

Provinciale Ongelijkheden in Meervoud

P. Rietveld

P. Nijkamp*

Korte samenvatting

In dit artikel wordt een aanzet gegeven voor een analyse van regionale ongelijkheden op basis van meerdere kenmerken per gebied. Hierbij wordt gebruik gemaakt van zgn. regionale profielen, die via aangepaste ongelijkheidsmaatstaven verder worden behandeld. Verschillende numerieke resultaten voor provinciale ongelijkheden in Nederland worden gepresenteerd.

* Vakgroep Ruimtelijke Economie
Economische Faculteit
Vrije Universiteit
Postbus 7161
1007 MC Amsterdam
020-5484930/4932

De auteurs zijn Jules Theeuwes en een onbekende referee erkentelijk voor hun commentaar op een eerdere versie van dit paper.

1. Inleiding

Een bekend en telkens weer terugkerend probleem in de (regionaal-) economische literatuur is het zgn. 'efficiency-equity' dilemma. Dit dilemma spruit voort uit het feit dat het bereiken van een maximale efficiency (zoals een maximale welvaart(sgroei) met gegeven factor inputs) niet de gewenste verdeling van deze welvaart(sgroei) over individuen, groepen of regio's garandeert. Ook in het regionaal-economisch beleid wordt men voortdurend met dit dilemma geconfronteerd (zie bijvoorbeeld Myrdal, 1957; Stilwell, 1972; Richardson, 1979; Bartels en van Duyn, 1981; en Von Rabenau en Voss, 1985). De steeds weer oploeiende discussie over de verplaatsing van de top van de PTT naar Groningen is daarvan een prima voorbeeld. Deze verplaatsing leidt tot een verbeterde equity, maar daar staat wel een mogelijk efficiency verlies tegenover.

Een belangrijke vraag bij het efficiency-equity dilemma, die niet altijd voldoende aandacht heeft gekregen, is wat onder regionale welvaart dient te worden verstaan. Is dit alleen maar het gemiddeld inkomen of de werkgelegenheid? Of spelen ook andere factoren hierbij een rol, zoals voorzieningen, milieukwaliteit enz.?

In dit artikel zal een multi-dimensionaal welvaartsbegrip gehanteerd worden. Daarmee wordt bedoeld dat alle factoren die van invloed kunnen zijn op de regionale welvaart betrokken moeten worden bij het ramen van welvaartsverschillen tussen regio's (voorzover deze factoren althans in meetbare vorm aanwezig zijn). Hierbij zal het niet gaan om de perceptie van welvaart, maar om objectiveerbare determinanten van regionaal-economische verschillen.

Het is van belang een operationele methodiek te hebben, op basis waarvan regionale verschillen - gezien vanuit de hierboven geschetste multi-dimensionale invalshoek - beter in het vizier kunnen worden gekregen (zie ook Nijkamp, 1979). In dit paper wordt een aanzet gegeven tot een dergelijke methodiek. Als startpunt wordt de formulering van regionale profielen gekozen, waarin naast sociaal-economische ook milieu en infrastructurele kenmerken een rol spelen (par. 2). Voor enkele ongelijkheidsmaatstaven wordt vervolgens in par. 3 een gegeneraliseerde versie geformuleerd om het multi-dimensionale karakter van regionale welvaart in rekening te brengen. Enkele numerieke toepassingen worden gepresenteerd in par. 4 voor Nederlandse interprovinciale gegevens. Het paper eindigt met een slotbeschouwing in par. 5.

Uitgaande van een indeling van een land in een aantal regio's, kan voor elke regio een verzameling indicatoren worden samengesteld die de meest kenmerkende variabelen voor een ruimtelijk systeem bevat. Deze indicatoren kunnen betrekking hebben op sociaal-economische, demografische of infrastructuurele kenmerken. Zo'n verzameling kenmerken wordt een regionaal profiel genoemd. Indien we R regio's en I kenmerken onderscheiden, kan de volgende profielmatrix geconstrueerd worden:

	1	.	.	.	.	R
1	s_{ir}					
.						
.						
.						
.						
I						

Elk element s_{ir} van deze profielmatrix stelt voor de waarde van het i -de kenmerk in de r -de regio. Uiteraard kan men talloze kenmerken onderscheiden. Daarom is het zinvol hierin enige systematiek aan te brengen door een indeling in hoofd- en subprofielen te maken. In het kader van het onderhavige onderzoek zijn de volgende drie hoofdprofielen onderscheiden: sociaal-economisch, milieu en infrastructuur. Elk van deze hoofdprofielen kan weer verder onderverdeeld worden in een aantal karakteristieke attributen (zie later).

Bovenvermelde profielmatrix bevat de noodzakelijke informatie voor een analyse van regionale ongelijkheden. Een dergelijke ongelijkheidsanalyse is dus - anders dan in traditionele aanpakken - niet gebaseerd op één indicator (zoals inkomen), maar op een hele reeks indicatoren.

Verschillende problemen doen zich nu voor, die eerst overwonnen moeten worden voordat een zinvolle ongelijkheidsanalyse uitgevoerd kan worden: verschillende dimensies van de indicatoren, verschillende tekens van de indicatoren, multi-collineariteit tussen de waarnemingen, en verschillende gewichten voor de indicatoren.

- Dimensies: elke indicator behoort gemeten te worden in een geëigende meeteenheid; bijvoorbeeld: inkomen per hoofd, werkgelegenheid in percentages, etc.

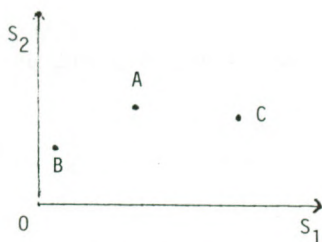
- Tekens: sommige variabelen (bijv. werkgelegenheid) hebben een positieve bijdrage aan de welvaart, andere (zoals vervuiling) hebben een negatieve bijdrage; de profielmatrix moet - qua tekens van de indicatoren - zodanig getransformeerd worden dat alle indicatoren positieve baten-indicatoren zijn, zodat dus altijd geldt: hoe hoger, hoe beter.
- Multi-collineariteit: een uitgebreide dataset bevat vrijwel altijd de nodige multi-collineariteit; er bestaan verschillende manieren om dit probleem enigszins aan te pakken, zoals principale-component-analyse en interdependentie-analyse (zie bijvoorbeeld Boyce et al., 1974; en Nijkamp, 1979).
- Gewichten: niet alle variabelen zullen even zwaar meetellen voor de bepaling van de welvaart; een trade-off tussen verschillende welvaartsdeterminanten roept onvermijdelijk het probleem van politieke of maatschappelijke gewichten op. Dit probleem zal hierna nog nader worden besproken.

3. Een Multi-dimensionale Regionale Verschillenanalyse

Een van de meest cruciale punten bij een regionale verschillenanalyse is de vraag of het mogelijk is zinvolle maatstaven voor interregionale ongelijkheden te vinden die in staat zijn de informatie uit bovengenoemde profielmatrix te verwerken:

Er zij vooraf opgemerkt dat als zodanig de bestudering van interregionale verschillen op basis van meerdere indicatoren niet geheel nieuw is, zoals bijvoorbeeld blijkt uit verschillende clusterprocedures die in de geografie en de regionale economie ontwikkeld zijn (zie Fischer, 1982). Toch zijn verschillende methoden die in het verleden ontwikkeld zijn niet zonder meer geschikt voor een analyse van regionale ongelijkheden. Dit kan worden geïllustreerd met behulp van het begrip economische afstand zoals dat bijvoorbeeld te vinden is in Paelinck en Nijkamp (1976).

Veronderstel een land bestaande uit 3 regio's A, B en C die elk door 2 variabelen S_1 en S_2 worden gekenmerkt. Indien deze 2 variabelen op de assen van een grafiek worden afgezet, kan men - op basis van de informatie over S_1 en S_2 - de drie regio's een plaats in deze grafiek geven (zie Figuur 1).



Figuur 1. Profielen van 3 regio's.

Om het begrip economische afstand toe te kunnen passen moeten de variabelen genormaliseerd zijn. Gaan we ervan uit dat Figuur 1 genormaliseerde waarden toont, dan blijkt dat de economische afstand tussen A en B kleiner is dan tussen A en C, en verder dat B en C op gelijke afstand van A af liggen. Een dergelijke afstandsanalyse laat echter nog nauwelijks een uitspraak toe over de welvaartsposities van deze regio's. We kunnen uit Figuur 1 gemakkelijk aflezen dat regio's A en C een hogere welvaartspositie hebben dan regio B, maar we kunnen a priori niet afleiden of de welvaartspositie van regio A te prefereren valt boven die van regio C. Dit laatste hangt immers af van de gewichten die aan de indicatoren S_1 en S_2 worden toegekend, m.a.w. van de welvaartsfuncties van de regio's. In het algemeen kan men daarom voor elke regio de volgende algemene welvaartsfunctie veronderstellen:

$$\omega_r = \omega(s_{1r}, \dots, s_{Ir}) \quad (1)$$

Uiteraard is de raming van zo'n geaggregeerde welvaartsfunctie een gecompliceerde zaak (vgl. Keeney en Raiffa, 1976). Dit is een probleem dat zich eveneens veelvuldig voordoet bij de zgn. multiple doelstellingsprogrammering (zie Rietveld, 1980). Op basis van ervaringen met het laatste soort problemen is het toch wellicht de moeite waard het begrip regionale welvaartsfunctie te hanteren, waarbij het aanbeveling verdient de specificatie van deze functie (m.n. de raming van gewichten) zolang mogelijk - d.i. naar het eind van de analyse - uit te stellen.

Twee ongelijkheidsmaatstaven voor de regionale welvaartsfunctie zullen bij deze analyse worden gebruikt, nl. de variatie-coëfficiënt en de gemiddelde afwijking t.o.v. het maximum. Een beknopte afleiding van deze aangepaste maatstaven zal nu eerst worden gegeven.

Een Aangepaste Variatie-coëfficiënt

Als eerste noemen we de variatie-coëfficiënt V van een reeks waarnemingen $\omega_1, \dots, \omega_R$, die gelijk is aan het quotiënt van de standaarddeviatie σ en het gemiddelde μ :

$$V = \sqrt{\frac{1}{R} \sum_{r=1}^R (\omega_r - \mu)^2} / \mu \quad (2)$$

Uit de literatuur over inkomensongelijkheid blijkt dat een zeer groot aantal maatstaven is ontwikkeld om ongelijkheid te meten (zie bijv. Sen, 1973; Bartels, 1977; Marshall en Olhin, 1979; en Odink, 1985). De reden dat hier voor de variatie-coëfficiënt is gekozen, is dat deze in het regionaal economisch onderzoek een vaste plaats heeft verworven (zie bijvoorbeeld Fisch, 1984). De historische achtergrond daarvan is gelegen in het feit dat Williamson in zijn baanbrekende werk over interregionale ongelijkheden gebruik maakte van deze coëfficiënt (Williamson, 1965). Ten behoeve van de vergelijkbaarheid is daarna binnen de regionale economie veelal van de variatie-coëfficiënt gebruik gemaakt.¹⁾

Als we uitgaan van een lineaire regionale welvaartsfunctie met (vooralsnog onbekende) gewichten λ_i , dan geldt:

$$\omega_r = \sum_{i=1}^I \lambda_i s_{ir} \quad (3)$$

We nemen aan dat de gewichten niet-negatief zijn en optellen tot 1. Uitdrukking (3) kan direct in V gesubstitueerd worden. Uit het voorgaande volgt dus onmiddellijk dat de ongelijkheidsmaatstaf V bepaald wordt door de profielmatrix en door de gewichten. Daardoor wordt het begrip 'regionale ongelijkheid' dus mede bepaald door politieke en maatschappelijke prioriteiten.

Wanneer men één gewicht λ_i gelijk aan één stelt, en de overige gewichten gelijk aan nul, wordt de traditionele variatie-coëfficiënt voor een individuele welvaartscomponent verkregen. Daarnaast kan ieder gewicht een wille-

1) Hoewel de variatie-coëfficiënt V zelf niet decomposabel is, is V^2 wel decomposabel. Afgezien van een factor 2 is V^2 namelijk een bijzonder geval van de zgn. "generalized entropy" groep van ongelijkheidsmaatstaven, waartoe ook Theil's informatie maatstaf behoort. Deze groep van "generalized entropy" maatstaven is decomposabel, d.w.z. ze kunnen worden geschreven als de som van "tussen-groep" ongelijkheden en gewogen "binnen-groep" ongelijkheden (zie bijv. Maasoumi, 1986).

keurige waarde tussen 0 en 1 aannemen (als de gewichtensom maar gelijk is aan 1), zodat door een parametrische variatie van de gewichten het gehele spectrum aan waarden voor de ongelijkheidsmaatstaf verkregen kan worden.

Een interessante vraag is of het mogelijk is waarden voor $\lambda_1, \dots, \lambda_I$ te vinden die een minimale regionale ongelijkheid opleveren volgens het V criterium. Het blijkt inderdaad - analoog aan een methode uit de discriminant-analyse - mogelijk te zijn zulke waarden voor $\lambda_1, \dots, \lambda_I$ te vinden (zie Appendix I).

Een Aangepaste Gemiddelde Afwijking t.o.v. het Maximum

De tweede ongelijkheidsmaatstaf die hier besproken zal worden is gebaseerd op de notie van een discrepantie t.o.v. een ideaal regionaal profiel. Een ideaal regionaal profiel is een (hypothetisch) profiel dat bestaat uit de maximale waarden die voor elke indicator afzonderlijk over alle regio's gevonden is. In formele termen wordt dus elk element $s_i^{\max}$ van zo'n ideaal profiel als volgt gedefinieerd:

$$s_i^{\max} = \max_r s_{ir}$$

De gemiddelde afwijking t.o.v. het maximum is:

$$D = \frac{\sum_{i=1}^I \sum_{r=1}^R (s_i^{\max} - s_{ir})}{\sum_{i=1}^I \sum_{r=1}^R s_{ir}} \quad (4)$$

De aangepaste ongelijkheidsmaatstaf - na invoering van de λ_i 's - wordt dan:

$$G = \frac{\sum_{i=1}^I \sum_{r=1}^R \lambda_i (s_i^{\max} - s_{ir})}{\sum_{i=1}^I \sum_{r=1}^R \lambda_i s_{ir}} \quad (5)$$

In tegenstelling tot V waar het gemiddelde als referentiepunt wordt genomen, wordt hiertoe bij G gekozen voor de waargenomen maximale waarde. Bij personele inkomensverdelingen heeft het geobserveerde maximale inkomen meestal weinig betekenis als referentiepunt, aangezien dit maximum door-

gaans behaald wordt door zeer uitzonderlijke individuen waar weinig anderen zich aan willen meten. Dit is echter niet langer het geval bij interregionale ongelijkheden. Daarbij gaat het om vergelijkingen tussen een beperkt aantal groepen (regio's), bestaande uit een groot aantal individuen; de maximale score behaald door een bepaalde regio kan in zo'n geval een zinvol referentiepunt zijn voor de andere regio's.

Door een systematische variatie van de waarden van de λ_i 's kan men opnieuw de regionale ongelijkheid voor verschillende waarden van de gewichten berekenen.

4. Numerieke Resultaten voor Provinciale Ongelijkheden in Nederland

De voorgaande ongelijkheidsanalyse is gebruikt om welvaartsverschillen tussen Nederlandse provincies te ramen. Daarbij is uitgegaan van informatie over de volgende kenmerken per provincie (1970), zoals nader toegelicht in Blommestein et al. (1981).

Social-economisch profiel

- s_1 : belastbaar inkomen per hoofd
- s_2 : werkloosheidspercentage
- s_3 : vermogen per hoofd.

Milieu-profiel

- s_4 : bevolkingsdichtheid
- s_5 : natuurlijk milieu als percentage van provinciale oppervlakte
- s_6 : industrialisatie-index
- s_7 : emissie-index voor vervuiling.

Infrastructuur-profiel

- s_8 : dichtheid van vervoersnetwerk
- s_9 : index voor culturele voorzieningen per hoofd
- s_{10} : index voor onderwijsvoorzieningen per hoofd
- s_{11} : afstand t.o.v. het centrum van Nederland
- s_{12} : index voor medische voorzieningen per hoofd.

De profielmatrix is weergegeven in Appendix I. Uit de gegevens blijkt dat provincies met een redelijk goed sociaal-economisch profiel (Noord-Holland, Zuid-Holland) een vrij slecht milieuprofiel hebben. Het omgekeerde geldt onder meer voor Friesland en Drenthe. Verder blijkt dat de meer perifeer gelegen provincies weliswaar voor sommige componenten van het infrastructuur-profiel een lage waarde hebben, maar zeker niet voor alle¹⁾. Deze uitspraken kunnen meer exact onderbouwd worden door een nader onderzoek van de correlatiematrix voor bovengenoemde indicatoren.

De resultaten van de ongelijkheidsanalyse op basis van de twee bovengenoemde maatstaven zijn weergegeven in Tabel 1. In deze tabel zijn de gewichten vooralsnog weggelaten, omdat hier uitsluitend de ongelijkheidsmaatstaven per indicator - en dus nog niet over alle indicatoren - zijn opgenomen. Ondanks lichte variaties blijken de resultaten van V en G redelijk parallel te lopen. Blijkbaar doet het er in dit geval niet zo toe of men als referentiepunt het gemiddelde, of de maximale waarde hanteert, en of men de afwijkingen daarvan al dan niet kwadrateert.

Indicator	V	G
s ₁	.11	.20
s ₂	.36	.50
s ₃	.22	.33
s ₄	.67	.66
s ₅	.54	.96
s ₆	.66	.73
s ₇	1.04	.84
s ₈	.26	.44
s ₉	.14	.24
s ₁₀	.18	.36
s ₁₁	.58	1.00
s ₁₂	.27	.59

Tabel 1. Ongelijkheidsmaatstaven voor 12 indicatoren op provinciaal niveau.

- 1) De wijze van definitie van de infrastructuur-componenten blijkt grote invloed te hebben op de resultaten die men vindt voor de positie van de perifere provincies ten opzichte van de rest van Nederland. Indien men het voorzieningenniveau per hoofd van de bevolking neemt, blijken perifere provincies een hoge score te bereiken. Neemt men daarentegen het voorzieningenniveau per oppervlakte, dan scoren perifere regio's laag. Voor nadere resultaten verwijzen we naar: Oudhof (1980).

Uit Tabel 1 blijkt dat de sociaal-economische ongelijkheid over het geheel genomen aanzienlijk kleiner is dan de 'milieu-ongelijkheid' en lichtelijk kleiner dan de 'infrastructuur-ongelijkheid'. De drie onderscheiden hoofdprofielen kunnen dus een eigen invloed uitoefenen op het regionale ongelijkheidspatroon.

Teneinde nu de invloed van elk van deze hoofdprofielen op de regionale ongelijkheid verder te onderzoeken, zijn de (gestandaardiseerde) waarden van de attributen van elk hoofdprofiel geaggregeerd. Hiervoor bestaan meer verfijnde methoden zoals multi-dimensionale schalingsanalyse en interdependentie-analyse (zie bijv. Nijkamp, 1979), maar terwille van de eenvoud zijn de geaggregeerde waarden hier berekend als een ongewogen gemiddelde van de indicatoren (na standaardisatie) in elk hoofdprofiel. Dit betekent dus dat de variabelen binnen de hoofdprofielen een gelijk gewicht krijgen. Op deze manier wordt een 3 x 11 profielmatrix verkregen waarvan de elementen een provinciale sociaal-economische, milieu- en infrastructurele index vormen, respectievelijk aangeduid als SE, ML en IS.

De correlatiematrix van deze drie indicatoren ziet er als volgt uit:

	SE	ML	IS
SE	1	-0,61	0,75
ML		1	-0,34
IS			1

Tabel 2. Correlatiematrix tussen de waarden van 3 hoofdindices.

Hieruit blijkt dat gemiddeld er een positieve correlatie bestaat tussen sociaal-economische en infrastructurele kenmerken, en een negatieve correlatie tussen milieu-kenmerken en de overige twee kenmerken.

Aan de hand van de indices kunnen diverse typen provincies onderscheiden worden (zie Tabel 3). Provincies van type (1) kunnen opgevat worden als regio's die te kampen hebben met congestie. In deze provincies (Utrecht, Noord- en Zuid-Holland) gaat een hoge score voor de sociaal-economische variabelen gepaard met een lage milieu-kwaliteit. Voor zes perifere regio's blijkt precies het omgekeerde te gelden (Groningen, Friesland, Drenthe, Overijssel, Noord-Brabant, Limburg). De typologie van Stilwell (1971) volgend zou men kunnen stellen dat deze regio's te kampen hebben met ontwikkelingsproblemen. Voor de provincies Gelderland en Zeeland tenslotte worden

	(1)	(2)	(3)	(4)
SE	hoger dan gem.	lager dan gem.	hoger dan gem.	hoger dan gem.
ML	lager dan gem.	hoger dan gem.	hoger dan gem.	hoger dan gem.
IS	hoger dan gem.	lager dan gem.	hoger dan gem.	lager dan gem.
	Utrecht Noord-Holland Zuid-Holland	Groningen Friesland Drenthe Overijssel Noord-Brabant Limburg	Gelderland	Zeeland

Tabel 3. Typering van provincies met behulp van hoofdindices.

Indien er slechts een bepaald aantal indicatoren bestaat (i.c. 3), is de kans vrij groot dat sommige provincies andere provincies in alle drie opzichten domineren. Onderzoek van de 3 x 11 profielmatrix leert inderdaad dat er verschillende dominantiegevallen bestaan. Zulke dominantiegevallen tussen provincies voor alle 3 indicatoren zijn aangegeven met een plus-teken in Tabel 4. Een + in cel (r, s) betekent dat provincie s gedomineerd wordt door provincie r.

g e d o m i n e e r d											
	Gr	Fr	Dr	Ov	Ge	Ut	NH	ZH	Ze	NB	Li
	Gr										+
d	Fr										+
o	Dr										
m	Ov	+									+
i	Ge	+	+		+					+	+
n	Ut						+	+			
e	NH										
r	ZH										
e	Ze										+
n	NB	+									+
d	Li										

Tabel 4. Dominantie-relaties tussen provincies.

Uit deze tabel blijkt dat de provincie Gelderland verschillende andere provincies domineert. Dit wordt uiteraard veroorzaakt door het gunstige milieuprofiel van deze provincie, en de redelijk goede score op de andere twee profielen. Utrecht blijkt vrij goed te scoren op de sociaal-economische en de infrastructurele index. Het blijkt dat Groningen en met name Limburg in sterke mate gedomineerd worden door andere provincies.

Tenslotte zijn ook verschillende berekeningen uitgevoerd met de hierboven beschreven ongelijkheidsmaatstaven voor regionale welvaart op basis van een systematische variatie van de gewichten λ_i . Enige resultaten van deze berekeningen zijn opgenomen in Tabel 5.

gewichten			variatie- coëfficiënt V	gemiddelde afwijking G
λ_1	λ_2	λ_3		
1,0	0,0	0,0	,188	,343
0,8	0,2	0,0	,134	,414
0,8	0,0	0,2	,169	,336
0,6	0,4	0,0	,121	,497
0,6	0,2	0,2	,116	,407
0,6	0,0	0,4	,150	,327
0,4	0,6	0,0	,187	,597
0,4	0,4	0,2	,120	,492
0,4	0,2	0,4	,101	,400
0,4	0,0	0,6	,132	,318
0,2	0,8	0,0	,310	,719
0,2	0,6	0,2	,207	,595
0,2	0,4	0,4	,128	,487
0,2	0,2	0,6	,093	,392
0,2	0,0	0,8	,117	,308
0,0	1,0	0,0	,478	,871
0,0	0,8	0,2	,344	,721
0,0	0,6	0,4	,233	,592
0,0	0,4	0,6	,145	,481
0,0	0,2	0,8	,094	,384
0,0	0,0	1,0	,106	,298

Tabel 5. Resultaten van twee ongelijkheidsmaatstaven voor verschillende gewichtencombinaties.

Het blijkt dat de regionale ongelijkheid het geringst is voor de provinciale infrastructuur (zie de onderste rij van Tabel 5). De pure 'milieu-ongelijkheid', zesde rij van onder, blijkt vrij hoog te zijn, terwijl de sociaal-economische ongelijkheid (bovenste rij) zich tussen beide voorgaande waarden in beweegt. De uitkomsten van Tabel 5 lopen niet geheel parallel met die uit Tabel 1. De reden daarvan is dat door de in Tabel 5 toegepaste aggregatie de ongelijkheid in de ene welvaartscomponent kan worden gecompenseerd door de ongelijkheid in de andere component. Zo valt het op dat de ongelijkheid in het geaggregeerde infrastructuur-profiel ($V = ,11$) veel kleiner is dan in de daarin opgenomen individuele welvaartscomponenten (V varieert tussen $,14$ en $,58$). Dit compensatieverschijnsel is sterker, naarmate de correlaties tussen de individuele componenten lager zijn (zie ook Rietveld, 1987).

Dit verschijnsel doet zich ook voor wanneer een geaggregeerde welvaartsindex wordt bepaald op grond van de drie hoofdprofielen. Bijvoorbeeld, voor de gewichten (0,6; 0,2; 0,2) wordt een variatie-coëfficiënt gevonden van $,116$, wat beneden het gewogen gemiddelde van de variatie-coëfficiënten van de drie hoofdprofielen ligt (0,188; 0,478; 0,106).

Met gebruikmaking van de eigenwaarde benadering van Appendix I, kan worden aangetoond dat de minimale waarde van de variatie-coëfficiënt ($V = ,091$) wordt bereikt voor de gewichtencombinatie (0,050; 0,154; 0,796). Hierin blijkt met name infrastructuur een belangrijke rol te spelen. Voor G wordt een vergelijkbaar resultaat gevonden. In Appendix I is aangegeven dat de extreme waarden van G bereikt worden wanneer één van de gewichten gelijk is aan 1 en de andere gelijk aan 0. Uit Tabel 5 blijkt dat de minimale waarde van G behaald wordt voor de gewichtencombinatie (0 0 1).

5. Besluit

Wil men komen tot een operationalisering van het begrip regionale ongelijkheid in multi-dimensionale zin, dan blijkt men een groot aantal keuzes te moeten maken:

1. Keuze van ongelijkheidsmaatstaf. Naast de twee hier gebruikte zijn er nog veel andere maatstaven. Het is niet uitgesloten dat deze tot enigszins verschillende resultaten aanleiding geven. In de praktijk blijkt overigens dat de rangcorrelaties tussen de uitkomsten van de verschillende maatstaven doorgaans hoog zijn (zie bijv. Islam en Khan, 1986).

2. Keuze van welvaartsindicatoren. De lijst met 12 indicatoren kan desgewenst worden uitgebreid.
3. Keuze van de structuur van de welvaartsfunctie. In dit paper kozen wij voor een lineaire structuur. Dit impliceert een hoge mate van substitueerbaarheid tussen de welvaartsindicatoren. Een gevolg hiervan is het optreden van het in de vorige paragraaf genoemde compensatieverschijnsel, volgens welke de ongelijkheid in de geaggregeerde welvaartsindex kleiner is dan de gemiddelde ongelijkheid in de individuele welvaartsindicatoren. Wanneer men voor een niet-lineaire structuur kiest, zal niet langer noodzakelijkerwijs compensatie optreden. Dan kan het voorkomen dat de ongelijkheid in een geaggregeerde welvaartsindex groter is dan die in ieder van de individuele welvaartsindicatoren (voor een voorbeeld, zie Rietveld, 1987).
4. De keuze van gewichten. Deze is op twee niveaus uitgevoerd. Volgens een wel vaker gevolgde praktijk in hiërarchische doelsystemen (zie bijv. Janssen en Rietveld, 1985) is binnen de hoofdprofielen het ongewogen gemiddelde genomen van de individuele indicatoren (na standaardisatie)¹⁾. De intensiteit van de conflicten tussen de indicatoren binnen de profielen blijkt vaak betrekkelijk gering, zodat de uitkomst niet zo gevoelig is voor de keuze van de gewichten. Uit Tabel 5 blijkt overigens dat de uitkomsten wel gevoelig zijn voor de keuze van gewichten per hoofdprofiel. Aan de gewichten-keuze tussen hoofdprofielen dient dus terdege aandacht geschonken te worden. Er zijn twee interpretaties mogelijk m.b.t. de gewichten. Volgens de eerste uitleg weerspiegelen de gewichten het subjectieve belang dat de betrokkenen (regio's) eraan hechten. In dat geval zijn de gewichten per regio niet noodzakelijkerwijs dezelfde. Daarnaast kan men de gewichten opvatten als geformuleerd door een evaluerend orgaan dat daarin niet persé de voorkeuren van de regio's betreft. De gewichten worden in dit geval geacht tot stand te komen op centraal niveau na politieke discussie.

Wil men tot een analyse van regionale ongelijkheden komen die de willekeur te boven gaat, dan zal men bovengenoemde keuzen moeten kunnen verantwoorden, en indien zo'n verantwoording moeilijk te geven is, de gevoeligheid van de uitkomsten voor de gemaakte keuzen moeten aangeven. Het huidige paper geeft niet meer dan een eerste aanzet van een dergelijke aanpak.

1) Ook de keuze van standaardisatiemethode kan de resultaten tot op zekere hoogte beïnvloeden.

Voor wat betreft de gevoeligheid van de uitkomsten voor de onzekerheid omtrent de gewichten is het belangrijk om de resultaten van de dominantie-analyse (Tabel 4) in het oog te houden. De aldaar getraceerde dominantie-relaties gelden ongeacht de gehanteerde gewichten. Voor sommige regio's is de diagnose omtrent de relatieve welvaartspositie dus niet erg gevoelig voor de keuze van de gewichten. Het netwerk van dominantie-relaties kan nog worden uitgebreid als men additionele kwalitatieve informatie zou hanteren omtrent de gewichten, bijvoorbeeld: $\lambda_1 \geq \lambda_2$, $\lambda_1 \geq \lambda_3$. Dergelijke informatie kan nog een aanzienlijke aanscherping van uitspraken over inter-regionale welvaartsverschillen mogelijk maken.

Appendix I. Minimalisatie van Regionale Ongelijkheid

Na substitutie van (3) in (2) wordt de volgende uitdrukking voor de variatie-coëfficiënt verkregen:

$$V^2 = \frac{\frac{1}{R} \sum_i \lambda_i (s_{ir} - \bar{s}_i)^2}{(\sum_i \lambda_i \bar{s}_i)^2} \quad (A1)$$

waarbij $\bar{s}_i$ de gemiddelde waarde voor profiel element i weergeeft. In matrix notatie wordt dit:

$$V^2 = -1 + \frac{\lambda' K \lambda}{\lambda' M \lambda} \quad (A2)$$

waarbij $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_I)'$ de gewichtenvector is, en:

$$\begin{aligned} K &= SS' \\ M &= S \left(\frac{1}{R} \underline{1} \underline{1}' \right) S' \end{aligned} \quad (A3)$$

In (A3) geeft S de profielmatrix weer; $\underline{1} = (1, \dots, 1)'$.

De matrices M en K zijn symmetrisch.

M is een singuliere matrix met rang 1.

Gebruikmakend van de theorie over kwadratische vormen (Gantmacher, 1965) concluderen we dat het minimum van V^2 bereikt wordt voor de eigenvector van $K^{-1}M$ die correspondeert met de grootste eigenwaarde van deze matrix. Aangezien M rang 1 heeft, heeft ook $K^{-1}M$ rang 1. Daarom heeft $K^{-1}M$ slechts één eigenwaarde ongelijk aan nul, die gelijk is aan het spoor van $K^{-1}M$.

Overigens is niet gegarandeerd dat alle elementen van de betreffende eigenvector niet-negatief zijn. Daarom zal in zijn algemeenheid het minimalisatieprobleem geformuleerd moeten worden als:

$$\min! \quad V^2 = -1 + \frac{\lambda' K \lambda}{\lambda' M \lambda} \quad (A4)$$

onder de restrictie $\lambda \geq 0$.

Hiervoor zal een routine gebruikt moeten worden die geschikt is voor de oplossing van een niet-lineair programmeringsprobleem onder restricties.

De extreme waarden van de gemiddelde afwijking G kunnen op eenvoudige wijze gevonden worden. Vergelijking (5) kan herschreven worden als:

$$G = \frac{\sum_i \lambda_i c_i}{\sum_i \lambda_i d_i} \quad (A5)$$

waarbij:

$$\begin{aligned} c_i &= \sum_r s_i^{\max} - s_{ir} \\ d_i &= \sum_r s_{ir} \end{aligned} \quad (A6)$$

Aannemende dat de variabelen zo zijn gestandaardiseerd dat d_i positief is, kan geconcludeerd worden dat de minimale waarde van G gelijk is aan $\min(c_i/d_i)$. Dit minimum wordt bereikt wanneer $\lambda_{i^*} = 1$, waarbij i^* de variabele is met de minimale waarde voor c_i/d_i .

Appendix 2. Profielmatrix*

Variabele	Provincie Gro- ningen	Fries- land	Drenthe	Over- ijssel	Gelder- land	Utrecht	Noord- Holland	Zuid- Holland	Zee- land	Noord- Brabant	Lim- burg
1	4652	4353	4419	4501	4752	5438	5846	5850	4990	4556	4420
2	-3.2	-3.3	-4.3	-2.3	-1.7	-1.2	-1.8	-1.5	-2.3	-2.2	-2.8
3	5978	4825	4954	4837	5355	7134	6563	6559	7440	4316	3370
4	-227	-159	-143	-249	-311	-623	-856	-1049	-176	-377	-472
5	2.3	9.4	16.4	13.5	23.2	15.6	9.3	4.3	3.3	16.4	16.3
6	-.81	-.32	-.39	-.81	-.85	-1.38	-2.48	-2.88	-.44	-1.88	-1.55
7	-7.9	-2.4	-3.5	-7.1	-7.7	-12.3	-31.4	-57.2	-8.0	-9.6	-14.7
8	1.5	1.5	1.7	2.1	2.3	2.5	2.9	3.4	2.6	2.3	3.2
9	223	247	245	179	181	165	196	175	208	194	178
10	17.6	19.6	17.1	14.5	13.1	13.5	11.3	11.1	15.9	12.2	12.9
11	-195	-170	-170	-90	-65	-20	-55	-65	-170	-55	-170
12	146.0	79.3	104.2	85.8	108.0	172.9	133.9	116.9	80.8	82.7	84.5

* Te minimaliseren variabelen zijn vermenigvuldigd met een factor -1.

Literatuur

- Bartels, C., Economic Aspects of Regional Welfare, Martinus Nijhoff, Leiden, 1977.
- Bartels, C. en J. van Duijn, Regionaal Economisch Beleid in Nederland, Van Gorcum, Assen, 1981.
- Blommestein, H.J., P. Nijkamp en P. Rietveld, A Multivariate Analysis of Spatial Inequalities, Regional Development under Stagnation (W. Buhr en P. Friedrich eds.), Nomos, Baden-Baden, 1981, pp. 293-317.
- Boyce, D.E., A. Farhi en R. Weischedel, Optimal Subset Selection, Springer, Berlin, 1974.
- Fisch, O., Regional Income Inequality and Economic Development, Regional Science and Urban Economics, vol. 14, 1984, pp. 89-111.
- Fischer, M.M., Eine Methodologie der Regionaltaxonomie, Bremer Beiträge zur Geographie und Raumplanung, Bremen, 1982.
- Gantmacher, F.R., Matrizen Rechnung, VEB Deutscher Verlag der Wissenschaften, Berlin, 1965.
- Islam, I., en H. Khan, Spatial Patterns of Inequality and Poverty in Indonesia, Bulletin of Indonesian Economic Studies, vol. 22, nr. 2, 1986, pp. 80-102.
- Janssen, R. en P. Rietveld, Multicriteria Evaluation of Land-Reallotment Plans, Environment and Planning A, vol. 17, 1985, pp. 1653-1668.
- Keeney, R.L. en H. Raiffa, Decision Analysis with Multiple Conflicting Objectives, Wiley, New York, 1976.
- Maasoumi, E., The Measurement and Decomposition of Multi-Dimensional Inequality, Econometrica, vol. 54, 1986, pp. 991-997.
- Marshall, A.W. en I. Olhin, Inequalities: Theory of Majorization and its Applications, Academic Press, New York, 1979.
- Myrdal, G., Economic Theory and Underdeveloped Regions, Duckworth, Londen, 1957.
- Nijkamp, P., Multidimensional Spatial Data and Decision Analysis, Wiley, Chichester, 1979.
- Odink, J.G., Inkomensherverdeling, Wolters-Noordhoff, Groningen, 1985.
- Oudhof, J., Regionale Verdelingen van een aantal Sociaal-Culturele Voorzieningen, CBS Select 1, Staatsuitgeverij, 's-Gravenhage, 1980, pp. 173-180.
- Paelinck, J. en P. Nijkamp, Operational Theory and Method in Regional Economics, Saxon House, Farnborough, 1976.

- Rabenau, B.B. von, en J.R. Voss, Income Inequality and Economic Development with Variable Returns to Scale, in: R. Hanham, W.G. Vogt en M.H. Mickle (eds.), Modeling and Simulation, vol. 16, part 1, 1985, pp. 261-265.
- Richardson, H.W., Aggregate Efficiency and Interregional Equity, Spatial Inequalities and Regional Development, (H. Folmer en J. Oosterhaven, red.), Martinus Nijhoff, Den Haag, 1979, pp. 161-183.
- Rietveld, P., Multiple Objective Decision Methods and Regional Planning, North-Holland Publ. Co., Amsterdam, 1980.
- Rietveld, P., On Multidimensional Inequality Comparisons, Research Memorandum 1987-1, Economische Faculteit, Vrije Universiteit, Amsterdam, 1987.
- Sen, A.K., On Economic Inequality, Oxford University Press, Oxford, 1973.
- Stilwell, J.B., Regional Economic Policy, MacMillan, Londen, 1972.
- Williamson, J.G., Regional Inequalities and the Process of National Development, Economic Development and Cultural Change, vol. 13, 1965, pp. 3-84.

Ontvangen: 08-08-1986
Geaccepteerd: 04-09-1987