4.1 niet significant is ($F = 1,66$; $p > 0,10$), wat wijst op een verschil in modelgeschiktheid tussen beide specificaties.

Tabel 4.1.: Resultaten *one-way fixed effects* modellen met de proportie vrouwelijke bestuurders als hoofdvariabele.

Afhankelijke variabele = ROA			
	Model 1	Model 4.1	Model 4.4
<i>Constante</i>	-1,8757 (2,1794)	0,6312 (6,7757)	-140,0596 (33,8339)
<i>GENDIV_PROP</i>	0,0008 (0,0590)	-0,0601 (0,1009)	0,3169 (0,5536)
<i>COMPLEX</i>			
<i>Gemiddeld aantal werknemers</i>		-0,2889 (1,6267)	
<i>Totale activa</i>			7,3564*** (1,7673)
<i>GENDIV_COMPLEX</i>			
<i>GENDIV_PROP x gemiddeld aantal werknemers</i>		0,0105 (0,0120)	
<i>GENDIV_PROP x Totale activa</i>			-0,0193 (0,0277)
<i>BOARDSIZE</i>	0,1186 (0,2664)	0,0025 (0,2588)	-0,1959 (0,2846)
<i>SALESGROWTH</i>	-0,0257** (0,0119)	-0,0297** (0,0130)	-0,023** (0,0102)
F-waarde	2,94**	1,66	5,76***
R²	0,0208	0,2790	0,2426

Note: Significantienniveau: *** < 0,01; ** < 0,05; * < 0,10

Tabel 4.2. geeft de resultaten weer van een reeks *one-way fixed effects* regressiemodellen waarin genderdiversiteit wordt benaderd als dummyvariabele met een kritische grens van drie vrouwelijke bestuursleden (GENDIV_D3). Er wordt wederom onderscheid gemaakt tussen een basismodel zonder interactietermen (model 2) en twee uitgebreide modellen met interactietermen (model 4.2 en 4.5).

De resultaten van model 2 tonen ons een negatieve coëfficiënt ($\beta = -0,4749$) voor de variabele genderdiversiteit (GENDIV_D3). Bovendien is dit statistisch niet significant ($p > 0,10$), wat betekent dat er geen bewijs is om aan te tonen dat de aanwezigheid van minimaal drie vrouwen in raden van bestuur een positief effect heeft op de ondernemingsprestaties. Verder is de verklaaringskracht van dit model laag ($R^2 = 0,0213$), want slechts 2,13% van de variantie in ondernemingsprestaties kan verklaard worden door dit model. Ten slotte is de F-waarde van dit model significant op het 10%-niveau, wat impliceert dat het model als marginaal significant wordt beschouwd.

De modellen 4.2 en 4.5 breiden het basismodel uit door een interactieterm op te nemen tussen genderdiversiteit en complexiteit. De resultaten van beide modellen tonen aan dat noch de hoofdvariabele (GENDIV_D3), noch de interactieterm (GENDIV_COMPLEX) in deze modellen een statistisch significante invloed uitoefenen op de ondernemingsprestaties ($p > 0,10$). Deze bevindingen suggereren dat er onvoldoende statistisch bewijs is om aan te tonen dat complexiteit een modererend effect heeft op de relatie tussen genderdiversiteit en de ondernemingsprestaties. Het is echter wederom opmerkelijk dat complexiteit (COMPLEX) in model 4.5 een sterk positief en statistisch significant effect vertoont op de ondernemingsprestaties ($\beta = 6,7474$; $p < 0,01$). Dit resultaat stemt overeen met eerdere bevindingen en suggereert dat grotere en complexere ondernemingen doorgaans betere financiële prestaties leveren. Verder neemt de verklaaringskracht van beide modellen toe ten opzichte van het basismodel, want R^2 stijgt naar 2,77% in model 4.2 en naar 23,71% in model 4.5. Dit duidt erop dat de modellen met interactietermen een groter deel van de variantie in de ondernemingsprestaties verklaren. Tot slot is enkel model 4.5 sterk statistisch significant ($F = 5,77$; $p < 0,01$), wat de geschiktheid van dit model als geheel onderstreept.

Tabel 4.2.: Resultaten *one-way fixed effects* modellen met genderdiversiteit als dummyvariabele met een kritische grens van drie vrouwelijke bestuursleden als hoofdvariabele.

Afhankelijke variabele = ROA			
	Model 2	Model 4.2	Model 4.5
<i>Constante</i>	-1,8239 (2,4555)	-0,1850 (8,0305)	-130,2424 (33,0810)
<i>GENDIV_D3</i>	-0,4749 (1,6399)	-1,6878 (3,9348)	-3,5797 (17,0145)
<i>COMPLEX</i>			
<i>Gemiddeld aantal werknemers</i>		-0,1774 (1,5604)	
<i>Totale activa</i>			6,7474*** (1,7163)
<i>GENDIV_COMPLEX</i>			
<i>GENDIV_D3 x Gemiddeld aantal werknemers</i>		0,2441 (0,5443)	
<i>GENDIV_D3 x Totale activa</i>			0,1320 (0,8222)
<i>BOARDSIZE</i>	0,1378 (0,3214)	0,0291 (0,3087)	-0,1169 (0,3271)
<i>SALESGROWTH</i>	-0,0253** (0,0115)	-0,0295** (0,0127)	-0,0223** (0,0101)
F-waarde	2,19*	1,82	5,77***
R²	0,0213	0,0277	0,2371

Note: Significantienniveau: *** < 0,01; ** < 0,05; * < 0,10

Tot slot presenteert tabel 4.3. de resultaten van de *one-way fixed effects* modellen waarin genderdiversiteit als dummyvariabele met een kritische grens van 30% vrouwelijke bestuursleden (GENDIV_D3) als hoofdvariabele is opgenomen. In lijn met de voorgaande analyses wordt er onderscheid gemaakt tussen drie modellen: een basismodel zonder interactietermen (model 1) en twee interactiemodellen (model 4.3 en 4.6).

Uit de testresultaten van model 3 stellen we vast dat genderdiversiteit (GENDIV_D30) een negatieve coëfficiënt heeft ($\beta = -0,0162$), maar die is statistisch niet significant ($p > 0,10$). Dit betekent dat de aanwezigheid van minstens 30% vrouwen in de raad van bestuur geen significante impact heeft op de ondernemingsprestaties. De verklaringskracht van dit model is beperkt, aangezien we maar 2,08% van de variantie in de ondernemingsprestaties kunnen verklaren aan de hand van dit model. Als laatste is de F-waarde van dit model statistisch wel significant op het niveau van 5%.

De modellen 4.3 en 4.6 bouwen voort op het basismodel door een interactieterm op te nemen die test of complexiteit de relatie tussen genderdiversiteit en de ondernemingsprestaties beïnvloedt. De resultaten tonen aan dat genderdiversiteit (GENDIV_D30) geen statistisch significant heeft op de ondernemingsprestaties ($p > 0,10$), wat suggereert dat genderdiversiteit geen directe invloed heeft op de ondernemingsprestaties. Ook de interactieterm (GENDIV_COMPLEX) blijkt in beide modellen statistisch niet significant ($p > 0,10$). Dit impliceert dat er geen empirisch bewijs is om aan te tonen dat complexiteit het effect van genderdiversiteit versterkt. Desalniettemin toont model 4.6 wederom aan dat complexiteit (COMPLEX) een positief en significant effect heeft op de ondernemingsprestaties ($\beta = 6,9400$; $p < 0,01$), wat consistent is met eerdere bevindingen dat grotere en complexere ondernemingen doorgaans beter presteren. Tot slot vertoont model 4.6 een hoge verklaringskracht ($R^2 = 23,93\%$) en een sterke statistische significantie ($F = 5,56$; $p < 0,01$). De resultaten voor model 4.3 tonen daarentegen een beperkte verklaringskracht ($R^2 = 0,0219$) en onvoldoende statistische significantie ($F = 1,89$; $p > 0,10$).

Op basis van alle testresultaten vinden we voor alle modellen onvoldoende statistisch significant bewijs om de gestelde hypothesen te ondersteunen.

Tabel 4.3.: Resultaten *one-way fixed effects* modellen met genderdiversiteit als dummyvariabele met een kritische grens van 30% vrouwelijke bestuursleden als hoofdvariabele.

Afhankelijke variabele = ROA			
	Model 3	Model 4.3	Model 4.6
<i>Constante</i>	-1,8407 (2,3483)	-0,3120 (7,4834)	-133,0656 (31,9977)
<i>GENDIV_D30</i>	-0,0162 (1,2399)	-0,9855 (2,9984)	1,0896 (15,0010)
<i>COMPLEX</i>			
<i>Gemiddeld aantal werknemers</i>		-0,0870 (1,5390)	
<i>Totale activa</i>			6,9400*** (1,6522)
<i>GENDIV_COMPLEX</i>			
<i>GENDIV_D30 x Gemiddeld aantal werknemers</i>		0,1397 (0,4127)	
<i>GENDIV_D30 x Totale activa</i>			-0,1189 (0,7338)
<i>BOARDSIZE</i>	0,1178 (0,2717)	-0,0080 (0,2791)	-0,1972 (0,2896)
<i>SALESGROWTH</i>	-0,0257** (0,0119)	-0,0286** (0,0131)	-0,0225** (0,0103)
F-waarde	3,00**	1,89	5,56***
R²	0,0208	0,0219	0,2393

Note: Significantieniveau: *** < 0,01; ** < 0,05; * < 0,10

4.2 Robuustheid finaal testmodel (ROE)

Om de gevoeligheid van bovenstaande resultaten te analyseren voeren we een aanvullende robuustheidsanalyse uit, waarbij we een andere maatstaf hebben gebruikt voor de ondernemingsprestaties, namelijk *return on equity* (ROE).

Tabel 4.4. presenteert de resultaten van drie *one-way fixed effects* regressiemodellen waarin de proportie vrouwelijke bestuurders (GENDIV_PROP) als hoofdvariabele is opgenomen. Model 1 betreft een basismodel zonder interactietermen. Modellen 4.1 en 4.4 bouwen hierop voort door de complexiteit (COMPLEX) van de onderneming als moderator op te nemen via een interactieterm.

In model (1) wordt H1 getest, waarin wordt gesteld dat genderdiversiteit in raden van bestuur een positieve invloed heeft op de ondernemingsprestaties. De resultaten tonen een positieve coëfficiënt ($\beta = 0,0215$) voor de variabele genderdiversiteit (GENDIV_PROP), maar deze is echter niet statistisch significant ($p > 0,10$). Dit impliceert dat er statistisch gezien onvoldoende bewijs is dat genderdiversiteit een directe positieve impact heeft op de ondernemingsprestaties in dit model. De verklaringskracht van dit model is laag ($R^2 = 0,0185$), wat betekent dat slechts een klein deel van de variantie in de ondernemingsprestaties kan verklaard worden door dit model. Tot slot is de F-waarde van dit model significant op het niveau van 10% ($p < 0,10$), wat suggereert dat het model wel als significant wordt beschouwd.

In modellen 4.1 en model 4.4 is een interactietermen opgenomen om te onderzoeken of de relatie tussen genderdiversiteit en de ondernemingsprestaties gemodereerd wordt door de complexiteit van een onderneming. De resultaten van beide modellen tonen aan dat genderdiversiteit (GENDIV_PROP) geen directe significante invloed heeft op de ondernemingsprestaties ($p > 0,10$). Eveneens levert de variabele complexiteit (COMPLEX) in beide gevallen geen statistisch significant effect op ($p > 0,10$), wat aangeeft dat er geen directe impact is op de ondernemingsprestaties. Ook de interactieterm (GENDIV_COMPLEX) blijkt in geen van beide modellen statistisch significant, wat aangeeft dat er onvoldoende empirisch bewijs is om aan te tonen dat de mate van complexiteit de relatie tussen genderdiversiteit en de ondernemingsprestaties modereert. Daarnaast blijft de verklaringskracht redelijk stabiel in beide modellen, maar is er wel een lichte stijging in vergelijking met het basismodel. In model 4.1 wordt 3,02% van de variantie in de ondernemingsprestaties verklaard, terwijl model 4.4 een verklaringskracht van 3,10% heeft. Tot slot is het opmerkelijk dat enkel model 4.4 een significante F-waarde vertoont ($F = 2,06$; $p < 0,10$), wat wijst op de algehele significantie van dit model.

Tabel 4.4.: Resultaten *one-way fixed effects* modellen met de proportie vrouwelijke bestuurders als hoofdvariabele.

Afhankelijke variabele = ROE			
	Model 1	Model 4.1	Model 4.4
<i>Constante</i>	-8,9748* (5,1524)	-11,2659 (10,3722)	-90,6116 (58,2289)
<i>GENDIV_PROP</i>	0,0215 (0,0780)	-0,0011 (0,1424)	0,1104 (0,7025)
<i>COMPLEX</i>			
<i>Gemiddeld aantal werknemers</i>		2,7853 (1,9596)	
<i>Totale activa</i>			4,6846 (3,0487)
<i>GENDIV_COMPLEX</i>			
<i>GENDIV_PROP x Gemiddeld aantal werknemers</i>		-0,0060 (0,0278)	
<i>GENDIV_PROP xx Totale activa</i>			-0,0070 (0,0354)
<i>BOARDSIZE</i>	0,2680 (0,6549)	0,0233 (0,6869)	0,0987 (0,6395)
<i>SALESGROWTH</i>	-0,0499** (0,0195)	-0,0623** (0,0247)	-0,0497** (0,0195)
F-waarde	2,21*	1,80	2,06*
R²	0,0185	0,0302	0,0310

Note: Significantienniveau: *** < 0,01; ** < 0,05; * < 0,10

Tabel 4.5. geeft de resultaten weer van een reeks *one-way fixed effects* regressiemodellen waarin genderdiversiteit wordt benaderd als dummyvariabele met een kritische grens van drie vrouwelijke bestuursleden (GENDIV_D3). Er wordt wederom onderscheid gemaakt tussen een basismodel zonder interactietermen (model 2) en twee uitgebreide modellen met interactietermen (model 4.2 en 4.5).

De resultaten van model 2 tonen ons een negatieve coëfficiënt ($\beta = -0,4082$) voor de variabele genderdiversiteit (GENDIV_D3). Bovendien is dit statistisch niet significant ($p > 0,10$), wat betekent dat er geen bewijs is om aan te tonen dat de aanwezigheid van minimaal drie vrouwen in raden van bestuur een positief effect heeft op de ondernemingsprestaties. Verder is de verklaaringskracht van dit model laag ($R^2 = 0,0184$), want slechts 1,84% van de variantie in ondernemingsprestaties kan verklaard worden door dit model. Ten slotte is de F-waarde van dit model significant op het 10%-niveau, wat impliceert dat het model als marginaal significant wordt beschouwd.

De modellen 4.2 en 4.5 vormen een uitbreiding van het basismodel, waarbij een interactieterm is toegevoegd. De resultaten van beide modellen tonen aan dat noch genderdiversiteit (GENDIV_D3), noch de interactieterm (GENDIV_COMPLEX) statistisch significante effecten vertonen ($p > 0,10$). Dit wijst erop dat er onvoldoende statistisch bewijs is om aan te tonen dat complexiteit een modererend effect heeft op de relatie tussen genderdiversiteit en de ondernemingsprestaties. Opmerkelijk is echter dat complexiteit (COMPLEX) in model 4.2 wel een positief en statistisch significant effect vertoont op de ondernemingsprestaties ($\beta = 3,1335$; $p < 0,10$), in tegenstelling tot model 4.5. Daarnaast is de verklaaringskracht van beide modellen licht gestegen in vergelijking met het basismodel, namelijk 3,24% in model 4.2 en 3,14% in model 4.5. Tot slot is enkel model 4.2 significant op een niveau van 10% ($p < 0,10$).

Tabel 4.5.: Resultaten *one-way fixed effects* modellen met genderdiversiteit als dummyvariabele met een kritische grens van drie vrouwelijke bestuursleden als hoofdvariabele.

Afhankelijke variabele = ROE			
	Model 2	Model 4.2	Model 4.5
<i>Constante</i>	-1,2590 (5,8607)	-13,8875 (10,3032)	-87,2524 (53,7751)
<i>GENDIV_D3</i>	-0,4082 (2,1430)	5,0098 (4,3165)	-2,0963 (17,5653)
<i>COMPLEX</i>			
<i>Gemiddeld aantal werknemers</i>		3,1335* (1,7537)	
<i>Totale activa</i>			4,4707 (2,7080)
<i>GENDIV_COMPLEX</i>			
<i>GENDIV_D3 x Gemiddeld aantal werknemers</i>		-1,0608 (0,7322)	
<i>GENDIV_D3 x Totale activa</i>			0,0471 (0,8313)
<i>BOARDSIZE</i>	0,2747 (0,6916)	0,0672 (0,7209)	0,1625 (0,6761)
<i>SALESGROWTH</i>	-0,0495** (0,0198)	-0,0634** (0,0249)	-0,0489** (0,0101)
F-waarde	2,25*	2,19*	1,87
R²	0,0184	0,0324	0,0314

Note: Significantieniveau: *** < 0,01; ** < 0,05; * < 0,10

Tabel 4.6. presenteert de resultaten van de *one-way fixed effects* regressiemodellen waarin genderdiversiteit als dummyvariabele met een kritische drempel van 30% vrouwelijke bestuursleden (GENDIV_D30) als hoofdvariabele is opgenomen. In lijn met de voorgaande analyses wordt er onderscheid gemaakt tussen drie modellen: een basismodel zonder interactietermen (model 1) en twee interactiemodellen (model 4.3 en 4.6).

Uit de testresultaten van model 3 stellen we vast dat genderdiversiteit (GENDIV_D30) een negatieve coëfficiënt heeft ($\beta = -0,2416$), maar die is statistisch niet significant ($p > 0,10$). Dit betekent dat de aanwezigheid van minstens 30% vrouwen in de raad van bestuur geen significante impact heeft op de ondernemingsprestaties. De verklaringskracht van dit model is beperkt, aangezien we maar 1,83% van de variantie in de ondernemingsprestaties kunnen verklaren aan de hand van dit model. Als laatste is de F-waarde van dit model statistisch wel significant op het niveau van 10%.

De modellen 4.3 en 4.6 bouwen voort op het basismodel door een interactieterm op te nemen waarmee wordt getest of de relatie tussen genderdiversiteit en de ondernemingsprestaties wordt beïnvloed door de complexiteit van een onderneming. De resultaten tonen aan dat genderdiversiteit (GENDIV_D30) geen statistisch significant effect heeft op de ondernemingsprestaties ($p > 0,10$), wat suggereert dat genderdiversiteit geen directe invloed heeft op de ondernemingsprestaties. Ook complexiteit (COMPLEX) is statistisch niet significant in beide modellen. Eveneens is de interactieterm (GENDIV_COMPLEX) statistisch niet significant ($p > 0,10$). Dit impliceert dat er geen empirisch bewijs is om aan te tonen dat complexiteit het effect van genderdiversiteit versterkt. Daarnaast is de verklaringskracht van beide modellen licht gestegen ten opzichte van het basismodel, namelijk 3,02% voor model 4.3 en 3,18% voor model 4.6. Tot slot wijzen de F-waarden van beide modellen op een gebrek aan statistische significantie ($p > 0,10$).

In vergelijking met onze analyse waarbij we ROA als maatstaf voor de ondernemingsprestaties hebben gehanteerd, tonen de testresultaten voor alle modellen wederom onvoldoende statistisch significant bewijs om de gestelde hypothesen te ondersteunen.

Tabel 4.6: Resultaten *one-way fixed effects* modellen met genderdiversiteit als dummyvariabele met een kritische grens van 30% vrouwelijke bestuursleden als hoofdvariabele.

Afhankelijke variabele = ROE			
	Model 3	Model 4.3	Model 4.6
<i>Constante</i>	-1,1063 (5,9519)	-11,1526 (10,3054)	-88,3190 (56,0067)
<i>GENDIV_D30</i>	-0,2416 (1,7740)	0,0141 (4,1441)	-4,3243 (18,0772)
<i>COMPLEX</i>			
<i>Gemiddeld aantal werknemers</i>		2,6329 (1,7161)	
<i>Totale activa</i>			4,5721 (2,8676)
<i>GENDIV_COMPLEX</i>			
<i>GENDIV_D30 x Gemiddeld aantal werknemers</i>		-0,1381 (0,6856)	
<i>GENDIV_D30 x Totale activa</i>			0,1530 (0,8656)
<i>BOARDSIZE</i>	0,2501 (0,6582)	0,0331 (0,6967)	0,0696 (0,6378)
<i>SALESGROWTH</i>	-0,0497** (0,0196)	-0,0622** (0,0246)	-0,0493** (0,0196)
F-waarde	2,20*	1,81	1,87
R²	0,0183	0,0302	0,0318

Note: Significantienniveau: *** < 0,01; ** < 0,05; * < 0,10

Hoofdstuk 5: Discussie

De afgelopen jaren is er aanzienlijk veel onderzoek verricht naar gendergelijkheid, wat ook nog steeds relevant is binnen de economische context (Valls Martinez et al., 2019). Zo heeft genderdiversiteit in raden van bestuur de afgelopen tien jaar in veel landen de aandacht getrokken van academici, beleidsmakers, bedrijven en de media (Yarram & Adapa, 2021). Ondanks de groeiende literatuur over de relatie tussen genderdiversiteit in de raad van bestuur en de ondernemingsprestaties, blijven de resultaten uiteenlopend en tegenstrijdig (Li & Chen, 2018; Nielsen, & Huse, 2010). Dit onderzoek tracht bij te dragen aan dit debat door de invloed van genderdiversiteit op de ondernemingsprestaties in de Belgische context te analyseren, evenals de modererende rol van complexiteit. Een grondige analyse van zowel de literatuur als de verzamelde resultaten heeft geleid tot interessante uitkomsten, alsook nieuwe inzichten.

5.1. Theoretische implicaties

In dit onderzoek hebben we 3 hypothesen getest, beginnende met H1, waarin wordt gesteld dat genderdiversiteit in raden van bestuur een positieve invloed heeft op de ondernemingsprestaties. De resultaten van onze analyse tonen aan dat genderdiversiteit in raden van bestuur geen statistisch significante invloed heeft op de ondernemingsprestaties. Dit is echter in tegenspraak met de theoretische verwachtingen op basis van de *agency theory*. Volgens de *agency theory* zou genderdiversiteit in raden van bestuur moeten leiden tot betere monitoring en toezicht, want vrouwen monitoren en controleren sterker en brengen nieuwe perspectieven in (Adams & Ferreira, 2009; Farrell & Hersch, 2005; Ntim et al., 2012; Xiao & Zhao, 2014). Dit zou kunnen leiden tot een vermindering van de eventuele *agency*-problemen en uiteindelijk tot een verbetering van de ondernemingsprestaties (Fayyaz et al., 2023; Terjesen et al., 2016). Onze bevindingen ondersteunen deze theoretische verwachtingen echter niet. Dit impliceert dat de aanwezigheid van vrouwen in raden van bestuur op zichzelf mogelijk niet voldoende is om de eventuele *agency*-problemen significant te reduceren; of dat andere factoren een grotere rol spelen in het toezichtsmechanisme binnen bedrijven, zoals de bedrijfscultuur en leiderschapsstructuren.

Ook zijn deze resultaten tegenstrijdig met onze theoretische verwachtingen gebaseerd op de *resource based theory*. Deze theorie stelt dat genderdiversiteit in raden van bestuur een onderneming kan voorzien van waardevolle middelen (Ben-Amar et al., 2013). Zo brengen vrouwelijke bestuursleden unieke en waardevolle middelen en relaties in de raad van bestuur, want vrouwelijke leden in de raad van bestuur hebben over het algemeen een diverser netwerk (Ibarra, 1992, 1993). Bovendien vergroot genderdiversiteit in de raad van bestuur de algehele creativiteit en innovatie indien er problemen dienen opgelost te worden (Hillman et al. 2002; Singh et al., 2008; Terjesen et al., 2016), aangezien vrouwelijke bestuursleden vaak een andere perceptie hebben en meer alternatieve oplossingen bieden (Dutton & Duncan, 1987; Watson et al., 1993). Bijgevolg, indien een raad van bestuur op basis van gender gediversifieerd is, kunnen ze het management beter adviseren dankzij een betere beschikbaarheid van middelen (Ben-Amar et al., 2013). Volgens de *resource based theory* heeft dit alles een positieve impact op de ondernemingsprestaties (Hillman

et al., 2007). Toch tonen onze resultaten geen statistisch significante invloed aan van genderdiversiteit op de ondernemingsprestaties, wat impliceert dat deze theoretische voordelen mogelijk niet direct meetbaar zijn in termen van financiële ondernemingsprestaties. Dit kan te wijten zijn aan andere factoren, zoals de mate van invloed die vrouwelijke bestuursleden effectief kunnen uitoefenen. Hoewel vrouwen formeel aanwezig zijn in raden van bestuur, betekent dit niet automatisch dat zij beschikken over een machtspositie of voldoende informele invloed om de strategische besluitvorming te beïnvloeden (Konrad et al., 2008; Withers et al., 2012). Bijgevolg worden hun unieke perspectieven en middelen onvoldoende in acht genomen, waardoor de verwachte voordelen van genderdiversiteit in raden van bestuur zich niet noodzakelijk vertalen in verbeterde financiële prestaties (Torchia et al., 2011; Wang et al., 2014).

Vervolgens hebben we H2 getest, opgesplitst in twee deelhypotheses. H2a stelde dat de aanwezigheid van minstens drie vrouwen in de raad van bestuur een positieve invloed heeft op de ondernemingsprestaties; en H2b stelde dat de aanwezigheid van minstens 30% vrouwen in de raad van bestuur een positieve invloed heeft op de ondernemingsprestaties. Volgens onze resultaten werd er geen statistisch significant bewijs gevonden ter ondersteuning van de critical mass theory, aangezien in dit onderzoek de aanwezigheid van een kritische massa vrouwen in raden van bestuur geen statistisch significante invloed uitoefent op de ondernemingsprestaties. Dit is wederom in tegenspraak met onze theoretische verwachtingen, want volgens de critical mass theory is er een minimale aanwezigheid, de zogenoemde kritische massa, van vrouwen in raden van bestuur nodig om daadwerkelijk invloed uit te kunnen oefenen op de dynamiek binnen het bestuur en de besluitvorming (Jia & Zhang, 2013). Volgens deze theorie wordt verondersteld dat, wanneer een kritische massa vrouwen in raden van bestuur zetelt, vrouwen beter in staat zijn hun unieke perspectieven en vaardigheden voort te brengen (Burgess & Tharenou, 2002, p. 40; Burke, 1997, p. 912; Farrell & Hersch, 2005, p. 87). Daardoor zou een gendergediversifieerde raad van bestuur eerder productievere discussies mogelijk maken en dus een positief effect hebben op de ondernemingsprestaties (Apesteguia et al., 2012; Konrad & Kramer, 2006). Onze resultaten ondersteunen dit echter niet, wat erop wijst dat de aanwezigheid van een kritische massa vrouwen op zichzelf mogelijk niet voldoende is om een substantiële verandering in de financiële ondernemingsprestaties teweeg te brengen. Dit suggereert dat naast de kwantitatieve aanwezigheid ook de kwalitatieve rol en invloed van vrouwen in raden van bestuur nader onderzocht moet worden.

Tot slot hebben we H3 getest, die stelde dat complexiteit het positieve effect van genderdiversiteit in raden van bestuur op de ondernemingsprestaties bevordert. Net zoals bij de andere hypothesen waren de resultaten statistisch niet significant, wat betekent dat de modererende rol van complexiteit niet werd bevestigd. Deze resultaten liggen wederom niet in lijn met onze theoretische verwachtingen, aangezien eerdere literatuur wijst op de mogelijkheid dat complexiteit, vaak gerelateerd aan de bedrijfsgrootte, de relatie tussen genderdiversiteit en de ondernemingsprestaties beïnvloedt. Kleine ondernemingen kenmerken zich door flexibele structuren en snellere besluitvormingsprocessen, waardoor de voordelen van genderdiversiteit sneller zichtbaar worden (Damanpour, 2010; Dean et al., 1998). Grotere bedrijven daarentegen kampen vaak met organisatorische traagheid en interne concurrentie, wat de innovatie en besluitvorming kan

vertragen en dat is bijgevolg niet goed voor de ondernemingsprestaties (Nahavandi & Malekzadeh, 1993; Nelson, 2009; Papadakis, 2006; Xie, 2014). Tegelijkertijd kan een grotere bedrijfsomvang leiden tot een hogere vraag naar administratieve inputs en een meer intensievere monitoring (Arnegger et al., 2014; Lawrence & Lorsch, 1967), vanwege structurele verschillen en een meer complexe omgeving (Blau, 1970; Lawrence & Lorsch, 1967). Aangezien vrouwen sterker monitoren (Adams & Ferreira, 2009; Farrell & Hersch, 2005), zal genderdiversiteit in grotere ondernemingen potentieel een grotere positieve impact kunnen hebben (Hillman et al., 2007). Desondanks tonen onze resultaten aan dat deze modererende invloed van complexiteit niet statistisch significant is, wat impliceert dat andere factoren mogelijk een sterkere rol spelen op de relatie tussen genderdiversiteit in raden van bestuur en de ondernemingsprestaties.

Tot slot hangen resultaten af van de gehanteerde indicatoren voor het meten van de ondernemingsprestaties (Adams et al., 2009; Haslam & Ryan, 2008; Terjesen et al., 2009). In dit onderzoek is uitsluitend gebruikgemaakt van boekhoudkundige prestatimaatstaven, met name *return on assets* (ROA) en *return on equity* (ROE). Hoewel deze maatstaven inzicht bieden in de interne financiële efficiëntie van ondernemingen en de vergelijkbaarheid tussen bedrijven bevorderen door controle voor bedrijfsgrootte (Barber & Lyon, 1996; Feng et al., 2015), zijn deze maatstaven historisch van aard en beïnvloedbaar voor boekhoudkundige keuzes (Barber & Lyon, 1996; Lu & Herremans, 2019; Valls Martinez, 2019). Theoretisch gezien kunnen marktgebaseerde maatstaven, zoals Tobin's Q, een alternatieve benadering bieden. Ze weerspiegelen niet enkel de externe verwachtingen van de toekomstige waarde van een bedrijf weerspiegelen (Post & Byron, 2015) en worden tevens als objectiever beschouwd, aangezien ze niet afhankelijk zijn van zelfgerapporteerde gegevens (Pletzer et al., 2015). Dit impliceert dat het gebruik van toekomstgerichte en beursgerelateerde maatstaven mogelijk andere, en eventueel significante, verbanden aan het licht kunnen brengen.

5.2. Praktische implicaties

De bevindingen van dit onderzoek impliceren dat ondernemingen niet enkel dienen te kijken naar kwantitatieve doelen, zoals een minimumgrens van vrouwelijke bestuursleden. Zo zou er ook een focus moeten liggen op de kwalitatieve aspecten, zoals het identificeren van specifieke vaardigheden, expertise en ervaring die vrouwelijke kandidaten kunnen inbrengen (Nielsen & Huse, 2010). Hierdoor wordt genderdiversiteit niet louter een statistische maatstaf, maar een waardevolle en betekenisvolle component van de governance-structuur van een bedrijf.

Tot slot kunnen de bevindingen van deze thesis beleidsmakers inzichten bieden over de effectiviteit van genderquota of andere gendergerelateerde beleidsmaatregelen. Hoewel quota kunnen bijdragen aan meer vrouwelijke vertegenwoordiging in raden van bestuur, suggereren de resultaten van dit onderzoek dat dit niet noodzakelijk leidt tot meetbare financiële voordelen op korte termijn. Dat roept de vraag op of financiële prestaties de belangrijkste maatstaf is om het succes van dergelijke maatregelen te evalueren. Daarom zouden beleidsmakers de bredere voordelen van genderdiversiteit moeten benadrukken. Genderdiversiteit biedt namelijk potentiële belangrijke voordelen die minder direct meetbaar zijn, maar die wel van grote waarde kunnen zijn, zoals een

verbetering van de bestuursprocessen. Bovendien kan een betere maatschappelijke vertegenwoordiging van vrouwen in raden van bestuur bijdragen aan het doorbreken van genderstereotypes, het versterken van gelijke kansen en het fungeren van vrouwelijke leiders als rolmodellen voor de volgende generaties.

5.3. Beperkingen en aanbevelingen voor toekomstig onderzoek

Hoewel deze thesis waardevolle inzichten biedt, heeft dit onderzoek enkele beperkingen waar we rekening mee moeten houden. Om te beginnen is er in deze studie gebruikgemaakt van niet-geconsolideerde gegevens, vanwege een onderliggende fout in de gehanteerde database. Dit betekent dat de financiële prestaties van de bedrijven in onze dataset afzonderlijk geanalyseerd zijn zonder rekening te houden met eventuele groepsstructuren. In de praktijk kunnen moederbedrijven en hun dochterondernemingen sterk met elkaar verweven zijn, waarbij de financiële prestaties van een dochteronderneming mogelijk worden beïnvloed door interne kapitaalstromen of strategische beslissingen die op groepsniveau worden genomen. Daardoor is het mogelijk dat de werkelijke financiële prestaties van bedrijven niet volledig worden weerspiegeld en dat bepaalde financiële voordelen of nadelen van genderdiversiteit binnen groepsstructuren buiten beschouwing blijven. Toekomstig onderzoek zou kunnen uitgevoerd worden met de geconsolideerde gegevens, waardoor een vollediger inzicht wordt verkregen in hoe genderdiversiteit in raden van bestuur ondernemingen als geheel beïnvloedt.

Een andere belangrijke beperking is dat dit onderzoek is uitgevoerd met een relatief kleine dataset, in vergelijking met studies uit grotere economieën, zoals de Verenigde Staten. België kent een beperkter aantal beursgenoteerde bedrijven, wat resulteert in een kleinere steekproefgrootte. Bijgevolg zorgt dit ervoor dat de statistische kracht van de analyses kan verminderen, waardoor het moeilijker wordt op potentieel significante effecten van genderdiversiteit op de ondernemingsprestaties te detecteren. De conclusies van dit onderzoek dienen dan ook met enige voorzichtigheid te worden geïnterpreteerd.

Verder zijn de ondernemingsprestaties in dit onderzoek enkel gemeten via korte termijn-maatstaven. We hebben de lange termijn-prestaties buiten beschouwing gelaten, gezien dit niet mogelijk was met de niet-geconsolideerde gegevens. Dit kan betekenen dat bepaalde effecten van genderdiversiteit in raden van bestuur op de ondernemingsprestaties, die zich pas op langere termijn voordoen, niet zijn geobserveerd. Toekomstig onderzoek zou daarom meer aandacht moeten besteden aan langetermijneffecten om een volledig beeld te schetsen.

Daarnaast hebben we in de verzameling van onze gegevens geen onderscheid gemaakt in de verschillende sectoren waarin de bedrijven van onze dataset actief zijn. Sectorale verschillen kunnen echter een belangrijke rol spelen bij het bepalen van de invloed van genderdiversiteit op de ondernemingsprestaties. Zo zijn er volgens Arfken et al (2004) aanwijzingen dat vrouwen bepaalde markten en consumenten beter begrijpen. Een aanbeveling voor toekomstig onderzoek is dan ook om deze sectorale verschillen te onderzoeken. Tot slot hebben we genderdiversiteit enkel op een

kwantitatieve manier benaderd. We hebben geen rekening gehouden met de kwaliteit van de bijdragen van vrouwen die zetelen in raden van bestuur, zoals de expertise of ervaring van vrouwelijke bestuursleden. Daarom is het aan te raden voor toekomstig onderzoek dat de inhoudelijke rol van vrouwen in raden van bestuur ook onderzocht wordt, zodat een dieper inzicht ontstaat in hoe zij bijdragen aan de besluitvorming en strategische keuzes binnen bedrijven.

Hoofdstuk 6: Conclusie

De tegenstrijdige resultaten van eerdere studies toonden ons dat er onduidelijkheid is in de literatuur over de impact van genderdiversiteit in raden van bestuur op de ondernemingsprestaties. In deze masterproef onderzochten we daarom de impact van genderdiversiteit in raden van bestuur op de ondernemingsprestaties binnen Belgische beursgenoteerde bedrijven, met complexiteit als modererende factor.

Aan de hand van een paneldata-set met 730 observaties hebben we een multivariate regressieanalyse uitgevoerd. Onze resultaten toonden aan dat genderdiversiteit in raden van bestuur geen statistisch significant effect heeft op de ondernemingsprestaties. Ook wanneer we onze modererende factor complexiteit opnemen, vonden we onvoldoende statistisch significant bewijs om aan te tonen dat dit een positieve impact heeft op de relatie tussen genderdiversiteit en de ondernemingsprestaties.

Referenties

- Adams, R. B. (2016). Women on boards: The superheroes of tomorrow? *The Leadership Quarterly*, 27(3), 371-386.
- Adams, R. B., & Ferreira, D. (2009). Women in the boardroom and their impact on governance and performance. *Journal of financial economics*, 94(2), 291-309.
- Adams, S. M., & Flynn, P. M. (2005). Local knowledge advances women's access to corporate boards. *Corporate Governance: An International Review*, 13(6), 836-846.
- Ahern, K. R., & Dittmar, A. K. (2012). The changing of the boards: The impact on firm valuation of mandated female board representation. *The quarterly journal of economics*, 127(1), 137-197.
- Anderson, R. C., Reeb, D. M., Upadhyay, A., & Zhao, W. (2011). The economics of director heterogeneity. *Financial Management*, 40(1), 5-38.
- Apesteguia, J., Azmat, G., & Iriberry, N. (2012). The impact of gender composition on team performance and decision making: Evidence from the field. *Management Science*, 58(1), 78-93.
- Arfken, D. E., Bellar, S. L., & Helms, M. M. (2004). The ultimate glass ceiling revisited: The presence of women on corporate boards. *Journal of business ethics*, 50, 177-186.
- Arnegger, M., Hofmann, C., Pull, K., & Vetter, K. (2014). Firm size and board diversity. *Journal of Management & Governance*, 18, 1109-1135.
- Baranchuk, N., & Dybvig, P. H. (2009). Consensus in diverse corporate boards. *The Review of Financial Studies*, 22(2), 715-747.
- Barber, B. M., & Lyon, J. D. (1996). Detecting abnormal operating performance: The empirical power and specification of test statistics. *Journal of financial economics*, 41(3), 359-399.
- Bear, S., Rahman, N., & Post, C. (2010). The impact of board diversity and gender composition on corporate social responsibility and firm reputation. *Journal of business ethics*, 97, 207-221.
- Becker, G. S. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. University of Chicago press.
- Ben-Amar, W., Francoeur, C., Hafsi, T., & Labelle, R. (2013). What makes better boards? A closer look at diversity and ownership. *British Journal of Management*, 24(1), 85-101.
- Bhagat, S., & Bolton, B. (2008). Corporate governance and firm performance. *Journal of corporate finance*, 14(3), 257-273.
- Bhagat, S., & Bolton, B. (2013). Director ownership, governance, and performance. *Journal of financial and Quantitative Analysis*, 48(1), 105-135.
- Bilimoria, D., & Piderit, S. K. (1994). Qualifications of corporate board committee members. *Group & Organization Management*, 19(3), 334-362.
- Bilimoria, D., & Wheeler, J. V. (2000). Women corporate directors: Current research and future directions. *Women in management: Current research issues*, 2(10), 138-163.
- Blau, P. M. (1970). A formal theory of differentiation in organizations. *American sociological review*, 201-218.
- Burgess, Z., & Tharenou, P. (2002). Women board directors: Characteristics of the few. *Journal of business ethics*, 37, 39-49.

- Burke, R. J. (1997). Women on corporate boards of directors: A needed resource. *Women in corporate management*, 37-43.
- Butler, S. A., & Newman, H. A. (1989). Agency control mechanism effectiveness and decision making in an executive's final year with a firm. *Journal of Institutional and Theoretical Economics (JITE)/Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft*, 451-464.
- Campbell, K., & Mínguez-Vera, A. (2008). Gender diversity in the boardroom and firm financial performance. *Journal of business ethics*, 83, 435-451.
- Carter, D. A., Simkins, B. J., & Simpson, W. G. (2003). Corporate governance, board diversity, and firm value. *Financial review*, 38(1), 33-53.
- Chandler, A. (2016). Women on corporate boards: a comparison of parliamentary discourse in the United Kingdom and France. *Politics & Gender*, 12(3), 443-468.
- Charness, G., & Gneezy, U. (2012). Strong evidence for gender differences in risk taking. *Journal of economic behavior & organization*, 83(1), 50-58.
- Chaudhry, A. A., & Ramakrishnan, S. (2019). Corporate social responsibility, brand equity, and shareholder value: Theoretical and conceptual perspectives. *International Journal of Recent Technology and Engineering*, 8(2), 22-31.
- Choi, J. J., Park, S. W., & Yoo, S. S. (2007). The value of outside directors: Evidence from corporate governance reform in Korea. *Journal of financial and Quantitative Analysis*, 42(4), 941-962.
- Coleman, J. S. (1994). *Foundations of social theory*. Harvard university press.
- Collins, J., PAUL M, Manning, K. L., & Carp, R. A. (2010). Gender, critical mass, and judicial decision making. *Law & Policy*, 32(2), 260-281.
- Corporate Governance committee. (2011). *Wet teneinde te garanderen dat vrouwen zitting hebben in de raad van bestuur*. <https://corporategovernancecommittee.be/nl/regelgeving/belgische-wetgeving/wet-teneinde-te-garanderen-dat-vrouwen-zitting-hebben-de-raad-van>
- Cox, T. H., Lobel, S. A., & McLeod, P. L. (1991). Effects of ethnic group cultural differences on cooperative and competitive behavior on a group task. *Academy of management journal*, 34(4), 827-847.
- Crespí-Cladera, R., & Pascual-Fuster, B. (2014). Does the independence of independent directors matter? *Journal of corporate finance*, 28, 116-134.
- Croson, R., & Gneezy, U. (2009). Gender differences in preferences. *Journal of Economic literature*, 47(2), 448-474.
- Daily, C. M., Certo, S. T., & Dalton, D. R. (1999). A decade of corporate women: Some progress in the boardroom, none in the executive suite. *Strategic management journal*, 20(1), 93-100.
- Dale-Olsen, H., Schøne, P., & Verner, M. (2013). Diversity among Norwegian boards of directors: Does a quota for women improve firm performance? *Feminist Economics*, 19(4), 110-135.
- Damanpour, F. (2010). An integration of research findings of effects of firm size and market competition on product and process innovations. *British Journal of Management*, 21(4), 996-1010.
- Dang, C., Li, Z. F., & Yang, C. (2018). Measuring firm size in empirical corporate finance. *Journal of Banking & Finance*, 86, 159-176.

- Dang, R., Bender, A.-F., & Scotto, M.-J. (2014). Women on French corporate board of directors: How do they differ from their male counterparts. *Journal of Applied Business Research*, 30(2), 489-507.
- De Anca, C. (2008). Women on corporate boards of directors in Spanish listed companies. *Women on corporate boards of directors: International research and practice*, 96-107.
- De Vita, L., & Magliocco, A. (2018). Effects of gender quotas in Italy: a first impact assessment in the Italian banking sector. *International Journal of Sociology and Social Policy*, 38(7-8), 673-694.
- Dean, T. J., Brown, R. L., & Bamford, C. E. (1998). Differences in large and small firm responses to environmental context: Strategic implications from a comparative analysis of business formations. *Strategic management journal*, 19(8), 709-728.
- Dewatripont, M., Jewitt, I., & Tirole, J. (1999). The economics of career concerns, part II: Application to missions and accountability of government agencies. *The Review of Economic Studies*, 66(1), 199-217.
- Djuitaningsih, T., & Ristiawati, E. E. (2011). Pengaruh kinerja lingkungan dan kepemilikan asing terhadap kinerja finansial perusahaan. *Jurnal Akuntansi Universitas Jember*, 9(2).
- Dunn, P. (2012). Breaking the boardroom gender barrier: the human capital of female corporate directors. *Journal of Management & Governance*, 16, 557-570.
- Dutton, J. E., & Duncan, R. B. (1987). The creation of momentum for change through the process of strategic issue diagnosis. *Strategic management journal*, 8(3), 279-295.
- Dwyer, S., Richard, O. C., & Chadwick, K. (2003). Gender diversity in management and firm performance: The influence of growth orientation and organizational culture. *Journal of business research*, 56(12), 1009-1019.
- Eagly, A. H., Johannesen-Schmidt, M. C., & Van Engen, M. L. (2003). Transformational, transactional, and laissez-faire leadership styles: a meta-analysis comparing women and men. *Psychological bulletin*, 129(4), 569.
- Eagly, A. H., & Johnson, B. T. (1990). Gender and leadership style: A meta-analysis. *Psychological bulletin*, 108(2), 233.
- European Institute for Gender Equality. (2019). *More gender equality on corporate boards - but only in a few Member States*. <https://eige.europa.eu/publications-resources/toolkits-guides/gender-equality-index-2019-report/more-gender-equality-corporate-boards-only-few-member-states#:~:text=Six%20Member%20States%20have%20legislated,FI%2C%20SE%2C%20UK>
- Erkut, S., Kramer, V. W., & Konrad, A. M. (2008). 18. Critical mass: does the number of women on a corporate board make a difference. *Women on corporate boards of directors: International research and practice*, 222.
- Fama, E. F., & Jensen, M. C. (1983). Separation of ownership and control. *The journal of law and Economics*, 26(2), 301-325.
- Farrell, K. A., & Hersch, P. L. (2005). Additions to corporate boards: The effect of gender. *Journal of corporate finance*, 11(1-2), 85-106.

- Fayyaz, U. E. R., Jalal, R. N. U. D., Venditti, M., & Minguez-Vera, A. (2023). Diverse boards and firm performance: The role of environmental, social and governance disclosure. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 30(3), 1457-1472.
- Feng, H., Morgan, N. A., & Rego, L. L. (2015). Marketing department power and firm performance. *Journal of Marketing*, 79(5), 1-20.
- Fernández-Temprano, M. A., & Tejerina-Gaite, F. (2020). Types of director, board diversity and firm performance. *Corporate Governance: The international journal of business in society*, 20(2), 324-342.
- Fich, E. M., & Shivdasani, A. (2005). The impact of stock-option compensation for outside directors on firm value. *The Journal of Business*, 78(6), 2229-2254.
- Fondas, N., & Sassalos, S. (2000). A different voice in the boardroom: How the presence of women directors affects board influence over management. *Global focus*, 12(2), 13-22.
- Forbes, D. P., & Milliken, F. J. (1999). Cognition and corporate governance: Understanding boards of directors as strategic decision-making groups. *Academy of management review*, 24(3), 489-505.
- Francoeur, C., Labelle, R., & Sinclair-Desgagné, B. (2008). Gender diversity in corporate governance and top management. *Journal of business ethics*, 81, 83-95.
- Fujii, H., Iwata, K., Kaneko, S., & Managi, S. (2013). Corporate environmental and economic performance of Japanese manufacturing firms: Empirical study for sustainable development. *Business Strategy and the Environment*, 22(3), 187-201.
- Gabaldon, P., De Anca, C., Mateos de Cabo, R., & Gimeno, R. (2016). Searching for women on boards: An analysis from the supply and demand perspective. *Corporate Governance: An International Review*, 24(3), 371-385.
- Gentry, R. J., & Shen, W. (2010). The relationship between accounting and market measures of firm financial performance: How strong is it? *Journal of managerial issues*, 514-530.
- Gompers, P., Ishii, J., & Metrick, A. (2003). Corporate governance and equity prices. *The quarterly journal of economics*, 118(1), 107-156.
- Gong, Y., Zhou, J., & Chang, S. (2013). Core knowledge employee creativity and firm performance: The moderating role of riskiness orientation, firm size, and realized absorptive capacity. *Personnel psychology*, 66(2), 443-482.
- Gul, F. A., Srinidhi, B., & Ng, A. C. (2011). Does board gender diversity improve the informativeness of stock prices? *Journal of accounting and Economics*, 51(3), 314-338.
- Gyapong, E., Monem, R. M., & Hu, F. (2016). Do women and ethnic minority directors influence firm value? Evidence from post-apartheid South Africa. *Journal of Business Finance & Accounting*, 43(3-4), 370-413.
- Hambrick, D. C., & Mason, P. A. (1984). Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers. *Academy of management review*, 9(2), 193-206.
- Hamplová, E., Janeček, V., & Lefley, F. (2022). Board gender diversity and women in leadership positions—are quotas the solution? *Corporate Communications: An International Journal*, 27(4), 742-759.

- Haslam, S. A., & Ryan, M. K. (2008). The road to the glass cliff: Differences in the perceived suitability of men and women for leadership positions in succeeding and failing organizations. *The Leadership Quarterly*, 19(5), 530-546.
- Hillman, A. J., Cannella Jr, A. A., & Harris, I. C. (2002). Women and racial minorities in the boardroom: How do directors differ? *Journal of management*, 28(6), 747-763.
- Hillman, A. J., Shropshire, C., & Cannella Jr, A. A. (2007). Organizational predictors of women on corporate boards. *Academy of management journal*, 50(4), 941-952.
- Hoel, M. (2008). The quota story: Five years of change in Norway. *Women on corporate boards of directors: International research and practice*, 79-87.
- Holst, E., & Schimeta, J. (2011). 29 von 906: Weiterhin kaum Frauen in TOP-Gremien großer Unternehmen. *DIW Wochenbericht*, 78(3), 2-10.
- Horwitz, S. K., & Horwitz, I. B. (2007). The effects of team diversity on team outcomes: A meta-analytic review of team demography. *Journal of management*, 33(6), 987-1015.
- Ibarra, H. (1992). Homophily and differential returns: Sex differences in network structure and access in an advertising firm. *Administrative science quarterly*, 422-447.
- Ibarra, H. (1993). Personal networks of women and minorities in management: A conceptual framework. *Academy of management review*, 18(1), 56-87.
- IFA, O. E. (2009). L'accès et la représentation des femmes dans les organes de gouvernance d'entreprise.
- Ingle, C., & Van Der Walt, N. (2005). Do board processes influence director and board performance? Statutory and performance implications. *Corporate Governance: An International Review*, 13(5), 632-653.
- Instituut voor de gelijkheid van mannen en vrouwen. (2022). *De vierde balans van de wet van 28 juli 2011 over genderquota*. [https://igvm-iefh.belgium.be/sites/default/files/157 - de vierde balans van de wet van 28 juli 2011 over genderquota.pdf](https://igvm-iefh.belgium.be/sites/default/files/157_-_de_vierde_balans_van_de_wet_van_28_juli_2011_over_genderquota.pdf)
- Jamali, D., Safieddine, A., & Daouk, M. (2007). Corporate governance and women: an empirical study of top and middle women managers in the Lebanese banking sector. *Corporate Governance: The international journal of business in society*, 7(5), 574-585.
- Jehn, K. A., Northcraft, G. B., & Neale, M. A. (1999). Why differences make a difference: A field study of diversity, conflict and performance in workgroups. *Administrative science quarterly*, 44(4), 741-763.
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. In *Corporate governance* (pp. 77-132). Gower.
- Jia, M., & Zhang, Z. (2013). Critical mass of women on BODs, multiple identities, and corporate philanthropic disaster response: Evidence from privately owned Chinese firms. *Journal of business ethics*, 118, 303-317.
- Jianakoplos, N. A., & Bernasek, A. (1998). Are women more risk averse? *Economic inquiry*, 36(4), 620-630.
- Jiraporn, P., Kim, Y. S., & Davidson III, W. N. (2008). Multiple directorships and corporate diversification. *Journal of Empirical Finance*, 15(3), 418-435.
- Joecks, J., Pull, K., & Vetter, K. (2013). Gender diversity in the boardroom and firm performance: What exactly constitutes a "critical mass?". *Journal of business ethics*, 118, 61-72.

- Johnson, S. G., Schnatterly, K., & Hill, A. D. (2013). Board composition beyond independence: Social capital, human capital, and demographics. *Journal of management*, 39(1), 232-262.
- Kennedy, P. (2008). *A guide to econometrics*. John Wiley & Sons.
- Kesner, I. F. (1988). Directors' characteristics and committee membership: An investigation of type, occupation, tenure, and gender. *Academy of management journal*, 31(1), 66-84.
- Kim, D., & Starks, L. T. (2016). Gender diversity on corporate boards: Do women contribute unique skills? *American Economic Review*, 106(5), 267-271.
- Kong, G., & Kong, D. (2017). Corporate governance, human capital, and productivity: evidence from Chinese non-listed firms. *Applied Economics*, 49(27), 2655-2668.
- Konrad, A. M., Kramer, V., & Erkut, S. (2008). Critical mass:: The impact of three or more women on corporate boards. *Organizational dynamics*, 37(2), 145-164.
- Konrad, A. M., & Kramer, V. W. (2006). How many women do boards need. *Harvard business review*, 84(12), 22.
- Lawrence, P. R., & Lorsch, J. W. (1967). Differentiation and integration in complex organizations. *Administrative science quarterly*, 1-47.
- Lefley, F., & Janecek, V. (2022). What is an equitable target percentage for women on corporate boards? *Corporate Communications: An International Journal*, 28(3), 522-534.
- Lehn, K. M., Patro, S., & Zhao, M. (2009). Determinants of the size and composition of US corporate boards: 1935-2000. *Financial Management*, 38(4), 747-780.
- Li, H., & Chen, P. (2018). Board gender diversity and firm performance: The moderating role of firm size. *Business Ethics: A European Review*, 27(4), 294-308.
- Liu, Y., Wei, Z., & Xie, F. (2014). Do women directors improve firm performance in China? *Journal of corporate finance*, 28, 169-184.
- Loughran, T., & McDonald, B. (2024). Measuring firm complexity. *Journal of financial and Quantitative Analysis*, 59(6), 2487-2514.
- Loukil, N., & Yousfi, O. (2016). Does gender diversity on corporate boards increase risk-taking? *Canadian Journal of Administrative Sciences/Revue Canadienne des Sciences de l'Administration*, 33(1), 66-81.
- Lu, J., & Herremans, I. M. (2019). Board gender diversity and environmental performance: An industries perspective. *Business Strategy and the Environment*, 28(7), 1449-1464.
- Luanglath, N., Ali, M., & Mohannak, K. (2019). Top management team gender diversity and productivity: the role of board gender diversity. *Equality, Diversity and Inclusion: An International Journal*, 38(1), 71-86.
- Lückerath-Rovers, M. (2013). Women on boards and firm performance. *Journal of Management & Governance*, 17, 491-509.
- Machold, S., Huse, M., Hansen, K., & Brogi, M. (2013). *Getting women on to corporate boards: A snowball starting in Norway*. Edward Elgar Publishing.
- Mahadeo, J. D., Soobaroyen, T., & Hanuman, V. O. (2012). Board composition and financial performance: Uncovering the effects of diversity in an emerging economy. *Journal of business ethics*, 105, 375-388.
- Mateos de Cabo, R., Gimeno, R., & Nieto, M. J. (2012). Gender diversity on European banks' boards of directors. *Journal of business ethics*, 109, 145-162.

- Miller, T., & del Carmen Triana, M. (2009). Demographic diversity in the boardroom: Mediators of the board diversity–firm performance relationship. *Journal of management studies*, 46(5), 755-786.
- Mura, R. (2007). Firm performance: Do non-executive directors have minds of their own? Evidence from UK panel data. *Financial Management*, 36(3), 81-112.
- Nahavandi, A., & Malekzadeh, A. R. (1993). Leader style in strategy and organizational performance: An integrative framework. *Journal of management studies*, 30(3), 405-425.
- Nelson, R. R. (1985). *An evolutionary theory of economic change*. harvard university press.
- Niederle, M., & Vesterlund, L. (2007). Do women shy away from competition? Do men compete too much? *The quarterly journal of economics*, 122(3), 1067-1101.
- Nielsen, S., & Huse, M. (2010). The contribution of women on boards of directors: Going beyond the surface. *Corporate Governance: An International Review*, 18(2), 136-148.
- Ntim, C. G., Opong, K. K., & Danbolt, J. (2012). The relative value relevance of shareholder versus stakeholder corporate governance disclosure policy reforms in South Africa. *Corporate Governance: An International Review*, 20(1), 84-105.
- Pan, Y., & Sparks, J. R. (2012). Predictors, consequence, and measurement of ethical judgments: Review and meta-analysis. *Journal of business research*, 65(1), 84-91.
- Paniagua, J., Rivelles, R., & Sapena, J. (2018). Corporate governance and financial performance: The role of ownership and board structure. *Journal of business research*, 89, 229-234.
- Papadakis, V. M. (2006). Do CEOs shape the process of making strategic decisions? Evidence from Greece. *Management Decision*, 44(3), 367-394.
- Park, H. M. (2011). Practical guides to panel data modeling: a step-by-step analysis using stata. *Public Management and Policy Analysis Program, Graduate School of International Relations, International University of Japan*, 12, 1-52.
- Park, S. J., Choi, S., & Kim, E. J. (2012). The relationships between socio-demographic variables and concerns about environmental sustainability. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 19(6), 343-354.
- Pathan, S., & Faff, R. (2013). Does board structure in banks really affect their performance? *Journal of Banking & Finance*, 37(5), 1573-1589.
- Pfeffer, J., & Salancik, G. (2003). External control of organizations—Resource dependence perspective. In *Organizational behavior 2* (pp. 355-370). Routledge.
- Pletzer, J. L., Nikolova, R., Kedzior, K. K., & Voelpel, S. C. (2015). Does gender matter? Female representation on corporate boards and firm financial performance-a meta-analysis. *PloS one*, 10(6), e0130005.
- Post, C., & Byron, K. (2015). Women on boards and firm financial performance: A meta-analysis. *Academy of management journal*, 58(5), 1546-1571.
- Pucheta-Martínez, M. C., & Gallego-Álvarez, I. (2020). Do board characteristics drive firm performance? An international perspective. *Review of Managerial Science*, 14(6), 1251-1297.
- Putri, I. G. A. P. T., & Rahyuda, H. (2020). Effect of capital structure and sales growth on firm value with profitability as mediation. *International research journal of management, IT and social sciences*, 7(1), 145-155.

- Reguera-Alvarado, N., & Bravo, F. (2017). The effect of independent directors' characteristics on firm performance: Tenure and multiple directorships. *Research in International Business and Finance*, 41, 590-599.
- Ruigrok, W., Peck, S., & Tacheva, S. (2007). Nationality and gender diversity on Swiss corporate boards. *Corporate Governance: An International Review*, 15(4), 546-557.
- Salloum, C., Jabbour, G., & Mercier-Suissa, C. (2019). Democracy across gender diversity and ethnicity of Middle Eastern SMEs: how does performance differ? *Journal of Small Business Management*, 57(1), 255-267.
- Sealy, R., Vinnicombe, S., & Singh, V. (2008). The pipeline to the board finally opens: Women's progress on FTSE 100 boards in the UK. *Women on corporate boards of directors: International research and practice*, 37-46.
- Seierstad, C., Healy, G., Sønju Le Bruyn Goldeng, E., & Fjellvær, H. (2021). A "quota silo" or positive equality reach? The equality impact of gender quotas on corporate boards in Norway. *Human Resource Management Journal*, 31(1), 165-186.
- Simpson, W. G., Carter, D., & D'Souza, F. P. (2010). What do we know about women on boards? *Journal of Applied Finance (Formerly Financial Practice and Education)*, 20(2).
- Singh, V. (2009). 10. Contrasting positions of women directors in Jordan and Tunisia. *Women on corporate boards of directors: International research and practice*, 108.
- Singh, V., Terjesen, S., & Vinnicombe, S. (2008). Newly appointed directors in the boardroom:: How do women and men differ? *European management journal*, 26(1), 48-58.
- 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.
- Sullivan, J. H., Warkentin, M., & Wallace, L. (2021). So many ways for assessing outliers: What really works and does it matter? *Journal of business research*, 132, 530-543.
- Tajfel, H., Turner, J. C., Worchel, S., & Austin, W. G. (1986). Psychology of intergroup relations. *Chicago: Nelson-Hall*, 7-24.
- Terjesen, S., Aguilera, R. V., & Lorenz, R. (2015). Legislating a woman's seat on the board: Institutional factors driving gender quotas for boards of directors. *Journal of business ethics*, 128, 233-251.
- Terjesen, S., Couto, E. B., & Francisco, P. M. (2016). Does the presence of independent and female directors impact firm performance? A multi-country study of board diversity. *Journal of Management & Governance*, 20, 447-483.
- Terjesen, S., Sealy, R., & Singh, V. (2009). Women directors on corporate boards: A review and research agenda. *Corporate Governance: An International Review*, 17(3), 320-337.
- Torchia, M., Calabrò, A., Huse, M., & Brogi, M. (2010). Critical mass theory and women directors' contribution to board strategic tasks. *Corporate Board: Role, Duties & Composition*, 6(3).
- Triana, M. d. C., Miller, T. L., & Trzebiatowski, T. M. (2014). The double-edged nature of board gender diversity: Diversity, firm performance, and the power of women directors as predictors of strategic change. *Organization Science*, 25(2), 609-632.
- Tyagi, S., Nauriyal, D. K., & Gulati, R. (2018). Firm level R&D intensity: evidence from Indian drugs and pharmaceutical industry. *Review of Managerial Science*, 12, 167-202.

- Valls Martinez, M. d. C., Cruz Rambaud, S., & Parra Oller, I. M. (2019). Gender policies on board of directors and sustainable development. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 26(6), 1539-1553.
- Wang, T., Song, M., & Zhao, Y. L. (2014). Legitimacy and the value of early customers. *Journal of Product Innovation Management*, 31(5), 1057-1075.
- Watson, W. E., Kumar, K., & Michaelsen, L. K. (1993). Cultural diversity's impact on interaction process and performance: Comparing homogeneous and diverse task groups. *Academy of management journal*, 36(3), 590-602.
- Westphal, J. D., & Milton, L. P. (2000). How experience and network ties affect the influence of demographic minorities on corporate boards. *Administrative science quarterly*, 45(2), 366-398.
- Wiley, C., & Monllor-Tormos, M. (2018). Board gender diversity in the STEM&F sectors: the critical mass required to drive firm performance. *Journal of Leadership & Organizational Studies*, 25(3), 290-308.
- Wincent, J., Anokhin, S., & Örtqvist, D. (2013). Supporting innovation in government-sponsored networks: The role of network board composition. *International Small Business Journal*, 31(8), 997-1020.
- Withers, M. C., Hillman, A. J., & Cannella Jr, A. A. (2012). A multidisciplinary review of the director selection literature. *Journal of management*, 38(1), 243-277.
- Xiao, S., & Zhao, S. (2020). How do agency problems affect firm value?—Evidence from China. In *The Chinese Capital Markets* (pp. 101-126). Routledge.
- Xie, Q. (2014). CEO tenure and ownership mode choice of Chinese firms: The moderating roles of managerial discretion. *International Business Review*, 23(5), 910-919.
- Yarram, S. R., & Adapa, S. (2021). Board gender diversity and corporate social responsibility: Is there a case for critical mass? *Journal of cleaner production*, 278, 123319.
- Yoshikawa, T., Zhu, H., & Wang, P. (2014). National governance system, corporate ownership, and roles of outside directors: A corporate governance bundle perspective. *Corporate Governance: An International Review*, 22(3), 252-265.
- Zhang, J. Q., Zhu, H., & Ding, H.-b. (2013). Board composition and corporate social responsibility: An empirical investigation in the post Sarbanes-Oxley era. *Journal of business ethics*, 114, 381