

## Tilburg University

### Hoe duur is ons gezin?

van Praag, B.M.S.; Kapteyn, A.J.

*Published in:*  
Economisch Statistische Berichten

*Publication date:*  
1974

[Link to publication in Tilburg University Research Portal](#)

*Citation for published version (APA):*  
van Praag, B. M. S., & Kapteyn, A. J. (1974). Hoe duur is ons gezin? *Economisch Statistische Berichten*, 59(6).

#### General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal

#### Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

# Hoe duur is ons gezin? (II)

DRS. IR. A. KAPTEYN\*  
PROF. DR. B. M. S. VAN PRAAG

*In een vorig artikel (zie ESB van 6 november jl.) hebben de auteurs een door hen ontwikkelde methode beschreven om kostenverschillen tussen gezinnen van verschillende samenstelling te meten. In het onderstaande artikel worden in kort bestek de resultaten van dat onderzoek gepresenteerd. Uit een vergelijking van een aantal sociale klassen blijkt dat de kosten van kinderen sterk variëren met de sociale en geografische kenmerken van de ouders.*

## De kosten van gezinsleden 1)

In het vorige artikel hebben we er de nadruk op gelegd, dat niet elk gezinslid evenveel kost. De intuïtie zegt ons dat een gezinslid meer kost naarmate het ouder is. Voorts lijkt het „rangnummer” van een individu in het gezin van belang. Wanneer we dus de omvang van gezinnen willen vergelijken, moeten we niet alle gezinsleden even zwaar tellen. M.a.w., we moeten de gezinsleden herwegen op grond van hun leeftijd en rangnummer.

We hebben de vrouw het rangnummer 1 gegeven, de man rangnummer 2 en de kinderen de rangnummers 3 en hoger in volgorde van afnemende leeftijd. Aan het verschil tussen man en vrouw dient men niet te veel waarde te hechten. In onze steekproef hebben we alleen gezinnen met man en

natuurlijk niet reken, ons kan worden gegeven. Het interessante van de studie is dat zij tot de conclusie komt, dat ook voor de olie-importerende regionen die aanvangsprijs niet optimaal, doch duidelijk te laag was; te laag om op tijd alternatieve energieproductie te ontwikkelen, die in elk geval nodig wordt, te laag ook om een plotselinge beëindiging van de overdreven groei te vermijden omstreeks 2010, wanneer de goedkope oliereserves uitgeput zouden zijn.

Zonder de verschillende interessante alternatieven alle te vermelden die door het rapport worden genoemd — verschillende vormen van tegenmaatregelen — wil ik alleen de algemene conclusie vermelden: het is in het belang van alle betrokkenen om de genoemde optimale prijs te benaderen en dus een zekere vorm van samenwerking te organiseren.

## Algemene teneur

Dit is dan ook de algemene teneur van het rapport. Men laat eerst zien, dat bepaalde regionen, indien aangewezen op zich zelf, in moeilijkheden komen: de arme in voedsel,

vrouw opgenomen. Dat maakt een onderscheiding tussen mannen en vrouwen zeer moeilijk, te meer daar ze vrijwel altijd van ongeveer dezelfde leeftijd zijn. Men doet er dus goed aan, niet zozeer man en vrouw apart te bezien, doch eerder hun gemiddelde. Omdat niet de absolute omvang van de gezinnen van belang is, doch slechts de relatieve omvang van gezinnen t.o.v. elkaar, zijn we vrij in het kiezen der eenheden. We hebben een vrouw van 18 jaar als eenheid gekozen; zij telt dus voor één. Als zij ouder wordt, gaat ze echter meer kosten. Door vergelijking van individuele welvaartsfuncties van de gezinnen hebben we voor elk gezinslid kunnen vaststellen hoe zijn of haar relatieve gewicht t.o.v. de 18-jarige huisvrouw afhangt van leeftijd en rangnummer.

We zullen hier niet ingaan op de analytische uitdrukking voor die afhankelijkheid, doch geven alleen de grafische voorstelling van het verband tussen gewicht enerzijds en rangnummer en leeftijd anderzijds. Deze verbanden zijn geschat op basis van een steekproef van ca. 3.000 Neder-

\*De auteurs zijn verbonden aan het Economisch Instituut van de Rijksuniversiteit te Leiden.

1) De resultaten die hier vermeld worden, zijn alle afkomstig uit A. Kapteyn en B. M. S. van Praag: *A new approach to the construction of family equivalence scales*, Report 73.02, The Economic Institute of Leyden University. De enquête, waarop de resultaten berusten, heeft eind 1971 plaatsgevonden. Hoewel de resultaten in procenten luiden, zodat loon- en prijsveranderingen waarschijnlijk weinig invloed hebben op de uitkomsten, is een lichte wijziging van de gevonden relaties sinds 1971 natuurlijk niet onmogelijk.

sommige rijke in energiemoeilijkheden. Vervolgens laat men zien, dat deze moeilijkheden niet op eigen kracht kunnen worden opgelost door de betrokken regionen. Daarmee onderbouwt men de centrale conclusie dat alleen door bovenregionale samenwerking oplossingen kunnen worden bereikt.

De nadruk moet wel worden gelegd op het woord „kunnen” in deze laatste zin. Om de oplossingen inderdaad te bereiken zal de politieke wil tot samenwerking wel aanzienlijk moeten worden versterkt. Dat het daarmee op het ogenblik droevig gesteld is, behoeft geen nader betoog. Het Rapport-Mesarovic-Pestel zou in elke politieke partij in elk land, vooral in de ontwikkelde landen moeten worden besproken en tot een beleidsvoorstel moeten worden verwerkt. Voor de opstellers van nieuwe partijprogramma's is hier krachtvoer beschikbaar gekomen. Mogen zij zich daarbij realiseren hoe onze kinderen en kleinkinderen die het jaar 2000 zullen zien verschijnen op hun kalenders, na een hopenlijk gezellig doch sober oudejaarsfeest van 1999, over ons zullen denken.

J. Timbergen

landers. In figuur 1 zijn krommen getekend die voor de eerste zeven gezinsleden aangeven wat hun relatieve gewicht is t.o.v. de eerdergenoemde huisvrouw van 18 jaar. Met behulp van figuur 1 is het aldus mogelijk voor elke gezinsomvang aan te geven hoe groot de „herwogen” omvang is. Neem bijvoorbeeld een gezin van vier personen: man 37 jaar, vrouw 35 jaar, eerste kind 12 jaar, tweede kind 10 jaar oud. Wat is de herwogen omvang van dit gezin? Figuur 1 geeft het antwoord. De vrouw telt voor 1,28, de man telt voor 0,91, het eerste kind telt voor 0,35 en het jongste kind voor 0,20. De herwogen gezinsomvang is dus 2,74. Deze omvang is als het ware uitgedrukt in equivalenten van een 18-jarige huisvrouw 2).

Het opvallende van figuur 1 is, dat kinderen bij het ouder worden niet duurder worden. We hebben dit verschijnsel apart onderzocht, maar ook bij uitgebreidere modellen kwam dezelfde conclusie naar voren. Hoe komt dan het wijdverbreide idee in de wereld, dat oudere kinderen duurder zijn? Hiervoor is de volgende verklaring te geven. Als kinderen ouder worden, worden de ouders dat ook. We zien uit figuur 1 dat daardoor de gezinskosten stevig omhoog gaan, althans tot ongeveer 50 jaar. Voorts zien we dat de jongere kinderen in een gezin minder tot de kosten bijdragen dan de oudere kinderen, *niet* omdat ze jonger zijn, maar wegens hun hogere rangnummer. Dit is een voorbeeld van de „economies of scale” die in een gezin werkzaam zijn en welke, volgens figuur 1, zeer aanzienlijk zijn.

Hoewel de wegingsfactoren die uit figuur 1 worden afgeleid, reeds een indruk geven van de relatieve duurte van diverse gezinssamenstellingen, kunnen we de diverse gezinsgroottes niet zonder meer in verhoudingen van benodigde geldbedragen vertalen. Daarvoor is nog de gezinsgrootte-elasticiteit nodig. De „short term family size elasticity” in onze steekproef bleek gelijk te zijn aan 0,93. De „long term family size elasticity” bleek gelijk te zijn aan 0,41 3). De betekenis daarvan zullen we aan de hand van een voorbeeld duidelijk maken.

Beschouw nogmaals het gezin bestaande uit man, vrouw en twee kinderen, resp. 37, 35, 12 en 10 jaar oud, met herwogen gezinsgrootte 2,74. Dit gezin kiezen we als het *standaardgezin* waarmee andere gezinssamenstellingen worden vergeleken. Een gezin zonder kinderen waarin de man 27 jaar en de vrouw 25 jaar oud is, heeft volgens figuur 1 een herwogen omvang van  $1,05 + 0,76 = 1,81$ . Dat is ongeveer 66% van de grootte van het standaardgezin. De kosten van levensonderhoud liggen voor dit kleinere gezin dientengevolge  $0,93 \times 0,34 = 32\%$  lager dan voor het standaardgezin.

Wanneer deze verschillen in kosten van levensonderhoud niet via het inkomen worden gecompenseerd, is het verschil in mediaaninkomen tussen beide gezinstypen aanzienlijk kleiner dan met het kostenverschil overeenkomt, omdat de gezinnen zich dan aanpassen aan de materiële omstandigheden 4). Het procentuele verschil tussen de mediaaninkomens vinden we in dat geval met behulp van de „long term family size elasticity” 0,41. In het onderhavige geval vinden we een *gepercipieerd* kostenverschil van  $0,41 \times 0,34 = 14\%$ . Dit is dus het verschil dat gevoeld wordt als het netto besteedbare inkomen van beide gezinnen gelijk is. M.a.w., het overige kostenverschil van 18% wordt door de gezinnen geassimileerd via een verschuiving van hun evaluaties.

Een interessante vraag is, wat er gebeurt met het gepercipieerde kostenverschil als na verloop van tijd alsnog inkomenscompensatie zou worden verstrekt. Stel, dat op een gegeven moment het kleine gezin zwaarder wordt belast en het grote gezin meer kinderbijslag krijgt, zó dat het inkomen van het grote gezin 14% groter wordt dan voor het kleine gezin. Onmiddellijk na de inkomenscompensatie zijn beide gezinnen dan even voldaan over hun inkomenspositie. Daarna begint echter het aanpassingsproces, via het „preference drift”-effect. Het grotere gezin went aan de vooruitgang van zijn positie, het kleinere gezin past zich aan de achteruitgang aan. Het gevolg is, dat na verloop van tijd het grotere gezin toch weer minder tevreden is dan het kleinere. Een

tweede inkomenscompensatie is nodig. Gedurende korte tijd is de tevredenheid met het bestaan in beide gezinnen gelijk. Dan begint weer de aanpassing. Een derde compensatie is nodig, enz.

Men kan eenvoudig bewijzen dat er pas een stabiele gelijkheid in inkomenswaardering tussen beide gezinnen is ontstaan als de som van alle inkomenscompensaties precies gelijk is aan het werkelijke kostenverschil van 32%. Dan is dus dezelfde situatie ontstaan die men ook verkregen zou hebben indien onmiddellijk het volledige reële kostenverschil gecompenseerd zou zijn.

Het gebruik van elasticiteiten is, zoals bekend, alleen geoorloofd bij kleine verschillen. De in het voorbeeld uitgevoerde berekening is daarom nogal ruw. Met behulp van tabel 1 is het mogelijk de verschillen tussen gezinnen nauwkeurig te berekenen. Daar is voor elke herwogen gezinsgrootte aangegeven hoeveel meer (of minder) inkomen dit gezin nodig heeft dan het standaardgezin om even tevreden met het inkomen te zijn. Wanneer men dus voor het eigen gezin wil berekenen hoe het met de relatieve kostenpositie is gesteld, kan men eerst met behulp van het nomogram in figuur 1 de herwogen gezinsgrootte berekenen en dan in tabel 1 de bijbehorende relatieve kosten opzoeken t.o.v. het standaardgezin.

Voorbeeld: een echtpaar waarvan de man 27 jaar oud is en de vrouw 25 jaar, heeft een herwogen gezinsomvang van  $1,09$  (vrouw) +  $0,71$  (man) =  $1,80$ . De kosten van levensonderhoud van dit gezin bedragen een fractie 0,67 van de kosten van levensonderhoud van het standaardgezin. Indien dit echtpaar een kind van twee jaar zou hebben, zou de herwogen gezinsgrootte stijgen tot 2,16. De kosten van levensonderhoud van dit gezin zijn gelijk aan een fractie 0,80 van de kosten van levensonderhoud van het standaardgezin. Het gezin *met* kind heeft kennelijk  $19\%$  ( $= \frac{80}{67} \times 100$ ) meer inkomen nodig dan het jonge gezin zonder kinderen. Voor een aantal gezinstypen hebben we de uitkomsten van een dergelijke procedure weergegeven in tabel 2.

2) Deze uitdrukkingwijze verklaart ook de Engelse benamingen waaronder de studie van dit soort problemen plaatsvindt, nl. die van „family equivalence scales” of „equivalent adult scales”.

3) De in ons *ESB*-artikel van 2 mei 1973 gepresenteerde „family size elasticity” komt overeen met de hier geïntroduceerde „long term family size elasticity”. Toen werd een waarde gegeven van ca. 0,14. Het aanzienlijke verschil met de weergegeven waarde wordt veroorzaakt door het herwegen van de gezinsleden, d.w.z. door een verfijning van het gebruikte model. Voor een verdere toelichting zie men het in voetnoot 1 genoemde artikel.

4) Zie het vorige *ESB*-artikel.

Tabel 1. Verband tussen herwogen gezinsgrootte en de relatieve kosten van levensonderhoud t.o.v. het standaardgezin

Gewogen gezinsgrootte	Gepercipieerd lange-termijneffect, zonder compensatie	Reëel effect met adequate compensatie	Gewogen gezinsgrootte	Gepercipieerd lange-termijneffect, zonder compensatie	Reëel effect met adequate compensatie	Gewogen gezinsgrootte	Gepercipieerd lange-termijneffect, zonder compensatie	Reëel effect met adequate compensatie
1,69	0,82	0,63	2,38	0,94	0,87	3,05	1,04	1,10
1,71	0,82	0,64	2,40	0,95	0,88	3,07	1,05	1,11
1,74	0,83	0,65	2,42	0,95	0,89	3,09	1,05	1,11
1,76	0,83	0,65	2,44	0,95	0,89	3,11	1,05	1,12
1,78	0,83	0,66	2,46	0,95	0,90	3,13	1,05	1,13
1,80	0,84	0,67	2,48	0,96	0,91	3,15	1,06	1,13
1,82	0,84	0,68	2,50	0,96	0,91	3,17	1,06	1,14
1,84	0,85	0,68	2,52	0,96	0,92	3,19	1,06	1,15
1,86	0,85	0,69	2,54	0,97	0,93	3,21	1,07	1,15
1,88	0,85	0,70	2,56	0,97	0,93	3,23	1,07	1,16
1,90	0,86	0,70	2,58	0,97	0,94	3,25	1,07	1,17
1,92	0,86	0,71	2,60	0,98	0,95	3,27	1,07	1,18
1,94	0,86	0,72	2,62	0,98	0,96	3,29	1,08	1,18
1,96	0,87	0,72	2,64	0,98	0,96	3,31	1,08	1,19
1,98	0,87	0,73	2,66	0,99	0,97	3,33	1,08	1,20
2,00	0,88	0,74	2,68	0,99	0,98	3,35	1,08	1,20
2,02	0,88	0,75	2,70	0,99	0,98	3,37	1,09	1,21
2,04	0,88	0,75	2,72	1,00	0,99	3,39	1,09	1,22
2,06	0,89	0,76	2,74	1,00	1,00	3,41	1,09	1,22
2,08	0,89	0,77	2,76	1,00	1,00	3,43	1,09	1,23
2,10	0,89	0,77	2,78	1,00	1,01	3,45	1,10	1,24
2,12	0,90	0,78	2,80	1,01	1,02	3,47	1,10	1,24
2,14	0,90	0,79	2,82	1,01	1,02	3,49	1,10	1,25
2,16	0,90	0,80	2,84	1,01	1,03	3,51	1,11	1,26
2,18	0,91	0,80	2,87	1,02	1,04	3,53	1,11	1,26
2,20	0,91	0,81	2,89	1,02	1,05	3,55	1,11	1,27
2,22	0,91	0,82	2,91	1,02	1,05	3,57	1,11	1,28
2,24	0,92	0,82	2,93	1,03	1,06	3,59	1,12	1,28
2,26	0,92	0,83	2,95	1,03	1,07	3,61	1,12	1,29
2,28	0,93	0,84	2,97	1,03	1,07	3,63	1,12	1,30
2,30	0,93	0,84	2,99	1,03	1,08	3,65	1,12	1,30
2,34	0,94	0,86	3,03	1,04	1,09	3,67	1,13	1,31
2,36	0,94	0,86				3,69	1,13	1,32

Tabel 2. Relatieve kosten van levensonderhoud van een aantal gezinstypen t.o.v. het standaardgezin

Aantal gezinsleden	Leeftijden				4e kind	Waargenomen effect, zonder compensatie	Werkelijk effect
	Moeder	Vader	1e kind	2e kind			
2	25	27				0,84	0,67
2	25	40				0,88	0,74
2	50	52				0,96	0,90
2	55	57				0,96	0,91
3	25	27	2			0,91	0,80
3	50	52	22			1,01	1,03
4	25	27	2	1		0,94	0,86
4	50	52	22	20		1,04	1,09
5	25	27	4	2	1	0,96	0,91
5	50	52	24	22	20	1,06	1,14
5	50	52	24	20	12	1,06	1,14
6	25	27	6	4	2	0,97	0,93
6	50	52	26	24	22	1,07	1,17
6	50	52	26	24	22	1,07	1,17
6	50	52	26	20	16	1,07	1,17
6	50	52	20	20	16	1,07	1,16
4	35	37	12	10		1,00	1,00

### Verschillen tussen sociale klassen

Gezinnen in verschillende sociale omstandigheden hebben een verschillend uitgavenpatroon. Daarom ligt het voor de hand, dat de relatie tussen gezinsstructuur en kosten van levensonderhoud niet voor alle sociale groepen dezelfde is. In de eerste plaats hebben we onderzocht of er duidelijke verschillen optreden tussen *scholings*groepen.

Figuren 2a en 2b geven voor vier opleidingsklassen de leeftijdsfuncties en rangordefuncties. De rangordefunctie geeft aan hoe zwaar men weegt als men het eerste, tweede, of n-de gezinslid is. Het gewicht van elk gezinslid vindt men door de waarde van de leeftijdsfunctie die bij zijn leeftijd hoort, te vermenigvuldigen met de waarde van de rangordefunctie, die met zijn rangnummer correspondeert. Zo is bijv. ook figuur 1 tot stand gekomen. Voorbeeld: in een gezin, waarvan de hoofdkostwinner een middelbare schoolopleiding heeft, telt een eerste kind van 20 jaar qua rangorde voor 0,14 en qua leeftijd voor 1. Het gewicht van dit kind in het gezin is dan gelijk aan  $0,14 \times 1 = 0,14$ . In dezelfde opleidingsgroep telt een 18-jarige huisvrouw voor  $0,36 \times 1 = 0,36$  5).

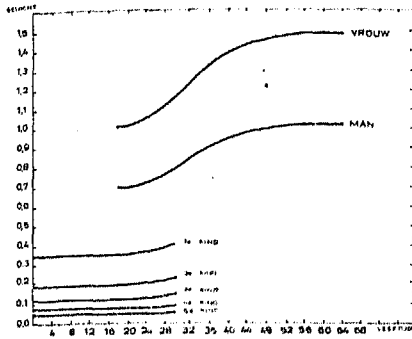
Uit figuur 2a zien we, dat voor elke opleidingsgroep de

kosten van levensonderhoud toenemen bij het stijgen der jaren. Voor iemand met lager onderwijs als laatst genoten opleiding is de stijging echter relatief veel geringer dan voor iemand met een universitaire opleiding, terwijl voor deze laatste de stijging ook veel eerder begint en later eindigt.

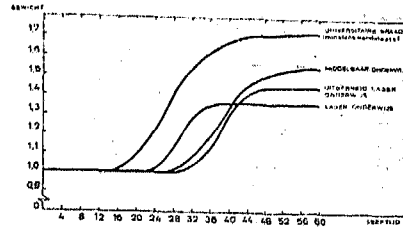
Alleen bij de academici kost een kind van 15 jaar duidelijk meer dan een baby. Omdat het door ons gehanteerde kostenbegrip subjectief van aard is, d.w.z. we meten kosten zoals die door individuen worden gevoeld, kan men zich afvragen welke externe omstandigheden de verschillen in kostenverloop kunnen verklaren. De meest plausibele verklaring ligt wellicht in het carrièreverloop voor de diverse opleidingsklassen. De man met een lagere schoolopleiding doorloopt meestal een veel kortere carrière dan een academicus. Hij ondergaat dus minder wijzigingen in zijn materiële en so-

5) Zoals al eerder is betoogd, doet het absolute niveau der gewichten niet ter zake. Slechts de onderlinge gewichtsverhoudingen tussen de gezinsleden zijn van belang. In ons model hebben we de rangordegewichten gestandaardiseerd zó dat ze optellen tot één. Als we wederom een 18-jarige huisvrouw voor één willen laten tellen, vermenigvuldigen we in het „MO-gezin” alle gewichten met  $1/0,36$ .

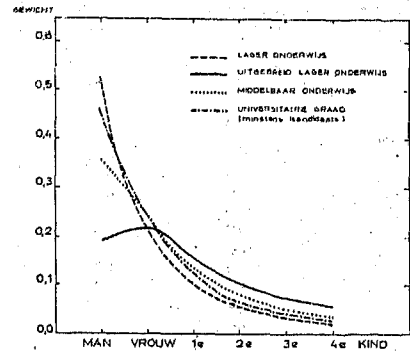
Figuur 1. Nomogram voor het berekenen van herwogen gezinsgroottes



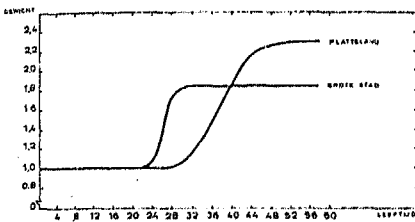
Figuur 2a. Leeftijdscijfers van scholingsgroepen



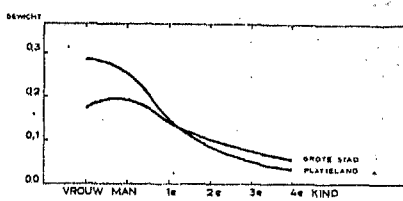
Figuur 2b. Rangordefuncties van scholingsgroepen



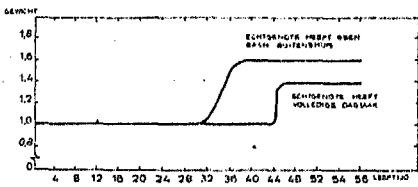
Figuur 3a. Leeftijdscijfers van gezinnen op het platteland en van gezinnen in de grote stad



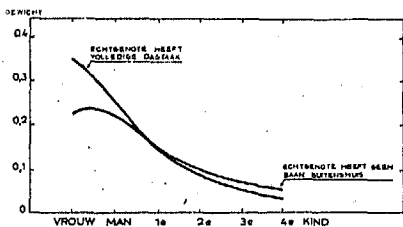
Figuur 3b. Rangordefuncties van gezinnen op het platteland en van gezinnen in de grote stad



Figuur 4a. Leeftijdscijfer van gezinnen waar de echtgenote een volledige dagtaak heeft en van gezinnen waar de echtgenote niet buitenshuis werkt



Figuur 4b. Rangordefuncties van gezinnen waar de echtgenote een volledige dagtaak heeft en van gezinnen waar de echtgenote niet buitenshuis werkt



	LO	ULO	MO	UO
Lange termijn gezinsgrootte-elasticiteiten:	0,40	0,26	0,41	0,64
Korte termijn gezinsgrootte-elasticiteiten:	0,80	0,58	0,91	1,33
	ee	ee		
	echigenote werkt buitenshuis	echigenote werkt niet buitenshuis		
Lange termijn gezinsgrootte-elasticiteit:	0,52	0,22		
Korte termijn gezinsgrootte-elasticiteit:	1,21	0,56		
	Platte-land	Grote stad		
Lange termijn gezinsgrootte-elasticiteit:	0,18	0,25		
Korte termijn gezinsgrootte-elasticiteit:	0,46	0,57		

ciale omstandigheden en zijn behoeftenpatroon wijzigt zich dientengevolge minder tijdens zijn leven. Op grond van deze interpretatie kunnen we uit figuur 2a de carrièreperioden voor de opleidingscategorïen identificeren met het stijgingsinterval. We vinden dan:

	carrièreperiode
LO	22 - 38
ULO	29 - 50
MO	25 - 54
UO	14 - 48

In figuur 2b zijn de corresponderende rangordefuncties gegeven. Bij het beoordelen van de rangordefunctie dient men ook rekening te houden met de „family size elasticities”. Deze zijn bij de figuur vermeld. Om een idee te geven wat de verschillen tussen de grafieken in figuur 2b voorstellen, vergelijken we voor de vier scholingscategorïen de procentuele extra kosten die ontstaan als in een gezin van man, vrouw en kind van resp. 32, 35 en 4 jaar een baby wordt geboren. Enig rekenen met behulp van figuur 2 leert dan dat de additionele kosten resp. gelijk zijn aan 6%; 4% indien het gezinshoofd een LO-opleiding heeft, 10% indien het gezinshoofd een ULO-opleiding heeft, 9% indien het gezinshoofd

een MO-opleiding heeft en 7% indien het gezinshoofd een UO-opleiding heeft. Men moet deze cijfers wel met enige reserve bezien, omdat voor de sub-classes het aantal waarnemingen niet altijd groot was, zodat de nauwkeurigheid van de schattingen soms te wensen overlaat. Desondanks geloven we dat de verschillen tussen de sociale klassen aanzienlijk mogen worden genoemd.

Tot slot geven we in figuur 3a en 3b nog de leeftijds- en rangordefuncties voor twee geografisch gescheiden groepen, nl. mensen die in de grote stad wonen en plattelanders en in figuur 4a en 4b dezelfde functies voor resp. gezinnen

6) De berekening verloopt als volgt:

	rangorde	leeftijd		
LO: man van 35 jaar weegt	0,23	x	1,33	= 0,31
vrouw van 32 jaar weegt	0,54	x	1,30	= 0,70
1e kind van 4 jaar weegt	0,10	x	1	= 0,10
totaal gewicht				1,11
de nieuwgeborene weegt	0,05	x	1	= 0,05

De herwogen gezinsgrootte neemt dus toe met 4,5%. De extrakosten van de baby zijn dientengevolge gelijk aan:  $0,80 \times 4,5 \approx 4\%$ . Aanaaloo voor de andere scholingsgroepen.

---

waar de *vrouw des huizes niet werkt* en gezinnen waar de *echtgenote de gehele dag buitenshuis werkt*.

Neem weer als voorbeeld het gezin bestaande uit man (35 jaar), vrouw (32 jaar) en één kind (4 jaar). Indien dit gezin op het platteland woont, moet de inkomenscompensatie voor de baby op 8% van het inkomen worden gesteld. In de grote stad zou dezelfde baby echter 12% extra inkomen hebben gevegd. Wanneer het gezin in kwestie f. 25.000 *netto* zou hebben verdiend, komt het verschil neer op f. 1.000 per jaar. Dit verschil kan worden beschouwd als een verborgen economisch voordeel van het wonen op het platteland.

Voor hetzelfde gezin met nog steeds f. 25.000 inkomen vinden we dat, als de vrouw de hele dag werkt, een extra baby 17% ofwel f. 4.250 kost, terwijl in het gezin waar de vrouw niet werkt, de meerkosten 8,3% ofwel f. 2.075 bedragen. Door niet te gaan werken, verdient de huisvrouw dus f. 2.175 als babyverzorgster (voor deze éne baby).

In het derde artikel zullen we onze resultaten vergelijken met uitkomsten van ander onderzoek. We zullen ook de vraag bezien in hoeverre de officiële normen zoals die tot uitdrukking komen in de kinderbijslag- en kinderaftrek-tarieven in Nederland overeenkomen met de door ons empirisch vastgestelde behoeftenverschillen. Het zal blijken dat er een aanzienlijke divergentie is.

A. Kapteyn  
B. M. S. van Praag