BIJLAGE : SECUNDAIRE ANALYSE SCHAKEL EN VAN DER PAS 2021[1]

Will Tiemeijer m.m.v. Roel Jennissen, 24 augustus 2026

Schakel en Van der Pas gebruiken voor het opleidingsniveau van de respondenten niet de standaard CBS-categorieën. In plaats daarvan delen zij elke respondent in bij het eerste, tweede, derde, vierde of vijfde kwintiel in opleidingsniveau van de totale groep respondenten van de betreffende enquête. Iemand kan dus een middelbare opleiding hebben, maar toch worden ingedeeld bij het laagste opleidingskwintiel, namelijk als meer dan 80 procent van de respondenten in die enquête een hogere opleiding heeft. Omgekeerd, dezelfde persoon met een middelbare opleiding kan ook worden ingedeeld bij het hoogste opleidingskwintiel, namelijk als meer dan 80 procent van de respondenten in die enquête een lagere opleiding heeft.

1. Algemene beeld

Schakel en Van der Pas beginnen hun analyse met enkele logistische regressies. De onafhankelijke variabele is het percentage van een opleidingskwintiel dat een voorkeur uitspreekt voor een bepaalde beleidsverandering, de afhankelijke variabele de kans dat binnen vier jaar na die enquête de betreffende beleidsverandering ook wordt doorgevoerd. Hieronder staan drie modellen. De modellen voor het laagste en hoogste opleidingskwintiel zijn letterlijk zo overgenomen uit het artikel van Schakel en Van der Pas. Het model voor de middelste drie kwintielen heb ik zelf berekend.[2]

Tabel 1

	Laagste Kwintiel	Middelste drie kwintielen	Hoogste kwintiel
Constant (Exp)	0,213	0,123	0,055
Percentage voorkeur	1,011	1,023	1,039

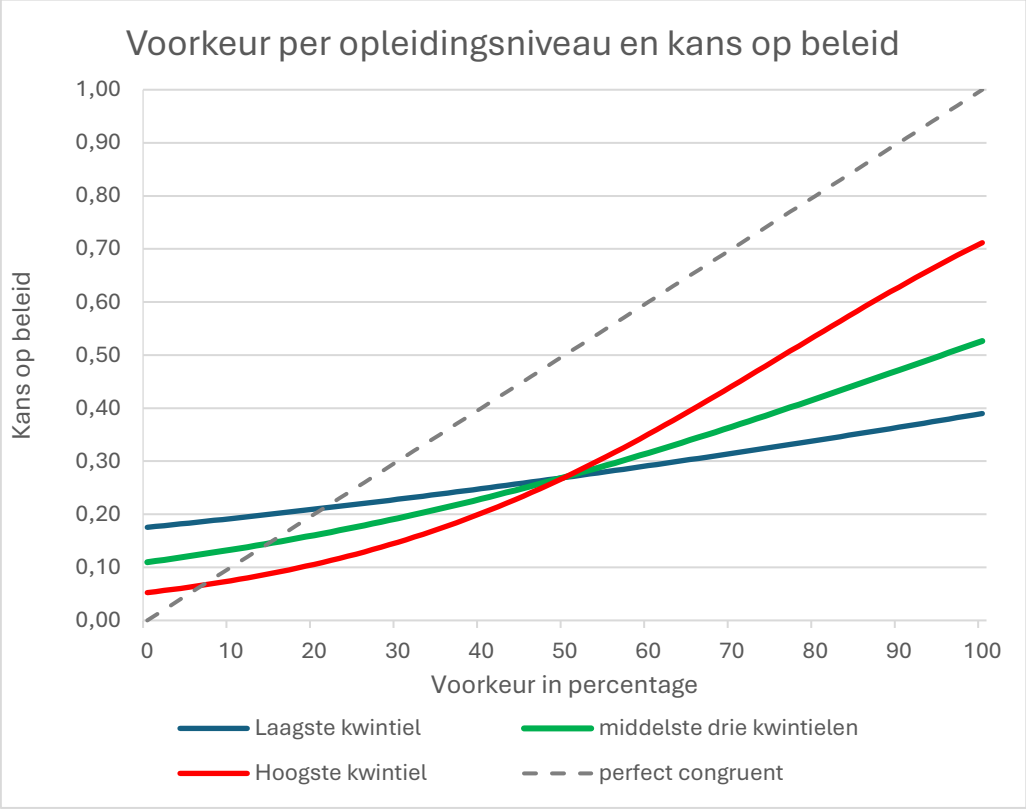
Afhankelijke variabele: kans op beleidsverandering, N = 291
Odds Ratio's, alle significant bij $p < 0,05$ of minder

Wat is nu het materiele effect van deze resultaten? Om dat helder te krijgen, is het behulpzaam een grafiek te maken die per voorkeurspercentage aangeeft wat de voorspelde kans is op beleidsverandering. Grafiek 1 toont het resultaat.

[1] Schakel, W., & Van der Pas, D. (2021). Degrees of influence: Educational inequality in policy representation. *European Journal of Political Research*, *60*(2), 418-437.

[2] Schakel en Van der Pas geven alleen de cijfers voor het derde kwintiel. Mijn voorkeur is echter om het tweede, derde en vierde kwintiel samen te nemen, zodat alle kwintielen zijn vertegenwoordigd.

Grafiek 1



Op de x-as staat het percentage dat een voorkeur heeft voor een bepaalde beleidsverandering, op de y-as de kans dat binnen vier jaar die beleidsverandering ook werkelijk plaatsvindt. Daarbij representeert de blauwe lijn het laagste opleidingskwintiel, de groene lijn de middelste drie opleidingskwintielen, en de rode lijn het hoogste opleidingskwintiel. Verder is een onderbroken lijn toegevoegd met de kans op beleidsverandering in geval van perfecte congruentie. Daarvan is sprake als de kans op verandering gelijk is aan het percentage dat een voorkeur heeft voor dat beleid.

Een aantal dingen valt op.

- Voor alle drie opleidingsniveaus geldt dat hoe hoger het aandeel dat een voorkeur heeft voor een bepaald beleid, hoe groter de kans dat het beleid daadwerkelijk wordt ingevoerd. Dat is ook niet vreemd. In veel gevallen willen de onderscheiden opleidingsniveaus namelijk hetzelfde. De correlatie tussen de voorkeur van het laagste en hoogste kwintiel is 0,69 en de correlatie tussen de voorkeur van de middelste drie kwintielen en het hoogste kwintiel is zelfs 0,93.
- Voor geen van de niveaus is echter sprake van volledige congruentie, dus ook niet voor het hoogste kwintiel. Ook als een duidelijke meerderheid van dat kwintiel voorstander is van een bepaald beleid, is allerminst zeker dat het ook wordt ingevoerd. De politiek is dus zeker niet perfect responsief.

- Er zijn wel verschillen in congruentie per opleidingsniveau, maar men kan erover twisten of die nu zo groot zijn. Bijvoorbeeld, als 65 procent:
  - van het hoogste kwintiel voorstander is van een maatregel, is de kans dat die maatregel binnen vier jaar wordt ingevoerd 40 procent;
  - van de middenkwintielen voorstander zijn van een maatregel, is de kans die dat maatregel binnen vier jaar wordt ingevoerd 34 procent;
  - van het laagste kwintiel daar voorstander is, is die kans 30 procent.

Conclusie

Op basis van deze eerste analyse is de conclusie dat er weliswaar verschillen zijn in beleidscongruentie, maar heel groot zijn die niet.

Voor een juist beeld is het overigens raadzaam om een duidelijk onderscheid te maken tussen het laagste kwintiel en de middenkwintielen. Deze worden in het actuele debat nogal eens samengenomen tot een grote en ongedeelde groep van 'praktisch opgeleiden'.[3] Het verschil in beleidscongruentie tussen de middenkwintielen en het hoogste kwintiel is echter (nog) kleiner dan het verschil in beleidscongruentie tussen het laagste kwintiel en het hoogste kwintiel. Niet zelden bedraagt het maar een paar procentpunten. Vooral de middenkwintielen zien dus bijna net zo vaak hun beleidswensen gehonoreerd als het hoogste kwintiel.

2. De meningen verschillen

Volgens Schakel en Van der Pas kunnen bovenstaande cijfers echter makkelijk op het verkeerde been zetten. Het lijkt misschien wel alsof de politiek ook responsief is voor de lagere kwintielen, maar schijn kan bedriegen. Mogelijk doet de politiek alleen maar wat de lagere kwintielen willen als dat hetzelfde is als wat het hoogste kwintiel wil. Maar dat is geen echte responsiviteit, dan liften de lagere kwintielen alleen maar mee met het hoogste kwintiel. Als we willen weten of de lagere kwintielen echt een eigenstandige beleidsinvloed hebben, moeten we nagaan wat er gebeurt als de opleidingskwintielen wezenlijk verschillen in voorkeur. Maakt het dan nog uit wat de lagere kwintielen wil? Of hebben zij het nakijken?

Daarmee komen we bij de crux. Het zijn de bevindingen van Schakel en Van der Pas op dit gebied die zoveel aandacht hebben gekregen maar waarvan ik zal betogen dat ze geen stand houden. Helaas is dit een zeer ingewikkelde kwestie en daarom wordt dit noodgedwongen een lange paragraaf. Om het toch enigszins hanteerbaar te houden, beperk ik mijn analyse tot alleen de verschillen tussen het laagste en hoogste opleidingskwintiel. In principe geldt wat hieronder staat echter ook voor de middenkwintielen versus het hoogste kwintiel.

[3] Zie bijvoorbeeld M. Bovens en A. Wille (2025), *Diplomademocratie. Opleiding als nieuwe maatschappelijke scheidslijn*, Prometheus.

2.1. Wat hebben Schakel en Van der Pas gedaan?

Om meer helderheid te krijgen over de respectievelijke invloed van het laagste en hoogste onderwijskwintiel wanneer deze verschillen in voorkeur, is de meest logische aanpak om beide kwintielen apart als determinant op te nemen in een multivariate logistische regressie. Hieronder is dat gedaan.

Tabel 2

Constant (Exp)	0,065
Percentage voorkeur laagste kwintiel	0,979
Percentage voorkeur hoogste kwintiel	1,057

Afhankelijke variabele: kans op beleidsverandering, N = 291
Odds Ratio's, alle significant bij p < 0,05 of minder

Dit is echter een eigenaardig resultaat, want de odds-ratio voor het laagste kwintiel is hier kleiner dan één. Dat zou betekenen dat hoe sterker de voorkeur van het laagste kleiner voor het betreffende beleid, hoe kleiner de kans dat het beleid er ook daadwerkelijk komt. Dat is zeer implausibel en onlogisch.

Schakel en Van der Pas zijn niet de eerste die stuiten op dit eigenaardige fenomeen. Dezelfde onlogische uitkomst resulteerde bij vergelijkbaar en eerder onderzoek van Gilens naar (mogelijke) verschillen in politieke responsiviteit naar inkomensgroepen.[4] Gilens verklaart deze uitkomst uit gecorreleerde meetfouten. In een appendix berekent hij een correctie voor die veronderstelde meetfouten, waarna alsnog een (min of meer) meer plausibel resultaat volgt. In het grootste deel van zijn analyse laat Gilens echter deze correctie achterwege, en kiest hij voor een andere strategie, namelijk focussen op die cases waarin er sprake is van een meningsverschil.

Dat laatste is ook de strategie van Schakel en Van der Pas. Zij maken opnieuw aparte regressies voor de onderscheiden kwintielen, maar nu nemen zij daarin twee extra determinanten op, namelijk het absolute verschil in voorkeur tussen het laagste en het hoogste kwintiel, en een interactieterm voor dat absolute verschil en de voorkeur van het laagste respectievelijk hoogste kwintiel. Dat leidt tot deze twee modellen.

[4] Gilens, M. (2012). *Affluence and influence: Economic inequality and political power in America*. Princeton University Press.

Tabel 3

	Laagste Kwintiel	Hoogste kwintiel
Constant	0,044*	0,057*
Percentage voorkeur van betreffende kwintiel	1,043*	1,036*
Absoluut verschil laagte en hoogste kwintiel	1,118*	0,996
Interactie voorkeur en verschil	0,998*	1,000

Afhankelijke variabele: kans op beleidsverandering, N = 291
Odds Ratio's, * significant bij p < 0,01 of kleiner.

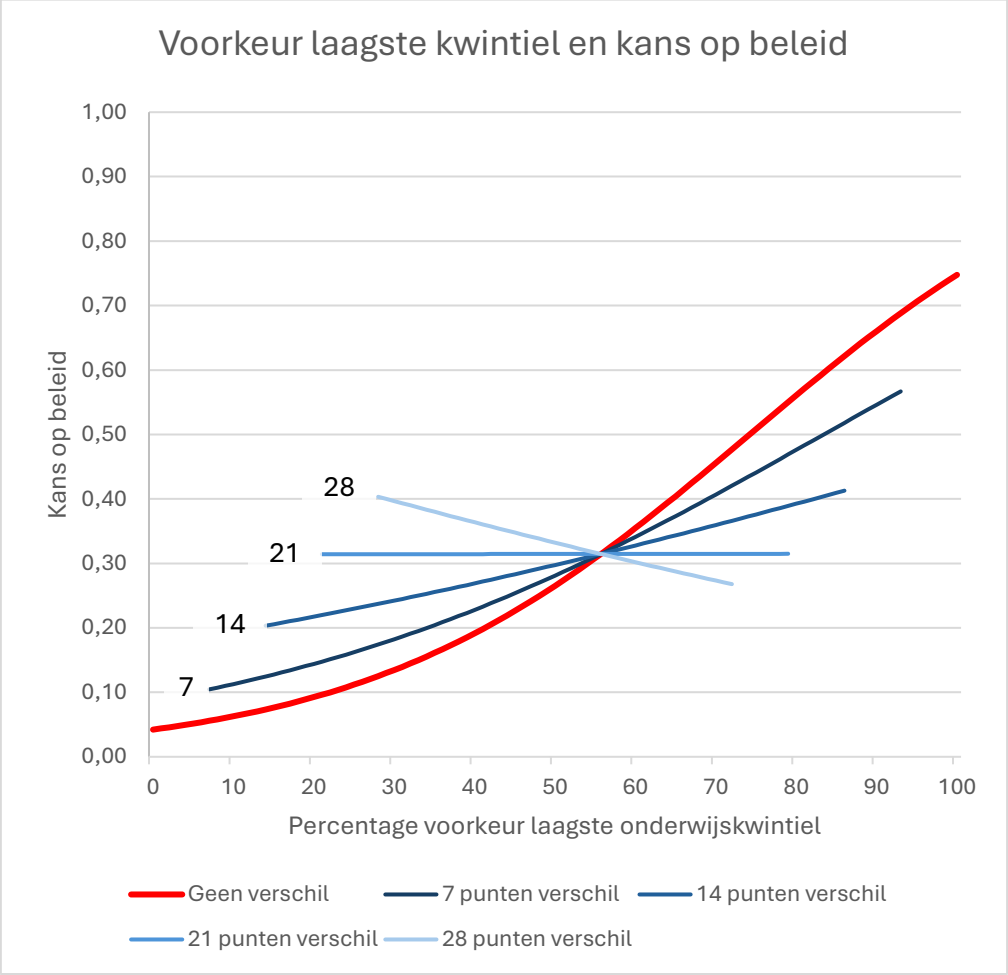
De tabel toont voor het laagste kwintiel een significante interactie. Dit betekent dat hoe groter het verschil in voorkeur is, hoe geringer de bijdrage van de voorkeur van het laagste kwintiel, totdat deze op zeker moment zelfs volledig tot nul is gereduceerd. Hun mening maakt dan niet langer uit voor de vraag of beleid wel of niet wordt ingevoerd. Eenzelfde interactie treffen ook Schakel en Van der Pas ook aan bij het middelste kwintiel (in deze tabel weggelaten) maar niet bij het hoogste kwintiel. Op basis hiervan concluderen zij dat "the views of the lower and even the middle educational groups are not associated with policy change at all when they diverge from the most highly educated. In effect, it seems that policy influence is only afforded to the latter"[5].

2.2. Problemen met deze strategie

Klopt deze conclusie? Het kort antwoord: nee, we lopen hier vast in een statistisch moeras. Ik zal dit zo toelichten. Maar omdat de bovenstaande tabellen niet zo makkelijk te begrijpen zijn, geef ik eerst weer een vertaling van de cijfers naar een grafiek met kansen op beleidsverandering. Ik doe dat alleen voor het laagste kwintiel.

[5] Schakel en Van der Pas 2021: 431, accentueringen toegevoegd. Vergelijkbare formuleringen staan elders in de studie, bijvoorbeeld: "[T]he same pattern emerges when comparing the middle and top education quintiles [...]. That is to say, even citizens with intermediate levels of education – whose attitudes are likely to be very close to those of the median voter – do not receive any representation unless they agree with the higher educated." (p. 427) "Both specifications back up the finding that only the highest education quintile influences policy when preferences diverge" (voetnoot 13).

Grafiek 2



De rode lijn representeert de voorspelde kans op beleidsverandering indien de voorkeur van dat laagste kwintiel gelijk is aan de voorkeur van het hoogste kwintiel, de blauwe lijn indien er sprake is van een absoluut verschil in voorkeur van achtereenvolgens 7, 14, 21 en 28 procentpunten. (Het gemiddelde absolute verschil dat Schakel en Van der Pas vonden was 14,3. De lijnen stemmen dus overeen met ongeveer een half keer, één keer, anderhalf keer en twee keer het gemiddelde absolute verschil).[6]

Verhulde aanwezigheid van het ontbrekende kwintiel

Het probleem met de interpretatie van Schakel en Van der Pas is nu het volgende. De horizontale lijn in de grafiek suggereert dat wanneer het verschil is opgelopen tot 21 procentpunt, het niet meer uitmaakt wat het laagste kwintiel vindt. Dat mag misschien zorgwekkend klinken, maar in dit model geldt precies hetzelfde voor het hoogste kwintiel: bij dit verschil maakt het óók niet meer uit wat het hoogste kwintiel vindt!

[6] De blauwe lijnen worden steeds korter om te voorkomen dat zij aan hun uiteinde onmogelijke gevallen bevatten. (Een voorkeur van 10 procent en een absoluut verschil van 14 zou suggereren dat er gevallen bestaan waarin de voorkeur van het hoogste kwintiel - 4 procent bedraagt.

De reden hiervoor is dat in dit model de voorkeur van het laagste en hoogste kwintiel aan elkaar zijn gekoppeld. Als je over de 21 procent-lijn van links naar rechts schuift, stijgt niet alleen de voorkeur van het laagste kwintiel, maar ook die van het hoogste kwintiel, namelijk met exact hetzelfde percentage. Daarom is het enige dat je op basis van dit model kunt zeggen dat in alle cases waarin het absolute verschil 21 punten bedraagt, de voorspelde kans op beleidsverandering 31 procent is – dus niet alleen ongeacht de voorkeur van het laagste kwintiel, maar ook ongeacht de voorkeur van het hoogste kwintiel. Eenzelfde verhaal geldt voor de andere lijnen in de grafiek: naarmate het verschil tussen beide groepen groter wordt, neemt niet alleen de samenhang met de voorkeur van het laagste kwintiel af maar ook de samenhang met de voorkeur van het hoogste kwintiel. Kortom, op basis van dit model zou je ook deze conclusie kunnen trekken: “Als de verschillen in voorkeur met de lager opgeleiden maar groot genoeg zijn, maakt het niet meer uit wat de hoger opgeleiden willen.” Dat klinkt toch heel anders…

Deze uitkomst staat natuurlijk haaks op het model dat Schakel en Van der Pas voor het hoogste kwintiel hebben berekend, te weten het model in de rechterkolom van tabel 2. Daarin werd immers geen significant interactie-effect gevonden, hetgeen suggereert dat het voor de invloed van het hoogste kwintiel juist niet uitmaakt hoe groot het absolute verschil in voorkeur is met het laagste kwintiel. We zitten dus twee modellen voor hetzelfde databestand die ogenschijnlijk verschillende voorspellingen doen over de responsiviteit voor het hoogste kwintiel. Beide kunnen niet tegelijkertijd waar zijn.

Al met al, het lijkt misschien alsof Schakel en Van der Pas aparte analyses hebben gemaakt voor het laagste en hoogste kwintiel, maar via de verschilterm keert het ogenschijnlijk niet opgenomen opleidingskwintiel toch weer terug via de achterdeur. Daarom hadden zowel het laagste als hoogste kwintiel als determinant moeten worden opgenomen in de regressie. Ik heb dat alsnog gedaan, en dan blijken de effecten van het absolute verschil en het interactie-effect niet langer significant. Wanneer je die vervolgens schrapt, resteert het multivariate model waarmee we begonnen, en waarvan we zagen dat het leidt tot onlogische voorspellingen. Dan zijn we weer terug bij af.

Wat betekent de significante interactie?

Een vraag blijft nog onbeantwoord: waarom is er bij het laagste kwintiel sprake van een significant interactie-effect? Wat betekent dit? Het eerlijke antwoord: ik weet het niet.

Eén mogelijk antwoord kan ik echter wél uitsluiten. Deze interactie mag niet worden geïnterpreteerd als bewijs dat er, wanneer we door alle mist van multicollineariteit en mogelijke meetfouten heen kijken, er uiteindelijk toch geen eigenstandige invloed uitgaat van het laagste opleidingskwintiel, en dat er enkel sprake is van schijnrepresentatie. Dat blijkt uit simulaties die ik heb gemaakt. Ik heb fictieve steekproeven gegenereerd waarbij vooraf was gegeven dat niet alleen het hoogste kwintiel maar ook het laagste kwintiel een eigenstandige invloed heeft op de kans op beleidsverandering. Daarbij heb ik niet alleen steekproeven gegenereerd met dezelfde

omvang als die van Schakel en Van der Pas (N = 291) maar ook steekproeven met een omvang van N = 5000, om er zeker van te zijn dat mogelijke verbanden ook echt zichtbaar worden. Vervolgens heb ik voor deze steekproeven het regressiemodel van Schakel en Van der Pas laten schatten

Hieronder staan de resultaten van een van de willekeurig gegenereerde steekproeven met N = 5000, berekend voor zowel het multivariate model waarin beide kwintielen als voorspeller zijn ogenomen als het model van Schakel en Van der Pas. (In deze specifieke simulatie was de invloed van het hoogste kwintiel vastgesteld op driemaal de invloed van het laagste kwintiel.)

Tabel 4

	Multivariaat model	Schakel en Van der Pas model
Constant (Exp)	,004	,002
Percentage voorkeur laagste kwintiel	1,024	1,092
Percentage voorkeur hoogste kwintiel	1,058	-
Absolute verschil laagste en hoogste kwint	-	1,115
Interactie laagste kwintiel en absolute verschil	-	,998

Afhankelijke variabele: kans op beleidsverandering, N = 5000
Odds Ratio's, alle significant bij p < 0,05 of minder

Het blijkt dat in het eerste model beide kwintielen inderdaad een coëfficiënt groter dan één hebben. Niet verassend, dat was immers vooraf gegeven. In het tweede model blijkt er echter nog steeds een negatief interactie-effect op te treden. Omdat het een alternatieve analyse is van hetzelfde databestand, kan deze interactie niet betekenen dat het laagste kwintiel 'dus' geen eigenstandig effect zou hebben.[7] Wat dan wel? Dat blijft vooralsnog een raadsel.[8]

2.3. Uitgaan van het reële verschil en Simpson's paradox

De kern van het probleem zit echter dieper, namelijk in een keuze die Schakel en Van der Pas hebben gemaakt voordat zij überhaupt zijn gaan rekenen: de keuze om uit te gaan van het absoluut verschil in voorkeur in plaats van het reële verschil. Door te kiezen voor

[7] De exacte waarden van de regressies variëren enigszins met de parameters die zijn gezet voor de gegenereerde steekproeven en van de rol van toeval. Wie één en ander wil nalopen, kan de gebruikte formules en steekproeven bij mij opvragen.
[8] Overigens moet in deze simulatie het verschil zeer hoog oplopen wilde invloed van het laagste kwintiel helemaal teniet worden gedaan, namelijk naar meer dan 45 procentpunten. Dat is een stuk meer dan de 21 procentpunt van Schakel en Van der Pas. Dat doet echter niet af aan de belangrijkste boodschap: ook in een bestand waarin bekend is dat het laagste kwintiel een reële en eigenstandige invloed heeft, laat statistische analyse om één of andere reden een (gering) interactie-effect zien.

het absolute verschil in plaats van het reële verschil wordt de invloed van het laagste kwintiel op beleidsverandering namelijk verhuld. Ik geef een rekenvoorbeeld om dit te verhelderen. Stel dat de werkelijkheid als volgt is:

- Als de voorkeur van het hoogste kwintiel voor een maatregel gelijk is aan x, maar de voorkeur van het laagste kwintiel voor die maatregel is x - 15, dan is de kans op beleidsverandering 5 procentpunt lager dan wanneer de voorkeur van beide kwintielen gelijk was geweest aan x.
- Als de voorkeur van hoogste kwintiel voor een maatregel gelijk is aan x, maar de voorkeur van het laagste kwintiel x + 15, is de kans op beleidsverandering 5 hoger dan wanneer de voorkeur van beide kwintielen gelijk was geweest aan x.

In beide gevallen gaat er van de voorkeur van het laagste kwintiel dus een effect op beleidsverandering uit van 5 procentpunt, maar de richtingen zijn tegengesteld.

Stel nu dat we een steekproef hebben van twintig beleidsmaatregelen. Bij tien van die maatregelen is de verdeling in voorkeuren als bij het eerste bolletje, bij de andere tien als bij het tweede bolletje. Wat gebeurt er nu als je bij deze steekproef het gemiddelde effect van het laagste kwintiel wilt bepalen en daarbij uitgaat van het absolute verschil tussen beide kwintielen? Dan worden deze twintig gevallen hetzelfde behandeld, namelijk als maatregelen met een absoluut verschil van 15. Het gemiddelde effect van het laagste kwintiel op beleidsverandering is dan nul. De positieve en negatieve effecten per maatregel vallen immers tegen elkaar weg. Op die manier wordt een reëel bestaande eigenstandige invloed op geaggregeerd niveau onzichtbaar.[9]

Om dit probleem van tegen elkaar wegvallen te voorkomen, zul je niet met het absolute verschil moeten rekenen maar met het reële verschil. Een eerste methode om dat te doen is om de analyse van Schakel en Van der Pas te herhalen, maar nu met hun steekproef als volgt in tweeën gesplitst:

- één deelsteekproef met alleen de gevallen waarin het hoogste kwintiel hoger scoort dan het laagste kwintiel (dat zijn 150 gevallen);
- één deelsteekproef met alleen de gevallen waarin het laagste kwintiel hoger scoort dan het hoger kwintiel (dat zijn 141 gevallen).

Als je dan voor elke deelsteekproef een aparte regressie maakt, blijkt ook bij het laagste kwintiel de interactie-term niet langer significant. Dit heeft vrijwel zeker niet te maken

[9] Nu zal de steekproef van Schakel en Van der Pas natuurlijk niet zo zijn samengesteld dat het saldo uitkomt op exact nul. Hun steekproef bevat iets meer gevallen waarin het hoogste kwintiel positiever is dan het laagste dan andersom. Ook is denkbaar dat de sterkte van de impact per opleidingsgroep niet bij alle mogelijke niveaus van voorkeur even sterk is. Maar de kern blijft staan: door te rekenen met het absolute verschil, zullen reëel bestaande negatieve en positieve effecten tegen elkaar wegvallen. Daardoor kan de invloed van het laagste kwintiel veel kleiner lijken dan zij feitelijk is.

met te lage steekproefaantallen. Ik kreeg namelijk hetzelfde resultaat bij een gesimuleerd bestand van 5000 gevallen.

Een tweede methode is het model van Schakel en Van der Pas aan te houden, maar dan te rekenen met het reële verschil in plaats van het absolute verschil. In dat geval blijkt alleen de interactieterm niet langer significant. Als we die schrappen, houden we een model met twee determinanten over, namelijk voorkeur en reëel verschil. Is dat dan de oplossing? Nee, ook niet. Toen ik (een variant op) dit model aan Schakel en Van der Pas voorlegde, wezen zij mij terecht erop dat dit model statistisch equivalent is aan het multivariate model uit het begin van deze paragraaf met zijn onlogische uitkomst. Het is een punt dat ook door Enns (2026) wordt gemaakt in relatie tot de analyse van Gilens. "Replacing preferences with preference gaps only changes how the coefficients are grouped. The models are identical"[10]. Wederom zijn we terug bij af.

Gilens en Enns

Hetgeen me brengt bij de recente heranalyse van het werk van Gilens door Peter Enns.[11] Ik was al behoorlijk op streek met bovenstaande analyses toen het artikel van Enns verscheen. Het is voor mijn doelen zeer relevant omdat Schakel en Van der Pas sterk voortbouwen op de aanpak op die van Gilens. De kritiek die Enns heeft op die aanpak, stemt in grote lijnen overeen met mijn kritiek (hoewel ik niet kan tippen aan de grondigheid en *sophistication* van de bijdrage van Enns).

Kort enige achtergrond: Gilens heeft onderzocht in hoeverre de Amerikaanse politiek verschilt in responsiviteit voor mensen met een inkomen ter hoogte van het tiende percentiel (laag inkomen), het vijftigste percentiel (midden inkomen) en het negentigste percentiel (hoog inkomen). De onderzoeksopzet is hetzelfde als die bij Schakel en Van der Pas, alleen kijkt Gilens niet kijkt naar de rol van opleiding maar naar de rol van inkomen. Ook hier blijkt sprake van een sterke correlatie tussen de beleidspreferenties zoals gemeten in opinieonderzoek van de verschillende inkomensgroepen. Daarom spitst Gilens zijn analyse toe op die gevallen waarin er sprake is van een verschil in voorkeur (in zijn geval: van minstens tien procentpunt). En ook hier is het resultaat op het eerste gezicht onthutsend: "The complete lack of government responsiveness to the preferences of the poor is disturbing [...] when preferences between the well-off and the poor diverge, government support bears absolutely no relationship to the degree of support or opposition among the poor".[12]

Enns heeft de resultaten echter opnieuw geanalyseerd en komt tot een vergelijkbare kritiek als ik hierboven. Zijn aanvliegroute is weliswaar net wat anders, maar de kern van

[10] Enns (2026: S28), zie voetnoot 11 voor volledige titel.
[11] Enns, P. K. (2026). How a Seemingly Innocuous and Intuitive Methodological Choice Confused a Generation of Research on Policy Responsiveness. *Sociological Science*, 13, 528-564.
[12] Gilens 2012: 81.

zijn betoog is hetzelfde. Hij maakt namelijk ook een onderscheid tussen twee deelgroepen:

- deelgroep 1: gevallen waarin de preferenties van de lage inkomens minstens tien procent lager zijn dan de van de hoge inkomens;
- deelgroep 2: gevallen waarin de preferenties van de lage inkomens minstens tien procent hoger zijn dan de van de hoge inkomens.

Vervolgens analyseert hij beide deelgroepen apart. En dan blijkt dat je bij deze twee aparte deelgroepen wel degelijk ziet dat met een toenemende sterkte in voorkeur, de kans op beleidsverandering niet alleen toeneemt bij de hoogste inkomens maar ook bij de laagste inkomens. Het maakt dus wel degelijk uit wat die laatste groep wil. Maar cruciaal, dat verdwijnt uit beeld wanneer je die twee deelgroepen samenvoegt en als een gecombineerde groep analyseert. Dan treedt bij de laagste inkomens 'Simpson's paradox' op: "[A] trend appears when looking at individual groups in the data but disappears [...] when the groups are combined".[13] De effecten voor de twee deelgroepen heffen elkaar op, waardoor het lijkt alsof er bij de laagste inkomens in het geheel geen effect optreedt, en de politiek alleen maar luistert naar de hoogste inkomens.

En zo werd iedereen dus op het verkeerde been gezet. Om zijn betoog nog extra kracht bij te zetten, laat Enns zien dat hetzelfde misleidende beeld ook ontstaat als de methode van Gilens niet wordt toegepast op lage versus hoge inkomens, maar op mannen versus vrouwen respectievelijk op Democraten versus independents versus Republikeinen. Als je hier Gilens' methode volgt, rolt daar als resultaat uit dat de Amerikaanse politiek uitsluitend responsief zou zijn voor mannen en Republikeinen, en de mening van vrouwen en Democraten en independents er in het geheel niet toe zouden doen. Dat is toch wel bijzonder onwaarschijnlijk, temeer omdat in de onderzochte periode (1981 – 2002) acht jaar lang een Democraat president was.

2.4. Conclusie

De stelling dat bij verschil in mening de politiek in het geheel niet luistert naar de lager (of middelbaar) opgeleiden houdt geen stand. Zowel uit mijn eigen analyse als uit de analyse van Enns blijkt dat met de gekozen analysemethode die stelling niet kan worden onderbouwd. Voor alle duidelijkheid: daarmee is dus nog niet het omgekeerde aangetoond, namelijk dat er wél een eigenstandig effect uitgaat van het laagste opleidingskwintiel. Dat zou goed kunnen, maar vanwege de sterke correlatie tussen de onderscheiden opleidingskwintielen valt het statistisch niet hard te maken.

[13] Matejka and Fitzmaurice (2017: 1292), aangehaald in Enns (2026). Volledige titel: Matejka, J., & Fitzmaurice, G. (2017, May). Same stats, different graphs: generating datasets with varied appearance and identical statistics through simulated annealing. In *Proceedings of the 2017 CHI conference on human factors in computing systems* (pp. 1290-1294).

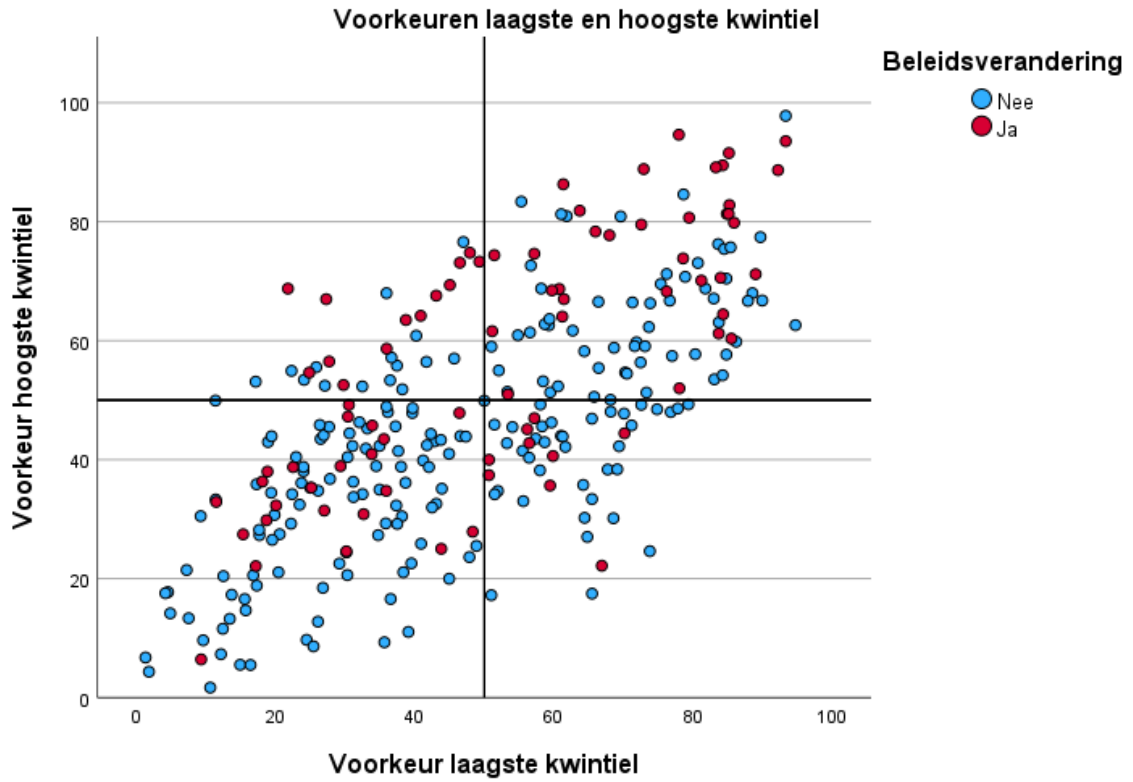
3. Tellen van ruwe data

Als we tóch een indicatie voor dat mogelijke eigenstandige effect willen hebben, is het wellicht beter om de statistiek te laten voor wat hij is, en terug te keren naar de ruwe data. Laten we simpelweg gaan tellen.

Waar kunnen we dan het beste naar kijken? Naar díe gevallen waarin er sprake was van een minderheid/meerderheid verdeling in voorkeuren. Dat wil zeggen, naar díe gevallen waarin bij het ene kwintiel meer dan vijftig procent voorstander was van een bepaalde beleidsverandering, en bij het andere kwintiel minder dan vijftig procent. Dit zijn de gevallen waarin het echt verschil maakt wie van beide groepen uiteindelijk zijn zin krijgt.

Hoe de verhoudingen liggen in de steekproef van Schakel en Van der Pas, valt af te lezen uit onderstaande grafiek, met daarin alle 291 cases weergegeven. Op de x- as staat de voorkeur van het laagste kwintiel, op de y-as de voorkeur van het hoogste kwintiel, en elk bolletje representeert een casus. Als het bolletje blauw is, betekent dat de politiek niet tot het betreffende beleid heeft besloten, als het rood bolletje is dat de politiek wel tot het betreffende beleid heeft besloten.

Grafiek 3

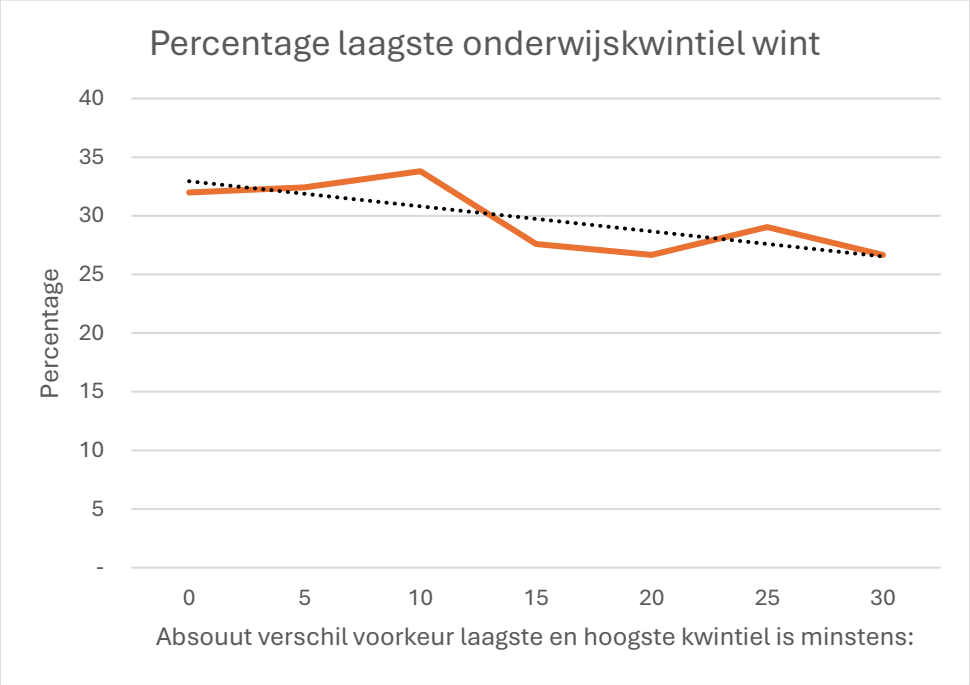


Waar het nu om gaat, zijn de kwadranten linksboven en rechtsonder: dat zijn de kwadranten waar de minderheid/meerderheid-verdelingen zich bevinden. In totaal zijn dat 75 van de 291 cases. We kunnen nu simpelweg gaan tellen hoeveel rode blauwe en rode bolletjes zich bevinden in die twee kwadranten. Of anders gezegd, in hoeveel gevallen het laagste kwintiel het beleid kreeg dat het meeste aansluit bij zijn voorkeur (en dus 'wint'), en hoeveel gevallen het hoogste kwintiel het besluit kreeg dat het meeste aansluit bij zijn voorkeur (en dus 'wint').

Het resultaat daarvan staat in onderstaande grafiek. Deze heeft betrekking op alleen die gevallen waarin er inderdaad sprake is van zo'n minderheid/meerderheids verdeling. De grafiek laat zien in hoeveel procent van de gevallen het laagste opleidingskwint 'wint' (y-as) als het verschil in mening met het hoogste kwintiel minstens x procentpunt groot is (x-as). Het blijkt dat naarmate het verschil in voorkeur groter wordt – en de meningen dus meer 'gepolariseerd' zijn – de verhouding in wie er wint slechts licht verandert. Gemiddeld wint het laagste kwintiel in bijna een derde van de gevallen. [14]

[14] Hier werk ik dus wél met absolute verschillen. Ik had ook twee aparte grafieken kunnen maken voor reële verschillen, maar voor de beschrijvende analyse in deze paragraaf is dat niet nodig.

Grafiek 4



Let wel: bovenstaande grafiek is louter beschrijvend. Het is enkel een weergave van wat er in de ruwe data is aangetroffen, zonder enige voorspellende pretenties. Naarmate je in de grafiek meer naar rechts schuift, wordt het aantal gevallen ook kleiner. In totaal bevat de steekproef 75 minderheids/meederheids gevallen. Daarvan is bij 71 gevallen het verschil minstens 10 procentpunt, bij 45 gevallen het verschil minstens 20 procentpunt, en bij 15 gevallen het verschil minstens 20 procentpunt. Dit betekent dat naarmate je in de grafiek meer naar rechts schuift, het ook meer had uitgemaakt voor het totaalbeeld als in één of twee cases niet het laagste maar het hoogste kwintiel had gewonnen.

Dat gezegd hebbende, het is zeer onwaarschijnlijk dat wanneer deze ruwe data worden gebruikt als invoer van een statistische analyse, het resulterende model zou voorspellen dat bij meningsverschillen de mening van het laagste kwintiel er in het geheel niet meer toe zou doen. Áls dat al de uitkomst wordt, dan zal het hooguit een zeer lichte statistische tendens zijn die nauwelijks enige variantie verklaart

.

4. Conclusie

Het blijkt een ingewikkelde puzzel. Hoe kunnen we de effecten uiteenrafelen van twee determinanten die een correlatie hebben van 0,690, die onderling waarschijnlijk in kracht verschillen, waarbij er wellicht sprake is van gecorreleerde meetfouten en – wie weet – mogelijk ook eens sprake is van niet-lineaire patronen? Dat is nogal een opgave.

Om toch verder te komen, hebben Schakel en Van der Pas ervoor gekozen om het absolute verschil een sleutelrol te geven in hun analyses. Deze keuze is op theoretische gronden echter onlogisch en stuit ook op praktische problemen. Op basis van hun resultaten kan daarom niet worden geconcludeerd "the views of the lower and even the middle educational groups are not associated with policy change at all when they diverge from the most highly educated", en evenmin dat "policy influence is only afforded to the latter". Een theoretisch beter te verdedigen keuze is om te rekenen met het reële verschil. Helaas is dat bij nader inzien ook geen oplossing. Via een achterdeur komen dan namelijk alle statistische problemen weer binnen waarmee we begonnen.

In zulke gevallen rest er weinig anders dan terug te keren naar de ruwe data, en te kijken wat we daar aantreffen. En dan is de suggestie dat er wel degelijk sprake van een eigenstandige invloed voor het laagste kwintiel. Hoe groot die invloed precies is, valt niet exact te berekenen. Maar in die gevallen waar er sprake is van een meerderheid tegenover een minderheid, volgt – althans, in deze dataset – de politiek ruim twee keer zo vaak de voorkeur van het hoogste kwintiel als de voorkeur van het laagste kwintiel. Dat is weliswaar een substantieel verschil, maar toch wat anders dan het beeld dat nu is ontstaan, namelijk dat de voorkeur van de 'praktisch opgeleiden' er in het geheel niet toe zou doen. Vooralsnog is daarvoor geen enkel bewijs.