Bijlage bij: Ongelijke Vertegenwoordiging Blijft een Democratisch Probleem: Reactie op Will Tiemeijer

Wouter Schakel en Daphne van der Pas

Onlangs verscheen een commentaar van Will Tiemeijer op onze studie over de ongelijke politieke vertegenwoordiging van opleidingsgroepen in Nederland. In een reactie hierop beargumenteerden we dat Tiemeijers kritiek niet standhoudt en dat de oorspronkelijke conclusies van de studie dus ongewijzigd blijven. In deze bijlage onderbouwen we dit verder door in te gaan op de methodologische aspecten van Tiemeijers commentaar, die hij zelf ook uitwerkt in een bijlage (opgesteld met Roel Jennissen).

Om de argumenten te beoordelen, is het belangrijk om onderscheid te maken tussen het beleid krijgen dat je wilt en invloed hebben op beleid. Een groep kan haar gewenste beleidsuitkomst krijgen doordat een andere, invloedrijke groep hetzelfde wil. Omgekeerd hoeft invloed niet te betekenen dat een groep altijd haar zin krijgt. De aansluiting tussen voorkeuren en beleidsuitkomsten noemen we congruentie; het doorwerken van voorkeuren in beleid noemen we responsiviteit (ofwel invloed). Hieronder beoordelen we Tiemeijers kritiek in dezelfde volgorde als in zijn bijlage. We bespreken eerst congruentie, vervolgens de analyses van responsiviteit en ten slotte wat winpercentages daarover kunnen zeggen.

Congruentie

Over congruentie concludeert Tiemeijer: “de politiek [volgt] wel iets vaker de voorkeur van de hoger opgeleiden dan de voorkeur van de lager opgeleiden, maar erg groot is het verschil niet”. Deze uitspraak is lastig te beoordelen, omdat er geen absolute standaard is wanneer ongelijkheden in congruentie groot of klein zijn; dit blijft enigszins subjectief. Wat in eerste instantie echter voor Tiemeijers punt lijkt te spreken is dat de voorkeuren van de verschillende opleidingsgroepen sterk gecorreleerd zijn, zoals we in ons oorspronkelijke artikel beschrijven (en zoals Tiemeijer ook opmerkt). Deze correlatie legt een bovengrens op de ongelijkheid in congruentie die we kunnen vinden. Simpeler gezegd: als alle groepen ongeveer hetzelfde willen kan geen van de groepen veel meer krijgen dan de anderen.

Dat de voorkeuren van opleidingsgroepen vaak overeenkomen, betekent echter niet dat de resterende ongelijkheid gering of onbelangrijk is. Om de omvang en betekenis ervan te beoordelen, vergelijken we de verschillen met die tussen andere groepen en in andere landen, en kijken we naar de beleidskeuzes waarop ze betrekking hebben.

In onze gegevens komt de beleidsuitkomst in 54% van de gevallen overeen met de voorkeur van een meerderheid van de laagste onderwijsgroep. Voor de middelste groep is dit 60% en voor de hoogste groep 64%. Er is volgens deze meting dus een verschil van (afgerond) 9 procentpunten in

congruentie. Een eerste maatstaf voor dit verschil is de ongelijkheid tussen andere groepen. In onze data is de ongelijke congruentie tussen opleidingsgroepen groter dan tussen inkomensgroepen (8 procentpunten, waarbij we moeten onthouden dat opleiding en inkomen vrij sterk met elkaar samenhangen), en groter dan tussen vrouwen en mannen (4 procentpunten). Zonder deze andere ongelijkheden te willen bagatelliseren kunnen we stellen dat de opleidingskloof relatief groot is.

Een tweede maatstaf is de vergelijking met andere landen. In internationale data van Persson en Sundell is het verschil in congruentie tussen opleidingsgroepen in Nederland ook 9 procentpunten, op basis van 175 beleidsvoorstellen. In de overige landen is dit gemiddeld 7 procentpunten, op basis van 3330 beleidsvoorstellen. Er is dus (iets) meer ongelijke congruentie tussen opleidingsgroepen in Nederland dan gemiddeld in andere landen.

Een derde maatstaf is het belang van de beleidskeuzes waarop de verschillen betrekking hebben. Achter de percentages gaan invloedrijke besluiten schuil over onder meer herverdeling, sociale zekerheid, immigratie en Europese integratie. Een voorbeeld dat een van ons nader heeft onderzocht is de verhoging van de AOW-leeftijd in 2012, die werd ingevoerd ondanks tegenstand van lager en middelbaar opgeleiden. (Deze tegenstand is begrijpelijk gezien de enorme verschillen in gezonde levensverwachting tussen sociaaleconomische groepen.) Dat voorstellen waarover opleidingsgroepen van mening verschillen een minderheid vormen van de onderzochte gevallen, maakt de betrokken beleidskeuzes niet minder belangrijk voor de richting van Nederland.

Bij deze vergelijkingen past ten slotte een methodologische kanttekening. Zoals Martin Gilens bespreekt in zijn Amerikaanse onderzoek, kan de gemeten samenhang tussen de voorkeuren van groepen worden versterkt door gecorreleerde meetfout. Onze gegevens zijn, net als die van Gilens, afkomstig uit een groot aantal verschillende enquêtes. Kenmerken van bijvoorbeeld de vraagstelling, vraagvolgorde of steekproeftrekking kunnen de gemeten steun voor een beleidsvoorstel onder alle opleidingsgroepen in dezelfde richting beïnvloeden. Daardoor kunnen de voorkeuren meer op elkaar lijken dan zij werkelijk doen. In de Amerikaanse gegevens neemt de correlatie tussen groepsvoorkeuren aanzienlijk af na correctie voor deze meetfout. Om deze correctie te berekenen zijn echter genoeg herhaalde metingen van dezelfde enquêtevraag nodig, en de Nederlandse data is hier helaas te beperkt voor. Door de vergelijkbare manier van dataverzameling zouden we hier echter hetzelfde resultaat verwachten. De sterke gemeten samenhang tussen de voorkeuren van opleidingsgroepen biedt daarmee op zichzelf onvoldoende grond om de verschillen in congruentie als geruststellend te beoordelen.

Responsiviteit

Voor onze onderzoeksvraag is responsiviteit de hoofdzaak: niet alleen welke groepen het gewenste beleid krijgen, maar vooral wiens voorkeuren doorwerken in beleid. Onze belangrijkste bevinding

is dat deze responsiviteit sterk verschilt tussen opleidingsgroepen, ten gunste van hogeropgeleiden. Tiemeijers kritiek richt zich niet zozeer op deze hoofdconclusie, maar op de specifiekere conclusie dat lagere en middelbaar geschoolden geen zelfstandige beleidsinvloed hebben. Wij gebruiken inderdaad die bewoordingen: in onze analyses vinden we voor deze groepen geen positieve responsiviteit. Hieronder lichten we toe waarom deze analyses standhouden. Maar we willen vooropstellen dat het voor ons niet de hoofdzaak is of hun invloed exact nul is.

Om responsiviteit te onderzoeken, schatten we regressiemodellen waarin we beleidsverandering voorspellen op basis van de voorkeuren van meerdere opleidingsgroepen tegelijk. Daarmee onderzoeken we hoe de voorkeuren van iedere groep samenhangen met beleid wanneer we rekening houden met de voorkeuren van andere groepen. Deze meervoudige modellen vormen voor ons de belangrijkste empirische basis voor de conclusie over ongelijke responsiviteit. We bespreken ze in het oorspronkelijke artikel, maar zouden er nu nog meer nadruk op leggen dan destijds. Nadere analyse wijst namelijk uit dat dit ofwel beter is, ofwel statistisch gezien identiek aan andere (ingewikkeldere) specificaties.

De uitkomsten laten een duidelijk verschil tussen opleidingsgroepen zien. De voorkeuren van de hoogste opleidingsgroep hangen zelfstandig, positief samen met beleidsverandering. De voorkeuren van de lagere en middengroepen daarentegen hebben ofwel geen statistisch significante samenhang of een significant negatieve samenhang. Dit laatste zou kunnen betekenen dat politici actief ingaan tegen de voorkeuren van een groot deel van de bevolking. Misschien is dit zo, maar het is aannemelijker dat dit een gevolg is van de gecorreleerde meetfout die we hierboven noemden. Hoe dan ook zien we meervoudige analyses geen bewijs voor positieve responsiviteit op lagere en middelbaar opgeleiden. Tiemeijer noemt deze meervoudige aanpak zelf de meest logische, maar beschouwt de negatieve coëfficiënt voor het laagste kwintiel als “zeer implausibel en onlogisch”. Een onverwachte uitkomst is echter op zichzelf geen methodologisch bezwaar. Mogelijke gecorreleerde meetfout vraagt om voorzichtigheid bij de interpretatie, maar Tiemeijer laat niet zien dat deze de uitkomst zodanig vertekent dat er in werkelijkheid sprake is van positieve eigenstandige responsiviteit.

Naast de meervoudige modellen bespreken we in ons artikel twee modellen die onderzoeken hoe de samenhang tussen voorkeuren en beleid varieert met het meningsverschil tussen opleidingsgroepen.[1] Het eerste model voorspelt beleid op basis van de voorkeuren van de laagste opleidingsgroep, het absolute verschil met de hoogste opleidingsgroep en de interactie tussen

[1] Tiemeijer verwijst ook naar een recente heranalyse van Gilens door Enns, die beargumenteert dat Gilens’ methode (focussen op gevallen waarin groepen van mening verschillen) Simpson's paradox kan veroorzaken. Deze kritiek raakt onze analyse echter niet rechtstreeks: wij selecteren geen cases op meningsverschil, maar modelleren het meningsverschil als variabele. Bovendien vormen de meervoudige regressiemodellen voor ons de belangrijkste empirische basis, en die worden door Enns' kritiek niet geraakt.

beide. Het tweede model heeft dezelfde opzet, maar neemt de voorkeuren van de hoogste opleidingsgroep als uitgangspunt. De gedachte achter deze modellen is dat de voorkeuren van een groep ook met beleid kunnen samenhangen doordat ze overeenkomen met die van een invloedrijke andere groep. Als de laagste opleidingsgroep uitsluitend op die manier wordt vertegenwoordigd, verwachten we dat de samenhang tussen haar voorkeuren en beleid zwakker wordt naarmate de voorkeuren verder uiteenlopen. Dat komt tot uitdrukking in een negatieve interactie in het eerste model. Voor de hoogste opleidingsgroep verwachten we in dat scenario geen vergelijkbare afname: haar voorkeuren blijven met beleid samenhangen, ook wanneer de laagste opleidingsgroep iets anders wil.

In onze gegevens vinden we dit patroon: een negatieve interactie voor de laagste opleidingsgroep, maar geen statistisch significante interactie voor de hoogste. Tiemeijer betwist de interpretatie van deze uitkomsten. Hieronder bespreken we eerst wat uit de afzonderlijke modellen kan worden afgeleid, en vervolgens wat zijn simulatie toevoegt aan de beoordeling van het gezamenlijke patroon.

Tiemeijer rekent uit dat in model 1 bij een absoluut meningsverschil van ongeveer 21 procentpunten de geschatte samenhang tussen de voorkeuren van de laagste opleidingsgroep en beleidsverandering nul is. Maar, zo redeneert hij, de hoogste opleidingsgroep is ook “verhuld” aanwezig in het model via de verschilterm, en dus concludeert hij: “bij dit verschil maakt het óók niet meer uit wat het hoogste kwintiel vindt!” Het eerste model voorspelt bij dit absolute verschil inderdaad een constante kans op beleidsverandering. Daaruit volgt echter niet dat in de onderliggende gegevens ook de samenhang tussen de hoogste opleidingsgroep en beleidsverandering ontbreekt. Stel dat we de volgende vier gevallen hebben, waarbij L staat voor steun voor beleidsverandering onder de laagste opleidingsgroep en H voor steun voor beleidsverandering onder de hoogste opleidingsgroep:

- L = 40%, H = 19%, beleidsverandering: nee
- L = 40%, H = 61%, beleidsverandering: ja
- L = 60%, H = 39%, beleidsverandering: nee
- L = 60%, H = 81%, beleidsverandering: ja

Dit hypothetische voorbeeld laat zien dat bij een absoluut meningsverschil van 21 procentpunten een afwezige samenhang tussen L en beleidsverandering kan samengaan met een sterke positieve samenhang tussen H en beleidsverandering. Het absolute verschil is in alle vier de gevallen hetzelfde, en beleidsverandering komt bij beide waarden van L even vaak voor. Toch sluit het beleid steeds aan bij de meerderheidsvoorkeur van H. Als we “ja” en “nee” omdraaien, ontstaat juist een negatieve samenhang met H, terwijl de samenhang met L opnieuw ontbreekt. Uit het ontbreken van een samenhang tussen L en beleidsverandering bij een bepaald absoluut meningsverschil volgt dus niet dat ook de voorkeuren van H niet met beleid samenhangen.

Daarvoor moet de samenhang met H afzonderlijk worden onderzocht, zoals we in het tweede model doen.

Tiemeijer onderzoekt vervolgens met gesimuleerde gegevens of een negatieve interactie in model 1 ook kan ontstaan wanneer beide opleidingsgroepen invloed hebben. Dat blijkt inderdaad mogelijk. Zijn simulatie laat daarmee zien dat een negatieve interactie in dit model op zichzelf geen bewijs is dat de laagste opleidingsgroep geen invloed heeft. Daarmee is echter nog niet het gezamenlijke patroon van beide modellen onderzocht. Als de laagste opleidingsgroep invloed heeft, is er namelijk ook een negatieve interactie in model 2: hoe meer de hoogste opleidingsgroep van mening verschilt met de laagste, hoe zwakker de voorkeuren van de hoogste groep samenhangt met beleidsverandering. Wanneer we zijn simulatie aanvullen met model 2, vinden we voor de hoogste groep inderdaad ook een negatieve interactie. Bij duizend herhalingen met telkens 5000 observaties is deze in 95% van de gevallen statistisch significant. Zijn simulatie verklaart dus niet het gezamenlijke patroon in onze gegevens: een negatieve interactie in model 1, maar geen significante interactie in model 2. Deze vergelijking vraagt wel om voorzichtigheid, omdat onze gegevens slechts 291 observaties bevatten.

Tiemeijer betoogt vervolgens aan de hand van een rekenvoorbeeld dat het gebruik van het absolute meningsverschil onafhankelijke invloed kan verhullen. Hij houdt de voorkeur van de hoogste opleidingsgroep constant en vergelijkt twee situaties: wanneer de steun onder de laagste groep 15 procentpunten lager ligt, is de kans op beleidsverandering 5 procentpunten lager dan bij gelijke voorkeuren; wanneer haar steun 15 procentpunten hoger ligt, is die kans 5 procentpunten hoger. Volgens Tiemeijer vallen deze veranderingen tegen elkaar weg wanneer beide situaties worden behandeld als een absoluut meningsverschil van 15 procentpunten. Wat bij gelijke aantallen gemiddeld wegvalt, zijn echter de afwijkingen ten opzichte van de situatie met gelijke voorkeuren, niet het veronderstelde effect: in beide situaties gaat meer steun onder de laagste groep samen met een grotere beleidskans. Bij een lineaire interpretatie bedraagt dit effect een derde procentpunt per procentpunt extra steun. Bovendien varieert het absolute verschil in dit voorbeeld niet, waardoor de verschilterm en de interactieterm niet afzonderlijk van respectievelijk de constante en het steunpercentage kunnen worden geschat. Het effect van de hoogste groep wordt niet gespecificeerd. Het voorbeeld laat daarmee niet zien dat onze modelspecificatie de invloed van de laagste groep onzichtbaar maakt.

Hetzelfde geldt voor Tiemeijers laatste kritiekpunt op de absolute-verschil modellen, waarbij hij model 1 uitsplitst in twee verschillende modellen, een voor observaties waarbij L groter is dan H en een voor observaties waarbij L kleiner is dan H. In die aparte modellen is de interactieterm niet meer significant. Ook dit is echter wat we moeten zien als H invloed heeft en L niet.[2]

[2] Het algemene model is $\hat{Y} = \beta_1 L + \beta_2 V + \beta_3 (L \times V)$, waarbij V staat voor het absolute verschil tussen L en H. Als we ons beperken tot gevallen waarvoor geldt $L < H$ wordt $H = L + V$. Als $L > H$ krijgen we $H = L - V$. In

Kort samengevat: de meervoudige modellen bieden de meest directe toets van responsiviteit, en Tiemeijers kritiek geeft geen aanleiding om hun uitkomsten te verwerpen. De absolute-verschilmodellen ondersteunen het beeld van ongelijke responsiviteit, hoewel die in samenhang met de meervoudige analyses worden beoordeeld voor de specifiekere conclusie over het gebrek aan responsiviteit voor de lagere opleidingsgroepen. Gezamenlijk ondersteunen deze analyses onze oorspronkelijke conclusies. Tiemeijers simulaties en rekenvoorbeelden bieden geen overtuigende alternatieve verklaring voor dit geheel aan bevindingen.

Winpercentages

Het laatste deel van Tiemeijers heranalyse gaat over winpercentages: hoe vaak krijgt een opleidingsgroep de gewenste beleidsuitkomst wanneer haar meerderheid tegenover die van een andere groep staat? Tiemeijer ziet in deze analyse steun voor zijn conclusie dat lageropgeleiden onafhankelijk invloed hebben op beleid. Die gevolgtrekking houdt echter onvoldoende rekening met twee zaken: ook een invloedrijke groep krijgt niet altijd het gewenste beleid, en beleid hetzelfde houden is doorgaans makkelijker dan beleid veranderen. Een groep kan daardoor winnen doordat een voorstel niet wordt aangenomen, zonder dat haar voorkeuren aan die uitkomst hebben bijgedragen. Hieronder laten we zien dat zowel regelmatig winnen als een licht dalend winpercentage bij grotere meningsverschillen kan voorkomen wanneer de laagste opleidingsgroep geen onafhankelijke invloed heeft.

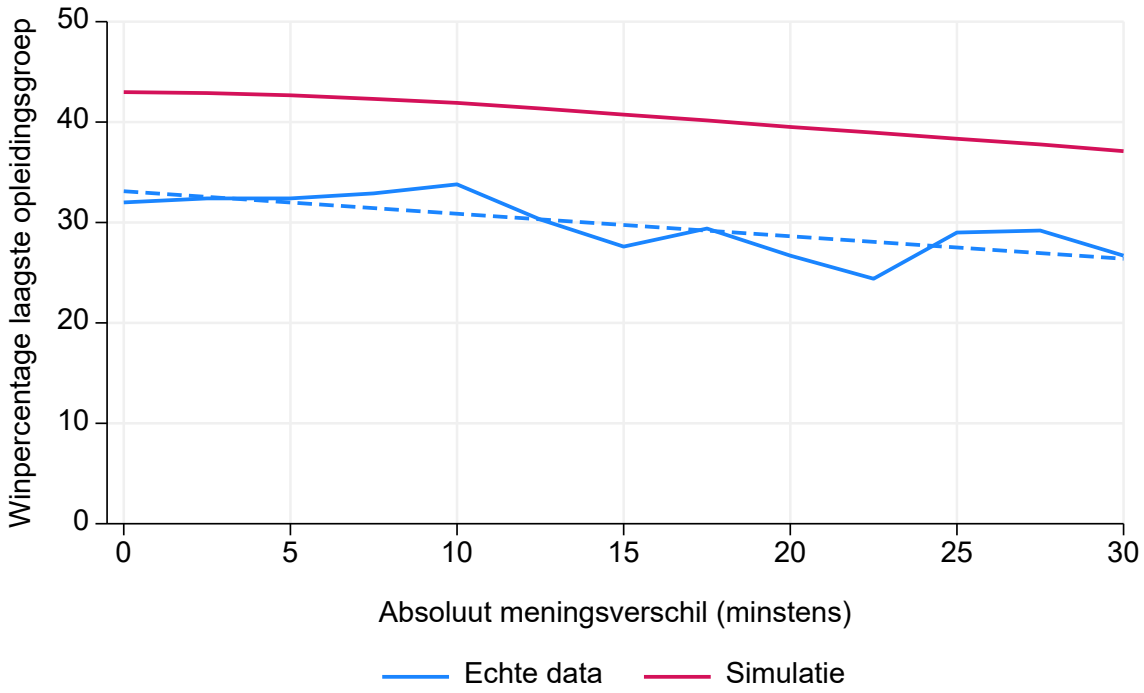
Tiemeijer merkt op dat de laagste opleidingsgroep “in ongeveer drie van de tien gevallen” haar zin krijgt wanneer een meerderheid van hen tegenover die van de hoogste opleidingsgroep staat. Dit betekent volgens hem dat “het laagste opleidingskwintiel wel degelijk geregeld aan het langste eind” trekt. Net als bij congruentie is dit een subjectieve uitspraak, waar we dezelfde argumenten tegenin kunnen brengen: de ongelijkheid in winpercentages tussen opleidingsgroepen is groter dan tussen andere groepen in Nederland, groter dan in andere landen, het resulteert in wezenlijk ander beleid en zou waarschijnlijk nog groter zijn als we konden corrigeren voor gecorreleerde meetfout.

In zijn bijlage onderzoekt Tiemeijer vervolgens hoe de winstpercentages veranderen wanneer hij alleen gevallen met steeds grotere absolute meningsverschillen neemt. Het winpercentage van de laagste opleidingsgroep daalt daarbij van 32% naar ongeveer 26%, met steeds grotere betrouwbaarheidsintervallen. Omdat deze groep ook bij grotere meningsverschillen geregeld wint, acht hij het “zeer onwaarschijnlijk” dat een statistisch model op basis van deze gegevens zou

beide gevallen geven de coefficienten β_1 en β_2 dan samen het effect van H weer. En als alleen H invloed heeft zijn die coëfficienten genoeg om dat effect te weerspiegelen; de interactieterm is dan overbodig en gelijk aan nul.

uitwijzen dat haar voorkeuren geen onafhankelijke invloed hebben. Maar ook dit patroon kan ontstaan zonder onafhankelijke invloed van de laagste groep.

We kunnen dit laten zien met gesimuleerde gegevens waarin de voorkeuren van de laagste opleidingsgroep geen onafhankelijke samenhang met beleidsverandering hebben. De simulatie sluit op twee punten aan bij onze gegevens: de correlatie tussen de voorkeuren van beide groepen is 0,69, en de partiële correlatie tussen de voorkeuren van de hoogste groep en beleidsverandering is 0,31. De partiële correlatie voor de laagste groep stellen we op nul. We genereren duizend datasets met telkens 291 observaties, evenveel als in onze gegevens, en herhalen daarin Tiemeijers berekening. Figuur 1 toont de gemiddelde winpercentages uit deze simulaties naast de waargenomen winpercentages.



Figuur 1. Winpercentages voor de laagste onderwijsgroep naarmate meningsverschillen toenemen

De simulaties laten zien dat de laagste opleidingsgroep geregeld kan winnen zonder invloed op beleid: haar gemiddelde winpercentage is 43%, tegenover 32% in onze gegevens. Met andere woorden, in de echte data 'wint' de laagste opleidingsgroep nog minder vaak dan in simulaties waarin zij geen invloed hebben. Bovendien daalt dit winpercentage bij grotere meningsverschillen in de simulaties vrijwel op dezelfde manier als in de waargenomen gegevens. De geschatte lineaire daling bedraagt respectievelijk 0,20 en 0,22 procentpunt per procentpunt groter meningsverschil. Zowel regelmatig winnen als een licht dalend winpercentage is dus verenigbaar met het ontbreken van responsiviteit.

Hoe een groep zonder invloed toch “geregeld” kan winnen, wordt duidelijker wanneer we onderscheid maken tussen beleidsverandering en beleidsbehoud. Neem de gevallen waarin de meerderheden tegenover elkaar staan en het meningsverschil minstens 15 procentpunten bedraagt. Wanneer de laagste opleidingsgroep verandering wil en de hoogste groep niet, komt de kans op beleidsverandering dan dichtbij nul (namelijk 12%). Wanneer de hoogste groep verandering wil en de laagste groep niet, ligt deze kans echter ver af van 100% (namelijk 52%). Ook de hoogste groep krijgt dus lang niet altijd de gewenste beleidsverandering. Dit patroon past bij status quo bias: beleid veranderen is doorgaans moeilijker dan beleid behouden. Zelfs steun onder een invloedrijke groep is dan vaak onvoldoende om verandering te bewerkstelligen. Wanneer de laagste opleidingsgroep beleidsbehoud wil, kan zij daarvan profiteren zonder dat haar voorkeuren eigenstandig aan de uitkomst bijdragen. Regelmatig de gewenste uitkomst krijgen is daarom niet hetzelfde als invloed hebben. De winpercentages bieden geen grond om onze conclusie over ongelijke responsiviteit te herzien.