

ERASMUS UNIVERSITEIT ROTTERDAM

Erasmus School of Economics

Bachelorscriptie

In hoeverre verschilt het effect van een hard en een zacht gender quotum op het loonverschil tussen vrouwen en mannen?

Naam student: Milo Hornstra

Studentnummer: 466034

Begeleider: K. Spiritus

Datum: 10-07-2020

# Inhoudsopgave

|  |               |
|--|---------------|
| <b>Samenvatting</b>  | <b>- 3 -</b>  |
| <b>1. Inleiding</b>  | <b>- 4 -</b>  |
| <b>2. Theoretisch kader</b>                                      | <b>- 7 -</b>  |
| 2.1 <i>Gender quota</i>  | - 7 -         |
| 2.1.1 Het doel van gender quota                                  | - 7 -         |
| 2.1.2 De gedachte achter gender quota                            | - 8 -         |
| 2.1.3 De keerzijden van gender quota                             | - 9 -         |
| 2.1.4 De economische effecten voor bedrijven en de maatschappij  | - 10 -        |
| 2.1.5 Harde en zachte gender quota                               | - 11 -        |
| 2.2 <i>Het loonverschil tussen vrouwen en mannen</i>             | - 14 -        |
| 2.2.1 Determinanten van het loonverschil                         | - 14 -        |
| 2.2.2 Het onverklaarbare loonverschil                            | - 16 -        |
| <b>3. Data</b>   | <b>- 18 -</b> |
| 3.1 <i>Specificatie van de variabelen</i>                        | - 18 -        |
| 3.2 <i>Beschrijvende statistieken</i>                            | - 19 -        |
| <b>4. Methodologie</b>   | <b>- 22 -</b> |
| 4.1 <i>Onderzoeksmethode</i>                                     | - 22 -        |
| 4.2 <i>Transformaties</i>  | - 23 -        |
| 4.3 <i>Regressies</i>  | - 24 -        |
| 4.4 <i>Vertragingen</i>  | - 25 -        |
| 4.5 <i>Heteroscedasticiteit</i>                                  | - 26 -        |
| <b>5. Resultaten</b>   | <b>- 27 -</b> |
| 5.1 <i>Resultaten van een quotum op het loonverschil</i>         | - 27 -        |
| 5.2 <i>Hard en zacht quotum uitgesplitst</i>                     | - 29 -        |
| 5.3 <i>Verskil in het effect tussen een hard en zacht quotum</i> | - 31 -        |
| <b>6. Discussie</b>  | <b>- 32 -</b> |
| <b>7. Conclusie</b>  | <b>- 34 -</b> |
| <b>Referenties</b>   | <b>- 35 -</b> |
| <b>Appendix</b>  | <b>- 42 -</b> |

# Samenvatting

In tien Europese landen is er een gender quotum van kracht met als doel het bevorderen van de gelijkheid tussen vrouwen en mannen op de arbeidsmarkt. Aan het niet behalen van het quotumpercentage zitten in sommige landen zware sancties en in sommige landen lichte sancties. Het verschil in effect tussen zogeheten harde en zachte gender quota op het loonverschil tussen vrouwen en mannen is in dit onderzoek bestudeerd. Aan de hand van 24 Europese landen is, met een gehanteerde tijdspanne van 2007 tot en met 2018, het directe en vertraagde effect van een hard en zacht gender quotum op het loonverschil bepaald door het gebruik van de fixed effects methode. De resultaten wijzen uit dat er een verschil in effect is tussen een hard en zacht gender quotum. Het invoeren van een hard gender quotum zorgt voor een directe vergroting van het loonverschil tussen vrouwen en mannen. Het vertraagde effect van een hard quotum op het loonverschil is niet significant. Een zacht gender quotum zorgt voor een directe verkleining en een vertraagde vergroting van het loonverschil.

# 1. Inleiding

In 2003 schreef Drude Dahlerup over de aanstekelijkheid van politiek gerichte gender quota. Een *quota fever* dat heerste in Zuidoost-Azië zou mogelijk naar Europa overwaaien. In datzelfde jaar werd in Noorwegen het eerste Europese gender quotum, gericht op het bedrijfsleven, aangenomen. Enkele jaren later volgden Spanje en Frankrijk met eenzelfde soort gender quotum. In vijftien jaar tijd hebben zo'n tien Europese landen een bedrijfsgericht gender quotum ingevoerd. De aanstekelijkheid van een gender quotum, de *quota fever*, betreft zodoende niet alleen quota gericht op de politiek, maar ook op het bedrijfsleven. In Nederland is er sinds 2013 een gender quotum van kracht om de proportie vrouwen in het bestuur van bedrijven te vergroten. Aan het niet behalen van het quotumpercentage, dat 30% bedraagt, zitten geen harde sancties verbonden. Dit type quotum wordt zacht genoemd, in tegenstelling tot het harde quotum. Ondanks het zachte gender quotum stijgt het aandeel vrouwen aan de top in Nederland echter traag. Dit aandeel bedroeg in 2018 zo'n 15% (Centraal Planbureau & Sociaal en Cultureel Planbureau, 2019). De Sociaal-Economische Raad (2019) heeft – in opdracht van het kabinet – hierom een advies uitgebracht waarin wordt gepleit voor hardere sancties bij het niet behalen van het quotumpercentage. De meerderheid van de Tweede Kamer heeft voor de overgang van een zacht naar een hard gender quotum gestemd.

Het beoogde doel van een bedrijfsgericht gender quotum is om de gelijkheid tussen vrouwen en mannen op de arbeidsmarkt te bevorderen (Wang & Kelan, 2013). Dit kan worden gezien als het algemene doel van een gender quotum. Reeds ingevoerde Europese quota hebben betrekking op de gender samenstelling van het bestuur van bedrijven. De gedachte is dat een grotere proportie vrouwen in het bestuur van bedrijven de barrières voor doorgroeiende vrouwen weg nemen. De representatie van vrouwen aan de top van een bedrijf kan zodoende worden gezien als het specifieke doel van een gender quotum. Het idee van het quotum is dat er massa wordt gecreëerd, door het nastreven van het specifieke doel, waardoor het algemene doel op langere termijn eveneens bereikt wordt (Wang & Kelan, 2013). Naast de genoemde doelen brengt de invoering van een gender quotum economische effecten voor bedrijven en de maatschappij teweeg. Voorgaande studies tonen aan dat bedrijfsprestaties worden beïnvloed door de mate waarin het bestuur van een bedrijf gender divers is. Daarnaast kan de maatschappij gebaat zijn bij een gender divers bestuur. Het meest fundamentele bezwaar tegen een gender quotum is dat het ten koste kan gaan van de rechtvaardigheid (Storvik & Teigen, 2010). Bij het aanstellen van nieuwe bestuursleden kan de focus namelijk komen te liggen op geslacht in plaats van bekwaamheid.

Voorgaand onderzoek naar gender quota is met name gericht op harde quota. De meeste landen hangen namelijk dit type quota aan waaronder Noorwegen dat het eerste Europese bedrijfsgerichte gender quotum heeft ingevoerd. De financiële prestaties van Noorse bedrijven is weinig veranderd na de invoering van het quotum (Dale-Olsen, Schøne & Verner, 2013). Het loonverschil tussen vrouwen en mannen in directies werd ietwat kleiner, maar deze verkleining was niet terug te zien in het loonverschil dat betrekking had op lagere rangen van het bedrijf (Bertrand, Black, Jensen & Lleras-Muney, 2019). Literatuur over het effect van zachte gender quota focust zich met name op de ontwikkeling van de gender verhoudingen in

het bestuur van bedrijven. Aangezien er geen harde sancties zijn, is het minder zeker dat bedrijven aan het quotumpercentage voldoen. Zo blijkt dat het aantal vrouwen in de raad van commissarissen en de raad van bestuur een stuk minder is toegenomen bij het zachte Spaanse quotum dan bij het harde Noorse quotum (De Cabo, Terjesen, Escot & Gimeno, 2019). Voorgaande literatuur doet suggereren dat de effecten van een hard en zacht gender quotum van elkaar verschillen. Een goede maatstaf van gelijkheid op de arbeidsmarkt is het loonverschil tussen vrouwen en mannen (Choobineh, 2016). In dit onderzoek staat de vraag centraal in hoeverre het effect verschilt van een hard en een zacht gender quotum op het loonverschil.

Het loonverschil tussen vrouwen en mannen, hetgeen dat in dit onderzoek wordt gehanteerd, laat zich definiëren als het procentuele verschil in het gemiddelde uurloon van vrouwen en mannen. Het loonverschil meet zodoende een ruimer begrip dan het verschil in beloning tussen vrouwen en mannen voor hetzelfde werk. Voorgaand onderzoek toont aan dat er vele determinanten van het loonverschil zijn, waaronder de algemene loonstructuur; de traditionele rolverdeling binnen het gezin; het verschil in menselijk kapitaal tussen vrouwen en mannen en het verschil in carrièrekeuzes tussen vrouwen en mannen (Mincer & Polachek, 1974; Blau & Kahn, 2017; Sigle-Rushton & Waldfogel, 2007). Het restant van het loonverschil dat overblijft na het controleren voor de genoemde determinanten, wordt het onverklaarbare loonverschil genoemd. Dit onverklaarbare deel van het loonverschil kan veroorzaakt worden door discriminatie jegens vrouwen. Tevens kunnen verschillen in psychologische eigenschappen en non-cognitieve vaardigheden tussen vrouwen en mannen en bepaalde wet- en regelgeving en overheidsbeleid verklaringen bieden voor het bestaan van het onverklaarbare loonverschil (Kurtulus, 2012). Een gender quotum is een voorbeeld van overheidsbeleid dat het loonverschil kan beïnvloeden.

Het verschil in effect tussen een hard en een zacht gender quotum op het loonverschil tussen vrouwen en mannen zal worden bepaald aan de hand van data van 24 Europese landen. Mensi-Klarbach & Seierstad (2020) hebben de Europese gender quota onderverdeeld in hard en zacht. Hieruit volgt dat zeven Europese landen een hard gender quotum en drie Europese landen een zacht gender quotum hebben ingevoerd. De tijdspanne van 2007 tot en met 2018 wordt gehanteerd in verband met de beschikbaarheid van de data. Voor de 24 meegenomen landen was het loonverschil tussen vrouwen en mannen van 2017 tot en met 2018 gemiddeld 15,83%. Het gemiddelde uurloon van mannen was zodoende 15,83% hoger dan het gemiddelde uurloon van vrouwen. Aan de hand van de fixed effect methode zal het effect van een hard en zacht gender quotum op het loonverschil bepaald worden. Aanvankelijk zal de splitsing tussen harde en zachte quota nog niet gemaakt worden en wordt het effect van een gender quotum op het loonverschil bepaald. Tevens zal er gekeken worden naar een vertraging van drie jaar van de quotum variabele op het loonverschil. Vervolgens zullen de directe en vertraagde effecten van harde en zachte quota uitgesplitst worden.

Het directe en vertraagde effect van een gender quotum op het loonverschil tussen vrouwen en mannen is niet significant. Een splitsing van harde en zachte gender quota laat zien dat de twee typen quota een verschillend effect op het loonverschil hebben. Een hard quotum heeft een positief direct effect en geen significant vertraagd effect op het loonverschil. Een zacht gender quotum heeft een significant direct effect dat negatief is, oftewel het loonverschil

verkleint. Het vertraagde effect van een zacht quotum is significant en positief. De effecten van de twee typen quota op het loonverschil verhouden zich als volgt tot elkaar. Het loonverschil neemt minder af (of meer toe) bij de invoer van een hard quotum dan bij de invoer van een zacht quotum, wat betreft het directe effect. Op de langere termijn neemt het loonverschil meer af (of minder toe) bij de invoer van een hard quotum dan bij de invoer van een zacht quotum. Drie controlevariabelen vertonen in meerdere modellen een significante relatie met het loonverschil tussen vrouwen en mannen: het verschil in het gemiddeld aantal uren per week gewerkt tussen vrouwen en mannen; de man/vrouw ratio van afgestudeerden en de hoogte van een centraal geregeld minimumloon.

De resultaten van dit onderzoek ondersteunen het inzicht dat wet- en regelgeving en overheidsbeleid het loonverschil tussen vrouwen en mannen kan beïnvloeden. Zowel een zacht gender quotum als de duur van zwanger- en ouderschapsverlof hebben in verschillende situaties een significante relatie met het loonverschil. Daarnaast komen de resultaten enigszins overeen met Bertrand, Black, Jensen & Lleras-Muney (2015) die geen verandering in het loonverschil tussen vrouwen en mannen in lagere rangen van het bedrijf aantoonde na de invoer van een hard gender quotum. In dit onderzoek komt naar voren dat het invoeren van een hard gender quotum een direct positief effect heeft op het loonverschil, maar dat een significant vertraagd effect op het loonverschil uit blijft. Twee beperkingen van dit onderzoek zijn van belang om in acht te nemen. Ten eerste is de data beperkt in zijn omvang wat betreft de tijdsperiode en het aantal landen met een zacht gender quotum. Ten tweede zijn er bedrijven die niet vallen onder de regelingen van een gender quotum meegenomen in de berekening van het loonverschil. De meeste gender quota hebben betrekking op grote bedrijven, of zelfs enkel op beursgenoteerde bedrijven, terwijl bij het bepalen van het loonverschil alle bedrijven met tien of meer werknemers worden meegenomen.

Het resterende deel van dit verslag is als volgt opgebouwd. In hoofdstuk 2 wordt de wetenschappelijke kennis omtrent dit onderzoek uiteengezet. In hoofdstuk 3 wordt de aangewende data behandeld en in hoofdstuk 4 wordt de gebruikte methode toegelicht. De resultaten die leiden tot het beantwoorden van de hoofdvraag worden in hoofdstuk 5 weergegeven en verduidelijkt. In hoofdstuk 6 worden de implicaties en beperkingen behandeld en ter afsluiting wordt in hoofdstuk 7 de conclusie van het onderzoek beschreven.

## 2. Theoretisch kader

### 2.1 Gender quota

Gender ongelijkheid op de arbeidsmarkt is een mondiaal vraagstuk (De Cabo et al., 2019; Christensen & Muhr, 2019; Schwindt-Bayer, 2009; Conde-Ruiz, García & Yáñez, 2019). Verschillende soorten strategieën zijn aangewend om de bestaande discriminatie jegens vrouwen tegen te gaan (Mensi-Klarbach & Seierstad, 2020). Benschop & Van den Brink (2014) benoemen een scala aan strategieën die gender ongelijkheid tegen kunnen gaan met aan de ene kant van het spectrum de 'small wins' aanpak en aan de andere kant een gender quotum. De small wins aanpak is gebaseerd op de gedachte dat diepgewortelde gewoonten en opvattingen enkel door 'een aanhoudende campagne van stapsgewijze veranderingen' kunnen veranderen (Meyerson & Fletcher, 2000). Gender gelijkheid zou zodoende het beste bereikt kunnen worden door een geleidelijke transformatie zonder een duidelijk eindpunt. Het gesanctioneerde gender quotum kan gezien worden als meest ingrijpende strategie om ongelijkheid op de arbeidsmarkt aan te pakken. Dit instrument is een meer exogene schok die de systematiek van aanstellingen en benoemingen van werknemers in bedrijven kan ombuigen (Baldez, 2006). In de twintigste eeuw werd een gender quotum voornamelijk gebruikt om vrouwelijke ondervertegenwoordiging in de politiek tegen te gaan (Krook, 2008). Echter, met de aankondiging van het Noorse quotum in 2003 is de focus van gender quota verlegt van de politiek naar het bedrijfsleven. In dit onderzoek zal er eveneens gekeken worden naar bedrijfsgerichte gender quota.

#### 2.1.1 Het doel van gender quota

Benschop & Van den Brink (2014) definiëren een quotum als een (wettelijk) middel om historische ondervertegenwoordiging van bepaalde groepen in organisaties en overheidsinstellingen te corrigeren. Tot op heden zijn alle ingevoerde bedrijfsgerichte gender quota gericht op de top van de bedrijven. Een minimumpercentage voor het aandeel vrouwen in het bestuur van een bedrijf wordt opgelegd om meer vrouwen in de top van het bedrijf te laten fungeren. De representatie van vrouwen aan de top van een bedrijf kan worden gezien als het specifieke doel van een gender quotum. De verwachting is dat een betere representativiteit aan de top de gelijkheid tussen vrouwen en mannen in het gehele bedrijf kan bevorderen. Het algemene doel van een gender quotum is zodoende om de gelijkheid tussen vrouwen en mannen op de arbeidsmarkt te bevorderen (Wang & Kelan, 2013).

Het specifieke doel kan het algemene doel bevorderen doordat een toename van vrouwen in het bestuur van een bedrijf kan zorgen voor een toename van de macht van vrouwen. Zij kunnen met deze macht barrières wegnemen voor doorgroeiende vrouwen waardoor de gender verhouding in het gehele bedrijf gelijk kan worden. Henderikse, Pouwels & Van Beek (2015) stellen dat het glazen plafond, hetgeen dat de doorgroei van vrouwen naar leidinggevende functies verhindert, op deze manier gebroken zou kunnen worden. Om het glazen plafond te doen doorbreken moet er, volgens Matsa & Miller (2011), aan twee

aannames voldaan worden. Ten eerste moeten vrouwen die in het bestuur van een bedrijf zitten zich daadwerkelijk willen inzetten om de barrières, die zich opdoen voor vrouwen in lagere rangen, uit de weg te ruimen. Ten tweede moeten deze vrouwen ook in staat zijn om deze barrières uit de weg te ruimen. Indien een bedrijf een lange tijd bestuurd is door overwegend mannen, kan dit moeilijk zijn voor nieuw aangestelde vrouwen, met name op de korte termijn.

Een toename van de proportie vrouwen in het bestuur van een bedrijf kan tevens zorgen voor een verbeterde zichtbaarheid van verschillende vormen van vrouwelijk leiderschap (Pande & Ford, 2011). Een meer gevarieerd beeld van vrouwen in de top van bedrijven kan het risico van stereotypering en marginalisatie doen afnemen (Christensen & Muhr, 2019). Spencer, Steele & Quinn (1999) tonen aan dat indien er een negatief stereotype is van een groep, de leden van deze groep minder kunnen gaan presteren door dit stereotype. Een afname van deze zogenoemde stereotype-bedreiging kan ervoor zorgen dat vrouwen beter zullen presteren op de werkvloer. Een toename van het aandeel vrouwen in het bestuur van bedrijven kan stereotypering verminderen en de hierdoor de prestaties van vrouwen verbeteren waardoor de gelijkheid in het gehele bedrijf kan worden bevorderd.

### 2.1.2 De gedachte achter gender quota

Met een gender quotum neemt het aandeel vrouwen in de top substantieel toe met als uiteindelijke doel de gelijkheid in alle rangen van het bedrijf te bevorderen (Wang & Kelan, 2013). Kanter (1977) stelt dat indien een groep voor minimaal 35% gerepresenteerd is, het een minderheid genoemd kan worden. Boven deze kritische waarde kan, volgens Kanter (1977), een groep de cultuur daadwerkelijk beïnvloeden. Onder deze kritische waarde heeft een groep slechts symbolische waarde. Een symbolische waarde van vrouwen in een team kan er juist voor zorgen dat er minder snel andere vrouwen toetreden in het team. Duguid (2011) toont aan dat een vrouwelijk teamlid, in een prestigieus team, minder snel haar voorkeur geeft aan een kandidaat met hetzelfde geslacht indien ze de enige vrouw in het team is. Bij een grotere proportie vrouwen in een prestigieus team geven vrouwelijke teamleden sneller hun voorkeur aan vrouwelijke kandidaten. De zogenoemde concurrentiedreiging en collectieve dreiging liggen, volgens Duguid (2011), aan dit fenomeen ten grondslag. De concurrentiedreiging houdt in dat een vrouwelijk teamlid, bij de keus tussen een hooggekwalificeerde vrouw en een hooggekwalificeerde man, kiest voor de man om de vrouwelijke competitie in het team te beperken. De collectieve dreiging houdt in dat een vrouwelijk teamlid, bij de keus tussen een matig gekwalificeerde vrouw en een matig gekwalificeerde man, kiest voor de man, omdat de matige prestaties van de vrouwelijke kandidaat het imago van het vrouwelijke teamlid mogelijk negatief kan beïnvloeden.

Het behalen van de kritische massa, oftewel 35% vrouwen, zorgt, naast een afname van de concurrentiebedreiging en collectieve dreiging, tevens voor een afname van het 'queen bee' fenomeen. Het label queen bee wordt gegeven aan vrouwen die individueel succes nastreven in een bedrijf waar een mannencultuur heerst door zich aan te passen aan deze cultuur (Staines, Tavis & Jayaratne, 1974). Derks, Ellemers, Van Laar & De Groot (2011) hebben 94 vrouwen met een leidinggevende functie gevraagd in hoeverre zij zich identificeren met andere vrouwen in dat bedrijf en de mate waarin de vrouwen, naar hun mening, discriminatie hebben



ervaren tijdens hun carrière. De vrouwen die meer discriminatie hadden ervaren tijdens hun carrière, identificeerde zich minder met de andere vrouwen en vertoonden, naar eigen mening, meer mannelijk gedrag. De gedragsverandering van vrouwen met een queen bee label is een reactie op de heersende discriminatie die de vrouwen hebben ervaren (Derks, Van Laar & Ellemers, 2016). Indien er een grotere massa van vrouwelijke bestuursleden aanwezig is, kan het queen bee fenomeen afnemen.

### 2.1.3 De keerzijden van gender quota

Het meest fundamentele bezwaar tegen een gender quotum is de onrechtvaardigheid van het middel (Storvik & Teigen, 2010). Literatuur vanuit de bedrijfsethiek verklaart dat een quotum ondemocratisch is en een discriminerende werking op mannen heeft (Dubbink, 2005; Gopalan & Watson, 2015). Bij het aanstellen van nieuwe bestuursleden zou de focus namelijk kunnen komen te liggen op het geslacht, in plaats van de bekwaamheid, van het kandidaat-bestuurslid (Terjesen & Sealy, 2016). Een minder bekwame vrouw zou op deze manier geprefereerd kunnen worden boven een meer bekwame man. Choobineh (2016) stelt dat er een wisselwerking bestaat tussen gelijkheid van uitkomst en gelijkheid van kans. Bij de invoering van een gender quotum zal de representatie van vrouwen in het bestuur van een bedrijf verbeterd worden. De uitkomst, de samenstelling van het bestuur, zal gelijk worden door de invoering van een gender quotum. Echter, dit gaat ten koste van de gelijkheid tijdens het sollicitatieproces. De kans, zo stelt Choobineh (2016), die een man en een vrouw op voorhand hebben om de positie van bestuurslid in te vullen kan door een gender quotum ongelijk zijn. Bij deze zienswijze is het van belang om in aanmerking te nemen dat criteria voor bekwaamheid, hetgeen dat de kans tijdens een sollicitatieproces beïnvloedt, vormgegeven worden door diegene die de macht in handen hebben (Van den Brink & Benschop, 2018).

Een bezwaar van andere orde, dat benoemd wordt door Benschop & Van den Brink (2014), is een mogelijke toenemende druk op vrouwen bij de invoering van een gender quotum. Vrouwen kunnen gemakkelijk als vertegenwoordigers van hun geslacht worden gezien, en minder als professionals, indien er een gering aantal vrouwen in een bedrijf werkt. In een bedrijf met een mannencultuur ervaren nieuw aangestelde vrouwen veel druk om zich te assimileren met de heersende cultuur die de prestatienormen bepaald (Kanter, 1977). Volgens Benschop & Van den Brink (2014) vergroten gender quota de kans dat vrouwen als vertegenwoordigers van hun geslacht kunnen worden gezien. Daarnaast kunnen vrouwen een druk ervaren die afkomstig is van de gedachte dat zij het succes van een gender quotum beïnvloeden.

Een derde bezwaar tegen een gender quotum omvat dat de focus van bedrijven bij de invoering van een gender quotum louter op de procedurele naleving kan komen te liggen. De prioriteit voor bedrijven wordt in zo'n geval om de samenstelling van het bestuur op papier aan de regels te laten voldoen (Voorspoels & Bleijenbergh, 2019). Vrouwen kunnen hierdoor onderdeel zijn van een bestuur, maar een beperkte invloed hebben. Barnes, Lewis, Yarker & Arevshatian (2019) stellen dat de recente groei van het aantal vrouwelijke bestuursleden hoofzakelijk ontstaat door een groei in vrouwelijke niet-uitvoerende bestuursleden. Een niet-uitvoerend bestuurslid houdt voornamelijk toezicht op de taakuitoefening van een bedrijf en is daar dus niet actief bij betrokken waardoor de invloed van een niet-uitvoerend bestuurslid beperkt blijft. De groei van het aantal vrouwelijke uitvoerende bestuursleden, diegene die zich

bezighouden met de dagelijkse leiding, is gering. De 30% Club (2016) toont, gebruikmakend van data van 1.071 bedrijven mondiaal, dat gender quota geen significant effect hebben op de gender samenstelling van de uitvoerende posities van een bedrijf. Hierom is de 30% Club (2016) van mening dat de focus van quota momenteel te veel ligt op de proportie vrouwen in het bestuur en te weinig op de proportie vrouwen die een uitvoerende positie in dat bedrijf bekleden.

Een laatste bezwaar tegen een gender quotum is dat de vraag naar vrouwen in hogere posities bij de invoering van een quotum sterk kan toenemen (Bagues, Sylos-Labini & Zinovyeva, 2014). Vrouwen met bestuurservaring zijn schaars waardoor de vraag naar hen flink kan toenemen indien het bestuur van bedrijven moet voldoen aan een minimumpercentage (Egon Zehnder, 2017). Met de komst van het Noorse gender quotum is het 'golden skirts' fenomeen ontstaan (Huse, 2011). Golden skirts zijn vrouwen die bestuurslid zijn van meerdere bedrijven. De introductie van een gender quotum zou door het golden skirts fenomeen niet zorgen een groter aandeel vrouwen in het bestuur van bedrijven, maar voor een concentratie van de macht van de vrouwen die reeds bestuurslid zijn. Egon Zehnder (2017) constateert, aan de hand van data uit 2016 van 1.491 bedrijven over de hele wereld, dat vrouwelijke bestuursleden vaker in meerdere besturen zitten dan mannelijke bestuursleden in de landen die een gender quotum hebben ingevoerd. Dit verschil tussen mannelijke en vrouwelijke bestuursleden is kleiner in de landen die geen vigerend gender quotum hebben. Ferrari, Ferraro, Profeta & Pronzato (2018) stellen echter het tegenovergestelde vast. Data van 245 beursgenoteerde bedrijven uit Italië, dat een gender quotum van kracht heeft, wijst uit dat het percentage vrouwen die in meerdere besturen actief zijn kleiner is dan hetzelfde percentage voor mannen. Voorgaande literatuur is dus niet eenduidig over de vraag of het 'golden skirts' fenomeen groter is dan het zogenoemde 'golden sacks' fenomeen.

#### 2.1.4 De economische effecten voor bedrijven en de maatschappij

Vele studies hebben de relatie tussen de mate waarin het bestuur van een bedrijf gender divers is en de bedrijfsprestaties van datzelfde bedrijf onderzocht. Conyon & He (2017) hebben, aan de hand van data van 3.000 bedrijven uit de Verenigde Staten, een positieve correlatie gevonden tussen de proportie vrouwen in het bestuur en de financiële prestatie van het bedrijf. De Tobin's Q en de rentabiliteit van het totale vermogen (RTV) definiëren de financiële prestaties in dit onderzoek. Terjesen, Couto & Francisco (2016) achterhalen eenzelfde conclusie aan de hand 3.876 bedrijven uit 47 verschillende landen. Torchia, Calabrò & Huse (2011) komen tot de conclusie, gebruikmakend van data ontstaan uit een vragenlijst ingevuld door 317 Noorse bedrijven, dat bij het bereik van een kritische massa van vrouwen in het bestuur, deze bedrijven meer innovatief worden bevonden. In het onderzoek van Adams & Ferreira (2009), naar de gevolgen van een gender divers bestuur, is de presentie van bestuursleden van beursgenoteerde bedrijven uit de Verenigde Staten bij bestuursvergaderingen geanalyseerd. Hieruit volgt dat de presentie van vrouwelijke bestuursleden gemiddeld hoger ligt dan de presentie van mannelijke bestuursleden. Daarnaast zijn mannen in een gender divers bestuur minder vaak absent dan mannen in een weinig gender divers bestuur. Adams & Ferreira (2009) tonen daarenboven, in tegenstelling tot eerdergenoemde studies, een negatieve relatie tussen de proportie vrouwen in het bestuur en de Tobin's Q en RTV. Meer studies detecteren een negatieve relatie tussen de mate waarin

het bestuur van een bedrijf gender divers is en de financiële prestaties van dat bedrijf (Darmadi, 2013; Matsa & Miller, 2013). Voorgaande literatuur is zodoende niet eenduidig over de relatie tussen een gender divers bestuur van een bedrijf en de bedrijfsprestaties van datzelfde bedrijf.

Een gender quotum kan economische effecten hebben voor bedrijven, maar het kan ook economische consequenties hebben voor de samenleving. Bernardi & Threadgill (2011) tonen, aan de hand van data van 143 beursgenoteerde bedrijven uit de Verenigde Staten, dat een meer gender divers bestuur van een bedrijf het maatschappelijk verantwoord ondernemen ten goede komt. Deze bedrijven bieden gemiddeld gunstigere beloningen en beter beleid voor vrouwelijke werknemers; sponsoren vaker organisaties die de omliggende omgeving ten goede komt en doneren over het algemeen meer geld aan goede doelen. Andere studies komen tot eenzelfde conclusie (De Cabo, Gimeno, Nieto, 2012; Bernardi, Bean & Weippert, 2005). Daarnaast achterhalen Bernardi, Bosco & Columb (2009) dat een toename van de proportie vrouwen in het bestuur de kans vergroot om een plek op de lijst van 's werelds meest ethische bedrijven te bereiken. Naast een groei van het maatschappelijk belang in een bedrijf, draagt een toename van het menselijk kapitaal van vrouwen ook bij aan de samenleving. Stark & Hyll (2014) benoemen dat de vorming van menselijk kapitaal van een werknemer afhangt van het vooruitzicht van promotie naar topposities, hetgeen dat verschilt per gender. Vrouwen kunnen mogelijk te weinig investeren in hun scholing of carrière, omdat ze van mening zijn dat er weinig mogelijkheden zijn om door te groeien tot hogere rangen van een bedrijf. Met de invoering van een gender quotum kunnen de barrières voor vrouwen om door te groeien in een bedrijf verminderd worden. Een beter vooruitzicht op topposities kan het menselijk kapitaal van vrouwen doen toenemen. Echter, verslechtert het vooruitzicht voor een toppositie, met de invoer van een gender quotum, voor mannen waardoor het totale menselijke kapitaal van mannen kan afnemen. Stark & Hyll (2014) stellen dat de netto toename van het menselijk kapitaal positief zal zijn, omdat de nieuw aangestelde vrouwen meer efficiënt zijn in het opbouwen van menselijk kapitaal dan de verdreven mannen. Echter, een gender quotum kan ook het tegenovergestelde effect op het menselijk kapitaal hebben, volgens Stark & Hyll (2014). Een verbetering van het vooruitzicht op topposities voor vrouwen kan ervoor zorgen dat vrouwen gemakzuchtig worden waardoor de prikkel om te investeren in menselijk kapitaal kan afnemen.

### 2.1.5 Harde en zachte gender quota

In 2002 kondigde de Noorse minister van handel het eerste gender quotum gericht op bedrijven aan. Elk geslacht moest in het bestuur van een beursgenoteerd bedrijf of staatsbedrijf voor minstens 40% gerepresenteerd worden. Toen in 2005 slechts 17% van de betreffende bedrijven aan dit quotumpercentage voldeed, introduceerde de minister sancties voor het niet behalen van het quotum (Bertrand et al., 2019). Indien een bedrijf niet aan het quotumpercentage voldoet volgt in eerste instantie een waarschuwing, vervolgens een geldboete en als ultieme sanctie kan het bedrijf van de beurs worden gehaald (Sociaal-Economische Raad, 2019). Mensi-Klarbach & Seierstad (2020) beschouwen de sancties van dit quotum als de zwaarste van een gender quotum in Europa. Het Noorse quotum wordt algemeen bestempeld als een 'hard' quotum (Aguilera & Jackson, 2010). Spanje is het tweede Europese land dat een gender quotum voor bedrijven heeft ingevoerd. In het bestuur van grote

bedrijven moet, net zoals in Noorwegen, minimaal 40% van ieder gender vertegenwoordigd worden. Echter, bij niet-naleving volgen er geen sancties voor de bedrijven (De Cabo et al., 2019). Aangezien het Spaanse quotumpercentage een wettelijk streefcijfer is, kan het quotum als 'zacht' worden bestempeld. Het spectrum tussen hard en zacht heeft de afgelopen jaren steeds meer invulling gekregen door de introductie van verschillende gender quota (Mensi-Klarbach & Seierstad, 2020).

Vandaag de dag zijn er in tien Europese landen gender quota ingevoerd. In Nederland is een gender quotum van toepassing met een beleid dat wordt beschreven als 'pas-toe-of-leg-uit' (Henderikse, Pouwels & Van Beek, 2015). Indien de bezetting van de zetels van de raad van bestuur en raad van commissarissen van een grote naamloze of besloten vennootschap niet voor minstens 30% uit mannen en 30% uit vrouwen bestaat, dient een verklaring in het jaarverslag te worden opgenomen (Sociaal-Economische Raad, 2019). Hierin behoort te staan waarom het bedrijf het streefcijfer niet heeft behaald en wat er gedaan gaat worden om het bestuur meer gender divers te krijgen. Er zijn geen sancties verbonden aan het niet opnemen van zo'n verklaring. Met dit beleid behoort Nederland, samen met Spanje en IJsland, tot één van de drie Europese landen met een zacht gender quotum. Het aandeel vrouwen in de raden van bestuur en de raden van commissarissen stijgt, sinds de invoering van het quotum in 2013, slechts langzaam (Commissie Monitoring Streefcijfer Wet bestuur en toezicht, 2019). Coherent stijgt het aandeel bedrijven dat het quotumpercentage van 30% behaald jaarlijks licht. In 2018 behaalde 8,3% van de betreffende bedrijven het quotumpercentage voor zowel de raad van bestuur als de raad van commissarissen. De trage progressie was reden voor de Sociaal-Economische Raad (2019) om een advies uit te brengen – in opdracht van het kabinet – waarin wordt gepleit voor hardere sancties. Indien de raad van commissarissen van een bedrijf niet ten minste voor 30% door ieder gender wordt gerepresenteerd, zal nietigheid van benoeming plaatsvinden bij de aanstelling van het dominante gender. Bij het niet behalen van het quotumpercentage, moet de eerstvolgende vrije positie worden ingevuld door het gender dat in de minderheid is. Deze nietigheidssanctie is in meerdere landen van toepassing en wordt als een harde sanctie beschouwt (Mensi-Klarbach & Seierstad, 2020). De meerderheid van de Tweede Kamer heeft aan de hand van het advies van de Sociaal-Economische Raad voor een bindend vrouwenquotum gestemd. Nederland zal, bij doorzetting van dit concept, van een zacht naar een hard quotum overgaan.

Doordat het quotum in Noorwegen een tijd geleden is ingevoerd, is er veel onderzoek gedaan naar de gevolgen van een hard quotum. Ieder Noors bedrijf dat onder het quotum valt, voldoet aan het quotumpercentage (Bertrand et al., 2019). Het eerder beschreven specifieke doel is zodoende bereikt met het Noorse quotum. Bertrand et al. (2019) tonen daarnaast dat het loonverschil tussen vrouwen en mannen in het bestuur van bedrijven kleiner is geworden na de invoer van het Noorse quotum. Een verkleining van het loonverschil is echter niet terug te zien in lagere segmenten van de bedrijven die te maken hadden met het quotum. Deze uitkomst suggereert dat het algemene doel van een gender quotum, op de korte termijn, niet is behaald met het Noorse quotum. Naast het onderzoeken van de doeltreffendheid van het Noorse quotum, zijn de economische effecten bestudeerd. Financiële prestaties van de bedrijven in Noorwegen zijn weinig veranderd na de invoering van het quotum (Dale-Olsen et al., 2013). De inkomsten bleven gelijk en de toename van de kosten waren toe te schrijven aan de hervorming van de directies. Naast de gelijkblijvende bedrijfsprestaties, veranderde er

ook niet veel wat betreft de directies zelf. De ervaring in de Noorse directies werd ietwat minder, maar de grootte van de directie bleef gelijk (Eckbo, Nygaard & Thorburn, 2016). Er werd zodoende geen actie ondernomen om het absoluut aantal mannelijke directieleden gelijk te houden.

Minder onderzoek is er uitgevoerd naar de doeltreffendheid en de economische effecten van een zacht quotum. Enerzijds is de data minder solide, dan de data van harde quota, doordat de invoering van het eerste zachte quotum later plaatsvond. Anderzijds is een zacht quotum een streefcijfer in plaats van een bindend minimum waardoor externe factoren een grotere rol kunnen spelen. Bij een zacht gender quotum is het minder zeker dat bedrijven aan het quotumpercentage voldoen aangezien er geen of lichte sancties van kracht zijn. Onderzoek focust zich hierom met name op de ontwikkelingen wat betreft het specifieke doel. Twee wetenschappelijke onderzoeken zijn er uitgevoerd naar de veranderingen in de gender samenstelling van het bestuur van bedrijven na de invoering van een zacht gender quotum (De Cabo et al., 2019; Conde-Ruiz et al., 2019). Beide onderzoeken concluderen, aan de hand van data van het Spaanse quotum, dat de toename van het aantal vrouwen in de raad van commissarissen en de raad van bestuur een stuk kleiner is vergeleken met de Noorse situatie. Een andere bevinding is dat bedrijven die te maken hebben met overheidscontracten een relatief hogere groei in het aandeel vrouwen in de raad van bestuur en raad van commissarissen hadden. In het rapport van de Sociaal-Economische Raad (2019) komt een zacht quotum anders uit de verf. In IJsland, dat sinds 2010 een quotum heeft ingesteld zonder sancties, steeg het aandeel vrouwen in de raad van commissarissen bij zowel de aankondiging als de invoering van het quotum met zo'n 10%. De laatste jaren bleef dit percentage stabiel rond de 30-35%. Voorgaande studies zijn zodoende niet eenduidig over de kwestie of een zacht gender quotum ervoor zorgt dat het specifieke doel behaald wordt. Wetenschappelijke onderzoeken naar het algemene doel en de economische effecten van een zacht gender quotum zijn, zover mijn kennis reikt, tot dusver niet gepubliceerd.

## 2.2 Het loonverschil tussen vrouwen en mannen

Een gender quatum beoogt de gelijkheid tussen vrouwen en mannen op de arbeidsmarkt te bevorderen. Een belangrijke maatstaf van gelijkheid is het loonverschil tussen vrouwen en mannen (Choobineh, 2016). Het ongecorrigeerde loonverschil is het procentuele verschil in gemiddelde uurlonen tussen bepaalde categorieën werknemers (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2018). De categorie waarvan het loonverschil meestal wordt bepaald is gender. Het ongecorrigeerde loonverschil tussen vrouwen en mannen is geen indicator voor de totale ongelijkheid tussen vrouwen en mannen op de arbeidsmarkt (European Commission, 2019). Doordat vele factoren die het loonverschil beïnvloeden, zoals de positie en eigenschappen van werknemers, niet worden meegenomen, wordt een breder concept gemeten dan gelijke beloning voor gelijk werk. Corrigeren voor genoemde en andere factoren geeft het gecorrigeerde loonverschil tussen vrouwen en mannen. Hetgeen dat gezien kan worden als het verschil in beloning voor gelijk werk dat ontstaat door een verschil in gender. De belangrijkste determinanten van het loonverschil tussen vrouwen en mannen zullen in deze paragraaf worden besproken.

### 2.2.1 Determinanten van het loonverschil

Om een zo accuraat mogelijk gecorrigeerd loonverschil tussen vrouwen en mannen te verkrijgen, is het van belang de determinanten van het ongecorrigeerde loonverschil (vanaf nu aangeduid met loonverschil) te bepalen. Voorgaande literatuur heeft aangetoond dat een veelvoud aan factoren ten grondslag ligt aan het verschil tussen het gemiddelde mannelijke en vrouwelijke uurloon. Het meest voor de hand liggend is een verschil in productiviteit tussen vrouwen en mannen dat ontstaat door een verschil in menselijk kapitaal (Mincer & Polachek, 1974). Menselijk kapitaal wordt voornamelijk bepaald door het genoten onderwijs en de opgedane ervaring. De traditionele rolverdeling binnen een gezin heeft ervoor gezorgd dat vrouwen een korter en meer discontinu arbeidsleven hebben (Blau & Kahn, 1999). Relatief minder onderwijs en werkervaring van vrouwen zorgde voor een verklaring van het loonverschil van 27% in 1980 (Blau & Kahn, 2017). De onderwijs- en ervaringskloof zijn echter door de jaren heen sterk verkleind. De ontwikkeling en verkrijgbaarheid van de anticonceptiepil en een toename in het gemiddelde middelbare school cijfer van meiden ten opzichte van jongens hebben mede bijgedragen aan deze verkleining (Bailey, Hershbein & Miller, 2012; Goldin, Katz & Kuziemko, 2006). Het effect van het verschil in menselijk kapitaal op het loonverschil tussen vrouwen en mannen is hierdoor afgenomen en bedroeg in 2010 nog slechts 8% (Goldin, 2014). Een verkleining van het verschil in productiviteit tussen vrouwen en mannen over de jaren heen is ook toe te schrijven aan de digitale veranderingen op de werkvloer. De groei in het gebruik van de computer op het werk maakt interpersoonlijke vaardigheden belangrijker (Borghans, Ter Weel & Weinberg 2014). Vrouwen beheersen deze vaardigheden over het algemeen beter waardoor het gemiddelde loon van een vrouw, ten opzichte van het gemiddelde loon van een man, toeneemt (Beaudry & Lewis, 2014).

Hoewel het menselijk kapitaal een steeds mindere verklaring van het loonverschil tussen vrouwen en mannen biedt, groeit het belang van het verschil in de carrièrekeuzes tussen de

twee seksen. Zo is vandaag de dag de factor die het loonverschil het meeste verklaart de beroepscategorie (Blau & Kahn, 2017). Eén derde van het loonverschil in 2010 komt voort uit een verschil in dominante beroepscategorieën tussen vrouwen en mannen. Werknemers met dezelfde eigenschappen krijgen minder betaald in beroepscategorieën waar een merendeel vrouwen werkt dan in mannelijke beroepscategorieën (Levanon, England & Allison, 2009). Niet alleen tussen, maar ook binnen beroepscategorieën zijn de lonen van mannen gemiddeld hoger dan die van vrouwen (Blau, 1977). Hetzelfde geldt op industrieel niveau en op bedrijfsniveau (Webber, 2016; Card, Cardoso & Kline, 2016). Naast de beroepskeuze speelt de keuze in het aantal uren per week werken een rol in het loonverschil (Bertrand, Goldin & Katz, 2010). Vrouwen hebben de afgelopen decennia gemiddeld minder uren per week gewerkt en vaker part-time gewerkt (Noonan, Corcoran & Courant, 2005). Het aantal uren dat per week gewerkt wordt kan gezien worden als maatstaf voor motivatie en betrokkenheid bij het werk (Goldin, 2014). Ook de continuïteit van een arbeidsleven, die bij vrouwen dikwijls minder is door het krijgen van kinderen, kan door werknemers beschouwd worden als graadmeter voor de bereidheid om te werken.

De traditionele rolverdeling binnen een gezin, waarin de man kostwinner is en de vrouw voor het huishouden zorgt, heeft zowel een direct als een indirect effect op het loonverschil tussen vrouwen en mannen. Het reeds genoemde indirecte effect houdt in dat het menselijk kapitaal van vrouwen, ten opzichte van mannen, lager is waardoor het loonverschil toeneemt. Verschillende factoren veroorzaken een direct effect van de traditionele rolverdeling op het loonverschil tussen vrouwen en mannen. Zo is een negatieve relatie gevonden tussen het hebben van kinderen en het loon van vrouwen (Sigle-Rushton & Waldfogel, 2007). Hoewel er sprake is van correlatie, kan een causale relatie vermoed worden. Dit vermoeden wordt mede gevoed door de mogelijkheid dat een vrouw bij het krijgen van kinderen haar baan opzegt of minder gaat werken (Blau & Kahn, 2017). De bedrijfsspecifieke ervaring die is opgedaan vergaat of wordt minder ingezet. De komst en ontwikkeling van het ouderschapsverlof heeft echter het risico dat vrouwen hun baan opzeggen verminderd. Tevens kan het moederschap zorgen voor een verlaging van de productiviteit op het werk (Albanesi & Olivetti, 2009). De verandering in productiviteit kan ontstaan door een vermindering van de inspanning van moeders op de werkvloer. Hoewel er voor vrouwen zodoende voorzichtig geïmpliceerd kan worden dat ouderschap het loon vermindert, is dat voor mannen niet het geval (Correll, Benard & Paik, 2007). Sterker nog: Lundberg & Rose (2000) tonen aan dat het vaderschap ten goede komt aan het loon van mannen. Niet alleen ouderschap, maar ook de woonlocatie van een gezin kan het loonverschil tussen vrouwen en mannen beïnvloeden. De woonlocatie van een gezin is vaak afhankelijk van de baan van de kostwinner, oftewel de man (Frank, 1978). Indien het loon van de man, in het geval van een verhuizing, meer toeneemt dan het loon van de vrouw afneemt, is het immers economisch rationeel voor het gezin om te verhuizen (Cooke, Boyle, Couch & Feijten, 2009).

Tot dusver zijn determinanten van het loonverschil behandeld die per individu verschillend zijn. Echter, de algemene loonstructuur beïnvloedt ook het loonverschil tussen vrouwen en mannen (Juhn, Murphy & Pierce, 1991). Zo speelt de arbeidsparticipatie een rol in de prijsvorming van arbeid. Een verschil in arbeidsparticipatie tussen gender kan een loonverschil tussen vrouwen en mannen veroorzaken (Blau & Kahn, 2017). De toename van de arbeidsparticipatie van vrouwen door de jaren heen heeft bijgedragen aan de verkleining van het loonverschil tussen

vrouwen en mannen (Goldin, 2006). De opkomst en verbetering in huishoudelijke technologie en de anticonceptiepil hebben bijgedragen aan de toename van de vrouwelijke arbeidsparticipatie (Greenwood, Seshadri & Yorukoglu, 2005; Bailey et al., 2012). Naast de arbeidsparticipatie is het minimumloon van invloed op het loonverschil. Een verhoging van een centraal geregeld minimumloon, ongeacht gender, zorgt voor een verkleining van het loonverschil (Blau & Kahn, 1999). De loonverdeling van vrouwen ligt namelijk lager dan de loonverdeling van mannen waardoor de aanwezigheid en verhoging van het minimumloon het loon van vrouwen, ten opzichte van mannen, meer ten goede komt. Tevens beïnvloeden vakbonden de loonverdeling van vrouwen en mannen. Een grotere invloed van vakbonden in Europese landen, in vergelijking met de Verenigde Staten, verklaard mede een kleiner loonverschil tussen vrouwen en mannen in Europa (Blau & Kahn, 2017).

### 2.2.2 Het onverklaarbare loonverschil

Door het loonverschil te corrigeren met reeds genoemde determinanten, wordt een indicatie verkregen van het verschil in beloning voor gelijk werk. Een andere benaming voor het gecorrigeerde loonverschil is het onverklaarbare loonverschil, omdat meetbare factoren dit verschil in loon tussen gender niet kunnen verklaren. Per studie verschilt het onverklaarbare loonverschil in omvang. Noonan et al. (2005) achterhalen een onverklaarbaar loonverschil, in het voordeel van mannen, van 11% onder advocaten uit de Verenigde Staten van 1972 tot en met 2000. Bertrand et al. (2010) vinden, gebruikmakend van data van basketbalspelers uit de Verenigde Staten van 1990 tot 2006, een onverklaarbaar loonverschil van 7% wederom in het voordeel van mannen. Wel zit er een neerwaartse trend in het onverklaarbare loonverschil tussen vrouwen en mannen (Blau & Kahn, 2017). Aan de top van bedrijven is deze neerwaartse trend in mindere mate aanwezig en is het onverklaarbare verschil relatief groter wat duidt op een vorm van discriminatie (Kassenboehmer & Sinning, 2014; Arulampalam, Booth, and Bryan 2007). Het onverklaarbare loonverschil tussen vrouwen en mannen kan worden gezien als een schatting van de aanwezige discriminatie bij bedrijven of in de arbeidsmarkt in het algemeen (Blau & Kahn, 2017). Becker (1971) beschrijft discriminatie als een bepaalde smaak of persoonlijk vooroordeel tegen een bepaalde groep. Deze smaak of dit vooroordeel kan via de werkgever, werknemer of klant voor een verschil in het loon tussen vrouwen en mannen zorgen. Discriminerende werkgevers vereisen een loonkorting van vrouwen om de smaak of het vooroordeel te compenseren; discriminerende werknemers vereisen een loonpremie indien ze met vrouwen moeten werken en discriminerende klanten nemen meer goederen en diensten van mannen af waardoor de binnengehaalde omzet, en zodoende het relatieve loon, van vrouwen daalt. De mate van discriminatie hangt af van het aanbod van arbeid (Becker, 1971). In een situatie van imperfecte informatie zorgt een groot aanbod van arbeid sneller voor statistische discriminatie aan de kant van bedrijven (Phelps, 1972). Deze statistische discriminatie veroorzaakt een verschil in het loon tussen vrouwen en mannen (Ransom & Oaxaca, 2010). Discriminatie kan, zoals toegelicht, een verklaring zijn van het onverklaarbare loonverschil. Echter, er kan niet gesteld worden dat discriminatie en het onverklaarbare loonverschil een-op-een gelijk aan elkaar zijn. Immers kan discriminatie een effect hebben op meetbare determinanten waardoor discriminatie onderschat zou worden. Daarnaast kunnen niet-meetbare effecten van invloed zijn op het onverklaarbare loonverschil waardoor discriminatie zou worden overschat.



Een relatief nieuw onderzoeksgebied wat betreft determinanten van het loonverschil tussen vrouwen en mannen beslaat psychologische eigenschappen en non-cognitieve vaardigheden (Cattan, 2013; Nyhus & Pons, 2012). Een verschil in psychologische eigenschappen en non-cognitieve vaardigheden tussen vrouwen en mannen kan direct en indirect invloed hebben op het loonverschil. Een direct verschil verklaart een deel van het onverklaarbare loonverschil en vermindert het beeld van discriminatie. Een voorbeeld hiervan is een verschil in onderhandelingsbereidheid. Vrouwen zijn gemiddeld minder bereid om te onderhandelen dan mannen waardoor het loon van vrouwen lager kan liggen dan het loon van mannen (Babcock & Laschever, 2003). Een indirecte invloed van psychologische eigenschappen en non-cognitieve vaardigheden op het loonverschil houdt in dat reeds genoemde meetbare determinanten worden beïnvloed door zulke eigenschappen en vaardigheden. Mannen zijn minder risico avers, meer gericht op geld en meer competitief dan vrouwen (Bertrand, 2011; Croson & Gneezy, 2009). Deze verschillen in eigenschappen zorgen ervoor dat vrouwen en mannen andere carrièrekeuzes maken en dat zodoende het loonverschil wordt beïnvloed. Ook hebben mannen meer zelfvertrouwen dan vrouwen waardoor hun productiviteit relatief groter is (Mueller & Plug, 2006). De psychologische eigenschappen en non-cognitieve vaardigheden zorgen echter niet enkel voor een relatief hoger loon voor mannen. Zo zijn vrouwen zorgvuldiger in hun werk en hebben ze betere sociale vaardigheden dan mannen (Goldin et al., 2006; Borghans et al., 2014). Hoewel psychologische eigenschappen en non-cognitieve vaardigheden de meetbare determinanten en het onverklaarbare loonverschil beïnvloedt, tonen meerdere studies aan dat het totale effect hiervan op het loonverschil beperkt is (Blau & Kahn, 2017).

Wet- en regelgeving en overheidsbeleid kunnen ook een verklaring bieden voor het onverklaarbare loonverschil tussen vrouwen en mannen. Voorgaande literatuur toont aan dat een aanpassing in wet- en regelgeving of een verandering in overheidsbeleid effect kan hebben op het loonverschil tussen vrouwen en mannen (Kurtulus, 2012; Beller, 1977). Een voorbeeld hiervan is het invoeren of aanpassen van het ouderschapsverlof. Enerzijds versterkt de band tussen de werknemer en het bedrijf door een invoering of verlenging van het ouderschapsverlof (Blau & Kahn, 2017). Bedrijfsspecifieke investeringen nemen toe en, aangezien vrouwen meer gebruik maken van het ouderschapsverlof, stijgt het relatieve loon voor vrouwen. Anderzijds zorgt het ouderschapsverlof voor een toename van de kans dat vrouwen een langere tijd niet gaan werken. Dit heeft als gevolg dat het relatieve loon voor vrouwen, ten opzichte van mannen, afneemt. Een invoering of verlenging van het ouderschapsverlof heeft dus een tweezijdig effect op het loonverschil tussen vrouwen en mannen. Voorgaande studies tonen aan dat de invoering van ouderschapsverlof ten goede komt aan de werkgelegenheid en het gender verschil in promoties (Waldfoegel, 1999; Thomas, 2016). Het loonverschil tussen vrouwen en mannen verandert, door de invoering van het ouderschapsverlof, echter niet significant (Baum, 2003). Een ander type beleid dat het loonverschil kan beïnvloeden is een gender quotum. Het Noorse gender quotum dat gericht is op bedrijven heeft gezorgd voor een verkleining van het loonverschil tussen vrouwen en mannen in het bestuur van betreffende bedrijven (Bertrand et al., 2015). Het loonverschil tussen vrouwen en mannen in lagere rangen van het bedrijf veranderde, aldus Bertrand et al. (2015), niet significant.

# 3. Data

## 3.1 Specificatie van de variabelen

In dit onderzoek zullen om twee redenen enkel Europese landen worden meegenomen. Ten eerste is de verzameling en beschikbaarheid van Europese data relatief goed. Databanken van de Organisatie voor Economische Samenwerking en Ontwikkeling (OESO) en Eurostat bevatten hoofdzakelijk gegevens van Europese landen. Ten tweede is de kans op vertekende resultaten door externe factoren kleiner bij het gebruik van enkel Europese landen. De invloed van moeilijk meetbare factoren, zoals cultuur, op de afhankelijke variabele neemt hierdoor af. In tabel 1 staan de Europese landen die tot op heden een gender quotum hebben ingevoerd gerangschikt op hardheid. Mensi-Klarbach & Seierstad (2020) maken een scheiding tussen harde en zachte quota waarbij Noorwegen de meest zware en IJsland de minst zware sancties heeft. Naast de in tabel 1 benoemde landen zullen er in dit onderzoek veertien Europese landen worden meegenomen die geen gender quotum hebben ingevoerd. Dit zorgt voor een meer accurate berekening van het effect van de controlevariabelen op de afhankelijke variabele. De Europese landen zonder gender quotum die meegenomen worden in dit onderzoek zijn: Denemarken, Estland, Finland, Hongarije, Letland, Litouwen, Luxemburg, Polen, Slovenië, Slowakije, Zwitserland, Tsjechië, Verenigd Koninkrijk en Zweden.

Tabel 1 Overzicht van de Europese landen die reeds een gender quotum hebben ingevoerd

| Landen     | Jaar van ingang | Hard/zacht quotum |
|------------|-----------------|-------------------|
| Noorwegen  | 2006            | Hard              |
| Portugal   | 2017            | Hard              |
| België     | 2011            | Hard              |
| Italië     | 2012            | Hard              |
| Duitsland  | 2016            | Hard              |
| Frankrijk  | 2011            | Hard              |
| Oostenrijk | 2017            | Hard              |
| Nederland  | 2013            | Zacht             |
| Spanje     | 2007            | Zacht             |
| IJsland    | 2010            | Zacht             |

De afhankelijke variabele in dit onderzoek is het loonverschil tussen vrouwen en mannen. Eurostat (2020a), het bureau voor de statistiek van de Europese Unie, heeft de meest omvangrijke databank wat betreft dit loonverschil betreffende Europa. Deze databank bevat de 'gender pay gap in unadjusted form', oftewel het ongecorrigeerde loonverschil tussen vrouwen en mannen, voor vrijwel alle Europese landen van 2007 tot en met 2018. Alle bedrijven die tien of meer werknemers in dienst hebben worden meegenomen en het

loonverschil wordt in percentages weergegeven. De tijdspanne van 2007 tot en met 2018 zal in dit onderzoek gehanteerd worden, omdat voor deze periode het loonverschil bekend is.

Om een correct verschil tussen het effect van een invoering van een hard en een zacht quotum op het loonverschil te bepalen, is het van belang om te controleren voor de eerdergenoemde determinanten van het loonverschil. Het aantal weken dat een vrouw zwanger- en ouderschapsverlof (OESO, 2020a) heeft en de verhouding man/vrouw dat is afgestudeerd op het hoger onderwijs (UIS Statistics, 2020) controleren voor het verschil in menselijk kapitaal tussen vrouwen en mannen. De eerstgenoemde heeft betrekking op de werkervaring en de tweede variabele op het genoten onderwijs. Het verschil in het gemiddeld aantal uren dat een vrouw en man per week werken (OESO, 2020b) controleert voor zowel het menselijk kapitaal als een verschil in carrièrekeuzes. Het verschil tussen de netto arbeidsparticipatie van vrouwen en mannen (OESO, 2020c); de hoogte van het minimumloon, in Amerikaanse dollars en in duizendtallen, indien centraal geregeld (OESO, 2020d) en het aantal vakbondsleden in verhouding tot het aantal loontrekkenden, oftewel de vakbondsdichtheid (OESO, 2020e), isoleren het effect van de algemene loonstructuur op het loonverschil. De netto arbeidsparticipatie wordt gedefinieerd als het deel van de beroepsbevolking dat een baan heeft. Het vruchtbaarheidscijfer (The World Bank, 2019), het gemiddeld aantal kinderen per vrouw die zich in haar vruchtbaarheidsperiode bevindt, controleert voor de traditionele rolverdeling binnen het gezin. De laatste controlevariabele is het percentage vrouwen, ten opzichte van het totaal, dat in het parlement zit (Eurostat, 2020b). Vrouwen in het parlement kunnen stereotypering van vrouwen tegengaan en hiermee discriminatie, en zodoende het loonverschil tussen vrouwen en mannen, doen afnemen.

### 3.2 Beschrijvende statistieken

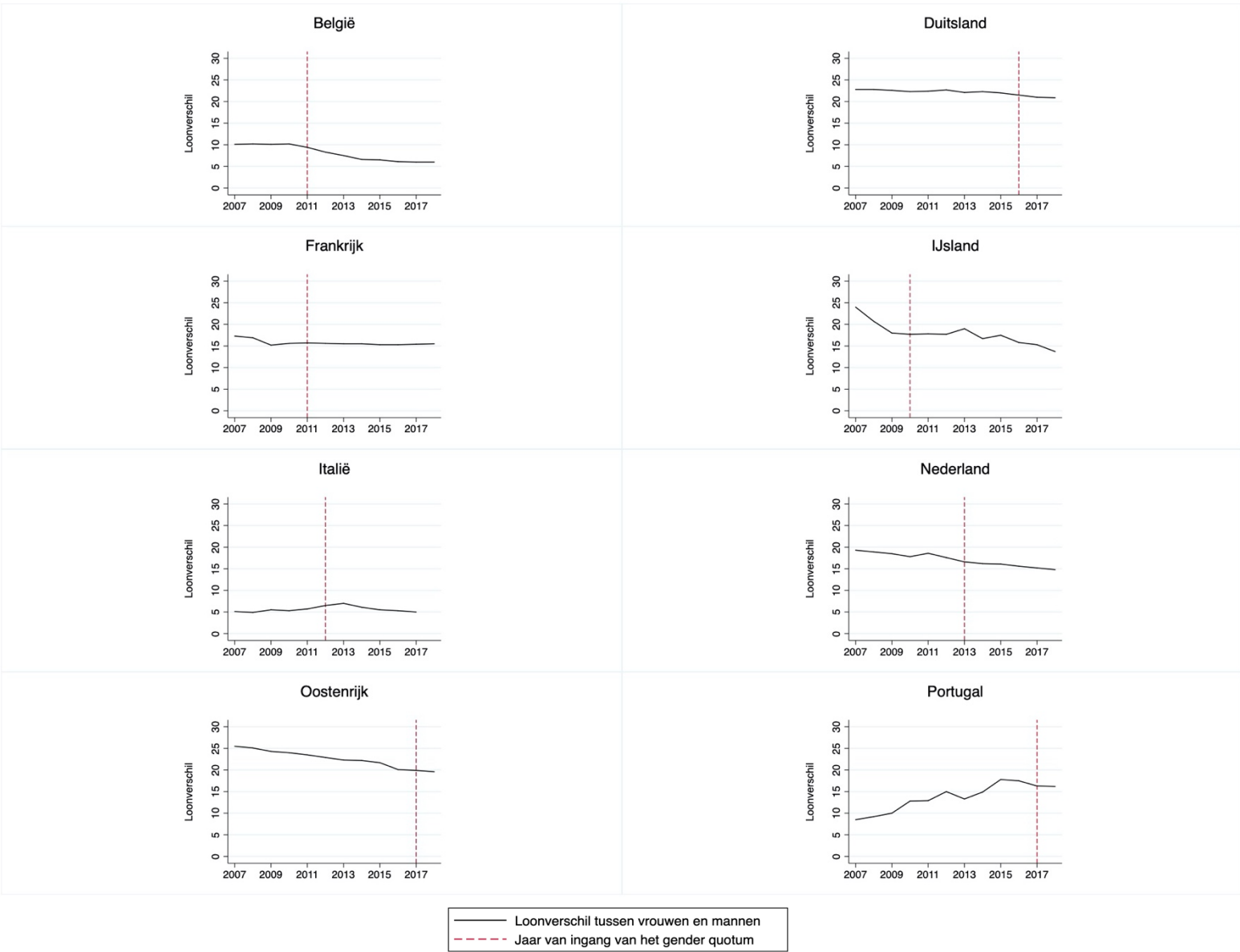
In tabel 2 worden de eigenschappen van de afhankelijke variabele en de onafhankelijke variabelen weergegeven. Uit de tabel wordt duidelijk dat het loonverschil tussen vrouwen en mannen van 2007 tot en met 2018 over alle landen gemiddeld 15,83% is. Het gemiddelde uurloon van mannen was dus 15,83% hoger dan het gemiddelde uurloon van vrouwen. Daarnaast is in tabel 2 te zien dat het minimum van het loonverschil -0,9 bedraagt. Het loonverschil van Slovenië in 2009 is de enige observatie waarbij het loonverschil negatief is, oftewel waar het gemiddelde uurloon van vrouwen hoger is dan het gemiddeld uurloon van mannen. Tabel 3 toont de correlaties tussen alle relevante variabelen aan. Opvallend is de correlatie tussen de hard gender quotum variabele en de controle variabelen. Deze correlaties liggen in omvang erg dicht bij elkaar. De duur van de zwanger- en ouderschapsverlof is, met een correlatie van 0,43, de meest gecorreleerde variabele met het loonverschil. In figuur 1 zijn de landen die een gender quotum hebben ingevoerd, tussen 2008 en 2017, uitgesplitst. Het verloop van het loonverschil over de tijdspanne heen is grafisch weergegeven en het jaar waarin het quotum is ingegaan in het betreffende land is aangegeven. Een eerste indruk kan worden opgedaan van een eventueel effect van het invoeren van een gender quotum op het loonverschil. Op het eerste oog lijkt het loonverschil in geen van de landen drastisch te veranderen in het jaar van ingang van het gender quotum. Daarnaast zijn er meer landen waar een neerwaartse trend van het loonverschil is waar te nemen dan landen waar een opwaartse trend van het loonverschil is waar te nemen. In figuur A1 is het loonverschil over de jaren heen van de overige landen weergegeven.

Tabel 2 Beschrijvende statistieken van relevante variabelen

| Variabele                               | Obs. | Gem.  | Std. Dev. | Min.  | Max.  |
|---|------|-------|-----------|-------|-------|
| Inkomensverschil                        | 285  | 15,83 | 5,92      | -0,90 | 30,90 |
| Gender quotum                           | 288  | 0,24  | 0,43      | 0     | 1     |
| Hard gender quotum                      | 288  | 0,15  | 0,35      | 0     | 1     |
| Zacht gender quotum                     | 288  | 0,09  | 0,29      | 0     | 1     |
| Vruchtbaarheidscijfer                   | 288  | 1,60  | 0,21      | 1,21  | 2,23  |
| Zwanger- en ouderschapsverlof           | 212  | 65,76 | 48,93     | 14    | 166   |
| Ratio afgestudeerde mannen over vrouwen | 220  | 1,66  | 0,34      | 0,99  | 2,76  |
| Arbeidsparticipatie (man minus vrouw)   | 276  | 9,27  | 4,80      | -2,05 | 23,95 |
| Gemiddeld uren werken (man minus vrouw) | 288  | 4,91  | 2,84      | 1,14  | 11,29 |
| Vakbondsdichtheid                       | 268  | 31,01 | 23,11     | 4,30  | 91,60 |
| Hoogte minimumloon                      | 280  | 8,03  | 8,83      | 0     | 28,74 |
| Percentage vrouwen in het parlement     | 276  | 28,97 | 9,71      | 8,80  | 47,60 |

Tabel 3 Correlatietabel van relevante variabelen

| Variabele                                 | 1     | 2     | 3     | 4     | 5     | 6     | 7     | 8     | 9    | 10    | 11    | 12 |
|---|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|-------|-------|----|
| 1 Inkomensverschil                        | 1     |       |       |       |       |       |       |       |      |       |       |    |
| 2 Gender quotum                           | -0,21 | 1     |       |       |       |       |       |       |      |       |       |    |
| 3 Hard gender quotum                      | -0,28 | 0,73  | 1     |       |       |       |       |       |      |       |       |    |
| 4 Zacht gender quotum                     | 0,04  | 0,56  | -0,16 | 1     |       |       |       |       |      |       |       |    |
| 5 Vruchtbaarheidscijfer                   | 0,16  | 0,05  | 0,21  | -0,18 | 1     |       |       |       |      |       |       |    |
| 6 Zwanger- en ouderschapsverlof           | 0,43  | -0,33 | -0,11 | -0,35 | -0,22 | 1     |       |       |      |       |       |    |
| 7 Ratio afgestudeerde mannen over vrouwen | 0,14  | -0,18 | -0,13 | -0,10 | 0,04  | 0,34  | 1     |       |      |       |       |    |
| 8 Arbeidsparticipatie (man minus vrouw)   | -0,23 | 0,08  | 0,09  | 0     | -0,54 | -0,05 | -0,22 | 1     |      |       |       |    |
| 9 Gemiddeld uren werken (man minus vrouw) | -0,04 | 0,26  | 0,12  | 0,23  | 0,36  | -0,64 | -0,44 | 0,07  | 1    |       |       |    |
| 10 Vakbondsdichtheid                      | -0,10 | -0,01 | 0,10  | -0,13 | 0,57  | -0,07 | 0,37  | -0,48 | 0,13 | 1     |       |    |
| 11 Hoogte minimumloon                     | -0,13 | 0,14  | 0,03  | 0,16  | 0,13  | -0,43 | -0,70 | 0,05  | 0,47 | -0,39 | 1     |    |
| 12 Percentage vrouwen in het parlement    | -0,07 | 0,37  | 0,21  | 0,23  | 0,48  | -0,32 | 0,06  | -0,53 | 0,32 | 0,72  | -0,04 | 1  |



Figuur 1 Verloop van het loonverschil van de landen die een gender quotum tussen 2008 en 2017 hebben ingevoerd, 2007-2018

# 4. Methodologie

## 4.1 Onderzoeksmethode

In dit onderzoek wordt er gebruik gemaakt van paneldata om het verschil in effect van een hard en een zacht gender quatum op het loonverschil tussen vrouwen en mannen te berekenen. De methode van individuele en tijdsgebonden 'fixed effects' is een geschikte manier om antwoord te geven op de hoofdvraag. Een voordeel van individuele fixed effects is dat er gefocust wordt op de variatie over tijd van ieder land waardoor tijdonafhankelijke variabelen geen rol spelen. Factoren die over de tijd gelijk blijven worden dus niet meegenomen in de analyse. Cultuur is een voorbeeld van een tijdonafhankelijke factor die wordt geïsoleerd in de individuele fixed effect. Wel is het van belang dat er gecontroleerd wordt voor tijdsafhankelijke variabelen die invloed hebben op het loonverschil. Tevens worden tijdsgebonden fixed effects toegevoegd om schokken die in alle observaties, voor zowel de controle- als interventiegroep, voorkomen te isoleren. Aangezien deze schokken in alle observaties voorkomen, behoren ze niet tot het effect van de invoering van een gender quatum op het loonverschil.

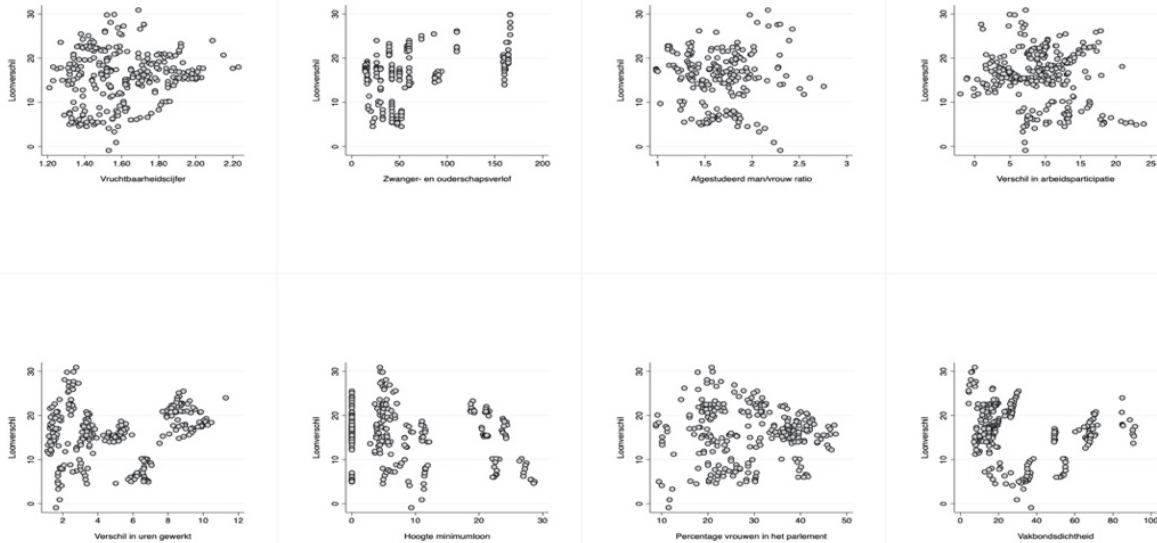
Er zijn meerdere methodes die gehanteerd kunnen worden bij het gebruik van paneldata. Zo is 'difference-in-difference' in de recente literatuur een veelgebruikte methode (Wing, Simon & Bello-Gomez, 2018). Bij het fixed effect model wordt het effect van tijdonafhankelijke variabelen geïsoleerd, maar is het niet duidelijk waar deze variatie vandaan komt. Bij de difference-in-difference is het echter wel duidelijk waar deze variatie vandaan komt. Deze methode kan zodoende geschikter zijn dan het fixed effect model. Er is niet gekozen voor de difference-in-difference methode, omdat er een reële kans is dat er tijdsafhankelijke variabelen bestaan die verschillen tussen de controle- en interventiegroep, zodoende wordt de parallele trend aanname geschaad. Daarnaast verschilt het jaar van ingang van het gender quatum per land. Het is mogelijk om difference-in-difference toe te passen met een verschil in behandeling, maar met acht verschillende behandelingsmomenten wordt het onoverzichtelijk (Goodman-Bacon, 2018).

Een andere methode die veel gehanteerd wordt in kwantitatief onderzoek gebruikmakend van paneldata is de 'event-study' (Woon, 2004). Een voordeel van event-studies is dat anticipatie voor de behandeling en dynamische effecten na de behandeling duidelijk zichtbaar worden. Het is mogelijk dat het loonverschil niet in het jaar van ingang van het quatum, maar juist enkele jaren ervoor of erna verandert. Event-studies brengt deze vervroegde of verlate reactie visueel in beeld. Echter, kunnen er bij deze methode slechts landen worden meegenomen die een behandeling zijn ondergaan. Daarnaast kan er geen gebruik worden gemaakt van individuele en tijdsgebonden fixed effects. Verwacht is dat tijdonafhankelijke variabelen een belangrijke rol spelen in deze analyse waardoor de fixed effect methode, in plaats van de event study methode, de voorkeur krijgt.

Een derde potentiële methode voor paneldata is het gebruik van 'random effects'. Naast de aanname dat de random effects normaal verdeeld zijn, moeten de random effects en de onafhankelijke variabelen ongecorrleerd zijn (Greene, 2005). Deze laatstgenoemde aanname is niet aannemelijk, omdat er een reële kans bestaat dat een van de onafhankelijke variabelen gecorrleerd is met één of meerdere tijdonafhankelijke variabele(n). Cultuur is een eerdergenoemd voorbeeld van een tijdonafhankelijke variabele. De invoer van een gender quotum in een land hangt af van de emancipatie van vrouwen, hetgeen dat tot cultuur behoort. Ook het krijgen van kinderen, en zodoende het vruchtbaarheidscijfer, wordt beïnvloed door de cultuur van een land. Een ander voorbeeld van een tijdonafhankelijke variabele is het politieke systeem van een land (Chatelain & Ralf, 2018). Het type systeem heeft invloed op het overheidsbeleid en zodoende op de invoer van een gender quotum of de hoogte van een centraal geregeld minimumloon. Het is dus niet aannemelijk dat de random effects en onafhankelijke variabelen niet met elkaar gecorrleerd zijn. Bij de fixed effect methode hoeft er niet voldaan te worden aan de genoemde aannames van de random effects. Derhalve wordt in dit onderzoek gebruik gemaakt van fixed effects in plaats van random effects.

## 4.2 Transformaties

Een transformatie kan worden uitgevoerd om het verband tussen twee variabelen (meer) lineair te maken. Hierbij gaat het met name om het verband tussen de afhankelijke variabele en een van de onafhankelijke variabelen. In figuur 2 worden de spreidingsdiagrammen van de continue onafhankelijke variabelen tegenover het loonverschil weergegeven. Hoewel er geen duidelijke lineaire verbanden waar te nemen zijn, laten de spreidingsdiagrammen ook geen duidelijke non-lineaire verbanden zien. Er hoeven dus geen transformaties plaats te vinden om verbanden tussen de afhankelijke variabele en onafhankelijke variabelen (meer) lineair te maken. In figuur A2 wordt de verdeling van de continue variabelen weergegeven. De variabelen van het verschil in arbeidsparticipatie en het afgestudeerd aantal mannen over vrouwen lijken beide een normale verdeling aan te nemen. Een significante Shapiro-Wilk toets voor deze twee variabelen laat concluderen dat de variabelen daadwerkelijk normaal verdeeld zijn (Shapiro & Wilk, 1965). Het is echter geen vereiste voor de 'Ordinary Least Squares' methode dat variabelen normaal verdeeld zijn. Een niet normale verdeling van overige variabelen is derhalve geen probleem voor de uitvoering van de modellen.



Figuur 2 De spreidingsdiagrammen van de continue onafhankelijke variabelen tegenover de afhankelijke variabele

### 4.3 Regressies

Aanvankelijk zal in dit onderzoek bepaald worden wat het effect van een gender quotum op het loonverschil is. Er wordt zodoende nog geen onderscheid gemaakt tussen harde en zachte gender quota. Om dit effect te bepalen wordt de volgende regressie gehanteerd:

$$\begin{aligned}
 & \text{loonverschil tussen vrouwen en mannen}_{it} \\
 &= \beta_0 + \beta_1 * \text{quotum}_{it} + \beta_2 * \text{zwanger\_en\_ouderschapsverlof}_{it} + \beta_3 \\
 & * \text{vruchtbaarheidscijfer}_{it} + \beta_4 * \text{verhouding\_hoger\_onderwijs}_{it} + \beta_5 \\
 & * \text{verschil\_in\_uren\_gewerkt}_{it} + \beta_6 * \text{verschil\_in\_arbeidsparticipatie}_{it} + \beta_7 \\
 & * \text{hoogte\_minimumloon}_{it} + \beta_8 * \text{vakbondsdichtheid}_{it} + \beta_9 \\
 & * \text{vrouwen\_in\_parlement}_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \epsilon_{it}
 \end{aligned}$$

waar de termen ' $\gamma_i$ ' en ' $\lambda_t$ ' respectievelijk de individuele en tijdsgebonden fixed effects vormen.

De variabele 'quotum' is een dummy variabele en zal de waarde 1 aannemen indien er een gender quotum van kracht is in een land in een bepaald jaar en de waarde 0 overigens. De eventuele significantie en de waarde van de coëfficiënt ' $\beta_1$ ' zal uitwijzen of en in welke mate er een causale relatie bestaat tussen het invoeren van een gender quotum op het loonverschil tussen vrouwen en mannen.

Vervolgens zal er een onderscheid worden gemaakt tussen het effect van een hard en een zacht gender quotum op het loonverschil. Om dit te bepalen volstaat één dummy variabele voor een vigerend quotum niet meer. Er bestaat een driedeling tussen de observaties: hard quotum, zacht quotum en geen quotum. Door middel van dummy codering zal zowel het effect van een hard als een zacht gender quotum worden bepaald. Een dummy variabele voor een vigerend hard quotum en een dummy variabele voor een vigerend zacht quotum worden



toegevoegd aan de regressie. Geen gender quotum vormt zodoende de referentiegroep. De regressie ziet er als volgt uit:

$$\begin{aligned}
 \text{loonverschil tussen vrouwen en mannen}_{it} &= \beta_0 + \beta_1 * \text{hard\_quotum}_{it} + \beta_2 * \text{zacht\_quotum}_{it} + \beta_3 \\
 &* \text{zwanger\_en\_ouderschapsverlof}_{it} + \beta_4 * \text{vruchtbaarheidscijfer}_{it} + \beta_5 \\
 &* \text{verhouding\_hoger\_onderwijs}_{it} + \beta_6 * \text{verschil\_in\_uren\_gewerkt}_{it} + \beta_7 \\
 &* \text{verschil\_in\_arbeidsparticipatie}_{it} + \beta_8 * \text{hoogte\_minimumloon}_{it} + \beta_9 \\
 &* \text{vakbondsdichtheid}_{it} + \beta_{10} * \text{vrouwen\_in\_parlement}_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \epsilon_{it}
 \end{aligned}$$

waar de termen ‘ $\gamma_i$ ’ en ‘ $\lambda_t$ ’ respectievelijk de individuele en tijdsgebonden fixed effects vormen.

De variabelen ‘hard\_quotum’ en ‘zacht\_quotum’ zijn dummy variabelen en zullen respectievelijk de waarde 1 aannemen indien er een hard of een zacht gender quotum van kracht is in een land in een bepaald jaar en de waarde 0 overigens. De eventuele significantie en de waarde van de coëfficiënt ‘ $\beta_1$ ’ en ‘ $\beta_2$ ’ zullen uitwijzen of en in welke mate er een causale relatie bestaat tussen respectievelijk het invoeren van een hard of een zacht gender quotum op het loonverschil tussen vrouwen en mannen.

#### 4.4 Vertragingen

In de reeds behandelde regressies wordt het effect van het jaar van ingang van een gender quotum op het loonverschil van datzelfde jaar gemeten. Echter, het is aannemelijk dat het loonverschil vertraagd beïnvloed wordt door de invoering van een gender quotum. Het loon van werknemers is geregeld door middel van arbeidscontracten die voor enkele jaren geldig zijn. Een aanpassing van deze contracten kan een paar jaar duren. Daarnaast kan een gender quotum aan het eind van het jaar worden ingevoerd waardoor het onwaarschijnlijk is dat het quotum het verschil in loon tussen vrouwen en mannen in dat jaar heeft veroorzaakt. Hoewel er bij een fixed effect model geen vertraging van een afhankelijke variabele toegevoegd kan worden, door de Nickell bias, is het wel mogelijk om een vertraging van een onafhankelijke variabele toe te voegen aan de regressie (Nickell, 1981). Twee criteria zijn gehanteerd bij de keus voor de meest geschikte vertraging(en), namelijk een zo klein mogelijke ‘Bayesian information criterion’ en de beschikbaarheid van de data. Gekozen is voor een derde vertraging van de variabele quotum en de variabelen hard en zacht quotum op het loonverschil. Hierdoor ontstaan twee nieuwe vergelijkingen:

$$\begin{aligned}
 \text{loonverschil tussen vrouwen en mannen}_{it} &= \beta_0 + \beta_1 * \text{quotum}_{i,t-3} + \beta_2 * \text{zwanger\_en\_ouderschapsverlof}_{it} + \beta_3 \\
 &* \text{vruchtbaarheidscijfer}_{it} + \beta_4 * \text{verhouding\_hoger\_onderwijs}_{it} + \beta_5 \\
 &* \text{verschil\_in\_uren\_gewerkt}_{it} + \beta_6 * \text{verschil\_in\_arbeidsparticipatie}_{it} + \beta_7 \\
 &* \text{hoogte\_minimumloon}_{it} + \beta_8 * \text{vakbondsdichtheid}_{it} + \beta_9 \\
 &* \text{vrouwen\_in\_parlement}_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \epsilon_{it}
 \end{aligned}$$

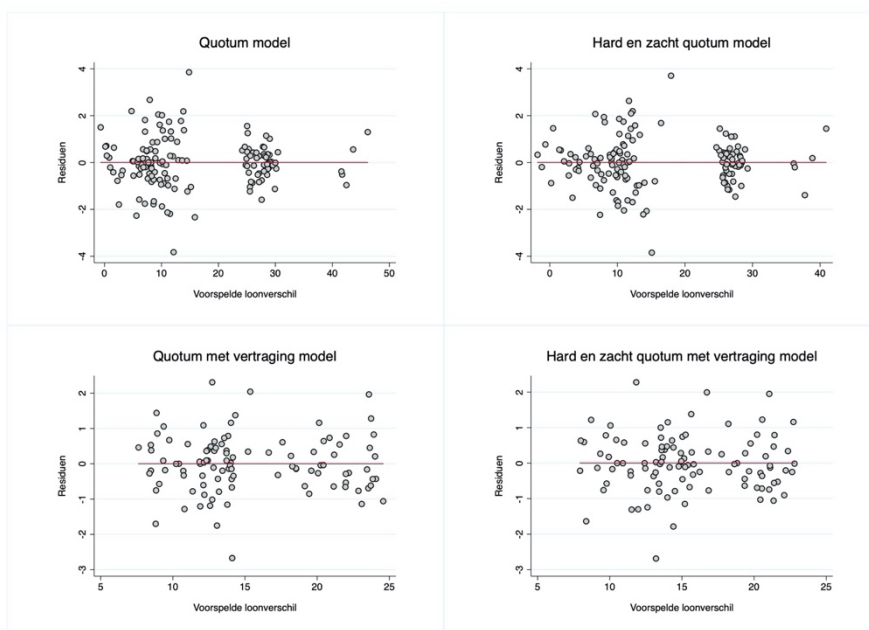
loonverschil tussen vrouwen en mannen<sub>it</sub>

$$\begin{aligned}
 &= \beta_0 + \beta_1 * \text{hard\_quotum}_{i,t-3} + \beta_2 * \text{zacht\_quotum}_{i,t-3} + \beta_3 \\
 &* \text{zwanger\_en\_ouderschapsverlof}_{it} + \beta_4 * \text{vruchtbaarheidscijfer}_{it} + \beta_5 \\
 &* \text{verhouding\_hoger\_onderwijs}_{it} + \beta_6 * \text{verschil\_in\_uren\_gewerkt}_{it} + \beta_7 \\
 &* \text{verschil\_in\_arbeidsparticipatie}_{it} + \beta_8 * \text{hoogte\_minimumloon}_{it} + \beta_9 \\
 &* \text{vakbondsdichtheid}_{it} + \beta_{10} * \text{vrouwen\_in\_parlement}_{it} + \gamma_i + \lambda_t + \epsilon_{it}
 \end{aligned}$$

waar, in beide gevallen, de termen ' $\gamma_i$ ' en ' $\lambda_t$ ' respectievelijk de individuele en tijdsgebonden fixed effects vormen.

## 4.5 Heteroscedasticiteit

Indien de variantie van de residuen afhankelijk is van de onafhankelijke variabele, is er sprake van homoscedasticiteit. Bij heteroscedasticiteit, het tegenovergestelde, verandert de waarde van de voorspelde residuen over de onafhankelijke variabele. De accurateheid van de voorspelling van de onafhankelijke variabele is zodoende niet constant. Voor een plot van de residuen gemaakt kan worden, is het zaak om de eerder behandelde modellen uit te voeren. Hierdoor komen voorspelde waarden van de afhankelijke variabelen tot stand. In tabel A1 en A2 zijn de uitkomsten van de eerdergenoemde modellen weergegeven. Aan de hand van deze uitkomsten kan het verschil tussen de voorspelde en werkelijke waarde worden getoond in een residuenplot. Figuur 3 geeft de residuenplots van de vier modellen weer. Te zien is dat de residuen variëren over de waarde van de onafhankelijke variabelen. Heteroscedasticiteit is het duidelijkste aanwezig bij de modellen waar een vertraging is toegepast. Een kegelvorm, een groter wordende variantie van de residuen, valt waar te nemen in ieder model. Een tweede indicatie voor het vaststellen van heteroscedasticiteit is een ontbrekende significantie van de 'Modified Wald' toets voor alle vier de modellen (Greene, 2000). Aangezien er sprake is van heteroscedasticiteit is het van belang om in dit onderzoek gebruik te maken van robuuste standaardfouten.



Figuur 3 De residuenplots van de vier modellen

# 5. Resultaten

De resultaten van het effect van een gender quotum op het loonverschil tussen vrouwen en mannen zullen in dit hoofdstuk aanvankelijk worden behandeld. Vervolgens zullen de resultaten van het effect van een hard quotum en een zacht quotum op het loonverschil worden uitgesplitst. In elke situatie worden controlevariabelen toegevoegd waardoor meerdere modellen ontstaan. In het eerste model wordt er gecontroleerd voor verschillen in menselijk kapitaal en carrièrekeuzes tussen vrouwen en mannen. In het tweede model worden controlevariabelen toegevoegd die het effect van de traditionele rolverdeling binnen het gezin en de loonstructuur op het loonverschil isoleren. In het derde, volledige model wordt tevens gecontroleerd voor discriminatie binnen een land.

## 5.1 Resultaten van een quotum op het loonverschil

De coëfficiënt van een gender quotum, zonder vertraging, op het loonverschil tussen vrouwen en mannen is insignificant in alle drie de modellen, zo is te zien in tabel 4. Daarnaast verschilt de richting van de coëfficiënt van een quotum per model. De coëfficiënt is in model 1 positief, in model 2 negatief en in model 3 gelijk aan nul. Een gender quotum, zonder vertraging, heeft dus geen effect op het loonverschil tussen vrouwen en mannen. Twee controlevariabelen hebben wel een significante relatie met het loonverschil tussen vrouwen en mannen: de ratio afgestudeerde mannen over vrouwen en het verschil in het gemiddeld aantal uren per week gewerkt tussen de twee seksen. De coëfficiënt van de ratio afgestudeerde mannen over vrouwen wordt ietwat minder negatief naarmate controlevariabelen worden toegevoegd. In het volledige model heeft de coëfficiënt ( $p < 0,1$ ) een waarde van -2,052. Een toename van de man/vrouw ratio van afgestudeerden met 1 zorgt zodoende voor een afname van het loonverschil met 2,052%. Een groei van het aantal mannen ten opzichte van vrouwen in geslaagden van het hoger onderwijs zorgt derhalve voor een daling van het loonverschil. Dit is contra intuïtief aangezien een stijging van de ratio van geslaagden zorgt voor een vergroting van het verschil in menselijk kapitaal tussen vrouwen en mannen. De tweede significante controlevariabele is het verschil in uren per week gewerkt tussen vrouwen en mannen. De coëfficiënt daalt bij het controleren voor het effect van de loonstructuur en de traditionele rolverdeling binnen het gezin en stijgt bij een verdere controle voor de discriminatie. In het volledige model bevat de coëfficiënt ( $p < 0,1$ ) een waarde van 1,821. Indien mannen gemiddeld één uur in de week meer gaan werken dan vrouwen, stijgt het loonverschil tussen vrouwen en mannen met 1,821%. Deze uitkomst ligt in de lijn der verwachting aangezien het verschil in menselijk kapitaal toeneemt indien mannen gemiddeld meer gaan werken dan vrouwen. Daarnaast zorgt een relatieve toename van het aantal uren die mannen werken voor een grotere kans op een hogere functie waardoor het loonverschil kan toenemen. De determinatiecoëfficiënt van model 2, met een waarde van 0,489, is een stuk groter dan diezelfde coëfficiënt van model 1, met een waarde van 0,280. De loonstructuur en de traditionele rolverdeling binnen het gezin verklaren dus een groot deel van de variantie. Controleren voor het percentage vrouwen dat in het parlement aanwezig is, zorgt voor een

Tabel 4 Het effect van een gender quotum, zonder vertraging, op het loonverschil tussen vrouwen en mannen

| Variabelen                              | Model 1            | Model 2             | Model 3             |
|---|--------------------|---------------------|---------------------|
| Quotum                                  | 0,292<br>(0,598)   | -0,104<br>(0,557)   | 0,000<br>(0,601)    |
| Zwanger- en ouderschapsverlof           | 0,010<br>(0,021)   | -0,008<br>(0,020)   | -0,009<br>(0,022)   |
| Ratio afgestudeerde mannen over vrouwen | -2,414*<br>(1,284) | -2,092**<br>(0,936) | -2,052**<br>(0,951) |
| Gemiddeld uren werken (man minus vrouw) | 2,127**<br>(0,918) | 1,720**<br>(0,672)  | 1,821**<br>(0,678)  |
| Vruchtbaarheidscijfer                   |                    | 0,793<br>(2,130)    | 0,350<br>(2,342)    |
| Arbeidsparticipatie (man minus vrouw)   |                    | -0,192<br>(0,169)   | -0,209<br>(0,175)   |
| Hoogte minimumloon                      |                    | -0,939<br>(0,584)   | -0,874<br>(0,605)   |
| Vakbondsdichtheid                       |                    | 0,215<br>(0,249)    | 0,218<br>(0,276)    |
| Percentage vrouwen in het parlement     |                    |                     | -0,025<br>(0,070)   |
| Constante                               | 8,468<br>(5,902)   | 13,114<br>(14,051)  | 14,110<br>(14,547)  |
| Observaties                             | 174                | 153                 | 146                 |
| Determinatiecoëfficiënt                 | 0,280              | 0,489               | 0,492               |
| Aantal landen                           | 24                 | 23                  | 22                  |
| Individuele fixed effects               | Ja                 | Ja                  | Ja                  |
| Jaar fixed effects                      | Ja                 | Ja                  | Ja                  |
| Robuuste standaardfouten                | Ja                 | Ja                  | Ja                  |

Standaardfouten tussen haakjes; \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

toename van de determinatiecoëfficiënt van slechts 0,003 en verklaart zodoende een zeer klein deel van de variantie.

In tabel A3 zijn de resultaten van een gender quotum met een vertraging van drie jaar op het loonverschil weergegeven. Wederom is de coëfficiënt van een quotum, ditmaal met vertraging, op het loonverschil tussen vrouwen en mannen niet significant. Hoewel de coëfficiënt van een gender quotum met vertraging in het eerste model lichtelijk negatief is, stijgt de waarde van de coëfficiënt naar 0,110 in het volledige model. Een gender quotum heeft zodoende geen direct en geen vertraagd effect op het loonverschil tussen vrouwen en mannen. De zwanger- en ouderschapsverlof variabele is in het eerste model significant ( $p < 0,05$ ), maar in het tweede

en derde model niet. In het derde model heeft de coëfficiënt van de zwanger- en ouderschapsverlof variabele een waarde van 0,049.

## 5.2 Hard en zacht quotum uitgesplitst

Het doel van dit onderzoek is om het verschil in het effect tussen een hard en een zacht gender quotum op het loonverschil te bepalen. Het is dus van belang om deze twee typen quota te splitsen. De resultaten hiervan zijn weergegeven in tabel 5. De coëfficiënt van een hard gender quotum is in geen van de drie modellen significant. De positieve coëfficiënt neemt in waarde af indien er wordt gecontroleerd voor de loonstructuur en de traditionele rolverdeling binnen het gezin en neemt in waarde toe als er tevens wordt gecontroleerd voor discriminatie. De waarde van de coëfficiënt van een hard gender quotum in het volledige model is 0,698. Een invoering van een hard gender quotum zou dus zorgen voor een directe stijging van het loonverschil tussen vrouwen en mannen met 0,689%. De coëfficiënt van een zacht gender quotum is in het tweede model significant ( $p < 0,1$ ) en wordt negatiever naarmate controlevariabelen worden toegevoegd. In het volledige model heeft de coëfficiënt van een zacht gender quotum een waarde van -1,002. Een invoering van een zacht gender quotum zou zodoende zorgen voor een afname van het loonverschil, in het desbetreffende jaar, van zo'n 1%. Tevens zijn de controlevariabelen van de ratio afgestudeerde mannen over vrouwen en het verschil in uren significant in elk model. De coëfficiënten van deze variabelen hebben in het volledige model respectievelijk een waarde van -2,465 en 1,399. De hoogte van het minimumloon is in het tweede model significant ( $p < 0,1$ ) en in het derde model insignificant. In het volledige model heeft de coëfficiënt een waarde van -0,981. Indien het minimumloon stijgt met (omgerekend) duizend dollar zou het loonverschil tussen vrouwen en mannen dalen met 0,981%. Dit ligt in de lijn der verwachting, omdat de loonverdeling van vrouwen lager ligt dan de loonverdeling van mannen waardoor de verhoging van het minimumloon het loon van vrouwen, ten opzichte van mannen, meer ten goede komt. De determinatiecoëfficiënt in het volledige model is 0,494. De helft van de variantie van de afhankelijke variabele wordt zodoende verklaard door de onafhankelijke variabelen. Hieruit volgt dat de helft van het loonverschil tussen vrouwen en mannen bestaat uit het onverklaarbare loonverschil. Dit onverklaarbare verschil kan mede tot stand komen door een verschil in psychologische eigenschappen en non-cognitieve vaardigheden tussen vrouwen en mannen of door discriminatie jegens vrouwen.

Een invoering van een gender quotum kan ook een vertraagd effect hebben op het loonverschil tussen vrouwen en mannen. Arbeidscontracten van werknemers hebben een bepaalde duur waardoor het loon van vrouwen en mannen niet al te flexibel is. Een aanpassing van de lonen kan zodoende een paar jaar duren. In tabel A4 is het effect van een vertraging van drie jaar van een hard en een zacht quotum op het loonverschil weergegeven. De coëfficiënt van een vertraagd effect van een hard gender quotum op het loonverschil is insignificant in alle drie de modellen. De coëfficiënt is negatief in elk model en heeft een waarde van -0,115 in het volledige model. De geringe, insignificante coëfficiënt toont dat er geen significant vertraagd effect van een hard gender quotum op het loonverschil tussen vrouwen en mannen is. De coëfficiënt van een vertraging van drie jaar van een zacht gender quotum is in het eerste model wel significant ( $p < 0,1$ ) en in het tweede en derde model niet. De coëfficiënt stijgt bij het toevoegen van controlevariabelen voor de traditionele rolverdeling binnen het gezin en de

Tabel 5 Het effect van een hard en zacht gender quotum, zonder vertraging, op het loonverschil tussen vrouwen en mannen

| Variabelen                              | Model 1             | Model 2             | Model 3             |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|
| Hard quotum                             | 0,649<br>(0,775)    | 0,484<br>(0,889)    | 0,698<br>(0,996)    |
| Zacht quotum                            | -0,475<br>(0,559)   | -0,965*<br>(0,528)  | -1,002<br>(0,590)   |
| Zwanger- en ouderschapsverlof           | 0,007<br>(0,023)    | -0,011<br>(0,020)   | -0,013<br>(0,023)   |
| Ratio afgestudeerde mannen over vrouwen | -2,716**<br>(1,198) | -2,412**<br>(0,985) | -2,465**<br>(0,950) |
| Gemiddeld uren werken (man minus vrouw) | 1,932*<br>(1,036)   | 1,375*<br>(0,773)   | 1,399*<br>(0,757)   |
| Vruchtbaarheidcijfer                    |                     | 0,134<br>(2,360)    | -0,181<br>(2,589)   |
| Arbeidsparticipatie (man minus vrouw)   |                     | -0,191<br>(0,161)   | -0,216<br>(0,167)   |
| Hoogte minimumloon                      |                     | -1,026*<br>(0,590)  | -0,981<br>(0,595)   |
| Vakbondsdichtheid                       |                     | 0,137<br>(0,269)    | 0,151<br>(0,284)    |
| Percentage vrouwen in het parlement     |                     |                     | -0,056<br>(0,071)   |
| Constante                               | 10,251<br>(6,820)   | 20,274<br>(16,346)  | 22,500<br>(16,179)  |
| Observaties                             | 174                 | 153                 | 146                 |
| Determinatiecoëfficiënt                 | 0,286               | 0,499               | 0,505               |
| Aantal landen                           | 24                  | 23                  | 22                  |
| Individuele fixed effects               | Ja                  | Ja                  | Ja                  |
| Jaar fixed effects                      | Ja                  | Ja                  | Ja                  |
| Robuuste standaardfouten                | Ja                  | Ja                  | Ja                  |

Standaardfouten tussen haakjes; \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

loonstructuur en daalt ietwat bij een verdere controle voor discriminatie. De coëfficiënt van een zacht gender quotum met vertraging heeft een waarde van 1,255 in het volledige model. De invoer van een zacht gender quotum zou het loonverschil van drie jaar na de invoering zodoende met 1,255% laten toenemen. Hoewel het effect van een zacht gender quotum zonder vertraging op het loonverschil negatief is, is het effect met een vertraging van drie jaar dus positief. Op de korte termijn heeft een zacht gender quotum zodoende het desgewenste effect, maar dit effect wordt niet vastgehouden op de langere termijn. Naast een significantie coëfficiënt van een zacht quotum met vertraging is de coëfficiënt van het zwanger- en ouderschapsverlof, in het eerste model, ook significant.

### 5.3 Verschil in het effect tussen een hard en zacht quotum

Uit de voorgaande resultaten is duidelijk geworden dat een hard quotum een positief direct effect en geen vertraagd effect heeft op het loonverschil. Een zacht gender quotum heeft een tweezijdig effect op het loonverschil waarbij het directe effect negatief is en het vertraagde effect positief. Om te bepalen of er een significant verschil is tussen het effect van een hard en een zacht gender quotum op het loonverschil wordt er gebruik gemaakt van een andere regressie. De som van de variabelen van een hard en zacht gender quotum, die gelijk is aan de variabele 'quotum', wordt samen met de variabele van een hard quotum en de controlevariabelen in een regressie gestopt. De eventuele significantie en de waarde van de coëfficiënt van de variabele hard quotum duidt een significantie van het verschil in effect tussen een hard en zacht gender quotum op het loonverschil aan.

In tabel A5 zijn de uitkomsten van de benoemde regressie weergegeven voor een model met en een model zonder vertraging van de quota variabelen. In beide gevallen is de coëfficiënt van een hard quotum insignificant. In het model zonder vertraging heeft de coëfficiënt van een hard quotum de waarde 1,7. Het directe effect van een hard quotum op het loonverschil is dus positiever dan het directe effect van een zacht quotum. Dit houdt in dat het loonverschil tussen vrouwen en mannen bij de invoer van een hard quotum minder afneemt (of meer toeneemt) dan bij de invoer van een zacht quotum in het jaar van ingang. In het model met vertraging heeft de coëfficiënt van een hard quotum de waarde -1,37. Dit houdt in dat op de langere termijn het loonverschil meer afneemt (of minder toeneemt) bij de invoer van een hard quotum dan bij de invoer van een zacht quotum.

## 6. Discussie

Het effect van een gender quotum op het loonverschil tussen vrouwen en mannen is, in dit onderzoek, insignificant. Echter, bij het uitsplitsen van harde en zachte quota komen er andere conclusies naar voren. Het directe effect van een zacht quotum is negatief waardoor het loonverschil tussen vrouwen en mannen verkleind wordt. Een verklaring voor dit effect is de toenemende aandacht voor het loonverschil bij de ingang van een gender quotum. Een vertraagd effect van een zacht quotum is echter positief waardoor het loonverschil groter wordt op de langere termijn. De starheid van arbeidscontracten op de korte termijn speelt klaarblijkelijk een kleine/geen rol bij de verandering van het loonverschil. De directe afname en vertraagde toename maakt dat het totale effect van een zacht quotum op het loonverschil tweezijdig is. Het directe effect van een hard gender quotum op het loonverschil is positief wat duidt op een toename van het loonverschil na de invoering van een hard gender quotum. De invoering van een gender quotum heeft als doel om de gelijkheid tussen vrouwen en mannen in bedrijven te bevorderen (Wang & Kelan, 2013). Dit zou gepaard kunnen gaan met een afname van het loonverschil tussen vrouwen en mannen. Het is zodoende opmerkelijk dat de invoering van een hard gender quotum, waar zware sancties aan verbonden zitten, een averechtse werking op het loonverschil heeft. Het vertraagde effect van een hard gender quotum op het loonverschil is niet significant. Het is eveneens opmerkelijk dat het vertraagde effect van een hard gender quotum geen relatie met het loonverschil geniet terwijl het vertraagde effect van een zacht quotum dat wel doet. Verwacht zou worden dat een strikter quotum een groter verschil in het loonverschil op de langere termijn laat zien dan een minder strikt quotum. Het verschil in effect tussen een hard en zacht gender quotum op het loonverschil is als volgt te beschrijven. Het loonverschil neemt minder af (of meer toe) bij de invoer van een hard quotum dan bij de invoer van een zacht quotum, wat betreft het directe effect. Op de langere termijn neemt het loonverschil meer af (of minder toe) bij de invoer van een hard quotum dan bij de invoer van een zacht quotum.

De resultaten van dit onderzoek ondersteunen het inzicht dat wet- en regelgeving en overheidsbeleid het loonverschil tussen vrouwen en mannen kan beïnvloeden. Zowel zwanger- en ouderschapsverlof als een zacht quotum hebben in verschillende situaties een significant relatie met het loonverschil. Tevens komen de resultaten deels overeen met Bertrand et al. (2015) die geen verandering waarnemen in het loonverschil tussen vrouwen en mannen in de lagere rangen van een bedrijf na de invoer van een hard gender quotum. In dit onderzoek komt eveneens naar voren dat een hard gender quotum geen vertraagde effect heeft op het loonverschil tussen vrouwen en mannen.

Twee beperkingen van dit onderzoek zijn van belang om in acht te nemen. Ten eerste is de data beperkt in zijn omvang wat betreft de tijdsperiode en het aantal landen met een zacht gender quotum. De gehanteerde tijdsperiode van dit onderzoek is van 2007 tot en met 2018 en is gebaseerd op de beschikbare data van het loonverschil. Het jaar van ingang was voor een tweetal landen voor of in 2007 waardoor deze landen niet meegenomen konden worden in het bepalen van het effect van een zacht of hard gender quotum op het loonverschil met de fixed effect methode. Daarnaast is het aantal landen dat een zacht gender quotum van kracht heeft



beperkt waardoor het effect van een zacht gender quotum minder accuraat bepaald kan worden dan het effect van een hard gender quotum op het loonverschil. Ten tweede betreft het loonverschil dat gebruikt wordt in dit onderzoek alle bedrijven die tien of meer werknemers in dienst hebben terwijl Europese gender quota dikwijls betrekking hebben op grote, beursgenoteerde bedrijven. Het loonverschil van bedrijven die niet onder het gender quotum vallen worden in dit onderzoek dus ook meegenomen. Echter, een toename van de aandacht voor het loonverschil bij de invoer of het van kracht zijn van een gender quotum kan ook het loonverschil van niet betreffende bedrijven beïnvloeden.

Vervolgonderzoek zou kunnen focussen op de langetermijneffecten van een gender quotum op het loonverschil. Naarmate de jaren verstrijken en gender quota langer van kracht zijn, kunnen de langetermijneffecten beter in kaart gebracht worden. Het verschil in het effect van een hard en een zacht gender quotum wordt zodoende duidelijker. Daarnaast kan vervolgonderzoek het effect van verschillende soorten sancties bestuderen. Hoewel er in dit onderzoek een scheiding tussen harde en zachte gender quota wordt gemaakt, vormen gender quota een spectrum van hardheid dat afhangt van de sancties, zoals Mensi-Klarbach & Seierstad (2020) bepleiten. Een verschil in sancties kan een verschil in effectiviteit, wat betreft het verkleinen van het loonverschil, tonen.

## 7. Conclusie

In dit onderzoek stond de vraag centraal in hoeverre het effect van harde en zachte gender quota op het loonverschil tussen vrouwen en mannen van elkaar verschilt. Tien Europese landen hebben tot op heden een gender quotum ingevoerd waarvan zeven een hard quotum, met harde sancties, en drie een zacht quotum, met zachte sancties. Samen met veertien overige Europese landen is, met gebruik van de fixed effect methode, het directe effect en het vertraagde effect van een hard en een zacht gender quotum op het loonverschil berekend.

Het directe effect van een hard gender quotum op het loonverschil is positief, met een waarde van 0,698. Een invoering van een hard gender quotum zou zodoende het loonverschil laten toenemen. Deze uitkomst is tegen de verwachtingen in, aangezien het doel van een gender quotum is om de gelijkheid tussen vrouwen en mannen, waar het loonverschil onderdeel van is, te bevorderen (Wang & Kelan, 2013). Het vertraagde effect van een hard quotum op het loonverschil is niet significant. Een zacht gender quotum heeft daarentegen een tweezijdig effect op het loonverschil. Het directe effect is negatief met een waarde van -1,002 en het vertraagde effect is positief met een waarde van 1,255. De invoering van een zacht gender quotum verkleint zodoende het loonverschil in het betreffende jaar. Echter, op de langere termijn neemt het loonverschil tussen vrouwen en mannen toe. In ieder volledig model, waarin alle gehanteerde controlevariabelen zijn toegevoegd, werd ietwat minder dan de helft van de variantie van de afhankelijke variabele verklaard. Dit impliceert dat de helft van het loonverschil gezien kan worden als het onverklaarbare loonverschil.

Na de directe en vertraagde effecten van een hard en zacht gender quotum op het loonverschil tussen vrouwen en mannen te hebben bepaald, is er gekeken naar het verschil in effect tussen de twee typen quota. Het directe effect van een zacht gender quotum op het loonverschil is negatiever en zorgt dus voor een grotere afname (of kleinere toename) van het loonverschil dan een hard gender quotum. Het vertraagde effect is andersom gesteld waardoor een hard gender quotum zorgt voor een grotere afname (of een kleinere toename) van het loonverschil dan een zacht gender quotum. Hiermee is duidelijk geworden dat er een verschil in effect tussen een hard en een zacht gender quotum op het loonverschil tussen vrouwen en mannen bestaat. Tevens is duidelijk geworden hoe het verschil in effect eruitziet.

# Referenties

- 30% Club. (2016). Looking beyond corporate boards: Drivers of female representation in executive roles. Geraadpleegd van [https://30percentclub.org/assets/uploads/UK/30\\_\\_Club\\_Reports/CJBS\\_white\\_paper\\_v8\\_web\\_version.pdf](https://30percentclub.org/assets/uploads/UK/30__Club_Reports/CJBS_white_paper_v8_web_version.pdf)
- 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.
- Aguilera, R. V., & Jackson, G. (2010). Comparative and International Corporate Governance. *The Academy of Management Annals*, 4(1), 485–556.
- Albanesi, S., & Olivetti, C. (2009). Home production, market production and the gender wage gap: Incentives and expectations. *Review of Economic dynamics*, 12(1), 80-107.
- Arulampalam, W., Booth, A. L., & Bryan, M. L. (2007). Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wage distribution. *ILR Review*, 60(2), 163-186.
- Babcock, L., & Laschever, S. (2003). *Women Don't Ask: Negotiation and the Gender Divide* Princeton University Press.
- Bagues, M., Sylos-Labini, M., & Zinovyeva, N. (2014). Do gender quotas pass the test? Evidence from academic evaluations in Italy. *Scuola Superiore Sant'Anna, LEM Working Paper Series*, 14.
- Bailey, M. J., Hershbein, B., & Miller, A. R. (2012). The opt-in revolution? Contraception and the gender gap in wages. *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(3), 225-54.
- Baldez, L. (2006). 'The Pros and Cons of Gender Quota Laws: What Happens When You Kick Men Out and Let Women In?' *Politics & Gender*, 2/01: 102-09.
- Barnes, C., Lewis, R., Yarker, J., & Arevshatian, L. (2019). Women directors on FTSE company boards: An exploration of the factors influencing their appointment. *Cogent Psychology*, 6(1), 1691848.
- Baum II, C. L. (2003). The effect of state maternity leave legislation and the 1993 Family and Medical Leave Act on employment and wages. *Labour Economics*, 10(5), 573-596.
- Beaudry, P., & Lewis, E. (2014). Do male-female wage differentials reflect differences in the return to skill? Cross-city evidence from 1980-2000. *American Economic Journal: Applied Economics*, 6(2), 178-94.
- Becker, G. S. (1957). *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.
- Becker, G. S. (1971). *The Economics of Discrimination*. University of Chicago Press Economics Books.
- Becker, G. S. (1985). Human capital, effort, and the sexual division of labor. *Journal of Labor Economics* 3, S33–S58.
- Bell, C. (2016). *The Rulers, Elections, and Irregular Governance Dataset* (REIGN). Broomfield, CO: OEF Research. Geraadpleegd van [oefresearch.org](http://oefresearch.org)
- Beller, A. H. (1977). *The impact of equal employment opportunity laws on the male/female earnings differential* (Vol. 436). University of Wisconsin-Madison.

- Benschop, Y., & Van den Brink, M. (2014). Power and resistance in gender equality strategies: Comparing quotas and small wins. *The Oxford handbook of gender in organizations*, 332-352.
- Bernardi, R. A., & Threadgill, V. H. (2011). Women directors and corporate social responsibility. *EJBO: Electronic Journal of Business Ethics and Organizational Studies*.
- Bernardi, R. A., Bean, D. F., & Weippert, K. M. (2005). Minority membership on boards of directors: the case for requiring pictures of boards in annual reports. *Critical Perspectives on Accounting*, 16(8), 1019-1033.
- Bernardi, R. A., Bosco, S. M., & Columb, V. L. (2009). Does female representation on boards of directors associate with the 'most ethical companies' list?. *Corporate Reputation Review*, 12(3), 270-280.
- Bertrand, M. (2011). New perspectives on gender. Vol. 4B Handbook of Labor Economics.
- Bertrand, M., Black, S. E., Jensen, S., & Lleras-Muney, A. (2015). Breaking the glass ceiling.
- Bertrand, M., Black, S. E., Jensen, S., & Lleras-Muney, A. (2019). Breaking the Glass Ceiling? The Effect of Board Quotas on Female Labour Market Outcomes in Norway. *The Review of Economic Studies*, 86, 191–239.
- Bertrand, M., Goldin, C., & Katz, L. F. (2010). Dynamics of the gender gap for young professionals in the financial and corporate sectors. *American economic journal: applied economics*, 2(3), 228-55.
- Blau, F. D. (1977). *Equal pay in the office*. Lexington Books.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (1999). Analyzing the gender pay gap. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 39(5), 625-646.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2017). The gender wage gap: Extent, trends, and explanations. *Journal of Economic Literature*, 55(3), 789-865.
- Borghans, L., Ter Weel, B., & Weinberg, B. A. (2014). People skills and the labor-market outcomes of underrepresented groups. *ILR Review*, 67(2), 287-334.
- Card, D., Cardoso, A. R., & Kline, P. (2016). Bargaining, sorting, and the gender wage gap: Quantifying the impact of firms on the relative pay of women. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(2), 633-686.
- Cattan, S. (2013). Psychological traits and the gender wage gap. *The Institute for Fiscal Studies*.
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (2018). *Monitor loonverschillen vrouwen en mannen, 2016 (technische toelichting)*. Geraadpleegd van [https://www.cbs.nl//media/\\_pdf/2018/47/2018ep53-loonverschillen---technische-toelichting.pdf](https://www.cbs.nl//media/_pdf/2018/47/2018ep53-loonverschillen---technische-toelichting.pdf)
- Centraal Planbureau & Sociaal en Cultureel Planbureau. (2019). *Vrouwen aan de top*. Geraadpleegd van <https://www.rijksoverheid.nl/binaries/rijksoverheid/documenten/rapporten/2019/08/21/vrouwen-aan-de-top/vrouwen-aan-de-top.pdf>
- Chatelain, J. B., & Ralf, K. (2018). Inference on time-invariant variables using panel data: a pretest estimator. *Available at SSRN 3165633*.
- Choobineh, N. (2016). Gender quotas for corporate boards: A holistic analysis.
- Christensen, J. F., & Muhr, S. L. (2019). H (a) unting quotas: An empirical analysis of the uncanniness of gender quotas. *ephemera: theory & politics in organization*, 19(1), 77-105.

- Commissie Monitoring Streefcijfer Wet bestuur en toezicht. (2019). *Bedrijvenmonitor Topvrouwen 2019*. Geraadpleegd van <https://www.rijksoverheid.nl/binaries/rijksoverheid/documenten/rapporten/2019/09/20/bedrijvenmonitor-topvrouwen-2019/bedrijvenmonitor-topvrouwen-2019.pdf>
- Conde-Ruiz, J. I., García, M., & Yáñez, M. (2020). Does a “soft” board gender quotas policy work? *Applied Economic Analysis*, 28(82), 46–68.
- Conyon, M. J., & He, L. (2017). Firm performance and boardroom gender diversity: A quantile regression approach. *Journal of Business Research*, 79, 198-211.
- Cooke, T. J., Boyle, P., Couch, K., & Feijten, P. (2009). A longitudinal analysis of family migration and the gender gap in earnings in the United States and Great Britain. *Demography*, 46(1), 147-167.
- Correll, S. J., Benard, S., & Paik, I. (2007). Getting a job: Is there a motherhood penalty?. *American journal of sociology*, 112(5), 1297-1338.
- Croson, R., & Gneezy, U. (2009). Gender differences in preferences. *Journal of Economic literature*, 47(2), 448-74.
- Dahlerup, D. (2003). Comparative studies of electoral gender quotas. In *Documento presentado en el Taller International Idea Workshop on the Implementation of Quotas: Latin American Experiences, febrero* (Vol. 23).
- 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.
- Darmadi, S. (2013). Do women in top management affect firm performance? Evidence from Indonesia. *Corporate Governance: The international journal of business in society*.
- De Cabo, R. M., Gimeno, R., & Nieto, M. J. (2012). Gender diversity on European banks’ boards of directors. *Journal of Business Ethics*, 109(2), 145-162.
- De Cabo, R. M., Terjesen, S., Escot, L. en Gimeno, R. (2019). Do ‘soft law’ boardgender quotas work? Evidence from a natural experiment, *European Management Journal*, 37(5), 611-624.
- Derks, B., Ellemers, N., Van Laar, C., & De Groot, K. (2011). Do sexist organizational cultures create the Queen Bee?. *British Journal of Social Psychology*, 50(3), 519-535.
- Derks, B., Van Laar, C., & Ellemers, N. (2016). The queen bee phenomenon: Why women leaders distance themselves from junior women. *The Leadership Quarterly*, 27(3), 456-469.
- Dubbink, W. (2005). Democracy and private discretion in business. *Business Ethics Quarterly*, 15(1), 37-66.
- Duguid, M. (2011). Female tokens in high-prestige work groups: Catalysts or inhibitors of group diversification?. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 116(1), 104-115.
- Eckbo, B. E., Nygaard, K. & Thorburn, K. S. (2016). How Costly Is Forced Gender-Balancing of Corporate Boards? *Finance Working Paper*, 463.
- Egon Zehnder. (2017). *Global Board Diversity Analysis 2016*. Geraadpleegd van <https://www.egonzehnder.com/cdn/serve/migration/1513690982-fdca7566369310c20fd1e32cf9fdaef4.pdf>
- European Commission. (2019). *Equal Pay? Time to close the gap!* Geraadpleegd van [https://ec.europa.eu/info/sites/info/files/factsheet-gender\\_pay\\_gap-2019.pdf](https://ec.europa.eu/info/sites/info/files/factsheet-gender_pay_gap-2019.pdf)

- Eurostat. (2020a). *Eurostat - Gender pay gap in unadjusted form* [Dataset]. Geraadpleegd van <https://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&plugin=1&language=en&pcode=tesem180>
- Eurostat. (2020b). *Seats held by women in national parliaments and government* [Dataset]. Geraadpleegd van [https://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&plugin=1&pcode=sdg\\_05\\_50&language=en](https://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&plugin=1&pcode=sdg_05_50&language=en)
- Ferrari, G., Ferraro, V., Profeta, P., & Pronzato, C. (2018). Do board gender quotas matter? Selection, performance and stock market effects.
- Frank, R. H. (1978). Why women earn less: the theory and estimation of differential overqualification. *The American Economic Review*, 68(3), 360-373.
- Goldin, C. (2006). The quiet revolution that transformed women's employment, education, and family. *American economic review*, 96(2), 1-21.
- Goldin, C. (2014). A grand gender convergence: Its last chapter. *American Economic Review*, 104(4), 1091-1119.
- Goldin, C., Katz, L. F., & Kuziemko, I. (2006). The homecoming of American college women: The reversal of the college gender gap. *Journal of Economic perspectives*, 20(4), 133-156.
- Goodman-Bacon, A. (2018). *Difference-in-differences with variation in treatment timing* (No. w25018). National Bureau of Economic Research.
- Gopalan, S., & Watson, K. (2015). An agency theoretical approach to corporate board diversity. *San Diego L. Rev.*, 52, 1.
- Greene, W. (2005). *Econometric Analysis*. New York: Prentice-Hall.
- Greene, W. (2005). Fixed and random effects in stochastic frontier models. *Journal of productivity analysis*, 23(1), 7-32.
- Greenwood, J., Seshadri, A., & Yorukoglu, M. (2005). Engines of liberation. *The Review of Economic Studies*, 72(1), 109-133.
- Gregory, A., Jeanes, E., Tharyan, R., & Tonks, I. (2013). Does the stock market gender stereotype corporate boards? Evidence from the market's reaction to directors' trades. *British Journal of Management*, 24(2), 174-190.
- Henderikse, W., Pouwels, B., & Van Beek, A. (2015). Quotas in a Consensus Based Culture: Legal Targets for Boardroom Diversity in the Netherlands.
- Huse, M. (2011). The golden skirts: Changes in board composition following gender quotas on corporate boards. In *Australian and New Zealand Academy Meeting, Wellington, NZ*.
- Josefsson, C. (2014). Who benefits from gender quotas? Assessing the impact of election procedure reform on Members of Parliament's attributes in Uganda. *International Political Science Review*, 35(1), 93-105.
- Juhn, C., Murphy, K. M., & Pierce, B. (1991). Accounting for the slowdown in black-white wage convergence. *Workers and their wages*, 107-43.
- Kanter, R. M. (1977). *Men and women of the corporation*, New York: Basic Books.
- Kassenboehmer, S. C., & Sinning, M. G. (2014). Distributional changes in the gender wage gap. *ILR Review*, 67(2), 335-361.
- Krook, M. L. (2007). Candidate gender quotas: A framework for analysis. *European Journal of Political Research*, 46(3), 367-394.
- Krook, M. L. (2008). Quota laws for women in politics: Implications for feminist practice. *Social Politics*, 15(3), 345-368.

- Kurtulus, F. A. (2012). Affirmative action and the occupational advancement of minorities and women during 1973–2003. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 51(2), 213-246.
- Lara, J. M. G., Osma, B. G., Mora, A., & Scapin, M. (2017). The monitoring role of female directors over accounting quality. *Journal of Corporate Finance*, 45, 651-668.
- Levanon, A., England, P., & Allison, P. (2009). Occupational feminization and pay: Assessing causal dynamics using 1950–2000 US census data. *Social Forces*, 88(2), 865-891.
- Lundberg, S., & Rose, E. (2000). Parenthood and the earnings of married men and women. *Labour Economics*, 7(6), 689-710.
- Matsa, D. A., & Miller, A. R. (2011). Chipping away at the glass ceiling: Gender spillovers in corporate leadership. *American Economic Review*, 101(3), 635-39.
- Matsa, D. A., & Miller, A. R. (2013). A female style in corporate leadership? Evidence from quotas. *American Economic Journal: Applied Economics*, 5(3), 136-69.
- Mensi-Klarbach, H., & Seierstad, C. (2020). Gender Quotas on Corporate Boards: Similarities and Differences in Quota Scenarios. *European Management Review*.
- Meyerson, D. E. and Fletcher, J. (2000). 'A modest manifesto for shattering the glass ceiling'. *Harvard Business Review*, 78/1: 126-36.
- Mincer, J., & Polachek, S. (1974). Family investments in human capital: Earnings of women. *Journal of political Economy*, 82(2, Part 2), S76-S108.
- Mueller, G., & Plug, E. (2006). Estimating the effect of personality on male and female earnings. *ILR Review*, 60(1), 3-22.
- Murray, R. (2010). Second Among Unequals? A Study of Whether France's "Quota Women" are Up to the Job—ERRATUM. *Politics & Gender*, 6(4), 643-669.
- Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1417-1426.
- Noonan, M. C., Corcoran, M. E., & Courant, P. N. (2005). Pay differences among the highly trained: Cohort differences in the sex gap in lawyers' earnings. *Social forces*, 84(2), 853-872.
- Nyhus, E. K., & Pons, E. (2012). Personality and the gender wage gap. *Applied Economics*, 44(1), 105-118.
- O'Brien, D. Z., Franceschet, S., Krook, M. L., & Piscopo, J. M. (2012). Quotas and qualifications in Uganda. *The impact of gender quotas*, 57-71.
- OESO. (2020a). *Total length of paid maternity and parental leave* [Dataset]. Geraadpleegd van <https://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=54760#>
- OESO. (2020b). *Average usual weekly hours worked on the main job* [Dataset]. Geraadpleegd van [https://stats.oecd.org/Index.aspx?DatasetCode=AVE\\_HRS](https://stats.oecd.org/Index.aspx?DatasetCode=AVE_HRS)
- OESO. (2020c). *Employment rate (indicator)* [Dataset]. Geraadpleegd van <https://data.oecd.org/emp/employment-rate.htm#indicator-chart>
- OESO. (2020d). *Real minimum wage* [Dataset]. Geraadpleegd van <https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=RMW>
- OESO. (2020e). *Trade union density* [Dataset]. Geraadpleegd van <https://stats.oecd.org/viewhtml.aspx?datasetcode=TUD&lang=en#>
- Pande, R., & Ford, D. (2011). Gender quotas and female leadership. Background paper for the World Development Report.
- Peterson, H. (2015). "Unfair to women"? Equal representation policies in Swedish academia. *Equality, Diversity and Inclusion: An International Journal*.

- Phelps, E. S. (1972). The statistical theory of racism and sexism. *The American Economic Review*, 62(4), 659-661.
- Ransom, M. R., & Oaxaca, R. L. (2010). New market power models and sex differences in pay. *Journal of Labor Economics*, 28(2), 267-289.
- Roseberry, L., & Roos, J. (2014). *Bridging the gender gap: Seven principles for achieving gender balance*. OUP Oxford.
- Royston, J. P. (1983). A Simple Method for Evaluating the Shapiro–Francia  $W'$  Test of Non-Normality. *Journal of the Royal Statistical Society: Series D (The Statistician)*, 32(3), 297-300.
- Schwindt-Bayer, L. A. (2009). Making quotas work: The effect of gender quota laws on the election of women. *Legislative Studies Quarterly*, 34(1), 5-28.
- Shapiro, S. S., & Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, 52(3/4), 591-611.
- Sigle-Rushton, W., & Waldfogel, J. (2007). Motherhood and women's earnings in Anglo-American, Continental European, and Nordic countries. *Feminist Economics*, 13(2), 55-91.
- Sociaal-Economische Raad. (2019). *Diversiteit in de top: tijd voor versnelling* (12). Geraadpleegd van <https://www.ser.nl/media/ser/downloads/adviezen/2019/diversiteit-in-de-top-analyse.pdf>
- Spencer, S. J., Steele, C. M., & Quinn, D. M. (1999). Stereotype threat and women's math performance. *Journal of Experimental Social Psychology*, 35(1), 4-28.
- Staines, G., Tavis, C., & Jayaratne, T. E. (1974). The queen bee syndrome.
- Stark, O., & Hyll, W. (2014). Socially gainful gender quotas. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 105, 173-177.
- Storvik, A., & Teigen, M. (2010). *Women on board: The Norwegian experience*. Friedrich-Ebert-Stiftung, Internat. Policy Analysis.
- Terjesen, S., & Sealy, R. (2016). Board gender quotas: Exploring ethical tensions from a multi-theoretical perspective. *Business Ethics Quarterly*, 26(1), 23-65.
- 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(3), 447-483.
- The World Bank. (2019). *Fertility rate, total (births per woman)* [Dataset]. Geraadpleegd van <https://data-worldbank-org.eur.idm.oclc.org/indicator/sp.dyn.tfrt.in>
- Thomas, M. (2016). The impact of mandated maternity benefits on the gender differential in promotions: Examining the role of adverse selection.
- Torchia, M., Calabrò, A., & Huse, M. (2011). Women directors on corporate boards: From tokenism to critical mass. *Journal of Business Ethics*, 102(2), 299-317.
- Van den Brink, M. (2010). *Behind the scenes of science: Gender practices in the recruitment and selection of professors in the Netherlands*. Amsterdam University Press.
- Van den Brink, M., & Benschop, Y. (2018). Gender interventions in the Dutch police force: Resistance as a tool for change?. *Journal of Change Management*, 18(3), 181-197.
- Voorspoels, J., & Bleijenbergh, I. (2019). Implementing gender quotas in academia: a practice lens. *Equality, Diversity and Inclusion: An International Journal*.
- Waldfogel, J. (1999). The impact of the family and medical leave act. *Journal of Policy Analysis and Management: The Journal of the Association for Public Policy Analysis and Management*, 18(2), 281-302.



- Wang, M., & Kelan, E. (2013). The gender quota and female leadership: Effects of the Norwegian gender quota on board chairs and CEOs. *Journal of business ethics*, 117(3), 449-466.
- Webber, D. A. (2016). Firm-level monopsony and the gender pay gap. *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 55(2), 323-345.
- Wing, C., Simon, K., & Bello-Gomez, R. A. (2018). Designing difference in difference studies: best practices for public health policy research. *Annual review of public health*, 39.
- Woon, W. S. (2004). Introduction to the event study methodology. *Singapore Management University*, 4(7).
- Zehnter, M. K. (2012). *Stigmatized as token women?* (Doctoral dissertation, uniwiien).

# Appendix

Tabel A1 Resultaten quotum op loonverschil, zonder robuuste standaardfouten

| Variabelen                              | Geen vertraging     | Wel vertraging     |
|---|---------------------|--------------------|
| Quotum                                  | 0,000<br>(0,513)    |                    |
| Vertraging quotum                       |                     | 0,110<br>(0,574)   |
| Vruchtbaarheidcijfer                    | 0,350<br>(2,486)    | -1,774<br>(2,472)  |
| Zwanger- en ouderschapsverlof           | -0,009<br>(0,019)   | 0,049*<br>(0,027)  |
| Ratio afgestudeerde mannen over vrouwen | -2,052**<br>(1,010) | -1,735<br>(1,399)  |
| Gemiddeld uren werken (man minus vrouw) | 1,821***<br>(0,482) | 0,616<br>(0,806)   |
| Arbeidsparticipatie (man minus vrouw)   | -0,209*<br>(0,111)  | -0,340*<br>(0,172) |
| Hoogte minimumloon                      | -0,874*<br>(0,472)  | 0,504<br>(0,581)   |
| Vakbondsdichtheid                       | 0,218<br>(0,139)    | 0,104<br>(0,166)   |
| Percentage vrouwen in het parlement     | -0,025<br>(0,058)   | -0,048<br>(0,066)  |
| Constante                               | 14,110*<br>(8,045)  | 12,167<br>(10,261) |
| Observaties                             | 146                 | 103                |
| Determinatiecoëfficiënt                 | 0,492               | 0,420              |
| Aantal landen                           | 22                  | 22                 |
| Individuele fixed effects               | Ja                  | Ja                 |
| Jaar fixed effects                      | Ja                  | Ja                 |
| Robuuste standaardfouten                | Nee                 | Nee                |

Standaardfouten tussen haakjes; \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

Tabel A2 Resultaten hard en zacht quotum op loonverschil, zonder robuuste standaardfouten

| Variabelen                              | Geen vertraging     | Wel vertraging      |
|---|---------------------|---------------------|
| Hard quotum                             | 0,698<br>(0,663)    |                     |
| Zacht quotum                            | -1,002<br>(0,796)   |                     |
| Vertraging hard quotum                  |                     | -0,115<br>(0,621)   |
| Vertraging zacht quotum                 |                     | 1,255<br>(1,335)    |
| Vruchtbaarheidscijfer                   | -0,181<br>(2,488)   | -1,705<br>(2,475)   |
| Zwanger- en ouderschapsverlof           | -0,013<br>(0,019)   | 0,063**<br>(0,031)  |
| Ratio afgestudeerde mannen over vrouwen | -2,465**<br>(1,034) | -1,651<br>(1,403)   |
| Gemiddeld uren werken (man minus vrouw) | 1,399**<br>(0,543)  | 0,681<br>(0,810)    |
| Arbeidsparticipatie (man minus vrouw)   | -0,216*<br>(0,110)  | -0,353**<br>(0,173) |
| Hoogte minimumloon                      | -0,981**<br>(0,473) | 0,359<br>(0,601)    |
| Vakbondsdichtheid                       | 0,151<br>(0,144)    | 0,104<br>(0,166)    |
| Percentage vrouwen in het parlement     | -0,056<br>(0,060)   | -0,040<br>(0,067)   |
| Constante                               | 22,500**<br>(9,484) | 11,659<br>(10,282)  |
| Observaties                             | 146                 | 103                 |
| Determinatiecoëfficiënt                 | 0,505               | 0,428               |
| Aantal landen                           | 22                  | 22                  |
| Individuele fixed effects               | Ja                  | Ja                  |
| Jaar fixed effects                      | Ja                  | Ja                  |
| Robuuste standaardfouten                | Nee                 | Nee                 |

Standaardfouten tussen haakjes; \*\*\* p < 0,01, \*\* p < 0,05, \* p < 0,1

Tabel A3 Het effect van een gender quotum, met vertraging, op het loonverschil tussen vrouwen en mannen

| Variabelen                              | Model 1              | Model 2            | Model 3            |
|---|----------------------|--------------------|--------------------|
| Quotum met vertraging                   | -0,002<br>(0,589)    | 0,035<br>(0,357)   | 0,110<br>(0,382)   |
| Zwanger- en ouderschapsverlof           | 0,061**<br>(0,022)   | 0,047<br>(0,038)   | 0,049<br>(0,037)   |
| Ratio afgestudeerde mannen over vrouwen | -1,884<br>(1,566)    | -1,681<br>(1,779)  | -1,735<br>(1,930)  |
| Gemiddeld uren werken (man minus vrouw) | 0,121<br>(0,622)     | 0,387<br>(0,528)   | 0,616<br>(0,698)   |
| Vruchtbaarheidscijfer                   |                      | -1,632<br>(3,157)  | -1,774<br>(3,235)  |
| Arbeidsparticipatie (man minus vrouw)   |                      | -0,327<br>(0,293)  | -0,340<br>(0,298)  |
| Hoogte minimumloon                      |                      | 0,435<br>(0,701)   | 0,504<br>(0,639)   |
| Vakbondsdichtheid                       |                      | 0,077<br>(0,150)   | 0,104<br>(0,160)   |
| Percentage vrouwen in het parlement     |                      |                    | -0,048<br>(0,071)  |
| Constante                               | 14,137***<br>(4,228) | 13,444<br>(11,235) | 12,167<br>(11,784) |
| Observaties                             | 122                  | 108                | 103                |
| Determinatiecoëfficiënt                 | 0,225                | 0,416              | 0,420              |
| Aantal landen                           | 24                   | 23                 | 22                 |
| Individuele fixed effects               | Ja                   | Ja                 | Ja                 |
| Jaar fixed effects                      | Ja                   | Ja                 | Ja                 |
| Robuuste standaardfouten                | Ja                   | Ja                 | Ja                 |

---

Standaardfouten tussen haakjes; \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

Tabel A4 Het effect van een hard en zacht gender quotum, met vertraging, op het loonverschil tussen vrouwen en mannen

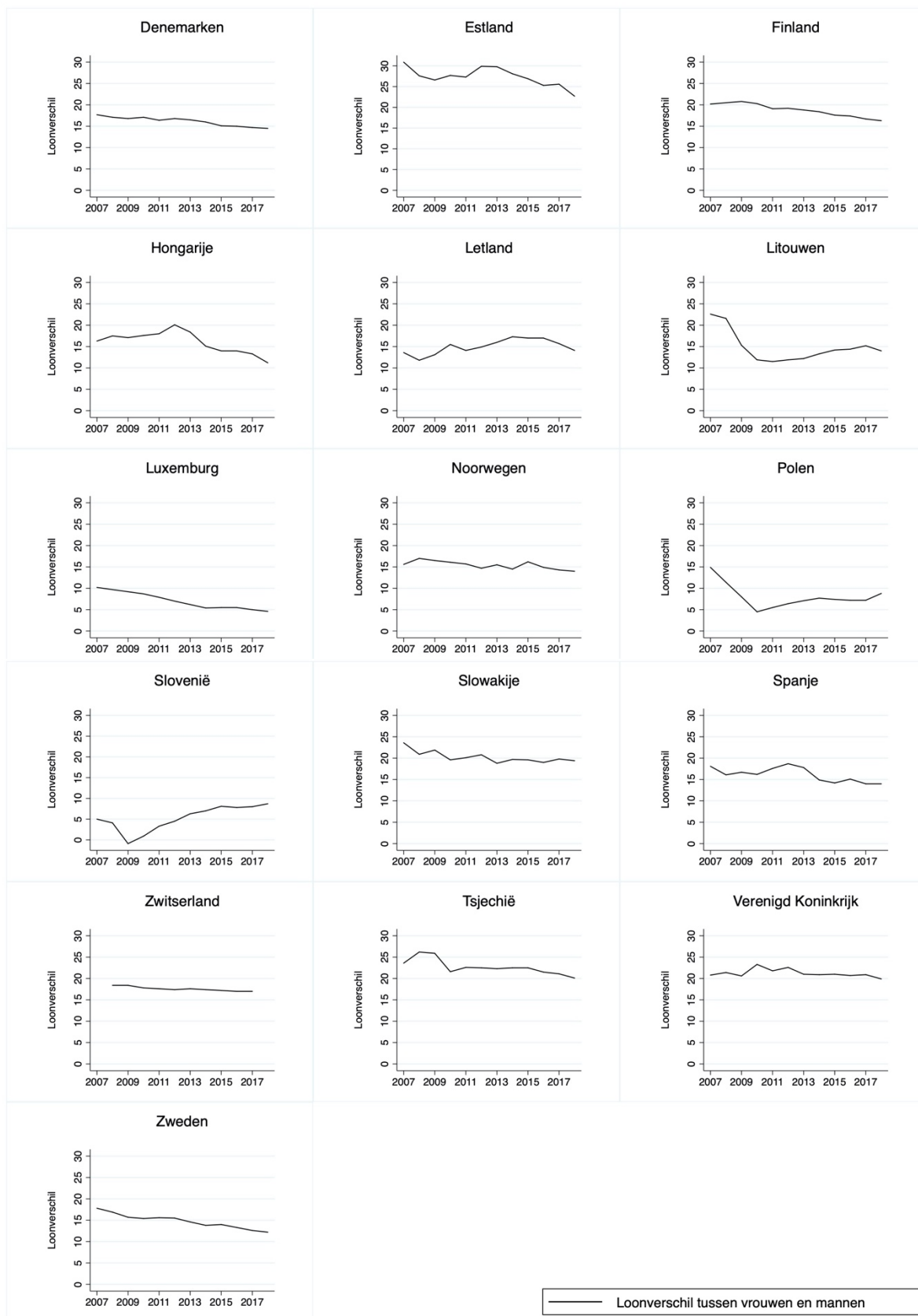
| Variabelen                              | Model 1              | Model 2            | Model 3            |
|---|----------------------|--------------------|--------------------|
| Hard quotum met vertraging              | -0,185<br>(0,628)    | -0,194<br>(0,414)  | -0,115<br>(0,454)  |
| Zacht quotum met vertraging             | 1,007*<br>(0,580)    | 1,303<br>(0,921)   | 1,255<br>(0,927)   |
| Zwanger- en ouderschapsverlof           | 0,069***<br>(0,019)  | 0,063<br>(0,041)   | 0,063<br>(0,040)   |
| Ratio afgestudeerde mannen over vrouwen | -1,763<br>(1,518)    | -1,611<br>(1,721)  | -1,651<br>(1,869)  |
| Gemiddeld uren werken (man minus vrouw) | 0,200<br>(0,630)     | 0,503<br>(0,527)   | 0,681<br>(0,667)   |
| Vruchtbaarheidcijfer                    |                      | -1,570<br>(3,135)  | -1,705<br>(3,251)  |
| Arbeidsparticipatie (man minus vrouw)   |                      | -0,345<br>(0,286)  | -0,353<br>(0,293)  |
| Hoogte minimumloon                      |                      | 0,291<br>(0,697)   | 0,359<br>(0,651)   |
| Vakbondsdichtheid                       |                      | 0,082<br>(0,154)   | 0,104<br>(0,166)   |
| Percentage vrouwen in het parlement     |                      |                    | -0,040<br>(0,075)  |
| Constante                               | 12,945***<br>(4,218) | 12,683<br>(11,265) | 11,659<br>(11,850) |
| Observaties                             | 122                  | 108                | 103                |
| Determinatiecoëfficiënt                 | 0,231                | 0,425              | 0,428              |
| Aantal landen                           | 24                   | 23                 | 22                 |
| Individuele fixed effects               | Ja                   | Ja                 | Ja                 |
| Jaar fixed effects                      | Ja                   | Ja                 | Ja                 |
| Robuuste standaardfouten                | Ja                   | Ja                 | Ja                 |

Standaardfouten tussen haakjes; \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$

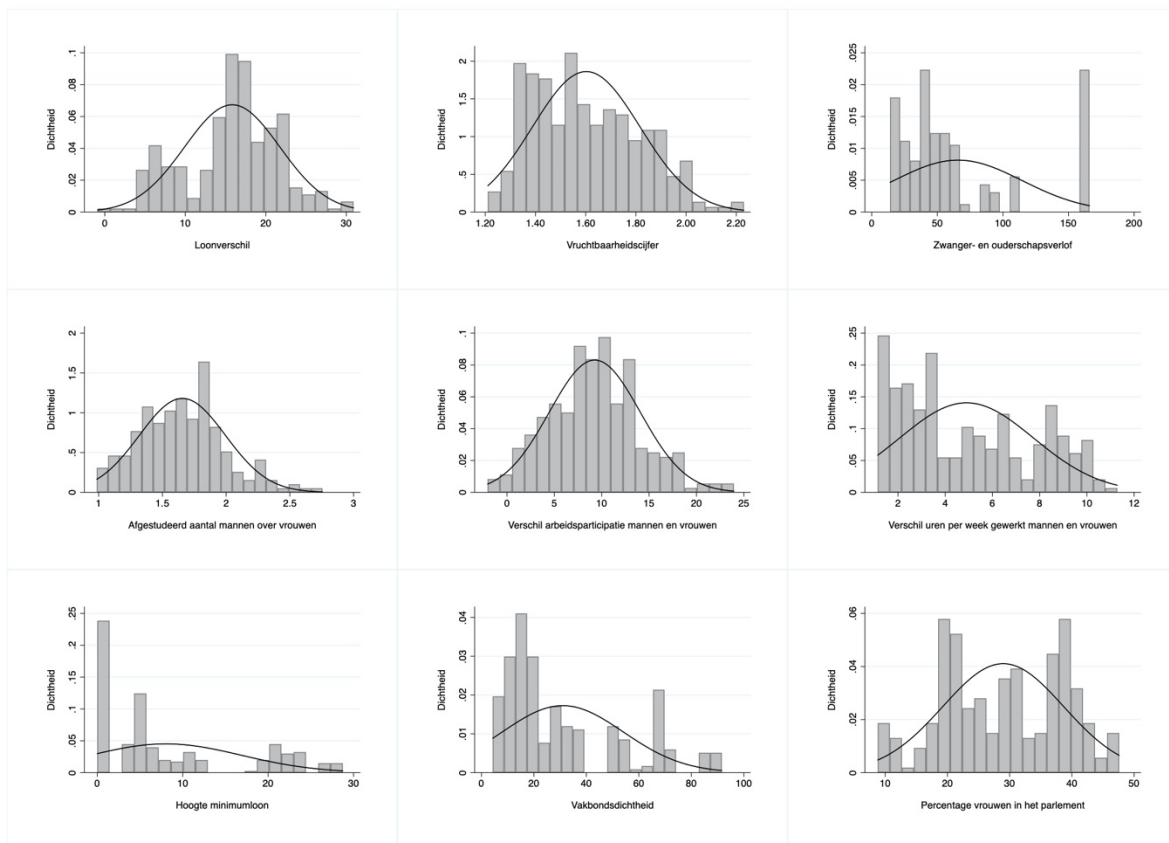
Tabel A5 Het verschil in effect tussen een hard en een zacht gender quotum op het loonverschil

| Variabelen                              | Geen vertraging     | Wel vertraging     |
|---|---------------------|--------------------|
| Hard quotum                             | 1,700<br>(1,184)    |                    |
| Hard en zacht quotum                    | -1,002<br>(0,590)   |                    |
| Vertraging hard quotum                  |                     | -1,370<br>(1,075)  |
| Vertraging hard en zacht quotum         |                     | 1,255<br>(0,927)   |
| Zwanger- en ouderschapsverlof           | -0,013<br>(0,023)   | 0,063<br>(0,040)   |
| Ratio afgestudeerde mannen over vrouwen | -2,465**<br>(0,950) | -1,651<br>(1,869)  |
| Gemiddeld uren werken (man minus vrouw) | 1,399*<br>(0,757)   | 0,681<br>(0,667)   |
| Vruchtbaarheidcijfer                    | -0,181<br>(2,589)   | -1,705<br>(3,251)  |
| Arbeidsparticipatie (man minus vrouw)   | -0,216<br>(0,167)   | -0,353<br>(0,293)  |
| Hoogte minimumloon                      | -0,981<br>(0,595)   | 0,359<br>(0,651)   |
| Vakbondsdichtheid                       | 0,151<br>(0,284)    | 0,104<br>(0,166)   |
| Percentage vrouwen in het parlement     | -0,056<br>(0,071)   | -0,040<br>(0,075)  |
| Constante                               | 22,500<br>(16,179)  | 11,659<br>(11,850) |
| Observaties                             | 146                 | 103                |
| Determinatiecoëfficiënt                 | 0,505               | 0,428              |
| Aantal landen                           | 22                  | 22                 |
| Individuele fixed effects               | Ja                  | Ja                 |
| Jaar fixed effects                      | Ja                  | Ja                 |
| Robuuste standaardfouten                | Ja                  | Ja                 |

Standaardfouten tussen haakjes; \*\*\* p < 0,01, \*\* p < 0,05, \* p < 0,1



Figuur A1 Verloop van het loonverschil van de landen die geen gender quotum tussen 2008 en 2017 hebben ingevoerd, 2007-2018



Figuur A2 De verdeling van de continue variabelen