

Beroepsklasse en beroepsprestige als verklaring voor inkomen, ongelijkheidsopvattingen, politiek vertrouwen en politieke apathie

G. Kraaykamp, L.B. van Snippenburg en W.C. Ultee *

Summary

Occupational class and occupational status as an explanation of income, attitudes towards inequality, political confidence and political apathy

This article addresses the question whether an operationalization of occupation as occupational class or as occupational prestige has more predictive power on income, attitudes towards inequality, political confidence and political apathy. Empirical analyses were conducted, with both operationalizations in the same regression models, together with important control variables. Class as well as prestige appeared to have unique effects on income. When attitudes towards inequality, political confidence and political apathy were the dependent variables, prestige turned out not to add up significantly to the variance already explained by class. It was concluded that class is the most important predictor of attitudes toward inequality, political confidence and political apathy and that class as well as prestige are important when income is the variable to be predicted.

1. Inleiding

In de sociaal-wetenschappelijke literatuur over sociale ongelijkheid en maatschappelijke gelaagdheid zijn twee belangrijke onderzoekslijnen te onderkennen, die van beroepsprestige en die van beroepsklasse. Dit artikel gaat in

* G. Kraaykamp is als toegevoegd onderzoeker verbonden aan de Vakgroep Empirisch Theoretische Sociologie van de Rijksuniversiteit Utrecht.

L.B. van Snippenburg is als onderzoeker werkzaam bij het SOCON-project van de Katholieke Universiteit Nijmegen.

W.C. Ultee is hoogleraar Sociologie aan de Katholieke Universiteit Nijmegen.

De auteurs danken de leden van de Werkgroep Sociale Stratificatie en Mobiliteit voor hun constructieve opmerkingen tijdens de bespreking van een concept voor dit artikel.

op drie onderzoeksvragen die in de discussies binnen en tussen deze onderzoekslijnen een rol spelen en draagt empirisch materiaal aan ter beantwoording van deze vragen.

Onderzoekers binnen de eerste onderzoekslijn vangen aan met de opstelling van een beroepsprestigeladder op basis van enquêtegegevens. Het gaat bij zo'n prestigeladder om het aanzien dat respondenten aan diverse beroepen toekennen. Vervolgens kunnen leden van de beroepsbevolking op grond van deze ladder een beroepsprestigescore toegekend krijgen. In een derde stap is het mogelijk het beroepsprestige van een individu in verband te brengen met het beroepsprestige van diens vader, om zo te kunnen vaststellen hoeveel stijging en daling er op de maatschappelijke ladder op een zeker tijdstip is. Verder is het mogelijk na te gaan of de samenhang tussen het beroep van een werkende respondent en dat van diens vader loopt via het opleidingsniveau, door dat in een causaal model tussen beroepsprestige vader en beroepsprestige zoon te schuiven. Voorbeelden van werk binnen deze onderzoekslijn zijn Van Heek en Vercrujse (1958) en Blau en Duncan (1967). Enige onderzoekers die beroepsprestigeladders hebben vastgesteld, koesterden de verwachting dat er in hun ladders breuken zouden voorkomen, met name tussen handarbeid- en hoofdarbeidberoepen. De scores voor afzonderlijke beroepen blijken echter betrekkelijk gelijkmatig verdeeld over het bereik van een beroepsprestigeladder (vgl. Kuiper, 1976).

In de tweede onderzoekslijn nemen onderzoekers zelf een groot aantal beroepstitels samen tot een beperkt aantal klassen. Hierbij zijn aspecten als eigendom van produktiemiddelen en leiding geven indelingscriteria. Een rangorde tussen de klassen wordt in principe niet aangebracht omdat op theoretische gronden de klassen niet van hoog naar laag zijn te ordenen. Klassen zijn antagonistisch en daardoor niet in een relatie van onder- of bovenschikking. Met een aldus ontstane klassenindeling is in een tweede stap de klassenstructuur van een samenleving te bepalen: de verdeling van de beroepsbevolking over de onderscheiden klassen. Vervolgens is de klasse van een individu in verband te brengen met zaken als inkomen en politiek gedrag. Voorbeelden van werk binnen deze onderzoekslijn zijn Wright en Perone (1977) en Heath, Jowell en Curtis (1985). Het belang van vragen over sociale stijging en daling is binnen deze onderzoekslijn lange tijd niet hoog aangeslagen. Omdat klassen niet van hoog naar laag te ordenen zijn, gaat het alleen om uitwisseling tussen klassen, er kan dan immers geen sprake zijn van stijging of daling.

Een belangrijk verschil tussen de beide onderzoekslijnen is dat in de eerste het beroep van een persoon gekarakteriseerd is door het kenmerk prestige en het beroepsprestige meestal dienst doet als *afhankelijke* variabele in analy-

ses, terwijl in de tweede het beroep gekarakteriseerd is door de klassepositie van het beroep en beroepsklasse veelal dienst doet als *onafhankelijke* variabele.

Het tweede opmerkelijke verschil is dat binnen de eerste onderzoekslijn beroepstitels met een empirisch vastgestelde beroepsprestigeladder van een score worden voorzien, terwijl in de tweede onderzoekslijn een onderzoeker zelf beroepstitels tot klassen samen neemt. Deze constatering zegt niet alleen iets over het uiteenlopende belang dat men binnen de tradities aan empirisch onderzoek hecht maar heeft daarnaast ook een theoretische implicatie. Volgens haar zelfbegrip houdt de klassentraditie zich bezig met sociale relaties. Klassen zijn omschreven in relationele termen als loonafhankelijkheid en zelfstandigheid. In samenhang hiermee maakt binnen de klassentraditie de mening opgang dat de beroepsprestigetraditie zich met de verdeling van prestige en daarmee niet met sociale betrekkingen bezighoudt (Wright 1979). Maar zoals blijkt uit de wijze waarop beroepsprestige empirisch wordt gemeten, is er binnen de beroepsprestigetraditie wel degelijk sprake van een relatie, namelijk de mate waarin mensen neerkijken op, dan wel opzien tegen mensen met een bepaald beroep. Men kan stellen dat het binnen beide tradities om verschillende soorten betrekkingen gaat, in de klassentraditie gaat het om economische, in de prestigetraditie om ideële betrekkingen.

2. Vraagstelling

Na aanvankelijk grote tegenstellingen zijn er sinds de tweede helft van de jaren zeventig ontwikkelingen gaande die duiden op convergentie tussen beide onderzoekslijnen. Hoewel men in de beroepsklassentraditie tot na de tweede wereldoorlog is uitgegaan van twee tegenover elkaar staande klassen van beroepsbeoefenaren, zijn de laatste decennia meer en meer fijnere klassenindelingen in gebruik genomen.

Zo legt Parkin (1970) de belangrijkste breuk in de sociale structuur van de westerse industrielanden wel tussen de hand- en hoofdarbeid, maar hij deelt zowel hoofdarbeiders als handarbeiders in drie categorieën op. Wright en Perrone (1977) en Wright (1982) gebruiken in eerste instantie drie fundamentele klassen, maar plaatsen daartussen dan drie categorieën van mensen met verschillende combinaties van bourgeois- en arbeiderskenmerken. Dat resulteert in zes klassen. Goldthorpe en Llewellyn (1977) onderscheiden zeven klassen op basis van de werksituatie en arbeidsmarktkansen. Tenslotte presenteren Erikson, Goldthorpe en Portocarero (1979) met hun zogenoemde EGP-schema zelfs een tiendelige klassenindeling. Het is de vraag

wat deze ontwikkeling in de klassentraditie betekent voor de belangrijke veronderstelling van een beperkt aantal klassen in een samenleving. Een veronderstelling die fundamenteel is waar het gaat om de afgrenzing van de klassentraditie van de prestigetraditie.

Na de inspanningen van vooral Goldthorpe bij het opstellen van klassenindelingen, is er binnen de klassenonderzoekslijn ook onderzoek gedaan naar sociale (klassen-)mobiliteit (waarbij iemands eigen beroepsklasse dus afhankelijke variabele is). Deze klassenmobiliteit houdt niet alleen beweging tussen de klassen in maar ook stijging en daling, omdat Goldthorpe de klassen gedeeltelijk van hoog naar laag heeft geordend. Zo onderscheiden Goldthorpe en Llewellyn (1977) twee hiërarchische niveaus en Erikson en Goldthorpe (1985) drie. Een belangwekkende ontwikkeling na de aanvankelijke afwijzing van het idee van een samenleving met hogere en lagere klassen. Wel typisch voor de klassentraditie blijft dat Goldthorpe, én Erikson, Goldthorpe en Portocarero zelf beroepstitels aan klassen toewijzen.

De hierboven besproken convergentie is een belangrijk aandachtspunt in dit artikel. Met de toename van het aantal categorieën in de beroepsklassen-traditie en de introductie van een rangordening hiertussen duikt de mogelijkheid op dat een klassenindeling simpelweg een discretisering is van een prestigeschaal. Of dit zo is lijkt moeilijk uit te maken omdat voorzover klassen zijn gerangschikt, het vaak niet bekend is op grond van welk beginsel dat is gebeurd. Interessant is het daarom na te gaan hoe de beide tradities van onderzoek zich ten opzichte van elkaar verhouden in hun relaties met andere relevante variabelen. Op basis van bovenstaande ontwikkelingen zijn we tot drie onderzoeksvragen gekomen.

De *eerste onderzoeksvraag* is, of wijzigingen in de omschrijving van klassen binnen de klassentraditie tot betere voorspellingen leiden van iemands inkomen, ongelijkheidsopvattingen, politiek vertrouwen en politieke apathie. Deze vraag is ingegeven door de gesignaleerde ontwikkeling van weinig naar veel klassen. Ze lijkt triviaal omdat een grotere verfijning logischerwijs meer voorspellingsmogelijkheden oplevert, maar is dat niet want de categorieën van uitgebreidere klassenindelingen kunnen theoretisch minder relevant gekozen zijn.

Een *tweede onderzoeksvraag* beoogt een verbreding van de probleemstelling binnen de beroepsprestigetraditie, namelijk in hoeverre voorspelt het beroepsprestige van een persoon iemands inkomen, ongelijkheidsopvattingen, politiek vertrouwen en politieke apathie? Net zoals in de klassentraditie met het werk van Goldthorpe de klassepositie als afhankelijke variabele dienst is gaan doen, zo gaat in de prestigetraditie het beroepsprestige als onafhankelijke variabele dienst doen.

Door beide voorgaande vragen wordt als vanzelfsprekend een *derde onderzoeksvraag* opgeworpen. Deze behelst de voorspelling van inkomen, ongelijkheidsopvattingen, politiek vertrouwen en politieke apathie uit zowel de klassepositie als uit het beroepsprestige. Binden de beide indicaties voor beroepsstratificatie als predictoren afzonderlijk variantie, of voegt de ene variabele niets meer toe aan hetgeen door de andere wordt verklaard?

3. De verklaringskracht van klasse en prestige

In dit artikel bestuderen we beroepsklasse en beroepsprestige als predictoren voor inkomen, ongelijkheidsopvattingen, politiek vertrouwen en politieke apathie. Inkomenshoogte heeft in onderzoek vaker dienst gedaan als te verklaren verschijnsel. Zo voorspellen Duncan, Featherman en Duncan (1973) inkomen uit beroepsprestige, onderwijs, en andere achtergrondfactoren. Wright en Perrone (1977) beschouwen de relatieve verklaringskracht van klasse en prestige voor het inkomen in de Verenigde Staten en Engeland. Daarbij worden naast controlevariabelen als leeftijd en opleiding, beroepsklasse en beroepsprestige tegelijkertijd in het onderzoeksmodel opgenomen. Kerstholt en Luykx (1982) repliceren dit onderzoek voor de Nederlandse situatie. In alle gevallen blijkt het gebruik van zowel klasse als prestige méér van het inkomen te verklaren dan het gebruik van slechts één van beide dimensies.

In een onderzoek van Robinson en Kelley (1979) is met gebruikmaking van prestige en twee klassendimensies getracht inkomen te verklaren. Daarnaast zijn in hun regressie-analyse de kenmerken politieke voorkeur en klasse-identificatie afhankelijke variabelen. Op deze manier is er een aanzet gegeven voor de verklaring van attitudes met gebruik van prestige en klasse. Hun analyses geven aan dat de indicatoren voor klasse (bezit produktiemiddelen en leiding geven), de verklaarde variantie van politieke voorkeur en klasse-identificatie wel verhogen, maar dat desondanks prestige de belangrijkste verklarende factor blijft. Door Jackman en Jackman (1983) is aangetoond dat het beroepsprestige van invloed is op meningen en attitudes ten aanzien van politieke en sociale issues. In Nederland heeft Szirmai (1986) houdingen ten opzichte van inkomensongelijkheid mede met beroepsklasse verklaard.

Aan deze veelgebruikte te prediceren variabelen inkomen en ongelijkheidsopvattingen voegen we hier twee in de sociologie minder gebruikelijke toe, namelijk politiek vertrouwen en politieke apathie. Deze variabelen zijn in dit artikel beschouwd als indicaties voor de cohesie (of het gebrek daaraan) van

een samenleving. Binnen de klassentraditie is de cohesie tot nu toe vaak afgenomen aan de Alford-index: het percentage linkse stemmen onder niet-zelfstandige handarbeiders min het percentage linkse stemmen onder zelfstandigen en niet-zelfstandige hoofdarbeiders (Alford 1963, Korpi 1983). Voor de politieke samenhang van een maatschappij zijn echter ook andere indicatoren mogelijk.

Zo is volgens Durkheim (1897) geringe samenhang in een samenleving af te lezen aan moord- én zelfdodingscijfers. In meer algemene termen en met minder extreme indicatoren: de tegenhanger van 'vreedzaam samenleven' is niet alleen 'geweld tegen elkaar gebruiken' en 'elkaars opvattingen ten scherpste bestrijden', maar ook 'een vrijwillige dood boven het leven met anderen verkiezen', 'vereenzaming' en 'langs elkaar heen leven'. Gedachtig deze Durkheimiaanse herformulering van de ordeproblematiek, kan een beperkte politieke cohesie in een samenleving niet alleen blijken uit stemmen op politieke partijen met sterk onverenigbare programma's (de Alford-index), maar tevens uit politieke apathie en een gering politiek vertrouwen.

Vragen over de interne politieke cohesie van samenlevingen kunnen onderdeel uitmaken van de discussies binnen de klassentraditie en tussen de klassen- en de prestigetraditie. Daarom is met het opnemen van de indices voor politieke apathie en politiek vertrouwen een bijdrage te leveren aan de vergelijking van beide onderzoekstradities. Op de achtergrond daarbij staat de constatering dat een empirische wedijver binnen en tussen de onderzoekslijnen op directe wijze, anders dan via derde variabelen, niet te verkrijgen is. Regressiecoëfficiënten voor beroepsprestigemobiliteit zijn vooralsnog onvergelijkbaar met loglineaire parameters voor klassenmobiliteit.

4. Operationalisering

De gegevens die bij de beantwoording van de drie onderzoeksvragen gebruikt worden, zijn verzameld in 1985 bij een nationale enquête (N = 3003) voor het project 'Sociaal-Culturele Ontwikkelingen in Nederland (SOCON)'. Om storende factoren bij onze analyse zo veel mogelijk uit te sluiten, is besloten gebruik te maken van een deelpopulatie van mannelijke respondenten van 18 tot en met 64 jaar die meer dan 30 uur per week betaalde arbeid verrichten. Bij de SOCON-enquête zijn vanwege de tijdsduur van de ondervraging enkele vragenblokken alleen aan at random samengestelde deelpopulaties gesteld. De vragen die voor de operationalisering van politiek vertrouwen en politieke apathie gebruikt zijn, maken deel uit van een dergelijk blok. Als gevolg hiervan en door ontbrekende scores is niet in alle analyses

hetzelfde aantal eenheden beschikbaar. Voor de analyse met inkomen en ongelijkheidsopvattingen zijn er 832 ondervraagden, bij politiek vertrouwen en politieke apathie als afhankelijke variabelen respectievelijk 514 en 497.

Bij het operationaliseren van beroepsprestige hebben we voor de U&S-prestigescala gekozen. Sixma en Ultee (1983) hebben deze prestigeladder voor Nederland geconstrueerd door respondenten 116 beroepen naar aanzien te laten rangschikken. Deze beroepen zijn zodanig gekozen dat uit elke beroepsgroep van de CBS-beroepenclassificatie (CBS 1971) minstens één beroep is vertegenwoordigd. Met een omcodeerprocedure kunnen alle beroepen met een CBS-code een prestigescore op de U&S-schaal krijgen. Het resultaat is een beroepsprestigeladder, die als intervallschaal te gebruiken is en een bereik heeft van 13 tot 87.

Voor beroepsklasse is gebruik gemaakt van het nominale tiendelige EGP-klassenschema, geconstrueerd door Erikson, Goldthorpe en Portocarero (1979). Deze indeling is gebaseerd op vier fundamentele dimensies van beroepen, namelijk: sector (handarbeid, hoofdarbeid en agrarische arbeid), zelfstandigheid versus loonafhankelijkheid, vereiste vaardigheid, en leiding geven. De diverse beroepstitels zijn door de auteurs op basis van deze vier dimensies aan de tien klassen toegewezen. Daarbij is de veronderstelling dat het EGP-schema de verschillen wat betreft werksituatie en kansen op de arbeidsmarkt tussen de diverse beroepen weergeeft. De tien klassen zijn:

- 1) grote zelfstandigen, hogere leidinggevenden, professionals;
- 2) lagere leidinggevenden en professionals;
- 3) routine hoofdarbeiders;
- 4) kleine zelfstandigen met personeel;
- 5) kleine zelfstandigen zonder personeel;
- 6) zelfstandige boeren;
- 7) lagere technici en supervisors handarbeid;
- 8) geschoolde handarbeiders;
- 9) ongeschoolde en semi-geschoolde handarbeiders;
- 10) (ongeschoolde) landarbeiders.

Ganzeboom e.a. (1987) hebben, in overleg met de oorspronkelijke ontwerpers, de EGP-indeling geschikt gemaakt voor het scoren van Nederlandse beroepstitels uit de CBS-classificatie. Die hercodering is hier gebruikt.

Gedachtig de eerste onderzoeksvraag zijn er in onze analyse meerdere klassenindelingen met een verschillend aantal categorieën gebruikt. We benadrukken daarbij dat alle hier gebruikte klassenindelingen samentrekkingen zijn van het tiendelige EGP-schema. Deze samentrekkingen zijn echter *geen* samentrekkingen van elkaar. De afzonderlijke klassen worden in de analyses door dummyvariabelen gerepresenteerd.¹ Daarnaast zijn er twee

dimensies (onafhankelijk van het EGP-schema) in de analyse geïntroduceerd waarvan wordt aangenomen dat ze eveneens klassepositie indiceren; de dimensie van zelfstandigheid (een ja/nee variabele) en de dimensie leiding geven (gemeten in zes categorieën: niet, minder dan 5 personen, 5 tot 9, 10 tot 19, 20 tot 49 en 50 of meer).

Opleidingsniveau operationaliseren we met de vraag naar de hoogst voltooide opleiding in zeven categorieën.² Voor de leeftijd is het geboortjaar van de respondent gebruikt.

Voor de eerste afhankelijke variabele, het inkomen, is een indeling van het bruto huishoudinkomen beschikbaar in vijf categorieën.³ Bij de verklaring van het huishoudinkomen is van belang of het inkomen met één of meer personen is verkregen. Hierover zijn in het SOCON-bestand echter geen gegevens beschikbaar. Daarom is de variabele 'partner' (al dan niet gehuwd of samenwonend: 0/1 variabele) als een beperkte controle opgenomen.

De variabele ongelijkheidsopvattingen is verkregen door een schaalconstructie (Cronbachs $\alpha = .81$). Bij zes uitspraken over sociale ongelijkheid hebben de respondenten aangegeven in hoeverre zij het gestelde onderschrijven.⁴ Factor-analyse (PA2) geeft aan dat de zes items hoog laden op één factor (verklaarde variantie 53.6 procent). Vervolgens zijn de items gestandaardiseerd tot z-scores, voor iedere respondent opgeteld en, om te corrigeren voor ontbrekende waarnemingen, gedeeld door het aantal vragen waarop de betreffende respondent heeft geantwoord. Hoe hoger de waarde op de schaal, hoe meer een respondent ongelijkheid aanvaardt en goedkeurt.

Politieke apathie operationaliseren we door een schaalconstructie met het probabilistische scalogrammodel van Mokken (1970). Er zijn negen items gebruikt over veel voorkomende vormen van politieke activiteit.⁵ Respondenten kunnen daarbij aangeven in welke mate ze in de diverse vormen participeren. Het meetinstrument voldoet ruimschoots aan schaalbaarheids- en betrouwbaarheidscriteria ($H = .48$; $\rho = .74$).

Politiek vertrouwen is gemeten met een schaal (political confidence) die binnen het SOCON-bestand is geconstrueerd met factor-analyse (Cronbachs $\alpha = .74$; Felling, Peters & Schreuder 1987). Deze schaal bestaat uit items die handelen over het vertrouwen in en de tevredenheid met de zittende regering, en algemene belangen dan wel specifieke belangen van elites die meespelen bij de beleidsvorming.

5. Analyse

5.1. Werkwijze

In paragraaf 5.2 wordt de analyse ter beantwoording van de eerste onderzoeksvraag, over veranderende verklaringsmogelijkheden door wijzigingen in de operationalisering van klasse, gepresenteerd. Daarbij zijn gecorrigeerde verklaarde varianties (gecorrigeerd voor het aantal eenheden en onafhankelijke variabelen) gebruikt. Voor de vier afhankelijke variabelen zijn de varianties vergeleken bij het achtereenvolgens opnemen van het tiendelige EGP-klassenschema, drie samentrekkingen van dat schema (vgl. par. 4) en twee dimensies van klasse (zelfstandigheid en leiding geven) in een regressievergelijking. Zo is na te gaan hoe theoretisch te onderscheiden klassenindicaties van elkaar verschillen naar hun verklaringsmogelijkheden.

Om de (relatieve) verklaringskracht van het EGP-klassenschema en de U&S-prestigeschaal, voor respectievelijk inkomen, ongelijkheidsopvattingen, politiek vertrouwen en politieke apathie te bepalen gebruiken we multiple regressie (gewone kleinste kwadratenschattingen: Johnston 1972, Kenny 1979). Daarmee is het mogelijk de directe effecten van beroepsklasse en beroepsprestige op de afhankelijke variabelen te bepalen, onafhankelijk van de (eventueel) daarnaast opgenomen beroepenindeling en controlevariabelen als leeftijd, opleiding, partner en inkomen. Om een duidelijk beeld te krijgen van de relatieve verklaringskracht van zowel prestige als klasse, vergelijken we in de paragrafen 5.3 en 5.4 de verklaarde varianties en de gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten voor de beide indelingen. Dit geschiedt met regressievergelijkingen van de vier afhankelijke variabelen met als predictoren achtereenvolgens [1] beroepsprestige; [2] beroepsklasse; [3] de controlevariabelen leeftijd, opleiding, partner en inkomen (niet als inkomen de afhankelijke is); [4] beroepsprestige plus alle controlevariabelen; [5] beroepsklasse plus alle controlevariabelen en [6] beroepsprestige en beroepsklasse plus alle controlevariabelen.

Voorafgaande aan deze regressie-analyses is de samenhang tussen beroepsklasse en beroepsprestige geanalyseerd. Omdat beroepsklasse en beroepsprestige tegelijk in hetzelfde regressiemodel [6] worden opgenomen kan bij sterke samenhang multi-collineariteit optreden. De multiële correlatie van het nominale EGP-klassenschema en U&S-beroepsprestigeschaal is .87. Dit is vrij hoog, zodat bij de analyse instabiliteit van coëfficiënten mogelijk is. Daarom zijn al de analyses met zowel klasse als prestige in het model overgedaan op at random steekproeven van wisselende omvang. Deze heranalyses leiden niet tot andere resultaten.

Om binnen één regressiemodel het directe effect van beroepsklasse (nominaal) te kunnen vergelijken met het effect van beroepsprestige en de andere opgenomen predictoren, wordt een procedure gehanteerd die analoog is aan een door Jagodszinsky en Weede (1981) gehanteerde procedure voor exponentiële vergelijkingen. Met behulp van deze procedure wordt er een totaalvariabele geconstrueerd die een lineaire combinatie is van de dummies die de klassenvariabele representeren. De ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten zijn daarbij de gewichten. De berekening verloopt volgens de formule:

$$\text{KLASSENTOTAAL} = b_1 * D_1 + b_2 * D_2 + \dots + b_9 * D_9$$

Als deze totaalvariabele in de regressievergelijking is opgenomen in plaats van de negen dummies, krijgt de nieuwe bijbehorende ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënt per definitie de waarde '+ 1'. De proportie verklaarde variantie (R^2) blijft gelijk en de gecorrigeerde verklaarde variantie (R^2_{adj}) neemt af omdat het aantal predictoren kleiner is geworden. De gestandaardiseerde regressiecoëfficiënt (β) is een aanduiding voor het relatieve directe effect van klasse als geheel. Het teken van deze β heeft geen betekenis (is namelijk per definitie positief). Te vermelden valt verder dat in de tabellen van de paragrafen 5.3 en 5.4 de gecorrigeerde verklaarde varianties en significanties wel steeds betrekking hebben op de oorspronkelijke vergelijkingen met de negen dummies voor klasse.

5.2. *Van weinig naar veel klassen*

De eerste onderzoeksvraag betreft de ontwikkeling binnen de klassentraditie van weinig naar veel klassen. De vroegste onderzoekers in die onderzoekslijn gebruikten een op Marx geïnspireerde tweedeling van bezitters van de productiemiddelen en loonafhankelijken, of een eenvoudige tweedeling van hoofd- en handarbeid. Ook een door Dahrendorf gedachte deling op basis van autoriteit in een bedrijf is gebruikt. Zo hebben Robinson en Kelley (1979) in een onderzoek naar inkomen en politieke voorkeur, zelfstandigheid en leidinggeven als aparte dimensies tegelijkertijd in een regressiemodel opgenomen. De laatste jaren ontstaat echter bij onderzoekers de gewoonte om de diverse dimensies van klasse samen te voegen in complexere, verfijndere indelingen met meerdere klassen (Wright 1977, Erikson, Goldthorpe & Portocarero 1979).

In dit artikel volgen we deze trend van weinig naar veel klassen en gaan na in hoeverre deze ontwikkeling betekenis heeft voor de verklaring van inko-

men, ongelijkheidsopvattingen, politiek vertrouwen en politieke apathie. Daartoe nemen we vier klassenindelingen en twee klassendimensies in regressievergelijkingen op om zo de verschillen in gecorrigeerde verklaarde variantie (R^2_{adj}) voor de afhankelijke variabelen te bestuderen.

De resultaten van deze analyse zijn in tabel 1 weergegeven. Opvallend is daarbij de geringe verklaarde variantie in de afhankelijken. Dit kan mede de stabiliteit van de bevindingen nadelig hebben beïnvloed door een relatief grote toevalscomponent. Aanvullende analyses op deelsteekproeven wijzen uit dat dit niet noemenswaardig het geval is.

Bij de regressievergelijkingen met inkomen als afhankelijke variabele constateren we dat, globaal gezien, de gecorrigeerde verklaarde variantie (R^2_{adj}) toeneemt bij een uitbreiding van het aantal klassen. Zo verklaart in de bivariate regressievergelijking de tiendeling zo'n 16.5%. De tweedeling verklaart 10.6% en de driedeling 12.2%. Ook bij het opnemen van controlevariabelen blijft het beeld van een oplopende gecorrigeerde verklaarde variantie bestaan. Daarnaast valt de rol van de dimensie leiding geven op. Met controlevariabelen is voor deze dimensie de verklaarde variantie voor inkomen hoger dan in de vergelijkingen met klassenindelingen.

Voor de drie andere afhankelijke variabelen (drie attitudes) is te constateren dat in het algemeen de tiendelige klassenindeling de meeste verklaarde variantie oplevert. Wanneer er controlevariabelen zijn opgenomen is er voor ongelijkheidsopvattingen en politiek vertrouwen bij het toenemen van het aantal klassen een toename van de verklaarde variantie te constateren. Naast bevestigingen zijn er ook enige afwijkingen ten opzichte van de verwachtingen. Zo vinden we bij politieke apathie dat de tiendelige indeling minder verklaart dan de vijfdeling. Dit is vreemd. Het gaat hier namelijk om als dummies in de regressievergelijking ingevoerde categorieën (nominaal). De vijfdeling is daarbij een regelrechte samentrekking van de tiendeling. We veronderstellen daarom dat de iets lagere verklaarde variantie van de tiendeling een gevolg is van de correctie op het aantal eenheden (dummy's). De ongecorrigeerde varianties geven een dergelijke afwijking niet te zien.

Tabel 1. Gecorrigeerde verklaarde varianties van de regressies van zes klassen oplossingen met vier afhankelijken, met de controlevariabelen leeftijd, partner en opleiding.

	inkomen	ongelijk- heids- opvattingen	politieke apathie	politiek vertrouwen
	R ² adj	R ² adj	R ² adj	R ² adj
<i>dimensies</i>				
zelfstandig	.004	.014	.025	.000
+ cont.var.	.207	.099	.147	.065
leidinggeven	.109	.011	.022	.009
+ cont.var.	.246	.087	.131	.064
<i>klassen</i>				
hoofd/hand	.106	.068	.073	.007
+ cont.var.	.222	.105	.147	.058
3 klassen	.122	.053	.068	.014
+ cont.var.	.221	.095	.141	.070
5 klassen	.110	.067	.077	.014
+ cont.var.	.221	.106	.155	.069
10 klassen	.165	.079	.087	.016
+ cont.var.	.244	.110	.150	.074

R²adj = R² gecorrigeerd voor het aantal eenheden en aantal onafhankelijke variabelen

Al met al kunnen we constateren dat de overgang in empirisch onderzoek van weinig naar veel klassen in de regel relevant is. Meer klassen levert een hogere verklaarde variantie op, hoewel de verschillen niet opzienbarend genoemd mogen worden. Ook in relatie tot de twee dimensies kunnen we vaststellen dat globaal gezien de verfijndere tiendelige klassenindeling de meeste verklaringsmogelijkheden biedt.

Wel lijkt het belang van een fijnere indeling voor de verschillende afhankelijke variabelen uiteen te lopen. Met name voor het inkomen levert een verfijning naar meer klassen een redelijke toename op. Voor de attitudes is de toename in variantie minder duidelijk vast te stellen. Gezien deze constatering en om de analyses overzichtelijk te houden wordt in de verdere analyses de tiendelige klassenindeling gebruikt.

5.3. Klasse en prestige als verklaring van inkomen

Voor de beantwoording van de tweede en derde onderzoeksvraag zijn de re-

sultaten van de regressievergelijkingen met inkomen als afhankelijke variabele in tabel 2 schematisch weergegeven (voor de ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten verwijzen we naar bijlage 1).

Tabel 2. Verklaarde varianties en gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten (bèta's) van de analyses met inkomen als afhankelijke variabele.

	R ²	R ² adj	opleiding	leeftijd	partner	prestige	klasse
1.	.160	.159				+.40*	
2.	.174	.165					.42*
3.	.207	.204	+.40*	+.18*	+.11*		
4.	.246	.242	+.27*	+.15*	+.11*	+.24*	
5.	.254	.244	+.28*	+.14*	+.11*		.25*
6.	.262	.250	+.27*	+.13*	+.11*	+.18*	.14*

* variabele levert een significante bijdrage ($p \leq .05$)

± richting van effect; bij klasse is de richting onbepaald (zie 5.1)

In de regressievergelijkingen [1] en [2] blijken zowel beroepsklasse als beroepsprestige significante bijdragen te leveren aan de verklaring van inkomen. Zo heeft beroepsklasse een effect van .42 en levert een beroep met een hoog prestige een hoog inkomen op ($\text{bèta} = .40$). Wanneer we aan deze vergelijkingen controlevariabelen toevoegen [4] en [5], blijven dezelfde verhoudingen bestaan. Ook als klasse en prestige tegelijkertijd in één model, naast de controlevariabelen [6] zijn opgenomen, zijn voor beide indelingen 'eigen' significante effecten waar te nemen. Daarbij is het van belang te constateren dat de bijdrage van beroepsprestige en beroepsklasse voor de verklaring van inkomen ongeveer even groot is. Zo levert de toevoeging van zowel klasse als prestige aan de vergelijking mét de controlevariabelen, een toename van zo'n 5% verklaarde variantie op. De toename aan verklaarde variantie (gecorrigeerd) ten opzichte van de vergelijking met de controlevariabelen én de andere beroepsindeling, is voor klasse 0.8% en voor prestige 0.6%.

Wat de effecten betreft kunnen we constateren dat die voor zowel klasse als prestige in alle vergelijkingen significant zijn en elkaar in waarde niet veel ontlopen. Een hoog beroepsprestige en het behoren tot een bepaalde klasse zijn indicaties voor een hoog inkomen. Om te bepalen welke klassen samen gaan met een hoog inkomen moeten de ongestandaardiseerde coëfficiënten van de dummy's in beschouwing worden genomen. Deze zijn weergegeven in bijlage 1. Overigens zijn in het volledige model [6] ook de bijdragen van de controlevariabelen significant: hoe hoger de leeftijd en de opleiding, hoe hoger het inkomen; dat geldt eveneens als men een partner heeft.

5.4. Klasse en prestige als verklaring van ongelijkheidsopvattingen, politiek vertrouwen en politieke apathie

Voor een verdergaande beantwoording van de tweede en derde onderzoeksvraag zijn de resultaten van de analyses met ongelijkheidsopvattingen, politiek vertrouwen en politieke apathie in tabel 3 weergegeven (zie de bijlagen 2 t/m 4 voor een gedetailleerde presentatie van de resultaten). We wijzen erop dat de bijdrage qua verklaringskracht van zowel klasse als prestige voor de drie attitudes nog kleiner is dan voor het inkomen. Toch lijkt het ons zinvol de verklaringsmogelijkheden van klasse en prestige hier nader te bespreken.

Zowel bij de verklaring van de ongelijkheidsopvattingen als bij de verklaring van politiek vertrouwen en politieke apathie is in onze analyse klasse een belangrijkere factor dan prestige. Dat blijkt met name uit het feit dat de gecorrigeerde verklaarde variantie veel meer toeneemt bij het toevoegen van klasse dan bij het toevoegen van prestige aan de vergelijkingen (vgl. [4] en [5] met [3]). Verder heeft bij alle drie de afhankelijke variabelen alleen beroepsklasse een significant effect als zowel prestige als klasse in de vergelijking, naast de controlevariabelen [6] zijn opgenomen. In de modellen met politiek vertrouwen en politieke apathie heeft het beroepsprestige zelfs geen significant direct effect als het als enige beroepenindeling naast de controlevariabelen is opgenomen [4]. Prestige en politiek vertrouwen, respectievelijk politieke apathie hebben blijkbaar bijzonder weinig met elkaar te maken. Dit geldt in het bijzonder voor de relatie tussen prestige en politiek vertrouwen; het effect van prestige op politiek vertrouwen is zelfs in de bivariate regressie [1] niet significant. Personen met een hoog prestige staan alleen significant positiever ten opzichte van ongelijkheid in een maatschappij. Prestige draagt naast het inkomen significant bij in de verklaring van de ongelijkheidsopvattingen [3]. Beroepsklasse daarentegen levert wel in alle vergelijkingen een significante bijdrage aan de verklaring van de betreffende attitude. Om te bepalen welke klassen hoger/lager scores op de attitudes verwijsen we naar de ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten voor de dummy's, weergegeven in de bijlagen 2 t/m 4.

Bij verdere beschouwing blijkt dat in het meest uitgebreide model [6], als alle relevante variabelen zijn opgenomen, bij de verklaring van ongelijkheidsopvattingen alleen inkomen, naast klasse een significante rol speelt. Hoe hoger het inkomen des te vaker heeft men een opvatting die ongelijkheid goedkeurt. Bij de verklaring van politiek vertrouwen is het met name het hebben van een partner dat een sterk positief effect heeft en bij politieke apathie zijn het jongeren en vooral laag opgeleiden die niet in politiek geïnteresseerd blijken te zijn.

Tabel 3. Verklaarde varianties en gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten (bèta's) met de drie attitudes als afhankelijke variabelen.

<i>Ongelijkheidsopvattingen</i>								
	R ²	R ² adj	opleiding	leeftijd	partner	inkomen	prestige	klasse
1.	.044	.043					+ .21*	
2.	.089	.079						.30*
3.	.085	.080	+ .11*	-.03	+ .01	+ .23*		
4.	.091	.085	+ .06	-.04	+ .01	+ .22*	+ .09*	
5.	.124	.110	+ .03	-.07	+ .02	+ .19*		.22*
6.	.125	.110	+ .04	-.06	+ .02	+ .19*	-.06	.26*

Politiek vertrouwen

	R ²	R ² adj	opleiding	leeftijd	partner	inkomen	prestige	klasse
1.	.001	.001					+ .03	
2.	.033	.016						.18*
3.	.065	.058	+ .06	-.07	+ .22*	+ .09		
4.	.067	.058	+ .08	-.06	+ .22*	+ .11*	-.05	
5.	.097	.074	+ .07	-.10*	+ .24*	+ .08		.18*
6.	.101	.076	+ .08	-.09	+ .23*	+ .09	-.13	.20*

Politieke apathie

	R ²	R ² adj	opleiding	leeftijd	partner	inkomen	prestige	klasse
1.	.058	.056					-.24*	
2.	.104	.087						.32*
3.	.144	.137	-.28*	-.19*	+ .03	-.09		
4.	.146	.137	-.26*	-.18*	+ .03	-.08	-.05	
5.	.172	.150	-.23*	-.16*	+ .02	-.06		.18*
6.	.172	.148	-.23*	-.16*	+ .02	-.06	-.01	.18*

Zie de tabellen 1 en 2 voor de betekenis van de gebruikte symbolen.

5.5. Algemene resultaten

De resultaten van onze analyses samenvattend, kunnen we uit paragraaf 5.2 concluderen dat het in een regressiemodel opnemen van een klassenindeling met veel klassen, in tegenstelling tot één met weinig klassen, een hogere gecorrigeerde verklaarde variantie oplevert. De toename is niet echt groot maar over het algemeen wel significant. Een uitzondering daarbij is de di-

mensie leiding geven, die bij inkomen juist de meeste variantie verklaart. Algemeen is het de tiendelige EGP-klassenindeling die de meeste verklaringsmogelijkheden biedt.

In paragraaf 5.3 constateerden we dat bij de verklaring van inkomen de prestige- en de klassenindeling een even belangrijke bijdrage leveren. Beide hebben ze een significant effect als zij tegelijkertijd in het model zijn opgenomen. Bij de verklaring van ongelijkheidsopvattingen, politiek vertrouwen en politieke apathie (paragraaf 5.4) is alleen het opnemen van klasse significant. Prestige heeft telkens bij de meest volledige modellen (met alle onafhankelijke variabelen en beroepsklasse daarin opgenomen) geen direct effect. Met de conclusies en discussie in de volgende paragraaf bespreken we de consequenties van de hier gepresenteerde resultaten voor de verhouding tussen de beroepsklassen- en de beroepsprestigetraditie.

6. Conclusies en discussie

Met de eerste onderzoeksvraag in dit artikel is nagegaan in hoeverre een historische ontwikkeling binnen de beroepsklassentraditie, van weinig naar veel klassen, empirisch gezien enige vrucht heeft afgeworpen. Het opnemen van meer complexe klassenindelingen blijkt dan inderdaad een betere verklaring van inkomen, ongelijkheidsopvattingen, politiek vertrouwen en politieke apathie tot gevolg te hebben. Bij verfijndere indelingen zijn de diverse klassen blijkbaar specifiek, zodat er beter recht wordt gedaan aan de in verschillende beroepen aanwezige aspecten, die van belang zijn bij de bepaling van het inkomen en de genoemde attitudes. Verder constateren we dat de toename in verklaarde variantie bij de overgang van minder naar meer klassen per afhankelijke variabele verschilt. Vooral bij de verklaring van inkomen is een steeds verdere verfijning van de klassenindeling van belang. Bij het inkomen valt daarnaast de grote rol van de dimensie leidinggeven op. De beloningsstructuur hangt blijkbaar even sterk samen met de hiërarchische positie van een persoon in een bedrijf, als met een meer algemene klassenstructuur, waarbij nog andere aspecten van het beroep een rol spelen. Opvallend is daarnaast dat met name de verklaring van politiek vertrouwen wel heel mager is. Voor het vertrouwen in regering en politiek speelt het tot een bepaalde klasse behoren slechts een beperkte rol. Bij de vaststelling van iemands mening over ongelijkheid en politieke apathie heeft de klassepositie een iets grotere invloed. Sociale cohesie in een samenleving en beroepsklasse zijn blijkbaar niet sterk gelieerd.

Vervolgens richten we ons op een bespreking van de tweede onderzoeks-

vraag, waarbij beroepsprestige als onafhankelijke variabele in een aantal regressiemodellen wordt gebruikt. Beroepsprestige blijkt in ons onderzoek geen grote predictor voor de opgenomen attitudes, ongelijkheidsopvattingen, politiek vertrouwen en politieke apathie. Bij de bivariate regressies zijn de percentages verklaarde variantie laag, terwijl met het toevoegen van controlevariabelen slechts in één van de drie gevallen een significant effect van prestige is gevonden. Prestige speelt overigens wel een belangrijke rol bij de verklaring van inkomen. Het algemeen maatschappelijk aanzien van een beroep is blijkbaar toch wel van belang bij het vaststellen van de beloning.

Deze bevindingen voor de attitudes spreken niet alleen tegen de uitbreiding van de beroepsprestigetraditie, met prestige als onafhankelijke. Immers, de mate waarin beroepsklasse met de politieke houdingen in ons onderzoek samenhangt is dan wel groter dan de samenhang tussen prestige en de houdingen, maar opmerkelijk sterk is deze samenhang ook niet. Let wel, het gaat hier om een aloud onderzoeksterrein voor de beroepsklassentraditie. Een algemene conclusie mag daarom zijn dat van beroepsprestige en van beroepsklasse, als predictoren voor attitudes, relatief weinig verklaringskracht uitgaat.

De derde onderzoeksvraag betreft de combinatie van prestige en klasse als predictoren in één model. De resultaten geven aan dat de relatieve verklaringskracht van beroepsprestige en beroepsklasse, in casu van de U&S-prestigeschaal en het EGP-klassenschema, verschilt met de afhankelijke variabele die in het model is opgenomen. Voor een materieel gegeven als het inkomen blijken zowel klasse als prestige van belang. Dat betekent, dat naast het positieve effect van het sociale aanzien, ook de aard van het beroep en de positie binnen het sociaal-economische bestel aan de verklaring van inkomen bijdraagt. Bijzonder daarbij is dat de beide indelingen naast elkaar zijn opgenomen en dus de ene beroepenindeling onder constant houden van de ander nog aan de verklaring van het inkomen bijdraagt. Beroepsklasse en -prestige vertegenwoordigen in dit geval te onderscheiden aspecten. Aan de verklaring van ongelijkheidsopvattingen en de indicatoren voor politieke cohesie van een samenleving draagt beroepsprestige, onafhankelijk van beroepsklasse, daarentegen niet bij. Beroepsklasse levert hier in alle gevallen wel een significante bijdrage. Bij attitudes is het opnemen van de beide beroepenindelingen in één model dus niet vruchtbaar, daar het prestige dan niets toevoegt aan de verklaring.

De beroepenindeling die gebaseerd is op een symbolisch gegeven als aanzien, de prestigeladder, blijkt hier belangrijk voor de verdeling van een materieel kenmerk als het inkomen en relatief onbelangrijk voor verschillen in opvattingen en attitudes. Daarentegen is de indeling die berust op materiële

gegevens, over de aard van de arbeid en de hiërarchische positie van het beroep, het klassenschema, voor deze culturele kenmerken juist wel van belang. De door weberianen naar voren gebrachte veronderstelling dat attitudes en opvattingen vooral hun oorsprong vinden in statusgroepen wordt derhalve door onze bevindingen niet ondersteund. Op grond van de resultaten lijken de meer marxistische beweringen over houdingen aan gewicht te winnen. Politieke attitudes zijn daarin het gevolg van ervaringen die mensen opdoen bij hun dagelijkse arbeid en daarom verbonden met de klassenpositie.

Het is belangrijk bij deze veronderstellingen enige kanttekeningen te maken. De resultaten van de analyse met klassenindelingen zijn namelijk veel complexer en moeilijker interpreteerbaar dan resultaten voor de continue prestigeschaal. Dit is mede een gevolg van het feit dat de ontwikkeling van hypothesen over de precieze effecten van het behoren tot een specifieke klasse is achtergebleven. Een eenvoudige conclusie ten aanzien van het gebruik van klassen bij de verklaring van inkomen en attitudes is daarom moeilijk te trekken. Onze bevindingen wijzen uit dat beroepsklasse wat doet, in de zin van verklaarde variantie. Vooralsnog is echter niet duidelijk hoe de effecten van de verschillende klassen (de ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten uit de bijlagen) theoretisch geïnterpreteerd moeten worden.

Tot slot nog een paar algemene opmerkingen over het gebruik van prestige- en klassenindelingen in het empirisch onderzoek. Zowel beroepsprestige als beroepsklasse lenen zich voor meerdere toepassingen. Als in onderzoek prestige de theoretisch relevante factor is moet vanzelfsprekend een prestigeladder gebruikt worden, terwijl een klassenindeling gewenst is als het conceptueel om klasse gaat. In onderzoek waar een beroepenindeling geldt als een algemene indicator voor maatschappelijke ongelijkheid kan het vruchtbaar zijn zowel een klassen- als prestige-indeling in het onderzoek mee te nemen. Uit ons onderzoek is namelijk niet gebleken dat de beide indelingen hetzelfde meten en beroepsklasse als een discretisering van beroepsprestige te beschouwen is. Bij de verklaring van inkomen voegen de beide aspecten in één onderzoeksmodel onafhankelijk van elkaar variantie toe. Soms, als het risico met multi-collineariteit en dus instabiele coëfficiënten niet te groot is, zijn de beide indelingen zelfs in één analysemodel te gebruiken om zo tot een completere verklaring te komen.

1. De door ons gebruikte samentrekkingen van het tiendelige EGP-schema zijn:
De twee-lassenindeling – I = 1, 2, 3, 4, 5, 6; II = 7, 8, 9, 10.
De drie-lassenindeling – I = 1, 2; II = 3, 4, 5, 6, 7, 8; III = 9, 10.
De vijf-lassenindeling – I = 1, 2, 3; II = 4, 5; III = 6, 10; IV = 7, 8 V = 9.
De drie-lassenindeling is ontleend aan Erikson en Goldthorpe (1987).
2. Degenen met alleen lager onderwijs hebben de score 1, met lager beroepsonderwijs 2, met middelbaar algemeen voortgezet onderwijs 3, met middelbaar beroepsonderwijs 4, met hoger algemeen voortgezet onderwijs of voorbereidend wetenschappelijk onderwijs 5, met hoger beroepsonderwijs 6 en met wetenschappelijk onderwijs 7. Gegevens over niet afge maakte opleidingen zijn niet beschikbaar.
3. De inkomenscategorieën zijn: minder dan f 1500, – per maand (respondenten in deze categorie krijgen de waarde '1250'); meer dan f 1500, – en tot f 2500, – (waarde '2000'); meer dan f 2500, – en tot f 3250, – (waarde '2875'); meer dan f 3250, – en tot f 5000, – (waarde '4125') en meer dan f 5000, – (waarde '5875').
4. Deze zes items zijn: 1. Wenst u dat de verschillen tussen hoge en lage inkomens groter worden of kleiner? Of wenst u dat ze gelijk blijven? 2. Bent u ervoor of ertegen, dat de overheid ingrijpende maatregelen neemt om bijvoorbeeld de verschillen in inkomens te verkleinen? (vraag 1 en 2 met drie antwoordcategorieën) 3. Arbeiders moeten nog steeds strijden voor een gelijkwaardige positie in de maatschappij. 4. De standsverschillen zouden kleiner moeten zijn dan nu. (vraag 3 en 4 met zes antwoordcategorieën van helemaal eens tot helemaal oneens). 5. Meewerken aan het verminderen van inkomensverschillen. 6. Grotere gelijkheid in de maatschappij bevorderen (vraag 5 en 6 met vijf antwoordcategorieën van heel erg belangrijk tot onbelangrijk).
5. De negen items zijn: 1. Bent u lid van een politieke partij (ja/nee)? 2. Zou u gaan stemmen, als er morgen weer verkiezingen voor de Tweede Kamer gehouden zouden worden (ja/nee)? 3. Leest u wel eens over politiek in de kranten? 4. Praat u wel eens met andere mensen over politiek? 5. Probeert u wel eens vrienden of bekenden over te halen om net zo te stemmen als uzelf? 6. Werkt u wel eens samen met andere mensen uit deze plaats om te proberen een of ander plaatselijk probleem op te lossen? 7. Komt u wel eens op een politieke vergadering of bijeenkomst? 8. Heeft u wel eens contact met overheidsfunctionarissen of politici? 9. Besteedt u wel eens tijd aan werk voor een politieke partij of verkiezingskandidaat? Voor de vragen 3 t/m 9 zijn de antwoordcategorieën vaak, soms, zelden of nooit. De cesuur voor de scalogram-analyse ligt tussen nooit en de andere categorieën.

Literatuur

- Alford, R. (1963). *Party and society*. Chicago: Rand McNally.
- Blau, P., & Duncan, O.D. (1967). *The American occupational structure*. New York: Wiley.
- CBS (Centraal Bureau voor de Statistiek) (1971). *Beroepenclassificatie*. Voorburg: CBS.
- Duncan, O.D., Featherman, D.L., & Duncan, B. (1973). *Socioeconomic background and achievement*. New York: Wiley.
- Durkheim, E. (1897). *Le suicide*. Paris: Alcan.
- Erikson, R., & Goldthorpe, J.H. (1987). Commonality and variation in social fluidity in industrial nations. Part 1: A model for evaluating the 'FJH hypothesis', *European Sociological Review*, 3, 54-77.

- Erikson, R., Goldthorpe, J.H., & Portocarero, L. (1979). Intergenerational class mobility in three western countries: England, France and Sweden, *British Journal of Sociology*, 30, 415-441.
- Felling, A., Peters, J., & Schreuder, O. (1987). *Religion in Dutch society 85: documentation of a national survey on religious and secular attitudes in 1985*, Amsterdam: Steinmetz Archive.
- Ganzeboom, H., Luijkx, R., Dessens, J., Graaf, N.D. de, Graaf, P. de, Jansen W., & Ultee, W. (1987). Intergenerationele klassenmobiliteit in Nederland tussen 1970 en 1985, *Mens en Maatschappij*, 62, 17-43.
- Goldthorpe, J., & Llewellyn, C. (1977). Class mobility in modern Britain: three theses examined, *Sociology*, 11, 257-287.
- Heath, A., Jowell, R., & Curtis, J. (1985). *How Britain votes*, London: Pergamon Press.
- Heek, F. van, & Vercuijsse, E. (1958). De Nederlandse beroepsprestigestratificatie. In F. van Heek e.a., *Sociale stijging en daling in Nederland*. Leiden: Stenfert Kroese.
- Jackman, M.R., & Jackman, R.W. (1983). *Class awareness in the United States*. Berkeley: University of California Press.
- Jagodzinski, W., & Weede, E. (1981). Testing curvilinear propositions by polynomial regression with particular reference to the interpretation of standardized solutions, *Quality and Quantity*, 15, 447-463.
- Johnston, J. (1972). *Econometric methods* (2nd ed.). Tokyo: McGraw-Hill Kogakusha.
- Kenny, D.A. (1979). *Correlation and causality*. New York: Wiley.
- Kerstholt, F., & Luijkx, R. (1982). Klasse, status en inkomensongelijkheid, *Mens en Maatschappij*, 57, 229-251.
- Korpi, W. (1983). *The democratic class struggle*. London: Routledge.
- Kuiper, G. (1976). Enkele opmerkingen over de relatie tussen stratificatie en mobiliteitsonderzoek, *Beleid en Maatschappij*, 15, 114-117.
- Parkin, F. (1970). *Class inequality and Political Order*. London: Paladin.
- Robinson, R., & Kelley, J. (1979). Class as conceived by Marx and Dahrendorf: effects on income inequality and politics in the United States and Great Britain, *American Sociological Review*, 44, 38-58.
- Sixma, H., & Ultee, W.C. (1983b). Een beroepsprestigeschaal voor Nederland in de jaren tachtig, *Mens en Maatschappij*, 59, 360-382.
- Szirmai, A. (1986). *Study of attitudes towards income inequality*. Proefschrift Groningen, 1986.
- Wright, E.O. (1979). *Class structure and income determination*, New York.
- Wright, E.O., a.o. (1982). The American class-structure, *American Sociological Review*, 47, 709-726.
- Wright, E.O., & Perrone, L. (1977). Marxist class categories and income inequality, *American Sociological Review*, 42, 32-55.

Ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten, met tussen haakjes de bijbehorende t-waarden, van de analyse met *inkomen* als afhankelijke variabele

onafhankelijke variabelen

intercept	2.70	4.35	2.15	1.96	3.00	2.40
<i>opleiding</i>			.24 (13.0)	.16 (7.7)	.17 (7.7)	.16 (7.3)
<i>leeftijd</i>			.02 (5.6)	.01 (4.7)	.01 (4.2)	.01 (4.0)
<i>partner</i>			.30 (3.5)	.30 (3.5)	.30 (3.4)	.31 (3.6)
<i>prestige</i>	.02 (12.6)			.01 (6.6)		.01 (2.8)
<i>dummy klasse 2</i>		-.46 (-6.1)			-.39 (-4.0)	-.29 (-2.8)
<i>dummy klasse 3</i>		-.68 (-6.2)			-.40 (-3.6)	-.13 (-0.9)
<i>dummy klasse 4</i>		-.44 (-2.0)			-.32 (-1.6)	.00 (0.0)
<i>dummy klasse 5</i>		-.97 (-4.4)			-.63 (-3.0)	-.29 (-1.2)
<i>dummy klasse 6</i>		-.79 (-3.9)			-.42 (-2.1)	-.07 (-0.3)
<i>dummy klasse 7</i>		-.70 (-4.3)			-.36 (-2.3)	-.07 (-0.4)
<i>dummy klasse 8</i>		-1.35 (-10.5)			-.87 (-6.5)	-.47 (-2.4)
<i>dummy klasse 9</i>		-1.16 (-10.3)			-.69 (-5.8)	-.29 (-1.6)
<i>dummy klasse 10</i>		-1.26 (-4.3)			-.71 (-2.5)	-.29 (-0.9)
R²	.160	.173	.246	.246	.254	.261

- 1) grote zelfstandigen, hogere leidinggevenden, professionals;
- 2) lagere leidinggevenden en professionals;
- 3) routine hoofdarbeiders;
- 4) kleine zelfstandigen met personeel;
- 5) kleine zelfstandigen zonder personeel;

- 6) zelfstandige boeren;
- 7) lagere technici en supervisors handarbeid;
- 8) geschoolde handarbeiders;
- 9) ongeschoolde en semi-geschoolde handarbeiders;
- 10) (ongeschoolde) landarbeiders.

Ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënt, met tussen haakjes de bijbehorende t-waarden, van de analyse met *ongelijkheidsopvattingen* als afhankelijke variabele

onafhankelijke variabelen

intercept	-.35	.32	-.68	-.71	-.15	-.01
inkomen			.17 (6.3)	.16 (5.6)	.14 (5.0)	.14 (5.1)
opleiding			.05 (2.9)	.03 (1.6)	.01 (0.8)	.02 (0.9)
leeftijd			-.002 (-0.9)	-.003 (-1.1)	-.005 (-1.9)	-.005 (-1.8)
partner			.01 (0.2)	.01 (0.2)	.04 (0.5)	.03 (0.5)
prestige	.01 (6.2)			.003 (2.3)		-.002 (-0.8)
dummy klasse 2		-.24 (-3.1)			-.19 (-2.5)	-.21 (-2.6)
dummy klasse 3		-.20 (-2.4)			-.10 (-1.2)	-.17 (-1.5)
dummy klasse 4		.05 (0.3)			.13 (0.8)	.06 (0.3)
dummy klasse 5		-.36 (-2.2)			-.19 (-1.1)	-.27 (-1.4)
dummy klasse 6		-.20 (-1.3)			-.04 (-0.3)	-.12 (-0.7)
dummy klasse 7		-.41 (-3.3)			-.28 (-2.2)	-.35 (-2.4)
dummy klasse 8		-.58 (-5.9)			-.37 (-3.5)	-.47 (-3.0)
dummy klasse 9		-.65 (-7.5)			-.48 (-5.0)	-.57 (-3.9)
dummy klasse 10		-.41 (-1.8)			-.21 (-0.9)	-.30 (-1.2)
R ²	.044	.089	.084	.090	.123	.124

Ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten, met tussen haakjes de bijbehorende t-waarden, van de analyse met *politiek vertrouwen* als afhankelijke variabele

onafhankelijke variabelen

intercept	- 498	521	495	497	513	550
<i>inkomen</i>			8.9 (1.9)	10.0 (2.1)	7.8 (1.7)	8.7 (1.9)
<i>opleiding</i>			3.2 (1.2)	4.6 (1.6)	4.0 (1.3)	4.4 (1.4)
<i>leeftijd</i>			- 0.6 (- 1.5)	- 0.6 (- 1.4)	- 0.9 (- 2.1)	- 0.9 (- 2.0)
<i>partner</i>			58.9 (5.0)	59.5 (5.0)	62.4 (5.3)	61.9 (5.2)
<i>prestige</i>	.16 (0.8)			- 0.3 (- 1.1)		- 0.6 (- 1.5)
<i>dummy klasse 2</i>		- 20.5 (- 1.6)			- 17.5 (- 1.4)	- 24.4 (- 1.8)
<i>dummy klasse 3</i>		- 3.6 (- 0.3)			- 9.2 (- 0.6)	- 9.0 (- 0.5)
<i>dummy klasse 4</i>		1.0 (0.0)			9.2 (0.4)	- 14.1 (- 0.5)
<i>dummy klasse 5</i>		4.9 (0.2)			27.7 (1.1)	5.1 (0.2)
<i>dummy klasse 6</i>		- 23.5 (- 0.9)			1.8 (0.1)	- 21.1 (- 0.7)
<i>dummy klasse 7</i>		- 15.9 (- 0.8)			- 1.4 (- 0.1)	- 21.2 (- 0.8)
<i>dummy klasse 8</i>		- 16.2 (- 1.0)			1.2 (0.1)	- 24.9 (- 1.0)
<i>dummy klasse 9</i>		- 48.3 (- 3.2)			- 32.0 (- 1.9)	- 58.1 (- 2.4)
<i>dummy klasse 10</i>		53.6 (1.3)			79.1 (2.0)	51.0 (1.2)
R ²	.001	.033	.065	.067	.097	.101

Ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten, met tussen haakjes de bijbehorende t-waarden, van de analyse met *politieke apathie* als afhankelijke variabele

onafhankelijke variabelen

intercept	5.8	4.2	7.7	7.7	7.1	7.0
<i>inkomen</i>			-.15 (-1.8)	-.13 (-1.5)	-.11 (-1.3)	-.11 (-1.3)
<i>opleiding</i>			-.29 (-6.0)	-.27 (-5.0)	-.25 (-4.4)	-.25 (-4.4)
<i>leeftijd</i>			-.03 (-4.2)	-.03 (-4.1)	-.03 (-3.6)	-.03 (-3.6)
<i>partner</i>			.14 (0.7)	.15 (0.7)	.09 (0.4)	.09 (0.5)
<i>prestige</i>	-.02 (-5.5)			-.005 (-1.0)		.001 (0.2)
<i>dummy klasse 2</i>		.12 (0.5)			-.02 (-0.1)	-.01 (-0.0)
<i>dummy klasse 3</i>		.76 (2.9)			.29 (1.1)	.33 (1.0)
<i>dummy klasse 4</i>		-.01 (-0.0)			-.11 (-0.2)	-.06 (-0.11)
<i>dummy klasse 5</i>		.34 (0.7)			-.22 (-0.5)	-.17 (-0.3)
<i>dummy klasse 6</i>		-.29 (-0.6)			-.75 (-1.6)	-.70 (-1.3)
<i>dummy klasse 7</i>		1.21 (3.2)			.68 (1.8)	.72 (1.6)
<i>dummy klasse 8</i>		1.36 (4.4)			.50 (1.5)	.56 (1.2)
<i>dummy klasse 9</i>		1.39 (5.2)			.53 (1.7)	.59 (1.3)
<i>dummy klasse 10</i>		-.05 (-0.1)			-.71 (-1.0)	-.65 (-0.8)
R ²	.058	.104	.144	.146	.172	.172