

Vrouwen in leidinggevende functies

Beschrijving en verklaring van ontwikkelingen in Nederland tussen 1985 en 2008

Dr. Lieselotte Blommaert, Prof. Dr. ir. Tanja van der Lippe,
Prof dr. Ineke Maas en Dr. Eva Jaspers

MEM 94 (1): 29–60

DOI: 10.5117/MEM2019.1.003.BLOM

Abstract

Women in positions of authority

Description and explanation of developments in the Netherlands from 1985 to 2008

Women still have limited access to positions of authority in the workplace. Although the slow progress in this regard is much debated, research shedding light on trends in women's workplace authority remains scarce, particularly outside the US. Moreover, rigorous empirical tests of which processes drive developments in women's access to authority positions are largely lacking. This study addresses these research gaps. We examine trends in women's workplace authority and investigate what drove them, concentrating on the role of historical shifts in the composition of the female labor force, labor market conditions, and societal gender ideology. By focusing on the Netherlands, we complement prior studies in the US and Sweden. We use representative, detailed longitudinal data from the Dutch Labor Supply Panel. Results revealed an upward trend in working women's likelihood of holding positions of supervisory authority between 1985 and 2008. This trend accelerated in later years. Changes in the composition of the female labor force regarding education and experience formed important drivers of this trend. The findings on compositional changes regarding family status and working hours were unexpected. Changes in the composition of the female working population appeared to differ from those in the total female population. As a consequence these changes led to a decrease instead of an increase

in women's authority. Shifts in contextual conditions were also not found to play a role in explaining the trend.

Keywords: workplace authority; women; trends; compositional effects; contextual effects

1. Inleiding

De beperkte toegang van vrouwen tot leidinggevende posities blijft wereldwijd een veelbesproken onderwerp onder politici en beleidsmakers en in organisaties. Een recente campagne van de Europese Unie voor bindende maatregelen om de toegang van vrouwen tot raden van bestuur te verbeteren stuitte bijvoorbeeld op weerstand van enkele nationale regeringen. Tegelijkertijd voerden Duitsland en een aantal andere lidstaten quota in en werd deze optie bediscussieerd in enkele andere Europese landen (Europese Commissie, 2013). Ook in Nederland houdt het debat over de wenselijkheid van meer dwingende maatregelen aan. Die discussie wordt onder andere aangewakkerd door het feit dat de groei van het aandeel vrouwen op topfuncties nog steeds achterblijft bij de streefcijferregeling gericht op het vergroten van het aandeel vrouwen in raden van bestuur en commissarissen (Graven & Krishnan, 2018; Van Engelshoven, 2018).

Ondanks deze levendige discussie is er slechts weinig wetenschappelijk onderzoek gedaan naar trends in de toegang van vrouwen tot leidinggevende functies. De meeste studies op dit gebied zijn gebaseerd op data die op één specifiek tijdstip zijn verzameld en dus geen inzicht kunnen bieden in ontwikkelingen (zie bijvoorbeeld Abendroth, Maas & van der Lippe, 2011; Dämmrich & Blossfeld, 2016; Mandel & Semyonov, 2006; Rosenfeld, Van Buren & Kalleberg, 1998; Yaish & Stier, 2009). Het weinige bestaande onderzoek naar trends in de toegang van vrouwen tot leidinggevende posities kent enkele belangrijke beperkingen.

Ten eerste richtten vrijwel alle eerdere trendstudies over de toegang van vrouwen tot leidinggevende functies zich op de Verenigde Staten (Cohen, Huffman & Knauer, 2009; Jacobs, 1992; Mintz & Krymkowski, 2010; Stainback & Tomaskovic-Devey, 2009; Wodtke, 2015). Onderzoek naar trends in andere landen ontbreekt grotendeels, met uitzondering van de studie van Bygren en Gähler (2012) voor Zweden. Het is dus onduidelijk of trends in andere landen vergelijkbaar zijn met die in de VS en Zweden. De onderhavige studie richt zich op trends in Nederland en draagt zo bij aan het verkrijgen van inzicht in ontwikkelingen in andere landen. Het onderzoeken

van trends in Nederland vormt bovendien een waardevolle aanvulling op de onderzoeken in de VS en Zweden omdat Nederland in meerdere (voor dit vraagstuk) relevante opzichten verschilt van die landen. De arbeidsdeelname van vrouwen – en vooral moeders – in Nederland nadert de laatste jaren het niveau van de VS en Zweden, maar was lange tijd laag vergeleken met deze landen (Charles, 2011); Nederland is traditioneel een meer ‘familiegeoriënteerd’ land. In dat opzicht lijkt de Nederlandse situatie op een aantal andere Europese samenlevingen, zoals Duitsland, Frankrijk, Italië, Oostenrijk en België. In Zweden – en de meeste andere Scandinavische landen – is het zogenaamde tweeverdiener-tweeverzorgermodel dominant. De situatie in de VS verschilt van deze beide typen landen in de zin dat ze meer marktgeoriënteerd is (Korpi, Ferrarini & Englund, 2013). Zulke variaties kunnen ertoe leiden dat de mate waarin en de wijze waarop vrouwen meer toegang krijgen tot leidinggevende posities verschillend is voor deze landen. Het onderhavige onderzoek kan meer inzicht bieden in de vraag of dit inderdaad zo is.

Ten tweede onderzocht eerder trendonderzoek over de toegang van vrouwen tot leidinggevende functies ofwel kortere periodes of langere periodes, maar met slechts enkele meetmomenten (zie bijvoorbeeld Cohen, Huffman & Knauer, 2009; Jacobs, 1992; Mintz & Krymkowski, 2010). Dit onderzoek beslaat een verhoudingsgewijs lange periode en maakt gebruik van gegevens die tweejaarlijks werden verzameld. Dat stelt ons in staat om een gedetailleerder beeld te schetsen van trends in het aantal vrouwen dat leidinggevende posities vervult dan de meeste eerdere trendstudies. We onderzoeken mogelijke variaties in het tempo en de richting van de veranderingen. Daarnaast bekijken we of de ontwikkelingen dezelfde zijn voor leidinggevende functies op verschillende niveaus; we maken inzichtelijk waar de ontwikkelingen trager gingen en waar ze het duidelijkst waren. Op die manier draagt de onderhavige studie bij aan het verkrijgen van meer genuanceerde en meer volledige inzichten in trends in de toegang van vrouwen tot leidinggevende posities. Deze gedetailleerdere analyse kan ook een bijdrage leveren aan het bredere debat over het stagneren of zelfs omkeren van trends in de arbeidsmarktkansen van vrouwen (Dieckhoff, Gash, Mertens & Romeu Gordo, 2016; England, 2010; Reskin & Maroto, 2011).

Ten slotte is het zo dat eerdere trendonderzoeken veranderingen in de kansen van vrouwen om leidinggevende posities te bekleden wel *beschreven*, maar doorgaans nalieten om mogelijke *verklaringen* voor deze ontwikkelingen te bestuderen. Hierdoor hebben we tot nu toe beperkt inzicht in de processen die ontwikkelingen op dit gebied teweegbrengen. Dat is opvallend omdat de effectiviteit van maatregelen om de toegang van vrouwen

tot leidinggevende posities te verbeteren afhangt van een goed begrip van deze mechanismen. In deze studie onderzoeken we daarom hoe trends in de kans dat vrouwen leidinggevende functies hebben te verklaren zijn. We richten ons daarbij op de mogelijke rol van verschuivingen in de demografische samenstelling van de vrouwelijke beroepsbevolking, de omstandigheden op de arbeidsmarkt en de maatschappelijke genderideologie. In de afgelopen decennia hebben zich belangrijke verschuivingen voorgedaan op deze gebieden. Het gemiddelde opleidingsniveau van vrouwen is aanzienlijk gestegen en datzelfde geldt voor hun werkervaringsniveau (Buchmann, DiPrete & McDaniel, 2008; Charles, 2011); meer mensen zijn alleenstaand en hebben geen of minder kinderen (Billari & Liefbroer, 2010; Rowland, 2007) en het aantal vrouwen dat in de publieke sector werkt is gestegen (OESO, 2016). Tegelijkertijd veranderden de arbeidsmarktomstandigheden – het aantal vrouwen op de arbeidsmarkt steeg en deeltijdwerk werd meer gemeengoed – en werd de genderideologie binnen de samenleving meer egalitair (Charles, 2011; Kalleberg, 2000; Kraaykamp, 2012). Vaak wordt aangenomen dat zulke veranderingen de toename van vrouwen in leidinggevende functies geheel of gedeeltelijk verklaren (zie bijvoorbeeld Bygren & Gähler, 2012). Dergelijke veronderstellingen zijn echter tot nu toe slechts zelden rigoureuze empirisch getoetst en het schaarse onderzoek dat er is, richt zich op de VS (Stainback & Tomaskovic-Devey, 2009; Wodtke, 2015). Dit onderzoek kan bijdragen aan het dichteren van dit hiaat in bestaande kennis over ontwikkelingen in de kansen van vrouwen om leidinggevende posities te bekleden. Wij onderzoeken in deze studie verschillende mogelijke verklaringen voor trends; we toetsen hypothesen over de mate waarin veranderingen in de samenstelling van de vrouwelijke beroepsbevolking, arbeidsmarktomstandigheden en maatschappelijke genderideologie ontwikkelingen in de toegang van vrouwen tot leidinggevende posities kunnen verklaren.

We maken hierbij gebruik van het Arbeidsaanbodpanel van het Sociaal en Cultureel Planbureau. Deze data zijn representatief voor de Nederlandse vrouwelijke beroepsbevolking. Ze bestrijken een lange periode waarin tweejaarlijks gegevens zijn verzameld en bevatten gedetailleerde en over de tijd vergelijkbare metingen van het aantal ondergeschikten waaraan werkende vrouwen leiding geven, evenals van belangrijke verklarende variabelen. Wij gebruiken dertien meetmomenten die de periode tussen 1985 en 2008 beslaan. We hebben de data uit het Arbeidsaanbodpanel verrijkt met gegevens over de arbeidsmarktomstandigheden en maatschappelijke genderideologie in verschillende jaren. Meten in hoeverre personen 'leidinggevende functies' bekleden is zowel in theoretisch als in empirisch

opzicht complex (Cohen e.a., 2009; Smith, 2002). De definitie die wij hanteren betreft het aantal ondergeschikten waaraan iemand in een bepaalde functie leiding geeft. Dit is een maat die veel is gehanteerd in recent onderzoek naar de mate waarin vrouwen leidinggevende functies bekleeden (Abendroth e.a., 2011; Bygren & Gähler, 2012; Dämmrich & Blossfeld, 2016; Grönlund, Halldén & Magnusson, 2017; Mintz & Krymkowski, 2010; Wodtke, 2015; Yaish & Stier, 2009). Deze maat is breder dan maten die zich richten op functietitels ('manager') of op beslissingsbevoegdheid. Ze omvat (ook) beslissingen betreffende het aannemen, ontslaan, bevorderen of sanctioneren van ondergeschikten (Abendroth e.a., 2011). Bovendien maakt het onderscheiden van leidinggevende functies op verschillende niveaus het mogelijk om meer inzicht te krijgen in de route naar de top.

2. Theorie en hypothesen

We formuleren hieronder eerst verwachtingen over de trend in de kansen van vrouwen op een leidinggevende positie en het aantal personen waaraan ze leiding geven. Vervolgens stellen we hypothesen op over de processen die deze trend mogelijk teweegbrachten. Daarbij beginnen we met de rol van verschuivingen in de demografische samenstelling van de vrouwelijke beroepsbevolking. Daarna gaan we in op de rol van ontwikkelingen in arbeidsmarktomstandigheden en maatschappelijke genderideologie. Bij het afleiden van deze hypothesen combineren we telkens een verwachting over het effect van een demografische of contextfactor op de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie met informatie over verschuivingen wat betreft deze factor in de afgelopen decennia.

2.1. Trends in de kansen van werkende vrouwen om leidinggevende functies te bekleden

Zoals we in de volgende paragraaf zullen bespreken, zijn er zowel redenen om aan te nemen dat de kansen van vrouwen om leidinggevende functies te bekleden zijn toegenomen, als redenen om aan te nemen dat bepaalde processen een opwaartse trend hebben voorkomen, vertraagd of omgekeerd. We baseren onze trendhypothese daarom op de resultaten van eerder trendonderzoek in andere landen. De meeste eerdere trendstudies op dit gebied hebben op zijn minst enig bewijs gevonden voor een opwaartse trend. Hoewel Wodtke (2015, p. 56) nauwelijks bewijs vond van een verandering, concludeerden zowel Jacobs (1992) als Stainback en Tomaskovic-Devey (2009) dat vrouwen steeds meer toegang hebben tot leidinggevende

functies. Ook Bygren en Gähler (2012; voor Zweden) en Cohen en collega's (2009) lieten een toename zien in eerdere jaren, al stagneerde deze trend later. Uitgaand van deze bevindingen van eerder trendonderzoek in andere landen, verwachten we dat de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie tussen 1985 en 2008 ook in Nederland zijn toegenomen (*Hypothese 1*).

2.2. De rol van veranderingen in de samenstelling van de vrouwelijke beroepsbevolking

Verschillende theoretische benaderingen gericht op het verklaren van de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie hebben betrekking op de rol van de *familiesituatie*, *menselijk kapitaal* en de samenhang daartussen (Smith 2002). Zowel theorieën die zich richten op genderrolsocialisatie of 'doing gender' (Padavic & Reskin, 2002; West & Zimmerman, 1987) als theorieën die gericht zijn op menselijk kapitaal (Becker, 1985) voorspellen dat het stichten van een gezin ertoe leidt dat vrouwen minder gaan investeren in betaald werk en (verdere) opleidingen of trainingen. Aangenomen wordt dat dit de kans van vrouwen om leidinggevende functies te bemachtigen verkleint, aangezien het hebben van een betere opleiding en van meer werkervaring de kans op een leidinggevende functie vergroot (Mincer & Polacheck, 1974). De beschikbare informatie over ontwikkelingen op het gebied gezinsvorming laat zien dat het aandeel alleenstaande of kinderloze vrouwen en moeders met weinig kinderen is toegenomen (Billari & Liefbroer, 2010; Rowland, 2007). Tegelijkertijd zijn het gemiddelde opleidingsniveau en de werkervaring van vrouwen en het aantal uren dat ze werken toegenomen (Charles, 2011; Kalleberg, 2000; Van Hek, Kraaykamp & Wolbers, 2015). We verwachten dat deze verschuivingen in de demografische samenstelling van de vrouwelijke beroepsbevolking wat betreft gezinssituatie, opleiding, werkervaring en werkuren ertoe hebben geleid dat de kans van vrouwen om een leidinggevende positie te bekleden is toegenomen. We verwachten daarom dat de opwaartse trend in de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie gedeeltelijk wordt verklaard doordat ze vaker alleenstaand zijn en minder kinderen krijgen (*Hypothese 2*) en door de stijging van hun gemiddelde opleidingsniveau, werkervaring en werkuren (*Hypothese 3*).

Ander theoretische benaderingen voor het verklaren van de kansen van vrouwen om leidinggevende functies te bemachtigen, richten zich op de typen banen of sectoren waarin vrouwen werkzaam zijn (zie bijvoorbeeld Reskin & Bielby, 2005) en in het bijzonder op de rol van werken in de publieke sector in vergelijking met andere sectoren. De publieke sector wordt

vaak gezien als een ‘familievriendelijke’ werkomgeving, die in het algemeen meer flexibele, kortere werktijden en goede mogelijkheden tot betaald verlof biedt (Mandel & Semyonov, 2006; Yaish & Stier, 2009). Zodoende is het mogelijk gemakkelijker voor vrouwen die in de publieke sector werken om in hun carrière te blijven investeren en deze te combineren met zorgtaken. De beschikbare informatie over veranderingen in dit opzicht laat zien dat het aandeel van de vrouwelijke beroepsbevolking dat in de publieke sector werkt is toegenomen (Merens, Van den Brakel, Hartgers & Hermans, 2011; OESO 2016). Als werken in de publieke sector inderdaad goed is voor de carrièrekansen van vrouwen, kan verwacht worden dat deze demografische verschuiving geleid heeft tot grotere kansen voor vrouwen om leidinggevende functies te bemachtigen. We verwachten daarom dat de opwaartse trend in de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie gedeeltelijk verklaard wordt door de toegenomen kans dat ze in de publieke sector werken (*Hypothese 4a*).

In de literatuur bestaan echter ook andere ideeën over het effect van werken in de publieke sector (en andere ‘familievriendelijke’ regelingen). Hierin wordt benadrukt dat regelingen die vrouwen meer kansen bieden om werk en gezin te combineren de traditionele verdeling van betaald en onbetaald werk tussen mannen en vrouwen in stand houden (Mandel & Semyonov, 2006; Yaish & Stier, 2009). Hoewel minder of flexibele uren en mogelijkheden tot betaald verlof theoretisch voor zowel vaders als moeders werk-gezinconflicten kunnen verminderen, maken vrouwen veel vaker gebruik van deze opties (Kalleberg, 2000). De mogelijkheid de carrière tijdelijk te onderbreken of minder uren te werken vermindert daarom vooral de hoeveelheid menselijk kapitaal van vrouwen en niet die van mannen (Abendroth e.a., 2011; Mincer & Polacheck, 1974). Op grond van statistische discriminatietheorieën (Aigner & Cain, 1977; Phelps, 1972) en de literatuur over ‘het flexibiliteitsstigma’ (zie bijvoorbeeld Cech & Blair-Loy, 2014), verwachten we bovendien dat de neiging van vrouwen om minder uren te werken en verlof op te nemen leidt tot stigmatisering of statistische discriminatie door werkgevers (Baert, De Pauw & Deschacht, 2016; Tomaskovic-Devey & Skaggs, 1999). Op grond van deze redenering kan men voorspellen dat de toename van de kansen van vrouwen om leidinggevende functies te bemachtigen sterker zou zijn geweest als het aandeel vrouwen dat in de publieke sector werkt niet zou zijn gestegen. We formuleren daarom de volgende alternatieve hypothese: de opwaartse trend in de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie is afgezwakt door de toegenomen kans dat ze in de publieke sector werken (*Hypothese 4b*).

2.3. De rol van veranderingen in arbeidsmarktomstandigheden en maatschappelijke genderideologie

Een categorie contextfactoren waarvan aangenomen wordt dat deze de toegang van vrouwen tot leidinggevende functies beïnvloedt, wordt gevormd door arbeidsmarktkenmerken. Een relevante factor in dit opzicht is de *arbeidsmarktparticipatie van vrouwen*, die de afgelopen decennia sterk is gestegen (Charles, 2011; Euwals, Knoef, & Van Vuuren, 2011). In de literatuur vinden we echter tegengestelde ideeën terug over de gevolgen van de toegenomen arbeidsmarktparticipatie van vrouwen voor de carrièrekansen van vrouwen. Aan de ene kant is er het idee (voornamelijk naar voren gebracht door Kanter, 1977) dat vrouwen politieke macht krijgen en meer steun ontvangen uit sociale netwerken naarmate ze meer vertegenwoordigd zijn op de arbeidsmarkt. Met andere woorden, naarmate meer vrouwen toetreden tot de beroepsbevolking, 'vallen ze minder op en ervaren ze dus minder druk; ze steunen elkaar en hebben meer macht' (Kraus & Yonay, 2000, p. 584). Jacobs (1992) noemt dit de 'macht van de getallen-hypothese'. Als we deze redenering volgen, zou de groei van de vrouwelijke beroepsbevolking in de laatste decennia geleid moeten hebben tot grotere kansen van vrouwen om leidinggevende posities te bekleden. We voorspellen op grond hiervan dus dat de opwaartse trend in de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie gedeeltelijk verklaard wordt door hun toegenomen arbeidsparticipatie (*Hypothese 5a*).

Er zijn echter ook onderzoekers die menen dat wanneer meer vrouwen de arbeidsmarkt op gaan, mannen – die van oudsher de meest aantrekkelijke arbeidsmarktposities bekleedden – meer concurrentie voor die posities ondervinden. Mannen kunnen dan geneigd zijn hun geprivilegieerde positie te verdedigen of te 'monopoliseren' (Tomaskovic-Devey & Skaggs, 1999, p. 428), bijvoorbeeld door te voorkomen dat vrouwen promotie krijgen of door hen te discrimineren bij sollicitatieprocedures voor hogere functies. Dergelijke uitsluitingsprocessen kunnen de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie verkleinen (Kraus & Yonay, 2000). Jacobs (1992) noemt dit de 'verzet tegen bedreigingen-hypothese'. Als we deze redenering volgen, kunnen we verwachten dat de stijging van de kansen van vrouwen om leidinggevende posities te bemachtigen sterker zou zijn geweest als de arbeidsmarktparticipatie van vrouwen niet was toegenomen. We formuleren daarom de volgende alternatieve hypothese: de opwaartse trend in de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie is afgezwakt door hun toegenomen arbeidsmarktparticipatie (*Hypothese 5b*).

Een ander kenmerk van de arbeidsmarkt dat de carrièrekansen van vrouwen kan beïnvloeden is de *beschikbaarheid van deeltijdwerk*. We verwachten

dat het aandeel vrouwen met deeltijdbanen (op contextniveau) de kansen voor vrouwen om leidinggevende functies te verwerven kan beïnvloeden, onafhankelijk van hun werkuren (op individueel niveau). De neiging van vrouwen om in deeltijd te werken kan een stigmatiserend effect hebben en leiden tot statistische discriminatie (Baert e.a., 2016; Cech & Blair-Loy, 2014; Tomaskovic-Devey & Skaggs, 1999). Een groeiend aantal vrouwen met een deeltijdbaan kan dan het risico dat vrouwen statistische discriminatie ondervinden en worden uitgesloten van leidinggevende functies vergroten, ongeacht hoeveel uren zij zelf werken. Gegevens over trends in deeltijdwerk laten zien dat het deel van de beroepsbevolking dat parttime werkt de laatste decennia is toegenomen (Kalleberg, 2000; Merens e.a., 2011). We voorspellen op basis hiervan dat de stijging van de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie groter had kunnen zijn als het aandeel parttimers niet zou zijn toegenomen. Met andere woorden, we verwachten dat de opwaartse trend in de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie afgezwakt is door de toegenomen beschikbaarheid van deeltijdwerk (*Hypothese 6*).

Een laatste kenmerk van de arbeidsmarkt dat de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie kan beïnvloeden is het *werkloosheidscijfer*. Op basis van de ‘verzet tegen bedreigingen-hypothese’ (Jacobs, 1992; Kraus & Yonay, 2000) verwachten we dat economische omstandigheden effect kunnen hebben op het gevoel van mannen dat hun geprivilegieerde positie op de arbeidsmarkt in gevaar is. Wanneer de werkloosheid hoger is, is er meer concurrentie voor de beschikbare banen. Mannen kunnen dus meer geneigd zijn uitsluitingsgedrag te vertonen wanneer de werkloosheid stijgt, wat een negatieve invloed kan hebben op de kansen van vrouwen om een leidinggevende positie te verwerven. Uit cijfers over de ontwikkeling van het werkloosheidscijfer blijkt dat de werkloosheid tussen 1985 en 2008 over het algemeen daalde, met tijdelijke stijgingen rond 1994 en 2005 (CBS, 2012). Als we de bovenstaande redenering volgen, zou deze in het algemeen dalende werkloosheid de kansen van vrouwen om een leidinggevende functie te verwerven vergroot moeten hebben. We verwachten daarom dat de opwaartse trend in de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie gedeeltelijk verklaard wordt door de afname van het werkloosheidscijfer (*Hypothese 7*).

Naast arbeidsmarktkenmerken is de *maatschappelijke genderideologie* een contextfactor die de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie kan beïnvloeden. Als de genderideologie op een bepaald moment meer de nadruk legt op gendergelijkheid, worden genderstereotypen en discriminatie minder acceptabel en zouden werkgevers en collega’s meer geneigd

kunnen zijn om vrouwen – en vooral moeders – op leidinggevende posities te accepteren. Trends in genderideologie in de maatschappij zouden dus kunnen leiden tot veranderende kansen van vrouwen op een leidinggevende functie. Eerder onderzoek heeft aangetoond dat de genderideologie in Nederland in het algemeen meer egalitair is geworden (Kraaykamp, 2012). We formuleren daarom de volgende hypothese: de opwaartse trend in de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie wordt deels verklaard doordat de maatschappelijke genderideologie meer egalitair werd (*Hypothese 8*).

Alle hypothesen zijn zoals gebruikelijk *ceteris paribus*. Het is echter waarschijnlijk dat de individuele verklarende variabelen ook elkaar beïnvloeden en dat de contextvariabelen van invloed zijn op de samenstelling van de populatie werkende vrouwen. Zo is het bijvoorbeeld heel waarschijnlijk dat hoger opgeleide vrouwen meer uren werken en dat een meer egalitaire genderideologie leidt tot een toename van het aantal vrouwen dat zich op de arbeidsmarkt begeeft en van de selectiviteit van deze groep. We komen hier in de methodologieparagraaf op terug.

3. Data, variabelen en methodologie

3.1. Data

Om trends in de toegang van vrouwen tot leidinggevende functies te beschrijven en de processen die aan die trends ten grondslag liggen te onderzoeken, zijn data nodig die regelmatig zijn verzameld gedurende een langere periode en waarin telkens vergelijkbare metingen zijn gebruikt van de mate waarin iemand leiding geeft en van mogelijke verklarende factoren. Dergelijke gegevens zijn beschikbaar in het *Arbeidsaanbodpanel* (Sociaal en Cultureel Planbureau, 2013), een kwalitatief hoogwaardig, langlopend onderzoek onder de Nederlandse bevolking dat zich richt op arbeidsmarktgerelateerde thema's. Deze gegevens werden voor het eerst verzameld in 1985 en daarna vanaf 1986 elke twee jaar.¹ Op elk meetmoment werd een steekproef van ongeveer 2000 huishoudens getrokken uit alle huishoudens in Nederland. Respondenten waren leden van het gezin tussen 16 en 66 jaar, die kostwinner waren óf diens partner. De respondenten kregen een aantal gedetailleerde vragen voorgelegd over hun arbeidsmarktpositie en demografische kenmerken (De Voogd-Hamelink, 2013). Het Arbeidsaanbodpanel wordt algemeen gezien als een nauwkeurige afspiegeling van de Nederlandse bevolking (zie bijvoorbeeld Mooi-Reci, 2012).

Wij gebruiken gegevens van dertien meetmomenten, die de periode tussen 1985 en 2008 beslaan. Om genoeg respondenten in latere cohorten te behouden en ervoor te zorgen dat de respondenten in alle cohorten een representatieve selectie van de gehele Nederlandse werkende bevolking vormen, is het panel op elk meetmoment aangevuld. Toch verschilt de steekproef wat van de gehele bevolking wat betreft leeftijd: jongeren zijn enigszins ondervertegenwoordigd. Om de steekproef ook representatief te laten zijn voor leeftijd, hebben we bij onze descriptieve analyses de data gewogen, waarbij we gebruik hebben gemaakt van informatie over de leeftijdsverdeling in de populatie werkende vrouwen afkomstig uit diverse ronden van de Enquête BeroepsBevolking (CBS, 2013). Onze steekproef is representatief voor wat betreft andere relevante kenmerken.

Omdat dit onderzoek zich richt op de kansen van *werkende* vrouwen om een leidinggevende functie te bekleden, hebben we onze steekproef beperkt tot vrouwen tussen 16 en 65 jaar die betaald werk hebben. We hebben freelancers en vrouwen met een eigen bedrijf uitgesloten vanwege hun kleine aantal (ongeveer 3% van de steekproef) en omdat de manier waarop men een leidinggevende functie bemachtigt waarschijnlijk anders is voor deze groep dan voor vrouwelijke werknemers.² Hiermee komt het aantal cases op 14.869. Als laatste hebben we cases met ontbrekende waarden op de variabelen in onze analyses uitgesloten. Na deze selecties bleven 13.998 cases over. Vanwege de panelstructuur van onze data zijn personen vaak meer dan een keer waargenomen; de analyses hebben betrekking op 6.512 unieke respondenten.

3.2. Variabelen

3.2.1. *Leiding geven*

In elk cohort kregen de respondenten de vraag voorgelegd aan hoeveel ondergeschikten ze leiding gaven in hun werk, met – afhankelijk van het meetmoment – zes (0, 1-4, 5-9, 10-19, 20-49, 50 of meer) of zeven (de eerste vijf voornoemde categorieën en 50-99 en 100 of meer) antwoordcategorieën. We construeerden daarom een afhankelijke variabele met zes categorieën, die voor alle meetmomenten vergelijkbaar is. Deze categorische variabele converteerden we vervolgens naar een continue variabele door aan elke categorie het gemiddeld aantal ondergeschikten binnen die categorie toe te kennen (bijv. de waarde 14,5 voor 10-19 ondergeschikten). De categorie die geen ondergeschikten vertegenwoordigt, werd gecodeerd als 0

en de categorie die 50 of meer ondergeschikten vertegenwoordigt, kreeg de waarde 50. In de methodologieparagraaf lichten we de reden hiervoor toe.

3.2.2. *Jaar*

De eerste onafhankelijke variabele die we gebruiken om trends in de toegang van vrouwen tot leidinggevende posities te schatten, is het *jaar* waarin de data verzameld werden. Het eerste jaar waarin gemeten werd, 1985, kreeg de waarde 0. De jaren daarna werden aangeduid met een waarde die hun 'afstand in jaren' tot 1985 aanduidt, met een maximum van 23 voor 2008.

3.2.3. *Demografische variabelen*

De tweede categorie onafhankelijke variabelen wordt gevormd door de individuele kenmerken die we gebruiken om te onderzoeken in hoeverre trends wat betreft vrouwen in leidinggevende posities teweeg zijn gebracht door verschuivingen in de demografische samenstelling van de vrouwelijke beroepsbevolking. Om veranderingen in de samenstelling van de bevolking naar gezinssituatie te meten, nemen we een variabele op die aangeeft of de respondent wel (1) of niet (0) *getrouwd was of samenwoonde* en een variabele die het *aantal kinderen* in het huishouden van de respondent aangeeft. Om verschuivingen in het gemiddelde *opleidingsniveau* van werkende vrouwen te meten, nemen we vier dichotome variabelen op die de hoogste afgeronde opleiding van de respondenten aanduiden: (1) basisonderwijs en vmbo/mavo, (2) havo, vwo en mbo, (3) hbo en (4) universitair onderwijs.³ We nemen ook een proxyvariabele op voor de *werkervaring* van vrouwen, waarbij we het aantal jaren berekenen dat verstreken is sinds de respondent voltijdonderwijs verliet. Hierbij maken we gebruik van informatie over hun leeftijd in het jaar van het onderzoek en hun opleidingsniveau.⁴ Hoewel we de beperkingen van deze meting onderkennen, was het feitelijk aantal jaren werkervaring slechts beschikbaar voor enkele meetmomenten. Aanvullende analyses gebaseerd op enkel die jaren waarin de feitelijke werkervaring was gemeten, leidden tot dezelfde conclusies over de rol van werkervaring.⁵ Om deze reden en om te garanderen dat onze resultaten vergelijkbaar zijn over de tijd, hebben we gekozen voor een proxyvariabele die voor elk cohort op dezelfde manier geconstrueerd is. Om verschuivingen in het gemiddeld aantal *werkuren* te meten, nemen we een variabele op die het aantal werkuren per week zoals gespecificeerd in de arbeidsovereenkomst uitdrukt. Daarbij stelden we het maximaal aantal uren op 40.⁶ Voor respondenten die aangaven dat hun

contract geen vast aantal werkuren bevat (3,1%) werd het aantal werkuren op 0 gesteld.⁷ Om de rol van verschuivingen in de *sector* waarin vrouwen werken te meten, zijn vijf dichotome variabelen opgenomen. Door kleinere sectoren⁸ te combineren, maar degene die de publieke sector vormen apart te houden, kwamen we tot de volgende indeling: (1) gezondheidszorg, (2) openbaar bestuur, (3) onderwijs – deze drie vormen samen de publieke sector – en twee gecombineerde private sectoren, te weten (4) landbouw, industrie, bouwnijverheid en transport en (5) handel, horeca en hotelwezen en zakelijke dienstverlening.

3.2.4. *Contextvariabelen*

Contextfactoren vormen de laatste categorie onafhankelijke variabelen, die we gebruiken om te onderzoeken in hoeverre veranderingen in arbeidsmarktomstandigheden en maatschappelijke genderideologie een verklaring vormen voor trends in de toegang van vrouwen tot leidinggevende functies. Gegevens over de *arbeidsmarktparticipatie van vrouwen* werden verkregen van het CBS (2012). Informatie over de *beschikbaarheid van deeltijdwerk* haalden we uit verschillende rondes van de Enquête BeroepsBevolking (CBS, 2013). Onze meting drukt het deel van de beroepsbevolking uit dat minder dan 35 uur per week werkt (de definitie van deeltijdwerk zoals gehanteerd door het CBS). Gegevens over veranderingen in het *werkloosheidspercentage* ontleenden we aan het CBS (2012). Om de *maatschappelijke genderideologie* te meten, gebruikten we gegevens uit een langlopend onderzoek naar de attitudes van de bevolking in Nederland, Culturele Veranderingen in Nederland (Sociaal en Cultureel Planbureau, 2013). Deze informatie wordt sinds 1979 ten minste tweejaarlijks verzameld onder een representatieve steekproef van de Nederlandse bevolking. We maakten gebruik van twee items waarin respondenten werd gevraagd in hoeverre zij het eens waren met stellingen die betrekking hebben op de verdeling van betaald en onbetaald werk onder partners, namelijk: (1) 'betaald werk moet gelijk verdeeld worden' en (2) 'huishoudelijk werk moet gelijk verdeeld worden'. De antwoordcategorieën varieerden van 'zeer mee oneens' (1) tot 'zeer mee eens' (5). Tabel 1 toont de resultaten van de beschrijvende analyses. Voor elk jaar aggregereerden we de antwoorden van de respondenten op deze stellingen. Dit leverde een meting op van de steun voor deze stellingen onder de Nederlandse bevolking in verschillende jaren, waarbij een hogere score dus een meer egalitaire genderideologie aanduidt.

Tabel 1 Beschrijvende statistiek (gemiddelde / proportie) per jaar

	Range	1985	1986	1988	1990	1992	1994	1996	1998	2000	2002	2004	2006	2008
Leidingsgevendheid (aantal ondergeschikten)	0-50	1,15	1,35	1,26	1,32	1,47	1,16	1,39	1,23	1,64	1,52	2,14	2,00	2,16
Gehuwd/samenwonend	0/1	0,68	0,71	0,71	0,74	0,74	0,76	0,77	0,78	0,76	0,78	0,77	0,75	0,74
Aantal thuiswonende kinderen	0-7	0,67	0,76	0,74	0,86	0,91	0,95	0,98	1,10	1,06	1,13	1,07	1,09	0,95
Opleidingsniveau														
Basisonderwijs; vmbo/mavo	0/1	0,34	0,46	0,48	0,44	0,45	0,48	0,40	0,39	0,33	0,30	0,22	0,22	0,18
Havo, vwo, mbo	0/1	0,47	0,37	0,34	0,37	0,39	0,36	0,39	0,39	0,39	0,37	0,39	0,42	0,41
Hbo	0/1	0,15	0,15	0,17	0,16	0,15	0,13	0,17	0,19	0,23	0,27	0,29	0,26	0,30
Universiteit	0/1	0,04	0,02	0,01	0,02	0,02	0,03	0,04	0,03	0,05	0,06	0,09	0,10	0,11
Werkervaring (jaren)	0-51	15,44	15,86	16,22	16,24	16,48	17,93	17,91	18,80	19,36	19,14	19,64	20,15	20,70
Werkuren	0-40	26,69	26,79	25,16	25,51	26,88	23,73	23,29	22,79	25,20	24,47	24,08	24,22	24,51
Beroepssector														
Gezondheidszorg	0/1	0,28	0,29	0,32	0,31	0,30	0,34	0,32	0,33	0,31	0,35	0,37	0,37	0,35
Openbaar bestuur	0/1	0,07	0,06	0,06	0,06	0,07	0,06	0,07	0,05	0,06	0,09	0,07	0,07	0,08
Onderwijs	0/1	0,11	0,11	0,10	0,09	0,09	0,09	0,11	0,11	0,11	0,12	0,13	0,12	0,15
Landbouw, industrie, bouwrijverheid en transport	0/1	0,16	0,15	0,15	0,16	0,14	0,12	0,13	0,12	0,12	0,10	0,09	0,10	0,10
Handel, horeca en hotelwezen en zakelijke dienstverlening	0/1	0,37	0,39	0,38	0,38	0,40	0,39	0,37	0,39	0,40	0,34	0,34	0,34	0,32
Aandeel vrouwen in de beroepsbevolking	34,1-59,2	34,10	35,76	36,34	38,80	41,28	42,13	44,60	48,70	52,03	52,81	53,12	55,15	59,21
Beschikbaarheid deeltijdwerk	18,1-40,6	18,09	19,82	24,10	25,45	25,35	27,33	29,09	31,19	32,01	36,92	38,42	39,26	40,61
Instemming gelijke verdeling betaald werk	3,4-3,7	3,52	3,40	3,49	3,57	3,47	3,62	3,46	3,64	3,51	3,38	3,43	3,69	3,50
Instemming gelijke verdeling onbetaald werk	3,6-4,0	3,70	3,63	3,75	3,86	3,82	3,84	3,78	4,03	3,97	3,90	3,92	4,03	3,93
Werkloosheidscijfer	3,8-9,6	9,60	8,60	8,30	6,90	6,50	8,50	7,50	5,10	3,80	4,10	6,40	5,50	3,80
N		13.998	778	812	739	819	998	1.059	1.014	1.021	1.213	1.385	1.696	1.603

Bronnen: Arbeidsaanbodpanel 1985-2008; Enquête Beroepsbevolking (meerdere jaren); Culturele Veranderingen in Nederland (meerdere jaren); Centraal Bureau voor de Statistiek

Noot: Bij het berekenen van de gemiddelden voor de individuele variabelen zijn de data gewogen naar de leeftijdsverdeling van de populatie van werkende vrouwen.

3.3. Methodologie

Om trends te onderzoeken in de kansen van vrouwen om een leidinggevende positie te bemachtigen, voeren we allereerst beschrijvende analyses uit. Deze vormen een eerste toetsing van *Hypothese 1*. Daarna schatten we een aantal lineaire-regressiemodellen om onze hypothesen formeel te toetsen. Daarbij maken we, gezien de panelstructuur van de data, gebruik van multilevel-modellen. We modelleren eerst de trend in de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie om *Hypothese 1* te toetsen (model 1). Om na te gaan welke processen deze trend teweegbrachten en dus onze verklarende hypothesen (2 t/m 8) te toetsen, worden in de daarop volgende modellen de demografische factoren (modellen 2 t/m 6) en contextfactoren (modellen 7 t/m 11) toegevoegd. We gaan na of verschuivingen in deze factoren de trend kunnen verklaren, door te kijken of de grootte van de jaarcoëfficiënt afneemt als gecontroleerd wordt voor de demografische en contextuele variabelen. We maken gebruik van *bootstrapping* om te toetsen of veranderingen in de jaarcoëfficiënt tussen modellen significant zijn.

We voeren diverse alternatieve analyses uit om vast te stellen of onze resultaten anders zijn indien we andere analysetechnieken hanteren. We schatten ordinale logistische-regressiemodellen en ook modellen met verschillende dichotome versies van onze afhankelijke variabele, waarbij we telkens andere grenswaarden voor het aantal ondergeschikten gebruikten. De resultaten van deze alternatieve analyses komen voor het grootste deel overeen met de uitkomsten van onze primaire analyses.⁹ Gezien de problemen die optreden bij het vergelijken van coëfficiënten in logistische regressieanalyses (Mood, 2010), kozen we ervoor de multilevel lineaire-regressiemodellen als primaire analyses te presenteren.

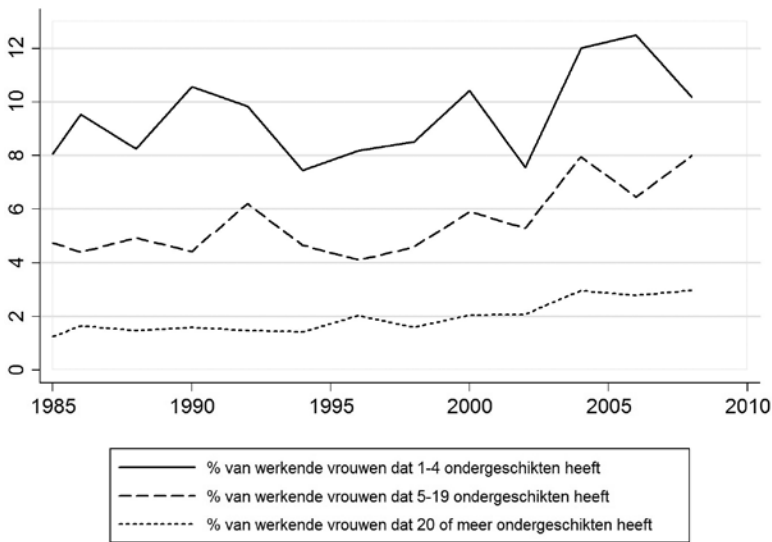
Voordat we de resultaten bespreken, zijn er nog twee punten aangaande de gekozen analysestrategie die aandacht verdienen. Ten eerste laten onze data en methoden het strikt genomen niet toe causaliteit vast te stellen. Onze resultaten moeten daarom met enige voorzichtigheid geïnterpreteerd worden. Zo kan de beschreven relatie tussen het aantal uren dat vrouwen werken en de kans dat ze een leidinggevende functie hebben geheel of gedeeltelijk een schijneffect zijn, omdat zowel de werkuren als de kans op een leidinggevende functie bepaald kunnen worden door bijvoorbeeld ambitie. In dat geval zouden we 'overcorrigeren' door de werkuren aan het model toe te voegen. De variabelen die in dit opzicht het meest problematisch zijn (ervaring, werkuren, sector) zijn om die reden toegevoegd na de andere demografische variabelen.¹⁰ Iets soortgelijks kan ook het geval zijn met sommige contextfactoren. Als de genderideologie meer egalitair wordt, kan dit er bijvoorbeeld toe leiden dat meer (verschillende groepen)

vrouwen betaald werk gaan verrichten. Hoewel we slechts gedeeltelijk in staat zijn dit probleem te ondervangen, hebben we aanvullende modellen geschat zonder controles voor demografische kenmerken. Dit maakt meer duidelijk over de vraag of verschuivingen in contextfactoren samenhangen met de mate waarin vrouwen leiding geven los van – intermediaire – veranderingen in de samenstelling van de vrouwelijke beroepsbevolking. De resultaten van deze additionele modellen ondersteunen die van onze primaire analyses. Ten tweede, omdat de correlaties tussen enkele contextfactoren relatief hoog zijn,¹¹ zullen deze een voor een in de modellen worden opgenomen.

4. Resultaten

4.1. Beschrijvende resultaten

Figuur 1 laat de veranderingen zien in de percentages werkende vrouwen die leidinggevende functies vervulden tussen 1985 en 2008. Voor de overzichtelijkheid zijn in deze grafiek enkele categorieën gecombineerd; de figuur laat de ontwikkelingen zien in de percentages werkende vrouwen met 1-4, 5-19 en 20 of meer ondergeschikten. Uit deze cijfers blijkt dat het percentage werkende vrouwen met 1-4 ondergeschikten toenam van 7,6% in 1985 tot 10,2% in 2008, hoewel deze trend niet lineair was. Ter vergelijking: het percentage werkende mannen met dit aantal ondergeschikten schommelde in deze periode rond de 17% (Van der Lippe, van Doorne-Huiskes & Blommaert, 2014). Het percentage werkende vrouwen met 5-19 ondergeschikten steeg van 4,3% naar 8,0% (circa 15% voor mannen). Ten opzichte van 1985 hadden in 2008 dus bijna twee maal zoveel werkende vrouwen een leidinggevende functie op dit middelste niveau. De trend is het meest duidelijk en consistent op het hoogste leidinggevende niveau. Het percentage werkende vrouwen met ten minste 20 ondergeschikten steeg van 1,1% tot 3,0% (voor mannen was dit 6-7%). Ten opzichte van 1985 hadden in 2008 dus bijna drie maal zoveel werkende vrouwen een leidinggevende positie op dit hoogste niveau dat wij onderscheiden. Dat de kans van vrouwen om een leidinggevende functie te hebben op alle drie deze drie niveaus toenam, impliceert dat het aandeel werkende vrouwen *zonder* leidinggevende functie is gedaald, en wel van 85,9% in 1985 tot 78,8% in 2008. Op grond van deze gegevens kunnen we voorzichtig concluderen dat de kans dat werkende vrouwen die in Nederland een leidinggevende positie hebben is gestegen tussen 1985 en 2008, wat *Hypothese 1* ondersteunt.



Figuur 1 Percentage van werkende vrouwen in leidinggevende posities op verschillende niveaus, 1985-2008

Bron: Arbeidsaanbodpanel 1985-2008. N = 13.998

Noot: de data zijn gewogen naar de leeftijdsverdeling van de populatie van werkende vrouwen.

4.2. Regressieanalyses

4.2.1. Trends in de mate waarin vrouwen leiding geven

Model 1 van onze regressieanalyses (tabel 2) bevestigt de conclusies die we trokken op grond van de beschrijvende analyses, en biedt opnieuw ondersteuning voor *Hypothese 1*. De resultaten laten zien dat het gemiddeld aantal ondergeschikten waaraan werkende vrouwen leiding gaven in het algemeen steeg tussen 1985 en 2008. Het verband tussen jaar en het gemiddeld aantal ondergeschikten van vrouwen is positief en statistisch significant. Hoewel de samenhang bescheiden lijkt (0,054), toont deze coëfficiënt aan dat het aantal ondergeschikten van werkende vrouwen verdubbeld is tussen 1985 en 2008, van ongeveer één ondergeschikte tot meer dan twee ($0,883 + (23 * 0,054) = 2,125$).¹²

We onderzochten of deze trend lineair was of dat deze bijvoorbeeld afvlakte in latere jaren, zoals werd gevonden in eerder trendonderzoek naar de toegang van vrouwen tot leidinggevende functies in de VS en Zweden (Cohen et al, 2009; Bygren & Gähler, 2012). De resultaten van zowel een model waarin een kwadraatterm van jaar werd opgenomen als een model met dichotome variabelen voor elk afzonderlijk jaar laten zien dat de ontwikkelingen in eerdere jaren wat meer fluctueerden, maar dat de opwaartse trend consistent werd en versnelde in latere jaren en dan vooral vanaf 2000 (zie tabel A1 in de bijlage).¹³

Tabel 2 Multilevel lineaire-regressieanalyses

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4		Model 5		Model 6	
	Coëf.	S.f.	Coëf.	S.f.	Coëf.	S.f.	Coëf.	S.f.	Coëf.	S.f.	Coëf.	S.f.
Constante	0,883	0,119 ***	0,859	0,151 ***	0,415	0,167 *	-0,083	0,180	-2,237	0,245	-1,814	0,262 ***
Jaar	0,054	0,008 ***	0,055	0,008 ***	0,041	0,008 ***	0,017	0,008 *	0,018	0,008 *	0,016	0,008 *
<i>Compositie</i>												
Gehuwd/samenwonend			0,203	0,143	0,242	0,142	0,042	0,145	0,271	0,145	0,258	0,144
Aantal kinderen in het huishouden			-0,151	0,053 **	-0,125	0,053 *	-0,169	0,053 **	0,063	0,056	0,060	0,056
Opleiding (basis/vmbo/mavo = ref.)												
Havo, vwo, mbo					0,511	0,130 ***	0,763	0,135 ***	0,648	0,134 ***	0,612	0,135 ***
Hbo					1,277	0,165 ***	1,611	0,171 ***	1,376	0,171 ***	1,372	0,179 ***
Universiteit					1,913	0,272 ***	2,339	0,278 ***	2,021	0,277 ***	2,095	0,282 ***
Werkervaring							0,044	0,006 ***	0,055	0,006 ***	0,055	0,006 ***
Werkuren									0,068	0,005 ***	0,071	0,005 ***
Beroepssector (gezondheidszorg = ref.)												
Openbaar bestuur												
Onderwijs												
Landb., ind., bouwv., transport												
Handel, horeca, zakelijke dienstv.												
											-1,111	0,240 ***
											-0,714	0,210 **
											-0,790	0,188 ***
											-0,591	0,141 ***

	0,003	0,004	0,015	0,019	0,035	0,040		
<i>Chi2 (df)</i>	50,810 (1)	59,380 (3)	144,070 (6)	195,180 (7)	364,370 (8)	401,690 (12)		
	<i>Model 7</i>		<i>Model 9</i>		<i>Model 10</i>		<i>Model 11</i>	
	<i>Coëf.</i>	<i>S.f.</i>	<i>Coëf.</i>	<i>S.f.</i>	<i>Coëf.</i>	<i>S.f.</i>	<i>Coëf.</i>	<i>S.f.</i>
Constante	0,390	1,339	-2,036	1,497	0,151	2,252	-2,195	0,424
Jaar	0,086	0,043	0,016	0,008	0,023	0,011	0,025	0,011
<i>Compositie</i>								
Gehuwd/samenwonend	0,259	0,144	0,259	0,144	0,258	0,144	0,261	0,145
Aantal kinderen in het huishouden	0,061	0,056	0,060	0,056	0,061	0,056	0,061	0,056
Opleiding (basis/vmbo/mavo = ref.)								
Havo, vwo, mbo	0,616	0,135	0,612	0,135	0,610	0,135	0,611	0,135
Hbo	1,382	0,179	1,373	0,179	1,368	0,179	1,374	0,179
Universiteit	2,094	0,282	2,095	0,282	2,087	0,282	2,085	0,282
Werkervaring	0,055	0,006	0,055	0,006	0,055	0,006	0,055	0,006
Werkuren	0,071	0,005	0,071	0,005	0,071	0,005	0,071	0,005
Beroepssector (gezondheidszorg = ref.)								
Openbaar bestuur	-1,106	0,240	-1,111	0,240	-1,113	0,240	-1,108	0,240
Onderwijs	-0,710	0,210	-0,714	0,210	-0,716	0,210	-0,713	0,210
Landb., ind., bouwv., transport	-0,784	0,188	-0,790	0,188	-0,789	0,188	-0,786	0,188

Tabel 2 vervolg

	Model 7		Model 8		Model 9		Model 10		Model 11	
	Coëf.	S.f.	Coëf.	S.f.	Coëf.	S.f.	Coëf.	S.f.	Coëf.	S.f.
Handel, horeca en zakelijke dienstv.	-0,586	0,141 ***	-0,591	0,141 ***	-0,591	0,141 ***	-0,590	0,141 ***	-0,588	0,141 ***
Context										
% vrouwen in de beroepsbevolking	-0,066	0,039								
Beschikbaarheid deeltijdwerk			0,013	0,041						
Geelijke verdeling betaald werk					0,063	0,421				
Geelijke verdeling onbetaald werk							-0,528	0,600		
Werkloosheidscijfer									0,042	0,037
R ²	0,040		0,040		0,040		0,040		0,040	
Chi ² (df)	404,500 (13)		401,770 (13)		401,720 (13)		402,510 (13)		402,990 (13)	

Bron: Arbeidsaanbodpanel 1985-2008. N = 13.998. * = p < 0,05 ** = p < 0,01 *** = p < 0,001

4.2.2. *De rol van veranderingen in de samenstelling van de vrouwelijke beroepsbevolking*

De resultaten van model 2, waarin de indicatoren van (verschuivingen in) de gezinssituatie van vrouwen werden toegevoegd, laten zien dat gehuwd of samenwonend zijn niet significant samenhangt met leiding geven. Daarentegen is er een significante negatieve samenhang tussen het aantal kinderen in het gezin en het gemiddeld aantal ondergeschikten waaraan vrouwen leiding geven. Deze resultaten vormen ten dele een ondersteuning voor het idee dat het hebben van een gezin negatief verband houdt met de kansen van vrouwen om een leidinggevende positie te bemachtigen. Controleren voor gezinssituatie leidt echter niet tot een afname van de positieve jaarcoëfficiënt. In vergelijking tot model 1 stijgt deze coëfficiënt zelfs enigszins (met ongeveer 2%), hoewel een significantietoets (door middel van bootstrapping) aantoont dat deze stijging maar marginaal significant is ($p=0,05$). De cijfers in tabel 1 kunnen ons helpen deze – onverwachte – resultaten beter te begrijpen en werpen licht op een interessante kwestie. Tabel 1 laat namelijk zien dat er weinig aanwijzingen zijn dat *onder werkende vrouwen* het aandeel alleenstaanden steeg of het gemiddeld aantal kinderen daalde, in tegenstelling tot wat we weten over de ontwikkelingen op dit gebied onder *alle* Nederlandse vrouwen (Billari & Liefbroer, 2010; Rowland, 2007). Dit vormt een indicatie dat verhoudingsgewijs veel vrouwen met een partner en moeders de afgelopen jaren de arbeidsmarkt zijn op gegaan of dat in het bijzonder deze groepen vrouwen vaker aan het werk gebleven (na gezinsvorming). Al met al concluderen we dat de waargenomen opwaartse trend in het gemiddeld aantal ondergeschikten waaraan vrouwen leiding geven niet verklaard kan worden door verschuivingen in de samenstelling van de vrouwelijke beroepsbevolking wat betreft hun gezinssituatie. Onze resultaten ondersteunen *Hypothese 2* dus niet.

In model 3 voegden we (verschuivingen in) het opleidingsniveau van werkende vrouwen toe aan de analyses. De resultaten laten een significant positief verband zien tussen het opleidingsniveau van vrouwen en het aantal ondergeschikten waaraan zij leiding geven. Vrouwen met een afgeronde middelbare of hogere beroepsopleiding of een universitair diploma hebben meer kans een (hogere) leidinggevende functie te bekleden dan vrouwen met lager of lager middelbaar onderwijs. Bovendien leidt controleren voor het opleidingsniveau tot een aanzienlijke (25%) en significante ($p=0,00$) afname van de grootte van de jaarcoëfficiënt in vergelijking met model 2. Dit geeft aan dat de gevonden opwaartse trend in de toegang van vrouwen tot leidinggevende posities voor een groot deel verklaard kan worden door de

stijging van het gemiddelde opleidingsniveau van de vrouwelijke beroepsbevolking (tabel 1). *Hypothese 3* wordt dus ondersteund.

In model 4 voegden we (ontwikkelingen wat betreft) de werkervaring van vrouwen toe aan de analyses. De resultaten geven aan dat ervaring, net als opleiding, positief en significant verband houdt met de kansen van vrouwen om een leidinggevende functie te bemachtigen. Controleren voor ervaring leidt bovendien tot een scherpe (58%) en significante ($p=0,00$) afname van de grootte van de jaarcoëfficiënt in vergelijking met model 3. Dit geeft aan dat de toegenomen werkervaring van de vrouwelijke beroepsbevolking (tabel 1) een belangrijke rol speelt bij het verklaren van de gestegen kansen van werkende vrouwen om leidinggevende functies te bekleden. Onze resultaten tonen aan dat verschuivingen in de samenstelling van de vrouwelijke beroepsbevolking wat betreft opleiding en werkervaring samen bijna 70% verklaren van de waargenomen opwaartse trend. Dit vormt duidelijk ondersteuning voor *Hypothese 3*.

In model 5 voegden we (verschuivingen in) het aantal werkuren van vrouwen toe aan de analyses. Het verband tussen werkuren en het hebben van een leidinggevende functie is positief en significant; wie meer uren werkt heeft een grotere kans om een (hogere) leidinggevende functie te verwerven. De jaarcoëfficiënt wordt echter niet kleiner als er gecontroleerd wordt voor werkuren. In plaats daarvan zien we een kleine (6%) en niet significante ($p=0,12$) toename van de jaarcoëfficiënt in vergelijking met het model ervoor. Als we kijken naar de beschrijvende statistiek in tabel 1, kunnen we deze onverwachte uitkomst beter begrijpen en zien we iets opvallends. We weten dat het gemiddeld aantal werkuren is toegenomen als we kijken naar *alle* Nederlandse vrouwen (Merens et al., 2011), maar een dergelijke trend is niet waarneembaar voor *werkende* vrouwen (tabel 1). Dit geeft aan dat naar verhouding veel van de vrouwen die de afgelopen jaren de arbeidsmarkt zijn op gegaan (of van degenen die aan het werk zijn gebleven, ook na gezinsvorming) parttime werken. Al met al concluderen we dat de opwaartse trend wat betreft vrouwen in leidinggevende functies niet verklaard wordt door verschuivingen in de samenstelling van de vrouwelijke beroepsbevolking voor wat betreft werkuren. Deze resultaten bieden dus geen verdere ondersteuning voor *Hypothese 3*.

In model 6 voegden we (ontwikkelingen wat betreft) de sector waarin vrouwen werken toe aan de analyse. De resultaten laten zien dat het gemiddelde aantal ondergeschikten dat werkende vrouwen hebben, verschilt per sector. De kans dat vrouwen een (hogere) leidinggevende positie bekleden, is hoger in de gezondheidszorg dan in de landbouw, industrie, bouwnijverheid, transportsector, handel, horeca en hotelwezen en zakelijke

dienstverlening. Dit komt overeen met onze verwachtingen. Aanvullende modellen met andere referentiecategorieën laten echter zien dat de verschillen tussen de twee andere publieke sectoren (openbaar bestuur en onderwijs) en de private sectoren niet altijd significant zijn en soms zelfs tegengesteld aan wat we aannamen. Anders dan we verwachtten, hebben vrouwen die werken in het openbaar bestuur en het onderwijs gemiddeld ook een significant kleiner aantal ondergeschikten dan vrouwen die werken in de gezondheidszorg. Deze resultaten zijn dus slechts gedeeltelijk consistent met het idee dat werken in de publieke sector vrouwen betere kansen biedt om een leidinggevende functie te bemachtigen. Voor wat betreft de ontwikkelingen in de werkgelegenheid in de publieke sector, laat tabel 1 zien dat de publieke sector – opnieuw vooral in de gezondheidszorg – gegroeid is. Ook dit komt deels overeen met onze verwachtingen. Wanneer gecontroleerd wordt voor sector leidt dit bovendien tot een kleine (11%) maar significante ($p=0,01$) afname van de grootte van de jaarcoëfficiënt in vergelijking met het model ervoor. Al met al ondersteunen de resultaten *Hypothese 4a* ten dele en spreken ze *Hypothese 4b* tegen. De gevonden opwaartse trend wat betreft vrouwen in leidinggevende functies kan gedeeltelijk verklaard worden doordat meer vrouwen in de gezondheidszorg zijn gaan werken, waar hun kansen op een leidinggevende positie groter zijn dan elders, maar dat dit niet geldt voor openbaar bestuur en onderwijs.¹⁴

4.2.3. *De rol van veranderingen in arbeidsmarktomstandigheden en nationale genderideologie*

In modellen 7 tot en met 11 voegden we de contextfactoren toe aan de analyse. Deze modellen laten geen significante verbanden zien tussen arbeidsmarktomstandigheden of maatschappelijke genderideologie enerzijds en de kansen voor vrouwen om leidinggevende functies te bekleden anderzijds. Dit betekent dat geen van onze hypothesen over de rol die veranderingen in contextfactoren zouden kunnen spelen bij de verklaring van de opwaartse trend wat betreft vrouwen in leidinggevende functies (*Hypothesen 5 t/m 8*) ondersteund wordt. Verschillende aanvullende analyses bevestigen deze conclusie.

4.2.4. *Aanvullende analyses*

Om na te gaan of de verbanden tussen de demografische factoren en de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie tussen 1985 en 2008 heen veranderden, schatten we aanvullende modellen met interacties tussen demografische factoren en jaar (zie tabel A2 in de bijlage). De resultaten laten zien dat er twee factoren zijn waarvan de rol significant veranderde

gedurende de waargenomen periode. Ten eerste is het voordeel dat vrouwen hebben van een afgeronde hbo-opleiding ten opzichte van vrouwen met een lagere of middelbare opleiding gaandeweg toegenomen ($p=0,00$). De stijging van het gemiddelde opleidingsniveau van vrouwen heeft hen dus *gemiddeld* geholpen om vaker leidinggevende functies te bemachtigen, maar dit geldt in het bijzonder voor hoger opgeleide vrouwen. Ten tweede werd het positieve verband tussen de werkuren van vrouwen en hun kansen op een leidinggevende functie sterker gedurende deze periode ($p=0,00$). Om precies te zijn: dit verband was in 2008 meer dan twee keer zo sterk ($0,038+(23*0,002)=0,084$) als in 1985 ($0,038$). Dit suggereert dat meer uren werken in toenemende mate iets is geworden wat vrouwen die kans hebben op een leidinggevende functie (of dergelijke functies ambiëren) onderscheidt van andere werkende vrouwen.

5. Conclusie en discussie

Met dit onderzoek wilden we de kennis vergroten over trends in de kansen van vrouwen om leidinggevende functies te bemachtigen en over de processen die aan deze trends ten grondslag liggen. We gingen eerst na hoe de kansen van vrouwen om leidinggevende functies te bekleden veranderd zijn tussen 1985 en 2008. Dit gaf ons ook inzicht in de mate waarin de ontwikkelingen voor Nederland overeenkomen met de resultaten uit eerder trendonderzoek verricht in de VS en Zweden. Daarna onderzochten we in hoeverre deze trends teweeggebracht werden door verschuivingen in de demografische samenstelling van de vrouwelijke beroepsbevolking en door veranderingen in de context – waarbij we aandacht besteedden aan veranderende arbeidsmarktomstandigheden en maatschappelijke genderideologie. Daarmee is dit een van de eerste empirische onderzoeken gericht op het blootleggen van de mechanismen die ten grondslag liggen aan trends in de toegang van vrouwen tot leidinggevende posities op de arbeidsmarkt.

Een eerste belangrijke conclusie die we op basis van dit onderzoek kunnen trekken is dat de kansen van werkende vrouwen in Nederland om leidinggevende posities te bekleden tussen 1985 en 2008 gestegen zijn. Door onderscheid te maken tussen leidinggevende functies op verschillende niveaus konden we vaststellen dat deze ontwikkeling het duidelijkst en het meest stabiel was op hogere niveaus. Er zijn zowel overeenkomsten als verschillen tussen onze bevindingen voor Nederland en die van eerdere onderzoeken in andere landen. Onze bevindingen zijn vergelijkbaar met die van eerdere trendstudies voor de Verenigde Staten en Zweden, in de zin dat

de meeste van deze studies ook aanwijzingen vonden voor een opwaartse trend in de toegang van vrouwen tot leidinggevende functies (Cohen e.a., 2009; Jacobs, 1992; Mintz & Krymkowski, 2010; Stainback & Tomaskovic-Devey, 2009; zie echter ook Wodtke, 2015). Onze gedetailleerde analyses lieten echter ook zien dat de voortgang vooral geboekt werd in latere jaren en dan vooral na 2000. In dat opzicht verschilt ons onderzoek van sommige eerdere studies, die juist lieten zien dat de opwaartse trend afvlakte of zelfs omkeerde na de jaren tachtig (Bygren & Gähler, 2012 voor Zweden) of jaren negentig (Cohen e.a., 2009 voor de VS). Dergelijke verschillen tussen landen onderstrepen dat trends niet universeel hoeven te zijn. We moeten dus voorzichtig zijn met het vertalen van de resultaten van trendonderzoek in een bepaalde context naar andere landen. Onze resultaten laten ook zien dat de stagnatie wat betreft de verbeterende arbeidsmarktpositie van vrouwen waarover onderzoekers sinds enkele jaren debatteren (Dieckhoff, Gash, Mertens & Romeu Gordo, 2016; England, 2010; Reskin & Maroto, 2011) zeker niet op alle vlakken en overal te zien is. De vraag wat zulke verschillen tussen landen veroorzaakt, is een interessant onderwerp voor toekomstig onderzoek. Een mogelijke verklaring ligt in het relatieve belang en het verloop van de processen die ervoor zorgen dat meer vrouwen in leidinggevende posities terechtkomen. Bygren en Gähler (2012) stelden bijvoorbeeld dat de bevinding dat de toename van het aantal vrouwelijke leidinggevers in Zweden het grootst was vóór het begin van de jaren tachtig en daarna afvlakte, te maken zou kunnen hebben met het feit dat de instroom van vrouwen in de arbeidsmarkt het grootst was in de jaren zeventig. In Nederland steeg de arbeidsmarktparticipatie van vrouwen vooral in latere jaren, vooral in de jaren tachtig, en bleef ze toenemen tot het eerste decennium van de 21e eeuw (Merens e.a., 2010; Van der Lippe & Van Dijk, 2002).

Een tweede belangrijke conclusie is dat bepaalde verschuivingen in de demografische samenstelling van de vrouwelijke beroepsbevolking een belangrijk deel van de opwaartse trend in de toegang van vrouwen tot leidinggevende posities kunnen verklaren. Andere demografische veranderingen speelden juist niet de rol die we verwacht hadden. Het gestegen gemiddelde opleidingsniveau en de toegenomen werkervaring van werkende vrouwen bleken belangrijke processen, die samen ongeveer 70% van de waargenomen opwaartse trend in de toegang van vrouwen tot leidinggevende functies konden verklaren. Ook het feit dat meer vrouwen in de publieke sector zijn gaan werken bleek een deel van de opwaartse trend te kunnen verklaren. Dit is vooral toe te schrijven aan de gezondheidszorgsector, waar de kans dat vrouwen een leidinggevende positie hebben het grootst bleek en die – zoals verwacht – gegroeid is. Dit biedt ondersteuning

voor theoretische benaderingen die stellen dat de ‘familievriendelijke context’ van de gezondheidszorg de carrièrekansen van vrouwen vergroot – en dus niet voor het idee dat het ‘familievriendelijke karakter’ van deze sector juist leidt tot meer statistische discriminatie van vrouwen die daar werken. Verschuivingen in de samenstelling van de vrouwelijke beroepsbevolking wat betreft werkuren en gezinssituatie bleken niet in staat om de *trend* wat betreft vrouwen in leidinggevende posities te verklaren, ook al zagen we dat werkuren en het hebben van kinderen wel degelijk van invloed zijn op de *kans* dat vrouwen leiding geven. Dit komt doordat gemiddeld genomen de gezinssituatie en werkuren van *werkende* Nederlandse vrouwen niet significant veranderd zijn tijdens de laatste decennia, in tegenstelling tot wat we aannamen. Dat dit *wel* het geval is wanneer we kijken naar de Nederlandse vrouwen *in het algemeen*, vormt een aanwijzing dat vrouwen met een partner en (meer) kinderen en vrouwen in (kleinere) deeltijdbanen oververtegenwoordigd zijn in de groep vrouwen die de laatste jaren de arbeidsmarkt is op gegaan, of dat vooral deze categorieën in recentere jaren minder geneigd zijn de arbeidsmarkt (na gezinsvorming) te verlaten. Met andere woorden: onze resultaten vormen een aanwijzing dat er sprake is geweest van selectieve toetreding van vrouwen tot de arbeidsmarkt (of selectieve ontwikkelingen in uittreding), een fenomeen waar andere onderzoekers recentelijk ook de aandacht op hebben gevestigd (vergelijk Korpi e.a., 2013). Dit houdt verband met een ander opmerkelijk resultaat van het onderhavige onderzoek: de sterkte van het verband tussen het aantal uren dat vrouwen werken en hun kansen om (hogere) leidinggevende posities te bemachtigen is toegenomen. Ook opleiding werd steeds belangrijker als voorspeller van de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie. Samen suggereren deze resultaten dat de kans op een (hogere) leidinggevende functie groter werd voor sommige maar niet – of niet in dezelfde mate – voor alle werkende vrouwen. Dit vestigt de aandacht op de groeiende heterogeniteit van de vrouwelijke beroepsbevolking en benadrukt het belang van nader onderzoek naar processen die de ongelijkheid *tussen* vrouwen kunnen vergroten of verkleinen (zie ook: Budig, Misra & Boeckmann, 2016; Huffman, King & Reichelt, 2017).

Ten slotte vonden we weinig aanwijzingen dat verschuivingen in contextfactoren een bijdrage kunnen leveren aan het verklaren van de opwaartse trend in de kansen van vrouwen om leidinggevende functies te bekleden. Ander onderzoek naar welke processen trends in de toegang van vrouwen tot leidinggevende functies teweegbrachten is er tot dusver vrijwel niet, maar een vergelijking met ‘cross-sectionele’ studies (waarin dus landen in plaats van jaren vergeleken werden) laat zien dat niet-significante

resultaten niet ongewoon zijn voor contexteffecten. Eerder landen vergelijkend onderzoek liet bijvoorbeeld soms een negatief effect zien van de arbeidsmarktparticipatie van vrouwen (Mandel & Semyonov, 2006), maar vaker werd geen significant verband gevonden (Rosenfeld e.a., 1998; Yaish & Stier 2009). Toekomstig onderzoek zou zich daarom wellicht beter kunnen richten op de vraag onder welke condities en op wie contextfactoren van invloed zijn. Onderzoeken naar andere aspecten van de carrièrekansen van vrouwen opperden recent bijvoorbeeld dat contextfactoren een verschillend effect kunnen hebben op verschillende categorieën vrouwen (zie bijv. Halldén, Levanon & Kricheli-Katz, 2016; Misra & Murray-Close, 2014). Een dergelijke benadering zou in verder onderzoek naar verklaringen voor trends in de toegang van vrouwen tot leidinggevende posities navolging verdienen. Daarbij kan ook aandacht besteed worden aan de vraag of contextfactoren een grotere invloed hebben op jongere vrouwen, die aan het begin van hun carrière staan (met andere woorden, of er sprake is van zogenaamde ‘cohort-effecten’).

Al met al vonden we in deze studie dat de kansen van werkende vrouwen in Nederland om leidinggevende posities te bekleden toegenomen zijn in de periode tussen 1985 en 2008. Die ontwikkeling was het sterkst in het laatste deel van de bestudeerde periode en het duidelijkst voor leidinggevende posities op hogere niveaus. We lieten zien dat de veranderde samenstelling van de vrouwelijke beroepsbevolking – vooral de stijging van het gemiddelde opleidingsniveau en werkervaring van werkende vrouwen – deze trend voor een groot gedeelte kan verklaren. Andere veranderingen in de samenstelling van de vrouwelijke beroepsbevolking speelden daarentegen niet de rol die we verwachtten. We vonden weinig tot geen aanwijzingen dat verschuivingen in contextfactoren ten grondslag liggen aan trends in de toegang van vrouwen tot leidinggevende functies; deze verschuivingen bleken niet in staat de waargenomen ontwikkelingen te verklaren. Als vervolg op dit onderzoek blijven studies die zich richten op andere landen dan de VS (en Zweden) nodig om meer inzicht te krijgen in mogelijke landenverschillen in trends wat betreft vrouwen in leidinggevende functies. Ook blijft meer onderzoek naar de processen die deze trends teweegbrengen nodig. Zulk onderzoek naar verklaringen is nodig om beter grip te krijgen op de mechanismen die ten grondslag liggen aan ontwikkelingen in de kansen van vrouwen om leidinggevende posities te bemachtigen. Inzicht hierin kan uiteindelijk richting geven aan inspanningen van beleidsmakers om de toegang van vrouwen tot leidinggevende posities op de arbeidsmarkt te verbeteren.

Noten

- 1 Eerst door de Organisatie Strategisch Arbeidsmarktonderzoek (OSA) en vanaf 2010 door het Sociaal en Cultureel Planbureau (SCP).
- 2 Zo zijn mechanismen waarin werkgevers een rol spelen (bijvoorbeeld statistische of andersoortige discriminatie) minder relevant voor deze categorie, aangezien zelfstandigen niet worden aangenomen of bevorderd door werkgevers of leidinggevenden.
- 3 Omdat er weinig respondenten zijn met enkel basisonderwijs is deze categorie samengevoegd met vmbo/mavo.
- 4 Om precies te zijn: de leeftijd in het jaar van het onderzoek min 13 (de leeftijd waarop Nederlandse kinderen naar de middelbare school gaan plus 1) min het aantal jaren dat gewoonlijk vereist is om het schooltype te doorlopen dat bij het opleidingsniveau van de respondent hoort.
- 5 Beschikbaar op aanvraag.
- 6 Veertig uur per week wordt algemeen gezien als een voltijd baan in Nederland. Het wettelijke maximum is 48 uur, maar contracten van meer dan 40 uur zijn een uitzondering. Slechts 0,5% van de respondenten heeft een contract van meer dan 40 uur per week. Het is ook mogelijk dat sommige respondenten hun feitelijk gewerkte uren per week aangeven. We hebben daarom het maximum op 40 gesteld. Aanvullende analyses waarbij 48 als grens gebruikt wordt, leveren vrijwel identieke uitkomsten op (beschikbaar op aanvraag).
- 7 Aanvullende analyses waarbij deze respondenten worden uitgesloten leveren vergelijkbare resultaten op (beschikbaar op aanvraag).
- 8 Met vergelijkbare percentages vrouwelijke werknemers.
- 9 De resultaten van alle aanvullende analyses zijn beschikbaar op aanvraag.
- 10 Het negatieve verband tussen het hebben van kinderen en een leidinggevende functie kan theoretisch ook het gevolg zijn van aspiraties die de kansen van vrouwen op een leidinggevende functie vergroten en de kans dat ze kinderen hebben verkleinen. Toch vonden we geen negatief verband tussen kinderen en een leidinggevende functie nadat gecontroleerd werd voor werkuren.
- 11 Deze contextfactoren meten verschillende dingen, maar kunnen samenhangen. Zo kan het aandeel van vrouwen in de beroepsbevolking kan toenemen als er meer deeltijdwerk beschikbaar komt en vrouwen kunnen de arbeidsmarkt op gaan als de economische omstandigheden gunstig zijn en er veel vraag is naar werknemers.
- 12 Dit aantal verschilt enigszins van het aantal genoemd in tabel 1 omdat de descriptieve resultaten in die tabel gebaseerd zijn op gewogen data, terwijl dit niet het geval is voor de regressieanalyses.
- 13 Omdat dit de *fit* van het model niet verbetert en om het model zo sober mogelijk te houden, gebruiken we een lineair jaareffect in onze primaire analyses.
- 14 Als we organisatiegrootte toevoegen, zien we dat veranderingen in de gemiddelde omvang van de organisaties waarin vrouwen werken de geconstateerde opwaartse trend niet kunnen verklaren. Daarom en gezien het aantal *missings* voor deze variabele, is deze niet opgenomen in de primaire analyses (resultaten beschikbaar op aanvraag).

Literatuur

Abendroth, A-K., Maas, I. & Van der Lippe, T. (2011). Human capital and the gender gap in authority in European countries. *European Sociological Review*, 29(2), 261-273.

- Aigner, D. & Cain, G. (1977). Statistical theories of discrimination in labor markets. *Industrial and Labor Relations Review*, 30(1), 175-87.
- Baert, S., De Pauw, A-S. & Deschacht, N. (2016). Do employer preferences contribute to sticky floors? *Industrial and Labor Relations Review*, 69(3), 714-736.
- Becker, G.S. (1985). Human capital, effort, and the sexual division of labor. *Journal of Labor Economics*, 3(1), S33-S58.
- Billari, F.C., & Liefbroer, A.C. (2010). Towards a new pattern of transition to adulthood? *Advances in Life Course Research*, 15(2-3), 59-75.
- Buchmann, C., DiPrete, T.A. & McDaniel, A. (2008). Gender inequalities in education. *Annual Review of Sociology*, 34, 319-337.
- Budig, M.J., Misra, J. & Boeckmann, I. (2016). Work-family policy trade-offs for mothers? Unpacking the cross-national variance in motherhood earnings penalties. *Work and Occupations*, 43(2), 119-177.
- Bygren, M. & Gähler, M. (2012). Family formation and men's and women's attainment of workplace authority. *Social Forces*, 90(3), 795-816.
- Cech, E.A., & Blair-Loy, M. (2014). Consequences of flexibility stigma among academic scientists and engineers. *Work and Occupations*, 41(1), 86-110.
- Charles, M. (2011). A world of difference: International trends in women's economic status. *Annual Review of Sociology*, 37, 355-371.
- Cohen, P.N., Huffman, M.L. & Knauer, S. (2009). Stalled progress? Gender segregation and wage inequality among managers, 1980-2000. *Work and Occupations*, 36(4), 318-342.
- Dämmrich, J. & Blossfeld, H-P. (2016). Women's disadvantage in holding supervisory positions: Variations among European countries and the role of horizontal gender segregation. *Acta Sociologica*, 60(3), 262-282.
- Dieckhoff, M., Gash, V., Mertens, A. & Romeu Gordo, L. (2016). A stalled revolution? What we can learn from women's drop-out to part-time jobs: A comparative analysis of Germany and the UK. *Research in Social Stratification and Mobility*, 46, 129-140.
- Engelshoven, I. K. (2018). *Kamerstukken*, 2017-2018, 30 420 en 32 637, nr. 263.
- England, P. (2010). The gender revolution: Uneven and stalled. *Gender and Society*, 24(2), 149-166.
- European Commission. (2013). *Women and men in leadership positions in the European Union, 2013: A review of the situation and recent progress*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Euwals, R., Knoef, M. & van Vuuren, D. (2011). The trend in female labour force participation: what can be expected for the future? *Empirical Economics*, 40(3), 729-753.
- Graven, W. & Krishnan, M. (2018). *Het potentieel pakken: De waarde van meer gelijkheid tussen mannen en vrouwen op de Nederlandse arbeidsmarkt*. McKinsey Global Institute.
- Grönlund A., Halldén, K. & Magnusson, C. (2017). A Scandinavian success story? Women's labour market outcomes in Denmark, Finland, Norway and Sweden. *Acta Sociologica*, 60(2), 97-119.
- Halldén, K., Levanon, A. & Kricheli-Katz, T. (2016). Does the motherhood wage penalty differ by individual skill and country family policy? A longitudinal study of ten European countries. *Social Politics*, 23(3), 363-388.
- Hek, M. van, Kraaykamp, G. & Wolbers, M.H.J. (2015). Family resources and male-female educational attainment: Sex specific trends for Dutch cohorts (1930-1984). *Research in Social Stratification and Mobility*, 40, 29-38.
- Huffman, M.L., King, J. & Reichelt, M. (2017). Equality for whom? Organizational policies and the gender gap across the German earnings distribution. *Industrial and Labor Relations Review*, 70(1), 16-41.
- Jacobs, J.A. (1992). Women's entry into management: Trends in earnings, authority, and values among salaried managers. *Administrative Science Quarterly*, 37(2), 282-301.

- Kalleberg, A.L. (2000). Nonstandard employment relations: Part-time, temporary and contract work. *Annual Review of Sociology*, 26, 341-365.
- Kanter, R.M. (1977). *Men and women in the corporation*. New York: Basic Books.
- Korpi, W., Ferrarini, T. & Englund, S. (2013). Women's opportunities under different family policy constellations: Gender, class, and inequality tradeoffs in Western countries re-examined. *Social Politics*, 20(1), 1-40.
- Kraaykamp, G. (2012). Employment status and family role attitudes: A trend analysis for the Netherlands. *International Sociology*, 27(3), 308-29.
- Kraus, V. & Yonay, Y.P. (2000). The effect of occupational sex composition on the gender gap in workplace authority. *Social Science Research*, 29(4), 583-605.
- Lippe, T. van der, & van Dijk, L. (2002). Comparative research on women's employment. *Annual Review of Sociology*, 28, 221-241.
- Lippe, T. van der, van Doorne-Huiskes, A. & Blommaert, L. (2014). De toename van vrouwen in leidinggevende functies [More women in supervisory positions]. *Economisch Statistische Berichten*, 99, 456-458.
- Mandel, H. & Semyonov, M. (2006). A welfare state paradox: State interventions and women's employment opportunities in 22 countries. *American Journal of Sociology*, 111(6), 1910-1949.
- Merens, A., van den Brakel, M., Hartgers, M. & Hermans, B. (2011). *Emancipatiemonitor 2010 [Emancipation Monitor 2010]*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Mincer, J. & Polacheck, S. (1974). Family investments in human capital: Earnings of women. *Journal of Political Economy*, 82(2), 76-108.
- Mintz, B. & Krymkowki, D. H. (2010). The ethnic, race and gender gaps in workplace authority: Changes over time in the United States. *The Sociological Quarterly*, 51(1), 20-45.
- Misra, J. & Murray-Close, M. (2014). The gender wage gap in the United States and cross nationally. *Sociology Compass*, 8(11), 1281-1295.
- Mood, C. (2010). Logistic regression: Why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it. *European Sociological Review*, 26(1), 67-82.
- Mooi-Reci, I. (2012). Retrenchments in unemployment insurance benefits and wage inequality: Longitudinal evidence from the Netherlands, 1985-2000. *European Sociological Review*, 28(2), 594-606.
- [dataset] Sociaal en Cultureel Planbureau (2013). *Cultural changes in the Netherlands*, meerder jaren [Machine-readable database]. Den Haag: Data Archiving and Networked Services (DANS). www.persistent-identifier.nl/?identifier=urn:nbn:nl:ui:13-pin-mc5.
- OESO. (2016). *Annual Labor Force Statistics. Civilian employment in services*. Verworven van: http://stats.oecd.org/Index.aspx?DatasetCode=ALFS_SUMTAB#
- Padavic, I. & Reskin, B. F. (2002). *Women and men at work*. Thousand Oaks, CA: Pine Forge Press.
- Phelps, E.S. (1972). The statistical theory of racism and sexism. *The American Economic Review*, 62(4), 659-661.
- Reskin, B.F. & Bielby, D.B. (2005). A Sociological perspective on gender and career outcomes. *The Journal of Economic Perspectives*, 19(1), 71-86.
- Reskin, B.F. & Maroto, M.L. (2011). What trends? Whose choices? Comment on England. *Gender and Society*, 25(1), 81-87.
- Rosenfeld, R.A., van Buren, M.E. & Kalleberg, A.L. (1998). Gender differences in supervisory authority: Variation among industrialized countries. *Social Science Research*, 27(1), 23-49.
- Rowland, D.T. (2007). Historical trends in childlessness. *Journal of Family Issues*, 28(10), 1311-1337.
- Smith, R.A. (2002). Race, gender and authority in the workplace: Theory and research. *Annual Review of Sociology*, 28, 509-542.
- Stainback, K. & Tomaskovic-Devey, D. (2009). Intersections of power and privilege: Long-term trends in managerial representation. *American Sociological Review*, 74(5), 800-820.

- [dataset] Centraal Bureau voor de Statistiek (2012). Labor force participation and employment status 1969-2008. <https://statline.cbs.nl/Statweb/publication/?DM=SLNL&PA=83752ned&D1=1-4%2c6-7&D2=a&D3=0&D4=a&HDR=G2%2cT&STB=G1%2cG3&VW=T>
- [dataset] Centraal Bureau voor de Statistiek (2013). Dutch Labor Force Survey 1987-2012 [Machine-readable database]. Den Haag: Data Archiving and Networked Services (DANS). www.persistent-identifier.nl/?identifier=urn:nbn:nl:ui:3-sk6-fmg.
- Tomaskovic-Devey, D. & Skaggs, S. (1999). An establishment-level test of the statistical discrimination hypothesis. *Work and Occupations*, 26(4), 422-445.
- [dataset] Voogd-Hamelink, M. de (Sociaal en Cultureel Planbureau). (2013). *Dutch Labor Supply Panel 1985-2010*. The Hague, the Netherlands: Data Archiving and Networked Services (DANS). <https://doi.org/10.17026/dans-xma-6sna>
- West, C. & Zimmerman, D.H. (1987). Doing gender. *Gender and Society*, 1(2), 125-51.
- Wodtke, G.T. (2015). Continuity and change in the American class structure: Workplace ownership and authority relations from 1972 to 2010. *Research in Social Stratification and Mobility*, 42, 48-61.
- Yaish, M. & Stier, H. (2009). Gender inequality in workplace authority: A cross-national comparison of 26 countries. *Work and Occupations*, 36(4), 343-366.

Over de auteurs

Lieselotte Blommaert is als postdoctoraal onderzoeker verbonden aan de vakgroep sociologie van de Radboud Universiteit en lid van onderzoeksschool ICS Nijmegen en Radboud Social and Cultural Research. Ze doet onderzoek naar arbeidsmarktkansen van verschillende groepen in de samenleving en processen van in- en uitsluiting op de arbeidsmarkt (discriminatie en vooroordelen).

E-mail: l.blommaert@ru.nl

Tanja van der Lippe is als hoogleraar Sociologie verbonden aan de vakgroep sociologie /ICS van de Universiteit Utrecht. Haar onderzoek begeeft zich op het terrein van de familiesociologie en de organisatiesociologie, en richt zich in het bijzonder op interdependenties tussen werk en privé in nationaal en internationaal vergelijkend perspectief.

E-mail: t.vanderlippe@uu.nl

Ineke Maas is als hoogleraar verbonden aan de Universiteit Utrecht en de Vrije Universiteit Amsterdam. Zij doet onderzoek naar trends en landenverschillen in intergenerationele mobiliteit, huwelijksmobiliteit en carrièremobiliteit. Daarnaast publiceerde zij over integratie van immigranten, onderwijsongelijkheid en sekseongelijkheid.

E-mail: i.maas@uu.nl

Eva Jaspers is als universitair docent verbonden aan de vakgroep sociologie van de universiteit Utrecht. Zij doet onderzoek naar sekse- en etnische ongelijkheid op de arbeidsmarkt en in het onderwijs; sociale netwerken en vooroordelen.

E-mail: e.jaspers@uu.nl

Financiering

Dit onderzoek heeft financiering gekregen van Instituut Gak (nr. 2012-234) en de European Research Council (FP/2007-2013; nr. 340045).

Appendix

Tabel A1 Additionele multilevel lineaire-regressieanalyses – modelleren van een niet-lineaire trend

	<i>Model 1</i>			<i>Model 2</i>		
	<i>Coëf.</i>	<i>S.f.</i>		<i>Coëf.</i>	<i>S.f.</i>	
Constante	1,110	0,146	***	0,995	0,150	***
Jaar	-0,011	0,025				
Jaar-kwadraat	0,003	0,001	**			
Jaar dummies (1986 = ref.)						
1988				0,135	0,215	
1990				0,387	0,216	
1992				0,521	0,217	*
1994				0,172	0,211	
1996				0,365	0,210	
1998				0,194	0,215	
2000				0,564	0,216	**
2002				0,459	0,209	*
2004				1,009	0,204	***
2006				1,112	0,198	***
2008				1,315	0,201	***
<i>Chi2 (df)</i>	58,04	(2)		72,53	(11)	

Bron: Arbeidsaanbodpanel 1985-2008. N = 13.998. * = $p < 0,05$ ** = $p < 0,01$ *** = $p < 0,001$

Table A2. Additionele multilevel lineaire-regressieanalyses – met interacties

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4		Model 5	
	Coëf.	S.f.	Coëf.	S.f.	Coëf.	S.f.	Coëf.	S.f.	Coëf.	S.f.
Constante	0,963	0,214	0,680	0,204	-0,120	0,233	-1,465	0,305	-1,643	0,297
jaar	0,046	0,015	0,017	0,013	0,020	0,015	-0,041	0,017	0,006	0,013
Gehuwd/samenwonend	0,199	0,259	0,242	0,142	0,042	0,145	0,257	0,145	0,251	0,145
Aantal kinderen in het huishouden	-0,273	0,110	-0,130	0,053	-0,172	0,054	0,056	0,056	0,057	0,056
Gehuwd/samenwonend * jaar	0,001	0,018								
Aantal kinderen in het hh. * jaar	0,009	0,007								
Opleiding (basis/vmbo/mavo = ref.)										
Havo, vwo, mbo			0,359	0,238	0,765	0,135				
Hbo			0,122	0,319	1,611	0,171				
Universiteit			2,237	0,638	2,335	0,279				
Opleiding * jaar										
Havo, vwo, mbo * jaar			0,015	0,017					0,616	0,135
Hbo * jaar			0,084	0,020					1,384	0,179
Universiteit * jaar			-0,013	0,036					2,107	0,282
Werkervaring					0,046	0,011				
Werkervaring * jaar					0,000	0,001			0,054	0,006
Werkuren										
Werkuren * jaar									0,038	0,009
									0,002	0,001

Tabel A2 vervolg

	Model 1		Model 2		Model 3		Model 4		Model 5		
	Coëf.	S.f.	Coëf.	S.f.	Coëf.	S.f.	Coëf.	S.f.	Coëf.	S.f.	
Beroepssector (gezondheidszorg = ref.)											
Openbaar bestuur									-0,940	0,461	*
Onderwijs									-0,979	0,391	*
Landb., ind., bouw-, transport									-0,998	0,341	**
Handel, horeca en zakelijke dienstv.									-0,833	0,262	**
Beroepssector * jaar											
Openbaar bestuur * jaar									-0,012	0,029	
Onderwijs * jaar									0,019	0,024	
Landb., ind., bouw-, transport * jaar									0,017	0,023	
Handel, horeca en zakelijke dienstv. * jaar									0,019	0,017	
Chi2 (df)	61,24	(5)	164,36	(9)	195,18	(8)	377,96	(9)	400,29	(16)	

Bron: Arbeidsaanbodpanel 1985-2008. N = 13.998. * = p < 0,05 ** = p < 0,01 *** = p < 0,001