



Universiteit
Leiden
The Netherlands

Consumptieongelijkheid: Consumptieve bestedingen als basis voor ongelijkheidsmeting in landenvergelijkend onderzoek

Dam. G. van; Kraaykamp, G.

Citation

Kraaykamp, G. (1991). Consumptieongelijkheid: Consumptieve bestedingen als basis voor ongelijkheidsmeting in landenvergelijkend onderzoek. *Acta Politica*, 26: 1991(1), 85-109. Retrieved from <https://hdl.handle.net/1887/3449891>

Version: Publisher's Version
License: [Leiden University Non-exclusive license](#)
Downloaded from: <https://hdl.handle.net/1887/3449891>

Note: To cite this publication please use the final published version (if applicable).

Stevens, S.S. (1975), *Psychophysics; Introduction to its perceptual, neural and social aspects*. Wiley, New York.
 Stokes, D.E. (1966), Spatial models of party competition. In: Campbell, Converse, Miller and Stokes, 161-179.
 Wegener, B. (1982), *Social attitudes and psychophysical measurement*. Reader Lawrence Erlbaum Ass., Hillsdale N.J.

Consumptieongelijkheid

Consumptieve bestedingen als basis voor ongelijkheidsmeting in landenvergelijkend onderzoek*

Marcel van Dam en Gerbert Kraaykamp

1. Inleiding

De ongelijke verdeling van welvaart is een onderwerp dat veel wetenschappers aanspreekt. Frequent verschijnen er publikaties waarin onderzoekers bevindingen op dit terrein rapporteren. Een belangrijk deel van deze studies heeft betrekking op de verschillen in ongelijkheid tussen landen. Met behulp van economische en politieke determinanten wordt getracht die verschillen te verklaren. Uitgebreide overzichten van dergelijke studies zijn te vinden in Isaac (1981), Bigsten (1983) en Bornschier en Chase-Dunn (1985). Welvaartsongelijkheid is daarbij veelal gedefinieerd als inkomensongelijkheid. Een struikelblok bij landenvergelijkend onderzoek naar inkomensspreiding is de beperkte internationale vergelijkbaarheid van de beschikbare gegevens voor inkomen. Hiervoor zijn diverse oorzaken aan te wijzen. Zo kan de definitie van inkomen per land verschillen en lopen de meettijdstippen veelal uiteen. Verder zijn inkomensgegevens gevoelig voor onder- en non-rapportage (zie voor uitgebreide uiteenzettingen over deze problematiek: Menard 1986; Mahler 1989; Ram 1989). Een aanvullende complicatie voor landenvergelijkend onderzoek is dat inkomensdata voor lang niet alle eenheden beschikbaar zijn; inkomensongelijkheid kan voor ongeveer vijftig landen worden berekend.

Recentelijk zijn diverse methoden ontwikkeld die de internationale vergelijkbaarheid van de inkomensgegevens vergroten (zie b.v. Summers, Kravis en Heston 1984; Altimir 1987; Hoover 1989). Deze methoden komen echter niet tegemoet aan al de problemen die kleven aan inkomensmeting. Bovendien is er een meer inhoudelijk probleem verbonden aan inkomensverdelingen. Gezien de theoretische bases die de verschillende

* De auteurs bedanken drs. Rob van Puijenbroek voor zijn waardevolle op- en aanmerkingen bij een eerdere versie van dit artikel.

onderzoekers hanteren, wordt inkomensverdeling opgevat als een soort proxy-variabele voor welvaartsverdeling. De gehanteerde theorieën hebben meer betrekking op de spreiding van welvaart of materiële goederen dan op de verdeling van inkomen. Over de relatie tussen deze twee verdelingen merken Bollen en Jackman (1985) op dat de verdeling van welvaart waarschijnlijk ongelijker is dan de verdeling van inkomen. De ongelijkheidsmeting aan de hand van inkomensgegevens sluit daarmee niet naadloos aan op de theorieën die in landenvergelijkende surveys zijn getoetst.

In dit artikel presenteren wij een aanvullende benadering om de ongelijke spreiding van welvaart over een land vast te stellen. Het vertrekpunt daarbij is niet het inkomen, maar de consumptieve bestedingen van mensen. Het achterliggende idee daarbij is dat als er sprake is van ongelijkheid in een samenleving, dit ook naar voren moet komen in het consumptiepatroon van een land. Centraal staat daarbij de verhouding tussen bestedingen aan basisbehoeften (voedsel, kleding en onderdak), secundaire goederen (onderwijs, vervoer) en luxe-goederen. De onderzoeksvraag luidt: Is er op basis van nationale consumptieve bestedingen een valide meetinstrument voor welvaartsongelijkheid te construeren?

De opbouw van ons betoog is als volgt. In paragraaf 2 ontwikkelen we op basis van een tweetal gedragsassumpties de contouren van een maat die een uitdrukking vormt van de consumptieongelijkheid in een land. Met behulp van restricties wordt deze maat aangescherpt tot een consumptieongelijkheidindex. Aansluitend onderzoeken we in een cross-sectioneel design de validiteit van deze index. In paragraaf 4 trekken we enige conclusies over de kwaliteit van onze consumptieongelijkheidindex.

2. Consumptieongelijkheid als maat voor welvaartsongelijkheid

Ons uitgangspunt is dat de ongelijkheid in de omvang van besteedbare middelen tot uitdrukking komt in verschillen in soorten consumptieve bestedingen. Anders gezegd, de welvaartsongelijkheid in een land wordt weerspiegeld door het patroon van consumptieve bestedingen in dat land. Het patroon waar hier de aandacht naar uitgaat, is de verdeling van de bestedingen over bepaalde (groepen van) producten. De Wereld Bank (1989) publiceert cijfers voor een groot aantal landen over de nationale consumptieve bestedingen. Deze bestedingen zijn onderverdeeld in uitgaven aan voedsel, kleding/schoeisel, huisvesting, medische verzorging, onderwijs, transport/communicatie en overige luxe goederen. Deze consumptievormen zijn te combineren tot drie hoofdcategorieën: primaire,

secundaire en tertiaire bestedingen. Onder primaire goederen verstaan we de eerste levensbehoeften: voedsel, kleding/schoeisel en huisvesting. De categorie secundaire goederen omvat onderwijs, medische verzorging en transport/communicatie en tertiaire goederen zijn alle luxe-producten.

In tabel 1 is de procentuele verdeling van de consumptieve bestedingen over de drie hoofdcategorieën voor een aantal landen weergegeven. Zoals te verwachten is, blijkt dat naarmate een land rijker is de procentuele bestedingen aan primaire goederen lager zijn en die aan secundaire en ter-

Tabel 1: Gegevens over consumptieve bestedingen voor 11 landen (Wereld Bank (1988, 1989)) en onderverdelingen in primaire, secundaire en tertiaire bestedingen (in procenten)

Land	voedsel	kleding	onderdak	medische	onder-	trans-	luxe con-
	totaal	schoei- sel	verwarming	verzorging	wijs	port	sumptie sel
Tanzania	62	12	8	1	5	2	10
Sierra Leone	47	4	12	2	1	10	24
Filippijnen	51	4	19	2	4	4	16
Ivoorkust	40	10	5	9	4	10	23
El Salvador	33	9	7	8	5	10	28
Brazilië	35	10	11	6	5	8	27
Portugal	34	10	8	6	5	13	24
Zuid-Korea	35	6	11	5	9	9	25
Italië	19	8	14	10	7	11	30
Nederland	13	6	18	11	8	10	33
Verenigde Staten	13	6	18	14	8	14	27
		primaire consumptie		secundaire consumptie		tertiaire consumptie	
Tanzania		82		8			10
Sierra Leone		63		13			24
Filippijnen		74		10			16
Ivoorkust		55		23			23
El Salvador		49		23			28
Brazilië		56		19			27
Portugal		52		24			24
Zuid-Korea		52		23			25
Italië		41		28			30
Nederland		37		29			33
Verenigde Staten		37		36			27

tiaire produkten hoger. Inwoners van een welvarend land beschikken immers over meer middelen en kunnen meer niet-eerste levensbehoeften vervullen. We zijn ons ervan bewust dat de indeling van de diverse consumptievormen in drie groepen min of meer ideaaltypisch is. Niet altijd is duidelijk in welke categorie de Wereld Bank een bepaald produkt indeelt, zodat een zekere mate van 'vervuiling' van de data niet uit te sluiten valt. Daar het hier echter niet om systematische meetfouten gaat, menen wij toch met de genoemde driedeling te kunnen werken.¹

Op basis van de onderverdeling van de verschillende soorten bestedingen in drie hoofdcategorieën is het mogelijk uitspraken te doen over de welvaartsongelijkheid in een samenleving en wel zodanig dat er een internationaal vergelijkbare ongelijkheidsmaat uit kan worden afgeleid. In paragraaf 2.1 zetten we de relatie tussen de bestedingen aan primaire, secundaire en tertiaire goederen enerzijds en welvaartsongelijkheid anderzijds uiteen en aansluitend is in paragraaf 2.2 uitgewerkt hoe we op basis van consumptiegegevens een ongelijkheidsindex construeren.

2.1 Consumptieve bestedingen en welvaartsongelijkheid – In dit artikel hebben we ons tot doel gesteld welvaartsongelijkheid te representeren door middel van consumptieve bestedingen. Om de relatie tussen de collectieve verschijnselen bestedingspatronen en ongelijkheid te verhelderen, maken we een theoretische omweg via het individuele niveau. Daartoe formuleren we twee niet al te stringente assumpties over individueel gedrag.

De additiviteitsassumptie – De termen primair, secundair en tertiair duiden op het belang van de verschillende groepen goederen voor mensen. Zonder tertiaire goederen is te leven, zonder secundaire produkten kan men overleven, maar zonder primaire goederen is er geen leven. Primaire goederen vormen een noodzakelijke levensvoorwaarde; het zijn goederen die in ieder geval moeten worden aangeschaft. Er is dan ook sprake van een ordening in de menselijke behoeftenbevrediging: eerst worden de primaire, dan de secundaire en dan de tertiaire behoeften bevredigd.

De plafondassumptie – Primaire behoeften zijn begrensd. Iemand heeft een bepaalde hoeveelheid voedsel nodig. Meer aanschaffen is niet zinvol: verzadigd is verzadigd. Eenzelfde redenering geldt voor de secundaire behoeften. Als men van een beenbreuk is hersteld, is verdere medische consumptie niet nodig: genezen is genezen. Tertiaire behoeften zijn daarentegen onbegrensd. Als de CD-speler is aangeschaft, valt het oog op een vakantie naar Griekenland en daarna op een reis naar Florida, waarna een nieuwe flat-square-hifi-kleuren-tv de volgende begeerte vormt.

Gebaseerd op deze assumpties² kan een aantal gevolgtrekkingen over de relatie tussen consumptieverdeling en welvaartsongelijkheid worden gemaakt. Mensen die meer verdienen hebben een ander bestedingspatroon, gezien als verdeling over de drie categorieën, dan degenen met een lager inkomen. Iemand met een minimaal inkomen besteedt dit vrijwel geheel aan primaire goederen. Neemt de welvaart toe tot boven het niveau dat noodzakelijk is om de primaire levensbehoeften te vervullen, dan zal ook een deel van deze welvaart aan de aanschaf van secundaire goederen worden besteed. Neemt het inkomen nog meer toe en zijn de secundaire behoeften bevredigd, dan zal men tot consumptie van tertiaire goederen overgaan. De plafondassumptie impliceert vervolgens dat bij verdere stijging van de welvaart de absolute bestedingen aan primaire en secundaire goederen ongeveer gelijk blijven en men het supplement vrijwel volledig uitgeeft aan tertiaire goederen. Procentueel gezien zullen daardoor de percentages primaire en secundaire bestedingen van zo iemand afnemen, terwijl de tertiaire bestedingen groeien. Individuen met een hoog welvaartspeil zullen dus altijd tertiaire goederen consumeren, terwijl dat bij mensen met een laag welvaartspeil niet zeker is.

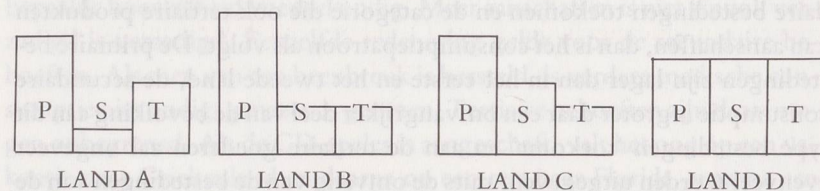
De nationale bestedingen aan de verschillende categorieën goederen vormen de som van de individuele uitgaven aan primaire, secundaire en tertiaire goederen. Wanneer in een land alleen mensen wonen met een inkomen dat maar net aan de eerste levensbehoeften tegemoet komt, dan zal het consumptiepatroon (zijnde de procentuele verdeling van de bestedingen over de drie categorieën) nationaal bezien worden gekenmerkt door zeer hoge primaire bestedingen, lage secundaire en vrijwel geen tertiaire bestedingen. Heeft het overgrote deel der bevolking zo'n minimaal inkomen en de rest een zeer hoog inkomen, dan ziet het patroon er anders uit. De primaire bestedingen zijn groot, zij het wat lager dan in het eerder genoemde land, terwijl de secundaire en vooral de tertiaire bestedingen hoger zijn. Die primaire consumptie is kleiner omdat een deel van de uitgaven wordt besteed aan secundaire en tertiaire produkten. De rijken doen de tertiaire bestedingen die in het eerste land achterwege bleven. Zijn er onder de inwoners van een land drie groepen te onderscheiden, mensen die alleen primaire uitgaven kunnen doen, zij die daarnaast nog aan secundaire bestedingen toekomen en de categorie die ook tertiaire produkten kan aanschaffen, dan is het consumptiepatroon als volgt. De primaire bestedingen zijn lager dan in het eerste en het tweede land, de secundaire consumptie is groter daar een omvangrijker deel van de bevolking aan dit type bestedingen 'toekomt' en aan de tertiaire goederen zal ongeveer evenveel worden uitgegeven, mits de omvang van de bestedingen van de groep rijken ongeveer gelijk is aan die in het tweede land.

Aan de hand van vier voorbeeldsituaties zullen we deze redenering verder uitwerken en verduidelijken. In figuur 1 zijn voor vier fictieve landen de procentuele bestedingen aan de drie hoofdcategorieën goederen in de vorm van staafdiagrammen weergegeven. Hoe hoger een kolom, hoe groter de bestedingen aan een bepaald type produkten.

In land A uit figuur 1 wordt een beperkte hoeveelheid secundaire goederen geconsumeerd in verhouding tot de primaire en tertiaire bestedingen. De additiviteits- en plafondassumptie impliceren dat in deze situatie slechts een gering deel van de bevolking in staat is secundaire goederen te consumeren en dat een eveneens klein deel van de bevolking een aanzienlijke hoeveelheid tertiaire goederen aanschaft; een tamelijk ongelijke situatie. In land D uit figuur 1 is de besteding aan de drie consumptiesoorten procentueel gelijk. Op grond van onze assumpties kunnen we stellen dat betrekkelijk veel mensen in staat zijn secundaire en tertiaire goederen te consumeren. Aangezien de geconsumeerde hoeveelheid secundaire goederen relatief groot is en deze consumptie individueel begrensd is, mogen we concluderen dat blijkbaar veel mensen deze goederen kunnen aanschaffen; vergeleken met land A is er in land D sprake van een gelijkere verdeling van welvaart.

In land B zijn de bestedingen aan primaire goederen groot in verhouding tot de secundaire en tertiaire bestedingen. Gezien onze assumpties duidt dit erop dat veel mensen in dat land alleen primaire goederen kunnen aanschaffen; er is een groot aantal armen. Daarnaast zijn er ook mensen met een hoog inkomen die in staat zijn tertiaire goederen aan te schaffen. Daar de tertiaire en secundaire bestedingen gelijk zijn, is de groep met een middenpositie qua inkomen betrekkelijk gering in omvang. Zou deze groep groter zijn geweest dan waren de secundaire bestedingen waarschijnlijk groter geweest dan de tertiaire. In land B is er blijkbaar een grote groep armen, een kleine middengroep en een groep rijken. De ongelijkheid is er groter dan in land D, maar kleiner dan in land A, waar de inko-

Figuur 1: Vier voorbeeldsituaties (landen) van procentuele bestedingen aan primaire, secundaire en tertiaire goederen



mensverschillen scherp zijn gepolariseerd. Land C ten slotte wordt gekenmerkt door in verhouding grote secundaire bestedingen. De ongelijkheid is hier minder dan in land B, maar groter dan in land D. Voor de vier landen uit figuur 1 geldt dus dat D de meest gelijke spreiding van welvaart kent, dan C, dan B en dat land A het meest ongelijk is.

We zijn nu in staat in algemene termen de relatie vast te stellen tussen primaire, secundaire en tertiaire bestedingen enerzijds en welvaartsongelijkheid anderzijds. De additiviteits- en plafondassumptie hebben tot gevolg dat naarmate de secundaire consumptie groter is, een land een meer gelijke spreiding van welvaart kent. In grote lijnen geldt dat als de uitgaven aan primaire en tertiaire goederen hoog zijn en de uitgaven aan secundaire bestedingen laag, de consumptieongelijkheid groot is. Aansluitend formaliseren we deze relatie tussen de consumptietypen en ongelijkheid en ontwikkelen een maat waarmee de verhoudingen kwantitatief zijn weer te geven.

2.2 De consumptieongelijkheidindex – De globale conclusie die volgt uit de theoretische redenering uit de vorige paragraaf is dat wanneer de consumptieve bestedingen aan primaire en tertiaire goederen hoog zijn in verhouding tot de secundaire consumptie, de ongelijkheid in een land groot is. De relatie tussen de drie vormen van consumptie enerzijds en ongelijkheid anderzijds wordt uitgedrukt in de volgende functie:

$$\text{Ongelijkheid} = P^{\alpha} * S^{-\beta} * T^{\gamma} \quad (1)$$

Waarbij: P = primaire bestedingen als percentage van de totale bestedingen
S = secundaire bestedingen als percentage van de totale bestedingen
T = tertiaire bestedingen als percentage van de totale bestedingen

Vergelijking (1) is op diverse manieren nader te specificeren om tot een ongelijkheidsfunctie te komen. Voor deze studie hebben wij gekozen voor de meest eenvoudige vorm, enerzijds uit praktische overwegingen, anderzijds omdat er in dit stadium van het onderzoek geen overwegingen zijn om bij voorbeeld kwadratische verbanden te veronderstellen. Dit houdt in dat wij kiezen voor een eerstegraads multiplicatieve relatie tussen ongelijkheid en de drie consumptietypen. De hieruit resulterende maat voor consumptieongelijkheid, de CO-index, heeft de volgende vorm:

$$\text{CO-index} = P * S^{-1} * T = \frac{P * T}{S} \quad (2)$$

Helaas is deze index niet zonder meer bruikbaar als indicator voor ongelijkheid. Zo is bij voorbeeld in een land waar geen secundaire bestedingen worden gedaan (S=0) de index niet te berekenen. Hoewel dit een ex-

treem voorbeeld is, geeft het aan dat aanvullende restricties nodig zijn om de CO-index in empirisch onderzoek toepasbaar te laten zijn.

We kunnen een aantal restricties formuleren op theoretische gronden. In de eerste plaats geldt per definitie dat bestedingen nooit negatief zijn, dus:

$$P, S, T \geq 0 \quad (r1)$$

Verder moet gelden dat P groter is dan nul, omdat er anders op grond van de additiviteitsassumptie geen secundaire of tertiaire bestedingen mogelijk zijn:

$$P > 0 \quad (r2)$$

Een derde restrictie volgt ook uit de additiviteitsassumptie. Indien er tertiaire bestedingen worden verricht, moeten er ook secundaire bestedingen worden verricht en dus ook primaire bestedingen:

$$T > 0 \Rightarrow S > 0 \Rightarrow P > 0 \quad (r3)$$

Wij zijn in dit stadium van het onderzoek nog niet in staat op theoretische gronden verdere restricties ten aanzien van de drie consumptievormen op te stellen. Daarom is er voor gekozen te bezien in hoeverre de in vergelijking (2) gepresenteerde maat geschikt is voor de reële bestedingen aan primaire, secundaire en tertiaire goederen. Anders gezegd, wij leggen aan de componenten P, S en T restricties op die zijn ontleend aan de empirie. Daarmee beperken we de toepasbaarheid van de CO-index tot die gevallen die voldoen aan de te formuleren restricties. We beseffen dat deze handelwijze methodologisch gezien niet geheel zuiver is, maar achten het een te verdedigen tussenstap bij de ontwikkeling van een ongelijkheidsmaat gebaseerd op consumptiecijfers.

Aan de door de Wereld Bank (1989) gepresenteerde gegevens over de procentuele primaire, secundaire en tertiaire bestedingen in landen, ontleen we de volgende aanvullende restricties:

$$T > 0 \quad (r4)$$

$$P > S \quad (r5)$$

$$P > T \quad (r6)$$

Uit de restricties (r3) en (r4) volgt dat S groter is dan nul.

Voor landen waarvan de bestedingspatronen voldoen aan de restricties (r4), (r5) en (r6) kan, wanneer de procentuele bestedingen aan primaire, secundaire en tertiaire goederen in gehele getallen zijn uitgedrukt, de minimale en maximale consumptieongelijkheid worden aangegeven:

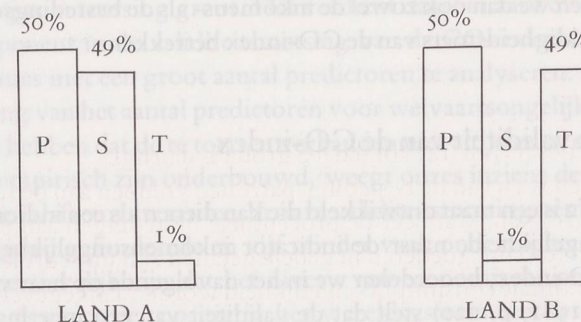
$$50/49 \leq \text{CO-index} \leq 2450$$

Bovenstaande houdt in dat waar in een land de secundaire consumptie 49% is en dientengevolge (vergelijk restricties r4, r5 en r6) de primaire en tertiaire consumptie respectievelijk 50% en 1%, de ongelijkheid minimaal is. De waarde van de CO-index is in zo'n land gelijk aan 50/49, het minimum van de functie, gegeven de restricties. Land A in figuur 2 weerspiegelt deze situatie. In landen waar de secundaire bestedingen minimaal zijn, 1%, en de primaire en de tertiaire consumptie respectievelijk 50% en 49% bedragen, is de ongelijkheid maximaal. De score op de CO-index bedraagt dan 2450. Dit is afgebeeld via land B.

Voor we de hier gepresenteerde CO-index beoordelen op het punt van de validiteit, plaatsen we enige kanttekeningen. In het voorgaande is een drietal ad hoc-restricties opgenomen (r4, r5 en r6), die de reële situatie weerspiegelen. Uiteraard kunnen deze restricties in een vervolgstudie worden gemodificeerd. Hoewel de beperkingen niet buitengewoon stringent zijn, limiteren ze het toepassingsgebied van de index. Zonder verdere theorievorming over de relatie op individueel niveau tussen de (absolute) hoogte van het inkomen en de (absolute) omvang van de primaire, secundaire en tertiaire bestedingen, zijn dergelijke ad hoc-restricties onontkoombaar. Een aanvullend probleem daarbij is dat gegevens over die relatie vrijwel niet voorhanden zijn. Op grond van deze overwegingen hebben we besloten bij de constructie van de CO-index van bovenstaande restricties gebruik te maken.

De elementen waaruit de CO-index is opgebouwd – primaire, secundaire en tertiaire bestedingen – hangen elk afzonderlijk inhoudelijk gezien sterk samen met het niveau van economische ontwikkeling. Hoe lager het ontwikkelingsniveau van een land, hoe groter het percentage primaire be-

Figuur 2: De twee meest extreme verdelingen van procentuele bestedingen aan primaire, secundaire en tertiaire goederen met inachtneming van de restricties



steden en hoe lager de secundaire en tertiaire uitgaven. Omdat wij echter deze elementen op een zodanige wijze combineren dat het resultaat een niet-lineaire transformatie van de delen vormt, is de uiteindelijke samenhang niet groot. In paragraaf 3.2 zal blijken dat tussen het niveau van economische ontwikkeling en de CO-index een correlatie van $r = .53$ bestaat.

De CO-index komt voor een deel tegemoet aan enkele bezwaren die verbonden zijn aan de meting van inkomensongelijkheid (zie ook paragraaf 1). Zo is bij de consumptieve bestedingen de definitiekwestie minder zwaarwegend. In het algemeen is wel duidelijk welke produkten tot de primaire, secundaire dan wel tertiaire goederen behoren. Ook spelen de bij de inkomensmetingen geldende problemen aangaande onder- en non-rapportage bij de meting van consumptie slechts een geringe rol. Voorts is de spreiding in het meettijdstop klein; de data van de Wereld Bank hebben betrekking op de periode 1980-1985. Zeer belangrijk is verder dat het voor de consumptieve bestedingen mogelijk is over veel meer landen gegevens te verkrijgen; op basis van rapporten van de Wereld Bank (1988, 1989) hebben wij voor 84 landen de consumptiepatronen in kaart kunnen brengen.

Een vierde opmerking betreft de theoretische kant van ongelijkheids-onderzoek. Consumptieongelijkheid kan een waardevolle aanvulling zijn op inkomensongelijkheid, waar het gaat om het in kaart brengen van welvaartsverdeling. Inkomen is een instrument om welvaart te verwerven, maar vormt op zichzelf geen welvaart. De band tussen consumptie en welvaart is meer direct; door het aanschaffen van produkten creëren mensen welvaart.³ Voor het bestuderen van ongelijkheid verdient het onzes inziens aanbeveling aandacht te schenken aan beide factoren: zowel de inkomsten- als de bestedingskant. Deze directe relatie met welvaartsongelijkheid heeft de CO-index voor op andere metingen van ongelijkheid als ongelijke levensduur (Ultee, De Graaf en Van Puijenbroek 1989) of opleidingsongelijkheid (Ram 1990). In aansluiting op deze theoretische overweging zullen we dan ook zowel de inkomens- als de bestedingsongelijkheid in de geldigheidstoets van de CO-index betrekken.

3. De validiteit van de CO-index

In paragraaf 2 is een maat ontwikkeld die kan dienen als een indicator voor welvaartsongelijkheid, naast de indicator inkomensongelijkheid. Deze maat, de CO-index, beoordelen we in het navolgende op haar validiteit. Swanborn (1981, p. 220) stelt dat de validiteit van een meetinstrument groter is naarmate de scores daarop beter overeenkomen met de waarden

van het door de onderzoeker bedoelde theoretische begrip. Een hoge score op de CO-index moet dientengevolge overeenkomen met een hoge score op de denkbeeldige schaal voor welvaartsongelijkheid. Daarbij mogen geen grote systematische afwijkingen ontstaan.

We beoordelen de geldigheid van de CO-index als indicator van welvaartsongelijkheid in een landenvergelijkende onderzoeksopzet. In paragraaf 3.1 wordt ingegaan op een aantal technische aspecten van validiteitstoetsing, de opzet van onze toets en de daarbij gebruikte variabelen en hun operationalisaties. In paragraaf 3.2 presenteren we de resultaten van een validatie voor de CO-index. In paragraaf 3.3 analyseren we de validiteit van de CO-index door haar te combineren met een maat voor inkomensongelijkheid (de GINI-index) tot één latente variabele: welvaartsongelijkheid. Door het 'begrip-als-bedoeld' (welvaartsongelijkheid) als ongemeten variabele te beschouwen met inkomens- en consumptieongelijkheid als indicatoren, is het mogelijk een nadere validatie uit te voeren.

3.1 Welvaartsongelijkheid, inkomensongelijkheid en consumptieongelijkheid: over de validiteitstoetsing – Voor een validering van de CO-index gebruiken we de 'klassieke' interpretatie van welvaartsongelijkheid, namelijk inkomensongelijkheid. Als de CO-index een valide representatie van welvaartsongelijkheid is, dan moeten relaties die tussen inkomensongelijkheid en bepaalde predictoren zijn gevonden, ook voor de CO-index bestaan. Beide indices vertegenwoordigen immers hetzelfde kenmerk-als-bedoeld: welvaartsongelijkheid. Bij de validering gaat het er met andere woorden om, niet-gefalsificeerde en goed getoetste verbanden van het theoretische begrip met andere variabelen voor het nieuwe gemeten begrip te repliceren (Swanborn 1981). Indien die verbanden niet worden gevonden, is het nieuwe meetinstrument niet valide.

Omdat dergelijke verbanden zelden deterministisch zijn en hier bovendien het aantal eenheden (landen) betrekkelijk klein is, is de toevalscomponent bij zo'n toetsing groot. Het verdient daarom aanbeveling de toevalscomponent in de validiteitstoetsing van de CO-index te verkleinen door relaties met een groot aantal predictoren te analyseren. Hoewel een uitbreiding van het aantal predictoren voor welvaartsongelijkheid tot gevolg kan hebben dat de te toetsen verbanden niet altijd even sterk theoretisch en empirisch zijn onderbouwd, weegt onzes inziens de verkleining van de toevalsfactor zwaarder. In onze validiteitstoetsing nemen wij daarom drie goed gefundeerde en vijf minder vaak onderzochte predictoren op. Respectievelijk zijn dat het niveau van economische ontwikkeling, politieke democratie, positie in het wereldsysteem, en bevolkingsomvang, bruto nationaal produkt, economische groei, inflatie en levensverwachting.

Een overzicht van de voorspelde en getoetste verbanden tussen de predictoren niveau van economische ontwikkeling, politieke democratie en de positie in het wereldsysteem van een land en inkomensongelijkheid is te vinden in Van Dam, Van Puijenbroek en Verschuren (1989). Voor de overige vijf predictoren zijn minder eenduidige voorspellingen te formuleren. Globaal verwachten we van de economisch georiënteerde predictoren dat een economisch positieve situatie samengaat met een grotere gelijkheid. Verder zal in een politiek democratischer land de welvaart gelijk verdeeld zijn, zoals ook een land dat een meer centrale positie in het wereldsysteem inneemt minder ongelijk zal zijn (vgl. Bollen en Jackman 1985; London en Robinson 1989). Ten slotte verwachten we dat in een land met een omvangrijke bevolking de welvaart minder gelijk is verdeeld en in een land met een hoge levensverwachting juist gelijk. De verbanden tussen ongelijkheid en bevolkingsomvang, bruto nationaal produkt, economische groei, inflatie en levensverwachting zijn niet sterk onderbouwd. Hier is dat geen ernstig probleem, omdat het ons niet gaat om het toetsen van voorspellingen over relaties tussen variabelen, maar om het beoordelen van de validiteit van het meetinstrument CO-index. In paragraaf 3.2 toetsen we de volgende hypothese:

Hypothese 1

De grootte en richting van de bivariate effecten van de predictoren niveau van economische ontwikkeling, politieke democratie, positie in het wereldsysteem, bevolkingsomvang, bruto nationaal produkt, economische groei, inflatie en levensverwachting op de CO-index komen overeen met die op inkomensongelijkheid.

3.1.1 Operationalisatie en onderzoekspopulatie – Hieronder vermelden we de operationalisaties van de variabelen waarmee de begripsvalidatie van de CO-index plaatsvindt. Tussen haakjes staan de afkortingen waarmee de variabelen in het vervolg worden aangeduid.

De consumptieongelijkheid (CO-index) in een land is berekend volgens de formule die eerder in vergelijking (2) is weergegeven. De cijfers hebben betrekking op de periode 1980-1985 en zijn ontleend aan publikaties van de Wereld Bank (1988, 1989). Om de inkomensongelijkheid (GINI) in een land te meten zijn diverse maten beschikbaar. Wij kiezen voor de GINI-index omdat deze maat de gehele inkomensverdeling karakteriseert, terwijl veel andere maten zich slechts baseren op een deel van deze verdeling. Bovendien hangt de GINI-index sterk samen met andere indicatoren voor inkomensongelijkheid zoals de Theil-index (Park 1986). Inkomensverdeling is voor de verschillende landen in uiteenlopende jaren

gemeten in de periode 1970-1985. De Wereld Bank (1989) presenteert gegevens over de quintiel- en decielverdelingen van inkomen. Gebaseerd op deze cijfers is de GINI-index berekend.

Als een indicator voor het niveau van economische ontwikkeling (ECON) van een land nemen wij de natuurlijke logaritme van het bruto binnenlands produkt per capita zoals die zijn gepubliceerd door Summers en Heston (1988). Deze auteurs gebruiken zogeheten koopkrachtequivalenten om de produktiecijfers van de verschillende landen op één noemer te brengen. De cijfers hebben betrekking op het jaar 1980. De gegevens in dollars over het bruto nationaal produkt (GNPDOL) van een land ontleen we aan de Wereld Bank (1989) en hebben betrekking op het jaar 1986. De Wereld Bank (1989) verschaft tevens gegevens over de hoogte van de gemiddelde economische groei (GNPAV) van een land in de periode 1965-1986. Informatie over het gemiddelde inflatiepercentage (INFL) van landen tussen 1980 en 1986 is ontleend aan de Wereld Bank (1989). De positie in het wereldsysteem (WORLD) van een land wordt weergegeven door een classificatie van Nemeth en Smith (1985). Zij onderscheiden, gebaseerd op een netwerkanalyse van handelsstromen tussen landen, vier typen landen: centrum, sterke semi-periferie, zwakke semi-periferie en periferie. De typologie van Nemeth en Smith heeft betrekking op de situatie in 1970. De variabele politieke democratie (DEMOC) is op meerdere manieren te operationaliseren. Wij gebruiken hier de gegevens die Gastil (1987) heeft verzameld over de politieke rechten en burgerlijke vrijheden in een groot aantal landen. Door de informatie over die rechten en vrijheden te combineren, hebben we scores voor de mate van politieke democratie in een land verkregen. Een soortgelijke procedure is gehanteerd door Van Snippenburg (1986). De door ons gebruikte cijfers hebben betrekking op het jaar 1980. De bevolkingsomvang (POPUL) van een land is weergegeven door cijfers van de Wereld Bank (1989) voor het jaar 1986. Levensverwachting (LIFE) is de te verwachten levensduur bij de geboorte. Het jaar van meting is 1986 (Wereld Bank 1989).

Eén van de beperkingen van de representatie van welvaartsongelijkheid door inkomensongelijkheid is dat slechts voor een beperkt aantal landen gegevens beschikbaar is. Wij hebben voor 51 landen gegevens over de GINI-index. De CO-index is daarentegen voor 84 staten te berekenen. Een overzicht van de landen en de scores op de variabelen is te vinden in appendix 1.

3.2 Welvaartsongelijkheid en de validiteit van de CO-index – In het voorgaande is een achttal predictoren van welvaartsongelijkheid gepresenteerd en de te toetsen voorspelling luidt dat als de CO-index een valide meetinstru-

ment is, de effecten van deze predictoren op inkomensongelijkheid overeenkomen met de effecten op de CO-index. In tabel 2 zijn de resultaten van onze analyses weergegeven. In deze tabel staan de bivariate regressiecoëfficiënten van de predictoren op de twee ongelijkheidsmaten vermeld. Hoewel volgens de theorie het effect van het niveau van economische ontwikkeling op ongelijkheid kromlijng is, en er over de ordinaliteit van de variabele positie in het wereldsysteem twijfel bestaat (vgl. Van Dam e.a. 1989), is hier voor de meest eenvoudige analyse gekozen. Het hanteren van methoden om problemen van non-lineariteit op te lossen leidt tot, in ons geval, onnodig complexe analyses. Hier staat immers niet het toetsen van theoretisch verwachte verbanden centraal, maar het beoordelen van de validiteit van een meetinstrument.

Als eerste stap in de validiteitstoets van de CO-index hebben we de effecten van de acht predictoren op de GINI- en op de CO-index geschat voor die landen waarvoor zowel GINI- als CO-cijfers beschikbaar zijn (maximaal 51 eenheden). Vervolgens hebben we de effecten van de predictoren op de CO-index nogmaals berekend voor alle landen waarvoor CO-data aanwezig zijn (N is maximaal 84).

Inspectie van tabel 2 leert dat voor de analyses op de beperkte populatie geldt dat de effecten van de predictoren op de GINI-index en op de CO-index qua richting, omvang en significantie overeenkomen. Dat dit niet het gevolg is van een hoge onderlinge samenhang moge blijken uit de correlatie tussen de twee indices; deze bedraagt .40. Het is niet zo dat enkele uitschieters voor deze betrekkelijk lage correlatie verantwoordelijk zijn. In appendix 2 is een strooidiagram opgenomen waaruit blijkt dat de spreiding langs de gehele regressielijn redelijk gelijkmatig is.

Wanneer we kijken naar de analyses voor de CO-index voor 84 landen, dan valt op dat vergeleken met de populatie met 51 landen de proporties verklaarde variantie stelselmatig lager zijn. Dit kan een indicatie zijn dat er sprake is van systematische uitval bij het selecteren van landen waarvoor inkomensgegevens beschikbaar zijn. Toch zijn voor zeven predictoren de effecten ongeveer gelijk aan die op de GINI-index. Alleen bevolkingsomvang (POPUL), een slechte voorspeller in de analyses op 51 landen, blijkt in het geval van 84 landen voor de CO-index juist een goede voorspeller.

Resumerend stellen we vast dat in vrijwel alle gevallen de richting en omvang van de effecten van onze predictoren op de CO-index overeenkomen met die van de effecten op de GINI-index. Hypothese 1 kan niet worden verworpen; dit is een eerste indicatie voor de validiteit van de CO-index.

Tabel 2: Bivariate regressiecoëfficiënten van acht predictoren met de CO-index en de GINI-index

		GINI	CO-index	CO-index
ECON	bèta	-.672	-.605	-.525
	t-waarde	-6.235	-5.217	-5.451
	verkl. variantie	.441	.353	.266
	N	49	49	80
GNPDOL	bèta	-.644	-.538	-.376
	t-waarde	-5.897	-4.469	-3.654
	verkl. variantie	.403	.275	.130
	N	51	51	83
GNPAV	bèta	-.214	-.119	.000
	t-waarde	-1.537	-.843	.000
	verkl. variantie	N.S.	N.S.	N.S.
	N	51	51	84
INFLA	bèta	.148	.065	.056
	t-waarde	1.052	.461	.500
	verkl. variantie	N.S.	N.S.	N.S.
	N	51	51	80
WORLD	bèta	.602	.510	.332
	t-waarde	4.948	3.896	2.911
	verkl. variantie	.346	.243	.097
	N	45	45	70
DEMOC	bèta	-.471	-.482	-.332
	t-waarde	-3.706	-3.818	-3.129
	verkl. variantie	.206	.216	.099
	N	50	50	80
POPUL	bèta	.000	.048	.612
	t-waarde	.000	.341	7.025
	verkl. variantie	N.S.	N.S.	.368
	N	51	51	84
LIFE	bèta	-.503	-.688	-.332
	t-waarde	-4.076	-6.507	-3.186
	verkl. variantie	.237	.452	.099
	N	51	51	84

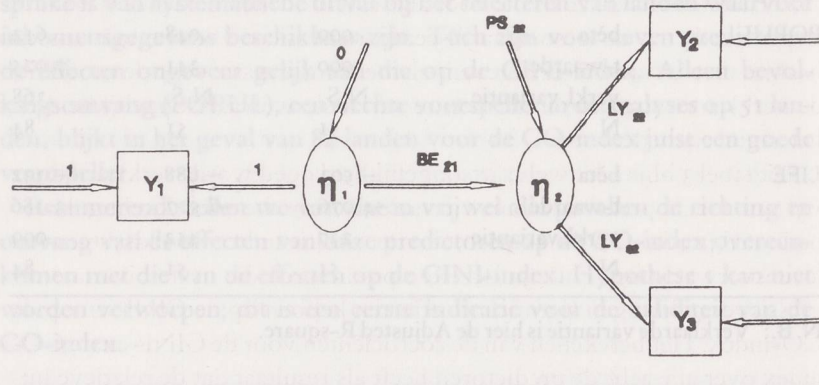
N.B.: Verklaarde variantie is hier de Adjusted R-square.

3.3 *Welvaartsongelijkheid als ongemeten variabele* – In de vorige paragraaf is de relatie tussen een achttal variabelen en inkomensongelijkheid en de CO-index bestudeerd. Beide instrumenten om ongelijkheid te meten blijken op vergelijkbare wijze met de predictoren samen te hangen.

In de jaren zestig is een nieuwe vorm van validiteitstoetsing ontwikkeld. Deze hangt samen met modellen met ongemeten variabelen. Met deze modellen is het mogelijk het begrip-als-bedoeld op te nemen in de analyses, zonder het daadwerkelijk te meten. Dit verkleint de kloof tussen theorie en operationalisatie (Dessens en Jansen 1987). Wij indiceren het latente begrip welvaartsongelijkheid met twee variabelen: inkomensongelijkheid en consumptie-ongelijkheid. Door de twee indicatoren in één LISREL-model op te nemen, trachten we het theoretische begrip welvaartsongelijkheid beter te benaderen. Deze vorm van validiteitstoetsing sluit tevens aan bij een inhoudelijke validatie. De resultaten van de LISREL-toetsing geven inzicht in de mate waarin de CO-index en de GINI-index samenvallen met het theoretische begrip welvaartsongelijkheid en ook in de relatieve bijdrage van elk van de indicatoren aan deze notie.

In figuur 3 is het te schatten LISREL-model weergegeven. η_1 is een predictor, η_2 het latente begrip welvaartsongelijkheid. De relatie tussen de predictor en zijn meetinstrument is hier niet van belang en daarom in onze toets op 1 gefixeerd. De factorlading $\lambda_{2,2}$ geeft de bijdrage van de GINI-index aan welvaartsongelijkheid weer, $\lambda_{3,2}$ de bijdrage van de CO-index. $\psi_{2,2}$ geeft informatie over de hoeveelheid variantie in η_2 (welvaartsongelijkheid) die niet wordt verklaard door de predictoren.

Figuur 3: LISREL-representatie van de latente factor welvaartsongelijkheid bepaald door de CO-index en GINI-index



In paragraaf 3.2 hebben we gezien dat vijf van de acht predictoren significante effecten hebben op de twee indices. Wanneer nu een latente variabele wordt geïntroduceerd met de twee indices als indicatoren, dient wanneer er sprake is van geldige meetinstrumenten hetzelfde beeld te ontstaan; vijf predictoren hebben significante invloed op het latente begrip en drie niet. Als tweede validiteitscontrole toetsen we de volgende hypothese:

Hypothese 2

De predictoren niveau van economische ontwikkeling, politieke democratie, positie in het wereldsysteem, levensverwachting en bruto nationaal produkt hebben een significante invloed op het latente begrip welvaartsongelijkheid. De predictoren economische groei, inflatie en bevolkingsomvang hebben geen significante invloed op welvaartsongelijkheid.

Analoog aan de procedure in de vorige paragraaf zijn acht modellen getoetst, waarbij steeds één predictor is opgenomen ter verklaring van de ongemeten variabele welvaartsongelijkheid. De indicatoren voor deze latente factor zijn in ieder model gelijk: de GINI-index en de CO-index. Om te voorkomen dat de relatieve bijdrage van de indicatoren (respectievelijk $\lambda_{2,2}$ en $\lambda_{3,2}$) aan het latente begrip welvaartsongelijkheid voor elke predictor verschilt, is aan deze parameters een restrictie opgelegd. Daarbij is de multigroepoptie van het LISREL-programma gebruikt. Voor al de acht predictoren is een model berekend waarbij als de restrictie is gehanteerd dat de waarde van $\lambda_{2,2}$ in alle gevallen gelijk is en dat ook de waarde van $\lambda_{3,2}$ niet wijzigt. Op deze wijze wordt afgedwongen dat de waarde van het relatieve begrip welvaartsongelijkheid in de acht modellen gelijk is.⁴

De resultaten van onze analyses zijn in tabel 3 weergegeven. Bovenaan staan de coëfficiënten voor de GINI-index en de CO-index als bijdrage aan de latente factor, zoals die voor alle acht modellen gelden. Daaronder is per predictor de gestandaardiseerde regressiecoëfficiënt met tussen haakjes de t-waarde weergegeven, alsmede informatie over de modelfit, de verklaarde variantie in de latente variabele welvaartsongelijkheid en het aantal eenheden.

Uit tabel 3 blijkt dat welvaartsongelijkheid goed wordt verklaard door vijf van de acht predictoren: niveau van economische ontwikkeling, bruto nationaal produkt, politieke democratie, positie in het wereldsysteem en levensverwachting. Dit zijn dezelfde predictoren die in de bivariate regressievergelijkingen significante effecten hebben op de GINI- en op de CO-index. Het berekenen van de coëfficiënten voor de GINI- en de CO-index over alle acht de predictoren heeft als resultaat dat de relatieve bij-

Tabel 3: Resultaten van validiteitstoetsing met acht predictoren voor de latente variabele welvaartsongelijkheid

Algemene modelparameters			
CO-index	Lambda		.631
GINI	Lambda		.657
ECON			
Bèta		-.995(-7.495)	WORLD Bèta .871(5.467)
GFI		.998	GFI .990
RMSR		.012	RMSR .036
Verkl. variantie		.980	Verkl. variantie .580
N		49	N 45
GNPDOL			
Bèta		-.926(-6.754)	DEMOC Bèta -.740(-4.684)
GFI		.993	GFI .994
RMSR		.038	RMSR .032
Verkl. variantie		.879	Verkl. variantie .585
N		51	N 50
GNPAV			
Bèta		-.264(-1.465)	POPUL Bèta .029(.159)
GFI		.991	GFI .991
RMSR		.042	RMSR .048
Verkl. variantie		.105	Verkl. variantie .040
N		51	N 51
INFLA			
Bèta		.170(.934)	LIFE Bèta -.943(-6.583)
GFI		.983	GFI .983
RMSR		.063	RMSR .073
Verkl. variantie		.066	Verkl. variantie .888
N		51	N 51

N.B. 1: Identificatie van bovenstaande LISREL-modellen is mogelijk door introductie van een instrumentele variabele. In dit artikel is daarvoor de variabele landnummer gebruikt. Deze identificatieprocedure heeft gevolgen voor de modelfit. Voor de in ons onderzoek belangrijke parameters heeft de introductie van deze instrumentele variabele geen gevolgen.

N.B. 2: GFI is de Goodness of Fit Index. De waarde is minimaal 0 en maximaal 1. Hoe hoger de score op de GFI hoe beter het model past. RMSR is de Root Mean Square Residual. Een lage waarde van de RMSR geeft aan dat het model goed past.

drage van de twee indicatoren aan het begrip welvaartsongelijkheid ongeveer gelijk is. De modelfit is voor de vijf genoemde predictoren alleszins bevredigend. Dit resultaat wordt niet fundamenteel beïnvloed door de (willekeurig) gekozen instrumentele variabele. Als GINI- en de CO-in-

dex ongeschikte indicatoren voor welvaartsongelijkheid zouden zijn, is het onmogelijk met het opnemen van enige instrumentele variabele tot een goed passend model te komen.

We concluderen dat de validiteitstoetsing van de CO-index met een latente variabele welvaartsongelijkheid positief voor de CO-index uitvalt. Hypothese 2 kan niet worden verworpen. Opgenomen in één model blijkt dat de CO-index andere informatie biedt dan de GINI-index. De twee indices representeren elk een element van welvaartsongelijkheid en te zamen bieden zij betere verklaringsmogelijkheden dan afzonderlijk.

4. Discussie

In deze studie hebben wij de mogelijkheden geschetst om tot een aanvullende meting van welvaartsongelijkheid te komen. De traditionele benadering is om inkomensongelijkheid als indicator voor dit begrip te nemen. Het nadeel hiervan is dat enerzijds de theoretische aansluiting van de indicator op welvaartsongelijkheid niet perfect is en dat anderzijds de kwaliteit van de inkomensgegevens niet hoog is. Door als uitgangspunt niet het inkomen maar de bestedingen te nemen, kan een aanvullende meting van welvaartsongelijkheid worden geconstrueerd.

De hier gevolgde procedure kent een aantal beperkingen. Wij baseren ons op een tweetal assumpties en over de geldigheid daarvan kan men twisten. Een assumptie is immers altijd een vereenvoudiging van de werkelijkheid zodat er onvermijdelijk situaties zijn waarin de aannames niet opgaan. Onzes inziens zijn de assumpties echter niet dermate stringent dat er niet mee gewerkt kan worden. De kwaliteit van de data is een ander vraagstuk. Uiteraard dient het indelen van goederen in een bepaalde categorie zorgvuldig te gebeuren, wil de CO-index zinvol kunnen worden gebruikt. Een zekere normativiteit in deze indeling is vrijwel niet te vermijden, zodat er enige 'ruis' in de data kan voorkomen. Naar onze mening is deze vertekening echter niet zodanig groot, dat de CO-index onbruikbaar of onbetrouwbaar wordt. Een verdere beperking van onze handelwijze is dat de data moeten voldoen aan de in paragraaf 2 geformuleerde restricties. Grove schendingen van deze restricties maken de CO-index minder bruikbaar.

Tegenover deze limiteringen van de CO-index staan een aantal voordelen in vergelijking tot de indicator inkomensongelijkheid. Zo is de spreiding in de meettijdstippen geringer en zijn de gegevens voor veel meer landen beschikbaar. Vooral dit laatste is in empirische studies van groot belang: de kans op toevallige verstoringen van de uitkomsten neemt af,

hetgeen tot beter vergelijkbare onderzoeksresultaten kan leiden.

De validiteitstoetsing van de hier ontwikkelde CO-index geeft bevredigende resultaten. De twee indicatoren weerspiegelen allebei een eigen dimensie van ongelijkheid, respectievelijk inkomens- en bestedingsongelijkheid. De verschillen tussen beide meetinstrumenten in de relaties met de predictoren zijn echter voldoende klein om te kunnen concluderen dat de CO-index een valide meetinstrument voor welvaartsongelijkheid lijkt te zijn. Deze indruk wordt bevestigd wanneer welvaartsongelijkheid wordt opgevat als een latente factor, met de twee meetinstrumenten als gemeten indicatoren: beide componenten dragen substantieel bij aan het theoretische begrip.

Onze onderzoeksvraag luidde of er op basis van nationale consumptieve bestedingen een valide meetinstrument voor welvaartsongelijkheid is te construeren. Gezien de resultaten van onze studie menen wij deze vraag positief te kunnen beantwoorden. Daar zowel inkomens- als consumptieongelijkheid theoretisch gezien informatie verschaffen over welvaartsongelijkheid en beide specifieke voor- en nadelen hebben, verdient het aanbeveling in studies naar ongelijkheid beide meetinstrumenten als indicatoren voor welvaartsongelijkheid in ogenschouw te nemen.

Noten

1. Als er sprake is van vervuiling zal dit hoofdzakelijk optreden bij luxe voedselproducten, zoals kaviaar en champagne. Aangezien uitgaven aan deze producten slechts een zeer gering deel van de bestedingen uitmaken, is de eventuele storende invloed slechts klein.

2. Een onderbouwing van deze assumpties is te vinden in het werk van de psycholoog Maslow over de opeenvolging van menselijke behoeften, de eerste wet van Gossen (afnemend marginaal nut) en de wet van Engel (relatief afnemende vraag naar een goed bij stijging van het inkomen bij een constant prijsniveau).

3. Bij de aanschaf van goederen speelt uiteraard het prijsniveau een rol. Overheidsbeleid kan daarop van invloed zijn. Veelal is dergelijk beleid gericht op het laag houden van de prijzen voor primaire producten. Dit leidt niet tot een verstoring van onze maat. Het doel van dat beleid is immers het vergroten van de koopkracht van de armste groepen met als gevolg dat de ongelijkheid in het land afneemt. Dit komt tot uitdrukking in de CO-index; de secundaire bestedingen nemen toe daar meer mensen goederen uit die groep kunnen consumeren, terwijl de primaire bestedingen relatief gezien afnemen. Het resultaat is een lagere score op de CO-index.

Eventueel overheidsbeleid bedoeld om de prijzen van de secundaire goederen laag te houden heeft slechts een geringe invloed op de omvang van de secundaire

bestedingen. In de groep secundaire bestedingen zijn namelijk – in tegenstelling tot de andere twee groepen – de overheidsbestedingen mede opgenomen. Lagere prijzen voor individuen betekent dat de overheid meer bijdraagt.

4. Voor deze suggestie bedanken we prof. dr. C. van der Eijk.

Literatuur

- Altimir, O., Income distribution statistics in Latin America and their reliability, *Review of Income and Wealth* 33, 1987, 111-155.
- Bigsten, A., *Income distribution and development. Theory, evidence & policy*, Heinemann, Londen 1983.
- Bollen, K.A., en R.W. Jackman, Political democracy and the size distribution of income, *American Sociological Review* 50, 1985, 438-457.
- Bornschier, V., en C. Chase-Dunn, *Transnational corporations and underdevelopment*, Praeger Publishers, New York 1985.
- Dam, M. van, R. van Puijenbroek en P. Verschuren, De centrum-periferietheorie. Intra- versus internationale determinanten van inkomensongelijkheid, *Mens en Maatschappij* 64, 1989, 5-22.
- Dessens, J.A.G., en W. Jansen, *Operationaliseren; Traditie en kritiek*, Elinkwijk, Utrecht 1987.
- Gastil, R.D., *Freedom in the World. Political Rights and Civil Liberties 1986-1987*, Greenwood Press, New York 1987.
- Hoover, G.A., Intranational inequality: A cross-national dataset, *Social Forces* 67, 1989, 1008-1026.
- Isaac, L., Comparative economic inequality, *International Journal of Comparative Sociology* 22, 1981, 62-85.
- London, B., en T.D. Robinson, The effect of international dependence on income inequality and political violence, *American Sociological Review* 54, 1989, 305-308.
- Mahler, V.A., Income distribution within nations; Problems of cross-national comparison, *Comparative Political Studies* 22, 1989, 3-32.
- Menard, S., A research note on international comparisons of inequality of income, *Social Forces* 64, 1986, 778-793.
- Nemeth, R.J., en D.A. Smith, International Trade and world-System Structure: A Multiple Network Analysis, *Review* 8, 1985, 517-560.
- Park, K.H., Reexamination of the Linkage between Income Inequality and Political Violence, *Journal of Political and Military Sociology* 14, 1986, 185-197.
- Ram, R., Level of development and income inequality: An extension of Kuznets-Hypothesis to the World Economy, *Kyklos* 42, 1989, 73-88.
- Ram, R., Educational expansion and schooling inequality: International evidence and some implications, *Review of Economics and Statistics* 72, 1990, 266-274.
- Snippenburg, L.B. van, *Modernisering en sociaal beleid. Een landenvergelijkende studie*, Nijmegen 1986 (dissertatie).

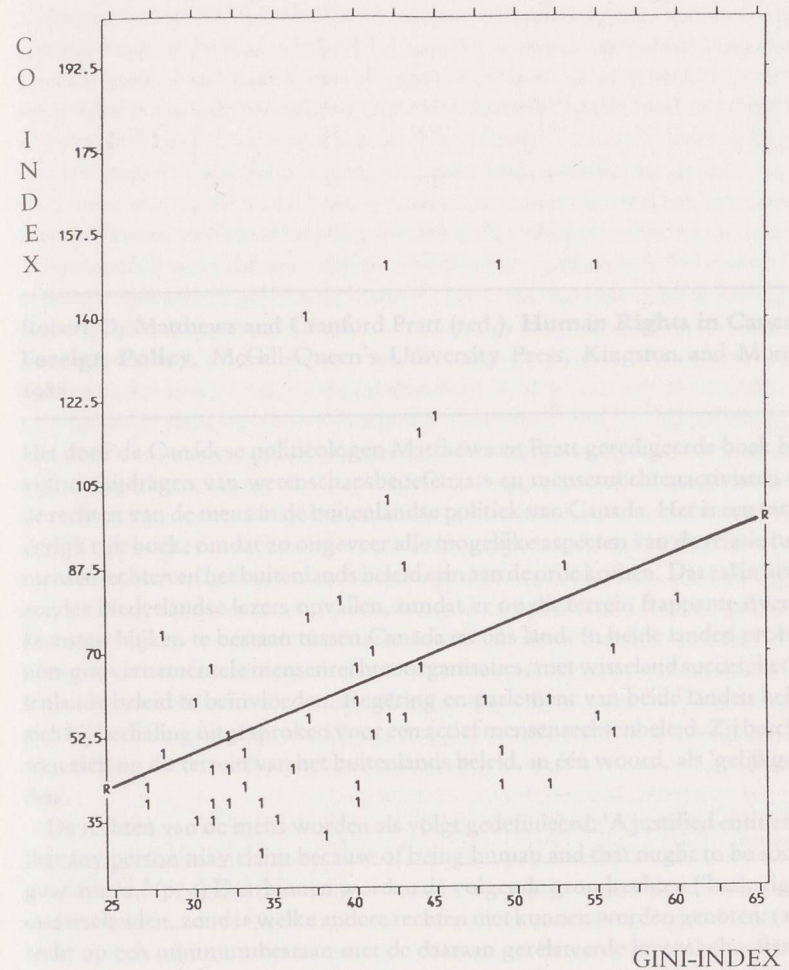
- Summers, R., en A. Heston, A new set of international comparisons of real product and price levels estimates for 130 countries, 1950-1985, *Review of Income and Wealth* 34, 1988, 1-25.
- Summers, R., I.B. Kravis en A. Heston, Changes in the World Income Distribution. *Journal of Policy Modeling* 6, 1984, 237-269.
- Swanborn, P.G., *Methoden van sociaal-wetenschappelijk onderzoek. Inleiding in ontwerpstrategieën*, Boom Meppel/Amsterdam 1981.
- Ultee, W.C., N.D. de Graaf en R. van Puijenbroek, Healthy questions about ill-health, in: J.L. Gunning-Schepers, I.P. Spruit en H. Krijnen (red.), *Socio-economic inequalities in health. Questions on trends and explanations*, Ministerie van WVC, Den Haag 1989.
- Wereld Bank, *World Development Report 1988, 1989*. Oxford University Press, Londen 1988, 1989.

Appendix 1: Een overzicht van de in de analyses gebruikte landen (N=84) met de scores op de 10 variabelen

Landnaam	CO GINI		ECON	GNPDOL	GNPAV	INFLA	WORLD	DEMOC	POPUL	LIFE
	Index	Index								
Argentinië	56.52	.43	4342	2350	2	783	2	3	310	70
Australië	39.00	.40	8349	11920	17	95	2	12	160	78
Bangladesh	140.00	.37	540	160	4	149	.	8	1032	50
België	39.27	.27	9228	9230	27	66	1	12	99	75
Benin	40.43	.	534	270	2	74	4	1	42	50
Bolivia	48.13	.	1529	600	-4	157	4	8	66	53
Botswana	60.76	.	1477	840	88	80	.	9	11	59
Brazilië	79.58	.60	3356	1810	43	313	2	7	1384	65
Canada	39.23	.34	11332	14120	26	72	1	12	256	76
Chili	65.91	.44	4271	1320	-2	1299	3	3	122	71
China	432.00	.	.	300	51	0	.	3	10540	69
Colombia	51.84	.	2552	1230	28	174	3	9	290	65
Costa Rica	60.87	.48	3031	1480	16	113	4	12	26	74
Denemarken	40.70	.33	9598	12600	19	92	2	12	51	75
Domin.Rep.	89.60	.	1868	710	25	68	.	9	66	66
Ecuador	70.86	.	2607	1160	35	109	4	10	96	66
Egypte	41.79	.40	995	760	31	75	3	4	497	61
El Salvador	59.65	.40	1410	820	-3	70	4	6	49	61
Ethiopië	90.53	.	325	120	0	34	4	.	435	46
Filippijnen	118.40	.45	1551	560	19	117	2	4	573	63
Finland	38.39	.31	8393	12160	32	104	2	10	49	75
Frankrijk	34.27	.35	9688	10720	28	80	1	11	554	77
Ghana	100.91	.	421	390	-17	228	3	6	132	54
Griekenland	54.17	.	4383	3680	33	105	2	10	100	76
Gr. Britannië	45.00	.32	7975	8870	17	112	1	12	567	75
Guatemala	60.00	.	1952	930	14	71	4	6	82	61
Honduras	80.00	.	1075	740	3	63	4	5	45	64
Hong Kong	79.20	.39	7268	6910	62	81	2	.	54	76
Hongarije	73.33	.28	.	2020	39	26	.	3	106	71
Ierland	44.79	.31	4929	5070	17	122	2	12	36	74
India	67.79	.40	614	290	18	76	2	10	7814	57
Indonesië	149.60	.42	1063	490	46	343	4	4	1664	57
Israël	50.00	.33	6145	6210	26	252	2	10	43	75
Iran	56.82	.	2944	0	0	156	2	3	456	59
Italië	43.93	.36	7164	8550	26	112	1	10	572	77
Ivoorkust	55.00	.55	1110	730	12	93	4	3	107	52
Jamaica	63.80	.	1858	840	-14	128	.	9	24	73
Japan	49.11	.28	8117	12840	43	78	1	11	1215	78
Joegoslavië	66.91	.31	.	2300	39	153	.	3	233	71
Jordanië	84.74	.	1885	1540	55	0	4	2	36	65
Kameroen	31.50	.	875	910	39	90	4	2	105	56
Kenia	148.91	.55	662	300	19	73	3	5	212	57
Kongo	19.00	.	981	990	36	71	4	.	20	58
Madagascar	96.73	.	589	230	-17	79	4	2	106	53
Malawi	77.14	.37	417	160	15	70	4	1	74	45
Mali	29.57	.	356	180	11	0	4	1	76	47
Maleisië	40.97	.49	3112	1830	43	49	3	7	161	69
Marokko	48.27	.	1199	590	19	61	4	7	225	60
Mauritius	41.80	.52	1484	1200	30	114	.	8	10	66

Landnaam	CO Index	GINI Index	ECON	GNPDOL	GNPAV	INFLA	WORLD	DEMOC	POPUL	LIFE
Mexico	60.23	.52	4333	1860	26	131	2	8	802	68
Nederland	42.10	.27	9036	10020	19	76	1	12	146	77
Nepal	215.80	.50	490	150	19	77	.	5	170	47
Nw.-Zeeland	32.00	.38	7363	7460	15	96	3	12	33	74
Nigeria	125.45	.	824	640	19	144	2	9	1031	51
Noorwegen	35.00	.31	11094	15400	34	77	2	12	42	77
Oostenrijk	33.09	.	8230	9990	33	58	2	12	76	74
Pakistan	167.14	.	989	350	24	103	3	2	992	52
Panama	52.00	.56	2810	2330	24	54	4	4	22	72
Paraguay	92.40	.	1979	1000	36	94	4	4	38	67
Peru	68.40	.56	2456	1090	1	205	4	5	198	60
Polen	72.86	.	.	2070	0	0	.	3	375	72
Portugal	52.00	.41	3733	2250	32	115	3	10	102	73
Rwanda	90.59	.	379	290	15	124	.	2	62	48
Senegal	102.50	.	744	420	-6	65	4	7	68	47
Sierra Leone	116.31	.44	512	310	2	80	.	4	38	41
Singapore	35.63	.	5817	7410	76	47	2	4	26	73
Spanje	52.64	.32	6131	4860	29	118	2	10	387	76
Sri Lanka	70.00	.41	1199	400	29	96	4	9	161	70
Soedan	88.00	.43	652	320	-2	115	4	4	226	49
Tanzania	102.50	.42	353	250	-3	99	4	2	230	53
Thailand	55.30	.42	1694	810	40	68	3	7	526	64
Tunesië	62.13	.	1845	1140	38	67	4	3	73	63
Turkije	149.60	.49	2319	1110	27	207	4	9	515	65
Uruguay	58.70	.	4502	1900	14	578	4	2	30	71
Venezuela	50.00	.49	4424	2920	4	87	2	11	178	70
V.S.	27.75	.34	11404	17480	16	64	1	12	2416	75
W.-Duitsland	35.84	.30	9795	12080	25	52	1	11	609	75
Zaire	106.40	.	224	160	-22	245	3	2	317	52
Zambia	86.14	.53	716	300	-17	64	3	4	69	53
Zimbabwe	90.93	.	930	620	12	63	.	5	87	58
Zuid-Afrika	72.86	.	4286	1850	4	99	.	3	323	61
Zuid-Korea	56.52	.37	2369	2370	67	188	2	5	415	69
Zweden	39.47	.32	8863	13160	16	83	2	12	84	77
Zwitserland	60.17	.30	10013	17680	14	53	2	12	65	77
Gemiddelde	73.28	.4027	3600.77	3572.05	20.93	135.28	2.81	6.85	498.99	64.55
Std. Dev.	52.98	.088	3332.19	4721.01	20.44	170.61	1.09	3.69	1437.07	10.14
Minimum	19.00	.27	224	120	-22	26	1	1	10	41
Maximum	432.00	.60	11404	17680	88	1299	4	12	17680	78
Aantal cases	84	51	80	83	84	80	70	81	83	84

Appendix 2: Plot van de Consumptieongelijkheidsindex (CO) met de GINI-index (N=49)



Pearson's R = .39846
Significantie = .0038