

Een acceptabel gewenningsprofiel

PROF. DR. B.M.S. VAN PRAAG – DRS. J. VAN WEEREN*

In dit artikel wordt de vraag gesteld hoe men met de minste pijn van het huidige inkomensniveau zou kunnen terugvallen naar bijstandsniveau. Het criterium voor zo'n gewenningsprofiel is dat de toetsing van toekomstige inkomenssteruggang aan huidige normen in geen enkel jaar mag leiden tot een sterkere welvaartsdaling dan overeenstemt met het lange-termijn-welvaartsverlies dat de bijstandstrekker nu eenmaal dient te incasseren. Auteurs vinden op grond van empirisch onderzoek dat een dergelijk profiel een terugval in drie à vijf jaar zou impliceren, waarbij in het begin grotere dalingen acceptabel zijn dan aan het eind.

Inleiding

De sociale zekerheid is gedurende het laatste decennium helaas geëvolueerd van een vangnet voor de „unhappy few”, bereidwillig gespannen door de overgrote in welstand levende meerderheid der bevolking, tot een belangrijk en noodzakelijk bestanddeel van de westerse maatschappij. De geweldige stijging van het volume en het relatieve beslag op de nationale middelen heeft ertoe geleid dat de sociale zekerheid één van de belangrijke onderwerpen van discussie is geworden zowel in de kringen van politici als in de kringen van economen en overige gedragswetenschappers.

Binnen deze discussie concentreert de aandacht zich nu helaas op de bijstandsproblematiek. De belangrijke vragen zijn dan hoe hoog of laag de bijstand zijn moet en hoe bijstandsnormen zouden moeten worden gedifferentieerd naar karakteristieken van het huishouden, b.v. gezinsomvang. In verscheidene artikelen in dit blad is hier reeds aandacht aan besteed (1). Het minimale bijstandsbedrag y_{\min} voor het standaardhuishouden is een politiek-subjectieve kwestie. Vanuit de wetenschap kan niet zoiets als het enig juiste bijstandsniveau worden beargumenteerd. Wel kunnen indicatoren worden ontwikkeld die bepaalde welvaartsniveaus beschrijven (b.v. het inkomen of een patroon van huishoudelijke bestedingen). Bepaalde meetmethoden voor deze indicatoren kunnen worden geoperationaliseerd.

De tweede vraag, die betrekking heeft op de constructie van equivalentieschalen, leent zich beter voor wetenschappelijk onderzoek. De behoefte aan equivalentieschalen, b.v. om inkomens te vergelijken van huishoudens van verschillende omvang, impliceert dat inkomen *alleen* geen goede beschrijving geeft van de welvaartssituatie van een huishouden. We dienen gebruik te maken van een (ordinale) nutsindex $u = U(y;x)$ waarbij x staat voor die variabele(n) waarvoor men een equivalentieschaal tracht te construeren. Wanneer y , x de referentiewaarde is, heeft een huishouden van type x een inkomen y nodig, waarbij $U(y;x) = U(y, x)$ om hetzelfde welvaartsniveau als het referentiegezin te bereiken. In plaats van aan een inkomen y en een nutsniveau u te koppelen, kunnen we ons ook omgekeerd afvragen welk inkomen y nodig is om een bepaald nutsniveau u te bereiken, dit wordt gegeven door $y = y(u;x)$. We noemen $y(u;x)$ wel de *huishoudkostenfunctie* voor huishoudtype x . Dan wordt de equivalentieschaal direct gegeven als de verhouding $y(u; x)/y(u; \bar{x})$.

Passen wij deze gedachte toe op huishoudens van verschillende omvang f_s op bijstandsniveau y_{\min} , dan leidt de bijstandsuitkering y_{\min} tot een corresponderend welvaartsniveau $u_{\min} = U(y_{\min})$. Indien b.v. de omvang van het huishouden invloed heeft op de welvaart en er dus geldt $u = U(y;f_s)$ geldt voor het re-

ferentiehuishouden met gezinsomvang \bar{f}_s $U(y_{\min};\bar{f}_s) = u_{\min}$ en het daarmee equivalente inkomen voor gezinsomvang f_s wordt dan gevonden door oplossing van de vergelijking $U(y;f_s) = u_{\min}$ naar y . Bij elke f_s vinden we dan een naar gezinsomvang f_s gedifferentieerd bijstandsinkomen $y_{\min}(f_s)$ met $U(y_{\min}(f_s);f_s) = u_{\min}$.

De gevonden equivalentieschaal hangt dus essentieel af van de gekozen nutsindex $U(\cdot)$. Deze nutsindex kan op allerlei manieren worden gekozen, b.v. als de individuele welvaartsfunctie van het inkomen, zoals door ons eerder gebruikt, of als de voedselquote, de huurquote enz. 2).

De hier aangeduide problematiek kunnen we kenschetsen als eerste-ordevraagstukken. Daarnaast is er echter een tweede-ordevraagstuk, de *overgang*problematiek. Langs welk pad dient een huishouden in inkomen terug te gaan naar het uiteindelijke bijstandsniveau? In één keer, of in twee of meer stappen, en welke termijn is daarvoor redelijk? In dit artikel zullen we ons

* Dit artikel doet verslag van onderzoek, dat grotendeels is uitgevoerd aan het Centrum voor Onderzoek van de Economie van de Publieke Sector van de Rijksuniversiteit te Leiden, en dat financieel werd gesteund door het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid. Het gebruikte databestand is het (experimentele) Inkomenswaardingspaneel 1980-1984 van het Centraal Bureau voor de Statistiek. Gedurende het jaar 1983-1984 was de eerste auteur fellow van het NIAS te Wassenaar. Vanaf september 1984 is Van Praag werkzaam bij de Erasmus Universiteit Rotterdam en Van Weeren sinds februari 1985 bij het Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid. Alle instanties wordt dank gezegd voor hun steun bij het onderzoek. De verantwoordelijkheid voor dit artikel ligt uitsluitend bij de auteurs. Een uitgebreidere weergave van dit artikel vindt men in het rapport *The impact of past experiences and anticipated future on individual income judgements, with application to social security adaptation profiles and the consequences of price inflation*, rapport nr 8517/C, Econometrisch Instituut, Erasmus Universiteit Rotterdam, 1985.

1) Zie b.v. B.M.S. van Praag, A.J.M. Hagenaars en J. van Weeren, Armoede in Europa, *ESB*, 16 december 1981, blz. 1236-1239 en A. Kapteyn, H. van de Stadt en S.A. van de Geer, Uitkeringen, armoede en welvaart, Naar een consequente definitie van bestaansonzekerheid, *ESB*, 24 april 1985, blz. 384-389.

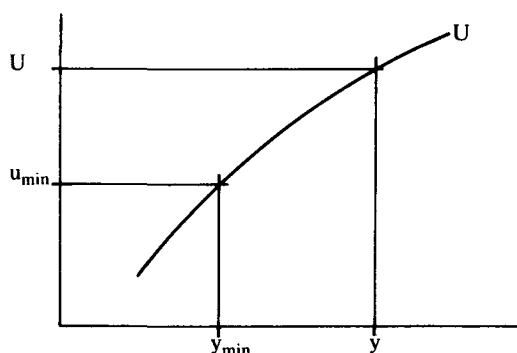
2) Wij verwijzen b.v. naar B.M.S. van Praag, J.S. Spit en H. van de Stadt, A Comparison between the Food Ratio Poverty Line and the Leyden Poverty Line, *Review of Economics and Statistics*, jg. 64, 1982, nr. 4, blz. 691-694; B.M.S. van Praag, A Comparison of Objective and Subjective Measures of Poverty, G. Sarpellon (ed.): *Understanding Poverty*, Franco Angeli Libri, Milaan, 1984, A.J.M. Hagenaars, B.M.S. van Praag, A Synthesis of Poverty Line Definitions, dit jaar te verschijnen in *Review of Income and Wealth*; A.J.M. Hagenaars, *The Perception of Poverty*, dissertatie te verdedigen op 18 juni 1985.

bezighouden met het zoeken naar een acceptabel *gewenningsprofiel* voor diegenen die in inkomen dienen terug te gaan naar het bijstandsniveau. In paragraaf 2 zullen we het idee van het profiel bezien, alsmede een mogelijke operationalisatie op basis van empirische bevindingen. In paragraaf 3 zullen we de empirische bevindingen kort beschrijven, waarna in paragraaf 4 het profiel numeriek gespecificeerd zal worden. In de laatste paragraaf formuleren we enige conclusies.

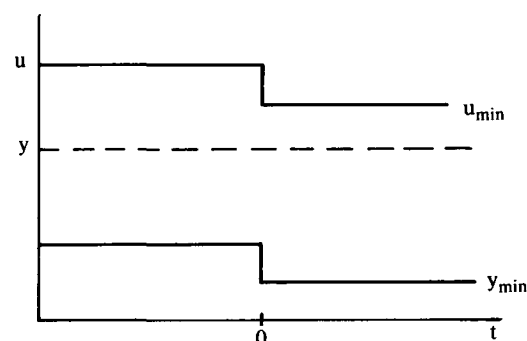
Het idee van het profiel

Zij $U(y;fs)$ een nuts- of welvaartsindex, dan impliceert de teruggang naar bijstandsniveau een nutsverlies van $U(y;fs)$ naar $U(y_{min};fs) = u_{min}$. In figuur 1 wordt dit met behulp van de nutsindex in beeld gebracht; in figuur 2 wordt de inkomens- en welvaartsdaling in de tijd in beeld gebracht.

Figuur 1. Nutsfunctie

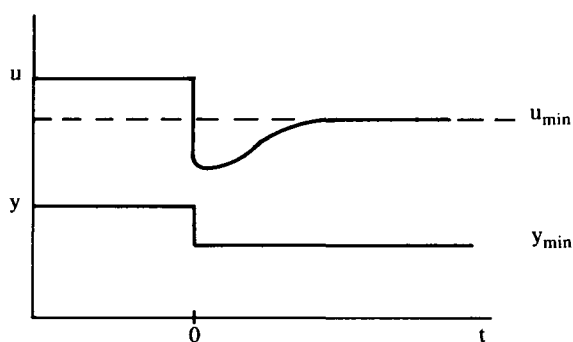


Figuur 2. Inkomens- en nutsverlies op tijdstip 0

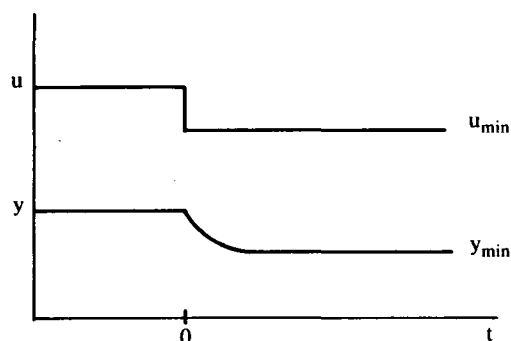


Het probleem is nu dat in de praktijk mensen gewend zijn aan een bepaald inkomens- en bestedingsniveau en dat het opeens terug moeten gaan met problemen gepaard gaat. Het nut ontleend aan een inkomen y op tijdstip 0 hangt niet alleen af van het actuele inkomen y_0 , maar mede van het inkomen in het verleden, zeg y_{-1} en van wat men in de toekomst verder nog verwacht, zeg y_1 . Of in formule $U = U(y; y_1, y_0, y_{-1}, fs)$, waarbij het inkomen in het verleden en de verwachting voor het toekomstige inkomen als parameters zijn opgenomen in de nutsindex. Op intuïtief-psychologische gronden ligt het voor de hand dat zowel een hoger inkomen in het verleden als een hoger inkomen in de toekomst een negatieve invloed zal hebben op de waardering van het huidige inkomen. Zowel het huidige inkomen y_0 , als y_{-1} en y_1 fungeren als meetlaten om uit te maken hoe men inkomensniveau y moet waarderen. Deze afhankelijkheid over de tijd impliceert ook dat figuur 2 niet realistisch is. In het begin van de inkomensdaling komt de klap heel hard aan en zakt men door het beoogde u_{min} -niveau heen. In latere stadia past men zich aan aan de nieuwe meer beperkte mogelijkheden en komt men ten slotte op u_{min} uit. Dit verloop wordt getekend in figuur 3. De vraag is nu of het mogelijk is de inkomensdaling wat geleidelijker te doen plaatsvinden om het niet-bedoelde „doorklappen” te voorkomen. Zo'n verloop wordt in figuur 4 afgebeeld.

Figuur 3. Nutsval bij vertraagde aanpassing



Figuur 4. Geleidelijke daling om te sterke welvaartsdaling te voorkomen



We zien dat het inkomen geleidelijk moet dalen om ruimte te geven voor een geleidelijke verlaging van de normen met betrekking tot wanneer een inkomen „goed” is en „slecht”.

Hoe ziet zo'n profiel er idealiter uit? Stel dat y_{-1} en y_0 bekend zijn, dan dient y_1 te voldoen aan:

$$U(y_1; y_{-1}, y_0, y_1, fs) = u_{min} \quad (1)$$

en y_2 aan

$$U(y_2; y_0, y_1, y_2, fs) = u_{min}, \text{ enz.} \quad (2)$$

terwijl vanzelfsprekend geldt:

$$U(y_{min}; y_{min}, y_{min}, y_{min}, fs) = u_{min}$$

We stellen y_{min} gelijk aan het wettelijk voorgeschreven bijstandsniveau y_{min} . Aldus heeft men een gewenningsprofiel $y_0, y_1, y_2 \dots \rightarrow y_{min}$ geconstrueerd dat – behalve een klein beetje bij de laatste stap – niet meer door de u_{min} -lijn zakt.

Vergelijkingen (1) geeft aan dat het verwachte bestedingsniveau y_1 voor het toekomstige jaar getoetst wordt aan de *huidige* norm, en dat y_1 , getoetst volgens die norm, moet leiden tot een welvaartsniveau corresponderend met bijstandsniveau. Een jaar verder, geconfronteerd met de verlaging, zal de dan geldende norm weer bescheidener zijn dan de nu geldende, zodat in jaar 1 de dan gerealiseerde inkomensverlaging nog zal blijken mee te vallen. Soortgelijke paden zijn te construeren wanneer we aannemen dat niet alleen y_{-1} , maar ook het inkomen van twee en drie jaar geleden enz., zeg y_{-2} en y_{-3} , ... de huidige normen beïnvloeden en dat hetzelfde niet alleen voor y_1 geldt, maar ook voor het inkomen over twee jaar y_2 , enz.

Bij de constructie van een gewenningsprofiel dient men zich echter te realiseren dat eisen van administratieve toepasbaarheid en rechtvaardigheid naast theoretische eisen een rol spelen. De voorgaande constructie zou immers impliceren dat het gewenningsprofiel zou moeten worden geïndividualiseerd, omdat het zou worden afgestemd op ieders individuele inkomensgeschiedenis. Dit is administratief onmogelijk en tevens lijkt het uit een oogpunt van rechtsgelijkheid onaanvaardbaar, dat mensen met

een rijk verleden anders worden behandeld dan mensen met een arm verleden. Daarom stellen we een eenvoudige oplossing voor die aan het algemene principe zo veel mogelijk recht doet.

Bij elk steunverlagingmoment gaan we er vanuit dat $y_0 = y_{-1} = y_{-2} = \dots$ en dat $y_1 = y_2 = \dots$. We berekenen dan het nieuwe inkomensniveau y uit:

$$U(y_1; y_0, y_0, y_1, fs) = u_{\min} \quad (3)$$

In de praktijk zullen we overigens werken met het inverse verband, de huishoudkostenfunctie $y(u_{\min}; y_{-1}, y_0, y_1, fs)$, het inkomensbedrag dat nodig is om een welvaartsniveau u_{\min} te halen, gegeven het inkomensprofiel y_{-1}, y_0, y_1 .

Empirische bevindingen

Een operationalisatie van de hiervoor beschreven regel is natuurlijk alleen mogelijk als wij erin slagen vgl. (3) numeriek te specificeren. Hiertoe zullen wij uitgaan van de inkomenswaarderingsvraagstelling. Zo'n vraag is van het volgende type:

„Zoudt u willen aangeven welke netto inkomen per maand/per week/per jaar u voor uw huishouden zou waarderen met voldoende? Antwoord: Ik zou een inkomen voldoende noemen als het f. per maand zou zijn”.

De respondent vult zelf een bedrag in, zeg $y_{\text{voldoende}}$, waarbij hij de uitbetalingsperiode zelf mag aangeven. De generalisatie van de vraag tot andere waarderingen, b.v. „zeer slecht”, „slecht”, „onvoldoende”, „goed”, „zeer goed” ligt voor de hand 3). Noteren we elke verbale kwalificatie als u_i , dan is een antwoord op de vraag te noteren als $c(u_i)$. Het blijkt nu dat deze antwoorden zeer goed te verklaren zijn uit twee individuele factoren, nl. de omvang van het eigen huishouden fs en het eigen inkomen y . Voor de zes niveaus van *zeer slecht* tot en met *zeer goed* is de volgende vergelijking geschat:

$$\ln c(u_i) = \beta_{0i} + \beta_{1i} \ln fs + \beta_{2i} \ln y \quad (i = 1, \dots, 6) \quad (4)$$

De schattingen vindt men in tabel 1.

Tabel 1. Specificaties van vergelijking (4) a)

	Const	ln fs	ln y	\bar{R}^2	N
$c(u_1)$ (zeer slecht)	4,03 (0,30)	0,15 (0,02)	0,54 (0,03)	0,45	616
$c(u_2)$ (slecht)	3,56 (0,26)	0,13 (0,02)	0,60 (0,03)	0,56	621
$c(u_3)$ (onvoldoende)	3,29 (0,24)	0,12 (0,02)	0,64 (0,02)	0,62	631
$c(u_4)$ (voldoende)	2,98 (0,22)	0,09 (0,02)	0,69 (0,02)	0,68	644
$c(u_5)$ (goed)	2,76 (0,21)	0,08 (0,02)	0,73 (0,02)	0,70	637
$c(u_6)$ (zeer goed)	2,62 (0,26)	0,06 (0,02)	0,77 (0,02)	0,63	630

a) Deze vergelijkingen zijn geschat op de golf 1981 van het (experimentele) huishoudpanel van het Centraal Bureau voor de Statistiek. Tussen haakjes staan de standaarddeviaties.

We zien dat β_{1i} , de „family size elasticity”, daalt naarmate het beschreven welstandsniveau stijgt en dat β_{2i} , de „preference drift”, die aangeeft hoe de eisen omhoog gaan bij stijgend inkomen, stijgt naarmate het te beschrijven welstandsniveau hoger is. De daling van het gezinseffect heeft er natuurlijk mee te maken dat juist op de laagste welstandsniveaus de behoeften grotendeels bestaan uit „bare necessities” zoals voedsel en kleding, die vrij direct gerelateerd zijn aan het aantal leden van de huishouding. De preference drift is een maat voor het ontbreken van maatschappelijke consensus met betrekking tot de determinanten van welvaart; voor een belangrijk gedeelte wordt het bestedingsniveau voor het bereiken van een bepaald welvaartsniveau i namelijk bepaald door het *eigen* inkomen, of algemener de *eigen* situatie. Nu blijkt deze maatschappelijke consensus af te ne-

men naarmate het beschreven welvaartsniveau hoger is 4); de afhankelijkheid van het *eigen* inkomen neemt immers toe.

Deze uitkomsten zijn vanuit een psychologisch gezichtspunt interessant. Hieruit kunnen echter ook normen worden afgeleid met een bredere gelding. Er valt immers uit af te leiden hoe mensen hun eigen inkomen waarderen. Immers, als het eigen inkomen y met i gewaardeerd, moet gelden:

$$\ln y = \beta_{0,i} + \beta_{1,i} \ln fs + \beta_{2,i} \ln y$$

Daaruit volgt dat:

$$\ln y(u_i; fs) = \frac{\beta_{0,i} + \beta_{1,i} \ln fs}{1 - \beta_{2,i}} \quad (5)$$

het log-inkomen is dat met u_i wordt gewaardeerd. Het bedrag $y(u_i; fs)$ is te interpreteren als een *huishoudkostenfunctie*, d.w.z. het bedrag nodig voor een huishouden met omvang fs om de eigen situatie met u_i te waarderen 5).

Laten we nu het dynamische element inbrengen. We verklaren $c(u_i)$ niet alleen door het huidige inkomen, maar ook door het inkomen y_{-1} van één jaar geleden en het inkomen van het volgend jaar y_1 . Het toekomstige inkomen is uiteraard op tijdstip 0 nog niet bekend, maar er wordt op geanticipeerd. Vanuit de longitudinale data zijn y_{80} , y_{81} en y_{82} bekend, waarbij we de verwachting in 1981 voor het inkomen in 1982 door het in 1982 gerealiseerde inkomen benaderen. Dan krijgen we analoog aan vgl. (4) de regressievergelijking:

$$\ln c(u_i) = \beta_{0,i} + \beta_{1,i} \ln fs + \beta_{21,p} \ln y_{80} + \beta_{21,0} \ln y_{81} + \beta_{21,f} \ln y_{82} \quad (6)$$

De schattingen van deze vergelijking voor het jaar 1981 uit het panel worden gegeven in tabel 2.

Tabel 2. Verklaring van de antwoorden $c(u_i)$ uit inkomens van een jaar geleden, nu, en één jaar in de toekomst

	Const	ln fs	ln y_{80}	ln y_{81}	ln y_{82}	\bar{R}^2	N
c_1	3,92 (0,31)	0,14 (0,02)	0,10 (0,06)	0,44 (0,07)	0,00 (0,05)	0,45	616
c_2	3,41 (0,27)	0,12 (0,02)	0,12 (0,05)	0,47 (0,06)	0,02 (0,04)	0,57	621
c_3	3,12 (0,24)	0,12 (0,02)	0,11 (0,05)	0,51 (0,06)	0,03 (0,04)	0,63	631
c_4	2,80 (0,23)	0,09 (0,02)	0,09 (0,05)	0,56 (0,05)	0,06 (0,04)	0,68	644
c_5	2,50 (0,22)	0,07 (0,02)	0,10 (0,04)	0,55 (0,05)	0,10 (0,04)	0,71	637
c_6	2,31 (0,27)	0,06 (0,02)	0,12 (0,05)	0,55 (0,06)	0,13 (0,05)	0,63	630

3) Inkomenswaarderingvragen zijn in de laatste twaalf jaar in vele grootschalige enquêtes gesteld, zowel mondeling als schriftelijk, zowel in Nederland als daarbuiten. Hoewel de vraag duidelijk wat moeilijker is dan gebruikelijk in enquêtes, blijkt de vraag toch goed beantwoordbaar. Er is een relatief hoge respons en de consistente uitkomsten duiden erop dat de validiteit van de respons hoog is. De eerste publikaties hierover zijn B.M.S. van Praag, The welfare function of income in Belgium: an empirical investigation, *European Economic Review*, jg. 2, 1971, blz. 337-369; B.M.S. van Praag en A. Kapteyn, Further evidence on the individual welfare function of income: an empirical investigation in the Netherlands, *European Economic Review*, jg. 4, 1973, blz. 33-62.; A. Kapteyn en B.M.S. van Praag, Wat is ons inkomen waard?, *ESB*, 25 april 1973, blz. 360-363.

4) Zie ook B.M.S. van Praag, S. Dubnoff en N.L. van der Sar, From judgements to norms: measuring the social meaning of income, age and education, report 8509/E, Econometrisch Instituut, Erasmus Universiteit Rotterdam, 1985; alsmede B.M.S. van Praag, *Kijken achter de spiegel, beeld en werkelijkheid*, Stenfert Kroese, waar deze regressieresultaten op de zes niveaus apart voor het eerst worden gepresenteerd.

5) We merken op dat deze analyse geen kardinale nutsassumpties meer vereist.

De resultaten in Tabel 2 zijn om meer één reden opmerkelijk. In de eerste plaats blijkt dat de coëfficiënt $\beta_{1,i}$ bijna gelijk blijft aan de waarde in tabel 1. In de tweede plaats blijken de coëfficiënten $\beta_{2,p}$ en $\beta_{2,f}$ vrij vaak significant van nul te verschillen, ondanks het feit dat de inkomens y_{80} , y_{81} en y_{82} zwaar positief gecorreleerd zijn en bovendien y_{82} slechts een benadering is van een door ons niet waargenomen verwachting in het jaar 1981 van het inkomen een jaar later. In de derde plaats blijkt voor alle niveaus i de waarde $\beta_{2,i}$ uit tabel 1 niet significant te verschillen van de opgetelde waarden ($\beta_{2i,p} + \beta_{2i,0} + \beta_{2i,f}$) uit tabel 2. Het ligt dus voor de hand te veronderstellen dat de theoretisch goede specificatie zou moeten zijn:

$$\ln c(u_i) = \beta_{0,i} + \beta_{1,i} \ln fs + \beta_{2,i} (\sum_{t=-\infty}^{\infty} w_t \ln y_t) \quad (7)$$

waarbij de w_t gewichten zijn over de tijd die optellen tot 1. De grootheid

$$\bar{y} = \sum w_t \ln y_t$$

kan worden geïnterpreteerd als het *permanente* inkomen 6).

De afleiding van het gewenningsprofiel

Laten we nu bezien hoe uit deze empirische bevindingen het gewenningsprofiel kan worden afgeleid. Allereerst brengen we de niet-essentiële vereenvoudiging aan dat we de niveau-afhankelijkheid van family-size-elasticity β_1 en preference drift β_2 verwaarlozen, dat wil zeggen $\beta_{1,i}$ wordt vervangen door het gemiddelde β_1 en $\beta_{2,i}$ door het gemiddelde β_2 7). Bezien we nu eerst vgl. (7) voor iemand die op bijstandsniveau leeft. Voor hem moet gelden:

$$\ln y_{\min} = \beta_{0,\min} + \beta_1 \ln fs + \beta_2 \sum_{t=-\infty}^{\infty} w_t \ln y_{\min}$$

waaruit volgt

$$\beta_{0,\min} = (1 - \beta_2) \ln y_{\min} - \beta_1 \ln fs$$

Stellen we nu $y_0 = y_{-1} = y_{-2} = \dots$ dan volgt

$$\ln c(u_{\min}) = \beta_{0,\min} + \beta_1 \ln fs + \beta_2 [w_p \ln y_{-1} + w_0 \ln y_0 + w_f \ln y_1] \quad (9)$$

waarbij $w_p = \sum_{t=-\infty}^{-1} w_t$, en $w_f = \sum_{t=1}^{\infty} w_t$ het geaccumuleerde gewicht op het verleden en de toekomst zijn.

Uit vgl. (9) valt nu het gewenningsprofiel af te leiden. Welk inkomensniveau y_1 in de toekomst komt immers volgens onze *huidige* normen overeen met bijstand? Dit wordt afgeleid uit:

$$\ln y_1 = \beta_{0,\min} + \beta_1 \ln fs + \beta_2 w_p \ln y_{-1} + \beta_2 w_0 \ln y_0 + \beta_2 w_f \ln y_1 \quad (10)$$

door $\ln y_1$ uit vgl. (10) op te lossen, wat oplevert:

$$\ln y_1 = \frac{1}{1 - \beta_2 w_f} (\beta_{0,\min} + \beta_1 \ln fs + \beta_2 w_p \ln y_{-1} + \beta_2 w_0 \ln y_0) \quad (11)$$

Indien we met de inkomenshistorie geen rekening willen houden, stellen we $y_{-1} = y_0$. In beide gevallen beschrijft vgl. (11) een differentievergelijking in $\ln y_t$ waarvan de oplossing asymptotisch naar $\ln y_{\min}$ gaat. In tabel 3 is voor drie gevallen het profiel uitgerekend, nl. voor het geval dat het huidige netto inkomen y_0 10% hoger ligt dan het netto bijstandsniveau, voor het geval dat het huidige inkomen 20% hoger ligt dan de bijstand, en voor het geval dat het huidige netto inkomen 50% hoger ligt dan de bijstandsnorm.

We zien in tabel 3 dat de gang naar bijstand in ongeveer 5 jaar gemaakt kan worden. Wanneer het huidige inkomen 20% boven het bijstandsniveau ligt, moet in het eerste jaar ca. 7% worden ingeleverd, het tweede jaar bijna 4%, het derde jaar ca. 2½% en het vierde jaar ca. 1½%. De tabel geeft aan dat in het begin gro-

Tabel 3. Gewenningsprofielen voor inkomsten die liggen op 10%, 20% en 50% boven het bijstandsniveau

	t=0	t=1	t=2	t=3	t=4	t=5	t=6 ...	t=∞
10%	100,0	96,4	94,2	92,9	92,1	91,6	...	90,9
20%	100,0	93,1	89,3	86,9	85,5	84,7	...	83,3
50%	100,0	85,4	77,6	73,1	70,5	69,0	...	66,7

tere jaarlijkse dalingen in percenten kunnen worden opgelegd, dan wanneer de bodem in zicht komt.

Evaluatie en besluit

In dit artikel hebben wij een criterium aangegeven voor de constructie van een sociaal acceptabel gewenningsprofiel. Op basis van empirische bevindingen is dit profiel numeriek gespecificeerd.

Bij deze specificatie heeft als leidraad gediend dat individuen hun inkomenswaardering niet alleen aan hun inkomensprofiel tot op heden lateren, maar ook aan hun toekomstverwachtingen. Een profiel vinden we sociaal acceptabel als individuen niet het idee hebben dat hun toekomstige bestedingsniveau, getoetst aan hun huidige normen, zou leiden tot een grotere welvaartstruggang dan op de lange duur met het bijstandsniveau wordt geassocieerd. Bij de analyse is geen gebruik gemaakt van een kardinaal nutsbegrip.

Het gewenningsprofiel staat op het moment in het brandpunt der belangstelling. Onze voorzichtige conclusie bij een confrontatie van de politieke werkelijkheid aan onze resultaten lijkt te zijn dat de termijn van ca. 2½ jaar van een looninkomen naar het bijstandsniveau wat kort is en dat in ieder geval het profiel geleidelijker zou moeten dalen dan nu het geval is bij de abrupte daling van WWV naar bijstandsniveau. Wat dit betreft lijkt de voorziene wetgeving een verbetering.

B.M.S. van Praag
J. van Weeren

6) De gewichten w_t zijn in B.M.S. van Praag en J. van Weeren, *The impact of past experiences and anticipated future on individual income judgements, with application to social security adaptation profiles and the consequences of price-inflation*, report 8517/C, Econometrisch Instituut, Erasmus Universiteit Rotterdam, 1985, op meer verfijnde wijze geschat dan hier kon worden weergegeven. We komen dan tot een leeftijdsafhankelijke gewichtsverdeling, waarbij jongeren en ouderen het meeste gewicht op het verleden leggen en veertigjarigen sterk op het heden en de toekomst gericht zijn.

7) Met behoud van niveau-afhankelijkheid is in principe dezelfde methode mogelijk.