

Zijn de verschillen tussen hoger en lageropgeleiden in politieke voorkeuren toegenomen?

Harry BG Ganzeboom & Yosef Arab

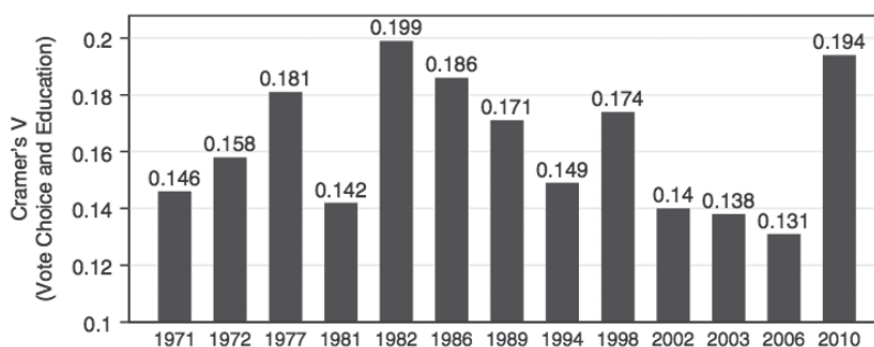
Inleiding

In *Acta Politica* (2012) speelt zich een interessant debat af tussen politicologen Hakhverdian, Van der Brug & De Vries (2012) aan de ene zijde en Bovens & Wille (2012) aan de andere kant. Inzet is de these van *Diplomademocratie* (Bovens, 2009; Bovens & Wille, 2011), die Hakhverdian et al. uitleggen als een trenduitspraak over het groeiende aandeel van hoger opgeleiden in politieke participatie. Doordat lager opgeleiden minder deelnemen aan de politiek, neemt de representativiteit van bijvoorbeeld de Tweede Kamer af en dit doet volgens sommigen afbreuk aan de democratie (Bovens, 2006). Hakhverdian et al. zetten gegevens op een rij uit de Nederlandse Kiezers Onderzoeken [NKO] tussen 1970 en 2010 en laten zien dat er op deze termijn geen sprake is geweest van een groeiende invloed van opleidingsverschillen op opkomst bij verkiezingen, lidmaatschap van politieke partijen, extra-parlementaire politieke participatie en drie verschillende vormen van politiek vertrouwen. Bij deze analyses wordt gebruik gemaakt van binomiale en ordinale logistische regressiemodellen, die het toelaten de invloed van opleiding op de afhankelijke variabelen te analyseren met constant houden van belangrijke achterliggende variabelen, in het bijzonder urbanisatie, leeftijd en religie.

Daarnaast bekijken Hakhverdian et al. de samenhang tussen opleidingsniveau en partijvoorkeur, zoals blijkt uit dezelfde NKO-gegevens. Voor deze analyse wordt gebruik gemaakt van een geheel andere methode. De kruistabellen van opleiding en partijvoorkeur uit de opeenvolgende NKO's worden gekarakteriseerd met Cramèr's V, een nominale associatiemaat die is afgeleid van de Chi² grootheid¹. Hakhverdian et al. laten zien dat er geen eenduidige trend te onderkennen is in

¹ Cramèr's V is gedefinieerd als $\sqrt{(\text{CHI}^2 / N) / \min(r-1, k-1)}$, waarin r en k het aantal kolommen, respectievelijk rijen van de tabel zijn, en N de totale steekproefomvang.

hoe deze Cramer's V door de jaren heen fluctueert (zie Figuur 1). Daarin zit zo op het oog (Hakhverdian et al. presenteren alleen een grafiek, geen formele test) niet veel regelmatigheid, laat staan een eenduidige trend.



Figuur 1 Samenhang tussen opleidingsniveau en partijvoorkeur in Nederlandse Kiezers Onderzoek 1971-2010

Bron: Hakhverdian et al. 2012

Hakhverdian et al. geven weinig detail bij deze analyse van partijvoorkeuren van hoger en lager opgeleiden. Hun keuze van Cramèr's V als associatiemaat wordt slechts gemotiveerd met het argument dat partijvoorkeur een nominale variabele is. Aan een ander mogelijk argument voor deze keuze wordt geen aandacht besteed: partijvoorkeur is elke verkiezing weer een *andere* nominale variabele, met verschillende en een wisselend aantal categorieën. Er komen partijen bij en er gaan partijen af. Opmerkelijk genoeg wordt geen aandacht geschonken aan het gegeven dat opleiding geen nominale variabele is, maar als metrisch beschouwd kan worden, hetgeen de keuze voor een *nominal*nominal*-associatiemaat wat minder voor de hand liggend maakt. Ook wordt voorbijgegaan aan de vraag waarom het in de eerdere analyse van verschillende vormen van politieke participatie nuttig en nodig lijkt gebruik te maken van een multivariaat model, waarmee covariaten constant kunnen worden gehouden, terwijl de analyse van partijvoorkeur puur bivariaat wordt uitgevoerd. Maar het meest merkwaardige aan de analyse van Hakhverdian et al. is toch wel dat we er helemaal niets uit leren over hoe de samenhang tussen partijvoorkeur en opleiding in elkaar zit. Welke partijen hebben nu precies de voorkeur van hoger opgeleiden en welke van lager opgeleiden, en is in dit patroon in de loop van de tijd mogelijk verandering opgetreden?

In deze bijdrage analyseren we de samenhang tussen opleiding en partijvoorkeur op een meer inhoudelijke manier, met inachtneming van het specifieke associatiepatroon dat tussen deze beide variabelen bestaat. We maken

daarbij gebruik van het geschaalde associatiemodel RC-II van Goodman (1979), dat ons in staat stelt tegelijkertijd de verschillen in politieke voorkeur van hoger en lager opgeleiden, alsmede de opleidingsprofielen van de diverse politieke partijen (en ook van niet-stemmers) inhoudelijk in beeld te brengen. Na deze bivariate analyse bouwen we het associatiemodel om tot een multinomiale logistische regressie, hetgeen ons in staat stelt de samenhang tussen opleiding en stemgedrag ook multivariaat te bestuderen. In het bijzonder wordt het dan mogelijk om de versturende of onderdrukkende invloed uit te sluiten van variabelen die zowel op opleiding als stemgedrag een invloed hebben.

Voor onze analyse maken we gebruik van een geïntegreerd databestand van de Nederlandse steekproeven uit de European Social Survey [ESS-NL], zoals die sinds 2002 (de Fortuynverkiezingen) zijn verzameld (ESS, 2016). Deze data bestrijken een recentere (maar kortere) periode dan die van Hakhverdian et al. en hebben als bijzondere verdienste dat de opleidingsvariabele veel gedetailleerder in beeld is gebracht dan bij het NKO. Daarnaast is het ESS een hoge kwaliteit survey-onderzoek met een niet-politicologisch karakter en daarom minder kwetsbaar voor de kritiek dat surveys naar politieke voorkeuren (zoals de NKO's) eenzijdig respons van politiek geïnteresseerden opleveren (Visscher, 1995). In het ESS bestand is bovendien een belangrijke controle-variabele aanwezig: de sociale klasse van de ouders van respondenten, zoals gemeten via hun beroep en opleiding. Deze variabele is een mogelijk belangrijke *confounder* omdat bekend is dat sociale herkomst zowel van invloed is op opleidingsverwerving als partijvoorkeur.

Theorie

In *Diplomademocratie* stellen Bovens & Wille (2011) een belangrijk thema aan de orde: in de politieke arena lijkt de positie van hoger opgeleiden steeds dominanter te worden. Terwijl aan beroepen als volksvertegenwoordiger en minister geen enkele formele functie-eisen zijn verbonden, is de praktijk geweest dat deze functies in toenemende mate in handen zijn gevallen van personen met een universitaire opleiding. Ook afgezet tegen het gegeven dat het aantal personen met een universitaire kwalificatie in de afgelopen 50 jaar is gestegen van 1% naar 15%, zou hun vertegenwoordiging in politieke functies nog sterker zijn toegenomen. Tegelijkertijd laat bestudering van allerlei vormen van conventionele en onconventionele politieke participatie, alsmede politieke interesse, een sterke oververtegenwoordiging van hoger opgeleiden zien. Bij omgekeerde indicatoren, zoals wantrouwen jegens politici en democratische procedures zien we juist dat lager opgeleiden de boventoon voeren.

Hoewel *Diplomademocratie* weinig anders kan worden gelezen als een trenduitspraak over hoe de Nederlandse politieke arena in de loop der jaren veranderd is, leveren Bovens & Wille (2011) opmerkelijk weinig bewijs dat de geïmpliceerde trends inderdaad zijn opgetreden. In antwoord op de empirisch gebaseerde kritiek van Hakhverdian et al. (2012) waarin een aantal relevante trends worden bekeken, riposteren Bovens & Wille (2012) zelfs dat het helemaal hun bedoeling niet is geweest om aan *Diplomademocratie* een trenduitleg te geven. Dat is een merkwaardige reactie, omdat zo'n trenduitspraak theoretisch gezien in de rede ligt en ook een belangrijk perspectief op ongelijkheid in hedendaagse samenlevingen biedt. Een perspectief dat overigens verre van nieuw is en allerlei verwoordingen en gezichten heeft gekend. Het is dezelfde these als Parson's ascription naar achievement overgang (Parsons, 1970), van Young's (1958) *Rise of the Meritocracy* en Castell's (1997) *Information Age*: in moderne samenlevingen worden kennisverschillen, zoals belichaamd in diplomaverschillen, steeds bepalender voor levenskansen en levensstijlen. De oude sociale ongelijkheden, in het bijzonder die van religieuze groeperingen en sociale klassen, vervagen en zouden plaats maken voor een alles overheersende kennisongelijkheid.

In zijn Rotterdamse oratie komt Bovens (2012) dichtbij de stelling dat opleiding de nieuwe verzuiling is. Waar voorheen de Nederlandse samenleving breukvlakken kende naar religieuze denominatie, zijn de nieuwe scheidslijnen opgebouwd rondom de opleidingsstructuur. Breukvlakken in de samenleving wordt door Bovens (2012) gedefinieerd als verschillen tussen sociale groepen, die zich niet alleen uiten in verschillende opvattingen en gedragingen, maar geconsolideerd worden door onderlinge netwerken (met name trouwpatronen) en in de politieke arena tot stabiele partijformaties leiden. De religieuze verzuiling rondom het midden van de 20^{ste} eeuw voldoet aan deze definitie van een breukvlak. Volgens Bovens (2012) zijn de scheidslijnen tussen hoger en lager opgeleiden echter (nog) geen echte breukvlakken. Hoger en lager opgeleiden verschillen weliswaar diepgaand in meningen en voorkeuren, en een sterke segmentatie op basis van sociale bindingen kan zeker niet ontkend worden – maar volgens Bovens in 2012 zijn er in Nederland geen politieke partijen van hoger opgeleiden en politieke partijen van lager opgeleiden.

Is dit wel zo? Discussies in de politieke arena lijken in toenemende mate te gaan over sociaal-culturele kwesties in plaats van over sociaal-economische. Paars heeft de links-rechts verschillen overbrugd en heeft juist stelling genomen in morele issues. Ook in de meest recente kabinetsformatie na de verkiezingen van maart 2017 waren de belangrijkste hangijzers tussen formerende partijen niet sociaal-economische kwesties, maar culturele zaken als migratie, acceptatie van vreemdelingen, globalisering en europeanisering, het milieu en euthanasie.

Allemaal kwesties waarover sociaal-economische klassen weinig van mening verschillen, maar de scheidslijnen langs geheel andere dimensies liggen, mogelijk die van de opleidingsverdeling. Nieuw-linkse partijen als D66 en GL lijken toch met name een hoger opgeleid electoraat aan te trekken, terwijl hun tegenpolen, de populistische partijen op rechts (LPF en PVV) en op links (SP) eerder lager opgeleide kiezers trekken. Juist waar Bovens in 2012 nog niet een volledige breukvlak van de Nederlandse politieke arena zag door het gebrek aan partijvorming op basis van opleiding, zou men kunnen argumenteren dat de laatste verkiezingen (van 2012 en 2017) juist dit beeld wel laten zien. Met grote consequenties. Want of de PVV nu wel of niet in de regering zit, invloed op de politieke agenda hebben ze toch.

Tegen deze achtergrond willen we in deze bijdrage de samenhang tussen opleiding en partijvoorkeur in detail analyseren. Anders dan Hakhverdian et al. (2012) gaat het ons niet om de globale samenhang tussen opleiding en partijkeuze, maar juist op te sporen waar de scheidslijnen liggen en of die scheidingen in de loop der jaren wijder of smaller zijn geworden. Met andere woorden: zijn politieke partijen in Nederland in toenemende mate naar opleidingsniveaus van hun kiezers gedifferentieerd, oftewel waar liggen de scheidingen naar politieke voorkeuren in de Nederlandse opleidingshiërarchie?

Variabelen en hun meting

Afhankelijke variabele: Stemgedrag bij laatste TK-verkiezingen

De European Social Survey (ESS, 2016) is een sinds 2002 elk twee jaar gehouden ondervraging onder ca. 1800 inwoners van Nederland. Tussen 2002 en 2016 zijn er tot nu toe acht gehouden; de data van ronde 9 (2018) zijn nog niet ter beschikking. De ESS hanteert zeer strenge maatstaven aangaande steekproeftrekking, respondentbenadering en respons, vragenlijstontwikkeling en meetkwaliteit. ESS richt zich op een groot aantal opvattingen over sociale vraagstukken, en is daarnaast zeer rijk aan achtergrondvariabelen.

Wat betreft electoraal gedrag is in elke ronde sinds 2002 gevraagd naar deelname aan de vorige Tweede Kamer [TK] verkiezingen, waarbij in de vraagstelling uitdrukkelijk verwezen is naar de exacte datum van die verkiezingen. De vraagstelling is tweetraps: eerst wordt gevraagd naar deelname, vervolgens op welke partij de stem is uitgebracht. De partijen worden daarbij op volgorde van de verkiezingsuitslag gepresenteerd. Naast deze retrospectieve vraagstelling is ook gevraagd naar actuele voorkeur (wat zou u stemmen wanneer er vandaag verkiezingen voor de TK zouden worden gehouden?). Wij analyseren hier alleen de retrospectieve partijvoorkeuren. Deze zijn uiteraard aan mogelijke meetfouten onderhevig. Hoe

deze zijn uitpakket is in het geval van stemgedrag nauwkeurig na te gaan – eigenlijk is stemgedrag de enige sociale kwestie die in steekproefonderzoek aan de orde wordt gesteld, waarvan we een exacte populatiewaarde kennen.

Tabel 1 maakt duidelijk hoe de TK-verkiezingen in feite zijn afgelopen, en wat de ESS-NL-respondenten erover zeggen. Er zijn sinds 2002 zes TK-verkiezingen geweest, en er zijn acht ESS rondes gehouden. Sommige verkiezingen (met name 2002 en 2006) worden maar door één ESS-NL *gecovered*, andere door meerdere: de verkiezingen van 2012 worden zelfs door drie ESS rondes *gecovered*, terwijl er nog geen gegevens over de TK 2017 voorhanden zijn uit de ESS. In de bijlage (Tabel A1) wordt een kort overzicht en karakteristiek van de TK-verkiezingen sinds 2002 gegeven.

De vergelijking tussen de ESS-NL peilingen en de werkelijke uitslagen brengt aan het licht dat de retrospectieve gegevens van de ESS-NL opmerkelijk nauwkeurig de populatiegegevens weerspiegelen. Interessant is dat de ESS-NL uitslagen telkens goed weergeven wie de nipte winnaar van de verkiezingen was. Maar er zijn daarnaast ook systematische vertekeningen zichtbaar: de PVV-aanhang (en ook die van de andere populistische partijen) komt telkens te laag uit, terwijl de aanhang van de nieuw-linkse partijen D66 en GL in de ESS-NL systematisch oververtegenwoordigd is. Dat geldt ook voor de opkomst: terwijl de ESS-NL-respondenten ongeveer 84% opkomst melden, lag deze in werkelijkheid onder de 80%.

Doordat ESS-rondes in een aantal gevallen over dezelfde verkiezingen gaan, kunnen we ons ook een oordeel vormen of de fluctuaties gerelateerd zijn aan de retrospectieve afstand. Er is op dat punt één heel opmerkelijk resultaat, en wel voor de PvdA. Terwijl ESS-NL-respondenten in 2012 een tamelijk nauwkeurig beeld van de werkelijke hoeveelheid PvdA stemmers in 2012 boden, zakte dat twee en vier jaar later weg – overigens nog niet tot de zeer lage score die de PvdA in de 2017 zou boeken.

De vertekeningen in de ESS kunnen twee bronnen hebben: *responsbias* en *meetbias*. Van *responsbias* is sprake wanneer stemmers op populistische partijen minder vaak aan surveys deelnemen, terwijl stemmers op nieuw-links de neiging hebben vaker mee te doen. Van *meetbias* is sprake wanneer stemmers op die partijen geneigd zijn hun stemgedrag te verzwijgen, respectievelijk te majoreren. Het is moeilijk om tussen deze verklaringen te kiezen. Dat is jammer, want de twee processen zouden verschillende gevolgen voor de geldigheid van onze analyse kunnen hebben. Als de vertekeningen het gevolg zijn van *responsbias*, is er minder reden om aan deze geldigheid te twifelen dan wanneer de oorzaak *meetbias* is.

Tabel 1 Partijvoorkeuren in acht ESS-NL peilingen en zes voorgaande landelijke Tweede Kamerverkiezingen, 2002-2017 in procenten.

	TK	ESS	TK	ESS	ESS	TK	ESS	TK	ESS	TK	ESS	ESS	ESS	TK
	2002	2002	2003	2004	2006	2006	2008	2010	2010	2012	2012	2014	2016	2017
1 LPF	17,0	13,6	5,6	2,9	4,9	0,5	1,6	-	-	-	-	-	-	-
2 LN	1,6	1,5	,4	,4	,3	-	,1	-	-	-	-	-	-	-
3 PVV	-	-	-	-	-	5,0	2,5	12,8	15,4	6,8	10,1	8,1	8,6	13,1
4 50PLUS	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2,2	1,9	1,7	1,3	3,1
5 REST		,4		,3	,9		,1	,9		1,2		,7	,6	1,0
6 SGP	1,7	1,0	1,5	1,1	1,1	1,6	1,3	1,8	1,7	2,4	2,1	2,0	1,9	2,1
7 CDA	27,9	30,6	28,6	28,8	26,9	26,5	28,4	15,9	13,6	12,3	8,5	14,5	14,4	12,4
8 CU	2,5	2,3	2,1	2,2	2,8	4,0	4,6	3,9	3,2	2,8	3,1	3,7	3,1	3,4
9 PVDA	15,1	17,3	27,2	27,6	25,9	21,2	23,7	18,9	19,6	25,1	24,8	15,6	18,6	5,7
10 SP	5,9	6,7	6,3	7,7	8,3	16,6	12,6	9,4	9,8	10,1	9,7	11,0	8,5	9,1
11 PVDD	-	-	,4	,8	-	1,8	1,9	1,3	1,3	1,9	1,9	2,2	2,8	3,2
12 VVD	15,4	14,4	17,9	18,6	19,1	14,7	14,6	20,3	20,0	25,7	26,6	23,9	23,0	21,3
13 GL	7,0	7,6	5,1	6,3	5,0	4,6	6,2	7,8	6,7	2,8	2,3	5,2	5,3	9,1
14 D66	5,1	5,7	4,0	4,3	5,9	2,0	3,7	8,9	6,9	9,0	8,0	13,4	13,8	12,2
DENK	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2,1
FVD	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1,8
	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
OPKOMST	79,1	86,2	80,1	80,5	82,8	80,4	85,2	75,4	82,9	74,6	82,8	78,4	80,4	81,6
N of cases		1926		1404	1415		1395		1419		1404	1349	1180	

Oorzaak: het opleidingsniveau

Onze centrale oorzaakvariabele is de opleiding van de ondervraagden. Naar opleiding wordt in de ESS op twee verschillende manieren gevraagd. Aan de ene kant is er de duurmetering (EDUYRS), waarin gevraagd wordt te rapporteren hoe lang men onderwijs heeft genoten. Daarnaast is er een meting via kwalificaties, die vraagt naar het hoogst behaalde diploma. De duurmetering biedt een gemakkelijke meeteenheid, vooral voor internationale vergelijkingen. De vraagstelling van de duurmetering is in de loop van de acht ronden precies hetzelfde gebleven. De kwalificatiemeting is complexer van opzet en is sinds 2002 tweemaal veranderd doordat nieuwe onderscheidingen zijn ingevoegd. Het is mogelijk deze op één noemer te brengen via de ISCED-2011². Voor deze nominale indeling, die in de ESS-NL tussen de 13 en 18 categorieën kent, hebben Schröder & Ganzeboom (2014) een schaling voorgesteld, de *International Standard Level of Education* [ISLED]. In Tabel A2 zijn alle in de ESS-NL gebruikte onderscheidingen samengebracht, tezamen met hun ISLED schaling.

² De ISCED-2011 indeling wordt in de ESS opgenomen als de variabelen EDULVLb. Deze indeling stemt echter wat betreft nummering niet overeen met de officiële ISCED-2011 (Unesco, 2012).

Duurmeting en kwalificatiemeting van opleidingsniveau hebben beide hun voor- en nadelen en hun voor- en tegenstanders. Duurmeting heeft als voordeel de eenvoud van bewerking en de nauwe aansluiting op *human capital* theorie. Zij is daarom favoriet onder economen en in internationale vergelijkingen. Voorstanders van kwalificatiemetingen betogen dat duur en kwalificatie in veel onderwijssystemen – waaronder het Nederlandse – niet eenduidig met elkaar verbonden zijn: voor een mbo-diploma gaat men bv. langer naar school dan voor een vwo-diploma, maar het laatste wordt algemeen hoger aangeslagen. Een andere probleem met de duurmeting is dat zij onbetrouwbaarder is, dat wil zeggen tot instabieler antwoorden leidt. Omdat er bij de beantwoording van de duruvraag wat rekenkunst te pas komt, is het niet zo verrassend dat er ruis ontstaat. Volgens Schröder & Ganzeboom (2014) is daarom de kwalificatiemeting betrouwbaarder, maar niet meer valide dan de duurmeting.

Wat in discussies over duur- en kwalificatiemeting echter vaak over het hoofd wordt gezien, is dat beide metingen sterk gecorreleerd zijn en kunnen gelden als alternatieve indicatoren van hetzelfde onderliggende construct, en dat de beide metingen dit construct in wat verschillende mate, maar in geen van beide gevallen volmaakt, representeren. Vanuit dat gezichtspunt is de beste strategie niet om een van beide metingen te kiezen, maar om deze te combineren. Dat gaat het beste met een latent variabele meetmodel, maar *second best* is om beide metingen te middelen – en dat is wat we in dit hoofdstuk doen. We standaardiseren daartoe zowel de duur- als de kwalificatiemeting en middelen. Het resultaat, EDUC genoemd, wordt vervolgens weer gestandaardiseerd, om op een handzame meeteenheid (gemiddeld 0, standaarddeviatie 1) uit te komen, en heet dan zEDUC.

Controlevariabelen

Om de probleemstelling te kunnen beantwoorden in welke mate het opleidingsniveau van invloed is op partijvoorkeuren, en of hierin sinds 2002 verandering is opgetreden, is het belangrijk achterliggende variabelen constant te houden. Het ESS biedt ruime mogelijkheden om dergelijke *confounders* te meten. Naast de voor de hand liggende demografische variabelen geslacht, leeftijd en regio is het ESS in bijzonder rijk aan metingen van de sociaal-economische status van de ouders van de ondervraagde en over diens migratie- en etnische herkomst. Wat betreft sociaal-economische herkomst beschikken we allereerst over de opleiding van beide ouders – in dit geval alleen maar via een kwalificatiemeting in beeld gebracht. Het beroep van beide ouders is door de ESS-NL op twee verschillende manieren gemeten, namelijk via een gedetailleerde inventarisatie van de beroepsklasse, gecodeerd in de *International Standard Classification of Occupations* [ISCO] en via een *showcard* meting, waarin in R1-R3 negen groepen werden

onderscheiden, en vanaf R4 negen andere groepen. Eerder onderzoek (Ganzeboom & Nikoloski, 2013) heeft laten zien dat de *showcard* meting die gebruikt is in de eerste drie rondes bijzonder beperkt is en moet worden aangevuld met de gedetailleerde meting. Vanaf R4 is de *showcard* meting beter. We combineren de *showcard*- en gedetailleerde meting door ze allemaal te schalen naar de *International Socio-Economic Index* [ISEI] van beroepsstatus (Ganzeboom & Treiman, 2003). We beperken in deze bijdrage de meting van de sociale herkomst tot het beroepsniveau van de ouders en nemen hun opleidingsniveau niet mee. De variabele wordt gemeten als de gemiddelde beroepsstatus van vader en moeder en vervolgens weer gestandaardiseerd: zFMISEI.

Een tweede inhoudelijke belangrijke achterliggende variabele is de migratieachtergrond van de respondent. Deze is in de ESS bekend via het geboorteland van beide ouders, alsook het geboorteland van respondent. We hebben migratiestatus door een lidmaatschapscode berekend: 0 representeert dat de buitenlandse herkomst niet van toepassing is op de respondent en diens ouders, 1 dat respondent en beide ouders alledrie uit het buitenland afkomstig zijn. De scores 1/3, 1/2 en 2/3 representeren tussenliggende situaties. In dit systeem nemen we de 'autochtone' Nederlanders, die zelf en van wie beide ouders in Nederland geboren zijn, als referentiecategorie (0).

Wat betreft godsdienstige achtergrond zijn in de ESS geen kenmerken van ouders bekend. Uitgaande van geringe religieuze mobiliteit, kunnen we de religieuze achtergrond op twee manieren in beeld brengen. Allereerst via denominatie, waarin we kunnen onderscheiden: onkerkelijk, christelijk, Islamitisch en overig. Wij beperken ons wat betreft controlevariabele echter tot de kerkelijkheid van de respondent, als gemeten in het item RLGATND, waarin men kon scoren tussen (0) geen enkel bezoek van religieuze samenkomsten en erediensten, en (7) wekelijks bezoek. Gegeven dat het hier om kenmerken van de respondent gaat en niet van diens ouders, is echter de claim dat een samenhang tussen religie en opleidingsniveau niet is terug te voeren op *reversed causation* niet eenduidig vol te houden. De variabele is in de analyse opgenomen in gestandaardiseerde vorm en wordt dan zRELIG genoemd.

Analyse

Het uitgangspunt van onze analyse is de samenhang tussen het opleidingsniveau van Nederlandse kiezers en hun partijkeuze, waarvan Tabel 2 een gecondenseerd beeld biedt door de gegevens te accumuleren over alle acht surveyjaren. We hebben hierbij de gegevens wat ingedikt door de opleidingen in te delen volgende grootste gemene deler van de kwalificatiemetingen. Daarnaast hebben

Tabel 2 Partijvoorkeur naar opleidingsniveau in acht ESS-ronden, gecumuleerd

	OPLEIDING												Totaal
	100 lo ^{min}	113 lo	212 lbo	229 kmbo	213 mavo	322 mbo	312 havo	412 mbo ^{plis}	313 vwo	610 hbo	720 wo	800 phd	
0 NONE	45	359	619	233	293	330	95	64	63	222	97	3	2423
1 PVV	6	52	141	91	76	65	20	6	8	48	9	0	522
2 50PLUS	0	10	20	7	11	6	1	0	2	10	2	0	69
3 LN	2	3	8	1	5	6	3	4	2	4	2	0	40
4 LPF	3	32	87	16	70	86	10	26	10	38	15	0	393
5 REST	1	6	14	4	12	9	3	2	3	11	7	0	72
6 SGP	1	22	39	16	19	26	8	4	5	28	9	0	177
7 CDA	21	224	428	111	333	389	104	112	69	420	135	10	2356
8 CU	1	19	53	22	51	53	22	13	9	87	27	2	359
9 PVDA	34	246	410	138	274	330	116	90	86	480	250	12	2466
10 SP	3	48	152	84	136	156	51	53	35	251	77	5	1051
11 PvdD	1	6	15	15	14	17	19	4	5	31	17	2	146
12 VVD	2	67	192	154	269	320	117	109	114	614	272	20	2250
13 GL	2	12	33	24	52	82	40	22	44	229	119	13	672
14 D66	4	12	52	54	68	88	42	45	40	278	200	18	901
	126	1118	2263	970	1683	1963	651	554	495	2751	1238	85	13897

OPLEIDING is ingedikt naar 12 categorieën. Cramer's V: 0.12. R-opt = R-lin = 0.32.

we een partij toegevoegd, die van de niet-stemmers ('NONE'). De partijen zijn op volgorde gezet in relatie tot hun opleidingsprofiel (zoals hieronder zal blijken), waarbij we ideologische blokken (zoals de christen-democratische, sociaal-democratische (oud-linkse), nieuw-linkse en populistische partijen) bijeen hebben gehouden. Hoewel de gekozen volgorde de interpretatie van de statistische resultaten zal vergemakkelijken, zij er met nadruk op gewezen dat het om een nominale variabele gaat en dat de gepresenteerde volgorde niet van invloed is op de uitkomsten van onze analyse.

Hoe kunnen we de samenhang in deze tabel het beste modelleren? Hakhverdian et al. (2012) kiezen voor de nominale associatiemaat Cramèr's V. Die bedraagt hier 0.12, maar uit dat getal kunnen we weinig leren. Een inhoudelijker analyse van de samenhang tussen opleiding en partijvoorkeur verkrijgen we door een optimaal schalingsmodel op deze kruistabel los te laten (Goodman, 1979). Uit zo'n schalingsmodel verkrijgen we een optimale schaling zowel wat betreft partijen (hoe zijn partijen gedifferentieerd naar opleiding?) als wat betreft opleiding (hoe zijn lager en hoger opgeleiden gedifferentieerd naar stemvoorkeur?). In zo'n optimale schalingsanalyse worden zowel partijvoorkeur als opleiding nominaal behandeld, maar voor beide variabelen wordt ervan uitgegaan dat zij een onderliggende dimensie hebben. De schalingen zijn met LEM (Vermunt, 1997) verkregen.

Om de uitkomsten goed te interpreteren, is het nuttig om eerst de schalingen van opleiding te bekijken. We hebben Tabel 2 zo geordend dat de opleidingen in volgorde van deze schaling staan. De schalingen zijn:

100 lo ^{min}	113 lo	212 lbo	229 kmbo	213 mavo	322 mbo	312 havo	412 mbo ^{plis}	313 vwo	610 hbo	720 wo	800 phd
-1,09	-1,03	-0,80	-0,38	-0,23	-0,12	0,18	0,23	0,44	0,59	0,85	1,37

De volgorde biedt geen verrassingen en geeft weer wat we gemeenlijk “hoge” versus “lage” opleidingen noemen. De belangrijkste informatie zit in de afstanden tussen de schalingen. Er gaapt met name een kloof tussen lbo en de opleidingen daarboven (kmbo en mavo). Op dit punt in de Nederlandse opleidingsverdeling zitten de belangrijkste politieke verschillen. Aan de bovenkant van de verdeling zijn de gaten minder groot, maar toch nog aanzienlijk: er is merkbaar verschil tussen hbo en wo in politieke voorkeur, en ook tussen wo en (de kleine groep) phd-opgeleiden.

Maar op welke politieke voorkeuren hebben de verschillen tussen opleidingsgroepen betrekking? De schalingen van de partijen zien er als volgt uit:

0 NONE	1 PVV	2 50Plus	3 LN	4 LPF	5 REST	6 SGP	7 CDA	8 CU	9 PVDA	10 SP	11 PvdD	12 VVD	13 GL	14 D66
-0,80	-0,85	-0,79	-0,33	-0,45	-0,15	-0,43	-0,17	0,20	0,00	0,21	0,45	0,65	1,23	1,24

We kunnen deze schalingen interpreteren als het opleidingsprofiel van de partijen, met inachtneming van de hierboven beschreven schaling van de opleidingen. In de schalingen van de partijen is een duidelijke clustering te onderkennen. PVV en 50Plus hebben ongeveer dezelfde aantrekkingskracht op de laagst opgeleiden, en ze delen die met de niet-stemmers. Een volgend cluster bestaat uit twee andere populistische partijen (LN en LPF) die ook laag opgeleide stemmers trekken, en op dat punt in de buurt van de SGP liggen. In het christen-democratische blok is variatie: de CU trekt hoger opgeleide stemmers dan het CDA, maar het SGP-electoraat is nog lager opgeleid dan het CDA. PvdA zit precies in het midden van de opleidingsverdeling. De SP trekt hoger opgeleide kiezers dan de PvdA, en de SP lijkt dus in dit opzicht helemaal geen populistische partij. Uiterst hoog opgeleid is het electoraat van GL en D66, die elkaar nauwelijks ontlopen. Tussen de oud-linkse en nieuw-linkse partijen zitten dan nog de PvdD en de VVD. De VVD heeft een opmerkelijk hoog opgeleid electoraat voor een ‘volkspartij’.

De Cramèr’s V over deze Tabel 2 bedraagt 0,12, maar dat is een getal dat op zichzelf weinig anders zegt dan dat er samenhang is tussen het opleidingsniveau en partijvoorkeur. Het maakt niet duidelijk welke partijen de hoogst en de laagst opgeleide kiezers hebben, of omgekeerd welke partijen favoriet zijn onder hoger en lager opgeleiden. Ook is het moeilijk om aan een Cramèr’s V een sterkte af te lezen. Met de optimale schalingen kunnen we een lineaire correlatie R-lin uitrekenen. Deze bedraagt 0,32. Deze correlatie geeft de gelineariseerde samenhang

Tabel 3 Gemiddeld opleidingsniveau per politieke partij, ESS-NL 2002-2016

KIESJAAR	2002		2003		2006		2010		2012	
ESS	2002	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016	Totaal	
0 NONE	-,46	-,56	-,45	-,39	-,43	-,38	-,26	-,19	-,39	
1 LPF	-,24	-,58	-,25	-,83					-,31	
2 LN	-,41	-,25	-,64	-,57					-,42	
3 PVV				-,02	-,39	-,49	-,47	-,29	-,38	
4 50PLUS						-,30	-,53	-,53	-,43	
5 REST	-,58	-,41	,16	-,98	,35	-,17	-,26	-,03	-,09	
6 SGP	-,32	-,50	-,71	-,49	-,29	-,10	,04	-,11	-,26	
7 CDA	-,19	-,28	-,19	-,14	-,16	-,17	-,03	,05	-,17	
8 CU	,06	-,20	-,17	,29	,05	,07	,15	,25	,08	
9 PVDA	-,17	-,22	-,14	-,12	,10	,12	,26	,17	-,03	
10 SP	,15	-,13	,18	,14	-,03	,15	,29	,17	,12	
11 PvdD				,03	,25	,37	,55	,20	,23	
12 VVD	,20	,24	,29	,33	,25	,31	,35	,48	,30	
13 GL	,30	,45	,57	,72	,69	,62	,87	,68	,58	
14 D66	,32	,53	,60	,57	,64	,69	,67	,82	,63	
Mean	-,11	-,18	-,06	-,01	,02	,06	,15	,20	,00	

Opleiding gemeten als gemiddelde van duurmeting en kwalificatiemeting (ISLED geschaald).

weer tussen partijvoorkeur en opleiding. In termen van Cohen's criteria (Cohen, 1992) kunnen we spreken van een matig sterk verband.

Dezelfde uitkomst krijgen we als we partijen nominaal beschouwen en opleidingsniveaus als metrisch. We kunnen dan een bivariate trend analyseren door het gemiddelde opleidingsniveau van partijen te bestuderen. Tabel 3 geeft hieraan invulling. Bij deze analyse maken we gebruik van de gecombineerde kwalificatie en duurmeting, zoals uitgedrukt in de zEDUC-variabele. De multipele correlatie R-opt van een anova-model waarin opleiding de afhankelijke variabele is en partijvoorkeur de onafhankelijke geeft ook 0.32 als karakteristiek voor de sterkte van de samenhang.

Het is vervolgens interessant om deze multipele R uit te rekenen per ESS-ronde. Tabel 4 geeft de uitkomsten van deze analyse. Daarin zien we allereerst dat de Multiple R geleidelijk aan oploopt met het surveyjaar – hetgeen een eerste bevestiging is van de stelling die Hakhverdian et al. (2012) aan *Diplomademocratie* toedichtten, maar die zij in hun eigen analyse niet bevestigd zagen: de verschillen tussen partijen in hun aanhang onder hoger en lager opgeleiden zijn geleidelijk aan toegenomen.

De samenhang tussen opleiding en stemgedrag dient echter multivariaat bekeken te worden, waarbij we de invloeden van de achterliggende variabelen constant willen houden. Adequaar hiervoor is het multinomiale logistisch model, waarin de kans om te stemmen op elke partij, alsmede om te kiezen thuis te blijven, in

Tabel 4 Samenhang tussen partijvoorkeur en opleiding in acht ESS-NL-ronden

ESS	Jaar	Kiesjaar	V	R-opt	R-lin
1	2002	2002	0,121	0,294	0,279
2	2004	2003	0,132	0,326	0,322
3	2006		0,132	0,329	0,304
4	2008	2006	0,142	0,311	0,298
5	2010	2010	0,161	0,390	0,381
6	2012	2012	0,130	0,294	0,284
7	2014		0,142	0,345	0,329
8	2016				
Totaal			0,115	0,324	0,320

onderlinge samenhang in beeld wordt gebracht. Zoals het binomiale logistische model, is de kern van het multinomiale logistische model:

$$\ln(P_j / (1-P_j)) = B_o + B_k * X_k,$$

waarin P de kans van respondent i is om op partij j te stemmen en $\ln(P/1-P)$ de log-odds daarvan is; deze log-odds is een lineaire functie van een aantal oorzaakvariabelen X_k . Multinomiale regressie kan geïnterpreteerd worden als een samenvoeging van meerdere (in ons geval: 14) binomiale logistische modellen, waarbij we voor alle modellen dezelfde referentiecategorie kiezen. Deze keuze van een referentie categorie is in zekere zin willekeurig. We kiezen voor de partij van de niet-stemmers, die in alle ESS uitslagen een tamelijk stabiele en relatief omvangrijke groep is.

Tabel 5 bouwt het multinomiale model voor de 14+1 partijen stapsgewijs op. In eerste instantie (Model A) gebruiken we alleen de opleiding als voorspeller en is het model niets anders als een herformulering van de gemiddelde opleidingen per partij die we hierboven in Tabel 3 zagen. We zien weer het opleidingseffect met de gekozen volgorde van de partijen oplopen. Een hogere opleiding leidt het minst waarschijnlijk tot thuisblijven of stemmen op een partij uit het populistisch blok. Vanaf de SGP positie verschilt het bivariate opleidingseffect significant van dat van de niet-stemmers, en het loopt geleidelijk op wanneer we dichter in de buurt van GL en D66 komen. Met nadruk zij nog eens opgemerkt dat de regelmaat niet veroorzaakt wordt door de door ons gekozen ordening van de partijen. Deze gekozen volgorde laat de opleidingsprofielen overzichtelijk zien, maar bepaalt niet de uitkomsten.

De modellen A geven ook de bivariate samenhangen tussen partijvoorkeur en de controlevariabelen weer, telkens als effecten in vergelijking met de samenstelling van de niet-stemmers. We zien een groot aantal te verwachten patronen.

Tabel 5 Determinanten van stemgedrag bij TK-verkiezingen 2002-2012 volgens ESS R1-R8. N=13292. Multinomiale logistische regressiemodellen

	NONE	PVV	50+	LN	LPF	REST	SGP	CDA	CU	PvdA	SP	PvdD	VVD	GL	D66
N of cases	2426	523	68	40	393	72	177	2357	361	2470	1953	146	2254	674	891
Modellen A: Bivariaat															
zEDUC	0	-.07	-.16	0,10	0,21	,13	,11	,29	,50	,42	,57	,61	,75	1.1	1.1
controls															
zRELIG	0	-.29	-.04	-.15	-.05	,20	2,8	,81	2,0	-.05	-.20	-.45	-.11	-.08	-.08
zAGE	0	,18	1,1	-.27	,17	,30	,20	,67	,21	,40	,15	,26	.26	.03	.13
FEMALE (0/1)	0	-.26	-.27	,45	-.25	,16	-.16	,00	,26	,01	,11	.85	-.33	.25	-.17
FOREIGN (0..1)	0	-2,3	-1,2	-1,9	-2,5	-.91	-3,7	-2,2	-2,3	-.51	-1,3	-.96	-2,0	-1,1	-1,3
zFMISEI	0	-.06	-.09	,16	,09	,11	-.17	-.10	,09	,06	,19	.51	.43	.56	.61
Model B: Multivariaat															
zEDUC	0	-.01	,34	-.10	,29	,27	,29	,72	,75	,74	,78	,72	.92	1.2	1.2
controls															
zRELIG	0	-.20	-.13	-.05	,03	,23	2,9	,82	2,2	-.07	-.17	-.44	-.04	-.04	-.01
zAGE	0	,13	1,2	-.34	,22	,36	-.16	,73	,09	,64	,40	.45	.60	.45	.58
FEMALE (0/1)	0	-.26	-.26	,47	-.26	,13	-.38	-.03	,16	,08	,19	.93	-.23	.38	-.03
FOREIGN (0..1)	0	-2,1	-.77	-2,0	-2,5	-.92	-5,2	-2,3	-3,5	-.34	-1,2	-.83	-2,0	-1,2	-1,3
zFMISEI	0	-.02	,18	,13	,07	,15	-.06	-.07	,09	-.04	,03	.37	.29	.30	.40
Model C: Multivariaat met lineaire trend															
zEDUC	0				,33		-.01	,73	,74	,65	,87	,19	,93	1,1	1,1
zEDUC*KIESJAAR & controls	0				-.36		,47	-.04	,02	,16	-.15	,68	,01	,22	,13

Alle modellen bevatten ook hoofdeffecten voor surveyjaar (ESS-ronde). Vetgedrukte effecten verschillen statistisch significant ($p < .05$, tweezijdig) van de referentie. Kiesjaar is geschaald tussen 0 (2002) tot 1.00 (2012).

Religiositeit vergroot de waarschijnlijkheid om op christen-democratische partij- en te stemmen. PVV-stemmers zijn significant iets minder religieus dan de niet-stemmers en dat geldt nog wat sterker voor de PvdD. Hogere leeftijd leidt in grote mate tot een keuze voor 50-plus en in wat mindere mate ook voor een stem op het CDA. De meeste andere effecten van leeftijd zijn zwak positief, hetgeen ook samen te vatten is als een trend dat jongeren meer geneigd zijn niet te stemmen dan ouderen. Bij de variabele geslacht is er een opmerkelijk sterk effect op PvdD – vrouwen zijn mogelijk meer geïnteresseerd in dierenwelzijn dan mannen. De effecten van migratie-herkomst zijn over de gehele linie heel sterk, maar dit betekent vooral dat migranten meer geneigd zijn niet te stemmen. Migranten mijden in zeer sterke mate PVV en LPF, maar evenzeer of zelfs sterker de christen-democratische partijen, in het bijzonder de SGP. De effecten van de beroepsstatus van de ouders zijn niet erg geprononceerd en treden eigenlijk alleen aan het licht voor de partijen die ook een erg sterke aantrekkingskracht op hoger opgeleiden hebben: niet alleen GL en D66, maar ook de VVD en PvdD.

In Model B wordt de invloed van opleiding multivariaat bekeken, dat wil zeggen met constant houden van de controlevariabelen. Dat levert een aantal verschuivingen op ten opzichte van het bivariate model A. Een opmerkelijk verschil is dat kiezers van 50plus relatief hoger opgeleid blijken te zijn (dan niet-stemmers),

doordat we nu rekening houden met hun hogere leeftijd. De verschillen in opleidingsprofiel tussen CDA, CU, PvdA, SP en PvdD vallen helemaal weg, nu we rekening houden met de andere demografische achtergronden.

In model C toetsen we de trendhypothese, door toevoeging van een interactie met het verkiezingsjaar³. Het verkiezingsjaar is daarbij geschaald tussen 0 (2002) en 1 (2012), zodat de interactie verandering van het opleidingseffect over deze gehele periode weergeeft. We hebben met verschillende vormen van de trendinteractie geëxperimenteerd en zijn er ten slotte op terecht te gekomen om de interactie te *poolen* voor de partijen die het populairst zijn onder de laagst opgeleiden: PVV, 50-plus, LN en LPF. Er zijn maar twee significante trendcoëfficiënten. De belangrijkste daarvan⁴ is de negatieve trend voor deze samengetrokken populistische partijen. De vorm daarvan ($0.33 - 0.36 * \text{Kiesjaar}$) impliceert dat in 2002 de stemmers op deze partijen nog significant hoger opgeleid waren dan de niet-stemmers, maar dat dit verschil in 2012 helemaal verdwenen was. Wat betreft opleidingsniveau zijn de kiezers van PVV en de daarmee samengetrokken partijen dan niet meer te onderscheiden van de niet-stemmers.

Conclusies

In het Nederlandse politieke bestel zijn partijen duidelijk gedifferentieerd naar het opleidingsniveau van hun kiezers. De hoogst opgeleide kiezers zijn die van D66 en GL, op enige afstand gevolgd door de VVD en de PvdD. Het laagst opgeleid zijn de kiezers van de PVV, en hun opleidingsniveau verschilt niet merkbaar van de niet-stemmers en van degenen die op andere protest-partijen stemmen. De twee partijen die als mogelijke voorgangers van de PVV in het politieke bestel kunnen gelden, de LPF en LN, hadden kiezers met een significant hoger opleidingsniveau dan de PVV.

In deze opleidingsprofielen van de politieke partijen is qua volgorde in de periode 2002-2016 nauwelijks verandering gekomen. Ook de sterkte tussen het opleidingsniveau en partijvoorkeur is niet veranderd. Toch is er één opmerkelijke verschuiving waar te nemen: de opleidingskloof tussen de populistische partijen en de andere partijen is significant toegenomen. De PVV is op dit punt de groep van thuisblijvers gepasseerd. Er steekt dus mogelijk waarheid in de veronderstelling dat de PVV erin geslaagd is laagopgeleide niet-stemmers te mobiliseren en naar de stembus te brengen. Als we ook in oenschouw nemen dat sinds 2006 de

³ Het verkiezingsjaar is volledig genest binnen surveyjaar. De resultaten zouden overigens niet anders zijn wanneer we de interactie met surveyjaar zouden berekenen.

⁴ De andere significante trendcoëfficiënt betreft het sterk toegenomen opleidingsniveau van de PvdD, dat overigens – gezien de geringe omvang van het PvdD-electoraat – maar marginaal significant is.

PVV de plek van de LPF in het politieke bestel heeft ingenomen, is dit patroon nog sterker. De LPF had (in 2002) verhoudingsgewijs een hoger opgeleid electoraat vergeleken met de PVV in latere verkiezingen.

Onze analyse heeft nieuwe inzichten gebracht met betrekking tot issues die op het spel stonden in de discussie tussen Hakhverdian et al. (2012) en Bovens & Wille (2012). Volgens ons hadden Hakhverdian et al. gelijk met hun interpretatie van *Diplomademocratie* als een trenduitspraak. Ze hadden volgens ons ongelijk toen ze concludeerden dat er geen trend is opgetreden in de invloed van het opleidingsniveau op partijvoorkeur. Deze trend is er volgens de ESS-NL-gegevens wel, maar op een wat andere manier dan de discussianten veronderstelden. De representatie van de lager opgeleiden in de politieke arena is juist geprononceerder geworden door het electoraal succes van de PVV en de sterkere aantrekkingskracht die deze partij heeft op lager opgeleiden dan haar populistische voorgangers, in het bijzonder de LPF. Onze bevindingen bevestigen daarmee een trend waarvan Bovens (2012) dacht dat ze nog niet was opgetreden: de vorming van een breukvlak tussen hoger en lager opgeleiden doordat de opleidingshiërarchie niet alleen sociaal geïnstitutionaliseerd is (via trouwpatronen en intergenerationale reproductie), maar ook doordat we nu in Nederland een partij van en voor lager opgeleiden in het parlement hebben.

Kanttekeningen

Bij onze analyse kan een aantal voorbeholden gemaakt worden. De belangrijkste daarvan is dat de ESS-NL gegevens nog geen beeld geven van de laatste TK-verkiezingen, van 2017. In het binnenkort ter beschikking komende ESS-Rg kunnen we de trend een stukje verder doortrekken. Ook gaan de ESS-gegevens niet lang terug. Via het NKO kunnen we teruggaan naar 1971, maar ook andere niet-politicologische databestanden zoals het *International Social Survey Programme* en Culturele Veranderingen kunnen hiervoor gebruikt worden. We menen dat het zinvol is deze analyse uit te voeren met onderzoeken die hun respondenten niet benaderd hebben op basis van een politicologische vraagstelling, en dan te vergelijken met de NKO's. Het vergelijken van trends tussen verschillende databestanden is zinvol, maar daarbij zullen veel meer moeilijkheden optreden wat betreft de harmonisering van de opleidingsmetingen en de achtergrondvariabelen dan bij de ESS het geval is. Ook bij het gebruik van de ESS data zou verdere detaillering overigens nog mogelijk zijn, in het bijzonder wat betreft migratie-achtergronden en het opleidingsniveau van beide ouders.

Referenties

- Arab, Y. (2017). *De invloed van opleidingsniveau op partijkeuze in Nederland*. BA Thesis Opleiding Sociologie, Vrije Universiteit Amsterdam, Juli 2017.
- Bovens, M. (2006). De diplomademocratie: over de spanning tussen meritocratie en democratie. *Beleid en Maatschappij*, 33(4), 205-218.
- Bovens, M., & Wille, A. (2009). *Diploma Democracy. On the Tensions between Meritocracy and Democracy*. Utrecht/Leiden: NWO programme Contested Democracies.
- Bovens, M. & Wille, A. (2011). *Diplomatiedemocratie: Over de spanning tussen meritocratie en democratie*. Amsterdam: Bert Bakker.
- Bovens, M. (2012). *Opleiding als scheidslijn. Van oude en nieuwe maatschappelijke breukvlakken*. Rotterdam: Erasmus Universiteit [Oratie].
- Bovens, M., & Wille, A. (2012). The education gap in participation: A rejoinder. *Acta Politica*, 47(3), 259-271.
- Castells, M. (1997). *The Information Age*. Cambridge MA: Blackwell.
- Cohen, J. (1992). A Power Primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), 155-159.
- ESS (2016). European Social Survey R1-R8 [2002-2016]. Bergen NO: Norwegian Center for Research Data.
- Ganzeboom, H. B., & Treiman, D. J. (2003). Three Internationally Standardised Measures for Comparative Research on Occupational Status. In J. H.P. Hoffmeyer-Zlotnik & C. Wolf (Eds.), *Advances in Cross-National Comparison. A European Working Book for Demographic and Socio-economic Variables* (pp. 159-193). Boston, MA: Springer US.
- Ganzeboom, H. B. G., & Nikoloski, D. (2013). Codering en schaling van beroepen in de European Social Survey. In K. Aarts & M. Wittenberg (Eds.), *Stabiliteit en verandering in Europa. Proceedings Vierde Nederlandse Workshop ESS*. (pp. 11-34). Amsterdam University Press.
- Goodman, L. A. (1979). Multiplicative Models for the Analysis of Occupational Mobility Tables and Other Kinds of Cross-Classification Tables. *American Journal of Sociology*, 84(4), 804-819.
- Hakhverdian, A., van der Brug, W., & de Vries, C. (2012). The emergence of a “diploma democracy”? The political education gap in the Netherlands, 1971-2010. *Acta Politica*, 47(3), 229-247.
- Parsons, T. (1970). Equality and Inequality in Modern Society, or Social Stratification Revisited. *Sociological Inquiry*, 40(2), 13-72.
- Schröder, H., & Ganzeboom, H. B. (2014). Measuring and modelling level of education in European Societies. *European Sociological Review*, 30(1), 119-136.
- UNESCO. (2012). *International Standard Classification of Education ISCED 2011*. Montreal: UNESCO Institute for Statistics.

- Vermunt, J. (1997). LEM: A general program for the analysis of categorical data. Tilburg: Tilburg University
- Visscher, G. (1995). *Kiezersonderzoek op een dwaalspoor*. Den Haag: SDU.
- Young, M. D. (1958). *The rise of the meritocracy, 1870-2033: An essay on education and inequality*. London: Thames & Hudson.

Appendix

Tabel A1 Tweede Kamerverkiezingen 2002-2017 als gerepresenteerd door ESS R1-R8

TK	ESS	Karakteristiek
2002/05/15	ESS1	Grote winst LPF, PvdA gehalveerd. Kabinet Balkenende I (CDA VVD LPF)
2003/01/22	ESS3, ESS2	Groot verlies LPF, PvdA veert op, maar wordt nipt kleiner dan CDA. Kabinet Balkenende II (CDA + VVD + D66)
2006/11/22	ESS4	CDA nipt groter dan PvdA. PVV doet voor het eerst mee. Balkenende wordt weer premier, van een CDA-PvdA-CU kabinet (Balkenende III)
2010/06/09	ESS5	VVD en PVV winnen beide, CDA verliest fors. Vorming kabinet Rutte I (VVD + CDA, met gedoogsteun PVV)
2012/09/12	ESS8, ESS7, ESS6	PvdA verliest nipt van de VVD, maar beide maken winst. PVV verliest aanzienlijk. Vorming kabinet Rutte II (VVD + PvdA)
2017/03/15	<i>Nog niet in ESS</i>	PvdA weggevaagd, VVD houdt verlies beperkt. PVV, D66, SP, GL winnen allemaal. Vorming kabinet Rutte III (VVD + CDA + D66 + CU).

Tabel A2 Opleidingskwalificaties als gemeten in ESS R1-R8, geschaald naar ISLED

ISCED	ISLED			EDLVNL		EDLVNLe
100	17.3	Basisschool niet afgemaakt	1	Not completed primary school	1	Basisschool niet afgemaakt
113	19.3	Alleen basisschool afgemaakt	2	Primary school or first stage of basic education	2	Alleen basisschool afgemaakt
212	30.3	lbo, vbo, leao, lts ambachtsschool, huishoudschool, lhno, vm	3	Lower secondary school, technical training (lbo)	3	lbo, vbo, leao, lts ambachtsschool, huishoudschool, lhno, vmbo (niveaus 1-3; basisberoepsgericht, kaderberoepsgericht)
213	30.5	mulo, ulo, mavo, vmbo (niveau 4; theoretische leerweg); havo	4	Lower secondary school, theoretical training (mulo,mavo)	4	mulo, ulo, mavo, vmbo (niveau 4; theoretische leerweg); havo jaar 3-4; vwo jaar 3-5 afgemaakt
229	34.0				5	mbo-niveau 1 afgemaakt (duur < 2 jaar)
229	34.0	kmbo, leerlingwezen, mbo-niveau 1, meao, mts afgemaakt (duur	5	Short upper secondary professional education (kmbo, vhbo)	8	kmbo, leerlingwezen, meao, mts afgemaakt (duur 2-3 jaar)
312	40.4	havo, mms, msvm afgemaakt	8	Higher secondary school (mms, havo)	6	havo, mms, msvm afgemaakt
313	44.0	vwo, hbs, atheneum, gymnasium afgemaakt	9	Pre-scientific secondary school (hbs, vwo)	7	vwo, hbs, atheneum, gymnasium afgemaakt
321	37.6	mbo-niveau 2 en 3 afgemaakt (duur 2-3 jaar)			9	mbo-niveau 2 en 3 afgemaakt (duur 2-3 jaar)
322	48.8	mbo-niveau 4 afgemaakt (duur 4 jaar)	6	Upper secondary professional education (mbo)	10	mbo-niveau 4 afgemaakt (duur 4 jaar)
412	56.6	mbo-plus voor havisten	7	Post secondary, non-tertiary education (mbo plus)	11	mbo-plus voor havisten
510	69.6	propedeuse wo, ou-certificaat				
520	57.4	korte hbo-opleiding eindexamen (2 of 3 jaar), kweekschool,			13	korte hbo-opleiding eindexamen (2 of 3 jaar)
610	70.4	Bachelor hbo afgemaakt	10	Tertiary professional education (hbo)	14	Bachelor hbo, kweekschool, pabo, conservatorium, mo-akten afgemaakt
620	78.0				12	propedeuse wo, ou-certificaat
620	78.0	Bachelor universiteit afgemaakt			15	Bachelor universiteit afgemaakt
710	78.4	hbo: Master's degree, tweede fase opleidingen; Post hbo-ople			16	hbo: Master's degree, tweede-fase-opleidingen; Post-hbo-opleidingen, pre-master-onderwijs voor hbo
720	83.3	wo/universiteit: Master's degree, tweede fase opleidingen;	11	Tertiary scientific education, university	17	wo/universiteit: Master's degree, tweede-fase-opleidingen; ingenieur, meester, doctorandus
720	83.3		12	Tertiary post-scientific education (teachers, doctors)		
800	90.4	Doctoraat / gepromoveerd	13	Second stage of tertiary education, Ph.D. education	18	Doctoraat / gepromoveerd