



UvA-DARE (Digital Academic Repository)

Same difference: gegenderde politieke socialisatieprocessen in adolescentie

Een Multi Group Structural Equations-analyse van primaire politieke socialisatieprocessen in adolescentie

de Leeuw, S.E.

Publication date

2018

Document Version

Final published version

Published in

Sociologos

[Link to publication](#)

Citation for published version (APA):

de Leeuw, S. E. (2018). Same difference: gegenderde politieke socialisatieprocessen in adolescentie: Een Multi Group Structural Equations-analyse van primaire politieke socialisatieprocessen in adolescentie. *Sociologos*, 39(4), 405-427.

General rights

It is not permitted to download or to forward/distribute the text or part of it without the consent of the author(s) and/or copyright holder(s), other than for strictly personal, individual use, unless the work is under an open content license (like Creative Commons).

Disclaimer/Complaints regulations

If you believe that digital publication of certain material infringes any of your rights or (privacy) interests, please let the Library know, stating your reasons. In case of a legitimate complaint, the Library will make the material inaccessible and/or remove it from the website. Please Ask the Library: <https://uba.uva.nl/en/contact>, or a letter to: Library of the University of Amsterdam, Secretariat, Singel 425, 1012 WP Amsterdam, The Netherlands. You will be contacted as soon as possible.

Same difference: gegenderde politieke socialisatieprocessen in adolescentie. Een Multi Group Structural Equations-analyse van primaire politieke socialisatieprocessen in adolescentie

*Sjifra E. de Leeuw**¹

Samenvatting

Ondanks het feit dat er in de afgelopen decennia substantiële verbeteringen hebben plaatsgevonden in termen van de maatschappelijke positie van vrouwen, observeren we nog steeds een consistente genderkloof in politiek zelfvertrouwen. De meeste studies die dat probleem adresseren, vertrekken vanuit structurele dan wel situationele verklaringsmodellen, waarin de nadruk wordt gelegd op de beperkte capaciteit van vrouwen om de juiste attitudes en kennis te ontwikkelen om te participeren in de politiek. Dergelijke verklaringen bleken ontoereikend om die vorm van ongelijkheid te verklaren.

Deze studie tracht zich daarom te richten op een derde, tot dusver minst onderzocht verklaringmodel, namelijk het genderrolsocialisatiemodel. Concreet test deze studie de centrale assumptie dat gegenderde primaire politieke socialisatieprocessen aan de basis liggen van de genderkloof in politiek zelfvertrouwen. Om die vraag te beantwoorden, wordt er gebruikgemaakt van de data verzameld bij jongeren (16-18 jaar oud) in de eerste en tweede golf van de Belgian Political Panel Survey (BPPS, 2006-2008). Uit de analyses blijkt dat de genderkloof hoofdzakelijk gereduceerd kan worden tot de invloed van de moeder, waarbij moeders in tegenstelling tot vaders niet in staat zijn het politiek zelfvertrouwen van hun dochters te voeden, terwijl het omgekeerde het geval is ten opzichte van hun zonen. Dat effect wordt verder ook indirect versterkt door de beperkte bijdrage van de moeder in de ontwikkeling van de politieke kennis van meisjes, terwijl er een sterk positief effect bestaat voor jongens. Er is geen indicatie dat dergelijke gegenderde socialisatie-effecten ook spelen in interactie met de vader.

Kernwoorden

politiek zelfvertrouwen, politieke socialisatie, gender, ongelijkheid, jeugdonderzoek, multigroup structural equation modeling

* S.E.deLeeuw@uva.nl

¹ Amsterdam School of Communication Research, Universiteit van Amsterdam; Centrum voor Politicologie, KU Leuven

Inleiding

Genderverschillen in politiek zelfvertrouwen - ofwel de mate waarin een individu zichzelf in staat acht om te participeren in de politiek - is tot dusver een sterk onderbelicht onderwerp in de wetenschappelijke literatuur (Balch, 1974; Barber & Torney-Purta, 2009; Norris, 2000). De meeste studies vertrekken vanuit een structureel verklaringsmodel, waarin de benadeelde maatschappelijke positie van vrouwen wordt benadrukt (Bennett & Bennett, 1989). Een tweede vergelijkbare theoretische stroming beargumenteert dan weer dat dat fenomeen gelinkt is aan situationele factoren, waarbij verondersteld wordt dat het hoge level van engagement van vrouwen in activiteiten gerelateerd aan de private sfeer maakt dat zij weinig tijd en energie overhouden voor politiek (Beckwith, 1986). Uit eerder onderzoek blijkt echter dat dergelijke theoretische modellen tekortschieten om te verklaren waarom bijvoorbeeld de gestage toename in de maatschappelijke status van vrouwen in westerse democratieën gedurende de afgelopen decennia niet gepaard is gegaan met toenemende levels in politiek zelfvertrouwen (Beckwith, 1996; Gidengil et al., 2008). Eerdere studies bevestigen daarentegen wat we eigenlijk al weten, namelijk dat die structurele en situationele modellen ontoereikend zijn om de geobserveerde genderverschillen in politiek zelfvertrouwen te verklaren (Bennett & Bennett, 1989).

De beperkte verklaringskracht van die twee modellen heeft enkele wetenschappers (waaronder Bennett & Bennett, 1989) aangemoedigd de validiteit van een derde verklaringsmodel te onderzoeken dat stelt dat gegenderde socialisatieprocessen in de jeugd aan de basis liggen van de genderverschillen in politiek zelfvertrouwen die we later bij volwassenen aantreffen (Bennett & Bennett, 1989; Campbell et al., 1960). Verklaringen die vertrekken vanuit dat zogenaamde genderrol-socialisatiemodel genieten van een bijzondere theoretische validiteit, daar de kindertijd en adolescentie constituerend zijn voor de manier waarop individuen zich hun genderrol en politieke rol voorstellen. Een centrale veronderstelling is dat genderrolsocialisatie zich ook vertaalt naar genderverschillen in politieke socialisatieprocessen, die op hun beurt dan weer de genderkloof in politiek zelfvertrouwen kunnen verklaren (Greenstein, 1969; Money et al., 1955; Parsons & Bales, 1956). Ondanks die sterke theoretische onderbouwing is er zeer weinig onderzoek gedaan naar dat verklaringsmodel, voornamelijk door praktische methodologische problemen zoals de beperkte beschikbaarheid van data verzameld bij jongeren. Om die reden zijn de meeste claims die in deze tak van onderzoek zijn gedaan van een redelijk speculatieve natuur en zijn zij niet in staat om te verklaren waarom empirische toepassingen van de twee traditionele verklaringmodellen niet de verwachte resultaten hebben opgeleverd.

In deze studie hoop ik bij te dragen aan dat debat door een van de centrale premissen van het genderrol-socialisatiemodel empirisch onder de loep te nemen, namelijk dat genderrol-socialisatieprocessen ook doorwerken in politieke socialisatieprocessen tijdens de adolescentie (Greenstein, 1969). De bijdrage van deze studie is tweeledig. Ten eerste onderzoekt deze studie of er een genderkloof is in politiek zelfvertrouwen bij adolescenten (jongeren tussen 12 en 18 jaar oud) en zo ja, hoe groot die is. Daar-

naast wordt de invloed van primaire socialisatieprocessen bekeken door te kijken naar het effect van de sociaaleconomische status van ouders op het politiek zelfvertrouwen van hun kinderen. In een eerste stap zullen zal ik mij toeleggen op het directe effect van de sociaaleconomische status van de moeder en de vader op genderverschillen in politiek zelfvertrouwen. In een tweede stap wordt geëvalueerd of en in welke mate dat effect gemedieerd wordt door de ontwikkeling van politieke interesse, vertrouwen en kennis van de adolescent.

Om die vragen te beantwoorden, wordt er een beroep gedaan op de data verzameld in de eerste en tweede golf van de Belgian Political Panel Survey (BPPS 2006-2008; Hooghe et al., 2011). Het eerste gedeelte van het artikel zal een overzicht geven van de literatuur op basis waarvan een aantal hypothesen geformuleerd zullen worden. Vervolgens wordt er een toelichting gegeven bij de *case*-selectie en de data en methoden van de analyses. Het empirische luik bevat een reeks descriptieve analyses en een Multi Group Structural Equation Model (MGSEM), waarna de resultaten worden samengevat en besproken in de discussie en conclusie.

Literatuur

Het ontstaan van de genderkloof: genderrol-socialisatieprocessen

Als een van de meest prominente determinanten van politieke participatie heeft politiek zelfvertrouwen veel aandacht gekregen in wetenschappelijk onderzoek (zie o.a. Levy, 2013; Almond & Verba, 1963; Beaumont, 2010). Politiek zelfvertrouwen bestaat uit twee componenten: een interne component, die verwijst naar de mate waarin individuen zichzelf in staat achten om te participeren in de politiek (Schulz et al., 2010, p. 120) en een externe component, die verwijst naar de mate waarin individuen menen dat hun politieke participatie een invloed heeft op de politiek en haar besluitvorming (Niemi, Craig, & Mattei, 1991; Balch, 1974; Lane, 1959). Uit eerder onderzoek blijkt dat daar waar de externe component voornamelijk beïnvloed wordt door institutionele eigenschappen, de interne component begrepen dient te worden als een psychologische constructie constituerend voor de motivatie om te participeren in het politieke leven (Easton & Dennis, 1967; Finkel, 1985; Schulz, 2005). Dat heeft tot gevolg dat vrouwen over het algemeen minder geneigd zijn deel te nemen aan conventionele vormen van participatie, zoals lidmaatschap van en actief engagement binnen een partij. Dat die genderverschillen teruggebracht kunnen worden tot het gebrek aan politiek zelfvertrouwen van vrouwen en niet aan hun bereidheid te participeren, blijkt overigens ook uit het feit dat vrouwen niet minder - zelfs meer - geneigd zijn om deel te nemen aan meer laagdrempelige (niet-conventionele) vormen van participatie, bijvoorbeeld in de vorm van politiek consumentisme waarbij politieke overwegingen doorwegen in de aankoopbeslissingen die een individu maakt als consument of de deelname aan politieke betogingen (zie o.a. Marien, Hooghe & Quintelier, 2010; Micheletti, 2004; Stolle & Hooghe, 2005). Het is dus voornamelijk de ongelijke distributie van de

interne component van politiek zelfvertrouwen over verschillende maatschappelijke strata die een belangrijke bron vormt van politieke ongelijkheid.

Hoewel de genderkloof reeds in 1960 door Campbell en collega's voor het eerst werd vastgesteld, is er tot vandaag zeer weinig onderzoek gedaan naar dat vraagstuk (Norris, 2000). Het beperkt aantal studies over dit onderwerp zijn relatief oud en nemen een structureel dan wel situationeel verklaringsmodel als uitgangspunt (Bennett & Bennett, 1989). Het centrale argument in structurele verklaringsmodellen is dat de benadeelde maatschappelijke positie van vrouwen en bijgevolg hun sterkere afhankelijkheid van de staat het relatieve tekort aan politiek zelfvertrouwen verklaart (Gidengil, Hennigar, Blais, & Nevitte, 2005; Lane, 1959; Welch, 1977). Situationele modellen wijzen dan weer op het hoge engagement van vrouwen in de privésfeer, zoals het zorgen voor de kinderen, als oorzaak van een gebrek aan motivatie en interesse in politieke thema's (Beckwith, 1986; Bennett & Bennett, 1989). Ondanks de duidelijke conceptuele verschillen tussen die twee modellen is de achterliggende logica redelijk gelijkaardig, namelijk dat die genderverschillen onder volwassenen het resultaat is van differentiële opportuniteitsstructuren om de attitudes en kennis te vergaren om adequate participatie in het politiek leven te faciliteren (Brady, Verba & Schlozman, 1995).

Alhoewel die verklaringsmodellen zeer goed presteren in het verklaren van het level van politiek zelfvertrouwen in het algemeen, zijn ze ontoereikend wat betreft het verklaren van genderverschillen in politiek zelfvertrouwen. Zo verklaren die modellen niet waarom substantiële verbeteringen in de maatschappelijke status van vrouwen niet tot een toename hebben geleid in politiek zelfvertrouwen (Beckwith, 1986; Bowler & Donovan, 2002; Gidengil et al., 2008; Lee, 2006).

Met een primaire focus op volwassenen is er weinig aandacht besteed aan ontwikkelingen die plaatsvinden in de jeugd. Desondanks is er een grote hoeveelheid empirisch bewijsmateriaal dat toont dat de meest doorslaggevende ontwikkelingen in termen van politieke en gendersocialisatie plaatsvinden tijdens de adolescentie (Beaumont, 2010; Easton & Dennis, 1967). Die sociale ontwikkelingsmodellen bestaan naast andere psychologische en biologische verklaringen voor genderverschillen. Die meer exact wetenschappelijke invalshoek biedt overigens geen alternatief voor sociale factoren, maar schetst eerder een beeld van psychologische en biologische factoren die een verklaring kunnen bieden voor verschillen in de receptiviteit tussen jongeren van hetzelfde geslacht (Manlove, Guillermo, & Gray, 2008; Von Stumm, Chamorro-Premuzic & Furnham, 2009).

In tegenstelling tot structurele en situationele verklaringsmodellen stellen studies vertrekkend vanuit genderrol-socialisatiemodellen dat de socialisatie van jongeren in hun genderrol aan de oorzaak ligt van de genderkloof in politiek zelfvertrouwen (Bennett & Bennett, 1989). Dat onderzoek toont dat vanaf een zeer jonge leeftijd gedrag, attitudes en verwachtingen gemodelleerd worden in functie van het geslacht (Best & Bush, 2016; Bem, 1994; Money et al., 1955; Parsons & Bales, 1956; Powell & Greenhaus, 2010). Vooral de ouders blijken in dat proces een belangrijke rol te vervullen, zowel op een manifeste manier, bijvoorbeeld in de keuze voor bepaald speelgoed en kleding

(Greenfield, Brazelton & Childs, 1989) als op een meer subtiele manier door bijvoorbeeld de toon van interactie (Rubin, Provenzano & Luria, 1974). Nog belangrijker blijkt de onbewuste invloed die ouders uitoefenen door de voorbeeldfunctie die zij spelen. Het gedrag van ouders zelf blijkt namelijk ook een reflectie van de veronderstellingen die zij hebben over genderrol conform gedrag en bevat dan ook sociale *cues* over het gewenste gedrag voor hun kinderen (Best & Bush, 2016). Onderzoek dat zich toelegt op de *Big Five* - een factorstructuur die gebruikt wordt om de persoonlijkheid van individuen te beschrijven (Weisberg, DeYoung & Hirsh, 2011) - rapporteert hier dan ook grote genderverschillen ten gevolge van die socialisatieprocessen. Alhoewel de *Big Five* geen specifieke informatie bevat over politiek zelfvertrouwen, zijn er wel systematisch verschillen gevonden in het vertrouwen van vrouwen en mannen in hun cognitieve capaciteiten. Daaruit blijkt dat daar waar mannen hun cognitieve capaciteiten overschatten, het omgekeerde opgaat voor vrouwen (von Stumm, Chamorro-Premuzic & Furnham, 2009). Om die reden is het niet verwonderlijk dat genderrol-socialisatiestudies veronderstellen dat een vergelijkbare link kan worden gelegd tussen genderrolsocialisatie en het politiek zelfvertrouwen van vrouwen (Easton & Dennis, 1967). Alhoewel die laatste claim een centrale premisse is van de genderrol-socialisatieliteratuur, is er tot dusver geen empirisch bewijsmateriaal dat die assumptie ondersteunt. In de volgende paragraaf worden dan ook de theoretische implicaties van de assumptie van gegerende politieke socialisatieprocessen besproken, die zich zullen vertalen in empirisch toetsbare hypothesen.

De invloed van primaire socialisatieprocessen

De centrale premisse in het genderrol-socialisatiemodel is dat die zich ook manifesteert in politieke socialisatieprocessen. Als dat argument steekhoudt, zouden politieke socialisatieprocessen - met name de overdracht van de politieke attitudes, vaardigheden en kennis nodig om te participeren in de politiek - minder succesvol moeten zijn in het faciliteren van het politiek zelfvertrouwen van meisjes dan van jongens. De sterkte, continuïteit en intimiteit van de ouder-kindrelatie maakt dat vooral de ouders een cruciale factor zijn in het verklaren van het politiek zelfvertrouwen van jongeren (Zukin et al., 2006). Een noodzakelijk gevolg van die observatie is dat politiek zelfvertrouwen onderwerp is van hoge levels van sociale stratificatie, waarbij kinderen van ouders met een hoge sociaaleconomische status meer zelfvertrouwen hebben dan kinderen van ouders met een lagere status. McCloskey en Schaar (1965) tonen dat dat veroorzaakt wordt door het feit dat ouders met een hogere sociaaleconomische status doorgaans over meer cognitieve én materiele middelen beschikken om over te dragen aan hun kinderen (Zukin et al., 2006; Weissbourd, 2009; Bandura, 1997). Dat manifesteert zich bijvoorbeeld in de vorm van het voorzien van de juiste stimuli voor hun kinderen om te interageren met de politieke instituties in hun omgeving en uiteraard in het aanmoedigen van de ontwikkeling van politieke kennis door invloed uit te oefenen op de keuze voor scholen, schooltypes of studiekeuzes met een beter vooruitzicht op het verwerven van een goede baan (Schulz, 2005).

Alhoewel er consistente empirische aanwijzingen en theoretische argumenten zijn dat politiek zelfvertrouwen toeneemt naargelang de sociaaleconomische status van de ouders, zijn er argumenten om te verwachten dat die primaire socialisatieprocessen even succesvol zijn in het voeden van het zelfvertrouwen van meisjes als van jongens. Daar er al sterke genderverschillen bestaan in gepercipieerde vaardigheden (iets dat een terugkerend fenomeen is in de *Big Five*-literatuur), is het waarschijnlijk dat dergelijke verschillen in perceptie zich ook voordoen in de formatie van de politieke identiteit, ofwel de manier waarop een individu zijn of haar rol ten opzichte van de politiek definieert. Het samenvallen en samengroeien van de gender- en politieke identiteit zou bijgevolg maken dat meisjes hun capaciteit om deel te nemen in geïnstitutionaliseerde vormen van politiek lager inschatten dan jongens, ongeacht de middelen waarover zij beschikken om daadwerkelijk te participeren. Op basis van de inzichten in de gender- en politieke socialisatieliteratuur kan de volgende verwachting geformuleerd worden:

Hypothese 1: het effect van de sociaaleconomische status van de ouders op politiek zelfvertrouwen is zwakker voor meisjes dan voor jongens.

Uiteraard kan de invloed van de ouders niet gereduceerd worden tot hun directe invloed op het voeden van het politiek zelfvertrouwen van hun kroost. Integendeel, de belangrijkste bijdrage van ouders is wellicht hun indirecte invloed door een bepaalde ingesteldheid aan hun kinderen over te dragen, die het kind of de jongere in staat stelt zich oprecht capabel te voelen. Dat ligt bijvoorbeeld vervat in de ontwikkeling van politieke attitudes en kennis. Het idee dat het de indirecte en niet zozeer de directe invloed van de ouders is die de doorslag geeft in de ontwikkeling van politiek zelfvertrouwen is breed ondersteund in de wetenschappelijke literatuur. Die literatuur toont dat wanneer er rekening wordt gehouden met genderverschillen in politieke attitudes en kennis, sociaaleconomische factoren nagenoeg geen invloed meer hebben (zie Verba, Burns & Schlozman, 1997). Voortbouwend op die vaststelling, kan de verwachting geformuleerd worden dat gegenderde primaire socialisatieprocessen verder versterkt worden - en wellicht zelfs volledig gemedieerd worden - door de invloed die zij hebben op de ontwikkeling van de politieke kennis en attitudes van een jongere. Dat leidt tot de volgende hypothese:

Hypothese 2: het effect van de sociaaleconomische status van de ouders op de politieke attitudes en kennis van de jongere is zwakker voor meisjes dan voor jongens.

In tegenstelling tot de sociaaleconomische status van de ouders hebben andere socialisatieactoren ook een belangrijke rol te vervullen in het aanwakkeren van politieke attitudes en vaardigheden. Belangrijke socialisatieactoren zijn bijvoorbeeld de school (een secundaire socialisatieactor) in de ontwikkeling van cognitieve vaardigheden, waaronder politieke kennis, en leeftijdsgenoten (tertiaire socialisatieactoren) wanneer het gaat om het ontwikkelen van attitudes. In vergelijking met het gezin zijn die

socialisatiemilieus veel heterogener, waarbij verschillende actoren uit verschillende sociale strata tegelijkertijd de ontwikkeling van de jongere beïnvloeden. Alhoewel eerder onderzoek heeft aangetoond dat politieke kennis en attitudes sterk gecorreleerd zijn met politiek zelfvertrouwen (Verba, Burns & Schlozman, 1997), bestaat er geen consensus over of het vergaren van die politieke attitudes en vaardigheden in deze meer heterogene context de genderverschillen ontstaan in interactie met de ouders reproduceert, reduceert of doet toenemen.

Aan de ene kant beargumenteert de compensatiehypothese (zie o.a. Langton & Jennings, 1968) dat ongelijkheden gereduceerd zullen worden, daar zij die ‘achterlopen’ het meest te winnen hebben in die heterogene socialisatiecontexten. Dat zou betekenen dat vooral meisjes, die gemiddeld genomen minder politieke kennis en minder positieve attitudes hebben, baat hebben bij die situatie in welk geval de volgende hypothese geformuleerd kan worden:

Hypothese 3a: het effect van politieke kennis en attitudes op politiek zelfvertrouwen is sterker voor meisjes dan voor jongens.

Daartegen kan worden ingebracht dat de gegenderde maatschappelijke ervaringen en verschillen in psychologie maken dat het vergaren van politieke attitudes en kennis die gegenderde primaire socialisatieprocessen enkel verder versterken. Daar waar kinderen namelijk nagenoeg geen maatschappelijke ervaring hebben, is de adolescentie een belangrijk keerpunt dat om die reden ook wel wordt aangeduid als *period of maximum change* (Jennings & Stoker, 2001; Levy, 2013). Hier doen zich belangrijke verschillen voor in de manier waarop jonge vrouwen en mannen hun politieke *agency* kunnen uitoefenen. Die verschillen vormen later in het leven een belangrijke barrière voor jonge vrouwen om hun politieke attitudes en kennis verder te ontwikkelen. Djupe en collega's (2007) tonen bijvoorbeeld dat gendernormen consistent verankerd zijn in de organisatorische structuur en vormen van participatie in maatschappelijke organisaties waarin impliciet dan wel expliciet de nadruk wordt gelegd op de onafhankelijkheid van mannen en de afhankelijkheid van vrouwen. Alhoewel de meeste voorafgaande illustraties betrekking hadden op volwassenen en niet noodzakelijk op jongeren, zijn dergelijke verschillen ook aanwezig in de ervaringen die jongeren opdoen gedurende de adolescentie in verenigingen of activiteiten binnen de school. Bijgevolg zijn meisjes minder geneigd om de vaardigheden, kennis en attitudes die zij hebben ontwikkeld te vertalen naar politiek zelfvertrouwen. Gebaseerd op die tak van de literatuur, kan dus een tegenovergestelde verwachting geformuleerd worden, gestoeld op de zogenaamde ‘acceleratiehypothese’, namelijk dat dat proces de genderkloof enkel vergroot, of:

Hypothese 3b: het effect van politieke attitudes en kennis op politiek zelfvertrouwen is zwakker voor meisjes dan voor jongens.

Data en methoden

Belgian Political Panel Survey (BBPS)

De BBPS is een *panel survey* bestaande uit drie golven (2006-2008-2011), verzameld op initiatief van de Katholieke Universiteit Leuven (België) om verder onderzoek naar politieke socialisatieprocessen aan te moedigen en te faciliteren (Hooghe et al., 2011). De survey maakt gebruik van een gestratificeerde steekproefverzameling, waarbij een random steekproef werd getrokken uit scholen proportioneel naargelang de locatie en het onderwijssysteem van de school (katholiek of openbaar). In de eerste golf (2006) namen 60 scholen deel in het Vlaams Gewest, tegenover 52 in het Waals Gewest. Dat resulteerde in een steekproef bestaande uit 6.330 jongeren uit het vierde en vijfde jaar van de middelbare school (leeftijd 16-18 jaar), met een responsgraad van 72% in Vlaanderen en 60% in Wallonië. Door de beperkte beschikbaarheid van de variabelen werd in de analyses enkel een beroep gedaan op de data verzameld in de 2006 en 2008 golf ($N = 6.130$).

Case-selectie: België

De BBPS-data zijn verzameld onder Belgische (zowel Vlaamse als Waalse) jongeren. De Belgische context is een bijzonder interessante casus om dit onderwerp te bestuderen omwille van een aantal redenen. Ten eerste tonen empirische verkenningen van de *International Civic and Citizenship Education Survey* (ICCS; Schulz et al., 2010) dat alhoewel genderverschillen in politieke kennis, vaardigheden en attitudes onder 14-jarigen in België relatief klein zijn in vergelijking met andere landen, dat niet het geval is voor politiek zelfvertrouwen. Daartegenover staat dat sociale stratificatie dan weer relatief hoog ligt. Dat maakt België een ideale casus om de intersectie tussen die twee vormen van ongelijkheid te bestuderen. Ten tweede is de politieke context in België zo ontworpen dat zij de aanwezigheid van vrouwen in de politiek aanmoedigt. Dat blijkt bijvoorbeeld uit de invoering van de Gender-pariteitswet in 2002 die politieke partijen verplicht om evenveel mannen als vrouwen op de kandidatenlijst voor de verkiezingen te plaatsen (Meier, 2012). Ten gevolge van die wet is de numerieke aanwezigheid van vrouwen in het federaal parlement gestaag toegenomen van 23,3 procent in 2002 tot 35,3 procent in 2003 (IPU, 2002; IPU, 2003). Jongeren zijn daarom minder geneigd om de politiek als ontoegankelijk voor vrouwen te beschouwen (Hooghe, Jacobs & Claes, 2015). Bovendien bestaat er reeds sinds 2000 een bindende verplichting voor middelbare scholen om burgerschapsvorming in het curriculum op te nemen. De meeste jongeren zouden op 16-jarige leeftijd dus reeds een begrip moeten hebben van politiek en zullen dus bijgevolg ten minste een notie van hun politieke identiteit hebben ontwikkeld.

Afhankelijke variabele: politiek zelfvertrouwen

Voor de operationalisering van de afhankelijke variabele wordt er een beroep gedaan op een item dat in de literatuur herhaaldelijk als meting voor politiek zelfvertrouwen wordt gebruikt, namelijk “Hoe vaak heb je het gevoel dat de politiek te ingewikkeld is om te begrijpen?” (1 ‘nooit’ tot 5 ‘altijd’). Alhoewel dat item niet volledig overlapt met de notie van politiek zelfvertrouwen, toont eerder onderzoek gebaseerd op o.a. de *American National Election Study* dat het wel degelijk een betrouwbare indicator is, daar het sterk samenhangt met andere belangrijke politieke attitudes en vaardigheden. De schaal werd gehercodeerd zodat hogere waarden een hoger niveau van politiek zelfvertrouwen zouden impliceren.

Onafhankelijke variabelen

De invloed van primaire socialisatieprocessen in de politieke ontwikkeling van jongeren is geoperationaliseerd aan de hand van het opleidingsniveau van de ouders, een variabele die vaak als proxy wordt gebruikt voor sociaaleconomische status bij jongeren. Dat wordt gemeten aan de hand van twee afzonderlijke metingen van het opleidingsniveau van de ouders, één voor de moeder en één voor de vader. BPPS maakt een onderscheid tussen vier opleidingsniveaus: lager middelbaar (1), hoger middelbaar (2), professioneel hoger onderwijs (3) en academisch onderwijs (4). Er wordt bewust een onderscheid gemaakt tussen de vader en de moeder omdat het geslacht van de ouder mogelijk een belangrijke factor is in de studie van gegenderde socialisatieprocessen.

Daarnaast wordt er ook een affectieve component van politieke attitudes gemeten aan de hand van verschillende items die naar het vertrouwen in verschillende instituties peilen. Die schaal bestaat uit zeven items, die peilen naar het vertrouwen in de politie, het gerecht, het federale parlement, het parlement van het gewest, het Europees parlement, de regering en politieke partijen. Die items werden gemeten op een 11-puntenschaal van 0 ‘helemaal geen vertrouwen’ tot 10 ‘zeer veel vertrouwen’. Met een Cronbachs alfa van 0,91 is dat een zeer betrouwbare schaal.

De motivationele component van politieke attitudes werd gemeten aan de hand van de zelfgerapporteerde interesse in de politiek van respondenten. Dat werd gemeten op een vierpuntschaal van 1 ‘helemaal geen interesse’ tot 4 ‘zeer geïnteresseerd’.

In de laatste plaats wordt er ook gekeken naar de cognitieve component van politiek engagement, namelijk ‘politieke kennis’. Daar die variabele zeer gevoelig is voor sociale wenselijkheid, maken we hiervoor gebruik van een objectievere meting aan de hand van een korte multiple choice kennisquiz met vragen over de politiek. Die test bestond uit vier vragen. Dat resulteerde in een schaal van 0 ‘geen enkel correct antwoord’ tot 4 ‘alle antwoorden correct’. Onbeantwoorde vragen werden gecodeerd als fout.

Tabel 1. Samenvattende statistieken.

| | Bereik | N | Gemiddelde | SD |
|---------------------------|--------|-------|------------|------|
| Politiek zelfvertrouwen | 1-5 | 2.802 | 2,78 | 1,11 |
| Opleiding moeder | 1-4 | 2.528 | 2,56 | 1,01 |
| Opleiding vader | 1-4 | 2.568 | 2,53 | 0,92 |
| Institutioneel vertrouwen | 0-10 | 1.967 | 4,47 | 1,84 |
| Politieke interesse | 1-4 | 2.788 | 2,07 | 0,77 |
| Politieke kennis | 0-4 | 2.802 | 1,69 | 1,26 |

Bron: BPPS 2008, eigen berekeningen.

Noot: samenvattende statistieken voor het construct 'institutioneel vertrouwen' werden berekend in functie van het gemiddelde van de items in deze schaal. Deze statistieken werden enkel berekend voor die respondenten die ook opgenomen zijn in de finale analyses.

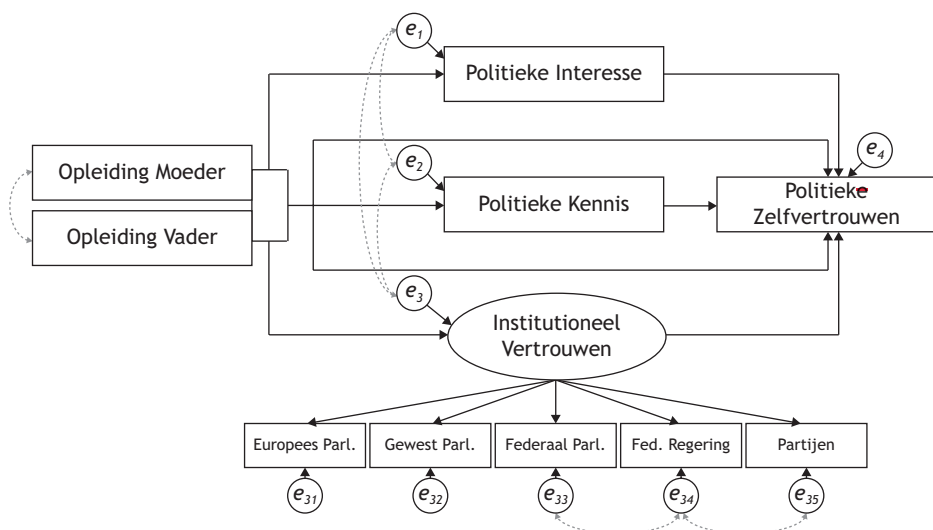
Methoden

De hypotheses zullen getest worden in een Multi Group Structural Equation Model (MG-SEM). Het voordeel van de toepassing van die techniek is tweeledig. Ten eerste staan *Structural Equation*-analysetechnieken toe om zowel directe als indirecte (mediatie) effecten te tonen. Op die manier kan er een grondige test worden voorzien van de causale orde die geïmpliceerd werd in ons theoretisch model. Ten tweede bestaat er een mogelijkheid om hetzelfde model simultaan over verschillende groepen (in dit geval geslachten) uit te voeren en te testen of de verschillen in effecten tussen die groepen significant zijn. Dat maakt dat het een grondige en formele test van onze hypotheses voorziet.

Om een beroep te doen op die techniek, moet er aan twee voorwaarden voldaan zijn, namelijk dat de items die gebruikt worden om een bepaald construct te meten (in dit geval politiek vertrouwen) daadwerkelijk een adequate afspiegeling zijn van dat construct. Dat werd getest aan de hand van een Confirmatorische Factor Analyse (CFA). Uit de factoranalyse voor politiek zelfvertrouwen blijkt dat de factorladingen voor institutioneel vertrouwen significante en hoge gestandaardiseerde factorladingen toonden, tussen 0,50 en 0,86. De initiële fit van dat meetmodel was echter niet voldoende ($\chi^2 = 24,02$, $df = 2$, $p < 001$; CFI = .995; RMSEA = .062). Het gebrek aan fit viel echter te verklaren door de aanwezigheid van een aantal sterk correlerende errortermen tussen de politie en het gerecht, tussen het federaal parlement en de federale regering en tussen de federale regering en politieke partijen. Dat hoeft ook niet te verbazen, want jongeren hebben doorgaans moeite onderscheid te maken tussen al die instituties, zeker in een complex federaal systeem als België. Wanneer er rekening wordt gehouden met deze errorcorrelaties, volstaat de fit van het meetmodel ($\chi^2 = 2,04$, $df = 1$, $p < 001$; CFI = .999; RMSEA = .019).

Een tweede vereiste is dat hetzelfde meetmodel gebruikt kan worden voor jongens en voor meisjes en dat zij niet fundamenteel verschillende betekenissen hebben naargelang het geslacht van de respondent. Dat kan getest worden door de factorana-

lyse simultaan uit te voeren voor die twee groepen en te evalueren of er significante verschillen bestaan tussen factorladingen over de verschillende groepen heen. Uit die analyse blijkt dat de twee items die gebruikt werden om het vertrouwen in de politiek en het gerecht te meten, een significant verschillende factorlading hadden voor meisjes dan voor jongens. Die items werden dan ook uit het meetmodel verwijderd. In de finale analyses werd het model zo gespecificeerd dat het meetmodel dat daaruit resulteerde,² identieke waarden zou aannemen voor jongens en meisjes. Over de tijd heen zijn de meetschalen niet vergelijkbaar. Dat heeft ons ertoe gebracht om enkel te clusteren op individueel niveau (waardoor er rekening wordt gehouden met de sterke correlatie tussen verschillende metingen van eenzelfde respondent) in plaats van conclusies te verbinden aan veranderingen over de tijd heen. Tevens werd er ook rekening gehouden met de mogelijke bron homogeniteit in de meting tussen leerlingen binnen eenzelfde school, door de standaardfout ook op dat niveau te clusteren. Na die twee preliminaire tests worden ook de structurele paden toegevoegd (vergelijkbaar met coëfficiënten in een normale meervoudige regressieanalyse). De globale fit van het initieel model was al voldoende ($\chi^2 = 906,949$, $df = 77$, $p < 001$; CFI = .972; RMSEA = .036). Om er zeker van te zijn dat het model geen ernstige misspecificaties bevatte, werden ook de modificatie-indices bekeken. Die suggereerden dat er verder geen grote misspecificaties in het model aanwezig waren.



Noot: latente constructen zijn aangeduid door middel van een ovaal; manifeste variabelen aan de hand van een rechthoek. Covarianties tussen verschillende variabelen zijn aangeduid door middel van een gestreepte lijn.

Figuur 1. Empirisch model.

2 χ^2 (federaal parlement) = 0,187ns; χ^2 (gewestparlement) = 3,033ns; χ^2 (Europees parlement) = 0,237ns; χ^2 (regering) = 0,281ns; χ^2 (politieke partijen) = 0,857ns.

Resultaten

Deze sectie bespreekt in de eerste plaats of en in welke mate er een genderkloof in politiek zelfvertrouwen en politieke attitudes en kennis aanwezig is aan de hand van een reeks descriptieve analyses. Vervolgens wordt getracht die kloof te verklaren in functie van gegenderde socialisatieprocessen in een Multi Group Structural Equation Model.

Descriptieve analyse

Om een beter begrip te krijgen van de genderkloof in politiek zelfvertrouwen, attitudes en vaardigheden, worden eerst de samenvattende statistieken gesedesaggregeerd naargelang het geslacht van de respondent (Tabel 2).

Tabel 2. Samenvattende statistieken naargelang het geslacht van de respondent.

| | Jongens | | | Meisjes | | | Verskil Sig. |
|---------------------------|---------|------|------|---------|------|------|--------------|
| | N | Gem. | SD | N | Gem. | SD | |
| Politiek zelfvertrouwen | 1356 | 3,04 | 1.10 | 1.419 | 2,52 | 1,06 | -0,52*** |
| Opleiding vader | 1215 | 2,53 | 1.01 | 1.292 | 2,59 | 1,02 | -0,06ns |
| Opleiding moeder | 1232 | 2,49 | .93 | 1.314 | 2,56 | 0,91 | -0,07ns |
| Institutioneel vertrouwen | 936 | 4,40 | 1.93 | 1.015 | 4,53 | 1,73 | 0,13ns |
| Politieke interesse | 1346 | 2,09 | .81 | 1.416 | 2,04 | ,73 | -0,06** |
| Politieke kennis | 1356 | 1,79 | 1.34 | 1.419 | 1,59 | 1,17 | -0,20*** |

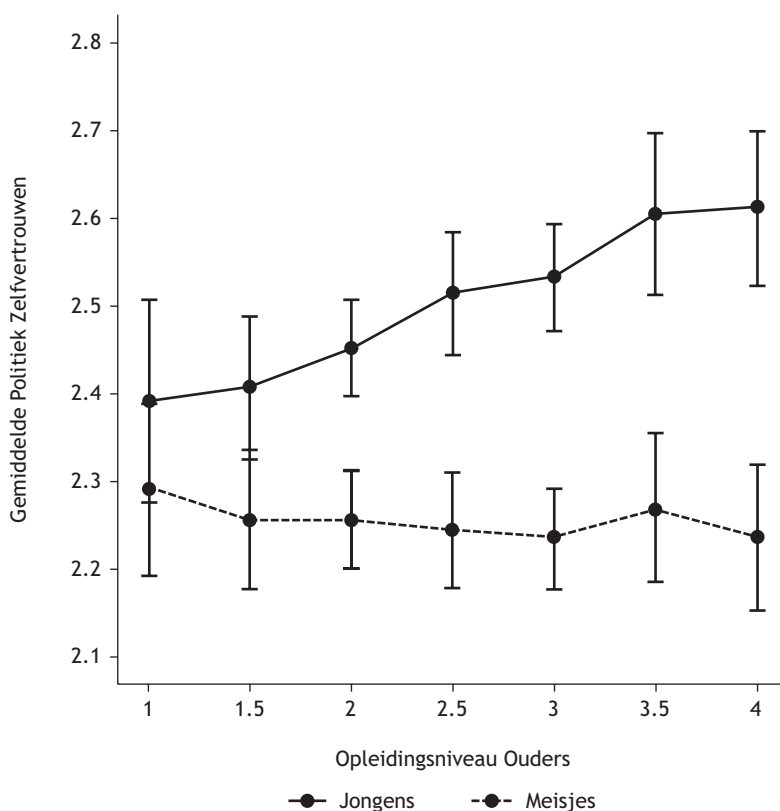
Bron: BPPS 2008, eigen berekeningen.

Noot: *** $p < .001$ ** $p < .01$. De samenvattende statistieken voor het construct 'institutioneel vertrouwen' werden berekend in functie van het gemiddelde van de items in deze schaal. Deze statistieken werden enkel berekend voor die respondenten die ook opgenomen zijn in de finale analyses.

Tabel 2 toont de gemiddelden van alle variabelen naargelang het geslacht van de respondent. De laatste kolom toont het verschil tussen jongens en meisjes in gemiddeldes en bevat bovendien informatie over de significantie van het verschil. Deze tabel toont dat de genderkloof reeds aanwezig is bij de adolescenten in onze steekproef. Meisjes evalueren zichzelf namelijk systematisch als minder capabel om de politiek te begrijpen. Alhoewel die bevinding op meerdere manieren geduid kan worden, kunnen we op basis van die significante verschillen wel al vaststellen dat er voor de verantwoordelijkheid voor het ontstaan van die kloof niet naar de inspanningen van volwassen vrouwen gekeken moet worden, maar naar de factoren die constituerend zijn voor de ontwikkeling van het politiek zelfvertrouwen tijdens de kindertijd en adolescentie.

De genderverschillen in het opbouwen van politieke attitudes en kennis zijn echter minder consistent. Daar waar jongens beter lijken te presteren op de cognitieve (kennis) en attitudinale (interesse) componenten, is het tegendeel het geval met betrekking tot de affectieve component (vertrouwen). Bovendien blijkt uit de analyse dat de genderverschillen in politieke attitudes en kennis aanzienlijk minder uitgesproken zijn

dan die in politiek zelfvertrouwen. Meisjes hebben dus een zelfvertrouwen dat lager ligt dan wat men op basis van hun attitudes en kennis zou kunnen verwachten en dat inconsistente patroon zou best het gevolg kunnen zijn van gegenderde primaire socialisatieprocessen. Als die verwachting klopt, zou dat ook weerspiegeld moeten worden in de correlaties tussen de sociaaleconomische status van de ouders en de politieke interesse, kennis en zelfvertrouwen van adolescenten. Die zouden dan namelijk zwaker moeten zijn voor meisjes dan voor jongens.



Bron: BPPS 2008, eigen berekeningen

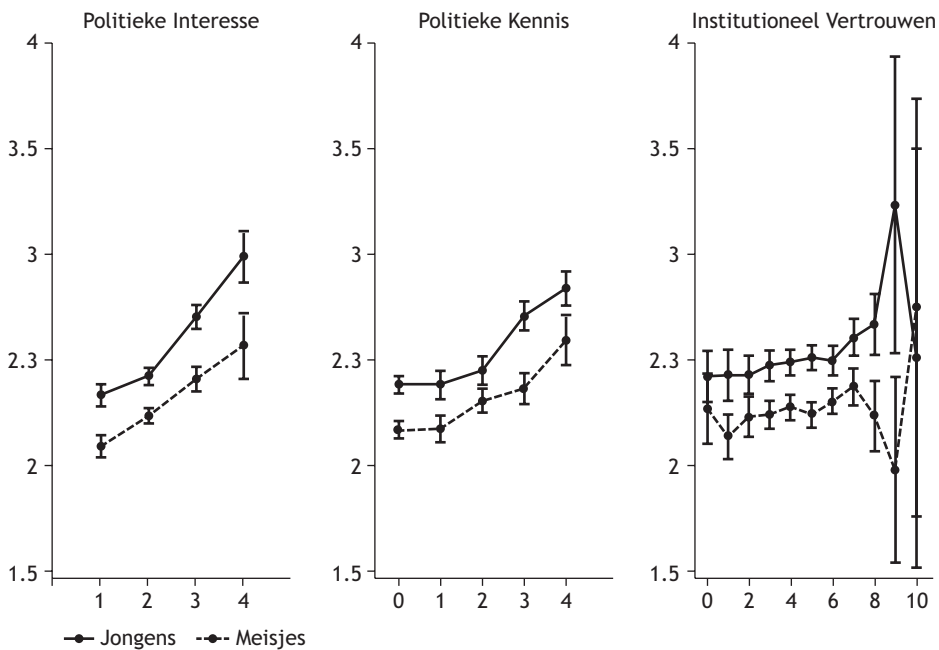
Noot: Het opleidingsniveau van de ouders is berekend als het gemiddeld niveau van de opleiding van beide ouders tezamen.

Figuur 2. Het genderverschil in politiek zelfvertrouwen naargelang het opleidingsniveau van de ouders.

Om te onderzoeken of dat inderdaad het geval is, toont figuur 2 de gemiddelde waarden van politiek zelfvertrouwen voor jongens en voor meisjes, naargelang de sociaaleconomische status van de ouders. Die figuur toont inderdaad dat jongens meer profiteren van de sociaaleconomische status van hun ouders dan meisjes, waarbij jongens met hoger opgeleide ouders meer politiek zelfvertrouwen hebben dan jongens met laagopgeleide ouders. Omgekeerd lijkt er virtueel geen relatie te zijn voor meisjes.

Meisjes met hoogopgeleide ouders hebben gemiddeld niet meer politiek zelfvertrouwen dan meisjes met laagopgeleide ouders. Dat correspondeert met ons idee dat meisjes ten gevolge van genderrol socialisatie beperkt worden in hun mogelijkheid politiek zelfvertrouwen te internaliseren.

Op basis van de literatuur zou men een vergelijkbaar patroon moeten aantreffen in de ontwikkeling van politieke attitudes en kennis. Analoog aan figuur 2 zijn in figuur 3 de gemiddelde waarden van politieke interesse, kennis en vertrouwen geplot voor meisjes en voor jongens.



Bron: BPPS 2008, eigen berekeningen.

Noot: De Y-as toont het gemiddelde politieke zelfvertrouwen.

Figuur 3. Het genderverschil in politiek zelfvertrouwen naargelang politieke interesse, vertrouwen en kennis.

Twee conclusies kunnen op basis van die bevindingen worden getrokken. Ten eerste lijkt er voor alle drie de indicatoren een consistent patroon aanwezig wat betreft de omvang van de genderkloof. Die blijft namelijk min of meer constant. Dat suggereert dat meisjes en jongens in min of meer dezelfde mate profiteren van de vergaring van politieke attitudes en kennis, ondanks het feit dat meisjes in de interactie met ouders reeds een achterstand hebben opgebouwd op dat vlak. Een tweede conclusie heeft betrekking op de sterkte van associatie tussen politieke middelen en politiek zelfvertrouwen. Terwijl politieke interesse en de politieke kennis relatief sterke samenhang zijn van politiek zelfvertrouwen (met een correlatie van .47 voor interest en .35 voor kennis), bestaat er slechts een zwakke samenhang tussen institutioneel vertrouwen en

zelfvertrouwen ($r = .06$). Toevallig is het laatste onderdeel ook het enige onderdeel waarop jongens en meisjes gemiddeld genomen even hoog scoren.

Multi Group Structural Equations Model

De beschrijvende analyses wijzen al op de sterke invloed van ouderlijke socialisatieprocessen. In de volgende sectie wordt de rol van de sociaaleconomische status van de ouders besproken en de verwerving van politieke attitudes en kennis in een multivariabele context. Daar ouders een grote invloed hebben op de vorming van de gender- en politieke identiteit van hun kinderen, werd de verwachting geformuleerd dat de genderkloof zou ontstaan in interactie met de ouders. Meer specifiek verwachtten we dat de overdracht van de politieke ingesteldheid van de ouders, gemeten door middel van hun opleiding, minder succesvol zou zijn voor meisjes dan voor jongens (Hypothese 1).

Die mogelijkheid werd onderzocht door eerst een MGSEM te schatten, waarbij het opleidingsniveau van de ouders als enige voorspeller van het politiek zelfvertrouwen voor jongens en voor meisjes was opgenomen (tabel 3, Model 1). De fit-indices suggererden dat de modelspecificatie voldoende was. Ook hier worden de voorlopige conclusies getrokken op basis van de descriptieve analyses (in figuur 2) nogmaals bevestigd, daar het effect van het opleidingsniveau van de ouders op politiek zelfvertrouwen systematisch zwakker is voor meisjes dan voor jongens. Toch lijkt er een belangrijk verschil te zijn tussen de moeder en de vader in dat opzicht. Daar waar het effect van het opleidingsniveau van de moeder een significant veel sterker effect heeft voor jongens dan voor meisjes ($\chi^2 = 8,685$, $p = .003$), is dat niet het geval voor de vader. De resultaten ondersteunen Hypothese 1 dus slechts voor een deel. Een mogelijke verklaring voor de afwezigheid van een significant positief effect van het opleidingsniveau van de moeder voor meisjes is de belangrijke rol die voor de moeder gereserveerd is in de *same gender*-socialisatie. De moeder speelt in dat geval slechts een beperkte rol in het faciliteren van het politiek zelfvertrouwen van haar dochter, daar zij primair een voorbeeldfunctie heeft als 'vrouw' in het gezin. Dat proces kan zowel actief verlopen, waarbij de moeder minder investeert in de politieke socialisatie van haar dochter, als passief, waarbij meisjes zich naar de moeder spiegelen wat betreft hun genderrol en aan hun vader wat betreft hun politieke rol. De data staan echter niet toe de achterliggende mechanismes te bepalen.

In een volgende stap worden de vragen geadresseerd (1) of en in hoeverre die genderrol-socialisatie-effecten gemedieerd worden door de ontwikkeling van politieke attitudes en kennis en (2) hoe dat de omvang van de genderkloof in politiek zelfvertrouwen beïnvloedt. Om die vragen te beantwoorden, wordt een model geschat waarin de drie componenten als determinanten werden toegevoegd als mediatorvariabelen. De resultaten zijn samengevat in Model 2 (tabel 3). Uit de analyses blijkt dat de invloed van het opleidingsniveau van de ouders op het politiek zelfvertrouwen van adolescenten inderdaad partieel wordt gemedieerd door de ontwikkeling van politieke interesse, vertrouwen en kennis.

Tabel 3. MGSEM.

| | Model 1 | | | Model 2 | | |
|----------------------------------|-------------|-----------------|-------------|---------|-------------------|---------|
| | Jongens | | Meisjes | Jongens | | Meisjes |
| | B (SE) | β | B (SE) | β | B (SE) | β |
| <i>Politiek zelfvertrouwen</i> | | | | | | |
| Opleiding moeder (totaal) | .07(.02)*** | .15 | -.01(.02)ns | -.01 | .07(.02)*** | .07 |
| Opleiding moeder (direct) | | | | | .06(.02)** | .11 |
| Opleiding moeder (indirect) | | | | | .02(.01)ns | .02 |
| Opleiding vader (totaal) | .06(.02)*** | .14 | .05(.02)** | .12 | .05(.02)** | .05 |
| Opleiding vader (direct) | | | | | .01(.01)ns | .02 |
| Opleiding vader (indirect) | | | | | .04(.01)*** | .04 |
| Politieke kennis | | | | | .07(.01)*** | .19 |
| Politieke interesse | | | | | .26(.02)*** | .48 |
| Institutioneel vertrouwen | | | | | .02(.01)* | -.00 |
| <i>Politieke kennis</i> | | | | | | |
| Opleiding moeder | | | | | .13(.03)*** | .10 |
| Opleiding vader | | | | | .13(.03)*** | .10 |
| <i>Politieke interesse</i> | | | | | | |
| Opleiding moeder | | | | | .05(.03)ns | .06 |
| Opleiding vader | | | | | .13(.03)*** | .15 |
| <i>Institutioneel vertrouwen</i> | | | | | | |
| Opleiding moeder | | | | | -.06(.05)ns | -.04 |
| Opleiding vader | | | | | .13(.05)** | .09 |
| Model fit | | | | | | |
| 2 Test of model fit | | 258.403 (27 df) | | | 1309.855 (186 df) | |
| CFI | .927 | | | | .962 | |
| TLI | .903 | | | | .952 | |
| RMSEA | .047 | | | | .038 | |

Bron: BPPS 2006-2008.

Noot: ***p < .001 **p < .01 *p < .05. Dik gedrukte parameters verwijzen naar effecten die significant verschillend zijn in sterkte voor jongens dan voor meisjes. De standaardfout is geclusterd op school- en op individueel niveau (met tijds punten genest in het individu).

Om een beter inzicht te krijgen in de achterliggende mechanismen van die bevinding, wordt er ook gekeken naar de mogelijke aanwezigheid van gegenderde effecten via de vergaring van politieke kennis, interesse en vertrouwen. Uit de resultaten blijkt dat de mate waarin het effect van opleidingsniveau veel sterker gemedieerd wordt voor de vader dan de moeder. Dat wil zeggen dat na de opname van die mediatorvariabelen het directe effect van het opvoedingsniveau van de vader wordt gereduceerd tot insignificantie, terwijl het directe effect van de opleiding van de moeder vrijwel gelijk blijft aan dat in Model 1, met een positief significant effect te vinden bij jongens en een insignificant effect voor meisjes. Met andere woorden, terwijl de invloed van de vader op het politiek zelfvertrouwen van adolescenten beperkt is tot hun capaciteit om de ontwikkeling van politieke attitudes en kennis van hun kinderen aan te moedigen, hebben moeders een meer directe invloed op het politiek zelfvertrouwen van hun kinderen.

Om een beter beeld te krijgen van hoe die processen de omvang van de genderkloof beïnvloeden, zal gekeken moeten worden naar hoe het opleidingsniveau van de ouders de ontwikkeling van politieke interesse, vertrouwen en kennis beïnvloedt voor jongens en voor meisjes én naar hoe die vervolgens politiek zelfvertrouwen beïnvloeden. Wat betreft het effect van het opleidingsniveau van de ouders, verwachtten we ook dat die wellicht een verschillend effect zouden hebben op de vergaring van die politieke middelen voor jongens dan voor meisjes. Als die relatie significant zwakker is voor jongens dan voor meisjes (Hypothese 2), dan zou dat de eerder geobserveerde gegenderde effecten van het opleidingsniveau van de ouders nog verder versterken. Ook daar blijkt dat de moeder wel in staat is de ontwikkeling van politieke kennis op een positieve manier te beïnvloeden bij jongens, terwijl er geen significant effect bestaat bij meisjes ($\chi^2 = 6,051$, $p = .01$). Via de vergaring van politieke kennis wordt de genderkloof veroorzaakt door de moeder dus nog verder versterkt. Dat is consistent met de verwachting geformuleerd in Hypothese 2, al is dat patroon niet aanwezig voor politieke interesse en institutioneel vertrouwen.

In tweede instantie kijken we of politiek vertrouwen, interesse en kennis ook een genderspecifiek effect hebben op politiek vertrouwen. In de literatuur werd aangehaald dat de heterogene context waarin de ontwikkeling van die politieke attitudes en middelen nog verder werd aangemoedigd (op school, in verenigingen, onder vrienden) de genderkloof op twee mogelijke manieren kan beïnvloeden. De eerste mogelijkheid is dat het meisjes de mogelijkheid geeft om hun achterstand ten opzichte van jongens in te halen (Hypothese 3a). Daar staat tegenover dat er sterke redenen zijn om te vermoeden dat genderrolpatronen in secundaire (school) en tertiaire (vrienden) socialisatiecontexten wellicht in dezelfde mate de interactie structureren als in het gezin. In dat geval zou het de genderkloof nog verder doen toenemen (Hypothese 3b). De analyses bieden echter voor geen van beide hypothesen steun. Over het algemeen lijken de patronen voor zowel jongens als meisjes opmerkelijk gelijkaardig te zijn. Door middel van een invariantietest van de parameters konden we dat verschil ook statistisch evalueren. In tegenstelling tot het effect van het opleidingsniveau van de moeder bleken alle drie de paden in de twee groepen niet significant van elkaar te

verschillen. Dat suggereert dat het effect van politieke attitudes en kennis op politiek zelfvertrouwen niet sterker of zwakker is voor jongens en meisjes. Zo biedt de analyse geen ondersteuning voor Hypothese 3a, noch voor 3b. In plaats daarvan repliceert de vergaring van politieke attitudes en kennis de genderongelijkheid die veroorzaakt wordt door het onvermogen van de moeder om de ontwikkeling van politieke kennis en zelfvertrouwen bij hun dochters aan te moedigen.

Over het algemeen duiden die analyses op twee belangrijke conclusies. Ten eerste blijkt vooral de moeder een belangrijke factor in het verklaren van de genderkloof. Dat manifesteert zich op een directe manier, waarbij het effect van het onderwijsniveau van de moeder vrijwel afwezig is voor meisjes en aanzienlijk aanwezig is voor jongens, en indirect, door het differentiële effect op politieke kennis. Dat illustreert mogelijk de belangrijke rol die de moeder speelt in de overdracht van de vrouwelijke genderrol, terwijl de bijdrage wat betreft politieke socialisatie van secundair belang is. Ten tweede wordt die genderkloof enkel verder gerepliceerd in de ontwikkeling van politieke attitudes en kennis, zelfs ondanks de meer heterogenere socialisatiecontexten.

Discussie

Het doel van dit onderzoek was tweeledig. In de eerste plaats trachtten we de aanwezigheid en de omvang van de genderkloof in politiek zelfvertrouwen te kwantificeren. In lijn met eerder onderzoek bij adolescenten, vinden we een systematische genderkloof die reeds aanwezig is onder het jongste stratum (14-16 jaar) in onze steekproef in de tijd van twee jaar in omvang niet groter of kleiner wordt. Dat suggereert dat de genderkloof reeds gestabiliseerd is voor de adolescentie, namelijk in de kindertijd. Daar ouders een centrale rol spelen in de maatschappelijke ontwikkeling van hun kinderen gedurende de kindertijd en de adolescentie, formuleerden we de verwachting dat die kloof ontstaat ten gevolge van ouderlijke socialisatieprocessen. Meer bepaald verwachtten we dat de kloof zou worden veroorzaakt door een zekere terughoudendheid van meisjes om een gevoel van politiek zelfvertrouwen te internaliseren ten gevolge van genderrol-socialisatieprocessen (in de kindertijd). Die bewering werd slechts gedeeltelijk bevestigd door de analyses. Uit de analyses bleek namelijk dat enkel het opleidingsniveau van de moeder bijdraagt aan het ontstaan van die kloof, zowel rechtstreeks - dat wil zeggen dankzij een zwakker effect op het politiek zelfvertrouwen voor meisjes dan voor jongens - en indirect door het differentiële effect op politieke kennis. De auteur interpreteert dat gegeven als een indicatie van de overdracht van de vrouwelijke genderrol van moeder op dochter, ten gevolge waarvan de politieke socialisatie een minder prominente prioriteit is.

Het tweede doel van die studie was om inzicht te krijgen in hoeverre die gegenderde socialisatieprocessen gemedieerd werden door de ontwikkeling van politieke kennis en attitudes van de adolescent. Daarbij blijkt uit de analyses dat gegenderde effecten ook bestaan met betrekking tot de invloed van de moeder op de verwerving van politieke kennis van de adolescent.

In tegenstelling tot de directe en indirecte invloed van de sociaaleconomische status van de ouders, is er aanwijzing dat dergelijke genderverschillen ook weerspiegeld worden in het effect van de vergaring van politieke attitudes en kennis van de adolescent. In dat opzicht werden twee tegenovergestelde hypothesen geformuleerd, namelijk de compensatiehypothese, die stelt dat degenen die het minst hebben het meeste te winnen hebben, en de versnellingshypothese, die suggereert dat de gegerende ervaringen in eender welke maatschappelijke context de genderverschillen in politiek zelfvertrouwen enkel zouden versterken. Geen van beide hypothesen werden bevestigd. In plaats daarvan bleek uit de analyses dat de ongelijkheden die ontstaan in interactie met de moeder enkel worden gereproduceerd.

Ondanks het feit dat die gegevens een goede gelegenheid bieden om het effect van socialisatieprocessen te bestuderen, ging de analyse ook gepaard met een aantal beperkingen. Wegens methodologische beperkingen is er niet gekeken naar longitudinale trends in de ontwikkeling van die kloof; iets wat bijzonder waardevol zou zijn, gegeven de interesse in socialisatieprocessen. Afgezien van methodologische beperkingen, zijn er ook een aantal theoretische uitdagingen die besproken dienen te worden. De analyses tonen gegerende effecten van de sociaaleconomische status van de moeder op politiek zelfvertrouwen en politieke kennis, iets wat nu als een direct gevolg van genderrol-socialisatieprocessen geduid wordt. Net als bij eerdere studies is er in ons onderzoek geen directe link tussen genderrolsocialisatie en politieke socialisatie waargenomen en onze verklaringen blijven daarom eveneens speculatief. Een tweede tekortkoming in dat opzicht is dat de analyses geen inzicht verschaffen in de specifieke bijdrage van andere socialiserende actoren, alhoewel wel beargumenteerd werd dat het vergaren van politieke kennis en attitudes uiteraard plaatsvindt in een bredere socialisatiecontext, zoals in school of in interactie met vrienden. Die mogelijkheden zijn echter niet verder uitgediept.

We sluiten deze sectie af met twee pointers voor toekomstig onderzoek. Om de interactie tussen genderrol-socialisatie en politieke socialisatie verder te kunnen onderzoeken, kan het nuttig zijn om in surveys ook items op te nemen over persoonlijkheidskenmerken van adolescenten (zie *Big Five*-onderzoek), zodat men de resultaten kan evalueren in het licht van genderconform gedrag. Ten tweede meent de auteur dat het bestuderen van de genderkloof in een breder spectrum van mogelijke bronnen van ongelijkheid - in het bijzonder de intersectie met etniciteit of cultuur - een zeer nuttige oefening kan zijn om een beter inzicht in sociale factoren in dit proces te verkrijgen.

Conclusie

Er bestaan meerdere verklaringen voor de genderongelijkheid in politiek zelfvertrouwen. In de literatuur worden drie verklarende modellen onderscheiden, namelijk structurele modellen, situationele modellen en genderrol-socialisatiemodellen. In deze studie heb ik de gelegenheid aangegrepen het laatste model te verkennen, dat tot dusver het minst onderzocht werd. Op basis van de bevindingen van deze studie

kunnen drie substantiële conclusies geformuleerd worden. Ten eerste, de observatie dat deze kloof al bestaat onder adolescenten ontkracht in grote mate de validiteit van structurele en situationele verklaringsmodellen, die de verantwoordelijkheid bij de keuzes van de vrouw zelf leggen. Ten tweede blijkt uit onze studie dat er een duidelijke indicatie is dat vooral de moeder een doorslaggevende rol speelt in het ontstaan van de genderkloof in politiek zelfvertrouwen en deze invloed is zowel direct als indirect (via het vergaren van politieke kennis). Dat duidt mogelijk op de rol van de moeder in de overdracht van de vrouwelijke genderrol, waarbij inspanningen om het politiek zelfvertrouwen van de dochter te beïnvloeden verwaarloosd worden. In de laatste plaats ontkracht deze studie het idee dat de mogelijkheid om politieke interesse, kennis en vertrouwen te vergaren in een bredere socialisatiecontext deze kloof zal herstellen (zoals de compensatiehypothese stelt) of zal doen toenemen (zoals de acceleratiehypothese stelt). In plaats daarvan wordt die kloof in andere socialisatiecontexten enkel gerepliceerd.

Die bevindingen zijn wellicht een goede verklaring voor het gebrek aan verbetering over generaties heen. De laatste suggestie brengt ons tot ons laatste punt. Vermits genderrolsocialisatie de bron vormt van genderongelijkheid in termen van politiek zelfvertrouwen, moet de rol die ouders spelen in dit kader een centraal punt van aandacht zijn in zowel beleid als onderzoek. Want alhoewel meisjes even goed in staat zijn om deel te nemen aan de politiek als jongens, zullen hun geïnternaliseerde inhibities een structurele barrière blijven vormen in het realiseren van dat potentieel.

Acknowledgements: De auteur dankt Ellen Claes, Sofie Marien en Marc Hooghe (Centrum voor Politicologie, KU Leuven) voor hun begeleiding, de juryleden van de VVS ACCO-thesisprijs voor hun grondige commentaren en de kans dit uit te werken tot een artikel en de deelnemers van het panel *Eroding Support for Democracy?* (o.l.v. Tom van der Meer en Sofie Marien) op het Politicologenetmaal 2017 voor hun commentaren op de eerste versie van dit manuscript.

Bibliografie

- Almond, G., & Verba, S. (1963). *The civic culture*. Princeton: Princeton University Press.
- Balch, G.I. (1974). Multiple indicators in survey research. *Political Methodology*, 1, 1-43.
- Bandura, A. (1993). Perceived self-efficacy in cognitive development and functioning. *Educational psychologist*, 28(2), 117-148.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: the exercise of control*. New York: W.H. Freeman and Company.
- Barber, C. & Torney-Purta, J. (2009). Gender differences in political efficacy and attitudes toward women's rights as influenced by national and school contexts. In D. Baker and A. Wiseman (Eds.), *Gender, Equality and Education from International and Comparative Perspectives*. Bingley: Emerald Group Publishing Limited, pp. 357-394.
- Beaumont, E. (2010). Political agency and empowerment: Pathways for developing a sense of political efficacy in young adults. In L.R. Sherrod, J. Torney-Purta, & C. A. Flanagan (Eds.), *Handbook of research on civic engagement in youth*. Hoboken: John Wiley & Sons.

- Beckwith, K. (1986). *American women and political participation*. New York: Greenwood Press.
- Bem, S.L. (1994). *The lenses of gender: Transforming the debate on sexual inequality*. New Haven, CT: Yale University Press.
- Bennett, L.L.M. & Bennett, S.E. (1989). Enduring Gender Differences in Political Interest: The Impact of Socialisation and Political Dispositions. *American Politics Quarterly*, 17, 105-122.
- Best, D.L. & Bush, C.D. (2016). Gender roles in childhood and adolescence. In Gielen, U.P. & Roopnarine, J.L. (Eds.). *Childhood and Adolescence: Cross-Cultural Perspectives and Applications: Cross-Cultural Perspectives and Applications*.
- Bowler, S. & Donovan, T. (2002). Democracy, institutions, and attitudes about citizen influence on government. *British Journal of Political Science*, 32, 371-390.
- Brady, H., Verba, S. & Schlozman, K.L. (1995). Beyond SES: A Resource Model of Political Participation. *American Political Science Review*, 89(2), 271-85.
- Campbell, A., Converse, P.E., Miller, W. E. & Stokes, D.E. (1960). *The American Voter*. New York: John Wiley & Sons.
- Djupe, P.A., Sokhey, A.E. & Gilbert, C.P. (2007). Present but Not Accounted For? Gender Differences in Civic Resource Acquisition. *American Journal of Political Science*, 51(4), 906-920.
- Easton, D. & Dennis, J. (1967). The Child's Acquisition of Regime Norms: Political Efficacy. *American Political Science Review*, 61(1), 25-38.
- Finkel, S.E. (1985). Reciprocal Effects of Participation and Political Efficacy and Political Support: Evidence from a West German Panel. *Journal of Politics*, 49, 441-464.
- Gidengil, E., Giles, J. & Thomas, M. (2008). The gender gap in self-perceived understanding of politics in Canada and the United States. *Politics & Gender*, 4, 535-561.
- Gidengil, E., Hennigar, M., Blais, A. & Neviite, N. (2005). Explaining the gender gap in support for the new right: The case of Canada. *Comparative Political Studies*, 38(10), 1171-1195.
- Greenfield, P.M., Brazelton, T.B. & Childs, C.P. (1989). From birth to maturity in Zinacantan: Ontogenesis in cultural context. In V. Bricker & G. Gosen (Eds.), *Ethnographic encounters in southern Mesoamerica: Celebratory essays in honor of Evon Z. Vogt*. Albany: Institute of Mesoamerican Studies, State University of New York.
- Greenstein, F.I. (1969). *Personality and politics: Problems of evidence, inference, and conceptualization*. Chicago: Markham Publishing Company.
- Hooghe, M., Havermans, N., Quintelier, E. & Dassonneville, R. (2011). *Belgian Political Panel Survey (BPPS), 2006- 2011*. Technical report. Leuven: Centre for Political Research KU Leuven.
- Hooghe, M., Havermans, N., Quintelier, E. & Dassonneville, R. (2011). *Belgian Political Panel Survey (BPPS), 2006-2011*. [Dbase]. Leuven: Centre For Political Research KU Leuven.
- Hooghe, M., Jacobs, L. & Claes, E. (2015). Enduring Gender Bias in Reporting on Political Elite Positions: Media Coverage of Female MPs in Belgian News Broadcasts (2003-2011). *International Journal of Press/Politics*, 20(4), 295-414.
- Jennings, M.K. & Stoker, L. (2001). *Generations and Civic Engagement*. Paper presented at the American Political Science Association, San Francisco.
- Jennings, M.K. (2001). Socialization: Political. *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Science*, 14522-14525.
- Kline, R.B. (2015). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. Guilford Publications.
- Lane, R.E. (1959). *Political life: why people get involved in politics*. Glencoe: The Free Press.
- Langton, K.P. & Jennings, M.K. (1968). Political Socialization and the High School Civics Curriculum in the United States. *American Political Science Review*, 62, 852-867.

- Lee, K. (2006). Effects of Internet use on college students' political efficacy. *Cyberpsychology & Behavior*, 9, 415-422.
- Levy, L.M.L. (2013). An empirical exploration of factors related to adolescents' political efficacy. *Educational Psychology*, 33(3), 357-390, doi:10.1080/01443410.2013.772774.
- Marien, S., Hooghe, M. & Quintelier, E. (2010). Inequalities in non-institutionalised forms of political participation: a multi-level analysis of 25 countries. *Political Studies*, 58(1), 187-213.
- McClosky, H. & Schaar, J.H. (1965). Psychological dimensions of anomie. *American sociological review*, 14-40.
- Meeusen, C., de Vroome, T. & Hooghe, M. (2013). How does education have an impact on ethnocentrism? A structural equation analysis of cognitive, occupational status and network mechanisms. *International Journal of Intercultural Relations*, 37(5), 507-522.
- Meier, P. (2012) From Laggard to Leader: Explaining the Belgian Gender Quotas and Parity Clause. *West European Politics*, 35(2): 362-79.
- Micheletti, M. (2004). Why more women? Issues of gender and political consumerism. *Politics, products, and markets: Exploring political consumerism past and present*, 245-264.
- Money, J., Hampson, J.G. & Hampson, J. (1955). An Examination of Some Basic Sexual Concepts: The Evidence of Human Hermaphroditism. *Bulletin Johns Hopkins Hospital*, 97(4), 301-319.
- Niemi, R.G., Craig, S.C. & Mattei, F. (1991). Measuring Internal Political Efficacy in the 1988 National Election Study. *American Political Science Review*, 85(4), 1407-1413.
- Norris, P. (2000). The Gender Gap: Old Challenges, New Approaches. In S. Carroll (Ed.), *Women and American Politics: Agenda Setting for the 21st Century*. Oxford: Oxford University Press.
- Parsons, T. & Bales, R.F. (1956). *Family Socialization and Interaction Process*. Psychology Press.
- Powell, G.N. & Greenhaus, J.H. (2010). Sex, gender and the work- to-family interface: Exploring negative and positive interdependencies. *Academy of Management Journal*, 53(3), 513-534.
- Rubin, J.Z., Provenzano, F.J. & Luria, Z. (1974). The eye of the beholder: Parents' views on sex of newborns. *American journal of Orthopsychiatry*, 44(4), 512.
- Savelkoul, M., Scheepers, P., Tolsma, J. & Hagendoorn, L. (2011). Anti-Muslim attitudes in The Netherlands: Tests of contradictory hypothesis derived from ethnic competition theory and intergroup contact theory. *European Sociological Review*, 27(6), 741-758.
- Schulz, W. (2005). *Political Efficacy and Expected Political Participation among Lower and Upper Secondary Students: A Comparative Analysis with Data from the IEA Civic Education Study*. Paper presented at the ECPR General Conference, 8-10 September 2005, Hungary: Budapest.
- Schulz, W., Ainley, J., Faillon, J., Kerr, D. & Losito, B. (2010). *ICCS 2009 International Report Civic Knowledge, attitudes and engagement among lower-secondary school students in 38 Countries*. University of Amsterdam.
- Stolle, D. & Hooghe, M. (2005). Shifting Inequalities? Patterns of Exclusion and Inclusion in Emerging Forms of Political Participation. Paper presented at the 101st Annual Meeting of the American Political Science Association, Washington DC, 1-4 September.
- Verba, S., Burns, N. & Schlozman, K.L. (1997). Knowing and Caring about Politics: Gender and Political Engagement. *Journal of Politics*, 59(4), 1051-1072.
- Verba, S., Schlozman, K.L. & Brady, H.E. (1995). *Voice and equality: civic voluntarism in American politics*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- von Stumm, S., Chamorro-Premuzic, T. & Furnham, A. (2009). Decomposing self-estimates of intelligence: structure and sex differences across 12 nations. *British Journal of Psychology*, 100, 429-442, doi:10.1348/000712608X357876.

- Weisberg, Y.J., DeYoung, C.G. & Hirsh, J.B. (2011). Gender differences in personality across the ten aspects of the Big Five. *Frontiers in psychology*, 2.
- Weissbourd, R. (2009). *The parents we mean to be*. Boston: Houghton Mifflin Harcourt.
- Welch, S. (1977). Women as political animals? A test of some explanations for male-female political participation differences. *American Journal of Political Science*, 21, 711-730.
- Zukin, C., Keeter, S., Andolina, M., Jenkins, K. & Delli Carpini, M.X. (2006). *A new engagement? Political participation, civic life, and the changing American citizen*. Oxford: Oxford University Press.

Abstract

In spite of substantial improvements in women's societal position over the last few decades, to date we still observe a persistent gender gap in political efficacy - or political self-confidence. Most studies focusing on this topic depart from structural or situational explanatory frameworks, in which women's limited capacity to develop the necessary attitudes to participate in politics is underlined. Nevertheless, these frameworks have structurally failed to explain this particular manifestation of inequality. This study investigates a prime premise of an alternative, thus far underexplored, explanatory model, namely the sex-role socialization model. In particular, this study investigates the validity of the assertion that parental socialization processes constitute the basis of the gender gap in efficacy. To this end, we use the data collected among adolescents (16-18 years old) within the framework of the Belgian Political Panel Survey (BPPS, 2006-2008). The analyses show that the gender gap can be primarily reduced to mothers' inability to foster the political efficacy of their daughters, while the opposite holds with respect to that of their sons. This effect is further indirectly bolstered by mothers' inability to encourage their daughters to collect political knowledge, while they do succeed in encouraging their sons. There is no evidence that these gender differences also exist with respect to the father.

Keywords

internal political efficacy, gender, political socialisation, multi group structural equation modeling