SESO
STUDIECENTRUM VOOR ECONOMISCH EN SOCIAAL ONDERZOEK

GEZINSGROOTTE, CONSUMPTIE & WELVAART

A. CARLIER

rapport 7872
april 1978

Universitaire Faculteiten St.-Ignatius
Prinsstraat 13 - 2000 Antwerpen
D/1978/1169/02

De auteur dankt de heer Demeulenaere van het Nationaal Instituut voor de Statistiek (NIS) voor zijn bereidwillige hulp bij het verwerken van de gegevens.

Bijzondere dank gaat ook naar W. Nonneman voor zijn waardevolle commentaren. De verantwoordelijkheid berust echter bij de auteur.

Onderhavige studie analyseert de impact van de gezinsstructuur op het gezinsbudget.

Vooraf wensen we duidelijk te stellen dat gezinsstructuur hier in ruime zin dient geïnterpreteerd te worden. Men gaat ervan uit dat de gezinsstructuur niet enkel varieert met het aantal gezinsleden (gezinsgrootte) maar eveneens met de leeftijd van haar leden (gezinssamenstelling). Deze laatste notie komt neer op de bewering dat de gezinsuitgaven aan een permanente evolutie onderhevig zijn. Hoewel deze laatste bewering in eerste instantie misschien enige vertwijfeling kan verwekken; blijkt het minder het geval te zijn indien men zich op een meer concreet terrein waagt. Analyse van gezinsbudgetten leert ons dat het uitgavenpatroon van een jong echtpaar anders ligt dan van een gepensioneerd echtpaar, ondanks de gelijke gezinsgrootte. Dit geldt eveneens voor een gezin met een kleuter tegenover een gezin met een schoolgaande tiener. Doortrekken van deze redenering bij infinitesimaal kleine wijzigingen in de tijd is een niet zo onrealistische onderneming.

Een duidelijk inzicht in de kostenevolutie van het gezin kan zowel voor het individuele gezin als voor het publiek beleid nuttig zijn. Denken we bijvoorbeeld maar hoe in de gezinshuishouding de onzekerheid bij het opstellen van een financiële planning wordt gereduceerd indien men hierbij zou kunnen steunen op een duidelijk beeld van de evolutie van de gezinskosten over de tijd. Plannen omtrent aankoop van comfortgoederen of omtrent de aanschaf van een eigen woning zouden in een meer realistisch daglicht kunnen worden geplaatst. Anderzijds zou de studie van het consumentengedrag door middel van Engelcurves en inkomenselasticiteiten meer accuraat kunnen geschieden indien met de implicaties van de gezinsstructuur rekening zou kunnen worden gehouden.

Ook op beleidsvlak is het belang van dergelijke kostenanalyse niet te ontkennen. Een niet onaardig bedrag van de sociale transferten in België hangt direct samen met de structuur van de gezinshuishouding. Voorbeelden hiervan vindt men terug in het stelsel van de kinderbijslagen; analoge tegemoetkomingen betreffen de fiskale aftrekken voor het aantal personen ten laste in de belastingswetgeving.

Elke poging tot een rechtvaardige toekenning van dergelijke tegemoetkomingen moet uitgaan van een objectieve vergelijkingsbasis die de levensstandaard van gezinnen van verschillende structuren tegenover elkaar afweegt. Met andere woorden, men moet ertoe komen het inkomen te bepalen dat een gezin van omvang n nodig heeft om een equivalente levensstandaard te genieten als een gezin met omvang n-1. Een middel hiertoe is de constructie van equivalentieschalen welke het inkomen van een gezin van gegeven structuur derwijze stelt dat het equivalent kan worden geacht met het inkomen van een gekozen referentiegezin.

Elke verbetering in het opstellen van dergelijke schalen zal de besluitvormer in staat stellen op meer accurate wijze het herverdelingseffect van belastingsmaatregelen en van welvaartstransferten te meten of het bestaan van zogenaamde "poverty traps" te onderkennen.

Deze nota is als volgt gestructureerd. In een eerste hoofdstuk wordt een overzicht gegeven van de in de literatuur voorkomende methodes voor het meten van gezinskosten. Het tweede hoofdstuk heeft een meer empirisch karakter. Hierin worden vooreerst de schattingsresultaten voor België van een aantal methodes onderling vergeleken. Daarnaast worden een tweetal toepassingen afgeleid: het bestaand stelsel der kinderbijslagen en de door de fiskale wetgeving voorziene aftrekken voor personen ten laste worden tegenover de werkelijk gedragen kosten gesteld.

HOOFDSTUK I. OVERZICHT VAN DE BESTAANDE METHODES VOOR DE BEREKENING VAN DE IMPACT VAN DE GEZINSSTRUCTUUR OP HET GEZINSBUDGET

De verscheidenheid van methodes welke in de literatuur tot uiting komen, wensen we in onderstaand basisschema onder te brengen:

1. de fysiologische methode;

2a. methode gebaseerd op constante absolute uitgaven aan standaardgoederen;

 b. methode gebaseerd op een constant inkomenspercentage gespendeerd aan voeding of aan basisgoederen;

3. de Engelcurve-methode met:
   a. de "sub-sample approach" (1)
   b. de algemene versie;

4. de nutsfunctie benadering;

5. de methode gebaseerd op een individuele appreciatie van het inkomen.

Dit schema vertoont, zoals naderhand zal blijken, overlappingen en is geenszins exhaustief. In de volgende bladzijden wordt vooreerst een bespreking gegeven van elk van deze methodes, waarna ze in enkele kritische beschouwingen, op hun validiteit en toepasbaarheid worden gewogen.

1. De fysiologische methode

De fysiologische methode, ook wel normatieve methode genoemd (2) is wellicht de meest eenvoudige en meest voor de hand liggende methode. Ze bepaalt de kosten van diverse gezinsleden aan de

---

(1) Deze term is ontleend aan Blokland (1976).

(2) Persoonlijk vinden we de benaming "normatieve" methode een minder juiste benaming, omdat ten slotte elk van de onderscheiden methodes op één of andere norm is gebaseerd.

hand van algemeen geldende normen. Deze normen zijn meestal van fysiologische aard; bijvoorbeeld het aantal calorieën dat nodig is voor een optimale fysische conditie. Atwater (?) baseert zich hierbij op voedingsexperimenten, Engel (1895) op gewichtsvariaties per eenheid lengte. In feite kan de zogenaamde "basic-needs" strategie uit de ontwikkelingseconomie ook hier worden ondergebracht. Voor een aantal items bepaalt ze aan de hand van vastgestelde normen de basisbehoeften welke voor de armste bevolkingsgroepen zouden moeten worden voldaan. Deze normen zijn voor voeding gebaseerd op de caloriebehoeften, voor wonen op een aantal "woon"eenheden per gezin, voor onderwijs op een aantal jaren genoten onderwijs. In appendix I worden een aantal voorbeelden van dergelijke schalen weergegeven.

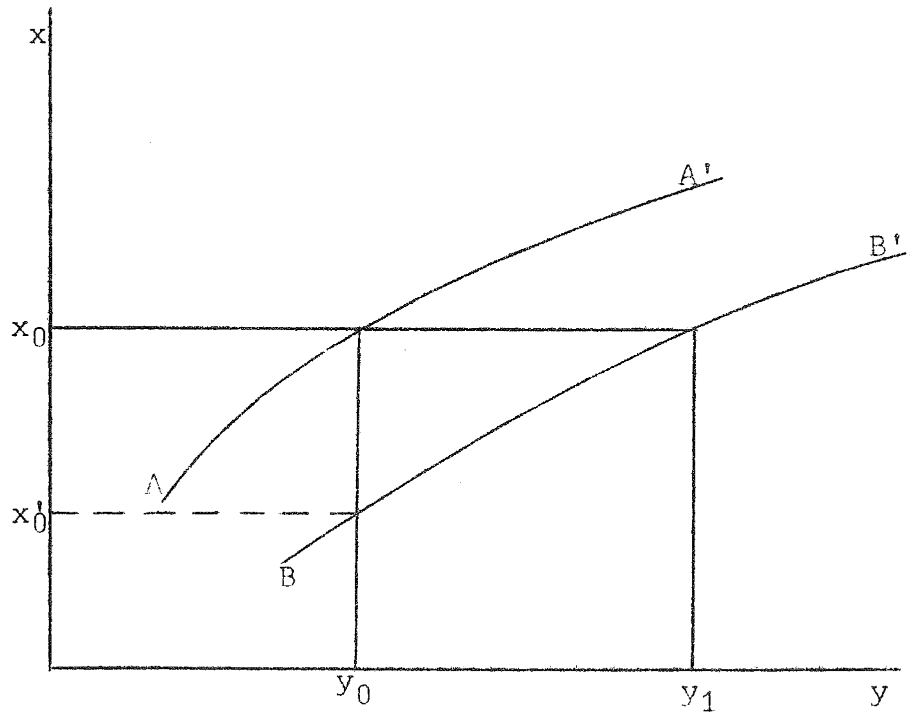
De bezwaren die aan deze methode kleven houden voornamelijk verband met het feit dat ze eerder gericht is op het meten van fysische behoeften dan van eigenlijke kosten. Een baby zal weliswaar minder calorieën nodig hebben dan een volwassene, maar het zou wel eens kunnen dat de calorieën voor de baby meer kosten dan deze voor volwassenen. De economische grondslag van deze methode is ons niet zo meteen duidelijk.

2a. Methode gebaseerd op constante absolute uitgaven aan standaardgoederen

Grondleggers van deze methode zijn Nicholson en Henderson (1949). De basisidee komt hierop neer. Men vertrekt van een aantal standaardgoederen met de karakteristiek dat hun consumptie enkel afhangt van het inkomen, niet van het aantal kinderen. Het zijn dus goederen welke enkel door de ouders worden verbruikt. Voorbeelden van dergelijke goederen zijn: kleding voor volwassenen, alcoholische dranken en tabak. Men gaat uit van een kinderloos echtpaar dat een hoeveelheid x_0 van het betreffende standaardgoed verbruikt. Men simuleert een gezinsuitbreiding. De kost van kinderen wordt dan in deze optiek bepaald als die inkomenscompensatie welke nodig is opdat de ouders na de gezinsuitbreiding andermaal in de mogelijkheid zouden worden gesteld een hoeveelheid x_0 te gebruiken.

Grafisch kan men deze methode als volgt toelichten.

Figuur 1.



Zij AA' de Engelcurve van kinderloze echtparen; bij inkomen Y_0 wordt aldus x_0 van het standaardgoed geconsumeerd. Indien BB' de corresponderende Engelcurve is voor gezinnen met een kind, dan zal ceteris paribus de vraag slechts x_0' zijn. Een inkomenscompensatie gelijk aan Y_1-Y_0 is nodig opdat terug een hoeveelheid x_0 wordt gevraagd.

De tekortkomingen van deze methode slaan vooral op het feit dat de berekende kosten in hoge mate afhankelijk zijn van het geselecteerde standaardgoed. Het is nogal onwaarschijnlijk dat men identieke resultaten zou bekomen indien men uitgaat van kleding of van alcohol. Bovendien is het niet zo eenvoudig een goed aan te duiden dat perfect aan de definitie van een standaardgoed beantwoordt. Het is niet zo voor de hand liggend dat de vraag naar damesschorten onafhankelijk is van het aantal kinderen in het gezin. Moeders met kinderen zouden wel eens het tegendeel kunnen beweren. Een ander fundamenteel bezwaar van deze methode is dat ze ervan uitgaat dat de preferenties voor en na de gezinsuitbreiding constant zijn. Kapteyn en Van Praag (1973) wijzen op de mogelijkheid dat de consumptie van alcohol of de aankoop van avondkledij op de helft kan vallen omdat het gezin voor een nieuwe levensstijl opteert. In dit geval zal geen enkele inkomenscompensatie volstaan om de uitgaven van het ouderpaar terug te brengen tot op het niveau van het kinderloze tijdperk.

2b. Methode gebaseerd op een constant inkomenspercentage besteed aan voeding of aan basisgoederen

Deze methode is in feite een variante van vorige methode. Ze gaat uit van de assumptie dat gezinnen van ongelijke structuur even welvarend zijn indien ze eenzelfde percentage van hun inkomen besteden aan voeding of aan andere basisgoederen. Onder deze assumptie is de kost van een structuurwijziging bijgevolg gelijk aan de inkomenscompensatie nodig om de relatieve besteding constant te houden. De kritiek op deze werkwijze komt dan ook grosso modo overeen met wat sub 2a werd gezegd. Uiteraard zijn de resultaten van deze methode sterk afhankelijk van het geselecteerde basisgoed en van het constant blijven van het preferentiepatroon van het gezin. Habib (1973) stelt zich voornamelijk vragen omtrent de theoretische verantwoording van een dergelijke assumptie en komt tot de conclusie dat deze slechts onder zeer restrictieve voorwaarden van toepassing is. Zijn bewijsvoering kunnen we als volgt synthetiseren.

Formuleert men het gezinsprobleem als volgt:

$$\max U = U\left(\frac{C_1}{N}, \ldots, \frac{C_j}{N}, N\right) \qquad (1)$$

$$\text{S.T. } Y = \sum_j C_j \qquad (2)$$

waarin vergelijking (1) de gezinsnutsfunctie is, (2) de budgetrestrictie en

C_j/N = de per capita besteding aan goed j;

N = het aantal kinderen in het gezin.

Bij het afwegen van de validiteit van de assumptie dient bijzondere aandacht te worden besteed aan volgende relaties:

1. het bestaan van schaalvoordelen bij wijziging van de gezinsgrootte of

$$\left.\frac{\delta U}{\delta N}\right|_{\frac{\Sigma C}{N}} > 0$$

Zo er schaaleffecten zouden zijn, dan kan het nutsniveau met een lager per capita inkomen worden gehandhaafd.

2. het verband tussen het per capita inkomen $\frac{\Sigma C}{N}$ en de samenstelling van de consumptie. Uitgezonderd bij homogene nutsfuncties zal een wijziging van $\frac{\Sigma C}{N}$ een verandering in de consumptiesamenstelling tot gevolg hebben.

3. het bestaan van "commodity bias".

Commodity bias definieert hij als $$\left.\frac{\delta \dfrac{\delta U/\delta C_i/N}{\delta U/\delta C_j/N}}{\delta N}\right|_{\frac{C_1}{N},\ldots,\frac{C_j}{N}} \neq 0$$

Zo het bestaan van schaaleffecten reëel is, zal behoudens bij homogene nutsfuncties, de samenstelling van het verbruik zich wijzigen. Hetzelfde geldt bij het bestaan van commodity bias. Bij simultaan optreden van deze effecten zijn twee alternatieven mogelijk. Ofwel werken deze effecten in dezelfde richting, waarbij de afwijking van de oorspronkelijke samenstelling maximaal is. In dit geval zal het handhaven van de gestelde assumptie tot een overschatting of onderschatting van de inkomenscompensatie leiden.

Werken deze effecten in tegengestelde richting, dan zal bij constant bestedingspercentage de assumptie van gelijk nut slechts opgaan indien deze effecten elkaar hierbij volledig compenseren.

De theoretische grondslag van een dergelijke assumptie steunt bijgevolg op de afwezigheid van schaaleffecten en commodity bias, of zo deze laatsten simultaan optreden, op het feit dat ze in tegengestelde richting werken en elkaar daarbij volledig opheffen.

Zou men bijvoorbeeld een positieve commodity bias hebben naast het bestaan van een schaalvoordeel, waarbij de elasticiteit van het inkomen per capita kleiner is dan één ($E_{cy}<1$) dan zouden deze omstandigheden leiden tot een stijging van de relatieve consumptie van het beschouwde goed. De voorwaarde van constant bestedingspercentage zou bij $E_{cy}<1$ leiden tot een overschatting van het inkomen. Een vraag die we ons echter stellen is of deze overschatting niet symptomatisch is voor het opnemen van N - het aantal kinderen - in de gezinsfunctie. Hierop zullen we verder in dit hoofdstuk terugkomen.

Niettegenstaande het arbitrair karakter van dit welvaartscriterium hebben in de literatuur heel wat auteurs die methode toegepast. Dit geldt o.m. voor David (1962), Friedman (1952) en Watts (1967). Cramer (1969) ziet in deze methode zelfs een middel om aan de onbepaaldheid van het model van Prais en Houthakker (1971) het hoofd te bieden (zie sub 3b).

Seneca en Taussig (1971) passen eveneens deze methode toe. Hierbij onderzoeken ze o.m. de impact op de kostenverhouding van enerzijds een constant percentage van het inkomen besteed aan voeding, en anderzijds meer algemeen aan een globaal pakket van noodzakelijke goederen. Deze laatste omvatten naast voeding ook kleding, wonen en transport.

Schattingen gebaseerd op deze laatste definitie vertonen een kostenverloop dat minder sterk varieert met variaties in de gezinsgrootte dan indien enkel gebaseerd op voedingsuitgaven. Een plausibele verklaring hiervoor is dat het bestaan van schaaleffecten bij het globale pakket reëler is dan bij de voedingsuitgaven. David (1959) past een variante van deze methode toe. In zijn zoeken naar een billijker welvaartsmaatstaf dan het bruto of het netto inkomen gaat hij uit van de verhouding tussen het beschikbaar gezinsinkomen en de kosten van de basisbehoeften. In deze zin definieert hij dan een netto welvaartsindex als de ratio tussen enerzijds - het beschikbaar inkomen, vermeerderd met de waarde van de door het gezin voortgebrachte voedingsprodukten en met de huurwaarde van de betrokken woning, zo het gezin hiervan eigenaar is - en anderzijds de kosten van de basisbehoeften. Voor deze laatste baseert hij zich op de waarden berekend door het Welfare and Health Council, waarin expliciet rekening is gehouden met de leeftijd van de kinderen en de grootte van het gezin. De methode die het Welfare and Health Council ter berekening van deze kosten heeft aangewend is ons niet bekend. Omdat deze netto index het welvaartsniveau kan onderschatten ingeval van tijdelijke werkloosheid - het gezin kan door middel van liquide middelen zijn welvaart handhaven - berekent hij ook nog een bruto welvaartsindex. Deze is dan gelijk aan het beschikbaar inkomen (monetair en in natura) vermeerderd met de liquide middelen op de basisbehoeften. Deze index overschat weliswaar het welvaartsniveau in het geval dat deze liquide middelen voor zogenaamde "committed expenditures" zouden zijn voorbestemd.

3. De Engelcurve-methode

a. De sub-sample approach

Deze methode bestaat er in dat men een gegeven steekproef opsplitst in verschillende onderdelen, die worden gekenmerkt door een gelijke gezinsgrootte. Voor elk van deze sub-samples gaat men dan een Engelcurve schatten. Hoewel deze methode vrij eenvoudig is, vertoont ze het nadeel dat het aantal waarnemingen in sommige cellen ontoereikend kan zijn. Dit geldt meer speciaal voor de grote gezinnen (4 kinderen en meer) die in bestaande steekproeven nogal eens ondervertegenwoordigd blijken te zijn.

In feite hoort de methode toegepast door Henderson en Nicholson (1949) en door Seneca en Taussig (1971) ook hier thuis. Hoewel deze auteurs bij de berekening van de gezinskosten resp. het kostencriterium van constante absolute en constante relatieve uitgaven hanteren, delen ze bij hun schattingen de steekproef op in een aantal deel-steekproeven. Concreet schatten Seneca en Taussig de Engelcurve

$$X = \alpha_0^{*i} + \beta_1^{*i} Y + \beta_2^{*i} Y^2$$

achtereenvolgens voor gezinnen zonder kinderen, één kind, twee kinderen enz. Het aantal te schatten regressievergelijkingen is bijgevolg gelijk aan het aantal diverse gezinsgroottes;

de bovenindex van de geschatte parameters wijst op het aantal personen in het gezin.
Neemt men een gezin bestaande uit 4 personen als referentiegezin, dan is

$$X = \hat{\alpha}_0^{*4} + \beta_1^{*4}\, Y + \beta_2^{*4}\, Y^2$$

de geschatte regressievergelijking.

Deze relatie laat derhalve toe de verhouding X/Y te berekenen. Indien het gezin zou uitbreiden naar 5 personen, dan kan aan de hand van de geschatte parameters van de Engelcurve voor 5 personen het inkomen (Y°) worden berekend, zodanig dat de verhouding X/Y gehandhaafd blijft. Voor de kwadratische vorm van de Engelcurve is het gezochte inkomen (Y°):

$$Y^{\circ} = \frac{-(\beta_1^{*5} - X/Y) \pm \sqrt{(\hat{\beta}_1^{*5} - X/Y)^2 - 4\, \hat{\beta}_2^{*5}\, \hat{\alpha}^{*5}}}{2\, \hat{\beta}_2^{*5}}$$

Men zoekt met andere woorden het inkomen Y° zodanig dat de berekende bestedingen eenzelfde percentage (X/Y) van het inkomen bedragen als in het referentiegezin. Het verschil (Y°-Y) is dan de marginale kost om van een gezin van 4 personen naar een gezin van 5 personen over te gaan. Een andere maat om deze kosten uit te drukken gebeurt aan de hand van equivalentieschalen, bekomen uit de verhouding ($\frac{Y^{\circ}}{Y}$ x 100). Met andere woorden, men zou aan het referentiegezin een gewicht van 100 toekennen en aan het gezin van 5 personen een gewicht van $\frac{Y^{\circ}}{Y}$x100 steunende op het feit dat dit laatste gezin een inkomen nodig heeft dat ($\frac{Y^{\circ}}{Y}$ - 1) x 100 percent groter is om een zelfde levensstandaard te genieten als het referentiegezin.

Seneca en Taussig hebben op deze wijze de gezinskosten berekend bij een variërend inkomen van het referentiegezin. Een belangrijke conclusie van hun studie is dat behoudens enkele uitzonderingen de kostenverschillen zich minder aftekenen in hogere inkomensklassen, of dat additionele kosten van kinderen in deze inkomensgroepen zich eerder situeren op het vlak van de luxegoederen dan op het vlak van de noodzakelijke goederen, welke in de berekeningen zijn opgenomen.

b. De algemene versie

Zoals reeds in de inleiding van deze nota werd gesuggereerd is een Engelcurve welke het functioneel verband vastlegt tussen enerzijds de per capita bestedingen aan een bepaald goed en anderzijds het per capita beschikbaar inkomen, slechts een rudimentaire benadering van wat zich in de realiteit voordoet. Leeftijd, geslacht en andere karakteristieken van economische of niet-economische aard zullen mede deze vraag beïnvloeden. Daarom wordt getracht bij het schatten van de Engelrelatie met deze invloeden rekening te houden. Met andere woorden, in plaats dat men de Engelcurve stipuleert in termen van

$$\frac{X_i}{N} = f\left(\frac{Y}{N}\right)$$

met N = het aantal gezinsleden;

$\frac{X_i}{N}$ = de bestedingen aan goed i per capita;

$\frac{Y}{N}$ = het beschikbaar inkomen per capita;

zoekt men een andere grootheid dan N, welke specifiek rekening houdt met het respectievelijk verbruik van elk gezinslid. Concreet, heeft men een gezin met twee kinderen, dan gaat men de bestedingen niet realteren tot 4, maar tot een kleiner getal omdat men kan aannemen dat de diverse gezinsleden niet evenveel verbruiken. Men zou b.v. aan de man het gewicht 1 kunnen toekennen, aan de vrouw 0.8 en aan de kinderen respectievelijk 0.4 en 0.3, wat uiteindelijk resulteert in 2.5 verbruikseenheden.

Verbruikseenheden houden dus uitdrukkelijk rekening met de gediversifieerde consumptie van de respectievelijke leden van het gezin. Daarbij gaan ze het verbruik van een vooraf aangewezen gezinslid - meestal de man - als referentiebasis vooropstellen en drukken het verbruik van de andere gezinsleden uit ten overstaan van de standaard.

De Engelcurve krijgt dan volgende specificatie

$$\frac{X_i}{C_i} = f\left(\frac{Y}{C_0}\right)$$

waarin $\frac{X_i}{C_i}$ = de bestedingen aan goed i per verbruikseenheid;

$\frac{Y}{C_0}$ = het inkomen per verbruikseenheid.

In feite kan men C_0 beschouwen als een deflator voor de gezinssamenstelling om het nominaal inkomen tot het reëel inkomen te herleiden.

Aanvankelijk werd de waarde van C_i - het gewicht van een gegeven gezin ten aanzien van het verbruik van goed i - en van C_0 - een analoge grootheid ten aanzien van het globale inkomen - onafhankelijk van de steekproef bepaald. Daartoe werd nogal eens de fysiologische benadering (zie sub. I,1) toegepast.

Naderhand werden C_i en C_0 simultaan geschat met de parameters van de Engelcurve. Baanbrekend werk werd in dit verband verricht door Sydenstricker en King (1920), die vrijwel als eersten voor een simultaan schatten opteerden. Niettemin had hun werk weinig weerklank, tot Prais en Houthakker (1971), weliswaar een aantal decennia later, hun basisideeën meer expliciet gingen uitwerken. Hun opvattingen en schattingsprocedure kunnen als volgt worden samengevat.

Zij gaan er van uit dat de traditionele Engelcurve moet worden gecorrigeerd tot:

$$\frac{X_i}{K_{iT}n_T} = f_i\left(\frac{Y_0}{K_{0T}n_T}\right) \qquad (1')$$

Hierin is X_i de uitgave aan goed i, $K_{iT}n_T = \sum_{t=1}^{t} K_{it}n_t$ is een correctieterm om de totale bestedingen van goed i te specifiëren per verbruikseenheid. n_t duidt op het aantal personen welke zich in de klasse t bevinden (b.v. het aantal kinderen in de leeftijdsklasse 5 tot 10 jaar). Hoofdletter T duidt op een sommatie over de onderscheiden klassen; K_{it} is het gewicht dat wordt toegekend aan een persoon van klasse t inzake het verbruik van goed i. Vermits elk goed aldus een eigen schaal heeft, spreekt men van een specifieke schaal en van het specifieke effect dat resulteert uit een verandering van de gezinssamenstelling ten aanzien van het verbruik van het goed in kwestie. K_{0t} daarentegen wijst op de aanspraak die een persoon van klasse t maakt op het globale inkomen, vandaar de term inkomensschaal en inkomenseffect. De term K_{0T} dient bijgevolg om het inkomen per verbruikseenheid uit te drukken of nog, indien men een volwassen man als referentiegrootheid zou vooropstellen, dan is $K_{0T}n_T$ gelijk aan het aantal equivalenten hiervan dat een gegeven gezin telt met betrekking tot het inkomen.

Voor de schatting van K_{it}- en K_{0t}-parameters uit relatie (1) gaan Prais en Houthakker als volgt tewerk. Vooreerst leiden ze analytisch een verband af tussen de inkomensschaal en de specifieke schalen (1):

$$K_{0t} = \sum_i K_{it} \frac{Y_i}{Y_0} \frac{K_{0T}n_T}{K_{iT}n_T} \qquad (2)$$

(1) Voor de analytische afleiding: zie Prais en Houthakker (1971), pp.129-130.

Verbaal komt deze uitdrukking er op neer dat de inkomensschaal gelijk is aan het gewogen gemiddelde van de specifieke schalen, waarbij de wegingsfactoren bij benadering (1) proportioneel zijn aan het gedeelte van het inkomen dat aan de respectievelijke goederen wordt gespendeerd.

In hun schattingsprocedure gaan ze uit van een ondersteld gekende inkomensschaal aan de hand waarvan ze schattingen maken van de specifieke schalen. Eenmaal alle of ten minste een voldoende aantal van deze schalen zijn geschat maken ze aan de hand van relatie (2) een schatting van de inkomensschaal. Het hoeft niet gezegd dat het resultaat in niet geringe mate afhankelijk is van de onderstelde inkomensschaal. Bovendien blijkt het in de praktijk niet mogelijk een voldoend aantal specifieke schalen te schatten.

Stelt men het inkomen per verbruikerseenheid voor door Z, dan kan relatie (1) herschreven worden als:

$$\frac{X_i}{f_i(Z)} = K_{i1}n_1 + \ldots + K_{it}n_t$$

waarin $K_{i1}, \ldots, K_{it}$ de te schatten parameters zijn van de i-de schaal.

Uiteraard kunnen verschillende analytische vormen voor de relaties $f_i(Z)$ op hun relevantie worden getoetst; Prais en Houthakker beperken zich echter tot de semi-logaritmische en de dubbellogaritmische specificatie. Voor de semi-logaritmische functie wordt dit

$$\frac{X_i}{\alpha_i+\beta_i \log Z} = K_{i1}n_1 + \ldots + K_{it}n_t$$

(1) De benadering is afhankelijk van $\frac{K_{0T}n_T}{K_{iT}n_T} = \pm 1$.

of

$$\frac{X_i}{\gamma_i + \log Z} = \beta_i (K_{i1} n_1 + \ldots + K_{it} n_t) \qquad (3)$$

waarin $\gamma_i = \frac{\alpha_i}{\beta_i}$

De parameters $K_{i1} \ldots K_{it}$ worden dan geschat door toepassing van een regressie-analyse op de relatie (3), voor zover althans het linkerlid zou zijn geëvalueerd. Hiertoe neemt men een bepaalde waarde voor γ_i en calculeert de waarde van de afhankelijke variabele. Daarna regresseert men deze afhankelijke variabele op de $n_1 \ldots n_T$ variabelen, wat schattingen oplevert voor de K-parameters. Dit proces wordt herhaald voor diverse waarde van γ_i. Uiteindelijk worden deze schattingen geselecteerd welke de hoogste correlatiecoëfficiënt opleveren.

In de loop der jaren is van verschillende kanten kritiek gegroeid op hun methodologie. De kritiek van Forsyth (1968) heeft vooral betrekking op de onbepaaldheid van het model van Prais en Houthakker ten gevolge van restricties op de parameters.

Formeel kan men deze onbepaaldheid als volgt aantonen. Vertrekt men terug van de Engelcurve zoals gespecifieerd in (1)

$$\frac{X_i}{\hat{m}_i} = f_i\left(\frac{Y_0}{\hat{m}_0}\right)$$

waarin $\hat{m}_i = K_{iT} n_T$ het te schatten gewicht op de specifieke schaal;

en $\hat{m}_0 = K_{0T} n_T$ de overeenkomstige grootheid op de inkomensschaal;

en $\hat{m}_i = \hat{m}_i(n_1 \ldots n_t)$ voor $i=0,1\ldots n$

in de veronderstelling dat er n specifieke schalen zijn.

Dan kan analytisch worden afgeleid (1) dat

$$\frac{\partial X_i}{\partial n_t} = (X_i/\hat{m}_i)(\delta\hat{m}_i/\delta n_t) - (X_i\eta_i/\hat{m}_0)(\delta\hat{m}_0/\delta n_t)$$

wat, na vermenigvuldiging van deze uitdrukking met n_t/X_i, in elasticiteitenvorm kan worden geschreven als

$$f_{it} = \hat{g}_{it} - \eta_i\hat{g}_{0t} \qquad (4)$$

waarin η_i = de inkomenselasticiteit $\frac{Y_0}{X_i}\ \frac{\delta X_i}{\delta Y_0}$.

Gebruik makend van de homogeniteitsvoorwaarde kan men stellen dat

$$\sum_i \frac{\partial X_i}{\partial n_t} = 0 = \sum_i w_i f_{it} \qquad (5)$$

Bovendien leidt de opstelrestrictie tot

$$\sum_i w_i\eta_i = 1$$

waarin $w_i = \frac{X_i}{Y_0}$ (6)

Gebruik makend van relaties (5) en (6) herleidt (4) zich tot

$$\sum_i w_i f_{it} = \sum_i w_i\hat{g}_{it} - \sum_i w_i\eta_i\hat{g}_{0t} = 0$$

waarin $\sum_i w_i\eta_i = 1$

of vermits $\hat{g}_{0t} = \sum_j w_j\hat{g}_{jt}$ $\qquad j=1...n$

$$f_{it} = \hat{g}_{it} - \eta_i \sum_j w_j\hat{g}_{jt} \qquad (7)$$

(1) Voor de complete afleiding: zie Barten (1964), pp.284-285.

Schrijft men (7) in matrixvorm

$$F = [I - \eta w'] \hat{G}$$

Zou men hierin de matrix tussen haakjes vermenigvuldigen met w', dan blijkt snel dat deze matrix zich tot een nul-matrix herleidt, wat een directe schatting van de $\hat{G}$-matrix onmogelijk maakt. Daaruit concludeert Forsyth dat deze onbepaaldheid bijkomende onderstellingen vereist. Prais en Houthakker hebben dit concreet opgelost aan de hand van een ondersteld a priori gekende inkomensschaal, met de nadelen die er aan verbonden zijn. De kritiek van Forsyth i.v.m. de onbepaaldheid van het model ten gevolge van restricties op de parameters verdwijnt echter al met een bijdrage van Barten waar hij stelt dat dit schattingsprobleem gemakkelijk te overkomen is als men de singuliere matrix [...] herleidt tot een matrix van "full rank" door het weglaten van een rij uit F, van de corresponderende rij en kolom uit [...] en van de overeenkomstige rij uit $\hat{G}$. Deze geëlimineerde rij uit $\hat{G}$ kan dan aan de hand van de schattingen van de resterende rijen worden gereconstrueerd. Bovendien brengt Forsyth eveneens kritiek uit op het optimisme van Prais en Houthakker inzake het formuleren van een equivalentieschaal-hypothese voor goederen welke tot niet-voedingscategorieën behoren. Deze equivalentieschaal-hypothese kan men ook nog formuleren als de hypothese die stelt dat de Engelcurve van een goed voor een gezin van gegeven samenstelling neerkomt op de curve van het standaardgezin, verplaatst met K_{it} en K_{0t}. Bij gezinsuitbreiding blijken de preferenties van het gezin vooral ten aanzien van niet-voeding op een meer complexe wijze te verschuiven dan de hypothese vooropstelt. Deze preferentieverschuiving was mede de aanzet voor Van Praag en Kapteyn (1973) (1976) om een nieuwe methodologie te ontwerpen (cfr. sub. I.5). De kritiek van Singh en Nagar (1973) op Prais en Houthakkers bijdrage heeft in eerste instantie betrekking op het beperkte forum van functionele relaties voor de Engelcurve: semi-logaritmisch voor voedingswaren en dubbel-logaritmisch voor de overige categorieën. Daarom gaan ze uit van een bredere waaier van mogelijkheden waaruit ze aan de hand van een aantal selectiecriteria de meest plausibele kiezen. Daarnaast leveren ze ook commentaar op de ondersteld gekende inkomensschaal en het niet als essentieel beschouwen van één der parameters van de Engelcurve, in casu van γ_i. Daarom stellen ze een nieuwe iteratieve procedure voor, welke niet enkel aan deze tekortkomingen tegemoet komt, maar eveneens het door Forsyth gesuggereerde schattingsprobleem omzeilt. Hiertoe stellen ze aanvankelijk de te schatten parameters K_{it} en K_{0t} uit (1) gelijk aan 1 zodat de Engelcurve zich herleidt tot de traditionele vorm, gestipuleerd in per capita termen. Na selectie van de meest aangewezen functionele vorm wordt aan de hand van de geschatte parameters van de Engelcurve de consumptie per capita berekend. Vervolgens regresseert men

$$\frac{\text{de geobserveerde consumptie per capita}}{\text{de geschatte consumptie per capita}} = \hat{K}_{i1} n_1 + \ldots + \hat{K}_{it} n_t \qquad (8)$$

waarin $\hat{K}_{i1}, \ldots, \hat{K}_{it}$ de waarden zijn op de specifieke schaal.

Aan de hand van

$$\hat{K}_{0t} = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i \hat{K}_{it} \quad \text{en} \quad \lambda_i = \frac{1}{T} \sum_t \frac{X_i/n_t}{Y_0/n_t} \qquad (9)$$

wordt de overeenkomstige inkomensschaal geschat.
De geschatte parameters van beide schalen worden daarna in de Engelcurve gebracht, zodat deze zich herleidt tot

$$\frac{X_i}{\hat{K}_{iT} n_T} = f_i \left(\frac{Y_0}{\hat{K}_{0T} n_T} \right)$$

Andermaal wordt de meest geschikte vorm van de f_i-functie genomen, waarna uit een analoge herleiding als in (8)

$$\frac{X_i}{\hat{f}\left(\frac{Y_0}{\hat{K}_{0T}n_T}\right)} = K_{iT}n_T$$

opnieuw de waarden van de specifieke schaal ($\hat{K}_{it}$) wordt geschat, waarna uit (9) terug de corresponderende inkomensschaal wordt afgeleid. Dit proces herhaalt zich tot het convergeert of tot het verschil tussen de $\hat{K}_{it}$ en $\hat{K}_{0t}$-waarden in twee opeenvolgende iteratiestappen de toegelaten afwijking bekomt.

4. De nutsfunctie-benadering

Daar waar het effect van een wijziging in de gezinssamenstelling tot nu toe werd afgeleid uit schatting van Engelcurves, is er ook een categorie van auteurs welke uitgaat van het klassieke micro-economische consumentenprobleem. Tot deze categorie behoort o.m. Barten. Formuleert men het consumentenprobleem als

$$\text{max.} \quad U = U(q_1 \ldots q_n) \qquad \text{met } q_i = \frac{X_i}{m_i}$$

$$\text{S.T.} \quad \sum_i X_i q_i = y$$

waarin q_i de consumptie voorstelt per verbruikerseenheid en waar $m_i = m_i\ (n_1 \ldots n_t)$ een functie is van het aantal (n_t) gezinsleden in de t onderscheiden klassen. Dan kan analoog als voor een prijswijziging uit de eerste orde voorwaarden de Sluts-kyvergelijking wordt afgeleid, het effect van een wijziging in de gezinssamenstelling worden afgeleid. Voor de volledige analytische afleiding raadplege men het artikel van Barten (1964). Dit gezinseffect kan men in termen van elasticiteiten schrijven als

$$f_{it} = g_{it} + \sum_j \varepsilon_{ij} \, g_{jt} \tag{9'}$$

met $f_{it} = \frac{n_t}{X_i} \frac{\partial X_i}{\partial n_t}$: de elasticiteit van de consumptie van goed i ten gevolge van een kleine wijziging in klasse t (b.v. de leeftijdsklasse 5 tot 10 jaar);

$g_{it} = \frac{n_t}{m_i} \frac{\partial m_i}{\partial n_t}$: de elasticiteit van het aantal verbruikerseenheden voor het i-de goed ten gevolge van een wijziging in de klasse t;

$\varepsilon_{ij} = \frac{p_j}{X_i} \frac{\partial X_i}{\partial p_j}$: de prijselasticiteit van goed i.

In matrixnotatie wordt dit

$$F = (I + E)\, G \tag{9)'$$

Relatie (9)'is vergelijkbaar met de Slutskyvergelijking in elasticiteitsvorm, waar men echter i.p.v. het effect van een prijswijziging het effect van een wijziging in de gezinssamenstelling onderzoekt.
De eerste term van het rechterlid komt overeen met het specifieke effect in de optiek van Prais en Houthakker; de tweede term met wat er het inkomenseffect wordt genoemd. Dit laatste effect is in feite de gewogen som van de specifieke effecten, waarbij de prijselasticiteiten als gewichten optreden.
Schrijft men de benadering van Prais en Houthakker in een vergelijkbare vorm:

$$f_{it} = \hat{g}_{it} - \eta_i \sum_j w_j \, \hat{g}_{jt} \tag{10'}$$

of in matrixvorm

$$F = (I - \eta w')\, \hat{G} \tag{10)'$$

waarin η_i de inkomenselasticiteit is, dan blijken de gewichten van het inkomenseffect in de Engelbenadering $(-\eta_i w_j)$ te zijn.

Barten toont aan dat het verschil in de gewichten van de nutsfunctiebenadering, nl. de prijselasticiteiten (ε_{ij}), en van de Engelbenadering ($-\eta_i w_j$) precies bestaat uit dat gedeelte van de prijselasticiteit dat correspondeert met het substitutie-effect van de Slutskyvergelijking.
Zou men immers de matrix van de prijselasticiteiten (E) expliciet opsplitsen in substitutie- en inkomenseffecten.

$$E = Y - \eta w'$$

waarin Y correspondeert met de substitutie-effecten, dan kan (9) herschreven worden als

$$\begin{aligned} F &= (I + Y - \eta w')\ G \\ &= (I - \eta w')(I + Y)\ G \qquad (11) \end{aligned}$$

Vergelijkt men (11) met (10) dan blijkt hieruit duidelijk dat de nutsfunctiebenadering expliciet uitdrukking geeft aan het substitutie-effect daar waar de Engelcurve-benadering dit effect integreert in $\hat{G}$.

Het artikel van Muellbauer (1975) komt grosso modo overeen met dit van Barten, met dien verstande dat hij expliciet de voorwaarde formuleert opdat beide benaderingen identiek zouden zijn. Grijpt men terug naar de relaties (10)' en (11), dan zijn beide benaderingen gelijk als en enkel als Y=0 of indien de substitutie-effecten uit de Slutskyvergelijking nihil zouden zijn. Uiteraard is dit een zeer restrictieve voorwaarde welke in de realiteit slechts zelden is voldaan.

Een andere auteur die zeer recent een bijdrage heeft geleverd vanuit de optiek van een allocatiemodel is Blokland (1976). Tegen de bestaande schalen brengt Blokland commentaar uit omdat ze naar zijn mening sterk afhankelijk zijn van de vooraf aangenomen leeftijdsklassificatie en daarenboven rond de grenzen van deze leeftijdsklassen onregelmatigheden vertonen. Daarom werkt Blokland, in tegenstelling met de eerder geciteerde auteurs, met individuele leeftijden. Concreet komt dit er op neer dat hij de equivalentiegrootheden e_k, vergelijkbaar met K_{it} uit het Prais-Houthakker-model, afhankelijk stelt van de leeftijd, voorgesteld door a, en van het geslacht, zijnde s, of

$$e_k = e_k(a,s)$$

Deze relatie noemt hij de equivalentiefunctie. De grootheden e_k kunnen bijgevolg niet direct meer worden geschat, maar enkel door middel van de parameters van deze equivalentiefunctie. Het totaal aantal verbruikseenheden ten aanzien van goed k is bijgevolg

$$m_k = \sum_{s=1}^{2} \sum_{a=0}^{A} e_k(a,s).n_{as}$$

met n_{as} het aantal personen in het gezin van geslacht s en leeftijd a.
Om zijn schalen een continu verloop te geven - hij spreekt dan ook van continue schalen - legt hij de equivalentiefunctie bovendien een aantal restricties op; voor de analytische uitdrukking van de equivalentiefunctie verwijzen we naar het betreffende werk van Blokland zelf.

5. Methode gebaseerd op een subjectieve appreciatie van het inkomen

Een heel aparte benadering inzake het meten van effecten van wijzigingen in de gezinsstructuur is de methode van Kapteyn en Van Praag (1971)(1973)(1976), gebaseerd op een subjectieve appreciatie van het inkomen.

Met deze benadering pogen Kapteyn en Van Praag het hoofd te bieden aan verschillende tekortkomingen, welke de eerder geciteerde methodes bezwaren. In dit verband wijzen ze er op dat het schatten van kosten van kinderen uit een vergelijking van budgetaire uitgaven gemakkelijk tot een kostenoverschatting kan leiden, omdat niet alle uitgaven als kosten kunnen worden bestempeld, maar eveneens een luxekarakter kunnen vertonen. Bovendien vragen ze zich af hoe in een situatie waarin na een wijziging van de gezinsstructuur geen inkomenscompensatie wordt geboden, de impact van de inkomensdruk en van de gewijzigde gezinsstructuur op de uitgaven kan worden afgezonderd. Daarom opteerden deze auteurs voor een eigen methodologie.

De kostendefinitie waarvan ze uitgaan komt hierop neer. Onderstel een gezin dat met een kind wordt uitgebreid. Dan zijn de additionele kosten van dit kind gelijk aan de inkomenscompensatie die nodig is opdat dit gezin het welzijnsniveau van voor de gezinsuitbreiding zou kunnen behouden. De moeilijkheid van een dergelijke definitie ligt ongetwijfeld besloten in het meten van dit welzijnsniveau. Van Praag stelde echter vast dat mensen in staat blijken te zijn verschillende inkomensniveau's te evalueren in termen van goed, voldoende, slecht en dat na omzetting van deze evaluaties op een (0,1)-schaal men een zogenaamde individuele welvaartsfunctie van het inkomen kan construeren. Gezien de niet zò alledaagse benadering, welke er in feite op neerkomt dat de consument overgaat tot een cardinale evaluatie van het inkomen - een gemeenplaats van controversen in de literatuur ! - zullen we in wat volgt een summiere beschrijving van deze methode geven. Voor verdere toelichtingen verwijzen we naar Van Praag (1968).
In een enquête werd volgende vraag gesteld:

"Rekening houdend met zijn professionele en familiale omstandigheden zou het gezinshoofd zijn jaarlijks netto-inkomen beschouwen als:

buitengewoon, indien het overtreft	300.000 BF
goed, indien gelegen tussen	225.000 en 300.000 BF
ruimschoots voldoende, ...	150.000 en 225.000 BF
voldoende, ...	100.000 en 150.000 BF
nauwelijks voldoende, ...	90.000 en 100.000 BF
nauwelijks onvoldoende, ...	80.000 en 90.000 BF
onvoldoende, ...	70.000 en 80.000 BF
ruim onvoldoende, ...	60.000 en 70.000 BF
slecht , ...	50.000 en 60.000 BF
zeer slecht, ...	0 en 50.000 BF

De consument wordt ondersteld voor zijn specifieke situatie de grenzen van de inkomensklassen aan te stippen. Op deze wijze wordt een inkomensverdeling gegeven in 10 intervals $(0,z_2)$, (z_2,z_3) ...(z_{10},∞). Indien men de corresponderende $U(z_2)$, $U(z_3)$ ... $U(z_{10})$ waarden zou kennen, zou men over 9 waarnemingen van de U-curve beschikken, wat een schatting mogelijk maakt.
Om over te gaan van evaluaties in termen van voldoende, goed ... naar een (0,1)-schaal, gaat Van Praag als volgt tewerk.

De meest waarschijnlijke evaluatie van b.v. "voldoende" of van de inkomensrange 100.000 à 150.000 BF is het gemiddelde

$$\frac{1}{2}\left[\bar{U}(150) + U(100)\right] \stackrel{\text{def}}{=} U(\bar{z}_7)$$

waarbij de gemiddelde onnauwkeurigheid van dergelijke evaluatie zich laat meten door

$$\int_{100}^{150} \left[\bar{U}(z) - U(\bar{z}_7)\right]^2 dU(z)$$

Voor de i-de inkomensklasse geldt bijgevolg

$$\int_{z_i}^{z_{i+1}} \left[\bar{U}(z) - U(\bar{z}_i)\right]^2 dU(z)$$

of voor de totale onnaukeurigheid

$$\sum_{i=1}^{n} \int_{z_i}^{z_{i+1}} [\bar{U}(z) - U(\bar{z}_i)]^2 \, dU(z)$$

met $z_1=0$ en $z_{n+1} = \infty$

Het is duidelijk dat de waarde van elke integraal toeneemt met de variatie van de U-functie in (z_i, z_{i+1}) en met de intervalbreedte $z_{i+1} - z_i$. Men zoekt bijgevolg een smal interval bij grote variatie van de U-functie en een breed inkomensinterval bij geringe variatie. Mathematisch kan men het probleem aldus stellen:

$$\min_{z_2 \ldots z_n} \sum_{i=1}^{n} \int_{z_i}^{z_{i+1}} [\bar{U}(z) - U(\bar{z}_i)]^2 \, dU(z)$$

of na de transformatie $y=U(z)$

$$\min_{y_2, \ldots y_n} \sum_{i=1}^{n} \int_{y_i}^{y_{i+1}} \frac{1}{2} [y - \tfrac{1}{2}(y_i+y_{i+1})]^2 \, dy \qquad \text{(} \qquad \text{(a)}$$

met $y_i=U(z_i)$

Oplossing van (a) geeft:

$$\min_{y_2, \ldots y_n} \sum_{i=1}^{n} [y_{i+1} - \tfrac{1}{2}(y_i+y_{i+1})]^3 - [y_i - \tfrac{1}{2}(y_i+y_{i+1})]^3$$

of

$$\min_{y_2, \ldots y_n} \sum_{i=1}^{n} [-\tfrac{1}{8}(y_{i+1} - y_i)^3 + \tfrac{1}{8}(y_{i+1} - y_i)^3]$$

Stelt men hierin $p_i=y_{i+1}-y_i$ onder de restrictie dat

$$\sum_{i=1}^{n} p_i = 1$$

dan herleidt het probleem zich tot

$$\min_{p_1, \ldots p_n} \sum_{i=1}^{n} p_i^{\,3}$$

$$\text{S.T.} \quad \sum_{i=1}^{n} p_i = 1$$

Oplossing van dit probleem geeft

$$p_i = \frac{1}{n} \text{ of } y_2 = \frac{1}{n},\ y_3 = \frac{2}{n},\ \ldots\ y_n = \frac{n-1}{n}$$

De klassegrenzen ($z_2 \ldots z_9$) worden door het geënquêteerde individu aangestipt.

Het overeenkomstige welvaartsniveau is dan $y_i = U(z_i)$ of

$$y_2 = 0.1,\ y_3 = 0.2,\ \ldots\ y_{10} = 0.9$$

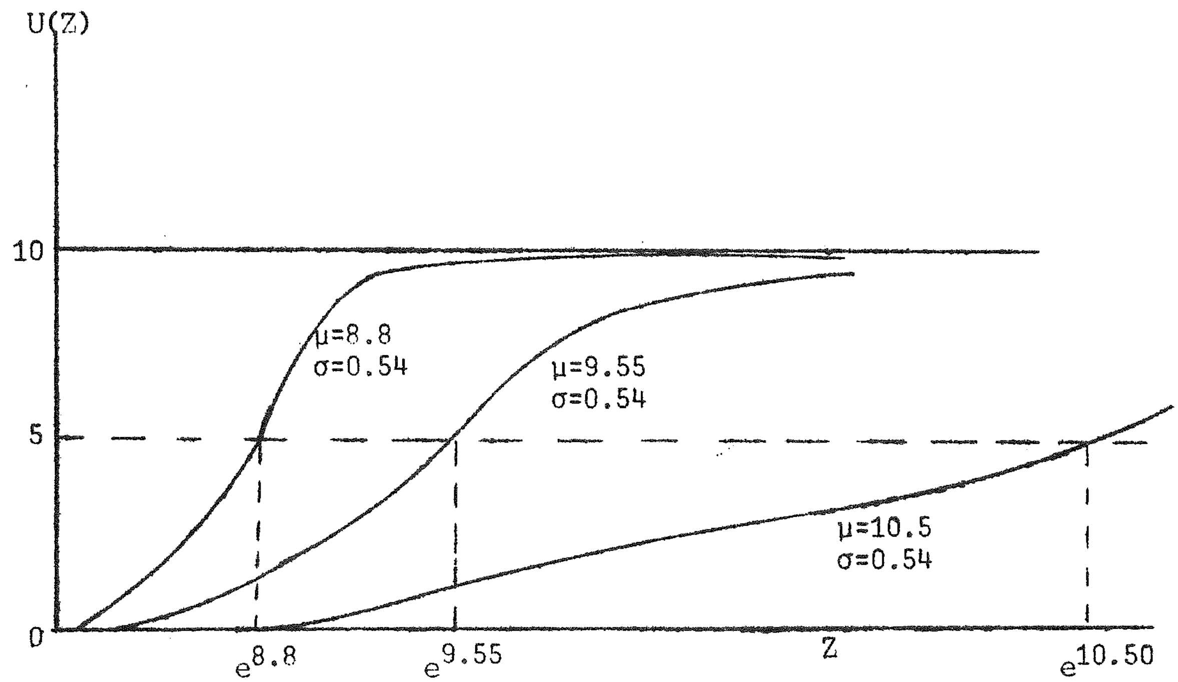
Bovendien werd in het empirisch onderzoek van Van Praag (1968) de hypothese bevestigd dat een aldus geschatte individuele welvaartsfunctie een lognormale verdeling volgt, of indien z het beschikbaar inkomen is, dan wordt dit inkomen geëvalueerd volgens

$$U(z) = \Lambda(z;\mu,\sigma) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_0^z \frac{1}{z} \exp \left[-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln z - \mu}{\sigma}\right)^2 \right] dz$$

$$= N(\ln z;\mu,\sigma)$$

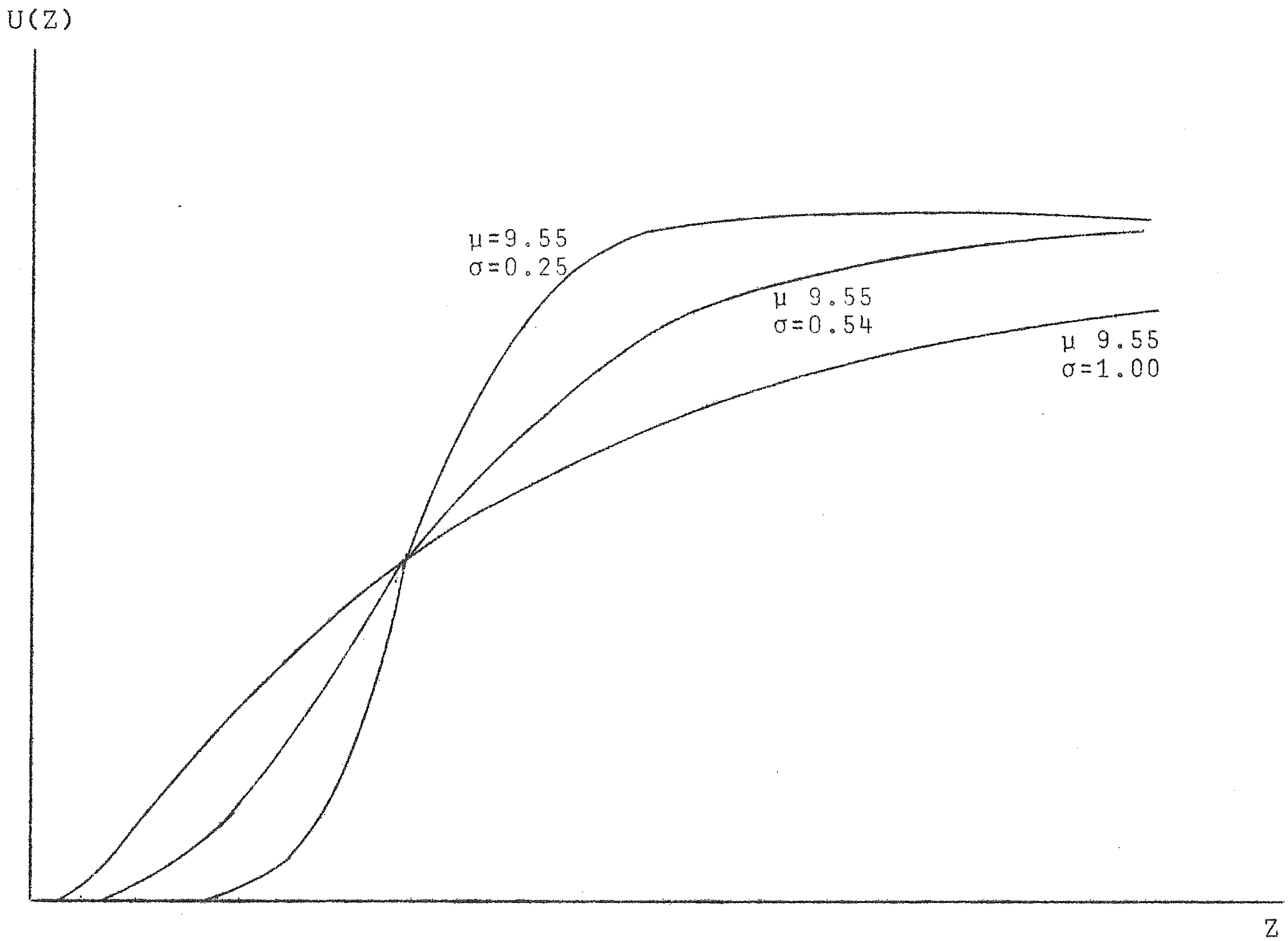
Deze 2-parametrische verdeling verschuift naar rechts bij een toename van μ en constante σ.

Figuur 2.



De grootheid e^{μ} duidt op het inkomen dat met een 5 wordt gewaardeerd op de tiendelige schaal en wordt daarom mediaaninkomen genoemd. σ geeft de welvaartsgevoeligheid weer: een kleine σ zal bij een relatief kleine wijziging van het inkomen, het welvaartsniveau gevoelig doen veranderen; een grote σ daarentegen zal minder impact hebben.

Figuur 3.



Daar waar σ niet kan worden verklaard door socio-economische factoren als inkomen, gezinsgrootte e.d. en daarom in de analyse als een exogene variabele wordt beschouwd, blijkt voor de parameter μ onderstaande regressievergelijking tot doeltreffende resultaten te leiden:

$$\mu = \beta_1 \ln(fs) + \beta_2 \ln(y) + \beta_3 + \varepsilon \qquad \text{(b)}$$

waarin fs = de gezinsgrootte;

y = het netto inkomen;

ε = de storingsterm;

β_1, β_2, β_3 = de te schatten parameters.

Hierin noemen ze β_2 het "preference drift"-effect. Dit effect komt er op neer dat men in de realiteit bij een stijgend inkomen de behoeften ook opwaarts aanpast. Daar waar in de oorspronkelijke situatie een inkomen van 200.000 BF voldoende zou zijn om met een 5 te evalueren, zou na een inkomensstijging door de wijziging van μ wel een 250.000 BF nodig blijken om terug een waarderingscijfer 5 toe te kennen.
Vermits het gestelde kostencriterium uitgaat van een constant welzijnsniveau, volgt uit de welvaartsfunctie

$$N(\ln y - \mu;0,\sigma) = N\,[\ln y - \beta_1 \ln(fs) - \beta_2 \ln y - \beta_3;0,\sigma]$$

dat de inkomensevaluatie moet beantwoorden aan

$$\ln y - \beta_1 \ln(fs) - \beta_2 \ln y - \beta_3 = \text{constante} \qquad (c)$$

Vergelijking (b) impliceert dat

$$\frac{\partial \ln y}{\partial \ln(fs)} = \frac{\beta_1}{1 - \beta_2}$$

De term $\frac{\beta_1}{1-\beta_2}$ wordt de "korte termijn gezinsgrootte elasticiteit" genoemd. Deze grootheid geeft aan dat als de gezinsgrootte toeneemt tot

$$fs' = (1 + \alpha)\, fs,$$

het inkomen eveneens moet worden aangepast tot

$$y' = y(1 + \alpha)^{\frac{\beta_1}{1-\beta_2}}$$

om aan het gestelde kostencriterium te voldoen. Mathematisch kan dit uit vergelijking (b) worden afgeleid:

$$\ln y - \beta_1 \ln(fs) - \beta_2 \ln y - \beta_3 = \ln\left[\bar{y}(1+\alpha)^{\frac{\beta_1}{1-\beta_2}}\right]$$

$$- \beta_1 \ln\left[(1+\alpha)fs\right] - \beta_2 \ln\left[\bar{y}(1+\alpha)^{\frac{\beta_1}{1-\beta_2}}\right] - \beta_3 = \text{constante.}$$

Zou echter na de gezinsuitbreiding het inkomen onvoldoende worden gecompenseerd, dan zal, net als bij een inkomensstijging, het "preference drif"-effect in werking treden. M.a.w., het gezin wordt minder veeleisend dan het oorspronkelijk was. Concreet komt dit er op neer dat voor het beschouwde geval een inkomenscompensatie van $(1+\alpha)^{\beta_1}$ zou volstaan. De factor β_1, welke precies voorkomt in vergelijking (b) wordt daarom de "lange termijn gezinsgrootte elasticiteit" genoemd; past het inkomen zich onvoldoende aan, dan zal het gezin na verloop van tijd zijn behoeftenpatroon hierop afstemmen.

Kent men bijgevolg de verandering in de gezinsstructuur en de grootte van de gezinsgrootte-elasticiteit, dan kan men aan de hand van deze factoren de impact hiervan op de gezinskosten berekenen.
Om rekening te houden met het feit dat niet ieder gezinslid even zwaar weegt op het gezinsbudget, wordt in het model expliciet een rangorde- en een leeftijdsfunctie gespecifieerd.

$$fs = \sum_{i=1}^{n} \alpha(i)\, f(a_i)$$

waarin $\alpha(i)$ = de rangordefunctie is gespecifieerd als
$= \Lambda(i;\mu_1,\sigma_1) - \Lambda(i-1;\mu_1,\sigma_1)$

en $f(a_i)$ = de leeftijdsfunctie, gespecifieerd als
$= \Lambda(a_i;\mu_2,\sigma_2)$ + constante, waarin de constante de waarde van de leeftijdsfunctie aangeeft voor een leeftijd 0 (a=0).

Uit de schatting van β_1, β_2 en β_3 en de parameters van de leeftijds- en rangordefuncties kan men bijgevolg ook equivalentieschalen afleiden.

Hoewel de gedachtengang van deze methode ons vrij logisch lijkt - het kostencriterium lijkt in elk geval minder aanvechtbaar dan b.v. het criterium van constante absolute uitgaven aan standaardgoederen of van een constant inkomenspercentage besteed aan voeding - toch maken we ons bij deze methode enkele bedenkingen. Eén van de objecties welke door Kapteyn en Van Praag worden gemaakt t.a.v. alternatieve schattingsprocedures betreft de plausibele overschatting van de werkelijke kosten wanneer wordt uitgegaan van een uitgavenvergelijking van gezinnen van verschillende samenstelling, dit door het feit dat uitgaven niet steeds gelijk zijn aan kosten. Niettemin vragen we ons af in hoever hun gevolgde schattingsprocedure hieraan enige verbetering aanbrengt. Uiteindelijk steunt hun methode op een subjectieve inkomensappreciatie door individuen. De vraag die zich dan opdringt, is in hoever deze individuen in hun inkomensevaluaties abstractie maken van luxe-uitgaven. Het komt ons voor dat de betrokken geënquêteerden allicht ook de zogenaamde luxe-uitgaven zullen voor ogen houden bij hun appreciatie.

6. Enkele slotbeschouwingen

In vorige paragrafen hebben we een overzicht gegeven van de verschillende methodes die zich aandienen bij het meten van de impact van de gezinsstructuur op het gezinsbudget. Bij het begin van deze uiteenzetting zijn we uitgegaan van een vrij algemeen basisschema. Uit de analyse van elk van deze methodes lijkt het ons aangewezen over te gaan tot een nieuwe structuur van dit schema.

In feite kunnen we de diverse methodes onderbrengen in drie grote categorieën.

Een eerste categorie betreft de zogenaamde fysiologische methode, gebaseerd op algemeen aanvaarde fysiologische standaarden, zoals caloriebehoeften. Hoewel heel wat schalen volgens dit criterium zijn geconstrueerd, lijkt de economische verantwoording van deze methode om de kosten te evalueren ons om hoger vermelde redenen vrij dubieus.

Een tweede categorie baseert zich op objectief vastgestelde uitgaven uit gezinsbudgetten om de kosten te evalueren. Deze methode onthoudt er zich van een kostencriterium als dusdanig te formuleren. De algemene Engelcurvemethode hoort huis binnen deze categorie. Niettemin stellen we ons de vraag in welke mate een vergelijking van de uitgaven van verschillende gezinstypes tot een raming van de werkelijke kosten kan leiden. Stel dat er zich een uitbreiding van het gezin voordoet, zonder dat het inkomen wordt aangepast. In dit geval is het ons niet zo duidelijk hoe men het effect van de inkomensdruk en de werkelijke kosten kan onderscheiden.

De derde categorie ten slotte gaat uit van een expliciet kostencriterium. Men bepaalt de kost als de inkomenscompensatie die nodig is om de welvaart bij gewijzigde gezinsstructuur constant te houden. Hiertoe behoren de methode gebaseerd op constante absolute uitgaven aan standaardgoederen, deze gebaseerd op een constant inkomenspercentage gespendeerd aan voeding of aan basisgoederen, de nutsfunctiebenadering van Barten en de methode van Kapteyn en Van Praag.

In verband met de eerste twee methodes kan men bezwaar uiten t.a.v. het principe dat bij constante absolute of relatieve uitgaven de welvaart of het nut gehandhaafd blijft. De nutsfunctiebenadering daarentegen bepaalt de kost van een wijziging van de gezinsstructuur als het inkomen dat nodig is om het gezin te compenseren voor de marginale kost van de gezinsuitbreiding. Concreet betekent dit, het extra inkomen nodig om het gezin na de gezinsuitbreiding op een indifferentiecurve te brengen, equivalent aan de oorspronkelijke. Wat ons echter opvalt is dat men in deze redenering compleet over het hoofd ziet dat kinderen even goed als argument in de nutsfunctie kunnen optreden, en dat ze dat in de realiteit ook doen, zoniet zou de aanwezigheid van kinderen er op wijzen dat ouders uiterst slechte economische agenten zijn. Verschillende auteurs hebben er daarom trouwens voor geopteerd kinderen expliciet in de nutsfunctie op te nemen. In dit verband kan worden gewezen op studies van Becker (1973), de Tray (1973), Willis (1973), e.a., welke aan de hand van een dergelijke gespecifieerde nutsfunctie een fertiliteitstheorie hebben afgeleid.

Deze onvolledige specificatie van de nutsfunctie heeft voor gevolg dat men in feite de kosten van gezinsuitbreiding overschat.

Theoretisch kan men dit als volgt afleiden.

Stel het consumentenprobleem als

$$\begin{aligned} &\max \quad U = U(x,n) \\ &\text{S.T.} \quad y = px + cn \end{aligned}$$

Hierin duidt de variabele n op kinderen en c op de eenheidsprijs van een kind.

Lost men dit probleem op aan de hand van de Lagrangefunctie

$$\Lambda = U(x,n) + \lambda(y - px - cn)$$

dan zijn de eerste-orde-voorwaarden hiervoor

$$\frac{\partial \Lambda}{\partial x} = \frac{\partial U}{\partial x} - p = 0$$

$$\frac{\partial \Lambda}{\partial n} = \frac{\partial U}{\partial n} - c = 0$$

$$\frac{\partial \Lambda}{\partial \lambda} = y - px - cn = 0$$

waaruit de evenwichtswaarden x^*, n^* en de maximumwaarde van de objectieffunctie worden afgeleid:

$$U^* = f(x^*, n^*)$$

Stelt men dat het gezin met een kind wordt uitgebreid wat neerkomt op n^*+1 eenheden. Deze gezinsuitbreiding impliceert een nutsdaling, vermits men afwijkt van de optimale waarde. Zoekt men dan het inkomen zodanig dat $dU^*=0$, of lost men onderstaand stelsel op naar de onbekenden x' en y'

$$U^* = f(x', n^*+1)$$
$$y' = px' + c(n^*+1)$$

dan is de inkomenscompensatie

$$\begin{aligned} y'-y &= px' + cn^* + c - px^* - cn^* \\ &= p(x' - x^*) + c \end{aligned}$$

Uit $dU^*=0$ en de strikt quasi concaviteit van nutsfuncties volgt dat $y'-y<c$ of de inkomenscompensatie nodig om aan het criterium van constant nut te voldoen is kleiner dan de marginale kost van een kind.

Hieruit kan men besluiten dat een specificatie van de nutsfunctie in termen van marktgoederen alleen leidt tot een overschatting van de kosten.

De methode van Kapteyn en Van Praag ten slotte houdt ook het criterium van constant nut ter bepaling van de additionele kosten aan. Ze onthoudt zich echter van een specificatie van een nutsfunctie, evenals van elke arbitraire maatstaf voor constante welvaart. Deze zaak laat ze over aan het subjectieve oordeel van de ouders. In elk geval laat hun methode de mogelijkheid open voor wat Prais en Houthakker noemen "pleasures of family life".

Als besluit kunnen we stellen dat het vrijwel onmogelijk is deze of gene methode als superieur te beschouwen boven elke andere. Ons inziens is de waarde van een methode voor een groot deel gedetermineerd door de toepassing die men er wil uit afleiden. Concreet stellen dat b.v. de methode van Kapteyn en Van Praag de aangewezen methode is voor het uitdokteren van een kinderbijslagsysteem, lijkt ons niet zo voor de hand liggend. Door de werking van het "preference drift"-effect, nemen de kosten toe met het inkomen en de vraag die men zich daarbij kan stellen is of de overheid de toenemende behoeften van hoge inkomensklassen dient te subsidiëren. Hoogstens lijkt deze methode ons geschikt om het herverdelingseffect van een bestaand kinderbijslagsysteem te testen.
Misschien is de "basic-needs" strategie in dit verband toch nog niet zo onlogisch. Meteen echter rijst dan het probleem hoe deze "basic needs" af te bakenen.

HOOFDSTUK II. GEZINSGROOTTE, CONSUMPTIE EN WELVAART: EMPIRISCHE RESULTATEN

In onderhavig hoofdstuk wordt aan de hand van een tweetal methodes de additionele kosten van kinderen geschat. Voorts wordt nagegaan in welke mate de overheid met deze gezinskosten rekening houdt bij de bepaling van haar sociaal en fiskaal beleid.

1. Gezinsgrootte, consumptie en welvaart: empirische resultaten

a. De data

De berekeningen werden uitgevoerd aan de hand van de budget-enquête van het N.I.S. Bedoelde enquête dateert van 1973-1974. Deze enquête biedt t.a.v. andere databronnen belangrijke voordelen. Vooreerst omvat ze een steekproef van uiteindelijk 2.613 gezinnen, anderzijds geeft ze zeer gedetailleerde opsplitsing van alle uitgaven en inkomsten, wat voor onze studie essentieel is. Een nadeel is misschien wel dat de leeftijd van de respectievelijke kinderen, hoewel in de oorspronkelijke vragenlijst opgenomen, niet werd weergegeven in het gebruikte databestand. Dit heeft voor gevolg dat we in de hiernavolgende berekening enkel aandacht zullen besteden aan de impact op het gezinsbudget van de gezinsgrootte, en niet van de gezinssamenstelling.

Om echter zo efficient mogelijk de impact van de gezinsgrootte op de uitgaven te meten, wat impliceert dat de ceteris paribus voorwaarde zo goed mogelijk is voldaan, werden een aantal criteria opgelegd aan de gezinnen. Zo hebben we afzonderlijke berekeningen uitgevoerd voor arbeiders- en bediendengezinnen. Gezinnen met werkende kinderen werden uit het onderzoek geweerd, evenals onvolledige gezinnen; dit zijn gezinnen bestaande uit man of vrouw met eventuele kinderen. Hetzelfde geldt met betrekking tot gezinnen welke andere personen dan eigen kinderen ten laste hebben. Hoewel selectie op basis van andere controlevariabelen nuttig had kunnen zijn, bijvoorbeeld op basis van de leeftijd van het gezinshoofd, hebben we hiervan moeten afzien wegens het niet beschikbaar zijn van deze data op het gebruikte bestand.

Onderstaande tabel geeft het aantal gezinnen weer per gezinscategorie dat voor de berekeningen werd weerhouden.

	Aantal kinderen ten laste				
	0	1	2	3	≥ 4
arbeiders	118	171	168	89	58
bedienden	244	257	234	111	87

b. De methode

Bij de uitvoering van onze berekeningen hebben we 2 schattingsprocedures geselecteerd. Enerzijds passen we de methode van Nicholson en Henderson toe, waarbij het kostencriterium steunt op constante welvaart bij gelijkblijvende absolute uitgaven aan goederen, enkel door de ouders gebruikt. Anderzijds maken we ook gebruik van de methode van Seneca en Taussig (1971), waarbij het welvaartsniveau constant blijft indien de uitgaven aan noodzakelijke goederen een vast percentage van het inkomen vertegenwoordigen. Hoewel we ons bewust zijn van de onvolkomenheden die aan deze methodes eigen zijn, hebben we ons bij deze keuze hoofdzakelijk door pragmatische overwegingen laten leiden. Nochtans mag deze keuze geenszins geïnterpreteerd worden als een uitgesproken voorkeur t.a.v. deze methodes.

De nutsfunctiebenadering heeft het voordeel t.a.v. de geselecteerde methodes dat ze constant nut definieert in termen van indifferentiecurves, eerder dan in termen van vaste absolute of relatieve uitgaven. Niettemin zullen de resultaten binnen deze methode sterk afhankelijk zijn van de specificatie van de nutsfunctie. Bovendien zou de integratie van kinderen als argument in de nutsfunctie om kostenoverschatting te vermijden additionele specificatieproblemen met zich meebrengen. De methode van Kapteyn en Van Praag (1973) ten slotte, hoewel qua concept vrij aannamelijk, schept problemen in die zin dat schatting van de parameters van de welvaartsfunctie noodzakelijk is. Dergelijke schatting vereist datamateriaal welke quasi onbestaand is voor een ruime steekproef, zodat voorafgaandelijke omslachtige enquêtes noodzakelijk zouden zijn.

c. De resultaten

1. Methode van constante absolute uitgaven aan standaardgoederen

Een direct probleem bij deze methode houdt verband met de definitie van standaardgoederen of goederen welke uitsluitend door de ouders worden geconsumeerd. Zoals Backus (1968) terecht opmerkt, heeft het opnemen van een gering aantal uitgavenposten weliswaar het voordeel dat men minder kans maakt uitgaven voor kinderen mee op te nemen. Anderzijds wordt men geconfronteerd met het gevaar dat deze posten minder representatief zijn voor de welvaart van de ouders. Een te ruime definitie daarentegen brengt met zich mee dat men uitgaven voor kinderen gaat incalculeren wat een onderschatting van de additionele kosten van kinderen met zich meebrengt. Het kan derhalve niet worden ontkend dat de definitie van standaardgoederen ren gebonden is aan de subjectieve beslissing van de onderzoeker, wat zijn implicaties heeft op de resultaten. Niettemin kan men aannemen dat de kosten van additionele kinderen in elk geval positief moeten zijn, zodat definities welke tot tegenstrijdige resultaten leiden, kunnen worden geweerd. Rekening houdend met de onderzoekservaringen t.a.v. verscheidene definities van Backus (1968) hebben we voor een tweetal definities geopteerd, enerzijds een enge definitie en anderzijds een ruime definitie met onderstaande uitgavenposten:

ruime definitie:

- tabakswaren
- alcoholhoudende dranken
- kleding voor mannen en vrouwen, inclusief schoenen en aanverwante uitgaven
- meubelen en vast toebehoren, tapijten en overige vloerbekledingen, inclusief reparatiekosten
- huishoudartikelen van textiel, andere meubileringsartikelen, inclusief reparatiekosten
- radio- en TV-toestellen, platendraaiers e.d.
- administratiekosten voor diverse verzekeringen tegen brand, diefstal en andere schade aan huisraad

enge definitie:

- alcoholhoudende dranken
- kleding voor mannen en vrouwen, inclusief schoenen en aanverwante uitgaven
- tabakswaren.

Met deze beide definities werden een aantal specificaties van de relatie uitgetest. Bij het aannemen of verwerpen van een specificatie hebben we ons in de eerste plaats laten leiden door het criterium dat kinderen positieve additionele kosten veroorzaken. Zo verschillende specificaties hieraan voldoen werd de waarde van de econometrische resultaten inzake verklaarde variantie beschouwd.

Alle uitgeteste specificaties met de enge definitie leverden negatieve kosten op. Dit was niet het geval voor de ruime definitie. Met deze laatste definitie bleek de kwadratische vorm het meeste variantie te verklaren.

Hieronder geven we de regressieresultaten voor respectievelijk de arbeiders en de bedienden.

Specificatie	SS	K	α	β	γ	R^2	N
$V=\alpha+\beta SUM+\gamma SUM^2$	A	0	127177	3.43 (0.65)	-1.97E-05 (4.97E-06)	0.55	118
	A	1	149611	3.52 (0.60)	-1.33E-05 (4.97E-06)	0.45	171
	A	2	190040	3.01 (0.69)	-1.23E-05 (5.88E-06)	0.33	168
	A	3	204678	2.73 (0.84)	-7.15E-06 (5.74E-06)	0.21	89
	A	≥ 4	235980	2.75 (1.06)	-1.01E-06 (6.33E-06)	0.45	59
	B	0	172895	3.43 (0.33)	-8.16E-06 (1.22E-06)	0.40	244
	B	1	211994	3.11 (0.49)	-5.70E-06 (2.22)	0.39	258
	B	2	281797	2.43 (0.25)	-1.33E-06 (3.59E-07)	0.45	234
	B	3	243027	4.89 (0.86)	-1.46E-05 (4.10E-06)	0.36	111
	B	≥ 4	376670	1.55 (0.35)	6.04E-06 (1.60E-06)	0.29	87

SS = sociaal statuut met A = arbeiders
B = bedienden

K = aantal kinderen

N = aantal observaties

De cijfers tussen haakjes zijn de standaard deviaties van de geschatte coëfficiënten.

De R^2-waarden zijn bevredigend. Ze liggen evenwel hoger voor de arbeiders dan voor de bedienden. Ook de significantie van de geschatte coëfficiënten is gunstig. Bij de bedienden bedienden bedraagt het significantieniveau 99 %; bij de arbeiders is dit voor sommige parameters 99 %, voor andere 95 %, behalve voor de γ-parameter voor 3 en 4 kinderen.

Deze regressievergelijkingen laten toe voor verschillende welvaartsniveau's van de ouders het totaal verbruik te berekenen om aan het gestelde criterium te voldoen. Hiertoe wordt het gekozen welvaartsniveau ingebracht in de respectievelijke regressievergelijkingen van de verschillende gezinstypes waaruit dan onderstaande equivalentieschalen kunnen worden afgeleid.

Equivalentieschaal voor het totaal verbruik: arbeiders

Welvaartsniveau	Aantal kinderen				
	0	1	2	3	≥ 4
10.000 BF	160407	183481	218910	231263	263375
20.000	191497	214691	245320	256418	290560
30.000	220447	243241	268370	280143	317535
40.000	247257	269131	290760	302438	344300
50.000	271927	292361	309790	323303	370855
60.000	294457	312931	326360	342738	397200
70.000	314847	330841	340470	360743	423335
80.000	333097	346091	352120	377318	449260
90.000	349207	358681	361310	392463	474975
10.000	100	114.38	136.47	144.17	164.19
20.000	100	112.11	128.11	133.90	151.73
30.000	100	110.34	121.74	127.08	144.04
40.000	100	108.85	117.59	122.32	139.25
50.000	100	107.51	113.92	118.89	136.38
60.000	100	106.27	110.83	116.40	134.89
70.000	100	105.08	108.14	114.58	134.46
80.000	100	103.90	105.71	113.27	134.87
90.000	100	102.71	103.47	112.39	136.01

Uit de equivalentieschaal van de arbeiders kan het volgende worden afgeleid.

Bij laag welstansniveau (<50.000 BF) kost een tweede kind meer dan het eerste. Het is pas vanaf het derde kind dat een schaalvoordeel zich laat gevoelen. Vanaf 50.000 BF echter kost een tweede kind minder dan het eerste. Dit schaalvoordeel blijft zich echter bij verdere gezinsuitbreiding niet handhaven. Bijkomend onderzoek is vereist om na te gaan welke uitgavenposten meebrengen dat het schaalvoordeel zich bij een laag welstandsniveau slechts vanaf het derde kind doorzet.

Voor elk gezinstype neemt de additionele kost af met een toename van het welstandsniveau. Dit komt tot uiting in een convergeren tot de vergelijkingsbasis 100. Een lichte uitzondering hierop wordt gevormd in het gezinstype ≥ 4 kinderen bij een welstandsniveau van 80.000 en 90.000 BF. Dit wijst er derhalve op dat kinderen de levensstandaard van de ouders minder aantasten naarmate het welstandsniveau hoger is, of m.a.w. dat het bestedingspatroon van de ouders er voldoende ruimte laat voor additionele kinderen.

Uit de cijfers blijkt eveneens dat gezinnen van 4 kinderen en meer bij elk welstandsniveau de zwaarste financiële implicaties met zich meebrengen. Deze zijn zelfs aanzienlijk zwaarder dan voor het eerste kind. Evenwel dient deze bewering met de nodige omzichtigheid te worden geïnterpreteerd gezien de regressievergelijking op verschillende gezinsgroottes betrekking heeft.

Equivalentieschaal voor het totaal verbruik: bedienden

Welvaartsniveau	Aantal kinderen				
	0	1	2	3	≥ 4
20.000 BF	238281	271914	329865	334987	410086
30.000	268451	300164	353500	376587	428606
40.000	297039	327274	376864	415267	448334
50.000	323995	353244	399972	451027	469270
60.000	349319	378074	422809	483867	491414
70.000	373011	401764	445380	513787	514766
20.000	100	114.14	138.46	140.61	172.14
30.000	100	111.81	131.68	140.28	159.66
40.000	100	110.18	126.88	134.80	150.93
50.000	100	109.02	123.45	134.21	144.84
60.000	100	108.23	121.04	138.52	140.68
70.000	100	107.71	119.40	137.74	138.00

Het beperkter welstandsinterval bij de bedienden houdt verband met een negatieve marginale kost bij gezinsuitbreiding buiten het beschouwde interval.

De vaststellingen m.b.t. de equivalentieschalen van de arbeiders blijken zich slechts gedeeltelijk te herhalen.
Bij laag welstandsniveau (< 50.000 BF) is er eveneens slechts een schaalvoordeel vanaf het derde kind. Bij hogere welstandsniveau's doet zich slechts een schaalvoordeel voor bij grote gezinnen (≥ 4 kinderen), in tegenstelling tot de arbeidersgezinnen waar dit reeds het geval was vanaf het tweede kind. Dit schaalvoordeel is er zelfs zo uitgesproken dat grote gezinnen (≥ 4 kinderen) marginaal de geringste weerslag hebben op het gezinsbudget.

Vergelijken we onze resultaten met deze van Backus (1968). Backus' empirische resultaten zijn het meest bevredigend bij de enge definitie van het pakket standaardgoederen en de lineaire specificatie. Haar resultaten wijzen er op dat een schaalvoordeel optreedt voor het tweede kind, maar dat de marginale kost terug oploopt bij een derde kind. Dit geldt evenwel slechts bij lage welstandsniveau's; bij hogere welstand blijft het schaalvoordeel zich ook bij een derde kind doorzetten. Haar berekeningen zijn echter slechts gebaseerd op 4 observaties, zonder onderscheid tussen arbeiders en bedienden.

2. Methode van constante relatieve uitgaven aan basisgoederen

Net zoals bij de vorige methode stelt zich ook hier een probleem van definitie van basisgoederen. Daarom zijn achtereenvolgens een aantal definities uitgetest waarbij voorafgaandelijk als aanvaardingscriterium werd gesteld dat een bijkomend kind welvaartsverminderend werkt of m.a.w. dat de additionele kosten positief zijn.

In navolging van Senaca en Taussig (1971) werden 5 definities van basisgoederen vooropgesteld, nl.:

- uitgaven voor voeding
- uitgaven voor noodzakelijke goederen, nl. voeding, woning, kleding en transport
- uitgaven voor voeding en woning
- uitgaven voor voeding en kleding
- het totaal verbruik.

Als specificatie van de Engelcurve werden achtereenvolgens de lineaire, kwadratische, logaritmische en semi-logaritmische vorm uitgetest. In tegenstelling tot de vorige methode, waar de schattingen op gegevens van individuele gezinnen berusten, leverde deze werkwijze weinig gunstige resultaten op. In de meeste gevallen kreeg men negatieve kosten; bij enkele definities kreeg men zeer lage R^2-waarden ($\leq$ 0.10). Daarom werd overgegaan naar schattingen op basis van gegroepeerde gegevens. Hiertoe werden de gegevens gegroepeerd in een aantal inkomensklassen, wat naargelang de beschouwde gezinsgroep 13 tot 20 observaties opleverde. Voor de schattingsprocedure bij gegroepeerde gegevens verwijzen we naar Johnston (1972, p.228).

Slechts met de uitgave voor voeding en voor noodzakelijke goederen als afhankelijke variabelen werden resultaten bekomen conform met het criterium van positieve kosten. Zo verschillende specificaties van de Engelcurve hieraan voldoen, werd de specificatie geselecteerd met de meest significante parameters. Dit brengt met zich mee dat de specificatie van de Engelcurve niet noodzakelijk identiek is voor arbeiders en bedienden.

Hieronder geven we achtereenvolgens voor de arbeiders en bedienden de regressieresultaten en de resulterende equivalentieschalen weer. Als afhankelijke variabele gelden de uitgaven voor voeding, als onafhankelijke variabele het beschikbaar inkomen.

Specificatie $\ln V = A + \beta \ln y$	SS	K	A	β	R^2	N
	A	0	10.73	2.34E-02 (8.08E-02)	0.94	16
	A	1	10.89	2.35E-02 (7.24E-02)	0.99	18
	A	2	8.08	0.25 (5.94E-02)	0.99	16
	A	3	6.43	0.39 (0.11)	0.99	13
	A	≥ 4	7.05	0.35 (0.16)	0.99	15

V =α+β en Y	SS	R	α	β	R^2	N
	B	0	-105173.01	13127.83 (3081.37)	0.99	20
	B	1	-210335.80	21860.37 (3714.83)	0.97	19
	B	2	-227358,50	23935.30 (3536.46)	0.98	18
	B	3	-320532.23	31973.15 (7330.32)	0.96	17
	B	≥4	-152004.10	20344.81 (9578.85)	0.96	16

De significantie van de parameters bij de bedienden is voldaan op het 95 % niveau, met uitzondering echter van het gezinstype 4 kinderen en meer. Bij de arbeiders is de β-coëfficiënt niet significant van 0 en 1 kind; de overige zijn eveneens significant op het 95 % niveau. Weliswaar mag hier niet uit het oog worden verloren dat schatting op basis van gegroepeerde observaties t.a.v. individuele observaties een verhoging van de variantie van de coëfficiënten teweeg brengt. Hetzelfde geldt met betrekking tot de waarden van de determinatiecoëfficiënten, zodat hun belang niet mag worden overschat.

Om het effect van de welvaart van het gezin op de kosten van kinderen te meten werden equivalentieschalen afgeleid bij een variërend gezinsinkomen. Hiertoe werd bij een gekozen gezinsinkomen de relatieve uitgave aan voeding berekend in een gezin met 0 kinderen. Deze verhouding werd achtereenvolgens ingebracht in de Engelcurves van de overige gezinstypes waaruit het benodigd inkomen werd afgeleid om aan het criterium van constante relatieve uitgaven te voldoen.

Voor de arbeiders bekwam men aldus onderstaande schalen.

Equivalentieschaal op basis van de voedingsuitgaven: arbeiders

Welvaartsniveau	Aantal kinderen				
	0	1	2	3	≥ 4
200.000 BF	200000	227916	236412	270546	325236
300.000	300000	346314	408399	529838	611137
400.000	400000	565571	601190	852337	954774
500.000	500000	582748	806130	1222481	1339346
600.000	600000	700243	1024792	1642081	1766684
200.000	100	113.96	118.21	135.27	162.62
300.000	100	115.44	136.13	176.61	203.71
400.000	100	116.39	150.30	213.08	238.69
500.000	100	116.55	161.23	244.50	267.87
600.000	100	116.71	170.80	273.68	294.35

Uit deze cijfers kan het volgende worden geleerd.
In tegenstelling met wat a priori werd verwacht blijkt de marginale kost van een additioneel kind op te lopen tot en met het derde kind. Deze vaststelling is geldig voor alle welstandsniveau's, met uitzondering van de lage inkomens (200.000). Het is slechts vanaf het vierde kind dat de kost terugloopt. Nochtans blijft de marginale kost, behoudens de lage inkomens, het laagst voor het eerste kind.
Inzake de evolutie van de kosten bij toename van het welstandsniveau van de ouders kan globaal worden gesteld dat kinderen in meer begoede gezinnen meer kosten dan in minder begoede. Wellicht is het "preference drift" effect van Kapteyn en Van Praag hier niet vreemd aan. De variatie is minder uitgesproken bij kleine gezinnen, maar neemt toe met de gezinsgrootte.

Equivalentieschalen op basis van voedingsuitgaven: bedienden

Welstandsniveau	Aantal kinderen				
	0	1	2	3	≥ 4
200.000 BF	200000	202878	250751	292435	393128
300.000	300000	340687	409857	492854	592025
400.000	400000	469747	558651	680551	774133
500.000	500000	626598	739207	908712	991511
600.000	600000	731355	859432	1061127	1134859
700.000	700000	868596	1016865	1260816	1320904
200.000	100	101.44	125.37	146.22	196.56
300.000	100	113.56	136.62	164.28	197.34
400.000	100	117.44	139.66	170.14	193.53
500.000	100	125.32	147.82	181.74	198.30
600.000	100	121.89	143.24	176.85	189.14
700.000	100	124.08	145.27	180.12	188.70

Naar analogie met de arbeiders neemt bij de bedienden, behalve bij lage inkomens (200.000 en 300.000 BF), de marginale kost toe tot en met het derde kind. Vanaf het vierde kind doet er zich een kostendaling voor. Deze kostendaling bij een vierde kind is bij hoge inkomens zelfs dermate dat een vierde kind minder kost dan een eerste. Hoge inkomensgroepen hebben bijgevolg een kostenvoordeel bij een groot gezin.

Inzake het kostenverloop bij toenemend welstandsniveau ligt de situatie enigszins anders dan bij de arbeiders.
Tot en met een welstandsniveau van 500.000 BF nemen bij elk gezinstype de kosten toe met het inkomen van de ouders. De reden ligt ook hier in een optreden van het preference drift effect. Boven dit niveau lopen de geinskosten terug. Dit wijst er op dat de voedingsuitgaven stagneren en/of dat de additionele kosten voor kinderen zich niet op het vlak van de basisgoederen situeren.

Samengevat komen hun conclusies hierop neer:

- een tweede kind kost beduidend minder dan een eerste kind, m.a.w. gezinnen realiseren een duidelijk schaalvoordeel;
- de gezinskosten liggen lager indien de berekeningen gebaseerd zijn op de voedingsuitgaven dan op de totale uitgave aan noodzakelijke goederen;
- bij een gegeven gezinstype nemen de kosten af met een toename van het welvaartsniveau van de ouders. De reden kan gezocht worden in het feit dat bij hoge inkomensgroepen kinderen aanspraak maken op luxe-goederen, eerder dan op noodzakelijke goederen.

Enkel de tweede conclusie wordt door ons onderzoek bevestigd. Onze resultaten zijn, behoudens enkele afwijkingen, in strijd met de eerste conclusie. Evenmin is er overeenstemming met de derde conclusie. De verklaring ligt wellicht in de werking van het preference drift effect welke de eisen t.a.v. voeding optrekt met het inkomen.
Bij de bedienden zien we een teruglopen van de kosten vanaf een welstandsniveau van 500.000 BF. Dit wijst bijgevolg op een stagnatie van de kwaliteitseis van voeding bij hoge inkomens. Bij de arbeiders is dit echter niet het geval.

Als besluit van dit empirisch gedeelte kan worden gesteld dat het verloop van de gezinskosten bij een wijziging van de gezinsgrootte uitermate afhankelijk is van het criterium dat wordt aangenomen voor constante welvaart.

Alleen bij de bedienden is er enige conformiteit inzake het verloop van de marginale kost bij de twee methodes: bij hoog welstandsniveau blijft de additionele kost oplopen tot en met het derde kind. Bij de arbeiders ligt de situatie anders. Bij de methode gebaseerd op constante absolute uitgaven van de ouders is, althans voor hoger welvaartsniveau, een schaalvoordeel bij het tweede kind; bij de alternatieve methode doet dit zich slechts voor vanaf het vierde kind.

De belangrijkste conclusie die we dan ook kunnen trekken is dat het vermeende schaalvoordeel bij toenemende gezinsgrootte niet door de cijfers wordt bevestigd. Ook indien er een schaalvoordeel is bij het tweede kind, wordt dit bij verdere gezinsuitbreiding opgeheven. Anderzijds blijkt het verloop van de gezinskosten bij wijziging van het welvaartsniveau afhankelijk te zijn van de gekozen methode. Bij constante absolute uitgave tekent zich een dalende tendens af bij toenemende welvaart. De verklaring ligt in het feit dat bij hogere inkomensgroepen het bestaand bestedingspatroon in se meer ruimte laat voor kinderen. Bij de alternatieve methode nemen de kosten toe bij stijgende welvaart. De reden moet wellicht worden gezocht in de werking van het preference drift effect.

Hieruit kan worden geleerd dat de keuze van een criterium voor constante welvaart niet zonder merkwaardige gevolgen blijft op het kostenverloop. Wellicht ware het dan ook voorzichtiger deze keuze aan het betrokken gezin over te laten, eerder dan aan het subjectieve oordeel van de onderzoeker. In dit opzicht biedt de methode van Kapteyn en Van Praag (1973) aantrekkelijke voordelen. Ze heeft echter het nadeel dat bestaand empirisch materiaal weinig informatie biedt voor de vereiste schattingen.

2. De Belgische wetgeving t.o.v. de gezinskosten van kinderen

De Belgische wetgever voorziet op een dubbel vlak in de additionele kosten welke gezinnen met kinderen moeten dragen. Deze tegemoetkomingen kaderen eensdeel in het domein van de sociale transferten, onder de vorm van kinderbijslagen, anderzijds in het domein van de fiskaliteit. Deze laatsten behelzen een vermindering op de verschuldigde belastingen naar rato van het aantal kinderen ten laste. Dit komt er bijgevolg op neer dat voor twee gezinnen met een identiek belastbaar inkomen

niet noodzakelijk identiek worden behandeld. Hun welvaart is immers niet alleen afhankelijk van hun monetair inkomen, maar evenzeer van het aantal personen waarover dat inkomen moet worden verdeeld.
Dit komt er bijgevolg op neer dat de wetgever in zijn voorzieningen impliciet een equivalentieschaal heeft ingebouwd. Een summiere samenvatting van de wettelijke voorzieningen en van de barema's waarop we ons hebben gebaseerd, evenals van deze impliciete schalen is terug te vinden in appendix II.

In onderhavig hoofdstuk maken we een vergelijking tussen de geschatte equivalentieschalen en de impliciete schaal van de wetgever.

Hiertoe hebben we de impliciete schaal, zoals berekend in appendix II gedeeld door de geschatte equivalentieschalen. Hiervoor baseren we ons op de schalen voortvloeiend uit de constante relatieve uitgaven-methode, omdat bij de andere methode de schaal wordt uitgedrukt t.a.v. het totaal verbruik, en niet t.a.v. het beschikbaar inkomen.
Onderstaande tabellen vatten resp. voor arbeiders en bedienden het resultaat van deze vergelijking samen.

Vergelijking impliciete en geschatte schaal: arbeiders

Welvaartsniveau	Aantal kinderen			
	0	1	2	3
200.000 BF	100	97.10	108.26	111.58
300.000	100	93.38	88.69	78.60
400.000	100	90.94	76.87	60.59
500.000	100	89.82	69.74	50.42
600.000	100	89.32	65.17	44.27

Vergelijking impliciete en geschatte schaal: bedienden

Welvaartsniveau	Aantal kinderen			
	0	1	2	3
200.000	100	109.08	102.08	103.22
300.000	100	94.93	88.37	84.50
400.000	100	90.13	82.73	75.88
500.000	100	83.53	76.07	67.84
600.000	100	85.52	77.71	68.52

Indien kan worden aangenomen dat de wettelijke voorzieningen en aftrekken t.a.v. een gezin zonder kinderen realistisch zijn, dan kan men aan de hand van bovenstaande tabel zich een idee vormen omtrent de afwijkingen van de impliciete wettelijke schaal t.a.v. de geschatte schaal. Zouden deze perfect samen gaan, dan zou men in elke cel de waarde 100 moeten vinden. Hogere waarden wijzen er op dat het gezinstype in de betreffende cel te weinig wordt belast in vergelijking met het gezin zonder kinderen; lagere waarden daarentegen laten een te hoge belasting onderstellen.

Bijgevolg kan men besluiten dat de wetgever kinderrijke gezinnen weinig gunstig gezind is. Inderdaad ziet men dat in de meeste gevallen gezinnen met kinderen teveel belastingen betalen en/of te weinig kinderbijslag krijgen in vergelijking met het gezin zonder kinderen. Deze discrepantie neemt bovendien nog toe met het aantal kinderen. Alleen in de laagste inkomenscategorie blijkt de belastingsdruk in gezinnen met kinderen te laag te zijn. Anderzijds nemen de nadelige afwijkingen toe met het welvaartsniveau.
Hieruit kan worden afgeleid dat tegemoetkomingen van de publieke besluitvormer duidelijk inkomensverdelend werken. Indien hij echter ook een aangroei van de bevolking zou beogen, dan zouden de huidige voorzieningen wel eens in de andere richting kunnen sturen.

APPENDIX I.

Enkele schalen om gezinsleden naar verbruikerseenheden te converteren (1)

Leeftijd	Engel	Atwater	Amsterdam
0	100	30	15
1	110	30	20
2	120	40	30
3	130	40	35
4	140	40	40
5	150	40	45
6	160	50	50
7	170	50	55
8	180	50	60
9	190	50	65
10	200	60	70
11	210	60	75
12	220	60	80
13	230	60	85
14	240	80(70)	90
15	250	80(70)	100(90)
16	260	80(70)	-
17	270	100(80)	-
18	280	-	-
19	290	-	-
20	300	-	-
21	310(300)	-	-
22	320(300)	-	-
23	330(300)	-	-
24	340(300)	-	-
25	350(300)	-	-
26-30	-	-	-
31-45	-	-	-
46-60	-	-	-
61-75	-	-	-
76-90	-	-	-

(1) de cijfers tussen haakjes hebben betrekking op de ratio's voor vrouwen.

Schaal van de volkerenbond

Leeftijd en geslacht	Aantal verbruikerseenheden
Jongens en meisjes:	
van minder dan 2 jaar	0.2
van 2 tot minder dan 4 jaar	0.3
van 4 tot minder dan 6 jaar	0.4
van 6 tot minder dan 8 jaar	0.5
van 8 tot minder dan 10 jaar	0.6
van 10 tot minder dan 12 jaar	0.7
van 12 tot minder dan 14 jaar	0.8
Mannen van 14 tot minder dan 60 jaar	1.0
Vrouwen van 14 tot minder dan 60 jaar	0.8
Mannen en vrouwen van 60 jaar en meer	0.8

APPENDIX II.

De wettelijke voorzieningen voor de toenemende gezinslast van kinderen kaderen enerzijds in het fiskale domein, anderzijds in de sociale sector. Op basis van deze voorzieningen wordt in deze appendix voor een aantal inkomensniveau's de equivalentieschaal afgeleid welke aldus impliciet door de wetgever wordt gehanteerd.

a. tegemoetkomingen op het fiskale vlak

De verschuldigde belastingen hangen enerzijds af van het belastbaar inkomen, anderzijds van het aantal personen ten laste. Met betrekking tot het aanslagjaar 1977 zegt de wet het volgende:

- vrijstelling van belasting indien het belastbaar inkomen onderstaande bedragen niet bereikt. Deze bedragen evoleren evenwel met het aantal personen ten laste.

Vrijstelling van belasting	Aantal personen ten laste van de belastingsplichtige							
	0	1	2	3	4	5	6	7
tot	69.000	75.500	82.000	89.000	121.500	171.000	220.500	270.000

- vermindering van belasting voor personen ten laste. De vermindering voor personen ten laste bedragen:
  - 5 % indien 1 persoon ten laste tot en met 350.000 BF belastbaar inkomen;
  - 10 % indien 2 personen ten laste tot en met 350.000 BF belastbaar inkomen;
  - 20 % indien 3 personen ten laste tot en met 350.000 BF belastbaar inkomen;
  - 30 % indien 4 personen ten laste tot en met 386.000 BF belastbaar inkomen;
  - 50 % indien 5 personen ten laste tot en met 422.000 BF belastbaar inkomen;
  - 70 % indien 6 personen ten laste tot en met 458.000 BF belastbaar inkomen;
  - 90 % indien 7 personen ten laste tot en met 494.000 BF belastbaar inkomen;
  - 100 % indien 8 personen ten laste tot en met 530.000 BF belastbaar inkomen;
  - 100 % indien 9 personen ten laste tot en met 566.000 BF belastbaar inkomen.

  Indien meer dan 9 personen ten laste zijn wordt per persoon telkens 36.000 BF bij het inkomstenbedrag gevoegd.

b. sociale transferten in de vorm van kinderbijslagen

De maandelijkse uitkeringen zijn voor werknemers vanaf 1 september 1977 als volgt:

1ste kind:	1.374,50 BF
2de kind:	2.189,25 BF
3de kind:	2.993,00 BF
4de kind:	3.057,50 BF
5de kind en volgende:	3.079,75 BF.

Bovendien wordt nog een vakantietoelage en een schooltoelage uitgekeerd, ieder gelijk aan een maandelijkse uitkering.

Rekening houdend met deze voorzieningen kan onderstaande schaal worden afgeleid.

Belastbaar inkomen	Beschikbaar inkomen, inclusief kinderbijslag					
	Aantal personen ten laste					
	1	2	3	4	5	6
238.000	200.009	221.328	255.973	301.874	352.671	406.736
345.000	300.025	323.420	362.216	416.480	480.141	543.071
560.000	400.075	423.470	462.266	516.530	585.456	660.320
726.500	499.975	523.370	562.166	616.430	685.356	760.220
899.500	600.037	623.432	662.228	716.492	785.418	860.282
238.000	100	110.65	127.98	150.93	176.33	203.36
395.000	100	107.80	120.73	138.81	160.03	181.01
560.000	100	105.85	115.54	129.11	146.34	165.05
726.500	100	104.68	112.44	123.29	137.08	152.65
899.500	100	104.25	111.31	121.17	133.70	147.32

Deze schaal laat zich als volgt interpreteren. Indien een gezin met 0 kinderen ten laste (1) over een netto inkomen beschikt van bijvoorbeeld 200.009 BF, dan oordeelt de wetgever dat een gezin met één kind over 221.328 BF moet kunnen beschikken. Niettemin bedraagt in beide gevallen het belastbaar inkomen 238.000 BF.

(1) Dit komt overeen met de kolom "één persoon ten laste" vermits de echtgenote steeds als persoon ten laste komt van het gezinshoofd, ook in het geval dat ze zelf een inkomen verwerft.

BIBLIOGRAFIE

ATWATER W.O., Farmer's Bulletin, 142, United States Department of Agriculture, p.33.

BACKUS H.C.S. en HERES P.J., De gezinsuitgaven voor kinderen - een methode ter berekening van de bedragen die in werkelijkheid voor kinderen worden uitgegeven, Landbouwhogeschool Wageningen, Afdeling Huishoudwetenschappen, 1968.

BARTEN A.P., Family composition, prices and expenditure patterns, in Hart P.E., Mills G. en Whitaker J.K., Econometric analysis for national economic planning, 1964.

BLOKLAND J., Continuous consumer equivalence scales, Martinus Nijhoff, Den Haag, 1976, 174 p.

CRAMER J.S., Empirical econometrics, North Holland, Amsterdam, 1969.

DAVID M., Welfare income and budget needs, The Review of Economics and Statistics, nov.1959, vol.XLI, pp.393-400.

DAVID M.H., Family composition and consumption, North Holland, Amsterdam, 1962.

ENGEL E., Die Lebenskosten Belgischer Arbeiterfamilien früher und jetzt, Bulletin de l'Institut Internationale de Statistique, vol.IX, pp.1-129.

FORSYTH F.G., The relation between family size and family expenditure, Journal of the Royal Statistical Society, A., 123, 1968, pp.367-397.

FRIEDMAN M., A method of comparing incomes of families differing in composition, Studies in income and wealth, 1952, vol.XV, N.B.E.R., pp.9-24.

HABIB J., The determination of equivalence scales with respect to family size: a theoretical reappraisal, discussion paper n°733, the Maurice Falk Institute for Economic Research in Israël, Jerusalem, 1973.

HENDERSON A.M., The cost of a family, Review of Economic Studies, 1949-1950, vol.17, pp.127-148.

HENDERSON A.M., The cost of children, Population Studies, 1949-1950, parts I-II, vol.3, n°2, pp.130-150; vol.4, n°3, pp. 267-298.

JACKSON C.A., Revised equivalence scale for estimating equivalent incomes or budget costs by family type, bulletin n° 1570-2, U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, 1968.

JOHNSTON J., Econometric Methods (2nd ed.), McGraw-Hill Book Comp., New York, 1972.

KAPTEYN A. en VAN PRAAG B.M.S., Hoe duur is ons gezin?, Rapport 74.03, Economisch Instituut, Rijksuniversiteit te Leiden, 1974.

MUELLBAUER J., Household composition, Engelcurves and Welfare comparisons between households - a duality approach, European Economic Review, 5, 1944, pp.103-122.

MUELLBAUER J., Identification and consumer unit scales, Econometrica, 1975, vol.43, n°4, pp.807-809.

NICHOLSON J.L., Variations in working class family expenditure, Journal of the Royal Statistical Society, 1949, vol. CXII-part IV, pp.359-418.

PRAIS S.J. en HOUTHAKKER H.S., The analysis of family budgets, University Press, Cambridge, 1971.

SENECA J.J. en TAUSSIG M.K., Family equivalence scales and personal income tax exemptions for children, The Review of Economics and Statistics, august 1971, vol.LIII, n°3, pp.253-263.

SINGH B. en NAGAR A.L., Determination of the consumer unit scales, Econometrica, 41, 1973, pp.347-356.

SYDENSTRICKER E. en KING W.I., The measurement of the relative economic status of families, Quarterly Bulletin of the American Statistical Association, 1920/1921, vol.17, pp. 842-857.

VAN PRAAG B.M.S., Individual Welfare functions and consumer behavior, North-Holland, Amsterdam, 1968.

VAN PRAAG B.M.S., The welfare function of income in Belgium: an empirical investigation, European Economic Review, 1971, vol.2, n°3, pp.337-369.

VAN PRAAG B.M.S. en KAPTEYN A., Further evidence on the individual welfare function of income: an empirical investigation in the Netherlands, European Economic Review, 1973, vol.4, n°1, pp.33-62.

VAN PRAAG B.M.S. en KAPTEYN A., Wat is ons inkomen waard?, Economisch Statistische Berichten, 58e jrg., 1973, n°2897, pp.360-363 en n°2898, pp.380-382.

VAN PRAAG B.M.S. en KAPTEYN A., A new approach to the construction of family equivalence scales, European Economic Review, 1976, vol.7, pp.313-335.

WATTS H.W., The iso-prop Index: an approach to the determination of differential poverty income thresholds, Journal of Human Resources, II, 1967, n°1, pp.3-18.