

Tilburg University

Lange termijn inkomensfuncties

Nelissen, J.H.M.

Published in:
Maandschrift Economie

Publication date:
1989

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

Citation for published version (APA):
Nelissen, J. H. M. (1989). Lange termijn inkomensfuncties. *Maandschrift Economie*, 53(3), 198-211.

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.

Lange termijn inkomensfuncties

door J.H.M. Nelissen*

1. Inleiding

In het kader van onderzoek naar de herverdelende werking van sociale zekerheidsregelingen op het levensduurinkomen van verschillende geboortecohorten (zie voor een deelrapportage Nelissen, 1987b) zijn wij geïnteresseerd in het verloop van de inkomensontwikkeling voor deze cohorten gedurende hun gehele levenscyclus. Omdat inkomensoverdrachten om niet (sociale zekerheidsuitkeringen, belastingen, huursubsidie, enz.) binnen het daartoe ontwikkelde microsimulatiemodel endogeen bepaald worden, dienen we enkel het primaire inkomen te kennen. Hierbij wordt het inkomen uit vermogen – voorlopig – buiten beschouwing gelaten, zodat we ons hier beperken tot het arbeidsinkomen (werknemers en ambtenaren) en het winstinkomen uit bedrijf of vrij beroep (zelfstandigen). Ter 'verklaring' van dit verloop staan ons twee wegen ter beschikking. Enerzijds kan men puur beschrijvend te werk gaan, anderzijds kan men op basis van theorieën op het terrein van de inkomensvorming een geschikte functie kiezen. De eerste benadering heeft het nadeel dat men de achtergronden van het verloop van de inkomenscurve niet kent, en daarmee het doen van voorspellingen omtrent het toekomstige verloop tot een uitermate speculatieve bezigheid maakt. Echter, ten behoeve van het voornoemde doel is kennis omtrent het toekomstige verloop van essentieel belang. Het grote voordeel daarentegen is dat het verloop van het leeftijd-inkomen profiel op zeer eenvoudige wijze en met relatief weinig data te bepalen is. Dit laatste is bij de tweede methode niet het geval. Daarbij komt dat dan tevens microdata de voorkeur verdienen. Helaas zijn deze voor Nederland (en alle overige landen, uitgezonderd de Verenigde Staten en wellicht het Verenigd Koninkrijk) niet voor een voldoende lange termijn aanwezig. Vanuit deze optiek gezien is de weg van de micro-aanpak, en daarmee de weg van de inkomensvormingstheorieën niet de meest voor de hand liggende. Onze opstelling is, mede gezien het datamateriaal waarover we wel beschikken (zie paragraaf 3) een pragmatische: uitgaande van een descriptieve aanpak vervangen we de elementen die een bepaling van het toekomstige inkomensverloop in de weg staan door meer theoretisch gefundeerde variabelen. Nadat het beschikbare datamateriaal is beschreven in paragraaf 2, zullen we vervolgens het model beschrijven. In paragraaf 4 zullen we daarna het verloop van het gemiddeld inkomen trachten te verklaren en te

* Katholieke Universiteit Brabant en Erasmus Universiteit Rotterdam. De auteur wenst prof.dr.ir. A. Kapteyn te bedanken voor diens opmerkingen bij een eerdere versie van dit artikel. Het onderzoek, waarover dit artikel rapporteert, vindt plaats in het kader van het VF-programma 'Verdelingseffecten van sociale zekerheid'.

schatten. Gedurende deze stap heeft de inbouw van theoretisch onderbouwde variabelen plaats. Het uitgangspunt wordt hierbij gevormd door de zogenoemde APC (Age-Period-Cohort) analyse (zie Jonsson en Klevmarken, 1978). Daarna voeren we enige simulaties uit, zowel voor de toekomst als het verleden, waarna in paragraaf 6 het geheel samengevat wordt en conclusies getrokken worden.

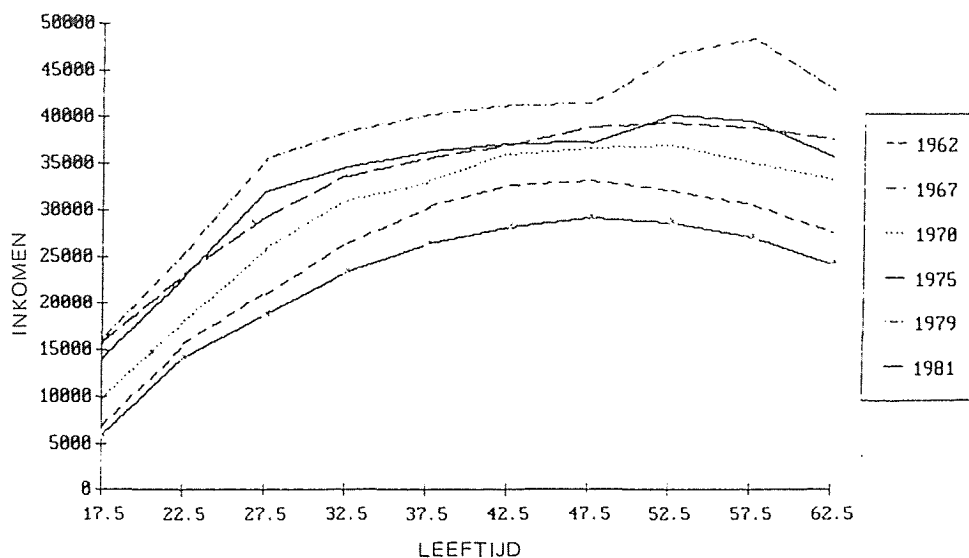
2. De beschikbare data

Ideaal zou zijn indien we de beschikking hadden over in de loop van de tijd consistente microdata (en dan nog het liefst paneldata) die een zeer ruime periode (waarbij de gedachten uitgaan naar minimaal 10 jaren) bestrijken. Helaas zijn deze data voor Nederland niet aanwezig. Zo beslaan bijvoorbeeld de data van het Sociaal Economisch Panel van het Centraal Bureau voor de Statistiek 'slechts' zes jaren en is dit bovendien nog gaande. Bovendien is dit databestand relatief duur en daardoor voor ons niet beschikbaar. Zodoende komt men al snel bij macrodata terecht, met name de inkomensstatistieken van het Centraal Bureau voor de Statistiek. Aangezien onze inkomenseenheid het individu is, komt als eerst bruikbare databron de personele inkomensverdeling voor 1962 in aanmerking. Dit is namelijk de eerste inkomensstatistiek waarbij over het inkomen van de werkende gehuwde vrouw afzonderlijk gerapporteerd is (zie CBS, 1967a en b). Zoals uit de inleiding naar voren kwam staat het primaire inkomen (exclusief inkomsten uit vermogen) centraal. Dit betekent dat we gebruik dienen te maken van het zogenoemde kerninkomen (zie bijvoorbeeld CBS, 1983: 11-12) van zelfstandigen, directeuren van naamloze en besloten vennootschappen, werknemers, ambtenaren en werklozen. Dit inkomensbegrip sluit het meest aan bij betreffend deel van het primaire inkomen. Een nadeel is dat werklozen (met een WW- of WWV-uitkering) niet hieruit geïsoleerd kunnen worden. Voor de jaren tot ongeveer 1975 levert dit weinig problemen op, doch daarna leidt de opname ervan tot een lichte onderschatting van het gemiddeld kerninkomen van werkenden.

Tot slot dienen we gezien het belang van de factor leeftijd, betreffend gemiddeld kerninkomen voor de verschillende leeftijdsgroepen te kennen. Aan deze eis wordt voldaan in de publicaties over de personele inkomensverdeling voor de jaren 1962, 1967, 1970, 1975, 1979 en 1981 (zie CBS, 1967a en b, 1972a en b, 1977, 1979, 1980, 1982, 1984 en 1985). In grafiek 1 is de ontwikkeling in het gemiddeld kerninkomen van werkenden (inclusief WW- en WWV-uitkeringen aan werklozen) naar leeftijd weergegeven. Betreffende data zijn gecorrigeerd voor inflatie middels het prijsindexcijfer van het nationaal inkomen (1980=100).

De grafiek laat een gestage toename van het gemiddeld kerninkomen van werkenden per leeftijdsgroep tussen 1962 en 1979 zien, terwijl in 1981 dit inkomen zich ongeveer weer op het niveau van 1975 bevindt. De stijging is in het algemeen geringer naarmate de leeftijd toeneemt. Opvallend is de sterke stijging van het inkomen tussen de 50- en 55-jarige leeftijd, zowel in 1979 als, hoewel van bescheidener omvang, in 1981. Ten dele kan dit verklaard worden door het relatief veel kleinere aantal gehuwde vrouwen dat in deze leeftijdsgroep werkt in vergelijking met de leeftijdsgroep der 40- tot 45-jarigen. Daarnaast kan hier sprake zijn van selectiviteit als gevolg van hoge uitstroom naar arbeidsongeschiktheidsregelingen.

Grafiek 1. Het leeftijd-inkomen profiel



Zoals we reeds opmerkten, daalt het gemiddeld inkomen tussen 1979 en 1981. Niet alleen de daling in de individuele inkomens is hier debet aan, doch ook de toegenomen arbeidsparticipatie van gehuwde vrouwen en de toename in het aantal deeltijdbanen spelen hierbij een rol.

3. Het model

Vertrekpunt vormt het statistisch model dat de variantie van het individueel inkomen over leeftijd beschrijft en ontleend is aan Aitchison en Brown (1957) en Fase (1969). Hierbij wordt het inkomen van een individu beschouwd als een random variabele die gerelateerd is aan leeftijd. Verondersteld wordt dat een individu zijn carrière start op leeftijd s en een jaarinkomen ontvangt gelijk aan y_s , dat een twee-parameter log-normale verdeling volgt. Leeftijd wordt verondersteld een discrete variabele te zijn, die alleen gehele waarden aanneemt. Dit impliceert onder andere:

$$1. P(y_s \leq y_s) = \Lambda(y_s; \mu_s, \sigma_s^2)$$

met

$$\Lambda(y_s; \mu_s, \sigma_s^2) = \int_0^{y_s} (y \cdot \sigma_s \cdot \sqrt{2\pi})^{-1} * \exp -\frac{1}{2}[(\log y - \mu_s) / \sigma_s]^2 dy$$

Gebruik makend van de variabele x_s , gedefinieerd als

$$2. x_s = \log y_s$$

kan 1. getransformeerd worden naar een normale verdeling:

$$3. P(x_s \leq x_s) = N(x_s; \mu_s, \sigma_s^2)$$

met

$$N(x_s; \mu_s, \sigma_s^2) = \int_0^{y_s} (1 / \sigma_s \cdot \sqrt{2\pi}) * \exp -\frac{1}{2} [(x - \mu_s) / \sigma_s]^2 dx$$

Impliciet wordt hierbij verondersteld dat de verdeling van de inkomens in het jaar, dat voor het eerst een inkomen genoten wordt, de log-normale verdeling volgt en dat de verdeling van de procentuele verandering in het inkomen met het toenemen van de leeftijd normaal verdeeld is (zie Hart, 1973). Deze aannames zijn niet onrealistisch en dit aannemende krijgen we dat voor alle leeftijden s geldt:

$$4. F(x | s) = N(x_s; \mu_s, \sigma_s^2)$$

Dit model is uitgebreid getest door Creedy (1974).

De gewoonlijke gang van zaken is nu dat getracht wordt de verdeling van $F(x)$, met andere woorden de verdeling van het gehele leeftijd-inkomen profiel te bepalen (zie bijvoorbeeld Creedy, 1975 en Fase, 1969). Vrijwel steeds wordt μ_s dan bepaald als een kwadratische functie van de tijd verstreken sedert het jaar waarin voor het eerst een inkomen verkregen werd en σ_s^2 als een lineaire functie van de desbetreffende tijd. Hoewel deze benadering goede resultaten geeft voor een generatie, blijken de parameters van de voornoemde kwadratische en lineaire functie te verschillen tussen generaties onderling. Zo nemen bijvoorbeeld Creedy en Hart (1979) dummies op voor de verschillende cohorten. Echter juist de waarde van μ_s voor de verschillende generaties heeft onze belangstelling. De verdeling van het gehele leeftijd-inkomen profiel heeft minder onze aandacht, omdat het in de inleiding genoemde onderzoek naar de herverdelende werking van sociale zekerheid geschiedt met behulp van microsimulatie, hetgeen ertoe leidt dat we enkel kennis omtrent de verdeling op elke specifieke leeftijd nodig hebben (en dus niet van de convolutie van deze verdelingen). Voor wat betreft de ontwikkeling van σ_s^2 merken we hier op, dat we voor het verleden de gemeten waarden hanteren, terwijl we voor de toekomst de variatiecoëfficiënt constant houden op het niveau van 1981 (zodat met behulp van μ_s vervolgens σ^2 te bepalen is). Hierbij kan verwezen worden naar Van Schaaijk (1985), waaruit blijkt dat de variatiecoëfficiënt in Nederland vrijwel constant is, zodat σ_s^2 op een constante factor C na eveneens bekend is, wanneer we μ_s in een bepaald jaar kennen. Dat betekent dat we bij bekende μ_s in principe op een constante na, de verdeling van het gehele leeftijd-inkomen profiel kunnen bepalen en ook de inkomensverdeling naar leeftijd in een jaar. Omdat we μ_s , zijnde het gemiddelde van de logaritme van het inkomen op leeftijd s , voor minder jaren uit de statistieken te berekenen is dan het gemiddelde inkomen (dus niet de logaritme daarvan) zullen we trachten het betreffend gemiddeld inkomen, aangeduid met α_s , te verklaren. Via $\mu_s = \log \alpha_s - \frac{1}{2} \sigma_s^2$ (zie Aitchison en Brown, 1957: 8) kan vervolgens μ_s bepaald worden.

4. Een verklaringsmodel voor α_s

Theoretische beschouwingen omtrent het verloop van het gemiddelde inkomen naar leeftijd duiden op het belang van leeftijd-, periode- en cohorde-effecten (zie Jonsson en Klevmarken, 1978). Vrijwel alle theorieën op het onderhavige terrein (zie Sahota, 1978 voor een overzicht) zijn te beschouwen als specificaties van (delen of een combinatie van) deze effecten. Vanuit dit oogpunt ligt een eerste analyse middels het APC (Age-Period-Cohort) model voor de hand. Deze, vooral in de sociale wetenschappen gehanteerde, methode tracht de afhankelijke variabele, in ons geval (de logaritme van) het gemiddeld kerninkomen te 'verklaren' uit leeftijd-, periode- en cohorde-effecten. Voor wat betreft de interpretatie van de verschillende effecten kunnen we Klevmarken (1982: 536-537) citeren: '(the) age component could be interpreted as the returns on net investments on the job; the period component would result from investments in machinery and equipment and from changes in the organization of work, which in turn changes the productivity of all age groups; and the cohort component could, for instance, depend on the size of the cohort and on the quality of schooling'. De mogelijke effecten van een toename in de kwaliteit van de opleiding, de omvang van cohorten, on-the-job training en substitutie tussen werkenden van verschillende leeftijd worden vervolgens door hem beschreven, terwijl voor een discussie omtrent de krachten die cohorde-effecten kunnen creëren verwezen zij naar Freeman (1979).

Toepassing van deze analytische separatiemodellen heeft vooral in de demografie plaats gevonden. Een uitgebreid overzicht van de historische ontwikkeling en de 'state of the art' kan gevonden worden bij Hobcraft *et al.* (1982). De methodologische kwesties komen vooral bij Oppenheim-Mason *et al.* (1973) aan bod. Toepassingen van deze methode in Nederland kan men vinden bij Willekens en Baydar (1984), Cobben en Hagenaars (1977) en Nelissen (1986 en 1987a). De te schatten vergelijking luidt:

$$5. \underline{Y} = \sum_{i=1}^m \beta_i \cdot X_{\beta,i} + \sum_{j=1}^n \tau_j \cdot X_{\tau,j} + \sum_{k=1}^p \delta_k \cdot X_{\delta,k} + \epsilon$$

met \underline{Y} de logaritme van het gemiddeld kerninkomen voor m leeftijdsgroepen, gedurende n jaren (= $\log \alpha$);

$X_{\beta,i}$ een dummie-vector die de leeftijdcomponent representeert; het i -de element is 1 en de overige elementen zijn 0, $i = 1 (1) m$;

$X_{\tau,j}$ een dummie-vector die de periodecomponent weergeeft; het j -de element is 1 en de overige zijn 0, $j = 1 (1) n$;

$X_{\delta,k}$ een dummie-vector die de cohordecomponent representeert; het k -de element is 1 en de overige zijn 0, $k = 1 (1) p$;

β_i, τ_j en δ_k de te schatten parameters en ϵ de storingsterm.

Omdat betreffend model in zijn oorspronkelijke vorm niet identificeerbaar is, hebben we in eerste instantie de dummievariabele voor de jongste leeftijdsgroep, de oudste cohorde en het jaar 1962 weggelaten. GLS-schatting levert (na weglating van de niet significante variabelen) de resultaten van tabel 1 op.¹

We zien dat deze vergelijking de ontwikkeling in het inkomen zeer goed 'verklaart'. De voor vrijheidsgraden gecorrigeerde multipele correlatiecoëfficiënt in het kwadraat bedraagt 0,990. Echter vanwege het feit dat er een vrijwel lineair verband tussen de variabelen onderling bestaat ($AGEx = PERy - COHy-x$) is er sprake van een hoge multicollineariteit. Daarnaast heeft deze vergelijking het nadeel dat ze een aantal variabelen bevat die prognose en backward simulatie in de weg staan.

Tabel 1. GLS-schattingsresultaten van het APC-model

Variabele	β	σ
CT	8.02	0.08
AGE20	1.43	0.08
AGE30	2.15	0.07
AGE40	2.23	0.08
AGE50	2.22	0.09
AGE60	2.17	0.10
AGE70	1.72	0.17
PER67	0.16	0.03
PER70	0.30	0.03
PER75	0.42	0.03
PER79	0.54	0.03
PER81	0.41	0.04
COH30	-0.09	0.04
COH40	-0.17	0.05
COH50	-0.16	0.06
COH60	0.19	0.09
$R^2_{\text{adj}} = 0.990$		
$\sigma_{\epsilon} = 0.047$		
DW = 1.88		

Immers de variabele $PERy$ dient als benadering van (een combinatie van) periode-invloeden. Hoe deze er in de toekomst uitzien is, zeker middels een op deze wijze ge-aggregeerde variabele, moeilijk te zeggen. Het ligt dan voor de hand deze variabele te vervangen door beter interpreteerbare variabelen. Evenzeer geldt dit voor de variabelen die het cohorte-effect weergeven. Doch hier hebben we het voordeel dat het cohorte-effect van zowel de jongste als oudste cohorten niet significant van nul verschilt, zodat

1. De waarden voor de variabelen $AGExx$ zijn als volgt bepaald. Voor bijvoorbeeld de leeftijdsgroep 20- tot 29-jarigen wordt aangenomen dat de gemiddelde leeftijd 25 jaar is, zodat de variabelen AGE20 en AGE30 beide de waarde 0.5 krijgen, terwijl de overige $AGExx$ variabelen de waarde 0 krijgen. Op analoge wijze zijn de waarden voor COH30, enz. bepaald.

extrapolatie middels het op nul stellen van betreffend effect voor nog oudere c.q. jongere cohorten een mogelijkheid is. Om deze redenen zullen we twee vergelijkingen schatten. In de eerste, model A, wordt het periode-effect gemeten via economisch interpreteerbare variabelen, doch laten we de cohorte-dummies staan. In de tweede vergelijking, model B, worden ook deze cohorte-dummies verwijderd. Als vervangers van de periode- en cohorte-dummies komen de volgende variabelen in aanmerking:

1. de ontwikkeling in de logaritme van het nationaal inkomen gecorrigeerd voor het aandeel van de beroepsbevolking in de totale bevolking, NI;
2. het aandeel werkende vrouwen in de vrouwenbevolking van de betreffende leeftijdsgroep, gecorrigeerd voor deeltijdarbeid, ARBV;
3. het aantal werklozen, als percentage van de beroepsbevolking, UN;
4. het aandeel van de personen met een middelbare opleiding per leeftijdsgroep, OPLM.

Aangezien de ontwikkeling in het gemiddeld inkomen (dus inclusief vermogenswinsten) overeenkomt met de ontwikkeling in het nationaal inkomen en in de omvang van de potentieel verdienende bevolking, hier geoperationaliseerd middels het aandeel van de beroepsbevolking in de totale bevolking, ligt opname van de variabele NI in de rede. De variabele NI is, evenals de te verklaren variabele, gecorrigeerd voor inflatie en uitgedrukt als indexcijfer met als basisjaar 1980. We verwachten een positieve invloed van NI op het gemiddeld inkomen naar leeftijd. De variabele ARBV dient ter correctie van het gemiddeld inkomen voor de toename van het aandeel werkende vrouwen in de beroepsbevolking. Deze correctie is nodig vanwege het verschil in inkomen en in aantal gewerkte uren (deeltijdfactor) per tijdseenheid tussen mannen en vrouwen. Het teken dient negatief te zijn. De variabele UN is opgenomen om te corrigeren voor het feit dat de WW- en WWV-uitkering van werklozen ook tot het kerninkomen gerekend wordt in de CBS-statistieken. Verder zou een stijgende werkloosheid het arbeidsinkomen onder druk kunnen zetten. We verwachten dan ook een negatieve coëfficiënt. Tot slot is de variabele OPLM opgenomen. Deze variabele dient ter vervanging van de cohorte-variabelen in hun oorspronkelijke vorm (dummievariabelen), waarbij we ervan uitgaan dat een stijging van het opleidingsniveau een positieve invloed op het gemiddeld inkomen heeft.

De resultaten voor model A, waarbij enkel de periode-dummies vervangen zijn, kan men vinden in tabel 2. Als te verklaren variabele is genomen de logaritme van het gemiddeld inkomen naar leeftijd. Verder is er een dummie opgenomen voor de waarnemingen in 1962, 1967 en 1970 (CT2).

In vergelijking met het oorspronkelijke APC-model is de verklaringskracht nog iets toegenomen: de gecorrigeerde multiële correlatiecoëfficiënt in het kwadraat bedraagt nu 0,991. Alle variabelen zijn significant en hebben het verwachte teken. De coëfficiënten van de leeftijdvariabelen AGEx zijn iets groter geworden, terwijl die van de cohorte-variabelen COHz = COHy - x iets minder negatief c.q. iets positiever zijn geworden. Dit betekent dat de variabelen die PERY vervangen ook enige cohorte-effecten in zich dragen; met name ARBV herbergt waarschijnlijk enige cohorte-effecten. Wanneer de logaritme van het (reëel) nationaal inkomen, gecorrigeerd voor het aandeel van de beroepsbevolking in de totale bevolking met een procentpunt toeneemt, leidt dit tot een toename

Tabel 2. GLS-schattingsresultaten van model A

Variabele	β	σ
CT	10.818	0.203
CT2	-0.118	0.031
AGE20	1.706	0.102
AGE30	2.264	0.062
AGE40	2.410	0.069
AGE50	2.421	0.068
AGE60	2.349	0.069
AGE70	1.783	0.163
COH30	-0.055	0.032
COH40	-0.075	0.031
COH60	0.304	0.053
NI	0.647	0.051
ARBV	-0.489	0.141
UN	-0.013	0.005
$R_s^2 \text{adj} = 0.991$ $\sigma_e = 0.047$ DW = 1.48		

Tabel 3. GLS-schattingsresultaten van model B

Variabele	β	σ
CT	11.281	0.268
CT2	-0.145	0.043
AGE20	1.265	0.218
AGE30	1.624	0.167
AGE40	1.777	0.163
AGE50	1.785	0.166
AGE60	1.713	0.165
AGE70	1.109	0.259
NI	0.653	0.071
ARBV	-0.967	0.172
UN	-0.017	0.006
OPLM	1.612	0.472
$R_s^2 \text{adj} = 0.986$ $\sigma_e = 0.064$ DW = 1.30		

van de logaritme van het inkomen met 0,647. Een toename van UN met een procentpunt leidt tot een daling van 0,013. Minder groot is de invloed van ARBV: een overeenkomstige stijging kost 0,005.

De resultaten voor model B, waarbij zowel het cohorte-effect als het periode-effect middels sociaal-economisch beter interpreteerbare variabele gemeten worden, zijn weergegeven in tabel 3.

Opname van OPLM in plaats van de variabelen COHz verstoort het beeld niet wezenlijk. Alle overige variabelen blijven significant en $R_{s,adj}^2$ blijft hoog: 0,986. De coëfficiënten van de variabelen AGEx worden iets kleiner, die voor ARBV stijgt absoluut gezien, terwijl die voor NI en UN nagenoeg even groot blijven. De variabele OPLM heeft het verwachte teken. Een toename met een procentpunt leidt tot een toename in de log van het inkomen met 0,016.

Beide modellen zullen nu gebruikt worden om enige vooruitberekeningen en backward simulaties uit te voeren. Dit geschiedt in de volgende paragraaf.

Tabel 4. De waarden van NI, ARBV, UN en OPLM in 1950 en 2000

Variabele	1950	Scenario's in 2000		
		I	II	III
Nationaal				
Inkomen 1980=1	0.32	1.17	1.40	1.67
Aandeel				
beroepsbevolking	0.30	0.43	0.43	0.43
ARBV 15-19 jr	0.47	0.24	0.24	0.24
20-24 jr	0.49	0.59	0.59	0.59
25-29 jr	0.26	0.48	0.48	0.48
30-34 jr	0.21	0.46	0.46	0.46
35-39 jr	0.21	0.42	0.42	0.42
40-44 jr	0.20	0.40	0.40	0.40
45-49 jr	0.19	0.35	0.35	0.35
50-54 jr	0.18	0.29	0.29	0.29
55-59 jr	0.16	0.22	0.22	0.22
60-64 jr	0.13	0.09	0.09	0.09
UN (%)	1.9	18.4	11.8	5.1
OPLM 15-19 jr	0.06	0.07	0.07	0.07
20-24 jr	0.16	0.37	0.37	0.37
25-29 jr	0.19	0.36	0.36	0.36
30-34 jr	0.16	0.35	0.35	0.35
35-39 jr	0.16	0.31	0.31	0.31
40-44 jr	0.16	0.25	0.25	0.25
45-49 jr	0.16	0.23	0.23	0.23
50-54 jr	0.15	0.20	0.20	0.20
55-59 jr	0.15	0.17	0.17	0.17
60-64 jr	0.15	0.16	0.16	0.16

5. Simulaties

Als eerste zullen we nu trachten het leeftijd-inkomen profiel voor het jaar 1950 te bepalen. Daartoe dienen we over de waarden van ARBV, OPLM, UN en NI voor 1950 te beschikken. Deze kan men vinden in tabel 4.

Invulling van deze waarden voor de verschillende leeftijden in model A:

$$\log \alpha = 10.818 - 0.118 + 1.706 \text{ AGE}20 + 2.264 \text{ AGE}30 + 2.410 \text{ AGE}40 + 2.421 \text{ AGE}50 + 2.349 \text{ AGE}60 + 1.783 \text{ AGE}70 - 0.055 \text{ COH}30 - 0.075 \text{ COH}40 + 0.647 \text{ NI} - 0.489 \text{ ARBV} - 0.013 \text{ UN}$$

respectievelijk in model B:

$$\log \alpha = 11.281 - 0.145 + 1.265 \text{ AGE}20 + 1.624 \text{ AGE}30 + 1.777 \text{ AGE}40 + 1.785 \text{ AGE}50 + 1.713 \text{ AGE}60 + 1.109 \text{ AGE}70 + 0.653 \text{ NI} - 0.967 \text{ ARBV} - 0.017 \text{ UN} + 1.612 \text{ OPLM}$$

geeft voor 1950 het inkomen naar leeftijd voor 1950. Dit is weergegeven in tabel 5.

Tabel 5. Simulatie van het inkomen naar leeftijd voor het jaar 1950 gedefleerd (basisjaar 1980)

Leeftijd	Model A	Model B	Inkomen hh*	Idem gecorr. (zie tekst)
<20	4800	5000	4447	4447
20-24	9100	9100	8489	7900
25-29	13800	14100	13600	12600
30-34	17500	16200	18853	16500
35-39	18800	17500		
40-44	19800	18600	23089	19600
45-49	20000	18800		
50-54	19800	18600	23084	20000
55-59	19300	18300		
60-64	17100	16200	20837	18900

* Bron: CBS (1954).

We zien dat model B in de jongste leeftijdsgroepen steeds iets hogere waarden voor het gemiddeld inkomen genereert dan model A. De verklaring hiervoor is gelegen in de omstandigheid dat model A juist voor deze leeftijdsgroepen cohorde-effecten omvat. De variabelen COH30 en COH40 zijn immers slechts van toepassing op personen die in 1950 jonger dan 30 jaar zijn. Vanwege de beperkte tijdspanne waarvoor geschikte data aanwezig zijn kan het cohorde-effect voor oudere cohorten niet bepaald worden. Voor personen boven de dertig jaar geeft model B hogere uitkomsten dan model A, doch de verschillen zijn vrij beperkt.

Om een indicatie te krijgen van de mate waarin het model in staat is het gemiddeld kerninkomen te 'voorspellen' is in de voorlaatste kolom informatie uit de inkomensverdeling van dat jaar toegevoegd. De vergelijking gaat niet helemaal op, omdat de sta-

tistischeken voor dat jaar slechts het belastbare (zuivere) inkomen bevatten en geen onderscheid gemaakt wordt tussen het inkomen van werkenden en inkomen uit vermogen. Ook is het niet mogelijk het inkomen van gehuwde vrouwen af te zonderen, zodat het hier het belastbaar inkomen van man en vrouw tezamen betreft, in het geval van gehuwde personen. Dit leidt tot een overschatting van het gemiddelde inkomen, met name voor de leeftijdsgroepen ouder dan 25 jaar. In tegenstelling tot de data waarop model A en B gebaseerd zijn, heeft geen ophoging tot jaarinkomens plaatsgevonden buiten migratie en sterfte om. Dit betekent dat voor personen, die gedurende het gehele jaar 1950 in Nederland woonden doch slechts gedurende een gedeelte van het jaar gewerkt hebben (vakantiewerkers, groot verlofgangers, schoolverlaters en personen die in militaire dienst treden bijvoorbeeld), het in die periode verdiende inkomen als jaarincome toebedeeld hebben gekregen. Hiermee wordt het inkomen in vooral de jongste leeftijdsgroepen onderschat. Om een idee te krijgen van de invloed van de werkende gehuwde vrouw is in de laatste kolom van tabel 4 het gemiddeld inkomen gecorrigeerd op basis van de arbeidsparticipatie in 1962. Het verschil in arbeidsparticipatie tussen 1950 en 1962 is vrij gering, zodat dit acceptabel lijkt. Vergelijken we dit resultaat met de voorspellingen dan is er sprake van een redelijke overeenkomst. De hogere waarden in de jongere leeftijdsgroepen zijn (deels) verklaarbaar door voornoemde niet-ophoging van inkomens, genoten gedurende een deel van het jaar. Over het verschil voor de 60/64-jarigen kan minder gezegd worden. Hier zou de opname van het inkomen uit vermogen een rol kunnen spelen, doch dit valt niet te verifiëren. Al met al lijken beide modellen goed in staat het inkomen naar leeftijd voor het jaar 1950 te kunnen bepalen.

Een soortgelijke exercitie is ook uitgevoerd voor het jaar 2000. Voor dat jaar hebben we enkel model B gehanteerd, daar over de grootte van het cohorte-effect voor de cohorten 1970 en later niets te zeggen valt. We hanteren drie groei-scenario's. In scenario I gaan we uit van een jaarlijkse groei van het reëel nationaal inkomen met 1%, in scenario II met 2% en in scenario III met 3%. De waarden voor ARBV, UN en de ontwikkelingen in de beroepsbevolking ten opzichte van de totale bevolking zijn ontleend aan Departementale Werkgroep Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (1984), terwijl die voor OPLM bepaald zijn via een microsimulatiemodel (zie Nelissen, 1987b). De waarden voor de verschillende variabelen kan men wederom in tabel 4 vinden, terwijl de simulatieresultaten zijn weergegeven in tabel 6.

Hieruit blijkt dat onder scenario I sprake is van vrijwel afwezigheid van groei in het gemiddeld inkomen per werkende in vergelijking met 1981 (zie ook grafiek 1). De oorzaak hiervan is gelegen in de toename van enerzijds de totale beroepsbevolking, zodat het (weliswaar toegenomen) nationaal inkomen over meerdere personen verdeeld dient te worden en anderzijds door de verdergaande toename van (vooral in deeltijd) werkende vrouwen. De verschillen in arbeidsparticipatie van vrouwen naar leeftijd en de ontwikkeling daarin verklaren ook het vrijwel constant blijven van het gemiddelde inkomen in de groep van 35 tot 55 jaar.

Bij een groei van 2% jaarlijks, vindt er wel een redelijke inkomensstijging plaats, terwijl die onder de voorwaarden van scenario III zelfs vrij groot is. Het meest opvallend blijft dat er sprake is van een afvlakking van het leeftijd-inkomen profiel: vanaf leeftijd 35

Tabel 6. Simulatie van het leeftijd-inkomen profiel voor 2000

Leeftijd	Scenario		
	I	II	III
<20	13000	14600	17700
20-24	23600	26600	32100
25-29	31000	34900	42100
30-34	36100	40600	49000
35-39	37900	42600	51400
40-44	36800	41400	50000
45-49	36800	41400	50000
50-54	36800	41400	50000
55-59	36300	40800	49300
60-64	35700	40200	48500

is het profiel vrijwel vlak, terwijl het inkomen van 30- tot 35-jarigen in vergelijking met het verleden relatief hoog is. Hier doet zich de invloed van een gemiddeld hoger opleidingsniveau van de jongere cohorten gelden.

6. Samenvatting en conclusies

In deze bijdrage hebben we het leeftijd-inkomen profiel voor Nederland geschat aan de hand van data voor de jaren 1962, 1967, 1970, 1975, 1979 en 1981. We hebben ons hierbij geconcentreerd op de *gemiddelde* inkomensontwikkeling. Omdat de variatie-coëfficiënt in Nederland vrij constant is (Van Schaaik, 1985), is dit voldoende om, uitgaande van de veronderstelling dat inkomens op elke leeftijd log-normaal verdeeld zijn, de gehele inkomensverdeling in een jaar (of voor een bepaalde cohorte) te beschrijven. Uitgangspunt vormde voor ons het inkomen van werkenden. In eerste instantie is dit verklaard door middel van het zogenoemde APC-model. De resultaten van dit model (zie tabel 1) zijn zeer goed te noemen.

Beperkt men zich tot een nadere analyse binnen de steekproefperiode 1962-1981 dan kan men zich tot dit model beperken. Echter, wenst men ook uitspraken te kunnen doen over het verleden dan wel de toekomst dan bevat dit model variabelen, waarvan de parameters moeilijk of niet te kwantificeren zijn voor perioden buiten de steekproef (de cohorte- en vooral periode-effecten). Ten dien einde zijn vervolgens de periode- en cohorte-componenten vervangen door economisch beter interpreteerbare variabelen. Op deze wijze kan men, bijvoorbeeld via een scenariobenadering, op eenvoudiger wijze 'voorspellingen' doen. Op deze wijze is het leeftijd-inkomen profiel voor het jaar 1950 bepaald. Vergelijking met de voor 1950 aanwezige inkomensdata wijst uit dat de betreffende modellen goed in staat zijn het werkelijke profiel te beschrijven. Ook de vooruitberekening voor het jaar 2000, met behulp van drie scenario's met betrekking tot de groei van het nationaal inkomen, laat zien dat, voorzover dat te beoordelen valt, de methode tot zinnvolle resultaten leidt. Afsluitend kunnen we opmerken dat het voorgaande impliceert dat we een instrument in handen hebben om simu-

laties met betrekking tot het gemiddelde inkomen en, via aanname van constant blijven van de variatiecoëfficiënt, daarmee van de volledige inkomensverdeling op langere termijn te beschrijven.

Literatuur

- Aitchison, J. en J.A.C. Brown (1957), *The Lognormal Distribution*, Cambridge: Cambridge at the University Press.
- CBS (1954), *Inkomensverdeling 1950; Aanvullende Gegevens*, Utrecht: De Haan NV.
- CBS (1967a), *Inkomensverdeling 1962 en Vermogensdeling 1963*, 's-Gravenhage: Staatsuitgeverij.
- CBS (1967b), *Inkomensverdeling van werkende gehuwde vrouwen 1962*, 's-Gravenhage: Staatsuitgeverij.
- CBS (1972a), *Inkomensverdeling 1967 en Vermogensdeling 1968*, 's-Gravenhage: Staatsuitgeverij.
- CBS (1972b), *Inkomensverdeling van werkende gehuwde vrouwen 1967*, 's-Gravenhage: Staatsuitgeverij.
- CBS (1977), *Inkomensverdeling 1970 en Vermogensverdeling 1971*, 's-Gravenhage: Staatsuitgeverij.
- CBS (1979), *Inkomensverdeling van werkende gehuwde vrouwen 1970 en 1973*, 's-Gravenhage: Staatsuitgeverij.
- CBS (1980), *De Personele Inkomensverdeling 1975: deel I*, 's-Gravenhage: Staatsuitgeverij.
- CBS (1982), *De Personele Inkomensverdeling; werkende gehuwde vrouwen 1975 en 1976*, 's-Gravenhage: Staatsuitgeverij.
- CBS (1983), *De Personele Inkomensverdeling 1977; verdelingen in inkomensklassen en 10%-groepen*, 's-Gravenhage: Staatsuitgeverij.
- CBS (1984), *De Personele Inkomensverdeling 1979*, 's-Gravenhage: Staatsuitgeverij.
- CBS (1985), *De Personele Inkomensverdeling 1981; individuen*, 's-Gravenhage: Staatsuitgeverij.
- Cobben, N.P. en J.A.P. Hagenaars (1977), 'Enkele analysetechnieken voor het bepalen van de effecten van leeftijd, kohort en periode', *Sociale Wetenschappen*, 20, 65-101.
- Creedy, J. (1974), 'Income Changes over the Life Cycle', *Oxford Economic Papers*, 26(3), 405-423.
- Creedy, J. (1975), 'Aggregation and the Distribution of Income', *Bulletin of the Oxford Institute of Economics and Statistics*, 37, 91-101.
- Creedy, J. en P.E. Hart (1979), 'Age and the Distribution of Earnings', *Economic Journal*, 89, 280-293.
- Departementale Werkgroep Ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (1984), *Demografische ontwikkelingen in macro-economisch perspectief*, 's-Gravenhage: Ministerie van SZW.

- Fase, M.M.G. (1969), *An Econometric Model of Age-Income Profiles*, dissertatie, Rotterdam: Universitaire Pers Rotterdam.
- Freeman, R.B. (1979), 'The Effect of Demographic Factors on Age-Earnings Profiles', *Journal of Human Resources*, 14(3), 289-318.
- Hart, P.E. (1973), *The comparative Statics and Dynamics of Income Distribution*, Discussion Paper, Series A, No. 49, Reading: University of Reading.
- Hobcraft, J., J. Menken en S. Preston (1982), 'Age, Period, and Cohort Effects in Demography: A Review', *Population Index*, 48(1), 4-43.
- Jonsson, A. en N.A. Klevmarken (1978), 'On the Relationship Between Cross-Sectional and Cohort Earning Profiles', *Annales de l'Insee*, 30/31, 331-354.
- Klevmarken, N.A. (1982), 'On the Stability of Age-Earnings Profiles', *Scandinavian Journal of Economics*, 84 (4), 531-554.
- Nelissen, J.H.M. (1986), *Age and Income in the Netherlands*, Working Paper Series No. 9, Tilburg: KUB.
- Nelissen, J.H.M. (1987a), 'Leeftijd en inkomen', *Bevolking en Gezin*, 1987 (3), 53-71.
- Nelissen, J.H.M. (1987b), *Generating Household Structure and Level of Education by Microsimulation*, Working Paper Series No. 22, Tilburg: KUB.
- Oppenheim–Mason, K., W. Mason, H. Winsborough en W. Poole (1973), 'Some Methodological Issues in Cohort Analysis of Archival Data', *American Sociological Review*, 38 (2), 242-258.
- Sahota, G.S. (1978), 'Theories of Personal Income Distribution: A Survey', *Journal of Economic Literature*, 16, 1-55.
- Schaaik, M. van (1985), 'Loondifferentiatie tussen bedrijfstakken', *Economisch Statistische Berichten*, 3488, 40-43.
- Willekens, F.J. en N. Baydar (1984), *Age-Period-Cohort Models for Forecasting Fertility*, Working Paper No. 45, 's-Gravenhage: NIDI.