faculteit der economische wetenschappen

RESEARCH MEMORANDUM

LBURG UNIVERSITY
EPARTMENT OF ECONOMICS
stbus 90153 - 5000 LE Tilburg
therlands

Katholieke Hogeschool Tilburg

FEW
179

DE INVLOED VAN DEMOGRAFISCHE FACTOREN
EN INKOMEN OP CONSUMPTIEVE UITGAVEN

R.J.M. Alessie*
A. Kapteyn*
W.H.J. de Freytas*

* Katholieke Hogeschool Tilburg.
De gepresenteerde resultaten zijn tot stand gekomen met steun van de Nederlandse Organisatie voor Zuiver Wetenschappelijk Onderzoek en de Nederlandsche Middenstandsbank. De gebruikte data zijn ter beschikking gesteld door het Centraal Bureau voor de Statistiek. Wij zijn deze organisaties zeer erkentelijk voor hun ondersteuning. Voorts danken we Arie de Graaf en Raymond Gradus voor hun zeer bekwame programmeerondersteuning.

1. Inleiding

Deze bijlage beschrijft het model dat de consumptie van zeven goederencategorieën verklaart uit een aantal demografische factoren en het "life time" inkomen (d.i. de som van het beginvermogen en de gedisconteerde jaarinkomens). Bij de ontwikkeling van het model is de neoklassieke theorie van het consumentengedrag als uitgangspunt gekozen. Deze theorie veronderstelt, dat een individu (huishouden) zijn nut (welvaart) maximaliseert onder de voorwaarde dat de som van de bestedingen gelijk is aan het "life time" inkomen (d.i. de "Life Cycle Hypothese"). In de wetenschappelijke literatuur vereenvoudigt men meestal het bovengenoemde beslissingsvraagstuk aanzienlijk en ontbindt men het hiertoe in twee deeloptimaliseringsproblemen (Two-Stage-Budgeting).

In de eerste fase wordt het optimale spaargedrag over de levenscyclus bepaald. Uit de oplossing van dit probleem volgt de verklaring van de totale bestedingen uit onder andere het "life time" inkomen. Deze laatste variabele is in principe niet waarneembaar, omdat zij afhangt van de verwachte (door het C.B.S. niet geregistreerde) inkomensontwikkeling. Het is daarom noodzakelijk een proxyvariabele te hanteren.

In de tweede fase wordt gezocht naar de optimale samenstelling van de totale bestedingen in periode t. Nadrukkelijk dient te worden vermeld, dat de beslissingen in de tweede fase bij veronderstelling onafhankelijk worden genomen van die in de eerste fase.

Deze bijlage is als volgt ingedeeld: in paragraaf 2 gaan wij wat dieper in op de "life cycle hypothese" van Modigliani en Brumberg (1955). Wij zullen met name aangeven, welke veronderstellingen gemaakt moeten worden om het "two stage budgeting" concept te mogen toepassen. In de paragrafen 3 en 4 wordt aandacht besteed aan de afzonderlijke fasen van het beslissingsproces.

De wijze waarop we demografische factoren, zoals grootte en leeftijdssamenstelling van het huishouden incorporeren in het model, wordt ook in paragraaf 4 behandeld. Paragraaf 5 gaat vervolgens over de data, die zijn gebruikt en tenslotte presenteren wij in paragraaf 6 de stochastische specificatie van het gehele model en de schattingsresultaten.

2. De Life Cycle Hypothese

Sinds het baanbrekende werk van Modigliani en Brumberg (1955) is in de wetenschappelijke literatuur zeer veel aandacht besteed aan de Life Cycle Hypothese. Wat betreft de laatste jaren moeten vooral de artikelen van Heckman en MaCurdy (1980) en Barmby et. al. (1983) als zeer belangrijk gekenschetst worden. De Life Cycle Hypothese komt erop neer, dat de consument de volgende nutsfunctie maximaliseert, onder de restrictie, dat de som van de gedisconteerde bestedingen gelijk zijn aan het life time inkomen.

$$\max_{q(1),\ldots,q(T)} \quad U = U(q(1),\ldots,q(T)) \tag{2.1.a}$$

$$\text{S.T.} \quad \sum_{t=1}^{T} \frac{p(t)'q(t)}{(1+r)^{t-1}} = W_1, \tag{2.1.b}$$

met

$$W_1 = (1+r)A(0) + \sum_{t=1}^{T} \frac{y(t)}{(1+r)^{t-1}}, \tag{2.1.c}$$

waarbij

U := nutsfunctie
$q(t)$:= $(q_1(t),\ldots,q_n(t))'$; consumptievector in periode t
$p(t)$:= $(p_1(t),\ldots,p_n(t))'$; prijsvector in periode t
r := rentevoet
$A(t)$:= vermogen op tijdstip t
T := lengte van de levenscyclus
$y(t)$:= netto inkomen (uitgezonderd rente inkomsten) in periode t
W_1 := "life time" wealth ("life time" inkomen).

Modigliani heeft dit probleem geformuleerd als alternatief voor het bekende statische optimaliseringsprobleem.

$$\max \quad U_2(t) = U_2(q(t),s(t)) \tag{2.2.a}$$

$$S.T.\ p(t)'q(t) + s(t) = y(t), \qquad (2.2.b)$$

waarbij

$s(t)$:= besparingen in periode t.

Uit (2.2) kan de volgende spaarfunctie worden afgeleid:

$$s(t) = s(y(t),p(t)) \qquad (2.3)$$

In (2.3) zijn de besparingen onafhankelijk van de toekomstige verwachte inkomsten, prijzen en rente. Deze veronderstelling is niet plausibel.

Modigliani heeft met zijn Life Cycle Hypothese het intertemporele aspect van de besparingsbeslissing centraal gesteld. Als men het optimaliseringsprobleem (2.1) oplost, worden de volgende vraagfuncties voor goederenbundel $q(t)$ gevonden

$$q_i(t) = g_i(W_1, p^*(1),\ldots,p^*(T)),\ i = 1,\ldots,n \qquad (2.4)$$

$$p^*(t) = \frac{p(t)}{(1+r)^{t-1}}$$

Het optimale spaargedrag in periode t volgt direct uit (2.3) en wel op de volgende wijze

$$s(t) = y(t) - p(t)'g(W_1, p^*(1),\ldots,p^*(t)), \qquad (2.5)$$

waarbij

$g := (g_1,\ldots,g_n)'$.

Nu worden de besparingen wel gerelateerd aan (verwachte) toekomstige inkomensstromen.

Er kleeft echter een groot nadeel aan (2.4) en (2.5): de vraag naar goed i in periode t, $q_i(t)$, (en daarmee ook de besparingen $s(t)$) is afhankelijk van alle gedisconteerde prijzen, vanaf nu tot periode T. Dit impliceert bijvoorbeeld dat de vraag naar zout in periode 1 mede wordt bepaald door de prijs van schoenveters 10 perioden later. Deze "superrationaliteit" is evenmin plausibel. Een meer realistische beschrijving van gedrag verkrijgt men door zodanige restricties op preferenties te leggen, dat de spaarvergelijking er een stuk eenvoudiger uit gaat zien.

Deze vereenvoudiging ontstaat door de veronderstelling dat de nutsfunctie U in (2.1.a) intemporeel additief separabel is, dat wil zeggen:

$$U(q(1),\ldots,q(T)) = F(U(1,q(1))+\ldots+U(T,q(T)), \qquad (2.1.a')$$

met F een monotoon stijgende functie, gedefinieerd op de reële getallen.

De volgende, in de praktijk meest gebruikte, nutsfunctie voldoet aan (2.1.a')

$$U = \sum_{t=1}^{T} \frac{1}{(1+\delta)^{t-1}} u(t,q(t)), \qquad (2.6)$$

waarbij

$u(t,q(t))$:= contemporaine (cardinale) nutsfunctie

δ := "rate of time preference"

Als gevolg van deze additieve structuur valt het beslissingsprobleem van de consument in twee delen uiteen: de zgn. "two-stage budgeting". De afzonderlijke stappen van de two-stage budgeting procedure worden in de volgende paragrafen behandeld.

3. Het optimale spaargedrag

In deze paragraaf zullen wij ons bezighouden met het optimaliseringsvraagstuk (2.1), waarbij wij voor (2.1.a) (2.6) substitueren en omwille van de wiskundige eenvoud overgaan van een discrete naar een continue tijdsaanduiding. Als gevolg hiervan wordt (2.1.b) marginaal aangepast. De continue versie van (2.1) ziet er als volgt uit:

$$\max \quad U = \int_0^T e^{-\delta t} u(t,q(t))dt \tag{3.1.a}$$

$$\text{S.T.} \quad \dot{A}(t) = dA(t)/dt = rA(t) + y(t) - x(t), \tag{3.1.b}$$

met

$$A(0) \text{ gegeven; } A(T) = 0, \tag{3.1.c}$$

waarbij

$x(t) := p(t)'q(t)$ = totale bestedingen in periode t.

Vergelijking (3.1.b) beschrijft de mutatie in het vermogen in het tijdsinterval (t,t+dt). De oplossing van deze differentiaalvergelijking heeft de volgende gedaante, welke als de continue tegenhanger van (2.1.b) beschouwd kan worden:

$$\int_0^T e^{-rt} x(t)dt = W_1 \tag{3.2}$$

$$W_1 = (1+r)A(0) + \int_0^T e^{-rt} y(t)dt$$

Heckman en MaCurdy (1980), Lluch (1973) en vele anderen hebben het probleem (3.1) geanalyseerd, waarbij zij voor de contemporaine directe nutsfunctie $u(t,q(t))$ een eenvoudige, restrictieve specificatie kiezen teneinde het wiskundige vraagstuk niet te gecompliceerd te maken. Wij zullen in de volgende paragraaf uiteenzetten, dat een dergelijke keuze tot theoretisch implausibele vraagvergelijkingen van de goederen $q_i(t)$ leidt.

In tegenstelling hiermee zullen we in het vervolg met een flexibele indirecte nutsfunctie[1] werken. Dit soort specificaties is uit the-

1) Men verkrijgt de indirecte nutsfunctie van tijdstip t, $\psi(t,x(t))$, door in $u(t,q(t))$ de optimale consumptievector $q(t) = g(x(t),p(t))$ te substitueren.

oretisch oogpunt aantrekkelijker, terwijl het optimaliseringsprobleem gemakkelijk is op te lossen. De keuze van de indirecte nutsfunctie is gevallen op het Almost Ideal Demand System (AIDS) van Deaton en Muellbauer (1980), waarvan wij de aantrekkelijke eigenschappen in de volgende paragraaf nader zullen toelichten

$$u(t) = \psi(t,x(t),p(t)) = [\ell n\ x(t)-a(t,p(t))]/b(t,p(t)) \tag{3.3.a}$$

$$a(t,p(t)) := \alpha_0(t) + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i(t)\ell n\ p_i(t) + \frac{1}{2}\sum_i \sum_j \gamma_{ij}(t)\ell n\ p_i(t)\ell n\ p_j(t) \tag{3.3.b}$$

$$b(t,p(t)) := \beta_0(t) \prod_{i=1}^{n} p_i(t)^{\beta_i(t)}$$

$$\sum_{i=1}^{n} \alpha_i(t) = 1 \ ; \ \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij}(t) = 0 \ ; \ \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij}(t) = 0 \ ; \ \sum_{i=1}^{n} \beta_i(t) = 0 \tag{3.3.c}$$

Wij hebben de functies a en b van een index t voorzien, om de mogelijkheid open te laten dat de preferenties van huishoudens gedurende de life cycle aan verandering onderhevig zijn.

Het maximaliseringsvraagstuk (3.1) neemt nu de volgende gedaante aan.

$$\max_{x(t)} \int_0^T e^{-\delta t}\psi(t,x(t),p(t))dt \tag{3.4.a}$$

$$\text{S.T. } \dot{A}(t) = rA(t) - y(t) - x(t) \tag{3.4.b}$$

met

$$A(0) \text{ gegeven; } A(T) = 0 \tag{3.4.c}$$

Door toepassing van het "Pontryagin Maximum Principle" wordt de volgende oplossing gevonden:

$$x(t) = \frac{e^{(r-\delta)t}}{b(t,p(t))} \bigg/ \int_0^T e^{-\delta t}(b(t,p(t)))^{-1}dt \quad W_1 \equiv \kappa(t)W_1 \tag{3.5}$$

met $\kappa(t)$ impliciet gedefinieerd. $x(t)$ is dus een lineaire functie van het life time inkomen.

De parameter $\kappa(t)$ in (3.5) is in het algemeen niet constant in de tijd, maar varieert met een aantal grootheden, waarvan $b(t,p(t))$ de belangrijkste is. De relatieve prijsbeweging in periode $[t,t+dt)$ wordt door deze grootheid samengevat. Het in de vorige paragraaf genoemde bezwaar, dat de besparingen afhankelijk zijn van alle gedisconteerde prijzen in de tijd, is dus voor een goed deel weggenomen.

Model (3.5) blijft echter zeer gecompliceerd. In dit onderzoek hebben we voor de eenvoud de volgende veronderstelling gemaakt:

$$\prod_{i=1}^{n} p_i(t)^{\beta_i(t)} = 1 \tag{3.6}$$

Deze veronderstelling houdt in dat de consument geen rekening houdt met relatieve prijsveranderingen in de toekomst. Derhalve varieert de parameter $\kappa(t)$ alleen met de "taste shifter" $e^{(r-\delta)t}\beta_0(t)$.
De parameter $\kappa(t)$ wordt geacht door de volgende vergelijking te worden bepaald[1)]

$$\kappa(t) = A \exp\left[\sum_{i=1}^{4} \gamma_i \mathrm{PROF}(i) + \gamma_5 Q(1) + \sum_{j=1}^{fs} \delta_j h(a_j) + \varepsilon_1\right], \tag{3.7}$$

waarbij

f_s	:= gezinsgrootte
PROF(1)[2)]	:= 1 als het hoofd van het huishouden arbeider is
	:= 0 elders
PROF(2)[2)]	:= 1 als het hoofd employé of een directeur van een NV of BV is
	:= 0 elders

1) Tot nu toe was slechts sprake van een consument en niet van een gezin of huishouden. We veronderstellen dat een huishouden een homogene beslissingseenheid is, zodat een huishouden beslist als één consument.

2) De groep huishoudens, waarvan het hoofd inactief is, vormt de referentiegroep.

PROF(3)[2] := 1 als het hoofd een zelfstandige is, die niet in de agrarische sector werkt

:= 0 elders

PROF(4)[2] := 1 als het hoofd een in de agrarische sector werkzame zelfstandige is

:= 0 elders

Q(1)[2] := 1 als het hoofd van het huishouden en de partner werken (tweeverdieners)

:= 0 elders

a_1 := leeftijd van het hoofd van het huishouden

a_2 := leeftijd van de partner

$a_3,\ldots,a_{fs}$:= leeftijd van de overige leden van het huishouden

$h(.)$:= functie met $a_1,\ldots,a_{fs}$ als mogelijke argumenten

δ_j := 1 als $j = 1$

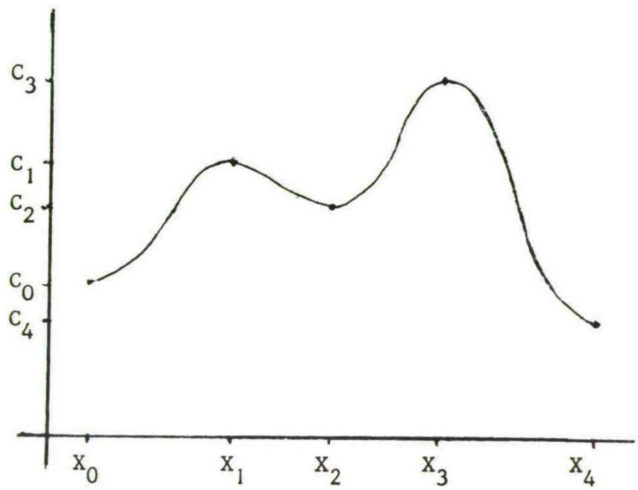
:= $\ell n(j/j-1)$ als $j \geq 2$

A := een constante

ε_1 := een kansvariabele die o.a. stochastische variantie in preferenties kan representeren

$\kappa(t)$ is dus onder andere afhankelijk van de grootte en leeftijdssamenstelling van het huishouden.

Figuur 1. De "Cubic Spline" techniek



2) De groep huishoudens, waarvan het hoofd inactief is, vormt de referentiegroep.

Voor de functie h(.) is een flexibele specificatie gekozen, nl. een cubic spline. Het principe van de cubic spline is geïllustreerd in figuur 1. Men kiest a priori een aantal abscis waarden, $x_0, x_1, \ldots, x_k$, de zogenaamde knooppunten. Een cubic spline bestaat uit een aantal derdegraads polynomen ("cubic polynomials"). Tussen elke twee knooppunten is er één derdegraads polynoom. De polynomen worden zo geconstrueerd dat ze in de knooppunten precies op elkaar aansluiten èn dat de eerste en tweede afgeleiden van de polynomen die elkaar "ontmoeten" in dat punt gelijk zijn (de ordinaatwaarden behorende bij de knooppunten $x_0, x_1, \ldots, x_k$ noemen we $c_0, c_1, \ldots, c_k$). Als gevolg van deze eisen kan de cubic spline op de volgende wijze worden geschreven (zie Poirier (1976)):

$$h(a_j) = \sum_{i=0}^{k} c_i SPL_i(a_j) \tag{3.8}$$

$$a_j \in \{0, \ldots, 79\}^{1)}$$

$$j = \{1, \ldots, fs\}$$

$$SPL(a_j) = (SPL_0(a_j), \ldots, SPL_k(a_j))$$

(k+1) vector, die van de leeftijd van het gezinslid j afhangt. Voor de precieze formulering ziet men Poirier (1976).

Ondanks deze aanpassingen kan relatie (3.5) nog niet empirisch geïmplementeerd worden, omdat de variabele W_1 niet waarneembaar is. Een gebruikelijke benadering is om W_1 te vervangen door het zogenaamde permanente inkomen (Friedman (1957)). Onder het permanente inkomen Y_p wordt verstaan het hoogste <u>constante</u> rendement op W_1, d.w.z. Y_p volgt uit:

$$W_1 = Y_p \int_0^T e^{-rt} dt = Y_p \frac{(1-e^{-rT})}{r} \tag{3.9.a}$$

ofwel

1) Als lid j van het huishouden ouder is dan 79, is a_j gelijk aan 79.

$$Y_p = \frac{rW_1}{1-e^{-rT}} \tag{3.9.b}$$

Het invullen van (3.9) in (3.5) levert de volgende relatie voor $\ell n\ x(t)$ op:[1]

$$\ell n\ x(t) = c + \ell n\ \kappa(t) + \ell n\ Y_p = \ell n\ \kappa^*(t) + \ell n\ Y_p \tag{3.10}$$

met c impliciet gedefinieerd.

$\ell n\ Y_p$ is in principe niet waarneembaar; $\ell n\ Y_p$ kan echter worden geacht samen te hangen met enige kenmerken van het huishouden. We postuleren de volgende relatie:

$$\ell n\ Y_p = \zeta_0 + \sum_{j=1}^{fs} \delta_j g(a_j) + \sum_{i=1}^{4} \zeta_i OPL(i) + \sum_{i=5}^{8} \zeta_i PROF(i-4) +$$

$$\zeta_9 Q(1) + \varepsilon_2 \tag{3.11}$$

waarbij

PROF(1),...,PROF(4),Q(1)[2] := gedefinieerd m.b.t. (3.7)
OPL(1),...,OPL(4) [2] := 4 dummy-variabelen, die het opleidingsniveau weergeven (OPL(1) staat voor het een na laagste opleidingsniveau, OPL(4) voor het hoogste)
$g(.)$:= Cubic Spline leeftijdsfunctie (zie boven)
ε_2 := een storingsterm

Voorts postuleren we de volgende relatie tussen het werkelijke inkomen, Y, op een bepaald tijdstip en het permanente inkomen:

1) We veronderstellen dat de rentevoet door het huishouden geacht wordt constant te zijn.

2) In vergelijking (3.11) wordt de groep huishoudens, waarvan het hoofd inactief is en het laagste opleidingsniveau heeft genoten als de referentiegroep beschouwd.

$$\ell n\ Y(t) = \ell n\ Y_p + \varepsilon_3 \tag{3.12}$$

De storingsterm ε_3 kan als een tijdelijke inkomenscomponent (Friedman noemt het Transitory Income) geïnterpreteerd worden.

4. De allocatie van de totale bestedingen

In deze paragraaf wordt ingegaan op de optimale verdeling van de totale bestedingen in een periode over een aantal categorieën. Dit is de tweede fase van het two stage budgeting proces. Voor de beschrijving van de preferenties ten aanzien van de allocatie van de totale bestedingen dient er een geschikte specificatie gekozen te worden. Het Linear Expenditure System (LES) behoort tot de mogelijke kandidaten. In periode t ziet de directe nutsfunctie van dit vraagsysteem er als volgt uit:

$$u(t,q,(t)) = u(q) = \sum_{i=1}^{n} \beta_i\ \ell n\ (q_i - \gamma_i) \tag{4.1}$$

(De tijdsindex t wordt in het vervolg gemakshalve weggelaten.) Als deze nutsfunctie wordt gemaximeerd, rekening houdend met de budgetrestrictie, wordt het volgende vraagstelsel verkregen:

$$p_i q_i = p_i \gamma_i + \beta_i (x - \sum_{j=1}^{n} p_j \gamma_j) \tag{4.2}$$

De variabele $p_i \gamma_i$ kan als de noodzakelijke uitgaven aan een goed worden geïnterpreteerd, terwijl de parameter β_i $(= p_i(q_i - \gamma_i)/(x - \sum_{j=1}^{n} p_j \gamma_j))$ het marginale budget-aandeel voorstelt. Het LES is om een aantal redenen een perspectief vraagstelsel te noemen. Ten eerste zijn de vraagfuncties lineair afhankelijk van het inkomen. Ten tweede worden <u>a priori</u> inferieure en complementaire goederen uitgesloten (zie Deaton en Muellbauer (1980)).

De laatste tijd is het gebruik van minder restrictieve vraagstelsels sterk toegenomen. Het Almost Ideal Demand System van Deaton en Muellbauer (1980) wordt vooral veel gebruikt. In de vorige paragraaf hebben wij reeds de indirecte nutsfunctie van het AIDS gegeven. De inverse stelt de kostenfunctie voor.

$$\ell n\ x = \ell n\ c(u,p) = a(p) + ub(p) \qquad (4.3.a)$$

$$a(p) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \ell n\ p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \ell n\ p_i\ \ell n\ p_j \qquad (4.3.b)$$

$$b(p) = \beta_0 \prod_{i=1}^{n} p_i^{\beta_i} \qquad (4.3.c)$$

De AIDS kostenfunctie wordt flexibel genoemd, omdat deze als een tweede orde Taylor benadering van een willekeurige kostenfunctie kan worden gezien.

Aangezien de kostenfunctie lineair homogeen en tweemaal continu differentieerbaar in de prijzen dient te zijn, moeten de volgende restricties aan de parameters worden opgelegd.

$$\sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1\ ;\ \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} = 0\ ;\ \sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} = 0\ ;\ \sum_{i=1}^{n} \beta_i = 0\ ;\ \gamma_{ij} = \gamma_{ji}$$

Door toepassing van Shephard's lemma en substitutie verkrijgen wij het AIDS vraagstelsel

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij} \log p_i + \beta_i(\ell n\ x - a(p)), \qquad (4.4)$$

waarbij

$$w_i := \frac{p_i q_i}{x}\ ;\ \text{budgetaandeel van goed } i,\ \sum_{i=1}^{n} w_i = 1.$$

Het AIDS lijdt niet aan de eerder genoemde tekortkomingen van het LES (zie Deaton en Muellbauer (1980)). Toch zijn er nog verschillende uitbreidingen wenselijk van het complete vraagstelsel (4.3). Er is bijvoorbeeld geabstraheerd van de rol, die gewoontevorming en voorkeursafhankelijkheid (keeping up with the Jones') spelen bij het tot stand komen van preferenties, en dit kan tot een behoorlijke misspecificatie van het model leiden (zie bijv. Kapteyn, V.d. Geer, V.d. Stadt en Wansbeek (1984), Darrough, Pollak en Wales (1983) e.v.a.). Wij zullen op dit moment geen rekening met deze factoren houden, maar het is wel de bedoeling ze te zijner tijd in het model op te nemen.

In dit stadium houden we ons slechts bezig met het incorporeren van een aantal demografische factoren, zoals gezinsgrootte en -samenstelling, in het Almost Ideal Demand System. Aan het modelleren van demografische factoren in consumptiefuncties is in de wetenschappelijke literatuur reeds veel aandacht besteed, o.a. door Muellbauer (1977) en Pollak en Wales (1981). We zullen de moderne benadering kort uiteenzetten.

Ga uit van een referentiehuishouden R, dat in ons geval uit één persoon bestaat. Zijn (of haar) kostenfunctie ziet er als volgt uit:

$$c^R = c^R(u^R, p) \tag{4.5}$$

Het is duidelijk, dat een meerpersoonshuishouden, H, meer kosten moet maken om hetzelfde nutsniveau u^R te bereiken als het referentiehuishouden. De vraag is: hoe verhoudt de kostenfunctie van huishouden H zich tot de referentiekostenfunctie c^R. Engel (1897) heeft (zonder het begrip kostenfunctie overigens te gebruiken) in feite een zodanige specificatie van c^H voorgesteld, dat de verhouding tussen de kosten van de twee huishoudens slechts afhankelijk is van de gezinsgrootte, ofwel:

$$x^H = c^H(u^R, p) = m_o(fs).c^R(u^R, p) \tag{4.6}$$

De (ongecompenseerde) vraagfuncties van huishouden H hebben dan de volgende gedaante

$$\frac{q_i}{m_o(fs)} = g_i\left(\frac{x^H}{m_o(fs)}, p\right) \tag{4.7}$$

Als bijvoorbeeld $m_o(fs) = fs$, wordt in (4.7) de consumptie per hoofd van goed i gerelateerd aan de totale bestedingen per hoofd. Het is echter niet aannemelijk dat de kosten om een bepaald nutsniveau te bereiken evenredig toenemen met de gezinsgrootte, wegens het bestaan van "economies of scale in consumption". Een betere Engelschaal is bijvoorbeeld

$$m_o(fs) = fs^\rho \tag{4.8}$$

waarbij $0 < \rho < 1$

Ray (1984) merkt op dat de Engelschaal in het algemeen ook gerelateerd zal zijn aan het nutsniveau en de prijsvector.

$$m_o = m_o(fs,u,p) \tag{4.9}$$

Bij een hoger nutsniveau (hoger inkomen) zal het budgetaandeel van noodzakelijke goederen als voeding voor verschillende huishoudtypes wellicht naar elkaar convergeren, waardoor de relatieve betekenis van gezinsgrootte in (4.9) afneemt. Verder zullen als gevolg van een hogere prijs van bijv. babyvoeding de kosten van een extra kind zeker toenemen. Om al te grote kostenverhogingen te vermijden, zal het huishouden dan meer substituten van babyvoeding kopen. Overigens dient (4.9) homogeen van de graad nul in de prijzen te zijn, opdat de kostenfunctie lineair homogeen blijft.

In navolging van Blundell (1980) ligt het voor de hand te veronderstellen dat de Engelschaal ook varieert met de leeftijdssamenstelling van het gezin. We kiezen daartoe de volgende specificatie:

$$\begin{aligned} \ell n\, m_o &= \ell n\, m_o(fs,a_1,\ldots,a_{fs},u,p) = \\ &= \rho\, \ell n\, fs + \sum_{i=1}^{n} \left(\sum_{j=1}^{fs} \delta_j f^i(a_j) \right) \ell n\, p_i + \\ &\quad + u\, \beta_0 \prod_{i=1}^{n} p_i^{\beta_i} \left[\prod_{i=1}^{n} p_i^{\eta_i \ell n\, fs} - 1 \right] \end{aligned} \tag{4.10}$$

a_j = leeftijd van het gezinslid j, j = 1,...,fs[1]

δ_j = 1 als j = 1 (hoofd huishouden krijgt gewicht één)[1]

δ_j = log(j/j-1) als j = 2,...,fs[1]

$f^i(a_j)$ = cubic spline leeftijdfunctie voor goed i (zie vorige paragraaf)

Zoals reeds eerder opgemerkt verwachten wij dat de parameter ρ vanwege het bestaan van economies of scale een waarde tussen nul en één aanneemt.
Om dezelfde redenen hebben wij in het leeftijdsspecifieke gedeelte van de Engelschaal (4.10), niet ieder gezinslid eenzelfde gewicht toegekend (δ_j = 1 voor alle j); de gewichten δ_j verminderen volgens een logaritmisch patroon naarmate j toeneemt. Door invulling van (4.10) in (4.6) en door het toepassen van Shephard's lemma wordt het volgende vraagstelsel verkregen (aangezien we met dwarsdoorsnedegegevens werken, mogen we zonder verlies van algemeenheid alle prijzen gelijk stellen aan één).

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \delta_j f^i(a_j) + (\beta_i + \eta_i \ln fs)(\ln x - \alpha_0 - \rho \log fs) \qquad (4.11)$$

Wij verwachten, dat gezinnen waarvan zowel de man als de vrouw werken of waarvan alleen het gezinshoofd een baan heeft, een ander consumptiepatroon hebben dan huishoudens waarvan het hoofd geen baan heeft. Teneinde dit effect te meten, hebben we 2 extra dummyvariabelen in (4.11) opgenomen.

5. Data

Het model dat we in de paragrafen 3 en 4 hebben uiteengezet, is geschat met data van het zogenaamde Doorlopend Budgetonderzoek 1980 (DBO-1980).

In 1980 hebben 2859 huishoudens aan dit onderzoek meegedaan. Na een aantal outliers uit de dataset te hebben gegooid, hielden wij 2770

1) De leden der huishouding zijn als volgt gerangschikt: eerst het hoofd van het huishouden, vervolgens de partner en ten slotte alle overige leden in volgorde van afnemende leeftijd.

waarnemingen over. Aangezien wij binnenkort verschijnselen als gewoontevorming en interdependentie van preferenties willen bestuderen en daarvoor ook data van het DBO-1981 benodigd zijn, hebben wij alleen de gegevens van de huishoudens gebruikt, die zowel in 1980 als in 1981 aan het DBO hebben deelgenomen (dit zijn er 1596).
In het consumptiemodel hebben wij, in navolging van het CBS, de volgende goederencategorieën onderscheiden:

1. Voeding	w.o. brood, gebak en grutterswaren aardappelen, groente en fruit suikerhoudende artikelen en dranken oliën en vetten vlees, vleeswaren, vis zuivelprodukten verteringen buitenshuis overige voedingsmiddelen
2. Woning	w.o. huur(waarde),[1] onderhoud woning en tuin meubelen, stoffering, linnengoed huishoudelijke apparaten en gereedschappen verwarming, verlichting
3. Kleding, schoeisel	
4. Lichamelijke en medische verzorging	w.o. huishoudelijke dienstverlening reiniging lichamelijke verzorging geneeskundige verzorging
5. Ontwikkeling ontspanning	w.o. opleiding schrijfbehoeften en lectuur sport en spel, vakantie overige ontspanning roken
6. Verkeer en vervoer	w.o. openbaar vervoer rijwielen, bromfietsen, motoren e.d. auto's overige vervoerskosten
7. Overige bestedingen[2]	

1) Wanneer het een koophuis betreft, heeft een beëdigd taxateur de huurwaarde vastgesteld. Hypotheken e.d. worden dus door het CBS niet als bestedingen opgevat.

2) Deze vormen een zeer kleine bestedingscategorie.

Aangetekend dient te worden, dat het CBS een verkoop van een (duurzaam) consumptiegoed als een negatieve besteding aanmerkt. Vanuit de optiek van het consumptiemodel is dat niet correct, omdat er hier sprake is van vermogenssubstitutie. Aan het slot van deze paragraaf geven we in tabel 1 steekproefgemiddelden en standaardafwijkingen van de belangrijkste variabelen die in het empirisch deel van de analyse zijn gebruikt.

Tabel 1. Gemiddelde en standaardafwijking van enige variabelen

	Gemiddelde	Standaardafwijking
Budgetaandelen		
1. Voeding w_1	0.218	0.073
2. Woning w_2	0.313	0.106
3. Kleding w_3	0.083	0.044
4. Verzorging w_4	0.083	0.044
5. Ontwikkeling etc. w_5	0.140	0.075
6. Verkeer w_6	0.105	0.089
7. Overig w_7	0.012	0.018
Algemene karakteristieken van het huishouden		
1. Totale bestedingen (in guldens × 10^{+3})	33.018	13.966
2. Netto inkomen (in guldens × 10^{+3})	33.565	15.003
3. Grootte huishouden	2.988	1.390
4. Leeftijd hoofd huishouden	44.862	15.866

6. Stochastische specificatie en schattingsresultaten

Het in het voorgaande ontwikkelde model kan als volgt worden samengevat:

$$\ell n\ x = \gamma_0 + \sum_{j=1}^{fs} \delta_j h(a_j) + \sum_{j=1}^{4} \gamma_j \mathrm{PROF}(j) + \gamma_5 Q(1) + \ell n\ Y_p + \varepsilon_1 \tag{6.1}$$

$$\ell n\ Y_p = \zeta_0 + \sum_{j=1}^{fs} \delta_j g(a_j) + \sum_{j=1}^{4} \zeta_j OPL(j) + \sum_{j=5}^{8} \zeta_j PROF(j-4) + \zeta_9 Q(1) + \varepsilon_2 \tag{6.2}$$

$$\ell n\ Y = \ell n\ Y_p + \varepsilon_3 \tag{6.3}$$

$$w_i = (\alpha_i - \beta_i \alpha_0) + \sum_{j=1}^{fs} \delta_j f^i(a_j) - (\eta_i \alpha_o + \beta_i \rho) \ell n\ fs -$$

$$- \eta_i \rho\ \ell n^2 fs + \beta_i \ell n\ x + \eta_i \ell n\ x\ \ell n\ fs + \theta_i^1 Q(1) + \theta_i^2 Q(2) + \delta_i \tag{6.4}$$

$i \in \{1,\ldots,n\}$ (n = aantal goederen)

$$\sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1\ ;\ \sum_{i=1}^{n} f^i(a_j) = 0\ ;\quad a_j\ ;\ \sum_{i=1}^{n} \eta_i = 0\ ;\ \sum_{i=1}^{n} \beta_i = 0$$

waarin

x	:=	totale bestedingen
Y	:=	netto inkomen
Y_p	:=	permanent inkomen (voor definitie zie paragraaf 5)
PROF(1)	:=	1 als het hoofd van het huishouden arbeider is
	:=	0 elders
PROF(2)	:=	1 als het hoofd van het huishouden employé/directeur NV, BV is
	:=	0 elders
PROF(3)	:=	1 als het hoofd van het huishouden zelfstandige is, die niet in de agrarische sector werkt
	:=	0 elders
PROF(4)	:=	1 als het hoofd van het huishouden een zelfstandige is, die in de agrarische sector werkzaam is
	:=	0 elders
Q(1)	:=	1 als het hoofd van het huishouden en de partner werken ("tweeverdieners")
	:=	0 elders

Q(2) := 1 als alleen het hoofd van het huishouden werkt ("éénverdiener")
:= 0 elders

OPL(1)...OPL(4) := 4 dummyvariabelen, die het opleidingsniveau weergeven (OPL(1) staat voor het één na laagste opleidingsniveau, OPL(4) voor het hoogste)

fs := grootte van het huishouden

a_1 := leeftijd van het hoofd van het huishouden

a_2 := leeftijd van de partner (indien aanwezig)

$a_3,\ldots,a_{fs}$:= leeftijden van de overige leden der huishouding gesorteerd naar afnemende grootte

$h(.) := \sum_{\ell=0}^{k} c_\ell SPL_\ell(.)$ "Cubic Spline" leeftijdsfunctie met de knooppunten 0, 6, 18, 65 en 79 jaar

$g(.) := \sum_{\ell=0}^{k} d_\ell SPL_\ell(.)$ "Cubic Spline" leeftijdsfunctie met de knooppunten 0, 16, 18, 65 en 79 jaar

$f^i(.) := \sum_{\ell=0}^{k} \psi_\ell^i SPL_\ell(.)$ "Cubic Spline" leeftijdsfunctie met de knooppunten 0, 6, 18, 65 en 79 jaar

δ_j := 1 als j = 1

δ_j := ln (j/j-1) als j = 2,...,fs

Bij het schatten van het model (6.4) mogen we één vergelijking weglaten (bijv. die van de overige bestedingen), omdat de som van de budgetaandelen per definitie gelijk is aan één (zie Barten (1969)).
Wat betreft de storingen hebben we het volgende aangenomen

$$E\xi_m = E(\varepsilon_{1,m},\varepsilon_{2,m},\varepsilon_{3,m},\delta_{1,m},\ldots,\delta_{6,m})' = 0$$

$$\xi_m \sim N(0,V) \tag{6.4}$$

$$E\xi_{m_1}\xi'_{m_2} = V = \begin{bmatrix} \mathrm{var}(\varepsilon_1) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \mathrm{var}(\varepsilon_2) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \mathrm{var}(\varepsilon_3) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & V_\delta \end{bmatrix} \quad \text{als } m_1 = m_2$$

$$= 0 \qquad \text{als } m_1 \neq m_2$$

$m_1, m_2 \in \{1,\ldots,N\}$ (N = aantal waarnemingen)

In (6.1) is de coëfficiënt van $\ell n\ Y_p$ gelijk aan één. Deze restrictie hebben we getoetst en niet kunnen verwerpen (t_{1584} = 0,76). In tabel 2 worden de belangrijkste schattingsresultaten gepresenteerd voor de eerste fase van het two-stage budgeting probleem (vergelijkingen (6.1)-(6.3)).

Tabel 2. Resultaten van de eerste fase van het two-stage budgeting probleem (t-waarden tussen haakjes)

Vgl. (6.1)

γ_0	= -0.078	(-2.12)
SPLINE OP LEEFTIJD GEZINSLEDEN		
c_1	= 0.181	(3.03)
c_2	= 0.056	(1.54)
c_3	= 0.014	(0.67)
c_4	= -0.018	(-0.81)
c_5	= -0.151	(3.68)
BEROEP		
γ_1	= -0.041	(-1.54)
γ_2	= -0.088	(-3.54)
γ_3	= 0.068	(1.40)
γ_4	= 0.101	(1.84)
TWEEVERDIENERS		
γ_5	= -0.091	(-3.98)
$var(\varepsilon_1)$	= 0.044	
R_1^2	= 0.800	

Vgl. (6.2)

ζ_0	= 2.30	(58.7)
SPLINE OP LEEFTIJD GEZINSLEDEN		
d_1	= -0.053	(-0.89)
d_2	= -0.017	(-0.46)
d_3	= 0.290	(14.47)
d_4	= 0.513	(22.80)
d_5	= 0.464	(11.17)
OPLEIDING		
ζ_1	= 0.079	(4.35)
ζ_2	= 0.170	(8.33)
ζ_3	= 0.296	(11.69)
ζ_4	= 0.447	(11.39)
BEROEP		
ζ_5	= 0.146	(5.38)
ζ_6	= 0.283	(11.13)
ζ_7	= 0.126	(2.57)
ζ_8	= 0.015	(0.27)
TWEEVERDIENERS		
ζ_9	= 0.219	(9.55)
$var(\varepsilon_2)$	= 0.045	
R_2^2	= 0.700	

Vgl. (6.3)

$var(\varepsilon_3)$	= 0.037
R_3^2	= 0.799

De huishoudens waarvan het hoofd een zelfstandige is, blijken een hogere "marginal propensity to consume" te hebben dan de overige huishoudens, maar deze grootheid neemt af als in het gezin minstens 2 personen werken. De marginal propensity to consume, $\kappa(t)$, hangt door de term $\sum_{j=1}^{5} \delta_j h(a_j)$ ook af van de grootte en de leeftijdssamenstelling van het huishouden. Deze term is voor een aantal willekeurige gezinstypen berekend (zie tabel 3).

Tabel 3.

No	huishoud-grootte	hoofd huishouden	partner	3	4	5	6	$\Sigma\ \delta_j h(a_j)$
1	1	30						0.036
2	1	50						0.047
3	1	70						-0.049
4	2	30	28					0.059
5	2	50	48					0.080
6	2	70	68					-0.072
7	3	30	28	2				0.122
8	3	50	48	20				0.087
9	4	50	48	20	18			0.090
10	5	50	48	20	18	16		0.093
11	6	50	48	20	18	16	12	0.095

Uit tabel 3 blijkt dat, gegeven de andere regressoren, een gezin met jonge kinderen (bijv. gezinstype 7) een hoge consumptiegeneigdheid heeft en dat een bejaardenechtpaar relatief meer spaart.

De verklaring van verschillen in permanent inkomen tussen huishoudens is redelijk geslaagd (zie tabel 2 vgl. (6.2)). Het teken en de grootte van de coëfficiënten van relatie (6.2) zijn plausibel. Zoals te verwachten valt, is het permanente inkomen een stijgende functie van het opleidingsniveau en bereikt het zijn top als het gezinshoofd een employé of een directeur van een N.V. of B.V. is en de partner ook werkt. De inactieven hebben volgens het model een lage inkomensverwachting. Het verband tussen het permanente inkomen en de grootte en leeftijdssamenstelling is voor de 11 verschillende gezinstypen in tabel 4 weergegeven.

Tabel 4. De waarden van de functie $\sum_{j=1}^{fs} \delta_j g(a_j)$

		leeftijden	gezinsleden					
No	huishoud-grootte	hoofd huishouden	partner	3	4	5	6	$\sum_{j=1}^{fs} \delta_j g(a_j)$
1	1	30						0.050
2	1	50						0.058
3	1	70						0.050
4	2	30	28					0.083
5	2	50	48					0.098
6	2	70	68					0.085
7	3	30	28	2				0.081
8	3	50	48	20				0.111
9	4	50	48	20	18			0.119
10	5	50	48	20	18	16		0.123
11	6	50	48	20	18	16	12	0.125

Er kan geconcludeerd worden, dat bij constante gezinsgrootte, de huishoudens waarvan het hoofd de middelbare leeftijd (bijv. 50 jaar) heeft bereikt, de hoogste inkomens hebben en dat het permanente inkomen over het algemeen een stijgende functie is van gezinsgrootte. De statistische aanpassing van relatie (6.1) en (6.2) kan overigens, gezien de waarde van de R^2, redelijk genoemd worden.

Tabel 5. Resultaten van de tweede fase (6.4): VERDELINGSMODEL CONSUMPTIEVE BESTEDINGEN

α_0 = 5.10 (6.26)	ρ = 0.19 (1.64)	
		GEZINSGROOTTE
α_1 = 0.357	β_1 = -0.054 (-7.02)	η_1 = -0.028 (-3.97)
α_2 = 0.382	β_2 = -0.002 (-0.15)	η_2 = -0.001 (-0.05)
α_3 = 0.073	β_3 = -0.005 (-1.00)	η_3 = 0.006 (1.38)
α_4 = 0.183	β_4 = -0.009 (-1.73)	η_4 = -0.027 (-5.51)
α_5 = 0.097	β_5 = 0.007 (0.82)	η_5 = 0.027 (3.33)
α_6 = -0.096	β_6 = 0.064 (6.57)	η_6 = 0.023 (2.57)
α_7 = -0.004	β_7 = 0.001	η_7 = 0.000

LEEFTIJD 0 JAAR	LEEFTIJD 6 JAAR	LEEFTIJD 18 JAAR
ψ_1^1 = -0.048 (-1.73)	ψ_2^1 = -0.019 (-0.79)	ψ_3^1 = -0.004 (-0.16)
ψ_1^2 = 0.067 (2.17)	ψ_2^2 = -0.010 (-0.42)	ψ_3^2 = -0.045 (2.12)
ψ_1^3 = 0.016 (1.12)	ψ_2^3 = 0.030 (2.69)	ψ_3^3 = 0.022 (2.16)
ψ_1^4 = -0.054 (-2.43)	ψ_2^4 = -0.060 (-3.00)	ψ_3^4 = -0.049 (-2.53)
ψ_1^5 = -0.008 (-0.28)	ψ_2^5 = 0.038 (1.58)	ψ_3^5 = 0.048 (2.11)
ψ_1^6 = 0.029 (0.96)	ψ_2^6 = 0.017 (0.69)	ψ_3^6 = 0.022 (0.92)
ψ_1^7 = 0.002	ψ_2^7 = -0.003	ψ_3^7 = -0.005

LEEFTIJD 65 JAAR	LEEFTIJD 79 JAAR	TWEEVERDIENERS
ψ_4^1 = -0.001 (-0.04)	ψ_5^1 = -0.012 (-0.49)	θ_1^1 = -0.027 (-3.01)
ψ_4^2 = -0.014 (0.64)	ψ_5^2 = 0.025 (1.40)	θ_2^1 = 0.004 (0.33)
ψ_4^3 = 0.020 (1.87)	ψ_5^3 = 0.004 (0.36)	θ_3^1 = 0.001 (0.26)
ψ_4^4 = -0.036 (-1.83)	ψ_5^4 = -0.031 (-1.53)	θ_4^1 = 0.021 (4.51)
ψ_4^5 = 0.020 (0.86)	ψ_5^5 = 0.001 (0.04)	θ_5^1 = 0.001 (0.11)
ψ_5^6 = 0.006 (0.23)	ψ_5^6 = 0.000 (0.01)	θ_6^1 = -0.007 (-0.72)
ψ_4^7 = -0.006	ψ_5^7 = -0.002	θ_7^1 = -0.001

Vervolg tabel 5

EENVERDIENER

$\theta_1^2 = -0.010$	(-1.78)	$R_1^2 =$	0.209
$\theta_2^2 = -0.001$	(-0.16)	$R_2^2 =$	0.119
$\theta_3^2 = 0.001$	(0.15)	$R_3^2 =$	0.028
$\theta_4^2 = 0.010$	(2.90)	$R_4^2 =$	0.085
$\theta_5^2 = 0.000$	(0.07)	$R_5^2 =$	0.071
$\theta_6^2 = -0.002$	(-0.22)	$R_6^2 =$	0.145
$\theta_7^2 = -0.001$			

log L = 15678.817

De interpretatie van de schattingsresultaten van model (6.4) (zie tabel 5) is een stuk gecompliceerder dan van de relaties (6.1) en (6.2), omdat de variabele ℓn fs op verschillende plaatsen in het model voorkomt. Dit heeft als consequentie, dat de uitdrukking $\partial w_i / \partial \ \ell n$ fs er niet eenvoudig uitziet. Het effect van demografische factoren op de consumptie kan dan ook het eenvoudigst bestudeerd worden met behulp van enige grafieken.

Aangezien het model is geschat op dwarsdoorsnedegegevens en de prijzen dus zonder verlies aan algemeenheid op één kunnen worden gezet, kan de Engelschaal (4.8) als volgt worden geschreven:

$$\ell n\ m_0 = \rho\ \ell n\ fs \qquad (6.5)$$

Veronderstellend dat er economies of scale bestaan in gezinsconsumptie, zou men verwachten dat $0 < \rho < 1$. Deze verwachting wordt door de schattingsresultaten bevestigd ($\rho = 0.19$, zie tabel 3).

De schattingsresultaten wijzen verder uit, dat huishoudens waarvan zowel het hoofd als de partner werken t.o.v. andere gezinnen relatief minder geld uitgeven aan voeding. Het omgekeerde is het geval voor de categorie lichamelijke en geneeskundige verzorging. Men moet bij dit resultaat wel bedenken dat de verplichte ziekenfondsverzekering in deze bestedingscategorie is opgenomen. Als er in een huishouden 2 of meer personen voorkomen die een baan hebben en die beiden een salaris hebben, dat onder de ziekenfondsgrens ligt, dan wordt door dit huishouden de ziekenfondspremie meerdere malen betaald. Dit zou een verklaring kunnen zijn voor het bovengenoemde resultaat.

Ten slotte merken we op dat de R^2-en van de verschillende vergelijkingen vrij laag zijn. Het is dus waarschijnlijk zinvol om aspecten als gewoontevorming en voorkeursafhankelijkheid in het model te incorporeren en om het arbeidsaanbod van de verschillende leden van het huishouden als endogene variabele in het model op te nemen. Dit is onderwerp van toekomstig onderzoek. Overigens zijn de lage R^2-en mede een gevolg van het feit dat het model budgetaandelen moet verklaren. Omrekening van de budgetaandelen naar bestedingen is guldens laat zien dat het model meer dan 50% in de variantie van bestedingen verklaart.

II. De consumptie in het jaar 2000

7. Inleiding

In dit deel zullen we prognoses over de consumptie van verschillende goederencategorieën geven voor het jaar 2000 met behulp van het model, dat in deel I van de bijlage is uiteengezet. De hieronder gepresenteerde resultaten moeten om twee redenen met de nodige reserves worden bekeken. Ten eerste wordt binnen ons statische model geen rekening gehouden met de rol die een eventuele verandering van de relatieve prijzen speelt bij het allocatieproces. Zolang wij echter aannemen, dat de verhouding tussen de relatieve prijzen hetzelfde blijft, mag het model gebruikt worden voor het construeren van voorspellingen. Ten tweede zijn wij geconfronteerd met enige dataproblemen. Zo wijkt het door ons model voorspelde consumptieniveau in 1980 maar liefst ruim 40 miljard af van het niveau, dat door het C.B.S. in de Nationale Rekeningen wordt gerapporteerd (156,3 miljard versus 202,5 miljard). Uit de volgende paragraaf zal blijken, dat deze discrepantie vooral te wijten is aan het verschil in definitie van het begrip consumptie. Verder zijn er weinig voorspellingen beschikbaar over de verdeling van demografische variabelen als gezinsgrootte en de leeftijdssamenstelling van het huishouden in het jaar 2000. Deze variabelen doen in ons model dienst als exogenen bij de voorspelling van de consumptie en de besparingen.

Dit deel is als volgt ingedeeld: in paragraaf 8 zetten wij uiteen hoe de voorspellingen van de consumptie in het jaar 2000 zijn geconstrueerd. Ook zullen we dieper ingaan op de problemen, waarmee wij bij het verzamelen van de data zijn geconfronteerd. In paragraaf 9 zullen de consumptieprognoses worden gepresenteerd en geanalyseerd.

8. Methodologie

Voordat wij enige voorspellingen over het consumptieniveau in het jaar 2000 doen, is het verstandig het consumptiecijfer 1980 dat in de Nationale Rekeningen wordt vermeld te vergelijken met het cijfer, dat uit het D.B.O.-1980 kan worden afgeleid. Het C.B.S. heeft zijn steekproef zodanig samengesteld, dat het modale gezin (d.i. een werknemersgezin met 2 kinderen en een inkomen van ongeveer 31.000 gulden) is oververtegenwoordigd. Dit heeft men gedaan om het basisjaar van het prijsindexcijfer voor de gezinsconsumptie te kunnen verleggen. Willen wij een verantwoorde schatting kunnen maken van de omvang en samenstelling van de totale consumptie dan dienen we de huishoudens in de steekproef te herwegen. Een modaal gezin krijgt daarbij vanzelfsprekend een klein gewicht en aangezien de zelfstandigen relatief te weinig in de steekproef voorkomen, wordt aan deze groep een groter gewicht gegeven. Wij hebben met de gewogen steekproef (het C.B.S. heeft de gewichten berekend) de totale consumptie in 1980 geschat met behulp van de volgende formule.

$$\hat{X}(1980) = \frac{N_{pop}(1980)}{N_{ST}(1980)} \cdot \sum_{n=1}^{N} gew_n(1980)\, x_n(1980) , \qquad (8.1)$$

waarbij:

$n \in \{1,...,N\}$:= index van gezinnen in de steekproef

N := aantal huishoudens in de steekproef (= 2857)

$gew_n(1980)$:= gewicht van huishouden n (bron: CBS)

$N_{pop}(1980)$:= totale bevolking van Nederland in 1980 (= 14091000)

$N_{ST}(1980)$:= $\sum_{n=1}^{N} gew_n(1980) fs_n$ aantal individuen in de gewogen steekproef

$\hat{X}(1980)$:= geschatte totale bestedingen in Nederland

$\hat{X}(1980)$ bedraagt 159,3 miljard gulden. Volgens het statistisch zakboek 1981 (tabel 4 blz. 257) is er in 1980 voor 202.5 miljard gulden geconsumeerd. Tussen deze cijfers bestaat een verschil van ongeveer 40 miljard, hetgeen te wijten is aan de volgende factoren:

- in de Nationale Rekeningen wordt de consumptie van buitenlandse toeristen meegeteld en in het D.B.O.-1980 niet;
- de bestedingen die instellingen zonder winstoogmerk (sociale instellingen, sportverenigingen, etc.) doen, worden in de Nationale Rekeningen als consumptie gerekend. In het D.B.O.-1980 worden dergelijke instellingen vanzelfsprekend niet als huishoudens beschouwd;
- van een aantal verzekeringen (A.W.B.Z., bejaardenverzekering) is in het D.B.O.-1980 wel en in de Nationale Rekeningen niet geabstraheerd;
- de bestedingen aan (alcoholische) dranken, tabak, horeca en vermaak worden in het D.B.O.-1980 om twee redenen systematisch onderschat. Ten eerste worden dergelijke bestedingen door een aantal gezinsleden waarschijnlijk maar gedeeltelijk in het huishoudboekje verwerkt. Ten tweede bestaat bij het C.B.S. het vermoeden, dat de huishoudens die relatief veel geld aan deze goederen spenderen ondervertegenwoordigd zijn in de steekproef.

Op grond van de bovengenoemde constateringen, dienen de consumptieschattingen met de nodige reserves geanalyseerd te worden

Teneinde de omvang en samenstelling van de nationale consumptie in het jaar 2000 te voorspellen, voorspellen we eerst met behulp van het ontwikkelde model per gezin, n, in het D.B.O. wat de consumptie van goed i, $q_{in}(2000)$, is bij een bepaald verondersteld inkomen in het jaar 2000. We kunnen vervolgens de consumptie in Nederland in het jaar 2000 op de volgende wijze bepalen:

$$Q_i(2000) = \frac{N_{pop}(2000)}{N_{ST}(2000)} \sum_{n=1}^{N} gew_n(2000)\, q_{in}(2000) \qquad (8.2)$$

$gew_n(2000)$ = gewicht dat aan huishouden n voor het jaar 2000 wordt toegekend

$N_{pop}(2000)$ = grootte van de bevolking in het jaar 2000

$Q_i(2000)$ = consumptie van goed i in Nederland in het jaar 2000

$$N_{ST}(2000) = \sum_{n=1}^{N} gew_n(2000)\ fs_n$$

De Freytas en Koster laten in hun studie duidelijk zien, dat de omvang en de samenstelling van de bevolking tot het jaar 2000 een drastische verandering zal ondergaan. Er blijkt echter nog steeds weinig te kunnen worden gezegd omtrent de kwantitatieve relaties tussen de demografische componenten en de achterliggende factoren van sociaal-economische, culturele, politieke en technologische aard.

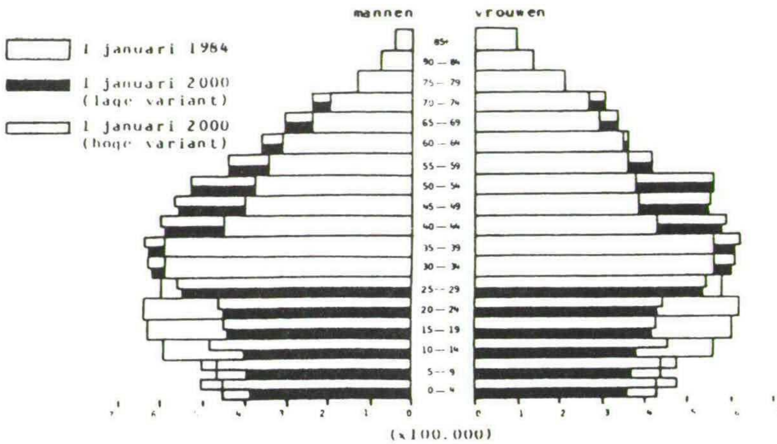
Op grond van een aantal vooronderstellingen heeft het CBS in haar prognose van december 1984 drie varianten gehanteerd voor de demografische ontwikkeling in Nederland. Hieruit blijkt dat het aantal inwoners in ons land (14,395 miljoen op 1 januari 1984) in het jaar 2000 zal zijn gestegen tot:

14,771 miljoen volgens de lage variant;
15,147 miljoen volgens de midden-variant;
15,526 miljoen volgens de hoge variant.

De totale bevolking stijgt in de periode 1984-2000 volgens de lage variant met 2,6% en volgens de hoge variant met 7,9%. Het verschil in de omvang van de bevolking tussen de lage en de hoge variant bedraagt 755.000 personen. Bestudering van de CBS-prognose leert dat het verschil in uitkomst tussen de lage en de hoge variant overwegend wordt veroorzaakt door andere vooronderstellingen omtrent het vruchtbaarheidsverloop van vrouwen.

In de onderstaande grafiek zijn de bevolkingspyramides die volgens de lage respectievelijk de hoge variant in 2000 zouden ontstaan en die van

1984 in elkaar geschoven. Daarbij zijn leeftijdsklassen van 5 jaar aangehouden en is een onderscheid gemaakt naar sexe.



Uit de volgende samenvatting blijkt dat volgens de hiervoor genoemde CBS-prognose in de komende 15 jaren er sprake is van ontgroening van de bevolking en tegelijkertijd treedt vergrijzing op.

<u>Procentuele verdeling van de bevolking in 2000 volgens de lage en de hoge variant (t.o.v. 1980 en 1984)</u>

Leeftijd	laag	hoog	(1984)	(1980)
0-14	15,5	18,7	(20,3)	(22,6)
15-44	43,9	42,4	(47,6)	(46,1)
45-64	25,8	24,8	(20,2)	(19,8)
65+	14,8	14,1	(11,9)	(11,5)

Vanwege deze demografische ontwikkeling hebben wij aan elke waarneming in de steekproef een nieuw gewicht, $gew_n(2000)$ toegekend. De wijze waarop deze term is bepaald, komt later in deze bijlage aan de orde.

De bestedingen van huishouden n aan de verschillende goederencategorieën in het jaar 2000, $q_{in}(2000)$, is met behulp van het in de vorige paragrafen ontwikkelde model berekend, waarbij wij voor elk huishouden een jaarlijkse reële inkomensgroei van resp. 0, 2 en 4% hebben verondersteld. In par. 6 hebben wij het volgende verband tussen de totale bestedingen en het inkomen van gezin n gepostuleerd.

$$\ell n\ x_n(t) = \ell n\ \kappa^*(t) + \ell n\ Y_{pn}(t) + \varepsilon_{1n}(t) \tag{8.3}$$

$$\ell n\ Y_n = \ell n\ Y_{pn}(t) + \varepsilon_{2n}(t) \tag{8.4}$$

$\kappa_n^*(t)$ = "marginale (en gemiddelde) consumptiequote" van gezin n

$Y_{pn}(t)$ = permanent inkomen van gezin n

$Y_n(t)$ = netto inkomen

Volgens de vergelijkingen (8.3) en (8.4) is de inkomenselasticiteit van de totale bestedingen gelijk aan één. Daarom stijgen de totale bestedingen met hetzelfde percentage als het netto inkomen. De consumptie van goed i en de totale bestedingen van gezin n zijn in ons model op de volgende manier gerelateerd.

$$q_{in}(t) = x_n(t).w_{in}(t) = x_n(t)(\alpha_{in}^* + \beta_{in}^* \ell n\ x(t) + \delta_{in}) \tag{8.5}$$

waarbij

$$\alpha_{in}^* = (\alpha_i - \beta_i \alpha_0) + \theta_1^i Q_n(1) + \theta_2^i Q(2) + \sum_{j=1}^{fs_n} \delta_j f^i(a_{jn})$$

en

$$\beta_{in}^* = (\beta_i + \eta_i \ell n\ fs_n)$$

Uit ons model en de veronderstellingen aangaande de groei van het inkomen volgt, dat q_{in} in het jaar 2000 de volgende waarde aanneemt

$$\begin{aligned} q_{in}(2000) &= x_n(2000)\ .\ w_{in}(2000) = \\ &= (1+g)^{20} x_n(1980)(w_{in}(1980) + \beta_{in}^* 20.\ell n(1+g)) \\ &= (1+g)^{20}(q_{in}(1980) + \beta_{in}^* 20.x_n(1980).\ell n(1+g)) \end{aligned} \tag{8.6}$$

waarbij

g := jaarlijkse inkomensgroei = groei van de totale bestedingen

$w_{in}(t)$:= budgetaandeel van goed i van gezin n in het jaar t

De consumptie van luxe goederen ($\beta_{in}^{*} > 0$) stijgt volgens formule (8.6) relatief sneller dan het inkomen. Als de inkomensgroeivoet g positief is, verwachten wij dus dat het budgetaandeel van de goederen "ontwikkeling en ontspanning" en "verkeer" voor elk huishouden groter is geworden.

Willen wij het macro-consumptiecijfer van goed i in het jaar 2000 (de variabele $Q_i(2000)$ in vergelijking (8.2)) bepalen, dan dienen we, zoals gezegd, de steekproef te wegen. Wij doen dit door middel van de R.A.S. methode. Deze techniek wordt vooral gebruikt bij het "updaten" van input-output-matrices.

De werking van deze techniek kan met een voorbeeld worden geschetst. Ga er vanuit dat de gehele input-output-matrix van het jaar 1981 bekend is en verder alleen de randtotalen van 1983. De vraag is nu: hoe schatten we de cellen van de input-output-matrix 1983? De R.A.S.-methode doet dit door elke rij en kolom te vermenigvuldigen met een zeker getal, de correctiefactor. Om preciezer te zijn:[1)]

$$\hat{a}_{ij}(1983) = a_{ij}(1981)r_1(i)r_2(j) \qquad (8.7)$$

$$i \in \{1,\ldots,m_1\} \;;\; j \in \{1,\ldots,m_2\}$$

waarbij

$r_1(i)$, $r_2(j)$:= correctiefactoren

De correctiefactoren $r_1(i)$ en $r_2(j)$ moeten zodanig gekozen worden, dat de randtotalen van de geschatte input-output-matrix voor 1983 gelijk zijn aan de werkelijke waarden voor dat jaar:

1) Een dakje boven een variabele geeft aan, dat het om een geschatte en niet om de werkelijke waarde van die variabele handelt.

$$\sum_i \hat{a}_{ij}(1983) = \hat{a}_{.j}(1983) = a_{.j}(1983)$$

$$\sum_j \hat{a}_{ij}(1983) = \hat{a}_{i.}(1983) = a_{i.}(1983) \qquad (8.8)$$

Uit het stelsel niet-lineaire vergelijkingen (8.8) kunnen de onbekende correctiefactoren $r_1(i)$ en $r_2(j)$ worden opgelost en deze kunnen vervolgens worden gesubstitueerd in relatie (8.7). De R.A.S.-methode kan eenvoudig worden gegeneraliseerd door rekening te houden met meer dan twee kenmerken (zie Kapteyn (1977)).

Wij passen de R.A.S.-methode toe om een matrix van gewogen relatieve frequenties van gezinssamenstellingen in het D.B.O. '80 te updaten naar het jaar 2000. Dit levert de gewichten $gew_n(2000)$. Om deze procedures te kunnen uitvoeren dient men te beschikken over bruikbare prognoses van de verdeling van demografische variabelen, die bij de implementatie van de R.A.S.-methode als randtotalen kunnen dienen.

Helaas hebben vrijwel alle demografische statistieken en prognoses betrekking op individuen en niet op gezinnen. Dit bemoeilijkt de bepaling van $gew_n(2000)$ aanzienlijk, omat het C.B.S. in het D.B.O. '80 de consumptie van (gezins-)huishoudens heeft onderzocht. Wij hebben op individueel niveau lage en hoge variant voorspellingen omtrent de volgende demografische kenmerken weten op te sporen:

- de regio, waarin de persoon woonachtig is (bron: B. Steinebach (1985));
- de leeftijdsgroep en geslacht waartoe de persoon behoort (bron: De Freytas, Koster (1985));
- de positie, welke het individu in het huishouden inneemt (bron: B. Steinebach (1985)).

Het vormde geen probleem om op individueel niveau uit het D.B.O. '80 de matrix van relatieve frequenties van de bovengenoemde kenmerken te berekenen. Met behulp van de aldus verkregen gegevens kan vervolgens de R.A.S.-methode worden toegepast. Aldus wordt voor elk individu een gewicht $g_m(2000)$ geconstrueerd:[1)]

1) Individu m is ingedeeld in de cel (i_1, i_2, i_3).

$$g_m^j(2000) = r_1^j(i_1)\ r_2^j(i_2)\ r_3^j(i_3)\ g_m(1980) \tag{8.9}$$

$$i_1 \in \{1,\ldots,11\},\ i_2 \in \{1,\ldots,18\},\ i_3 \in \{1,\ldots,4\}$$

waarin:

$j = 1$: correctiefactoren en $g_m^j(2000)$ berekend op basis van de lage variant bevolkingsprognose;

$j = 2$: correctiefactoren en $g_m^j(2000)$ berekend op basis van de hoge variant bevolkingsprognose.

Op deze manier krijgt elk individu in de steekproef een nieuw gewicht, terwijl het voor de consumptievoorspelling nodig is dat elk huishouden een dergelijk gewicht krijgt. De huishoudensgewichten $gew_n^j(2000)$ worden als volgt uit de individuele gewichten $g_m(2000)$ afgeleid:

$$gew_n^j(2000) = \frac{1}{fs_n} \sum_{m=1}^{fs_n} g_m^j(2000) \tag{8.10}$$

In de volgende paragraaf worden de resultaten van de consumptievoorspelling gepresenteerd.

9. Resultaten

Om twee redenen is voorzichtigheid geboden bij de interpretatie van de uitkomsten. Ten eerste hebben wij bij het voorspellen gebruik gemaakt van een statisch model, dat op basis van cijfers van één jaar is geschat. Aspecten als voorkeursafhankelijkheid, gewoontevorming, samenhang met arbeidsmarktgedrag, financieringsvormen, etc. zijn nog niet gemodelleerd. Ten tweede zijn er de dataproblemen die in de vorige paragraaf zijn behandeld. Wij herhalen hier nogmaals, dat het niet mogelijk is om de consumptie te voorspellen op basis van de hoge variant bevolkingsprognoses van het C.B.S. Hiervoor ontbreken prognoses over het aantal huishoudens, de regionale spreiding van de bevolking en de positie van individuen binnen het huishouden (de laatste 2 variabelen zijn nodig om de gewichten $gew_n^j(2000)$ in formule (8.10) te berekenen).

Wanneer de reële inkomens van de huishoudens tot het jaar 2000 niet zullen stijgen, nemen in de lage variant de totale bestedingen in Nederland tussen 1980 en 2000 met 10,5% toe van 159,3 naar 176,0 miljard gulden. Dit komt neer op een gemiddeld groeipercentage van 0,50 procent. De vergroting van de consumptie is vooral nl. voor 5,4 procent (zie kolom III in tabel 7B) te wijten aan de toename van het aantal huishoudens. Een nadere beschouwing van de geprognotiseerde bevolkingspyramide van het jaar 2000 (zie De Freytas en Koster (1984)) leert, dat het aantal mensen in de leeftijdsgroep 40 t/m 60 jaar in het jaar 2000 relatief veel sterker is vertegenwoordigd dan in 1980 en dat de fractie kinderen veel kleiner is geworden. Aangezien een huishouden, waarvan het hoofd ongeveer vijftig jaar is, waarschijnlijk een hoger inkomen heeft dan een gezin met jonge leden of bejaarden, zal de consumptie vanwege de bovengenoemde verandering van de samenstelling der bevolking toenemen (zie kolom II van tabel 7B). Vooral de uitgaven aan de woning zullen uit dien hoofde aanzienlijk stijgen, nl. met 8,5 procent.

Er wordt op basis van de hoge variant bevolkingsprognoses bij een jaarlijkse inkomensgroei van 0 procent een totale consumptie van 184 miljard voorspeld. Dit is 8 miljard gulden méér dan in de lage variant. Dit verschil is vooral te wijten aan het feit dat de totale bevolking volgens de hoge variant sneller toeneemt (zie De Freytas en Koster (1985) en kolom III van de tabellen 6B en 9B).

Bij een jaarlijkse stijging van het inkomen met 2 of 4 procent, zal de consumptie van luxe goederen als verkeer en ontwikkeling en ontspanning aanzienlijk stijgen, terwijl de bestedingen aan noodzakelijke goederen als voeding en lichamelijke en geneeskundige verzorging relatief achterblijven. Dit resultaat zal, gezien de wijze waarop wij de gezinsconsumptie van goed i, $q_{in}(2000)$, hebben voorspeld (zie formule (8.6)), niemand verbazen. De totale consumptie bedraagt in de lage variant overigens bij een jaarlijkse inkomensgroei van 2 procent 262 miljard en bij een 4 procentsgroei 386 miljard gulden, terwijl op basis van de hoge variant een totale consumptie van respectievelijk 273 miljard bij een inkomensgroei van 2% en 403 miljard bij een inkomensgroei van 4% wordt voorspeld. Het aandeel van de demografische factoren in de groei van de totale bestedingen neemt uiteraard af, naarmate de inkomensgroeivoet toeneemt (vergelijk tabellen 7B, 8B en 9B). In absolute termen is de invloed van demografische veranderingen op de omvang van de consumptie groter naarmate inkomens sneller stijgen.

10. Conclusies

De resultaten welke in dit rapport zijn gepresenteerd, vormen de uitkomst van een eerste oefening. Hoewel de uitkomsten in velerlei opzichten bevredigend zijn, zijn nog vele uitbreidingen nodig. Deze omvatten o.a.:

- een verfijning van de goederenindeling,
- inbouwen van dynamiek in het consumptiemodel en op iets langere termijn,
- modelleren van de samenhang tussen consumptie en arbeidsaanbod,
- speciale aandacht voor het beslissingsproces rond de aanschaf van duurzame consumptiegoederen
- aandacht voor de financiering van consumptie.

Het uiteindelijke doel zou moeten zijn om een aldus uitgebreid consumptie- en arbeidsaanbodmodel in te bouwen in een macro-economisch model.

Tabel 6

Tabel 6A. Het door het model voorspelde consumptieniveau van verschillende goederencategorieën in 1980 en 2000 bij een inkomensgroeivoet van 0% (lage variant)

Goed	Consumptie 1980[1)]	Consumptie 2000[1)]	Groei (in procenten)	Gemid. groei per jaar
1. voeding	34,13	37,31	9,33	0,45
2. woning	48,34	54,97	13,71	0,64
3. kleding, schoeisel	13,56	14,80	9,15	0,44
4. lich. en med. verzorging	20,30	22,49	10,81	0,51
5. ontwikkeling, ontspanning	22,67	24,60	8,53	0,41
6. verkeer	18,14	19,48	7,40	0,36
7. overige bestedingen	2,20	2,34	6,04	0,31
0. totale bestedingen	159,34	175,99	10,45	0,50
besparingen	14,79	17,99	21,58	0,98

Tabel 6B. Groei (in procenten) van de consumptie als gevolg van: inkomensgroei (kolom I), verandering van de samenstelling der bevolking (kolom II), groei van de bevolking (kolom III) (lage variant)

Goed	Totale groei	I	II	III
1. voeding	9,33	0	4,29	5,03
2. woning	13,71	0	8,48	5,23
3. kleding, schoeisel	9,15	0	4,12	5,02
4. lich. en med. verzorging	10,81	0	5,71	5,10
5. ontwikkeling, ontspanning	8,53	0	3,53	5,00
6. verkeer	7,40	0	2,46	4,94
7. overige bestedingen	6,04	0	1,16	4,88
0. totale bestedingen	10,45	0	5,37	5,08
besparingen	21,58	0	15,98	5,60

1)In miljarden guldens (in constante prijzen 1980).

Tabel 7

Tabel 7A. Het door het model voorspelde consumptieniveau van verschillende goederencategorieën in 1980 en 2000 bij een inkomensgroeivoet van 2%
(lage variant)

Goed	Consumptie 1980[1]	Consumptie 2000[1]	Groei (in procenten)	Gemid. groei per jaar
1. voeding	34,13	47,06	37,9	1,62
2. woning	47,34	81,45	68,5	2,64
3. kleding, schoeisel	13,55	22,09	62,9	2,46
4. lich. en med. verzorging	20,30	29,84	47,0	1,95
5. ontwikkeling, ontspanning	22,67	39,89	76,0	2,87
6. verkeer	18,14	37,84	108,6	3,74
7. overige bestedingen	2,20	3,62	64,2	2,51
0. totale bestedingen	159,34	261,53	64,1	2,51
besparingen	14,79	26,15	80,7	3,00

Tabel 7B. Groei (in procenten) van de consumptie als gevolg van: inkomensgroei (kolom I), verandering van de samenstelling der bevolking (kolom II), groei van de bevolking (kolom III) (lage variant)

Goed	Totale groei	I	II	III
1. voeding	37,9	25,5	6,0	6,3
2. woning	68,5	48,1	12,6	7,8
3. kleding, schoeisel	62,9	49,8	5,7	7,5
4. lich. en med. verzorging	74,0	31,3	8,9	6,8
5. ontwikkeling, ontspanning	76,0	63,1	4,8	8,1
6. verkeer	108,6	94,2	4,7	9,6
7. overige bestedingen	64,2	54,7	1,9	7,6
0. totale bestedingen	64,1	48,6	8,0	7,5
besparingen	80,7	48,6	23,8	8,3

1) In miljarden guldens (in constante prijzen 1980).

Tabel 8

Tabel 8A. Het door het model voorspelde consumptieniveau van verschillende goederencategorieën in 1980 en 2000 bij een inkomensgroeivoet van 4%
(lage variant)

Goed	Consumptie 1980[1]	Consumptie 2000[1]	Groei (in procenten)	Gemid. groei per jaar
1. voeding	34,13	57,29	67,87	2,62
2. woning	48,34	119,77	147,74	4,64
3. kleding, schoeisel	13,56	32,72	141,32	4,50
4. lich. en med. verzorging	20,30	38,82	91,24	3,29
5. ontwikkeling, ontspanning	22,67	63,66	180,87	5,30
6. verkeer	18,14	68,64	278,36	6,88
7. overige bestedingen	2,20	5,54	151,62	4,72
0. totale bestedingen	159,34	385,66	142,03	4,52
besparingen	14,49	39,41	166,41	5,02

Tabel 8B. Groei (in procenten) van de consumptie als gevolg van: inkomensgroei (kolom I), verandering van de samenstelling der bevolking (kolom II), groei van de totale bevolking (kolom III)
(lage variant)

Goed	Totale groei	I	II	III
1. voeding	67,87	51,76	8,38	7,72
2. woning	147,74	117,80	18,34	11,41
3. kleding, schoeisel	141,32	122,49	7,72	11,11
4. lich. en med. verzorging	91,24	68,47	13,96	8,80
5. ontwikkeling, ontspanning	180,87	161,61	6,33	12,93
6. verkeer	278,36	252,37	8,57	17,42
7. overige bestedingen	131,62	136,88	3,15	11,58
0. totale bestedingen	142,03	119,11	11,76	11,16
besparingen	166,41	119,11	35,03	12,26

1) In miljarden guldens (in constante prijzen 1980).

Tabel 9

Tabel 9A. Het door het model voorspelde consumptieniveau van verschillende goederencategorieën in 1980 en 2000 bij een inkomensgroeivoet van 0%
(hoge variant)

Goed	Consumptie 1980 1)	Consumptie 2000 1)	Groei (in procenten)	Gemid. groei per jaar
1. voeding	34,13	39,11	14,63	0,69
2. woning	48,34	57,35	18,60	0,86
3. kleding, schoeisel	13,56	15,49	14,29	0,67
4. lich. en med. verzorging	20,30	23,59	16,23	0,75
5. ontwikkeling, ontspanning	22,67	25,59	12,89	0,61
6. verkeer	18,14	20,24	11,57	0,55
7. overige bestedingen	2,20	2,44	10,81	0,51
0. totale bestedingen	159,34	183,83	15,37	0,72
besparingen	14,79	20,12	35,98	1,55

Tabel 9B. Groei (in procenten) van de consumptie als gevolg van: inkomensgroei (kolom I), verandering van de samenstelling der bevolking (kolom II), groei van de totale bevolking (kolom III)
(hoge variant)

Goed	Totale groei	I	II	III
1. voeding	14,63	0	4,03	10,59
2. woning	18,60	0	7,67	10,97
3. kleding, schoeisel	14,29	0	3,72	10,56
4. lich. en med. verzorging	16,23	0	5,49	10,74
5. ontwikkeling, ontspanning	12,89	0	2,45	10,43
6. verkeer	11,57	0	1,26	10,31
7. overige bestedingen	10,81	0	0,56	10,24
0. totale bestedingen	15,37	0	4,70	10,67
besparingen	35,98	0	23,41	12,57

1) In miljarden guldens (in constante prijzen 1980).

Tabel 10

Tabel 10A. Het door het model voorspelde consumptieniveau van verschillende goederencategorieën in 1980 en 2000 bij een inkomensgroeivoet van 2% (hoge variant)

Goed	Consumptie 1980[1]	Consumptie 2000[1]	Groei (in procenten)	Gemid. groei per jaar
1. voeding	34,13	49,30	44,48	1,86
2. woning	48,34	84,98	75,78	2,86
3. kleding, schoeisel	13,56	23,15	70,73	2,71
4. lich. en med. verzorging	20,30	31,25	53,94	2,18
5. ontwikkeling, ontspanning	22,67	41,58	83,45	3,08
6. verkeer	18,14	39,42	117,29	3,96
7. overige bestedingen	2,20	3,78	71,56	2,74
0. totale bestedingen	159,34	273,18	71,44	2,73
besparingen	14,79	29,89	102,06	3,58

Tabel 10B. Groei (in procenten) van de consumptie als gevolg van: inkomensgroei (kolom I), verandering van de samenstelling der bevolking (kolom II), groei van de totale bevolking (kolom III) (hoge variant)

Goed	Totale groei	I	II	III
1. voeding	44,48	25,53	5,60	13,35
2. woning	75,78	48,14	11,39	16,29
3. kleding, schoeisel	70,73	49,76	5,19	15,78
4. lich. en med. verzorging	53,94	31,27	8,44	14,23
5. ontwikkeling, ontspanning	83,45	63,14	3,35	16,96
6. verkeer	117,29	94,23	2,97	20,08
7. overige bestedingen	71,56	54,67	1,04	15,86
0. totale bestedingen	71,44	48,60	7,00	15,84
besparingen	102,06	48,60	34,77	18,68

1) In miljarden guldens (in constante prijzen 1980).

Tabel 11

Tabel 11A. Het door het model voorspelde consumptieniveau van verschillende goederencategorieën in 1980 en 2000 bij een inkomensgroeivoet van 4% (hoge variant)

Goed	Consumptie 1980[1]	Consumptie ~~1980~~[1] 2000	Groei (in procenten)	Gemid. groei per jaar
1. voeding	34,13	59,95	75,67	2,86
2. woning	48,34	124,95	158,47	4,86
3. kleding, schoeisel	13,56	34,30	153,03	4,75
4. lich. en med. verzorging	20,30	40,56	99,79	3,52
5. ontwikkeling, ontspanning	22,67	66,46	193,24	5,53
6. verkeer	18,14	71,63	294,85	7,11
7. overige bestedingen	2,20	5,79	163,01	4,95
0. totale bestedingen	159,34	402,84	152,82	4,75
besparingen	14,79	44,08	197,95	5,61

Tabel 11B. Groei (in procenten) van de consumptie als gevolg van: inkomensgroei (kolom I), verandering van de samenstelling der bevolking (kolom II), groei van de totale bevolking (kolom III) (hoge variant)

Goed	Totale groei	I	II	III
1. voeding	75,67	51,76	7,68	16,24
2. woning	158,47	117,80	16,78	23,89
3. kleding, schoeisel	153,03	122,49	7,15	23,39
4. lich. en med. verzorging	99,79	68,47	12,85	18,47
5. ontwikkeling, ontspanning	193,24	161,61	4,53	27,10
6. verkeer	294,85	252,37	5,98	36,49
7. overige bestedingen	163,01	136,88	1,82	24,31
0. totale bestedingen	152,82	119,11	10,32	23,39
besparingen	197,95	119,11	51,29	27,53

1) In miljarden guldens (in constante prijzen 1980).

Referenties

- Barmby, T., R. Blundell, C. Meghir, I. Walker (1983): "Estimating a life cycle consistent model of family labour supply with cross section data", Mimeo M13 9PL, University of Manchester.

- Barten, A. (1969): "Maximum likelihood estimation of a complete system of demand equations", European Economic Review, vol. 1.

- Blundell, R. (1980): "Estimating continuous consumer equivalence scales in a expenditure model with labour supply", European Economic Review 14, pp. 145-157.

- Darrough, M.N., R.A. Pollak and T.J. Wales (1983): "Dynamic and stochastic Structure: An analysis of three time series of household budget studies", Review of Economics and Statistics, may 1983, pp. 274-281.

- Deaton, A. and J. Muellbauer (1980): "Economics and Consumer Behaviour", Cambridge University Press.

- Engel, E. (1885): "Die lebenskosten Belgischer arbeiter früher und jetzt", International Statistical Institute Bulletin, vol. 9, pp. 1-74.

- Freytas, W. de en E.R. Koster (1984), "Onderzoek naar de economische gevolgen van de demografische ontwikkeling in Nederland", interne N.M.B.-notitie.

- Friedman, N. (1957): "A theory of the consumption function", Princeton University Press.

- Heckman, J. and T. MaCurdy (1980): "A life cycle model of female labour supply", Review of Economic Studies, pp. 47-74.

- Heida, H. en H. Gordijn (1984), "Het Primos-Huishoudensmodel: Analyse van de Huishoudensontwikkeling in Nederland, interne notitie van het Planologisch Studiecentrum (P.S.C.).

- Lluch, C. (1973): "The extended linear expenditure system", European Economic Review 4, pp. 21-32.

- Modigliani, F. and R. Brumberg (1955): "Utility analysis and the aggregate consumptions function: an interpretation of cross section data", in K.K. Kurihara (ed.), "Post Keynesion Economies", London: George Allen and Unwin.

- Muellbauer, J. (1977): "Testing the Barten model of household composition effects and the cost of children", Economic Journal, vol. 87, pp. 460-487.

- Poirier, D. (1976), "The econometrics of structural change", Amsterdam, North Holland.

- Pollak, R.A. and T.J. Wales (1981): "Demographic variables in demand systems", Econometrica (49), no. 6, pp. 1533-1551.

- Ray, R. (1983): "Measuring the costs of children: an alternative approach", Journal of Public Economics 22, pp. 89-102.

- Steinebach, B.J.J. (1985): "Berekening van het aantal en de samenstelling van de huishoudens in het jaar 2000 in Nederland volgens de nieuwe CBS-prognose", interne notitie van de Nederlandse Middenstandsbank (NMB).

IN 1984 REEDS VERSCHENEN

138 G.J. Cuypers, J.P.C. Kleijnen en J.W.M. van Rooyen
Testing the Mean of an Asymetric Population:
Four Procedures Evaluated

139 T. Wansbeek en A. Kapteyn
Estimation in a linear model with serially correlated errors when observations are missing

140 A. Kapteyn, S. van de Geer, H. van de Stadt, T. Wansbeek
Interdependent preferences: an econometric analysis

141 W.J.H. van Groenendaal
Discrete and continuous univariate modelling

142 J.P.C. Kleijnen, P. Cremers, F. van Belle
The power of weighted and ordinary least squares with estimated unequal variances in experimental design

143 J.P.C. Kleijnen
Superefficient estimation of power functions in simulation experiments

144 P.A. Bekker, D.S.G. Pollock
Identification of linear stochastic models with covariance restrictions.

145 Max D. Merbis, Aart J. de Zeeuw
From structural form to state-space form

146 T.M. Doup and A.J.J. Talman
A new variable dimension simplicial algorithm to find equilibria on the product space of unit simplices.

147 G. van der Laan, A.J.J. Talman and L. Van der Heyden
Variable dimension algorithms for unproper labellings.

148 G.J.C.Th. van Schijndel
Dynamic firm behaviour and financial leverage clienteles

149 M. Plattel, J. Peil
The ethico-political and theoretical reconstruction of contemporary economic doctrines

150 F.J.A.M. Hoes, C.W. Vroom
Japanese Business Policy: The Cash Flow Triangle
an exercise in sociological demystification

151 T.M. Doup, G. van der Laan and A.J.J. Talman
The $(2^{n+1}-2)$-ray algorithm: a new simplicial algorithm to compute economic equilibria

IN 1984 REEDS VERSCHENEN (vervolg)

152 A.L. Hempenius, P.G.H. Mulder
Total Mortality Analysis of the Rotterdam Sample of the Kaunas-Rotterdam Intervention Study (KRIS)

153 A. Kapteyn, P. Kooreman
A disaggregated analysis of the allocation of time within the household.

154 T. Wansbeek, A. Kapteyn
Statistically and Computationally Efficient Estimation of the Gravity Model.

155 P.F.P.M. Nederstigt
Over de kosten per ziekenhuisopname en levensduurmodellen

156 B.R. Meijboom
An input-output like corporate model including multiple technologies and make-or-buy decisions

157 P. Kooreman, A. Kapteyn
Estimation of Rationed and Unrationed Household Labor Supply Functions Using Flexible Functional Forms

158 R. Heuts, J. van Lieshout
An implementation of an inventory model with stochastic lead time

159 P.A. Bekker
Comment on: Identification in the Linear Errors in Variables Model

160 P. Meys
Functies en vormen van de burgerlijke staat
Over parlementarisme, corporatisme en autoritair etatisme

161 J.P.C. Kleijnen, H.M.M.T. Denis, R.M.G. Kerckhoffs
Efficient estimation of power functions

162 H.L. Theuns
The emergence of research on third world tourism: 1945 to 1970;
An introductory essay cum bibliography

163 F. Boekema, L. Verhoef
De "Grijze" sector zwart op wit
Werklozenprojecten en ondersteunende instanties in Nederland in kaart gebracht

164 G. van der Laan, A.J.J. Talman, L. Van der Heyden
Shortest paths for simplicial algorithms

165 J.H.F. Schilderinck
Interregional structure of the European Community
Part II: Interregional input-output tables of the European Community 1959, 1965, 1970 and 1975.

IN 1985 REEDS VERSCHENEN

168 T.M. Doup, A.J.J. Talman
A continuous deformation algorithm on the product space of unit simplices

169 P.A. Bekker
A note on the identification of restricted factor loading matrices

170 J.H.M. Donders, A.M. van Nunen
Economische politiek in een twee-sectoren-model

171 L.H.M. Bosch, W.A.M. de Lange
Shift work in health care

172 B.B. van der Genugten
Asymptotic Normality of Least Squares Estimators in Autoregressive Linear Regression Models

173 R.J. de Groof
Geïsoleerde versus gecoördineerde economische politiek in een twee-regiomodel

174 G. van der Laan, A.J.J. Talman
Adjustment processes for finding economic equilibria

175 B.R. Meijboom
Horizontal mixed decomposition

176 F. van der Ploeg, A.J. de Zeeuw
Non-cooperative strategies for dynamic policy games and the problem of time inconsistency: a comment

177 B.R. Meijboom
A two-level planning procedure with respect to make-or-buy decisions, including cost allocations

178 N.J. de Beer
Voorspelprestaties van het Centraal Planbureau in de periode 1953 t/m 1980

178a N.J. de Beer
BIJLAGEN bij Voorspelprestaties van het Centraal Planbureau in de periode 1953 t/m 1980