

De oorzaken van een gelijke inkomensverdeling

Een vergelijking van een multiple OLS regressie en een fuzzy-set analyse

Stijn Rottiers, Ive Marx en Karel Van den Bosch

1. Inleiding

In dit artikel zoeken we naar de relatie tussen causaliteit en statistische methoden. Specifiek vergelijken we de ‘klassieke’ regressieanalyse met de ‘nieuwere’ fuzzy-set analyse. De inhoud van de analyse bestaat uit een remake van het opgemerkte onderzoek van Korpi en Palme (1998) waarin de effecten van de welvaartsstaat op de inkomensverdeling worden geanalyseerd. Op basis van meer recente data gaan we na of de ‘paradox van herverdeling’ zich nog steeds voordoet, en vooral in welke mate de perceptie van dit fenomeen en de causale structuur ervan wordt beïnvloed door het methodologische analysekader.

Een klassieke regressieanalyse heeft weinig aandacht voor causale heterogeniteit – i.e. een variabele heeft meestal maar een verklarende kracht wanneer die samengaat met andere variabelen – en daarvoor pretendeert de fuzzy-set analyse een oplossing te zijn (Ragin 1987). De verdedigers van de fuzzy-set methode stellen dan ook dat deze techniek een nauwere band tussen theorie en data-analyse mogelijk maakt. Deze aanspraken vormen het uitgangspunt van onze analyse waarin we de twee methoden contrasteren.

In een eerste deel situeren we de ‘paradox van herverdeling’ van Korpi en Palme. Vervolgens leggen we uit wat de ‘nieuwere’ fuzzy-set analyse inhoudt. Het derde deel bevat de methodologische uitleg bij onze analyse. Hierna volgt de bespreking van onze analyses: achtereenvolgens fuzzy-set en OLS regressie. In het laatste deel vergelijken we de resultaten van elk van de analysemethoden, en op basis daarvan vergelijken we ook de methoden onderling.

2. Inkomensongelijkheid en de paradox van herverdeling

Het vertrekpunt voor onze analyse is 'The Paradox of Redistribution and Strategies of Equality: Welfare State Institutions, Inequality and Poverty in the Western Countries', een opgemerkt onderzoek van Walter Korpi en Joakim Palme (1998).

Dat onderzoek is te situeren tegen de achtergrond van een langdurende controverse in de welvaartsstaatliteratuur. Deze controverse draait in essentie om de vraag of selectiviteit al dan niet de herverdelende doelmatigheid van de welvaartsstaat ten goede komt.

Daarover bestaan diametraal tegenovergestelde meningen. Aan de ene kant staan diegenen die stellen dat een welvaartsstaat maar effectief en vooral efficiënt (of kosteneffectief) armoede kan bestrijden indien uitkeringen in de eerste plaats de meest behoeftigen ten goede komen, d.w.z. indien uitkeringen selectief zijn. Met name tonen veelal economen zich voorstanders van selectieve uitkeringssystemen (Okun 1975; Barr 1998). Hun belangrijkste motivatie is dat dergelijke selectieve uitkeringssystemen het goedkoopst zijn vanuit een budgettair oogpunt, omdat er geen middelen 'verspild' worden aan mensen die niet arm zijn. Dat levert niet alleen een budgettair voordeel op, zo voeren ze aan, maar ook een economisch voordeel. Lagere publieke uitgaven betekenen immers lagere belastingen. Wat zich zal vertalen in een hogere economische groei. Die groei komt, zo gaat het argument verder, zowel arm als rijk ten goede, en bovendien vergroot het ook de beschikbare middelen voor armoedebestrijding. Een bijkomend argument voor economen om te pleiten voor een meer selectieve welvaartsstaat is dat een ruimere welvaartsstaat makkelijker kan leiden tot oneigenlijk gebruik (Atkinson 1993; Lindbeck e.a. 1999). Daarentegen zullen de striktere regels van een meer restrictieve welvaartsstaat oneigenlijk gebruik verminderen.

Deze opvatting, hoewel intuïtief aannemelijk, wordt allerm minst algemeen gedeeld. De tegenargumenten zijn van uiteenlopende aard. Eén cruciaal tegenargument is dat voorstanders van selectiviteit een te mechanische economische redenering volgen, die abstractie maakt van de politieke processen die determineren hoeveel middelen er daadwerkelijk beschikbaar zijn voor herverdeling (Goodin & Le Grand 1987; Goodin 1988; Ringen 1987). Dit tegenargument stelt dat in landen met selectieve systemen, waar de middelen verhoudingsgewijs sterker naar de minst gegoeden toevloeien, er doorgaans minder middelen beschikbaar zijn voor herverdeling. Daardoor is de herverdelende impact van de welvaartsstaat er doorgaans ook geringer. Een zekere herverdelende inefficiëntie (namelijk het Matteüs-effect, waarbij meer middelen naar de middenklasse vloeien dan naar de meest behoeftige klasse in de samenleving (Deleeck 1975)), zo gaat het argument, maakt dat minder selectieve systemen op een ruimere en meer robuuste politieke steun kunnen rekenen omdat ze een

structurele belangencoalitie creëren tussen de minst gegoeden en de politiek almachtige middenklasse ('median voter theorema') (Baldwin 1990). Een selectief systeem daarentegen, zou juist de belangentegenstelling voeden tussen de minst gegoeden, die op publieke middelen beroep moeten doen, en de beter gegoeden, die buiten de publieke sector sociale zekerheid moeten 'kopen'. De laatsten hebben er aldus belang bij zo weinig mogelijk bij te dragen tot de publieke voorzieningen waarvan ze met hoge waarschijnlijkheid toch nooit zullen genieten.

De geschetste juxtapositie vormt het vertrekpunt voor Korpi en Palme. In hun artikel van 1998 hanteren ze een enigszins complexere typologie dan selectieve versus universele welvaartsstaten, maar hun classificatie van welvaartsstaten situeert zich wel in hoofdzaak op deze dimensie.

Op basis van data met betrekking tot institutionele kenmerken van welvaartsstaten aan de ene kant en data met betrekking tot de geobserveerde inkomensverdeling en financiële armoede aan de andere kant onderzoeken ze de relatie tussen selectiviteit en herverdeling. Hun bevinding is dat meer selectieve systemen paradoxaal genoeg een geringere herverdelende impact hebben dan universele systemen, die inkomensverzekering én minimale inkomensbescherming aanbieden. Korpi en Palme vinden bovendien dat dit verband loopt via de relatieve omvang van de beschikbare middelen voor herverdeling. Het blijkt inderdaad zo te zijn dat in landen met selectieve systemen verhoudingsgewijs minder wordt uitgegeven voor herverdeling, althans binnen de publieke sector. Selectievere systemen zijn, eenvoudig gezegd, doorgaans kleinere systemen.

Deze empirische vaststelling is inmiddels in verschillende varianten gevalideerd. Hoewel de basisbevinding nu in essentie ongecontesteerd is, maken sommigen voorbehoud bij het nogal rudimentaire karakter van de gebruikte onderzoeksmethoden en vooral bij de daarbij gemaakte assumpties (Bergh 2005). Zo wordt de graad van herverdeling doorgaans gemeten door de daadwerkelijk gemeten inkomensongelijkheid of armoede te contrasteren met een geconstrueerde 'counterfactual', de zogenaamde 'pretransfer'- of marktinkomensongelijkheid en armoede. Idealiter reflecteert deze de inkomensverdeling die zich zou manifesteren indien er geen publieke transfers bestonden en dus ook geen belastingen. De constructie van deze counterfactual gebeurt echter doorgaans op een vrij rudimentaire manier. Pretransfer inkomen wordt simpelweg berekend door sociale uitgaven af te trekken van het daadwerkelijke inkomen van gezinnen en betaalde belastingen weer toe te voegen aan dat inkomen. Daarbij wordt vrijwel steeds abstractie gemaakt van gedragseffecten. Het probleem is echter dat nog niemand een bevredigende wijze heeft gevonden om deze op een adequate wijze te modelleren.

Een andere kritiek is, en deze werd met name door Moene en Wallerstein (2002) geformuleerd, dat analyses eigenlijk op een gedesaggregeerd niveau

dienen te gebeuren omdat niet noodzakelijk dezelfde verdelingsprincipes gelden voor werkloosheid, gezondheid of pensioenen. Sommige takken zijn mogelijk zelfs volgens verzekeringsprincipes georganiseerd terwijl andere mogelijk zelfs meer naar het behoefteprincipe functioneren. Universaliteit en selectiviteit kunnen dus naast elkaar voorkomen in eenzelfde systeem, zo voeren Moene en Wallerstein (2002) aan.

Dit ontkracht echter niet noodzakelijk de basisbevinding van Korpi en Palme. Bovendien is het zo dat het fenomeen dat budgettaire kostelijke, universele uitkeringsystemen de grootste impact hebben op financiële armoede en inkomensongelijkheid eigenlijk maar één element is in de 'puzzel van het egalitarisme' (Alvarez 2001).

Die puzzel is complex. Eigenlijk observeert men verschillende empirische relaties op landenniveau die tot op zekere hoogte contra-intuïtief zijn. Vermoedelijk zijn ook die relaties een factor in de geobserveerde relatie tussen universaliteit, uitgavenniveau en ongelijkheidsreductie. Zo observeren we met name ook een sterke relatie tussen loonongelijkheid, generositeit en sociale uitgaven (Cantillon e.a. 2003). Met andere woorden, het zijn precies de landen met een egalitaire loonstructuur waar we universele systemen, genereuze uitkeringen en, bijgevolg, hoge sociale uitgaven zien.

Dit verband lijkt in zekere zin contra-intuïtief omdat men net het omgekeerde zou kunnen vermoeden, namelijk dat een grote loonongelijkheid precies veel herverdeling, en derhalve sociale uitgaven, noodzakelijk maakt. Maar dat is dus niet het geval en onmiddellijk stelt zich de vraag naar de causaliteit. Men kan hier verschillende hypothesen formuleren. Een eerste mogelijkheid is dat de richting van de causaliteit loopt van uitgaven naar lonen, namelijk dat genereuze, universele systemen tot een sterkere compressie van de lonen en de marktinkomens leiden. Sociale overheidsuitgaven hebben immers via het arbeidsaanbod directe effecten op de loonvorming. Men mag veronderstellen dat onder invloed van hoge belastingen de beter betaalden een aantal arbeidsuren zullen inruilen voor meer vrije tijd. Omgekeerd kunnen voor laagbetaalden hoge uitkeringen een drempel vormen voor arbeidsdeelname (de zogenaamde werkloosheidsvallen). Het is echter ook mogelijk dat het verband in omgekeerde zin loopt, namelijk dat een grote loondispersie en een grote marktinkomensongelijkheid in het algemeen het politiek en technisch moeilijk maakt om veel te herverdelen. Met andere woorden, het is mogelijk dat een hoge marktinkomensongelijkheid niet bevorderlijk is voor het tot stand komen van robuuste, brede coalities die een universeel stelsel voorstaan. Bovendien vormen de minimumlonen de feitelijke ondergrens van de sociale bescherming. Wil men uitkeringsvallen vermijden, dan betekenen lage minimumlonen onvermijdelijk lage minimumuitkeringen. Een derde mogelijkheid is dat zaken zoals loondispersie, de omvang van de sociale overheidsuitgaven of het al dan niet universele karakter van de sociale uitkeringen gestuurd worden door een geza-

menlijke onderliggende variabele, namelijk de graad van solidariteit in de samenleving, niet enkel in maatschappelijke waarden en normen maar ook in instituties. Dit komt niet alleen tot uiting in de bereidheid om veel belasting te betalen maar ook in de organisatie van de loononderhandelingen die meer of minder solidariteit afdwingt (ten aanzien van zwakkere sectoren, laaggeschoolden, minderproductieven etc.) en in de organisatie van de sociale herverdeling. Een hoge loondispersie, een universele sociale zekerheid, hoge sociale uitgaven enzovoort zijn in deze hypothese allemaal emanaties van een onderliggende preferentie voor gelijkheid.

Variabelen zoals loonongelijkheid, primaire inkomensongelijkheid, generositeit, universaliteit, uitgavenniveau en finale inkomensongelijkheid maken dus deel uit van een complex web van interrelaties, waarbij de oorzakelijkheden op verschillende manieren kunnen lopen. In deze bijdrage ligt, zoals gezegd, de primaire focus op de relatie tussen de factoren universaliteit, generositeit en finale inkomens ongelijkheid.

3. Fuzzy-set analyse¹

Fuzzy-set analyse maakt deel uit van een groep van verwante analysetechnieken, namelijk de ‘systematisch vergelijkende gevallen analyses’ (*Systematic Comparative Cases Analysis* (SCCA) (Rihoux & Grimm 2006, 2). Deze familie van technieken wil, zoals elke andere statistische techniek, verbanden leggen tussen variabelen. Kenmerkend voor SCCA is dat deze techniek niet op zoek gaat naar dé belangrijkste variabele in een bepaald verband (Ragin 2006). Die zoektocht is meestal niet zinvol, omdat er meestal sprake is van causale heterogeniteit: een variabele heeft meestal maar een verklarende kracht wanneer die samengaat met andere variabelen (i.e. in een specifieke context). Daarom richt SCCA zich op ‘configuraties’ van variabelen, met als voorbeeld de abstracte onderzoeksvraag: welke combinatie (configuratie) van variabelen ligt aan de basis van een welbepaalde uitkomst?

Om configuraties te analyseren, moet worden uitgemaakt of een geval x lid is/deel uitmaakt van een bepaalde configuratie. SCCA werkt daarom op basis van de verzamelingenleer, meer bepaald de Booleaanse algebra. Om gegevens te kunnen verwerken moet de ruwe data daarom eerst worden omgezet in een specifieke vorm van data, namelijk lidmaatschapsscores. Die scores geven aan, bijvoorbeeld, of/in hoeverre land x lid is van de groep van landen met hoge sociale uitgaven én een universeel uitkeringssysteem. Technieken uit de SCCA-groep onderscheiden zich van elkaar door het soort van lidmaatschapsscores dat ze gebruiken. De fuzzy-set techniek gebruikt ‘fuzzy-scores’. Andere SCCA-technieken zijn QCA (Qualitative Comparative Analysis) die gebruik maakt van dichotome data (zie Ragin 1987), en MV/QCA (Multi-Value/QCA) die ge-

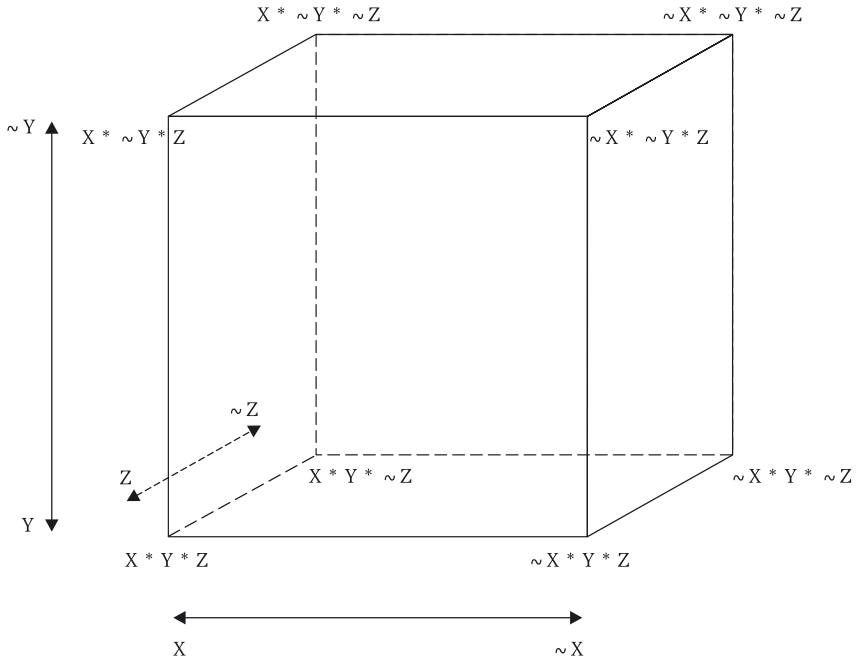
bruik maakt van data met een beperkt aantal (maar mogelijk meer dan twee) categorieën (Zie Cronqvist 2005 en <http://www.tosmana.org>). In dit artikel maken we uitsluitend gebruik van de fuzzy-set techniek.

Fuzzy-scores maken het mogelijk om te spreken in termen van ‘graden van lidmaatschap’ (Zadeh 1985, ix). Een land heeft niet noodzakelijk, bijvoorbeeld, óf een gelijke óf een ongelijke inkomensverdeling. De inkomensverdeling van een land kan ergens tussen die twee polen liggen. Om hieraan tegevoet te komen, liggen fuzzy-scores binnen het interval [0,1]. Een case krijgt score 1 als het volledig lid is van de beoogde groep. Score 0 wordt toegekend wanneer de case helemaal geen lid is van de beoogde groep. Een derde sleutelscore is 0,5. Deze waarde fungeert als keerpunt. Een score boven 0,5 betekent dat de case meer lid is dan niet-lid. Een score onder 0,5 betekent dat een case meer niet-lid is dan wel lid.

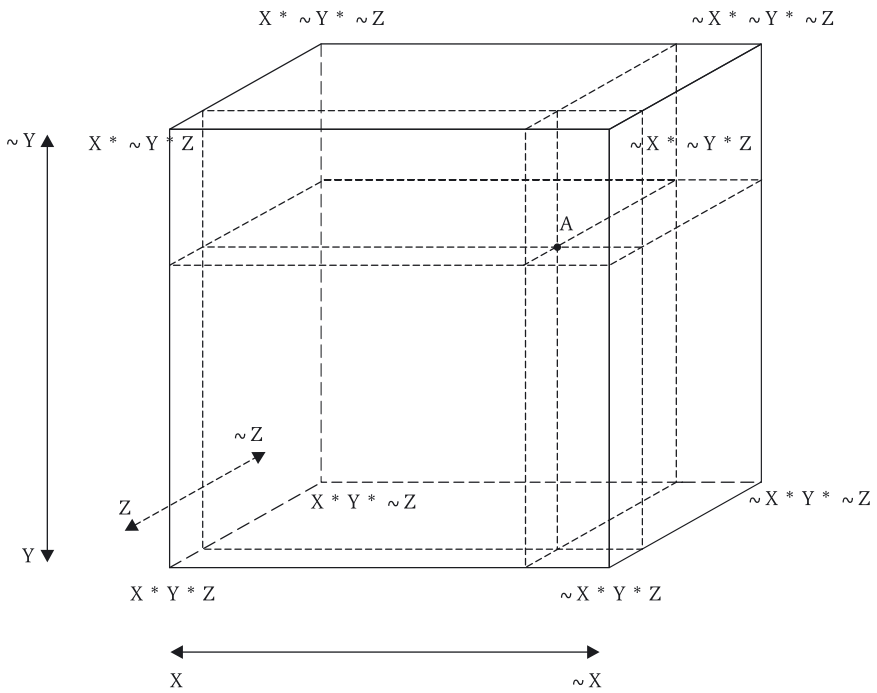
Een fuzzy-set analyse kan voor twee soorten analyses worden gebruikt. Ten eerste is er de descriptieve analyse. Daarin wordt nagegaan of een case lid is van een specifieke combinatie van variabelen. Deze analyse kan visueel worden voorgesteld als het plaatsen van een punt in een ruimte (Ragin 2006, 25) (zie figuren 1a en 1b). Die ruimte heeft zoveel dimensies als er variabelen zitten in de analyse. Een analyse met meer dan 3 variabelen kan dus niet meer visueel worden voorgesteld.

Elk punt in de ‘fuzzy-ruimte’ kan worden gedefinieerd door een combinatie (configuratie) te nemen van alle variabelen die worden onderzocht. De uiteinden van de fuzzy-ruimte – in figuur 1a en 1b de acht hoekpunten – vormen Weberiaanse ideaaltypes (Kvist 2003): een case bevindt zich in zo’n ideaaltype (aan het uiteinde van de fuzzy-ruimte) wanneer het helemaal lid óf geen lid is (fuzzy-score 1 óf 0) van elk van de variabelen in de analyse.² Meestal echter, zal een case slechts een bepaalde mate van lidmaatschap hebben van de geanalyseerde variabelen (bijvoorbeeld case A in figuur 1b). In dit geval komt de case te liggen in het gebied tussen de uiteinden van de fuzzy-ruimte, waarbij de case behoort tot/aanleunt bij één van de ideaaltypische combinaties van variabelen en niet bij een andere (voor case A in figuur 1b: $\sim X * \sim Y * Z$), en dit ‘behoren tot’ bezit een zekere gradatie (dichter of verder verwijderd liggen van het uiteinde van de fuzzy-ruimte). Zo dekt de fuzzy-set analyse alle dimensies van diversiteit (Ragin 1994): zowel kwalitatieve variatie wordt verklaard (behoren tot welk ideaaltype?), als kwantitatieve variatie (in welke mate behoren tot dat ideaaltype?). Een mogelijke toepassing van deze descriptieve aanwending van de fuzzy-set analyse is na te gaan tot welk welvaartsstaatype land x behoort (zie Kvist 2003). De uiteinden van de fuzzy-ruimte vormen in dat geval ideaaltypische welvaartsstaatypes waartoe landen in minder of meerdere mate behoren.

Het tweede gebruik van de fuzzy-set analyse past in een causale analyse: welke onafhankelijke variabelen verklaren de variatie van een afhankelijke va-



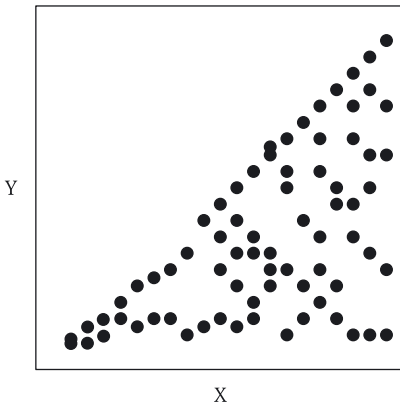
Figuur 1a. Fuzzy-ruimte gevormd door 3 variabelen (X, Y, Z).



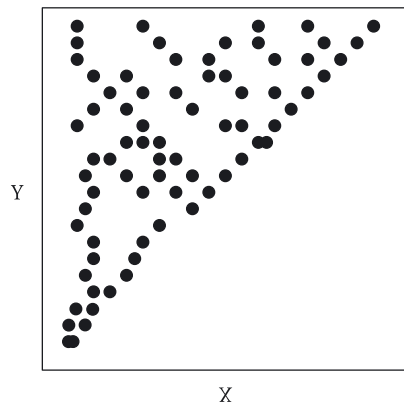
Figuur 1b. Case A geplaatst in fuzzy-ruimte (X, Y, Z).

riabele? De werkwijze om dit met fuzzy-sets te analyseren, is vrijwel identiek aan de zonet besproken, descriptieve fuzzy-set analyse. Alleen worden in de fuzzy-ruimte nu niet louter cases geplot, maar cases in combinatie met hun score op een afhankelijke variabele. In dit artikel, bijvoorbeeld, zoeken we naar het patroon waarmee landen met een gelijke inkomensverdeling in de fuzzy-ruimte verspreid zijn. De analyse van dit patroon leert ons met welke configuratie van variabelen een gelijke inkomensverdeling altijd of soms samengaat. Het beschrijven van dit patroon is het eindresultaat van een causale fuzzy-set analyse: de opsomming van noodzakelijke en/of voldoende voorwaarden om tot een bepaalde uitkomst (i.c. een gelijke inkomensverdeling) te komen.

Een voorwaarde X is noodzakelijk om uitkomst Y te bereiken wanneer Y enkel wordt bereikt in combinatie met een hoge score op X. Visueel komt dit overeen met een plot waarbij alle cases zich onder de diagonaal bevinden (zie figuur 2a). Wanneer een plot het omgekeerde beeld te zien geeft (figuur 2b), dan is voorwaarde X een voldoende voorwaarde om Y te bereiken: ook met een lage score op X kan Y worden bereikt, maar als er een hoge X bereikt wordt, dan gaat dat samen met een hoge Y. Wanneer een voorwaarde noodzakelijk én voldoende is om een uitkomst Y te bereiken, dan liggen alle punten in de plot op de diagonaal tussen X en Y.



Figuur 2a. Noodzakelijke voorwaarde.



Figuur 2b. Voldoende voorwaarde.

De meest gehoorde kritiek op de fuzzy-set analyse en de hele familie van SCCA-technieken, stelt dat de onderzoeker teveel 'in' het onderzoek stap: op basis van theoretische gronden bepaalt de onderzoeker welke variabelen er gebruikt worden en ook welke sleutelwaarden gebruikt worden om fuzzy-scores toe te kennen. We menen echter dat deze kritiek eerder wijst op de sterkte van de techniek. Ook in een klassieke regressieanalyse moeten onderzoekers bepalen hoeveel en welke variabelen ze in een model stoppen. De Amerikaanse

discussie rond het boek *The Bell-curve* van Richard Herrnstein en Charles Murray (zie Ragin 2006) toont aan hoe gevoelig ook andere analysetechnieken zijn voor welke en hoeveel variabelen worden opgenomen. Bij de fuzzy-set analyse zijn de keuzes van de onderzoeker echter steeds zichtbaar. Ze moeten er steeds worden verantwoord (op basis van theoretische overwegingen), en daarom zijn ze open voor discussie.

4. Methodologie

De data die we gebruiken komen uit twee databanken, namelijk de OESO-databank 'benefits and wages', en de 'Comparative Welfare Entitlements Dataset 1.1' (Scruggs 2004), en hebben steeds betrekking op het jaar 2000. De 19 landen die in onze analyse zijn opgenomen zijn (selectie op basis van beschikbare data): Australië, Canada, Zwitserland, Tsjechië, Duitsland, Denemarken, Finland, Frankrijk, Griekenland, Italië, Japan, Nederland, Noorwegen, Nieuw-Zeeland, Polen, Portugal, Zweden, Groot-Brittannië en de Verenigde Staten van Amerika.

De te verklaren variabele is de ginicoëfficiënt voor de totale bevolking. De ginicoëfficiënt is een maatstaf voor ongelijkheid in de inkomensverdeling, die kan variëren tussen 0 en 1. Een hogere giniwaarde wijst op een grotere inkomensongelijkheid en omgekeerd. Als verklarende variabelen gebruiken we (1) de vermindering van marktongelijkheden door sociale transfers,³ (2) het aandeel sociale uitgaven (uitgedrukt als percentage van het BBP), (3) een index die aanduidt of het sociale zekerheidssysteem meer universeel is of meer selectief (gericht op nood en behoefte: 'targeting index'), en (4) een index die de generositeit van de uitkeringen weergeeft.

De 'targeting-index' focust op institutionele kenmerken en is opgebouwd uit drie dimensies. De eerste dimensie is de dekkingsgraad van het systeem. Naarmate meer personen door de sociale zekerheid gedekt worden, is het stelsel universeeler. Door het gemiddelde te nemen van de dekkingsgraad voor pensioenen, werkloosheid en de ziekteverzekering berekenden we een 'dekkingsindex'. De tweede dimensie van '(niet-)targeting' is de periode waarop iemand recht heeft op een uitkering. Bij een korte uitkeringsperiode zullen burgers sneller een beroep moeten doen op sociale bijstand, bijvoorbeeld wanneer zij langer werkloos zijn dan dat ze recht hebben op een werkloosheidsuitkering. Vermits sociale bijstand steeds middelengetoetst is (Cantillon e.a., te verschijnen), kunnen we stellen dat een sociaal zekerheidssysteem met korte uitkeringsperiodes meer behoeftegericht is, en dus minder universeel, dan een sociaal zekerheidsstelsel met lange uitkeringsperiodes. Op basis van de maximale duur van de werkloosheidsuitkering en de ziekte-uitkering berekenden we een 'duurindex'.⁴ Een derde dimensie om na te gaan of de sociale zekerheid uni-

verseel is of niet, is het gericht zijn op specifieke groepen. Een voorbeeld hiervan is dat uitkeringen voor gezinnen met kinderen generieuzer zijn dan uitkeringen voor alleenstaanden. Om dit in kaart te brengen hebben we een ‘familie-index’ berekend.⁵ De globale ‘targeting-index’ bestaat uit het gemiddelde van de ‘dekkingsindex’, de ‘duurindex’ en de ‘familie-index’ (de cijfers zijn opgenomen in tabel 11 in de appendix).

Een tweede index die we hebben berekend, meet de financiële generositeit van de sociale zekerheid. Het basiselement hiervoor is de vervangingsratio van uitkeringen: welk bedrag voorziet de uitkering ten opzichte van het daarvoor verdiende loon? Een bijkomend, belangrijk element is de duur van de uitkering. Wanneer de vervangingsratio 100% bedraagt, maar de relatief hoge uitkering wordt slechts enkele weken toegekend, dan is het sociale zekerheidssysteem toch niet zo generieus als wanneer de uitkering langer wordt toegekend. De generositeitsindex bestaat daarom uit een combinatie van de hoogte van de uitkering en de maximale duur dat die wordt toegekend.⁶

De data van de vijf variabelen zoals we ze zonet besproken hebben, vormen de input voor de regressieanalyse. In een appendix hebben we de gebruikte gegevens opgenomen (tabel 11). Om de fuzzy-set analyse te kunnen uitvoeren, moet de ruwe data eerst worden omgezet in fuzzy-set waarden tussen 0 en 1 (zie deel II). Fuzzy-set waarden geven weer in welke mate een case behoort tot een bepaald concept. Bijvoorbeeld, in welke mate behoort een land tot de groep van landen met een gelijke inkomensverdeling? Op basis van een analyse van het concept – wanneer heeft een land een gelijke inkomensverdeling? – moet er dan een giniwaarde worden vastgelegd, waarbij alle landen die een lagere giniwaarde hebben, gerekend worden tot de groep van landen met een gelijke inkomensverdeling (fuzzy-set waarde 1). Op dezelfde wijze moet een giniwaarde worden vastgelegd waarboven alle landen behoren tot de groep met helemaal geen gelijke inkomensverdeling (fuzzy-set waarde 0) en ook een giniwaarde die de grens aangeeft tussen landen die meer behoren tot de groep van landen met een gelijke inkomensverdeling of tot de groep van landen met helemaal geen gelijke inkomensverdeling (fuzzy-set waarde 0,5). Volgens Ragin (te verschijnen) moeten deze cruciale fuzzy-set waarden in de eerste plaats worden gedefinieerd aan de hand van een grondige analyse van het concept waar de variabele voor staat (bijvoorbeeld ‘Wat is inkomensongelijkheid?’). Deze werkwijze toont voor Ragin hoe de fuzzy-set analysetechniek een brug slaat tussen theorie en empirische toetsing. Het is echter niet altijd mogelijk om louter op basis van een conceptanalyse, dus zonder de concrete onderzoekspopulatie in ogenschouw te nemen, fuzzy-set waarden te bepalen.⁷

Zoals eerder aangegeven, zijn twee van onze verklarende variabelen zelfberekende indexen, waarbij de exacte indexwaarden geen concrete betekenis hebben, maar enkel relatieve posities bepalen.⁸ Bovendien zijn het de relatieve posities die de focus uitmaken van dit onderzoek. Een belangrijke overweging

hiertoe is de idee van politiek realisme: wat kunnen/hebben we vandaag bereik(t)(en)? Wanneer, zuiver hypothetisch, een conceptanalyse van 'gelijke inkomensverdeling' zou uitkomen bij een ginicoëfficiënt van 0,1 (de laagste giniscore in onze populatie bedraagt 0,23 (Denemarken)), dan zou dit de variatie in de reëel waargenomen giniscores sterk verminderen, vermits alle landen dan eerder tot de groep landen met een ongelijke inkomensverdeling behoren. Het standpunt van het politiek realisme doet ons echter vertrekken van de idee dat landen waar vandaag, relatief ten opzichte van de andere landen, de laagste giniscores worden gerealiseerd, effectief landen zijn met een (relatief) gelijke inkomensverdeling. Of het wenselijk en noodzakelijk is om nog lagere giniscores te bereiken, is een interessante, maar andere onderzoeksvraag, die in een ander onderzoek moet worden beantwoord.

Om fuzzy-set waarden toe te kennen, gebruiken we daarom de 'relatieve verschillen methode'. Allereerst worden de landen per variabele gerangschikt in oplopende volgorde. Vervolgens worden clusters gevormd op basis van het verschil met elk volgend land. Het aantal clusters hebben we bepaald aan de hand van het aantal landen dat in de analyse zit, zodat steeds meerdere cases in een cluster zitten, maar toch voldoende variatie is gegarandeerd. Zo komen we voor de 'targeting-index' en de 'generositeitsindex' tot 5 clusters, omdat we slechts voor 15 van de 19 landen gegevens hebben. Voor de andere variabelen hebben we een 7-clusterindeling gebruikt. Onze clusterindeling is dus niet zozeer 'conceptgeladen' dan wel 'empiriegeladen'. De reden hiervoor ligt in de onderzoeksvraag: wat verklaart de bestaande variatie in inkomensongelijkheid?

Aan elk van de zeven clusters wordt een specifieke fuzzy-set waarde verbonden, waarvan de betekenis aansluit bij een bepaalde mate van lidmaatschap (zie tabel 1). De concrete fuzzy-set waarden zijn opgenomen in tabel 11 in de appendix.

Tabel 1. Betekenis fuzzy-set scores in termen van lidmaatschap.

Fuzzy-set score	Betekenis
1	volledig lid
0,83	grotendeels maar niet volledig lid
[0,75]	[meer wel lid dan niet-lid]
0,67	min of meer lid
0,5	noch lid, noch niet-lid
0,33	min of meer niet-lid
[0,25]	[meer niet-lid dan wel lid]
0,17	grotendeels maar niet volledig niet-lid
0	volledig niet-lid

Waarden tussen haken zijn de tussenliggende fuzzy-set scores voor een 5-cluster indeling.

5. Resultaten fuzzy-set analyse

In een fuzzy-set analyse zoeken we naar noodzakelijke en/of voldoende voorwaarden om te komen tot een bepaalde uitkomst, i.c. een lage inkomensongelijkheid. Dit gebeurt in twee opeenvolgende analyses die zich vrij eenvoudig in een overzichtstabel laten samenvatten (zie tabellen 2 en 3).⁹

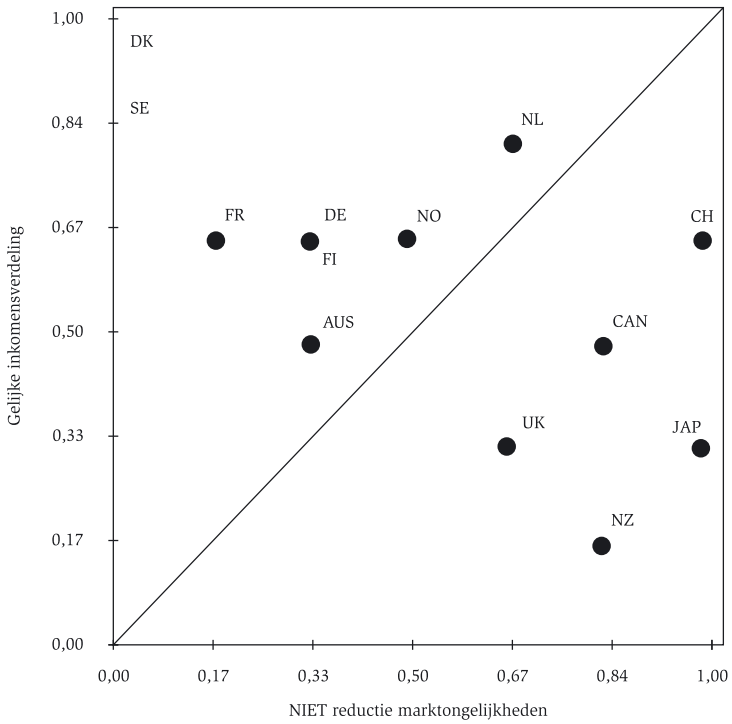
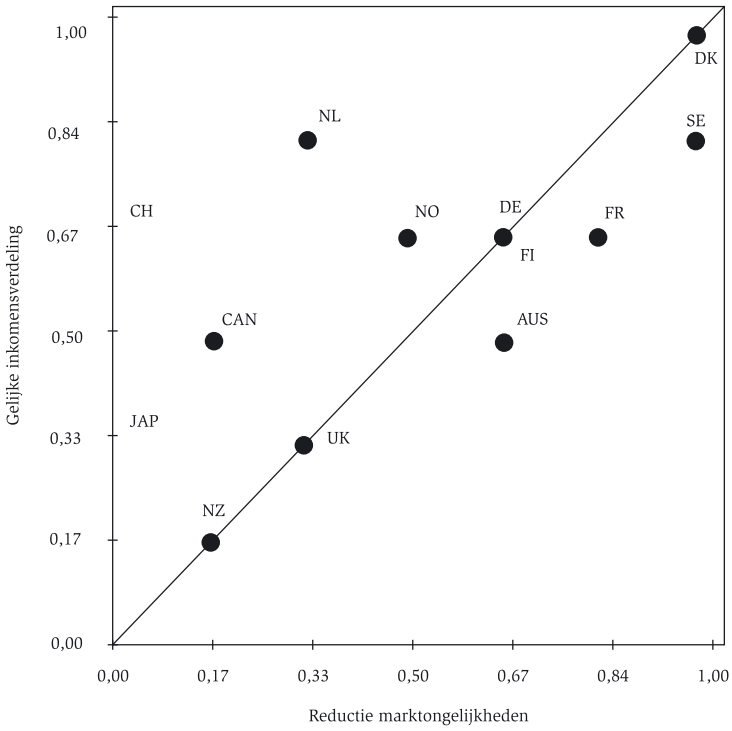
Tabel 2 vat de test op noodzakelijke voorwaarden het kortst samen, maar figuur 3 maakt de achterliggende redenering onmiddellijk inzichtelijk. Een variabele X geldt als noodzakelijke voorwaarde voor een gelijke inkomensverdeling wanneer de landen met een gelijke inkomensverdeling een deelverzameling vormen van alle landen die behoren tot variabele X. In de grafieken in figuur 2 zou dit betekenen dat alle geplote cases zich op of onder de diagonaal bevinden. We zien echter dat het merendeel van de gevallen boven die diagonaal liggen: deze landen bereiken een hogere inkomensverdeling dan de fuzzy-set score op de onafhankelijke variabele voorspelt. Met andere woorden: voor dat niveau van een gelijke inkomensverdeling is een even hoge of hogere waarde op de onafhankelijke variabele geen ‘noodzakelijke voorwaarde’.

Tabel 2. Analyse noodzakelijke voorwaarden.

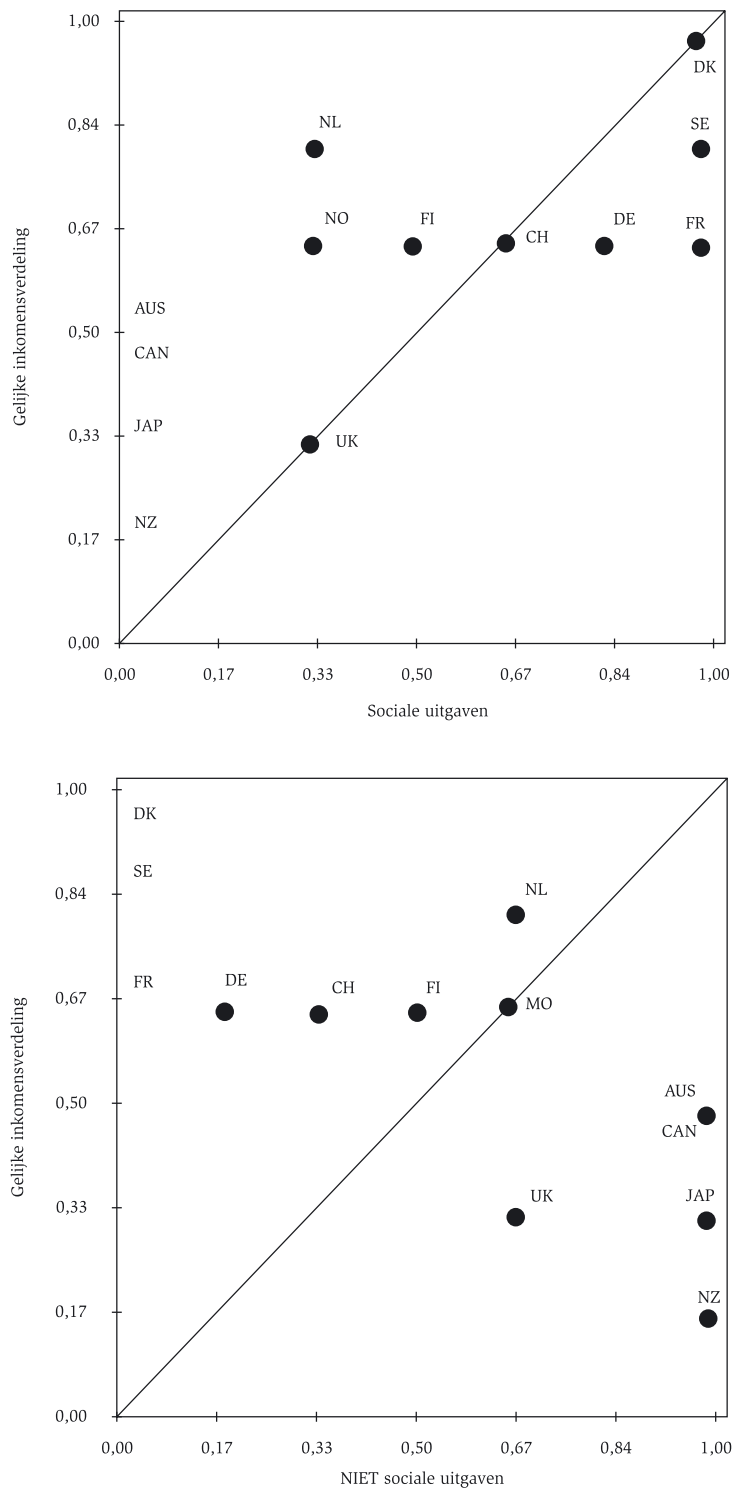
Variabele	Consistentie
Reductie van marktongelijkheden	0,62
~ Reductie van marktongelijkheden	0,38
Hoge sociale uitgaven	0,46
~ Hoge sociale uitgaven	0,46
Niet-targeting sociale zekerheid	0,15
~ Niet-targeting sociale zekerheid	0,31
Genereuze uitkeringen	0,38
~ Genereuze uitkeringen	0,31

* n = 13 (aantal gevallen met een positieve giniscore).

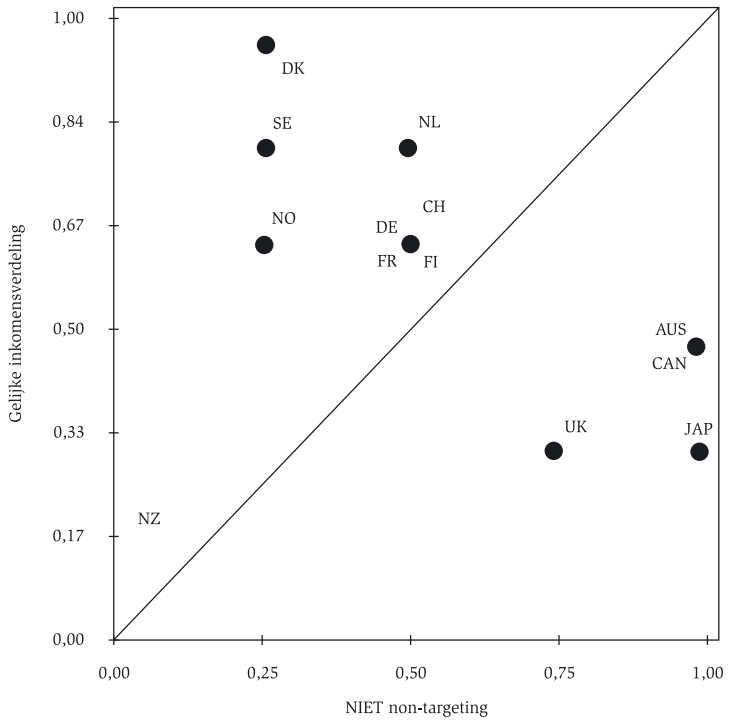
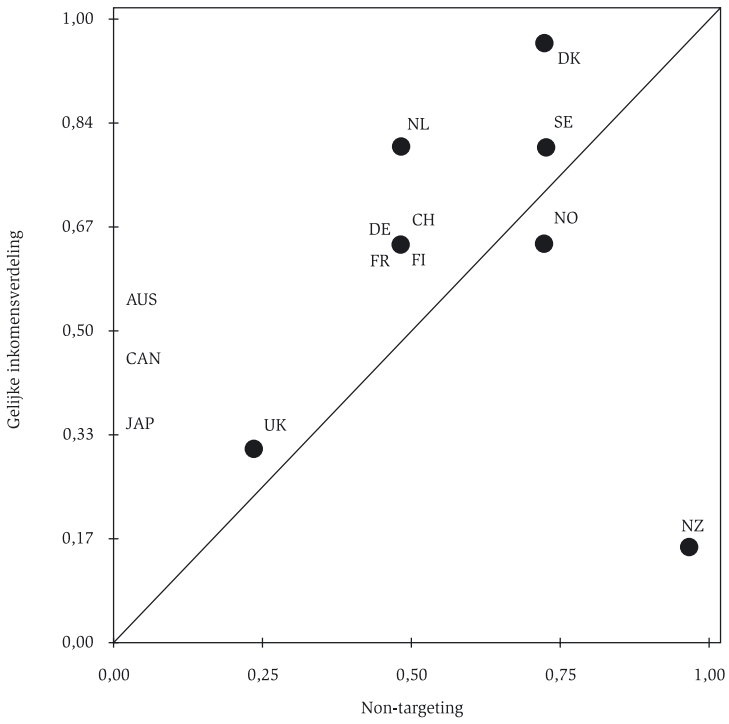
Tabel 2 synthetiseert deze gegevens door aan te geven welk aandeel van de cases voldoet aan het criterium van ‘voldoende voorwaarde’. Zoals figuur 3 aan aangaaf, scoren voor geen enkele van onze variabelen alle cases consistent (op of onder de diagonaal). De variabele die in onze analyse het ‘meest’ noodzakelijk is, is een sterke reductie van marktongelijkheden. Maar de noodzakelijkheid geldt slechts voor acht op dertien gevallen (62%), wat onvoldoende is om de variabele als ‘noodzakelijke voorwaarde’ te bestempelen. De conclusie luidt dat noch een sterke reductie van marktongelijkheden, noch hoge sociale uitgaven, noch universele uitkeringen, noch financieel genereuze uitkeringen noodzakelijk zijn om een gelijke inkomensverdeling te hebben. Bovendien, wan-



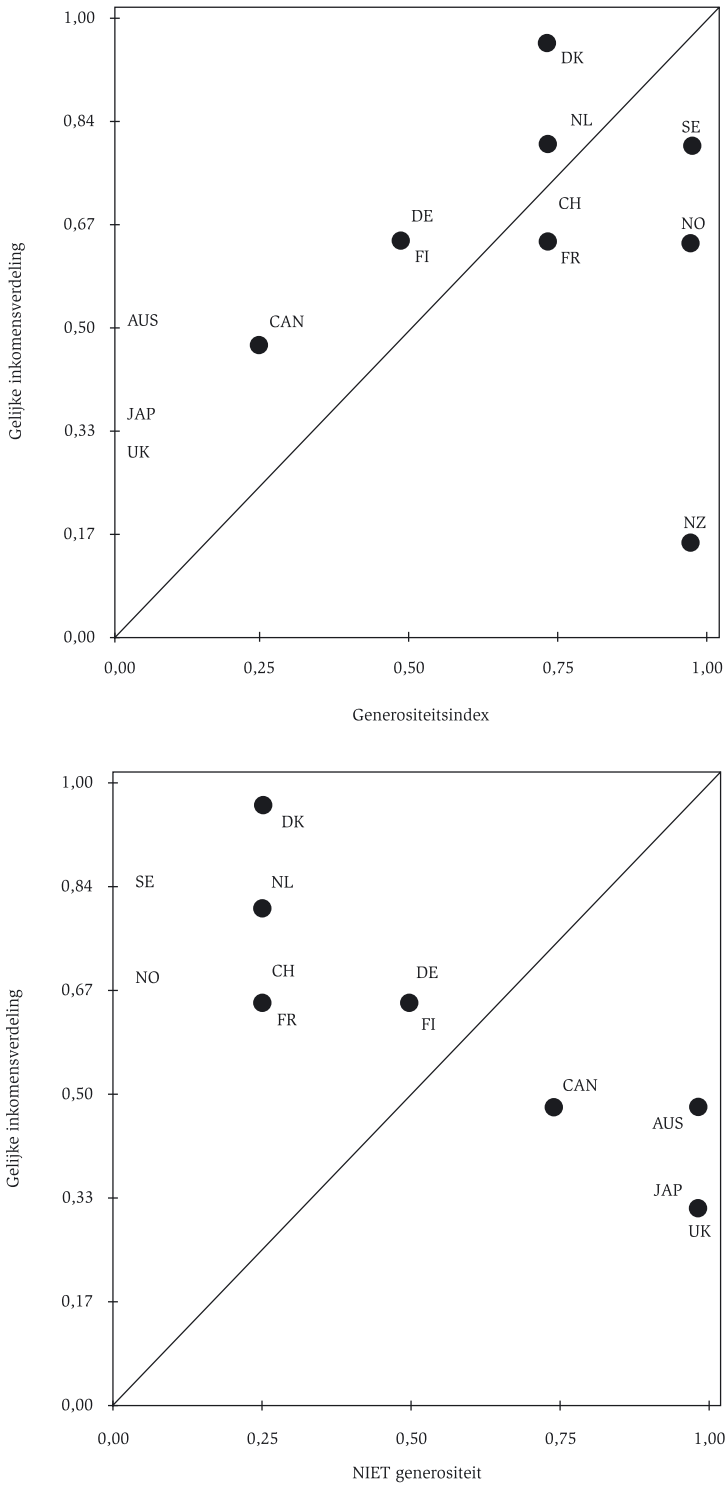
Figuur 3. Plots van de 'noodzakelijke voorwaarden'-analyse.



Figuur 3. Plots van de 'noodzakelijke voorwaarden'-analyse.



Figuur 3. Plots van de 'noodzakelijke voorwaarden'-analyse.



Figuur 3. Plots van de 'noodzakelijke voorwaarden'-analyse.

Tabel 3. Analyse van voldoende voorwaarden: configuraties en hun relatie tot een gelijke inkomensverdeling.

Configuratie- nr	Configuratiesamenstelling			Aantal cases met configu- ratie-score	Consistentie	Maximaal lidmaat- schap	Aantal positieve cases	Geldige configuratie
	Reductie markton- gelijk-heden	Soc. Uitg.	Niet- targeting					
1	0	0	0	10	0,47	1,00	4	0
2	0	0	0	7	0,88	0,50	0 (1)	0 (1)
3	0	0	1	5	1	0,33	0	0
4	0	0	1	6	0,75	0,83	1	1
5	0	1	0	7	0,77	0,50	0	0
6	0	1	0	7	0,88	0,50	0 (1)	0 (1)
7	0	1	1	6	1	0,33	0	0
8	0	1	1	6	1	0,50	0 (1)	0 (1)
9	1	0	0	7	0,79	0,67	1	1
10	1	0	0	6	0,85	0,50	0 (1)	0 (1)
11	1	0	1	4	1	0,50	0 (1)	0 (1)
12	1	0	1	5	1	0,50	0 (2)	0 (1)
13	1	1	0	7	0,86	0,50	0 (2)	0 (1)
14	1	1	0	8	0,41	0,50	0 (3)	0 (1)
15	1	1	1	6	1	0,50	0 (2)	0 (1)
16	1	1	1	7	1	0,75	2	1

neer een analyse van elk van de variabelen aantoont dat er geen enkele een noodzakelijke voorwaarde is, dan zijn er zeker ook geen configuraties van die variabelen die als noodzakelijk kunnen gelden.

Het tweede deel van de analyse zoekt naar voldoende voorwaarden (voor een gelijke inkomensverdeling). Een variabele/configuratie X geldt als voldoende voorwaarde wanneer bij de aanwezigheid van X de uitkomst (i.c. een gelijke inkomensverdeling) zich steeds voordoet. Of in termen uit de verzamelingenleer: variabele/configuratie X is een voldoende voorwaarde om een gelijke inkomensverdeling te bekomen wanneer de groep van landen waarin variabele/configuratie X zich manifesteert een deelverzameling is van de landen met een gelijke inkomensverdeling. In tegenstelling tot de analyse van noodzakelijke voorwaarden begint de analyse van voldoende voorwaarden niet van de afzonderlijke variabelen, maar van zo groot mogelijke configuraties, namelijk een combinatie van alle onderzochte (i.c. vier) variabelen. In een tweede stap wordt nagegaan of de gevonden configuraties kunnen worden vereenvoudigd. De analyse van de voldoende voorwaarden is samengevat in tabel 3. Deze tabel “maakt expliciet wat in andere analyses vaak impliciet blijft” (Ragin 1987, 112, eigen vertaling), namelijk voor welke causale configuraties er effectief data beschikbaar is.

Aan de linkerzijde van tabel 3 staan alle mogelijke configuraties gerangschikt volgens configuratiesamenstelling. Een ‘1’ betekent hier dat de variabele deel uitmaakt van de configuratie, terwijl een ‘0’ betekent dat de negatie van de variabele ($\sim X$) deel uitmaakt van de configuratie. Aan de rechterzijde volgt de analyse.

In de eerste kolom aan de rechterzijde staat per configuratie hoeveel cases een fuzzy-set score groter dan 0 hebben.¹⁰ Gevallen die ‘volledig niet lid’ zijn van een configuratie, worden niet in het onderzoek naar die configuratie opgenomen. Van het aantal cases dat wel (enigszins) lid is van de configuratie, toont de volgende kolom (‘Consistentie’) het aandeel dat consistent scoort op de uitkomstvariabele (gelijke inkomensverdeling). Consistent scoren is een minimale voorwaarde voor een configuratie om als ‘voldoende voorwaarde’ te kunnen worden bestempeld. Het betekent dat (vrijwel) alle cases binnen een configuratie een gelijke of hogere ‘configuratie-score’ hebben dan hun score op de uitkomstvariabele (zie figuur 2b). In navolging van Ragin (2006, 32) nemen we 0,75 als consistentiecriteria: dus maximaal 25% van de cases per configuratie mag onder de oorsprongsdiagonaal liggen van figuur 2b. Dit is niet het geval voor de eerste configuratie, deze scoort inconsistent. Al de andere configuraties vertonen wel consistentie.

Dit is echter nog niet toereikend om als ‘voldoende voorwaarde’ te worden geselecteerd. Niet elke configuratie heeft namelijk cases die ‘echt’ lid zijn (een fuzzy-score voor die configuratie hoger dan 0,50 (‘noch lid, noch niet-lid’)). Dit is, bijvoorbeeld, het geval voor configuratie 3: de landen in onze onder-

zoekspopulatie hebben voor deze configuratie ten hoogste een fuzzy-set lidmaatschapsscore van 0,33 ('min of meer niet-lid'). Er worden slechts drie consistente configuraties bevestigd door positieve cases, namelijk configuratie 4, 9 en 16.

Zij zijn logisch niet te vereenvoudigen, en kunnen als volgt worden samengevat:

reductie marktongelijkheden * sociale uitgaven * NIET-TARGETING * GENEREUS +
 REDUCTIE MARKTONGELIJKHEDEN * sociale uitgaven * niet-targeting * genereus +
 REDUCTIE MARKTONGELIJKHEDEN * SOCIALE UITGAVEN * NIET-TARGETING * GENEREUS

Er is echter een goed argument om de primaire selectie van voldoende voorwaarden open te trekken. Een case kan per definitie van slechts één configuratie 'meer lid dan niet-lid' zijn (een hogere fuzzy-score hebben dan 0,50), maar sommige cases bevinden zich op de scheidingslijn van diverse configuraties. Deze cases halen voor geen enkele configuratie een fuzzy-score hoger dan 0,50. Wel halen zij voor meerdere configuraties hun hoogste lidmaatschapsscore, namelijk 0,50. Het is niet onlogisch om de hoogste lidmaatschapsscore (0,50) van deze cases bij te voegen bij het aantal 'positieve' cases per configuratie. Het resultaat hiervan zijn de getallen in de rechterhelft van tabel 3 die tussen haakjes staan. In dit geval verhogen we wel het consistentie criterium tot 1. De stelling is dat er dan voldoende aanwijzingen zijn dat deze configuraties consistent zullen blijven, ook wanneer er zich reëel positieve cases zouden voordoen.

Op deze manier zijn er zeven geldige configuraties (i.e. configuraties die als voldoende voorwaarde gelden):

reductie marktongelijkheden * sociale uitgaven * NIET-TARGETING * GENEREUS +
 reductie marktongelijkheden * SOCIALE UITGAVEN * NIET-TARGETING * GENEREUS +
 REDUCTIE MARKTONGELIJKHEDEN * sociale uitgaven * niet-targeting * genereus +
 REDUCTIE MARKTONGELIJKHEDEN * sociale uitgaven * NIET-TARGETING * genereus +
 REDUCTIE MARKTONGELIJKHEDEN * sociale uitgaven * NIET-TARGETING * GENEREUS +
 REDUCTIE MARKTONGELIJKHEDEN * SOCIALE UITGAVEN * NIET-TARGETING * genereus +
 REDUCTIE MARKTONGELIJKHEDEN * SOCIALE UITGAVEN * NIET-TARGETING * GENEREUS

Deze zeven configuraties kunnen logisch worden vereenvoudigd tot:

NIET-TARGETING * (REDUCTIE MARKTONGELIJKHEDEN + GENEREUS) +
 REDUCTIE MARKTONGELIJKHEDEN * sociale uitgaven * genereus

De conclusie van deze analyse luidt dat om een gelijke inkomensverdeling te hebben, (1) het een voldoende voorwaarde is om een universele sociale zekerheid te combineren met óf (1a) een sterke reductie van marktongelijkheden, óf (1b) met financieel genereuze uitkeringen, of (2) een sociaal zekerheidssysteem dat niet veel uitgaven behoeft en dat uitkeringen verstrekt die niet gene-

reus zijn moet een sterke reductie van marktongelijkheden realiseren om een gelijke inkomensverdeling te realiseren.

Deze tweede voldoende voorwaarde lijkt op het eerste gezicht triviaal: als de te verwachten instrumenten om een gelijke inkomensverdeling te bereiken niet aanwezig zijn, moet de initiële ongelijkheid toch verminderd worden om alsnog een gelijke verdeling te realiseren. Niettemin is het belangrijk dat deze 'voldoende voorwaarde' naar voor komt. Het duidt er namelijk op dat er landen zijn die inderdaad een relatief gelijke inkomensverdeling bereiken, zonder echt hoge sociale uitgaven en zonder echt genereuze uitkeringen. Finland is hiervan een voorbeeld.

De eerste 'voldoende voorwaarde' (1a + 1b) ligt volledig in de lijn van de paradox van herverdeling van Korpi en Palme. Namelijk, om een gelijke inkomensverdeling te hebben, is de voorwaarde van een universeel sociaal zekerheidssysteem cruciaal. In 'voldoende voorwaarde' 1b wordt dit universeel sociaal zekerheidsstelsel bovendien gecombineerd met financieel genereuze uitkeringen.

Toch geldt de paradox van herverdeling niet onvoorwaardelijk. Uit deze fuzzy-set analyse blijkt namelijk dat een universeel sociaal zekerheidsstelsel, evenals elke andere variabele uit de analyse of een configuratie ervan, geen noodzakelijke voorwaarde is om een gelijke inkomensverdeling te bereiken. Dit wijst op het verschil met de resultaten van een regressieanalyse (voor de vergelijking van de resultaten, zie deel V).

Een ander punt waarop de analyse van Korpi en Palme opnieuw wel bevestigd wordt, is dat een universeel sociaal zekerheidssysteem een voldoende voorwaarde is om hoge sociale uitgaven te realiseren (tabel 4a; weliswaar met als consistentie criterium 0,74). Wanneer we de analyse in de omgekeerde richting uitvoeren (hoge sociale uitgaven als voldoende voorwaarde van een universeel sociaal zekerheidssysteem) dan zakt de consistentie tot 0,58. Hetzelfde beeld krijgen we in tabel 4b: landen die niet echt universeel zijn, hebben geen hoge sociale uitgaven. Dit bevestigt de stelling van Korpi en Palme dat een universeel sociaal zekerheidsstelsel mee de mogelijkheid creëert om een substantiële herverdeling te realiseren.

Tabel 4a. Fuzzy-analyse van niet-targeting als voldoende voorwaarde voor hoge sociale uitgaven.

Configuratienr.	Niet-targeting	Frequentie	Consistentie	Maximaal lidmaatschap	Aantalpositieve cases	Geldige configuratie
1	0	14	0,43	1	6	0
2	1	10	0,74	1	4	1

Tabel 4b. Fuzzy-analyse van niet-targeting als voldoende voorwaarde voor geen hoge sociale uitgaven.

Configuratie-nr.	Niet-targeting	Frequentie	Consistentie	Maximaal lidmaatschap	Aantal positieve cases	Geldige configuratie
1	0	14	0,77	1	6	1
2	1	10	0,57	1	4	0

6. Resultaten OLS multiple regressie

Om de analyse van Korpi en Palme (1998) te benaderen, hebben we zes modellen geschat op dezelfde ruwe dataset (tabel 11 in de appendix). Hierbij is telkens gekeken naar de residuen, de mogelijke invloed van uitschieters en hefboom punten (gevallen die de uitkomsten van de regressie sterk beïnvloeden). Hier deden zich geen problemen voor: geen van de resultaten zijn bepaald door één land met uitzonderlijke gegevens. We wijzen er op dat wegens het kleine aantal gevallen (landen) in onze analyse, zelfs vrij sterke effecten toch niet statistisch significant zijn bij gangbare criteria van statistische significantie (5% criterium). We lopen daarom grote kans om type II fouten te maken: de nulhypothese ten onrechte niet verwerpen, terwijl er in de feiten wel een effect is. Daarenboven werken we hier niet zozeer met een steekproef, maar met de bijna volledige populatie van OESO landen. Om deze reden moeten we in de eerste plaats kijken naar de absolute omvang van de effecten. We hanteren dan ook een minder streng criterium van statistische significantie, namelijk 20%.

Tabel 5. OLS Regressie van Inkomensongelijkheid met niet-targeting, generositeit en sociale uitgaven (Model 1).

	b	St. fout	Significantie*	Correlatie**
(Constante)	0,45	0,08		
Niet-targeting	-0,04	0,19	0,82	-0,45
Generositeit	-0,07	0,19	0,72	-0,49
Sociale Uitgaven	-0,41	0,27	0,15	-0,56
$R^2 = ,35$; $R^2(\text{adj.}) = ,21$; $F(3,15) = 2,6$; $p(F) = ,088$				

* Kans op geschatte b, gegeven 0-hypothese.

** Bivariate correlatie met Inkomensongelijkheid.

In een eerste model trachten we de inkomensongelijkheid te verklaren op basis van niet-targeting (universaliteit), de generositeit en de omvang van de sociale zekerheid (niveau sociale uitgaven) (tabel 5). Dit model laat zien dat

het niveau van sociale uitgaven een sterk negatief effect heeft op de inkomensongelijkheid: een stijging van de sociale uitgaven met 1% van het BBP gaat samen met een daling van de gini met 0,004. Het effect is statistisch significant bij de aangehouden grens van 20%. Niet-targeting en generositeit van de uitkeringen hangen duidelijk negatief samen met de gini (bivariate correlatie), maar onder controle van de omvang van de uitgaven is hun effect praktisch nihil.

In een tweede stap (model 2) voegen we een vierde verklarende variabele toe: de 'reductie van inkomensongelijkheden', gerealiseerd door belastingen en sociale overdrachten (tabel 6). Deze toevoeging zorgt ervoor dat het effect van sociale uitgaven wordt gehalveerd. Het effect van de reductie van inkomensongelijkheden is echter ook niet heel groot, en statistisch niet significant. Dit komt wellicht doordat, wanneer de ongelijkheid van de marktinkomens relatief groot is, er gemakkelijker een sterke reductie gerealiseerd kan worden. De samenhang met de uiteindelijk resulterende ongelijkheid is dan relatief kleiner.

Tabel 6. OLS Regressie van Inkomensongelijkheid met niet-targeting, generositeit, sociale uitgaven en reductie in inkomensongelijkheden (Model 2).

	b	St.fout	Significantie*	Correlatie**
(Constante)	0,43	0,08		
Niet-targeting	0,05	0,20	0,82	-0,45
Generositeit	-0,14	0,19	0,47	-0,49
Sociale Uitgaven	-0,19	0,31	0,55	-0,56
Reductie	-0,23	0,17	0,21	-0,55
R ² = ,42; R ² (adj.) = ,25; F(4,14) = 2,5; p(F) = ,089				

* Kans op geschatte b, gegeven 0-hypothese.

** Bivariate correlatie met Inkomensongelijkheid.

Vervolgens hebben we de 'reductie van inkomensongelijkheden' vervangen door marktinkomensongelijkheden (model 3, tabel 7). Zoals te verwachten was, is de samenhang tussen de ongelijkheid van de marktinkomens, en die van de beschikbare inkomens, zeer groot (tenslotte bestaat het overgrote deel van het beschikbare inkomen van huishoudens nog altijd uit marktinkomen). Opnieuw vinden we een substantieel effect van sociale uitgaven: een stijging van de sociale uitgaven met 1% van het BBP gaat samen met een daling van de gini met bijna 0,004. Dit bevestigt de conclusie op basis van model 1. Dit maal is het effect zelfs significant bij de normaal gehanteerde drempel van statistische significantie van 5%. De reden dat het effect van sociale uitgaven nu meer exact geschat kan worden (de standaardfout is gehalveerd ten opzichte van model 1) is dat het grote effect van marktinkomensongelijkheden een groot deel van de variatie in de gini van beschikbaar inkomen wegneemt. Hier-

door kan het effect van sociale uitgaven nu beter geïdentificeerd worden. Opnieuw hebben Generositeit en Niet-targeting verwaarloosbare effecten, onder controle van de uitgaven.

Tabel 7. OLS Regressie van Inkomensongelijkheid met niet-targeting, generositeit, sociale uitgaven en marktinkomensongelijkheden (Model 3).

	b	St.fout	Significantie*	Correlatie**
(Constate)	0,17	0,07		
Sociale Uitgaven	-0,38	0,15	0,03	-0,56
Generositeit	0,09	0,11	0,43	-0,49
Niet-targeting	-0,13	0,11	0,27	-0,45
gini marktinkomen	0,64	0,11	0,00	0,80
R ² = ,80; R ² (adj.) = ,75; F(4,14) = 14,2; p(F) = ,000				

* Kans op geschatte b, gegeven 0-hypothese.

** Bivariate correlatie met Inkomensongelijkheid.

Het bovenstaande wordt bevestigd door een nieuw model te schatten (model 4, tabel 8). Hier is 'reductie in inkomensongelijkheid', bewerkstelligd door belastingen en sociale overdrachten, de afhankelijke variabele. Sociale uitgaven hebben op deze Reductie een sterk, en statistisch significant effect. (Vanwege de andere schaal van deze reductie is de omvang van het geschatte effect in model 4 niet vergelijkbaar met de schattingen voor Sociale Uitgaven in de voorgaande modellen.)

Tabel 8. OLS Regressie van Reductie in inkomensongelijkheden met niet-targeting, generositeit en sociale uitgaven (Model 4).

	b	St.fout	Significantie*	Correlatie**
(Constate)	-0,08	0,12		
Niet-targeting	0,40	0,28	0,18	0,46
Generositeit	-0,32	0,27	0,26	0,36
Sociale Uitgaven	0,97	0,40	0,03	0,60
R ² = ,44; R ² (adj.) = ,33; F(3,15) = 3,9; p(F) = ,030				

* Kans op geschatte b, gegeven 0-hypothese.

** Bivariate correlatie met Inkomensongelijkheid.

In modellen 5 en 6 (tabellen 9 en 10) gaan we ten slotte in op de determinanten van sociale uitgaven zelf. Model 5 toont dat, zoals te verwachten was, een grotere generositeit in de uitkeringen samengaat met hogere uitgaven. Niet-targeting heeft, bij constante Generositeit, geen enkel effect op de omvang van

de sociale uitgaven. Model 6 geeft echter aan dat Niet-targeting zeer duidelijk samengaat met een grotere generositeit, en op die manier indirect een belangrijk effect op de sociale uitgaven heeft. Deze bevindingen bevestigen de stelling van Korpi en Palme.

Tabel 9. OLS Regressie van Sociale Uitgaven met niet-targeting en generositeit (Model 5).

	b	St.fout	Significantie*	Correlatie**
(Constante)	-0,08	0,12		
Niet-targeting	0,03	0,18	0,88	0,56
Generositeit	0,25	0,16	0,13	0,63
R ² = ,46; R ² (adj.) = ,32; F(2,16) = 5,4; p(F) = ,016				

* Kans op geschatte b, gegeven 0-hypothese.

** Bivariate correlatie met Inkomensongelijkheid.

Tabel 10. OLS Regressie van generositeit met niet-targeting (Model 6).

	b	St.fout	Significantie*	Correlatie**
(Constante)	-0,17	0,10		
Niet-targeting	0,95	0,14	0,00	0,85
R ² = ,73; R ² (adj.) = ,71; F(1,17) = 45,8; p(F) = ,000				

* Kans op geschatte b, gegeven 0-hypothese.

** Bivariate correlatie met Inkomensongelijkheid.

De conclusie van de OLS regressieanalyse luidt dat de omvang van de welvaartsstaat (niveau van sociale uitgaven) bepalend is voor de uiteindelijke inkomensongelijkheid. De twee andere systeemkenmerken, namelijk niet-targeting en generositeit, hebben direct slechts een marginaal effect. Wel is het zo dat het niveau van sociale uitgaven positief samenhangt met generositeit, en dat generositeit sterk samenhangt met niet-targeting. Niet-targeting en generositeit hebben aldus een belangrijk indirect effect op een gelijke inkomensverdeling.

7. Causaliteit en inkomensgelijkheid: de resultaten gebundeld

In dit artikel zijn we nagegaan hoe een bewijs van waarschijnlijkheid afhankelijk is van de gebruikte methode. Op basis van de theoretische assumpties van Korpi en Palme (deel I), hebben we een methodologische vergelijking uitge-

werkt. Op eenzelfde dataset hebben we zowel een OLS regressieanalyse als een fuzzy-set analyse gedraaid. Wanneer we de resultaten van die twee analyses naast elkaar leggen, blijkt dat zij in dezelfde lijn liggen, maar andere accenten leggen.

Uit de OLS regressieanalyse komt als direct verklarende variabele voor een gelijke inkomensverdeling vooral het niveau van sociale uitgaven naar voor. Dit niveau van sociale uitgaven hangt echter samen met de generositeit van sociale uitkeringen en het niet-targeting karakter van het sociale zekerheidsstelsel. Dit bevestigt de stelling van Korpi en Palme.

In de fuzzy-set analyse verdwijnt het niveau van sociale uitgaven als verklarende variabele voor een gelijke inkomensverdeling. Centraal staat het niet-targeting karakter van het sociale zekerheidssysteem. Evenwel, om een gelijke inkomensverdeling als resultaat te hebben, moet dit kenmerk gepaard gaan (een configuratie vormen) met een ander kenmerk, namelijk een sterke reductie in marktongelijkheden of genereuze sociale uitkeringen. In een bijzonder geval, namelijk waar lage sociale uitgaven worden gecombineerd met niet-generuze uitkeringen, zal een sterke reductie in marktongelijkheden alsnog leiden tot een gelijke inkomensverdeling. Verder blijkt ook uit de fuzzy-set analyse dat een universeel systeem (niet-targeting) leidt tot hogere sociale uitgaven.

Het meest opvallende verschil in de resultaten tussen de regressieanalyse en de fuzzy-set analyse, is dat de eerste een ketting van effecten laat zien, terwijl de tweede aangeeft dat bepaalde kenmerken moeten worden gecombineerd vooraleer een bepaald effect kan worden bereikt. Het is duidelijk dat wanneer de regressieanalyse al zou worden stopgezet na model 1, de conclusies volledig anders zouden zijn. Dit is minder het geval bij de fuzzy-set analyse. Dit suggereert dat de fuzzy-set analyse meer dan een regressieanalyse geschikt is als exploratieve onderzoeksmethode, althans wanneer al duidelijk is welke de relevante variabelen zijn die in de analyse moeten worden opgenomen. Vermits de fuzzy-set techniek geen significantie toekent aan de variabelen in het model, wat wel het geval is met regressiemodellen, is de regressietechniek meer geschikt om in een initiële onderzoeksfase variabelen te selecteren. Hiertegenover stellen de verdedigers van de fuzzy-set techniek dat die initiële onderzoeksfase moet steunen op een theorieonderzoek. De theorie moet duidelijk maken welke variabelen in het model moeten worden opgenomen.

Charles Ragin stelt dat “met een fuzzy-set analyse een beter passende relatie tussen theorie en data kan worden bereikt dan met meer conventionele methoden” (Ragin 2000, 162 eigen vertaling). We menen echter dat dit niet zo hoeft te zijn, en dat ook meer conventionele analyse technieken een zeer precieze toetsing van een theorie toelaten. Anderzijds is het wel zo dat het samengaan van variabelen (het vormen van configuraties) onmiddellijk in een fuzzy-set analyse naar voor komt, terwijl in andere methoden hiervoor meestal meerdere en complexe modellen moeten worden geconstrueerd door de onderzoeker.

Appendix

Tabel II. Overzicht van de ruwe data en de fuzzy-set scores.

	gini beschikbaar inkomen		Reductie marktongelijkheden		Sociale uitgaven (%BBP)		Niet-targeting index		Generositeitsindex	
	Ruwe data	Fuzzy-score	Ruwe data	Fuzzy-score	Ruwe data	Fuzzy-score	Ruwe data	Fuzzy-score	Ruwe data	Fuzzy-score
AUS	0,295	0,5	0,30	0,67	18,6	0	0,63	0,00	0,35	0
CAN	0,305	0,5	0,22	0,17	17,3	0	0,61	0,00	0,46	0,25
CZ	0,260	0,67	0,36	1	20,3	0,17	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
DK	0,226	1	0,36	1	28,9	1	0,82	0,75	0,59	0,75
FN	0,260	0,67	0,30	0,67	24,5	0,5	0,73	0,50	0,52	0,5
FR	0,272	0,67	0,33	0,83	28,3	1	0,75	0,50	0,57	0,75
DE	0,272	0,67	0,31	0,67	27,2	0,83	0,74	0,50	0,53	0,5
GR	0,335	0,17	0,19	0	23,6	0,5	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
IT	0,345	0	0,24	0,33	24,1	0,5	0,59	0,00	0,47	0,25
JAP	0,310	0,33	0,14	0	16,1	0	0,61	0,00	0,41	0
NL	0,250	0,83	0,25	0,33	21,8	0,33	0,75	0,50	0,56	0,75
N-Z	0,330	0,17	0,23	0,17	19,2	0	0,91	1,00	0,64	1
NO	0,260	0,67	0,28	0,5	23	0,33	0,79	0,75	0,63	1
PL	0,370	0	0,31	0,67	21,9	0,33	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
PT	0,348	0	0,20	0	20,5	0,17	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
SE	0,242	0,83	0,36	1	28,6	1	0,84	0,75	0,63	1
CH	0,264	0,67	0,18	0	25,4	0,67	0,72	0,50	0,57	0,75
UK	0,319	0,33	0,26	0,33	21,7	0,33	0,67	0,25	0,33	0
US	0,346	0	0,18	0	14,2	0	0,57	0,00	0,31	0

NOTEN

1. Voor een uitgebreide introductie op fuzzy-set analyse specifiek toegepast binnen de sociale wetenschappen, zie Ragin (1987; 2000).
2. Een fuzzy-score voor het behoren tot variabele X kan worden omgerekend tot een fuzzy-score voor het niet behoren tot X (symbolisch voorgesteld als $\sim X$, of met een kleine letter x). Er bestaan diverse formules om de 'negatie' te berekenen (zie Smithson & Verkuilen 2006, 26-28) Het aantal ideaaltypische combinaties (uiteinden) van een fuzzy-ruimte is 2^k , waarbij k gelijk is aan het aantal variabelen. Combinaties van variabelen worden verbonden met de logische operator AND (symbolisch voorgesteld als *). Een mogelijke combinatie van drie variabelen wordt symbolisch voorgesteld als $X * \sim Y * \sim Z$ (de linker bovenhoek aan de achterzijde van de fuzzy-ruimte in figuren 1a en 1b).
3. Hypothetisch kunnen marktongelijkheden al zodanig beperkt zijn, dat er geen beleid meer nodig is om een gelijke inkomensverdeling te bereiken. In de praktijk echter zijn marktongelijkheden steeds zodanig dat we moeilijk kunnen spreken van een gelijke inkomensverdeling. In onze dataset heeft Zwitserland de laagste gini-coëfficiënt voor marktinkomens, namelijk 0,32.
4. De duur van een uitkering werd omgezet in een continuüm van 0 tot 1. In sommige landen is deze duur onbeperkt. Dit verschilt merkkelijk met de daaropvolgende maximale duur (208 weken voor werkloosheidsuitkering en 120 voor ziekte-uitkering). Dit verschil wilden we ook weerspiegelt zien in de 'duurindex'. Daarom werd aan landen met een onbeperkte duur waarde 1 toegekend, en het land met de daaropvolgende maximale duur kreeg waarde 0,8 toegekend. De globale 'duurindex' bestaat uit het gemiddelde van de indexberekening voor werkloosheidsduur en ziekte-uitkeringsduur.
5. Telkens wordt de netto vervangingsratio van een uitkering (ziekte, werkloosheid, pensioen en minimum pensioen) voor een eenverdienersgezin (koppel met twee kinderen (zonder kinderen in het geval van pensioen) verminderd met de vervangingsratio van dezelfde uitkering voor een alleenstaande (telkens berekend voor een Average Production Worker (een voltijdse arbeider met een gemiddeld loon), behalve voor het minimumpensioen). Van deze vier verschillen wordt het gemiddelde berekend. De familie-index bestaat uit de omkering van de waarde (1-x) van dit gemiddelde.
6. Eerst berekenden we van acht vervangingsratio's (ziekte, werkloosheid, pensioen en minimum pensioen; telkens voor een alleenstaande en voor een eenverdienergezin (koppel met twee kinderen)) het gemiddelde. Vervolgens berekenden we een gewogen gemiddelde met dit resultaat en de duurindex met respectievelijk 2 en 1 als wegingsfactor. We gebruiken een gewogen gemiddelde omdat, voor de financiële generositeit van uitkeringen, de uitkeringsniveaus belangrijker zijn dan de duur van de uitkeringen. Voor de cijfers, zie tabel 11 in de appendix.
7. De meeste auteurs pretenderen hun fuzzy-set indeling vast te hangen aan een grondige conceptanalyse die los staat van de gebruikte data. Toch gebruiken ze vaak relatieve concepten (afhankelijk van de geobserveerde waarden; wat inmiddels erkend wordt door Ragin (te verschijnen)) en blijft voor diverse variabelen de keuze voor de sleutelwaarden ongeëxpliciteerd (o.a. Ragin 2006, 39; Kvist 2006, 177).
8. Theoretisch is het mogelijk om op basis van een diepteanalyse te komen tot een minimale indexwaarde die als fuzzy-set waarde 1 kan dienen. Om, bijvoorbeeld, als financieel genereus sociaal stelsel te worden bestempeld, zou een minimale gemiddelde vervangingsratio kunnen worden vastgesteld en een minimale maximum uitkeringsperiode. Hoewel theoretisch niet onmogelijk, lijkt het praktisch niet haalbaar dit te realiseren zonder gebruik te maken van relatieve posities.
9. Vermits een fuzzy-set analyse werkt op basis van configuraties van variabelen, moet voor alle cases data beschikbaar zijn voor alle variabelen. Gevallen waarbij

dit niet het geval is, worden niet in de analyse opgenomen (listwise deletion). Van de 19 landen in de oorspronkelijke onderzoekspopulatie blijven er daardoor uiteindelijk 15 over in de fuzzy-set analyse.

10. De configuratiescore van een case is gelijk aan de laagste score die de case haalt op de diverse variabelen die deel uitmaken van de configuratie.

BIBLIOGRAFIE

- Alvarez, P.B. (2001), The Politics of Income Inequality in the OECD: The Role of Second Order Effects, *LIS-working paper*, No. 284, 29 p.
- Atkinson, A. (1993), Work Incentives, pp. 161-191 in: Atkinson, A.B. & G.V. Mogensen (eds.), *Welfare and Work Incentives: A North European Perspective*. Oxford: Clarendon Press.
- Baldwin, P. (1990), *The Politics of Social Solidarity: Class Bases of the European Welfare State 1875-1975*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Barr, N. (1998), *The Economics of the Welfare State*. Oxford: Oxford University Press.
- Bergh, A. (2005), On the Counterfactual Problem of Welfare State Research: How Can We Measure Redistribution?, *European Sociological Review*, 21(4), 345-357.
- Cantillon, B., I. Marx & K. Van den Bosch (2003), The puzzle of egalitarianism: relationship between employment, wage inequality, social expenditure and poverty, *European Journal of Social Security*, 5(2), 108-127.
- Cantillon, B., N. Vanmechelen & S. Rottiers (te verschijnen), General social assistance: common denominator of the European Social Model?, in: Cordes, J. & C. Toft (eds.), *The Reform of the Welfare State in the EU and the US*.
- Cronqvist, L. (2005), Introduction to Multi-Value Qualitative Comparative Analysis (MVQCA), maart 2005, beschikbaar op <http://www.tosmana.org/resources/>.
- Deleeck, H. (1975), Het Mattheüseffect: over scheefftrekkingen in de verdeling van de collectieve voorzieningen, *De Gids op Maatschappelijk Gebied*, 11, 711-741.
- Goodin, R. (1988), *Reasons for Welfare: The Political Theory of the Welfare State*. Princeton: Princeton University Press.
- Goodin, R. & J. LeGrand (1987), *Not Only the Poor; The Middle Classes and the Welfare State*. London: Unwin Hyman.
- Korpi, W. & J. Palme (1998), The Paradox of Redistribution and Strategies of Equality: Welfare State Institutions, Inequality and Poverty in the Western Countries, *American Sociological Review*, 63, 661-687.
- Kvist, J. (2006), Diversity, Ideal Types and Fuzzy Sets in Comparative Welfare State Research, pp. 167-184 in: Rihoux, B. & H. Grimm (eds.), *Innovative Comparative Methods for Policy Analysis: Beyond the Quantitative-Qualitative Divide*. New York: Springer Science + Business Media.
- Lindbeck, A., S. Nyberg & J. Weibull (1999), Social Norms and Economic Incentives in the Welfare State, *Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 1-35.
- Moene, K. & M. Wallerstein (2002), *Income Inequality and Welfare Spending: A Disaggregated Analysis*, Unpublished paper. Northwestern University, Evanston, IL, February.
- Okun, A.M. (1975), *Equality vs Efficiency: The Big Trade-Off*. Washington D.C.: Brookings Institution Press.
- Ragin, C. (1987), *The comparative method: moving beyond qualitative and quantitative strategies*. Berkeley: University of California Press.

- Ragin, C. (1994), Chapter 5. Using Comparative Methods to Study Diversity, pp. 105-130 in: Ragin, C. (ed.), *Constructing Social Research, The Unity and Diversity of Method*. Thousand Oaks/London/New Delhi: Pine Forge Press.
- Ragin, C. (2000), *Fuzzy-Set Social Science*. Chicago/London: University of Chicago Press.
- Ragin, C. (2006), The limitations of net-effects thinking, pp. 13-41 in; Rihoux B. & H. Grimm (eds.), *Innovative Comparative Methods for Policy Analysis: Beyond the Quantitative-Qualitative Divide*. New York: Springer Science + Business Media.
- Ragin, C. (te verschijnen), Calibration versus Measurement, in: Box-Steffensmeister J., H. Brady & D. Collier (eds.), *Oxford Handbook of Social Sciences, Methodology*. Oxford: Oxford University Press.
- Ragin, C.C., K.A. Drass & S. Davey (2003), Fuzzy-Set/Qualitative Comparative Analysis 1.1 (Software), Tucson, Arizona: Department of Sociology, University of Arizona; beschikbaar op: <http://www.u.arizona.edu/~cragin/fsqca.htm>.
- Ragin, C.C. & H.M. Giesel (2002), *User's Guide to Fuzzy-set/Qualitative Comparative Analysis 1.1*, Tucson, Arizona: Department of Sociology, University of Arizona; beschikbaar op: <http://www.u.arizona.edu/~cragin/fsqca.htm>.
- Rihoux, B. & H. Grimm (eds.) (2006), *Innovative Comparative Methods for Policy Analysis: Beyond the Quantitative-Qualitative Divide*. New York: Springer Science + Business Media.
- Ringen, S. (1987), *The Possibility of Politics*. Oxford: Clarendon Press.
- Scruggs, L. (2004), Welfare State Entitlements Data Set: A Comparative Institutional Analysis of Eighteen Welfare States, Version 1.1.; beschikbaar op: <http://www.sp.uconn.edu/~scruggs/wp.htm>.
- Smithson, M. & J. Verkuilen (2006), *Fuzzy Set Theory, Applications in the Social Sciences* (Series: Quantitative Applications in the Social Sciences). Thousand Oaks/London/New Delhi: Sage Publications.
- Zadeh, L.Z. (1985), Foreword, pp. ix-x in: Zimmermann H.J. (ed.), *Fuzzy Set Theory – and Its Applications*. Boston/Dordrecht/Lancaster: Kluwer – Nijhoff Publishing.