



STUDIECENTRUM VOOR ECONOMISCH EN SOCIAAL ONDERZOEK

INKOMENSPROFIELEN VAN
BELGISCHE ARBEIDERS EN BEDIENDEN

Ann CARLIER
werknöta 7551

oktober 1975

Universitaire Faculteiten St.-Ignatius
Prinsstraat 13 - 2000 Antwerpen
D/1975/1169/18

De auteur dankt W. Nonneman en E. Van Broekhoven voor hun kritische bemerkingen, evenals M. Fase voor zijn aanzienlijke hulp bij het opstellen van het computerprogramma, en het Bureau voor de Statistiek van de E.E.G. voor het ter beschikking stellen van de data.

I N H O U D

	<u>blz.</u>
<u>DEEL I. EMPIRISCHE BENADERING VAN HET INKOMENSPROFIEL</u>	3
§1. METHODOLOGISCHE BESCHOUWINGEN: HET FASE-MODEL	4
§2. BESCHRIJVING VAN HET EMPIRISCH MATERIAAL	8
§3. SCHATTINGSRESULTATEN VAN HET FASE-MODEL	9
3.1. Datatransformatie	9
3.2. Schattingsprocedure	11
3.3. Schattingsresultaten	14
<u>DEEL II. IMPLICATIES VAN HET GESCHATTE INKOMENSPROFIEL VOOR DE BELGISCHE ARBEIDER EN BEDIENDE</u>	 18
§1. ECONOMISCHE INTERPRETATIE VAN DE STRUCTURELE PARAMETERS	18
1.1. De arbeiders	18
1.2. De bedienden	20
1.3. De arbeiders t.o.v. de bedienden	21
§2. HET INKOMENSPROFIEL OVER DE LEVENSCYCLUS	22
CONCLUSIES	31
APPENDIX I. MATHEMATISCHE TOELICHTING BIJ HET FASE-MODEL	32
APPENDIX II. TOELICHTINGEN BIJ HET EMPIRISCH MATERIAAL	36
LIJST VAN TABELLEN	42
LIJST VAN FIGUREN	43
BIBLIOGRAFIE	44

Een schatting van het inkomen over de levenscyclus is reeds menigvuldig bestudeerd geworden.

Uit de bestaande literatuur komt niet alleen een diversiteit van methodes naar voor, maar eveneens een grote verscheidenheid in de toepassingsgebieden.

Deze toepassingen gaan een viertal wel te onderscheiden richtingen uit.

Een eerste betreft de vaststelling van de kapitaalswaarde van een inkomensverwerper. Baanbrekend werk werd in dit verband verricht door de actuaris FARR (1853) alsook door DUBLIN en LOTKA (1947), die uit het verwachte inkomensprofiel de hoogte der premies voor levensverzekering afleidden. Dergelijke berekeningen zijn eveneens bijzonder belangrijk in kosten-batenanalyse. In dit verband kan worden verwezen naar een studie van MISHAN (1971).

Anderen hebben een inkomensprognose over de levenscyclus aangewend om het rendement van investering in "human capital" of meer specifiek van onderwijs en opleiding te calculeren. Voor een bibliografie hieromtrent kan men beroep doen op BLAUG (1970). Een derde categorie van toepassingen kadert meer in de planning van de consumptie. THURLOW (1969) illustreerde hoe het huidig inkomensverloop een remmende factor betekent voor de gewenste spreiding van de consumptie-uitgaven over de levenscyclus. LYDALL (1955) en SOMERMEYER en BANNINK ten slotte hebben uit het waargenomen inkomensprofiel een spaarpatroon over de levenscyclus gedestilleerd.

Wat de aangewende methodes betreft, blijkt dat deze gaan van zeer eenvoudige grafische interpolatie tot gesofistikeerde statistische schattingsmethoden.

DUBLIN en LOTKA (1947) en SOMERMEYER en BANNINK (1966) bijvoorbeeld hebben zich beperkt tot grafische interpolaties van het mediaan of het gemiddeld inkomen.

Anderen hebben gebruik gemaakt van regressietechnieken. In dit verband kunnen CARROLL en IHNEN (1967) worden vermeld. Deze auteurs hebben aan de hand van een regressievergelijking het inkomensvoordeel over de levenscyclus geschat voor technisch geschoolden t.o.v. niet-technisch geschoolden. DE WOLFF en RUITER (1968) hebben het inkomen over de levenscyclus voor diverse onderwijsniveau's geschat aan de hand van het parabolisch verloop van het mediaaninkomen.

Een ietwat aparte benadering van het inkomenspatroon komt voor bij YORAM BEN-PORATH (1967). Vertrekkende van een Cobb-Douglas functie voor "human capital" onderzoekt hij welke de implicaties van deze produktiefunctie zijn voor het inkomenspatroon.

FASE (1970) ten slotte heeft een statistisch model opgebouwd om het inkomen te schatten. Hierin gaat hij er van uit dat het inkomen op elke leeftijd lognormaal verdeeld is; de parameters uit zijn model schat hij aan de hand van een scoretechniek.

Uit deze beknopte situering van de literatuur blijkt in elk geval de waarde van een goede benadering van het inkomensprofiel. Daarom leek het ons aangewezen een dergelijke schatting uit te voeren voor de Belgische inkomensverwerver. In onderhavige studie wordt aan de hand van inkomensgegevens van Belgische arbeiders en bedienden een schatting gemaakt van het inkomen over de levenscyclus. Om het inkomensprofiel zo realistisch mogelijk te maken wordt een onderscheid gemaakt naar de graad van scholing.

In deel I wordt vooreerst de toegepaste schattingsmethode voorgesteld. Daarna volgt een toelichting bij het empirisch materiaal, gevolgd door de eigenlijke schattingen. In deel II worden de implicaties van de bekomen inkomensprofielen voor de Belgische inkomensverwerver onderzocht.

DEEL I. EMPIRISCHE BENADERING VAN HET INKOMENSPEIL

Wanneer men aan een inkomensverwerver zijn verwachtingen omtrent zijn inkomen vraagt, zal hij op de vraag met een relatief grote zekerheid kunnen antwoorden voor zover het zijn previsions voor de nabije toekomst betreft. Bij intrede in de arbeidsmarkt weet hij met een betrekkelijke nauwkeurigheid tussen welke marges zijn inkomen in de eerstkomende jaren zal liggen. Hoe verder hij echter zijn predicties in de toekomst projecteert, des te groter wordt zijn onzekerheid. Zal hij succes hebben in zijn carrière? In welke mate hangen zijn verdiensten af van on-the-job-training? Hieruit kan worden geconcludeerd dat de schattingsmethode die men toepast rekening dient te houden met een in de tijd variabele variantie van het inkomen.

Bij een schatting over de levenscyclus heeft men de keuze tussen twee alternatieve werkwijzen. Ofwel werkt men met tijdreeksen, wat er op neerkomt dat men mensen die pas zijn toegetreden tot de arbeidsmarkt, volgt over hun beroeps carrière. Ofwel opteert men voor cross-sectie data, wat wil zeggen dat men op een gegeven tijdstip de inkomens van diverse leeftijdsgroepen doorlicht. Hier wordt de in de literatuur traditioneel gebruikte methode, nl. schatting op cross-sectie data gevolgd. Immers, methodologisch zijn een aantal moeilijkheden op te lossen bij het gebruik van tijdreeksen zoals inflatie, produktiviteitsgroei e.a. Dergelijke fenomenen dienen in de tijdreeksanalyse te worden afgezonderd. Verder zijn de beschikbare data in cross-sectievorm opgesteld.

§1. METHODOLOGISCHE BESCHOUWINGEN: HET FASE-MODEL

Bij een schatting van het inkomen over de levenscyclus kunnen verschillende schattingsmethoden worden toegepast.

Eén methode, hoewel minder toegepast, is bijvoorbeeld een grafische interpolatie van het inkomen van diverse leeftijdsklassen.

Een andere methode bestaat in een kleinste kwadraten schatting van het inkomenspeil, rekening houdend met het heteroscedastisch karakter van de storingsterm (1).

Een derde methode omvat de reeds in de inleiding vernoemde methode van Fase. In deze studie hebben we deze methode toegepast, omdat ze, uitgaande van een vooropgestelde statistische verdeling, een model opbouwt, waarin wel gedefinieerde parameters worden geschat, die vatbaar zijn voor economische interpolatie (2).

Fase gaat in zijn model eigenlijk uit van een drietal veronderstellingen. In de eerste plaats neemt hij aan dat het inkomen van iemand die juist tot de arbeidsmarkt is toegetreden lognormaal verdeeld is, wat dus een scheefheid van de inkomensverdeling impliceert. Niettemin merkt hij op dat een alternatieve veronderstelling die in de literatuur vaak voorkomende normale verdeling had kunnen betreffen; een Pareto-verdeling leek

(1) Een typische vergelijking is $Y_t = \alpha_0 t^2 + \beta_0 t + \gamma_0 + \varepsilon_t$ met ε_t normaal verdeeld met gemiddelde gelijk aan nul en σ_t^2 de variantie.

De variantie beantwoordt aan

$$\sigma_t^2 = \alpha_1 t^2 + \beta_1 T + \gamma_1.$$

Voor de te volgen schattingsprocedure wordt verwezen naar

J. JOHNSTON (1972) en GLEYSER (1969).

(2) Voor een beschrijvende vergelijking van de diverse methodes wordt verwezen naar FASE (1970). Een empirische vergelijking van de verschillende methodes is uiteraard bijzonder relevant. Dit valt echter buiten de doelstellingen van onderhavige studie.

hem minder aangewezen omdat deze in feite slechts van toepassing is voor de hogere inkomens en bovendien analytisch minder manipuleerbaar is. Uit dit lognormaal verdeeld zijn van het inkomen bij de beginleeftijd besluit hij na enkele mathematische substituties, dat het inkomen op elke latere leeftijd analoog verdeeld is.

Een tweede veronderstelling heeft betrekking op de inkomensgeneratie over de levenscyclus.

Twee componenten zijn bepalend voor de inkomensevolutie: een groei-component en een storingsfactor.

De groei-component betreft een aanvankelijk systematisch toenemen van het inkomen onder invloed van factoren als ervaring, on-the-job-training, en andere. Deze groei-component zal positief inwerken tot een zekere leeftijd, om daarna in tegenovergestelde richting te gaan werken. Immers, na een bepaalde leeftijd moet rekening worden gehouden met een verminderde fysieke conditie, een daling van het aantal gepresteerde uren e.a. Dit komt er op neer dat het inkomen eerst gaat stijgen, een maximum gaat bereiken en daarna gaat dalen.

Omdat kan worden aangenomen dat het inkomen van individuen van dezelfde leeftijd en met dezelfde scholingsgraad wel enige variatie zal vertonen, werd een storingsfactor ingevoerd. In deze storingsfactor zijn de elementen opgenomen, welk naast de scholingsgraad, ook hun invloed laten gelden op het inkomensniveau zoals persoonlijke ambitie, bereidheid risico op te nemen of sociale status van het gezin e.a.

De derde categorie van veronderstellingen bepalen de storings-term. Fase neemt aan dat de storingsterm normaal verdeeld is, met een gemiddelde gelijk aan nul en een constante variantie. Bovendien stelt hij voorop dat de storingsterm en het loginkomen in vorige jaren ongecorrleerd zijn en dat er geen correlatie is tussen de opeenvolgende storingstermen.

Mathematisch kunnen deze drie veronderstellingen als volgt worden samengevat:

1. Zij S : de leeftijd waarop het individu tot de arbeidsmarkt treedt,
 en y_S : het jaarinkomen op leeftijd S ,
 dan wordt aangenomen dat y_S (1) lognormaal is of

$$P(y_S \leq y_S) = \Lambda(y_S; \mu_S, \sigma_S^2)$$

waar $\Lambda(y_S; \mu_S, \sigma_S^2) = \int_0^{y_S} \frac{1}{Y \cdot \sigma_S \sqrt{2\pi}} \exp. -\frac{1}{2} \left(\frac{\log Y - \mu_S}{\sigma_S} \right)^2 dy$

Door gelijkstelling van $x_S = \log y_S$, wordt overgegaan van een lognormale verdeling naar een normale verdeling, of

$$P(x_S \leq x_S) = N(x_S; \mu_S, \sigma_S^2)$$

waar $N(x_S; \mu_S, \sigma_S^2) = \int_{-\infty}^{x_S} \frac{1}{\sigma_S \sqrt{2\pi}} \exp. -\frac{1}{2} \left(\frac{x - \mu_S}{\sigma_S} \right)^2 dx$

2. De evolutie van het inkomen over de levenscyclus doet zich voor volgens onderstaande formule:

$$\underline{x}_T = \underline{x}_{T-1} + \xi(\tau-T) + \underline{u}_T$$

Hierin is $\xi(\tau-T)$ de systematische term en \underline{u}_T de storingsterm. In de systematische term is τ de leeftijd waarop het inkomen zijn maximum bereikt. Is ξ positief dan zal het loginkomen, afgezien van de storingsterm jaarlijks toenemen met $\xi(\tau-T)$ totdat de leeftijd τ wordt bereikt. Eens de leeftijd τ voorbij, zal het loginkomen jaarlijks afnemen met deze systematische term.

(1) Wanneer een variabele wordt onderlijnd, dan wijst dit erop dat het een random-variabele betreft.

3. De onderstellingen in verband met de storingsterm kunnen als volgt worden geformaliseerd:

- de storingsterm is normaal verdeeld of

$$\underline{u}_T = N(0, \sigma^2)$$

- de storingsterm en het loginkomen in voorgaande jaren zijn niet gecorreleerd of

$$\text{cov}(\underline{x}_{T-i}, \underline{u}_T) = 0 \quad \text{voor } T > S \text{ en } i=1, 2, \dots, T-S$$

- er is geen correlatie tussen de ope nvolgende storingstermen, of $\text{cov}(\underline{u}_T, \underline{u}_{T+r}) = 0$ voor $T > S$ en $r \neq 0$

Vertrekkend van deze veronderstellingen bouwt Fase zijn model op, dat uitmondt in twee operationele vergelijkingen met 5 te schatten parameters, nl.:

$$\mu_T = \alpha T^2 + \beta T + \gamma \quad (1)$$

en

$$\sigma_T^2 = \delta T + \epsilon \quad (2).$$

Uit deze vergelijkingen kan worden opgemaakt dat het gemiddeld loginkomen een parabolisch verloop vertoont, wat volledig in overeenstemming is met de verwachtingen en wat ook door het empirisch materiaal zal worden bevestigd.

Bovendien neemt de variantie van het inkomen toe met de leeftijd. Dit wijst dus op een toenemende onzekerheid, zoals reeds in de inleidende beschouwingen werd gesuggereerd.

Fase schat aan de hand van bovenstaande vergelijkingen de vijf onbekende parameters α , β , γ , δ en ϵ , welke hij de directe parameters noemt. Uit deze directe parameters en mits enkele transformaties leidt hij dan de structurele en economisch interpreteerbare parameters af, nl.:

- ξ : welke verband houdt met de systematische groei van het inkomen
- τ : de leeftijd waarop het inkomen zijn maximum bereikt
- σ^2 : de variantie van de storingsterm
- μ_S : het gemiddeld loginkomen van iemand die juist tot de arbeidsmarkt is toegetreden
- σ_S^2 : de variantie van het loginkomen van iemand die juist tot de arbeidsmarkt is toegetreden.

De index S in de twee laatste parameters duidt op de leeftijd waarop de beroeps carrière wordt aangevangen en zal voor elke beroeps categorie a priori worden vastgesteld.

Voor de mathematische uitwerking van het model wordt verwezen naar appendix I.

S2. BESCHRIJVING VAN HET EMPIRISCH MATERIAAL

De steekproef die voldoende elementen bevat om inkomensprofielen te estimeren, is de loonenquête van de EEG, gepubliceerd als "Structuur en Verdeling der Lonen - 1972 - België". Deze enquête heeft zowel het voordeel dat ze gegevens verstrekt en voor de arbeiders en voor de bedienden, als dat ze onderscheid maakt naar de genoten graad van scholing. Een punt echter dat gebeurlijk als een nadeel kan worden gezien, is het feit dat het waarnemingsgebied enkel betrekking heeft op de arbeiders en bedienden in de nijverheid "winning van delfstoffen", "be- en verwerkende nijverheid" en de "bouw-nijverheid". Ze maakt dus geen melding van de dienstensector. De enquête werd gehouden in oktober 1972.

De data worden zowel voor de totale industrie als voor de verschillende industrietakken weergegeven.

In appendix II wordt een uittreksel gegeven van de tabellen waarop men zich heeft gebaseerd. Men beschikt over gemiddelde uurlonen per leeftijdsklasse en per kwalificatiegraad. Eveneens zijn de variatiecoëfficiënten gekend per cel.

§3. SCHATTINGSRESULTATEN VAN HET FASE-MODEL

3.1. Datatransformatie

Vermits de verdeling van het inkomen gekend is, schat Fase de vector der directe parameters aan de hand van de methode der grootste aannemelijkheid.

Vorraler hier verder te kunnen op ingaan, dient eerst nog een toelichting te worden gegeven bij het statistisch materiaal. Fase gaat in de toepassing van zijn model er van uit dat het statistisch materiaal zich voordoet als een frequentie verdeling over de verschillende inkomensklassen. Nu blijkt dat de enige steekproef waarover we beschikken zich niet in deze vorm voordoet. Derhalve is een transformatie van de data noodzakelijk.

Hiertoe hebben we, uitgaande van de beschikbare gegevens, een steekproef van 3000 waarnemingen per kwalificatieklasse getrokken, en de gesimuleerde waarnemingen gerangschikt over de onderscheiden leeftijds- en inkomensklassen. Vermits de leeftijdsklassen zoals die in de EEG-enquête voorkomen nogal brede marges vertonen, werden deze eerst opnieuw gedefinieerd. Aan de hand van een randum-generator en op basis van de cumulatieve waarschijnlijkheden wordt vervolgens een leeftijd getrokken. Voor de gevonden leeftijd wordt op grond van het gemiddeld uurloon en de standaarddeviatie, uit een normale verdeling een uurloon getrokken.

Er dient echter wel op gewezen dat, bij gebrek aan gegevens i.v.m. gemiddelden en standaarddeviaties van het loginkomen, we bij deze trekking onze toevlucht hebben moeten nemen tot een normale verdeling.

Toch willen we er nogmaals op wijzen dat Fase pretendeert dat een normale verdeling even goed had in aanmerking kunnen komen en dat zijn veronderstelling i.v.m. het lognormaal verdeeld zijn van het inkomen op elke leeftijd geenszins de superioriteit van deze verdeling over elke andere alternatieve verdeling inhoudt.

Eenmaal op deze wijze een steekproef van 3000 elementen is gesimuleerd, worden de waarnemingen in een frequentie-matrix van onderstaande vorm ondergebracht.

Tabel 1. Simulatieresultaten voor de geschoolde arbeiders

Inkomens- klassen in 1000	Leeftijdsklassen										
	16<18	18<21	21<25	25<30	30<35	35<40	40<45	45<50	50<55	55<60	60<65
30< 60	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0
60< 90	0	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0
90<120	0	2	3	4	7	5	5	5	2	1	1
120<150	1	9	12	14	17	16	17	10	17	8	5
150<180	1	16	39	53	46	30	36	38	38	18	23
180<210	0	22	60	104	66	52	81	61	71	36	35
210<240	0	10	69	101	85	96	83	82	80	54	44
240<270	0	9	50	87	85	86	80	69	74	41	41
270<300	0	0	36	44	50	61	65	40	37	11	9
300<330	0	0	17	16	32	27	31	22	19	3	6
330<360	0	0	2	3	11	7	16	7	4	0	0
360<390	0	0	0	0	1	3	2	0	1	0	0
390<420	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0
420<450	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Totaal	2	68	288	426	400	384	417	334	345	172	164

3.2. Schattingsprocedure

Nadat het statistisch materiaal in die zin is bewerkt, kan de aannemelijkheidsvergelijking worden opgesteld.

Neemt men in wat volgt de volgende symboliek aan:

Zij y_i : de ondergrens van de i^{de} inkomensklasse

$n_i(t)$: het aantal personen met leeftijd in de i^{de} inkomensklasse

$N(t)$: het totaal aantal personen met leeftijd t in de steekproef, of $N(t) = \sum_{i=1}^z n_i(t)$, waar z gelijk is aan het aantal inkomensklassen

$p_i(t)$: de waarschijnlijkheid dat een inkomenstrekker van leeftijd t in de inkomensklasse (y_1, y_{i+1}) valt ; hieruit volgt dat $\sum_{i=1}^z p_i(t) = 1$

Dan is de aannemelijkheidsfunctie

$$L(t) = \frac{N(t)!}{\prod_{i=1}^z n_i(t)!} \cdot \prod_{i=1}^z p_i(t)^{n_i(t)}$$

en de samengestelde aannemelijkheidsfunctie

$$L = \prod_{t=1}^q \frac{N(t)!}{\prod_{i=1}^z n_i(t)!} \cdot \prod_{i=1}^z p_i(t)^{n_i(t)}$$

met q = het aantal leeftijdsklassen.

Overgang naar logaritmen levert de volgende vorm op:

$$\log L = C + \sum_{t=1}^q \sum_{i=1}^z n_i(t) \log p_i(t)$$

Maximeren van de aannemelijkheid, onderstelt gelijkstelling van de eerste afgeleiden aan nul of:

$$\frac{\delta \log L}{\delta \theta_j} = \sum_{t=1}^q \sum_{i=1}^z \frac{n_i(t)}{P_i(t)} \cdot \frac{\delta P_i(t)}{\delta \theta_j} = 0$$

met θ_j het j -de element uit de vector der te schatten parameters (1). Aldus bekomt men een stelsel van vijf vergelijkingen met vijf onbekenden, nl. de te schatten directe parameters α , β , γ , δ en ε . Vermits dit stelsel niet linear is, is de oplossing ook niet zonder problemen. Daarom maakt Fase gebruik van een "scoring"-techniek van RAO (1955). Deze "scoring"-methode komt hierop neer dat de aannemelijkheidsvergelijkingen eerst linear worden geapproximeerd, en daarna iteratief worden opgelost. Bovendien biedt deze methode het voordeel dat ze een schatting van de variantie-covariantie matrix oplevert.

$$\text{Laat } \hat{\theta} - \hat{\theta}_0 = \Delta\theta$$

met $\hat{\theta}$: de onbekende vector van de te schatten parameters

$\hat{\theta}_0$: de vector van de startwaarden van de te schatten parameters

$\Delta\theta$: de vector van de correcties op de startwaarden.

Lineaire approximatie van de aannemelijkheidsvergelijkingen geeft:

$$\frac{\delta \log L}{\delta \theta_j} (\hat{\theta}_0 + \Delta\theta) \approx \frac{\delta \log L}{\delta \theta_j} (\hat{\theta}_0) + \sum_k \frac{\delta^2 \log L}{\delta \theta_j \delta \theta_k} (\hat{\theta}_0) \Delta\theta_k$$

of

(1) De onbekenden of de te schatten parameters zijn bevat in de uitdrukking $p_i(t)$ en zijn afgeleide, vermits

$$P_i(t) = \int_{x_i}^{x_i+1} \frac{1}{\sigma_T \sqrt{2\pi}} \exp. -\frac{1}{2} \left(\frac{x - \mu_T}{\sigma_T} \right)^2 dx \text{ met } \mu_T \text{ en } \sigma_T \text{ gelijk aan de}$$

eerder berekende uitdrukkingen.

$$\frac{\delta \log L}{\delta \theta_j}(\theta_0) \approx - \sum_k \frac{\delta^2 \log L}{\delta \theta_j \delta \theta_k}(\theta_0) \Delta \theta_k$$

en in matrixnotatie

$$L' \approx - L'' \Delta \theta$$

Neemt men van matrix $-L''$ de mathematische verwachting dan bekomt men een nieuwe matrix F met volgende elementen

$$F_{jk}(\theta_0) = E \left[\frac{\delta^2 \log L}{\delta \theta_j \delta \theta_k}(\theta_0) \right]$$

Deze matrix F noemt Rao de informatiematrix en het is precies de inverse van deze matrix die gelijk is aan de variantie-covariantie matrix van de geschatte parameters.

Uiteindelijk wordt de vector van de correctietermen dan

$$\Delta \theta = F^{-1} L'$$

Zijn deze correctietermen gering, dan kan het proces gestopt worden, vermits de gekozen startwaarden een vrij goede benadering zijn van de te schatten parameters. Zijn de correctietermen echter aanzienlijk, dan worden de startwaarden met de correctietermen aangepast en het proces wordt opnieuw doorlopen tot de correctietermen miniem (1) worden. De moeilijkheid van deze methode ligt enerzijds in het aanzienlijk rekenwerk dat zich voordoet bij het berekenen van de afgeleiden van de aannemelijkheidsfuncties en van de informatiematrix en zijn inverse, doch vooral in het feit dat het proces geen convergentie verzekert. Het komt er bijgevolg op aan goede startwaarden te kiezen; de beste startwaarden bleken de kleinste kwadraten schatters van de operationele vergelijkingen te zijn.

(1) Het proces wordt stopgezet wanneer de nieuwe berekende waarden met minder dan 1 % afwijken van de vorige waarden.

3.3. Schattingsresultaten

Eerst worden voor de arbeiders de schattingen gegeven voor de directe parameters en van de structurele parameters. Daarna volgen analoge schattingen voor de bedienden. De cijfers tussen haakjes zijn de geschatte standaarddeviaties. Voor de directe schatters komen deze bijgevolg overeen met de vierkantswortel van de diagonaalelementen van de variantie-covariantiematrices.

Voor de arbeiders werd 16 jaar als beginleeftijd vooropgesteld; voor de bedienden werd een onderscheid gemaakt naargelang de scholingsgraad. Voor de mannelijke bedienden die behoren tot het hoger leidinggevend personeel of tot het concipiërend personeel wordt 21 jaar als beginleeftijd aangenomen (1). Alle andere bediendenklassen hebben 18 jaar als beginleeftijd.

Tabel 2. Schattingsresultaten van de directe parameters voor de onderscheiden categorieën arbeiders

	α	β	γ	δ
MANNEN				
geschoold	-2.4(0.32)	2.0(0.25)	1.19(0.0046)	1.4(0.040)
half-geschoold	-3.0(0.29)	2.5(0.22)	1.18(0.0038)	1.3(0.038)
niet-geschoold	-4.8(0.31)	4.0(0.23)	1.14(0.0039)	1.8(0.054)
VROUWEN				
geschoold	-2.3(0.31)	2.1(0.21)	1.14(0.0035)	1.0(0.031)
half-geschoold	-3.9(0.36)	3.1(0.24)	1.13(0.0038)	1.2(0.038)
niet-geschoold	-4.5(0.36)	3.5(0.25)	1.12(0.0039)	1.5(0.045)
te vermenigvuldigen met	10^{-4}	10^{-2}	10^1	10^{-3}

(1) Deze hogere startleeftijd houdt verband met het feit dat in de leeftijdsklasse kleiner dan 21 jaar er geen gegevens beschikbaar zijn of dat ze gedekt zijn door het statistisch geheim of betrekking hebben op een te kleine steekproef (minder dan 10 elementen). Gelijkwaardige gegevens zijn echter wel beschikbaar bij de vrouwelijke collega's.

Tabel 3. Schattingsresultaten van de structurele parameters voor de onderscheiden categorieën arbeiders

	Beginleeft. S	ξ	τ	μ_S	σ	σ_S^2
MANNEN geschoold	16	4.8(0.6)	42.(0.8)	12.2(0.015)	1.4(0.04)	22.4(0.64)
half-geschoold	16	6.0(0.6)	42.(0.7)	12.1(0.011)	1.3(0.04)	20.8(0.61)
niet-geschoold	16	9.6(0.6)	42.(0.5)	11.9(0.011)	1.8(0.05)	28.8(0.86)
VROUWEN geschoold	16	4.6(0.6)	46.(1.6)	11.7(0.009)	1.0(0.03)	16.0(0.50)
half-geschoold	16	7.8(0.7)	40.(0.7)	11.7(0.009)	1.2(0.04)	19.2(0.61)
niet-geschoold	16	9.0(0.7)	39.(0.6)	11.9(0.009)	1.5(0.04)	24.0(0.72)
te vermenigvuldigen met		10^{-4}	10^0	10^0	10^{-3}	10^{-3}

Tabel 4. Schattingsresultaten van de directe parameters voor de onderscheiden categorieën bedienden (1)

	α	β	γ	δ
MANNEN:				
hoger leidinggevend personeel	-7.9(0.74)	7.5(0.63)	1.12(0.0129)	4.16(0.130)
concipiërend personeel	-8.1(0.59)	7.7(0.50)	1.11(0.0098)	2.99(0.094)
assistenten	-5.1(0.45)	5.1(0.36)	1.13(0.0069)	2.0(0.060)
uitvoerende bedienden	-6.1(0.36)	5.7(0.29)	1.11(0.0054)	1.5(0.045)
toezichthoudend personeel	-4.6(0.43)	4.2(0.37)	1.17(0.0074)	1.7(0.050)
VROUWEN:				
hoger leidinggevend personeel	-9.5(0.73)	9.4(0.59)	1.02(0.0011)	6.6(0.020)
concipiërend personeel	-7.1(0.57)	7.3(0.46)	1.07(0.0084)	4.8(0.015)
assistenten	-6.4(0.47)	6.1(0.36)	1.09(0.0063)	2.0(0.059)
uitvoerende bedienden	-7.1(0.46)	6.3(0.33)	1.08(0.0056)	1.7(0.052)
toezichthoudend personeel	-7.1(0.50)	6.4(0.38)	1.08(0.0066)	2.0(0.063)
te vermenigvuldigen met	10^{-4}	10^{-2}	10^1	10^{-3}

(1) De gegevens van de twee hoogste bediendencategorieën hebben enkel betrekking op de personen wiens bruto maandinkomen niet hoger ligt dan 65.000 BF.

Tabel 5. Schattingsresultaten van de structurele parameters voor de onderscheiden categorieën bedienden

	begin- leeft. S	ξ	τ	μ_S	σ^2	σ_S^2
MANNEN:						
hoger leidinggevend personeel	21	5.8(1.5)	48.0(0.7)	12.4(0.031)	4.16(0.130)	87.4(2.72)
conciipiërend pers.	21	16.2(1.2)	48.0(0.4)	12.3(0.022)	2.99(0.094)	62.8(1.97)
assistenten	18	10.2(0.9)	50.5(1.0)	12.0(0.023)	2.0(0.06)	36.0(0.96)
uitvoerende bed.	18	12.2(0.7)	47.2(0.5)	11.9(0.017)	1.5(0.04)	27.0(0.72)
toezichth.personeel	18	9.2(0.9)	46.1(0.6)	12.2(0.027)	1.7(0.05)	30.6(0.81)
VROUWEN:						
hoger leidinggevend personeel	18	19.0(1.5)	50.0(0.8)	11.5(0.038)	6.6(0.20)	118.8(3.27)
conciipiërend pers.	18	14.2(1.1)	51.9(1.1)	11.7(0.027)	4.8(0.15)	86.4(2.39)
assistenten	18	12.8(0.9)	48.2(0.8)	11.7(0.019)	2.0(0.06)	36.0(0.94)
uitvoerende bed.	18	14.2(0.9)	44.9(0.6)	11.6(0.015)	1.7(0.05)	30.6(0.83)
toezichth.personeel	18	14.2(1.0)	45.6(0.7)	11.6(0.019)	2.0(0.06)	36.0(1.01)
te vermenigvuldigen met		10^{-4}	10^0	10^0	10^{-3}	10^{-3}

Uit de tabel der directe parameters blijkt dat we uiteindelijk slechts 4 parameters hebben geschat. De eliminatie van parameter ϵ houdt verband met een te grote standaardfout van deze parameter, wat ook Fase heeft opgevangen door deze parameter uit het model te verwijderen. Deze aanpassing komt er bijgevolg op neer te onderstellen dat de variantie van het loginkomen proportioneel is met de leeftijd.

Wat de interpretatie van de validiteit van de schattingen betreft, kunnen we in dit geval niet teruggrijpen naar waardemeters als een R^2 in regressie-analyse. Daarom zijn we genoodzaakt de nauwkeurigheid af te leiden uit variatiecoëfficiënten, welke de precisie van de schattingen weergeven.

Tabel 6. Verdeling van de variatiecoëfficiënten van de directe parameters voor de onderscheiden categorieën arbeiders

Variatiecoëfficiënt %	α	β	γ	δ
< 5	0	0	6	6
5 < 10	4	4	0	0
10 < 15	2	2	0	0
	6	6	6	6

Tabel 7. Verdeling van de variatiecoëfficiënten van de directe parameters voor de onderscheiden categorieën bedienden

Variatiecoëfficiënt %	α	β	γ	δ
< 5	0	0	10	10
5 < 10	10	10	0	0
	10	10	10	10

Hieruit blijkt dus dat de schattingen in het algemeen bevredigend zijn vermits de hoogste score van de variatiecoëfficiënt nog kleiner is dan 15 %. Wel zijn de schattingen van de parameters γ en δ nauwkeuriger dan deze van α en β .

Uit de t-toetsen kan worden afgeleid dat de schattingen allen significant verschillend zijn van nul, zelfs op het 0.01 significantieniveau.

Daarenboven hebben alle coëfficiënten het verwachte teken. Voor de economische interpretatie van de structurele parameters wordt verwezen naar deel II waar de implicaties van het geschatte inkomensprofiel voor de Belgische arbeider en bediende worden onderzocht.

DEEL II. IMPLICATIES VAN HET GESCHATTE INKOMENSPROFIEL VOOR
DE BELGISCHE ARBEIDER EN BEDIENDE

Vooraleer over te gaan tot de economische interpretatie van de structurele parameters, willen we hier nogmaals beklemtonen dat deze schatting gebaseerd is op een cross-sectie en er bijgevolg van uitgaat dat de economische omgeving perfect statisch is. In het kader van deze vooropstelling zullen de soms eerder onverwachte resultaten gemakkelijker te interpreteren zijn. Na een onderling vergelijken en interpreteren van de diverse parameters voor arbeiders en bedienden, zal het inkomensprofiel voor de onderscheiden categorieën inkomensverwerwers worden afgeleid.

§1. ECONOMISCHE INTERPRETATIE VAN DE STRUCTURELE PARAMETERS

1.1. De arbeiders

Wat de jaarlijkse groeiratio (ξ) betreft komen we tot de eerder verrassende vaststelling dat deze omgekeerd evenredig is met de scholingsgraad en dit zowel bij de mannen als bij de vrouwen. De leeftijd waarop het inkomen zijn maximum bereikt (τ) en het loginkomen op de beginleeftijd (μ_S) vertonen juist een tegenovergesteld verloop: een daling met het afnemen van de scholingsgraad. Een uitzondering op deze dalende trend doet zich voor bij de niet-geschoolde vrouwen, waar het begininkomen een stijging vertoont. Anderzijds heeft de maximumleeftijd bij de mannen onveranderd het niveau van 42 jaar, doch de standaarddeviaties nemen af met de scholingsgraad. De variantie van de storingsterm (ϵ^2) vertoont een gelijkaardige evolutie als de groeiratio: een daling met een toeneming van de scholingsgraad. Dit werpt bijgevolg de suggestie op dat er een positieve correlatie zou zijn tussen beide parameters. Dit komt dus neer op de veronderstelling dat hoe groter de jaarlijkse groeiratio des te groter de ongelijkheid in de inkomensverdeling.

De variantie van het loginkomen op de beginleeftijd (σ_S^2) laten we bij deze bespreking buiten beschouwing, vermits deze gelijk is aan het produkt van de variantie van de storingsterm met de a priori aangenomen beginleeftijd (S).

Uit de bekomen resultaten voor de afzonderlijke parameters als dusdanig kunnen we geen conclusies trekken voor het inkomen van de onderscheiden scholingsgraden, zonder terug te grijpen naar de basisveronderstelling i.v.m. de inkomensgeneratie over de tijd. Daarin werd gesteld dat het loginkomen op leeftijd T verschilt van het loginkomen op leeftijd T-1, met een systematische term en een storingsterm of

$$\underline{x}_T = \underline{x}_{T-1} + \xi(\tau-T) + \underline{u}_T$$

Het inkomensverschil voor de onderscheiden scholingsgraden op een bepaalde leeftijd hangt dus enerzijds af van het niveau van het begininkomen, anderzijds van de groeiratio^{de}/maximumleeftijd en de variantie van de storingsterm. Concreet gesteld: niettegenstaande het feit dat de groeiratio bij een niet-geschoolde hoger ligt dan bij een geschoolde, toch zal het inkomen van deze laatste op de leeftijd van 17 jaar bijvoorbeeld 201.200 BF bedragen tegenover 150.840 BF voor de niet-geschoolde. Dit komt er bijgevolg op neer dat de lagere groeiratio bij de hoogst-geschoolde gecompenseerd wordt door een hoger begininkomen en een hogere maximumleeftijd.

Opvallend is ook dat het begininkomen (μ_S) hoger ligt bij de mannen dan bij de vrouwen en dit voor elke kwalificatiegraad. Hoewel het verschil op het eerste zicht niet zo aanzienlijk lijkt, mag toch niet worden vergeten dat de berekeningen uitgevoerd werden in natuurlijke logaritmen; berekening van de anti-logaritme zal het verschil echter beter doen uitkomen.

Anderzijds had men zich aan grotere variaties van het begininkomen kunnen verwachten voor de verschillende scholingsgraden. Deze eerder beperkte schommelingsmarge houdt verband met het feit dat we voor alle categorieën dezelfde beginleeftijd hebben vooropgesteld. Diversifikatie zal zich pas in het verder verloop van de levenscyclus manifesteren. De lage waarde van de groeiratio (ξ) moet gezien worden in het licht van de gemaakte onderstelling van een perfekt statische omgeving. In werkelijkheid zal het inkomen, althans nominaal gesproken, sneller toenemen onder invloed van factoren als produktiviteitsstijging, inflatie, syndikale actie e.d.

1.2. De bedienden

De waargenomen trend bij de arbeiders betreffende de groeiratio, de maximumleeftijd en het begininkomen zet zich minder systematisch door bij de bedienden. Enkel bij de assistenten en de uitvoerende bedienden kan worden gesproken van een toename van de groeivoet met een daling van de scholingsgraad en een evenredig verband tussen enerzijds het begininkomen en de maximumleeftijd en anderzijds de scholing. Bij de hogere bediendenklassen ligt de evolutie wel enigszins anders. Indien we het toezichthoudend personeel, gezien hun verantwoordelijke taak ook in deze hogere bediendenklassen onderbrengen, stellen we vast dat zowel de jaarlijkse groeivoet, als het begininkomen en de maximumleeftijd toenemen met de scholing (1). Een uitzondering doet zich voor bij het vrouwelijk hoger leidinggevend en concipiërend personeel. Daar blijken de maximumleeftijd en het begininkomen enigszins van de trend af te wijken. Dit is naar ons oordeel te wijten aan het onzeker karakter van de data in deze bediendengroep, vermits de steekproef er slechts betrekking heeft op 10 à 30 werknemers. Opvallend is ook de lage groeiratio van het toezichthoudend mannelijk personeel. Dit kan andermaal worden toegeschreven aan de onzekerheid betreffende de betrokken steekproef.

(1) Misschien zou het meer aangewezen zijn scholing hier te vervangen door verantwoordelijkheid.

Ook hier terug geldt dat het aanvangsinkomen bij de mannen hoger ligt dan bij de vrouwen, en dit voor alle niveau's. Het aanvangsinkomen vertoont bovendien weinig variatie tussen de onderscheiden kwalificatieniveau's, althans bij de vrouwen. Bij de mannen is dit minder het geval vermits twee verschillende beginleeftijden werden vooropgesteld.

1.3. De arbeiders t.o.v. de bedienden

Wanneer men de schattingen van de arbeiders stelt tegenover die van de bedienden, valt onmiddellijk op dat de beginwedden grosso modo in dezelfde grootte-orde vallen. Het inkomen valt echter, gezien over de levenscyclus, voordeliger uit voor de bedienden omdat de groeivoet aanzienlijk hoger is bij deze laatsten en omdat daarenboven de stijging ook langer aanhoudt, wat tot uiting komt in de hogere waarden van de parameter τ . De parameter σ^2 , die de variantie van de storingsterm weergeeft, bereikt eveneens bij de bedienden hogere scores. Dit wijst er andermaal op dat hoe hoger de groeivoet, des te groter de ongelijkheid van inkomensverdeling binnen elke scholingscategorie (1).

(1) Op te merken valt dat Fase dergelijke cross-sectie schattingen heeft uitgevoerd voor verschillende jaren. Daarbij stelde hij vast dat de groeivoet, de maximumleeftijd en de variantie van de storingsterm tamelijk constant zijn over de tijd. Alleen het begininkomen bleek te variëren over de tijd, wat verband houdt met het dynamisch karakter van onze economische en sociale omgeving. Het vast zijn van drie parameters en de mogelijkheid om de trend van het begininkomen door observatie van de loonevolutie te schatten, kan alleen maar de produktieve waarde van de berekeningen verhogen. We hebben bij gebrek aan dergelijke periodiek herhaalde steekproeven geen schattingen voor andere jaren kunnen uitvoeren. Gezien de logische conclusie van Fase menen we deze ook voor de Belgische loontrekkenden te mogen aannemen.

§2. HET INKOMENSPROFIEL OVER DE LEVENSCYCLUS

Tot nu toe hebben we ons ingelaten met de schatting van parameters en met hun interpretatie. In deze paragraaf zullen we nagaan hoe het inkomensprofiel van de onderscheiden categorieën zich voordoet over de levenscyclus en welke het uiteindelijk financieel resultaat is voor elke categorie.

Hiervoor dient echter eerst een kleine omrekening te worden gedaan. Vermits we tot nu onze schattingen hebben uitgedrukt in natuurlijk logaritmen, dienen deze eerst te worden getransformeerd naar het inkomen als dusdanig. Daartoe maken we gebruik van de momentvoortbrengende functie van het loginkomen x_T , wat resulteert in:

$$E(y_T) = e^{\mu_T + \frac{1}{2}\sigma_T^2} \quad (3)$$

$$\text{en} \quad \text{var}(y_T) = e^{2\mu_T + \sigma_T^2} (e^{\sigma_T^2} - 1) \quad (4)$$

met $E(y_T)$ = het gemiddeld inkomen

$\text{var}(y_T)$ = de variantie van het inkomen.

In wat volgt geven we voor de onderscheiden categorieën de inkomensgeneratie weer over de levenscyclus. Het geschetste inkomensprofiel heeft enkel betrekking op het gemiddeld inkomen. Er werd bijgevolg afgezien van een simulatie op de variantie van het inkomen.

Om alle misverstanden te vermijden, willen we er vooraf op wijzen dat het maximum van elke inkomenscurve zich ietwat later voordoet dan door de parameter τ wordt gesuggereerd. Hoewel dit op de grafieken misschien niet altijd duidelijk naar voor komt door afrondingsfouten, hebben de computerberekeningen dit duidelijk gesteld. Deze lichte opwaardering kan theoretisch worden afgeleid uit de maximering van betrekking (3) waarvoor het maximum gelijk is aan

$$T = \tau - \frac{1}{2} + \frac{\sigma^2}{2\xi}$$

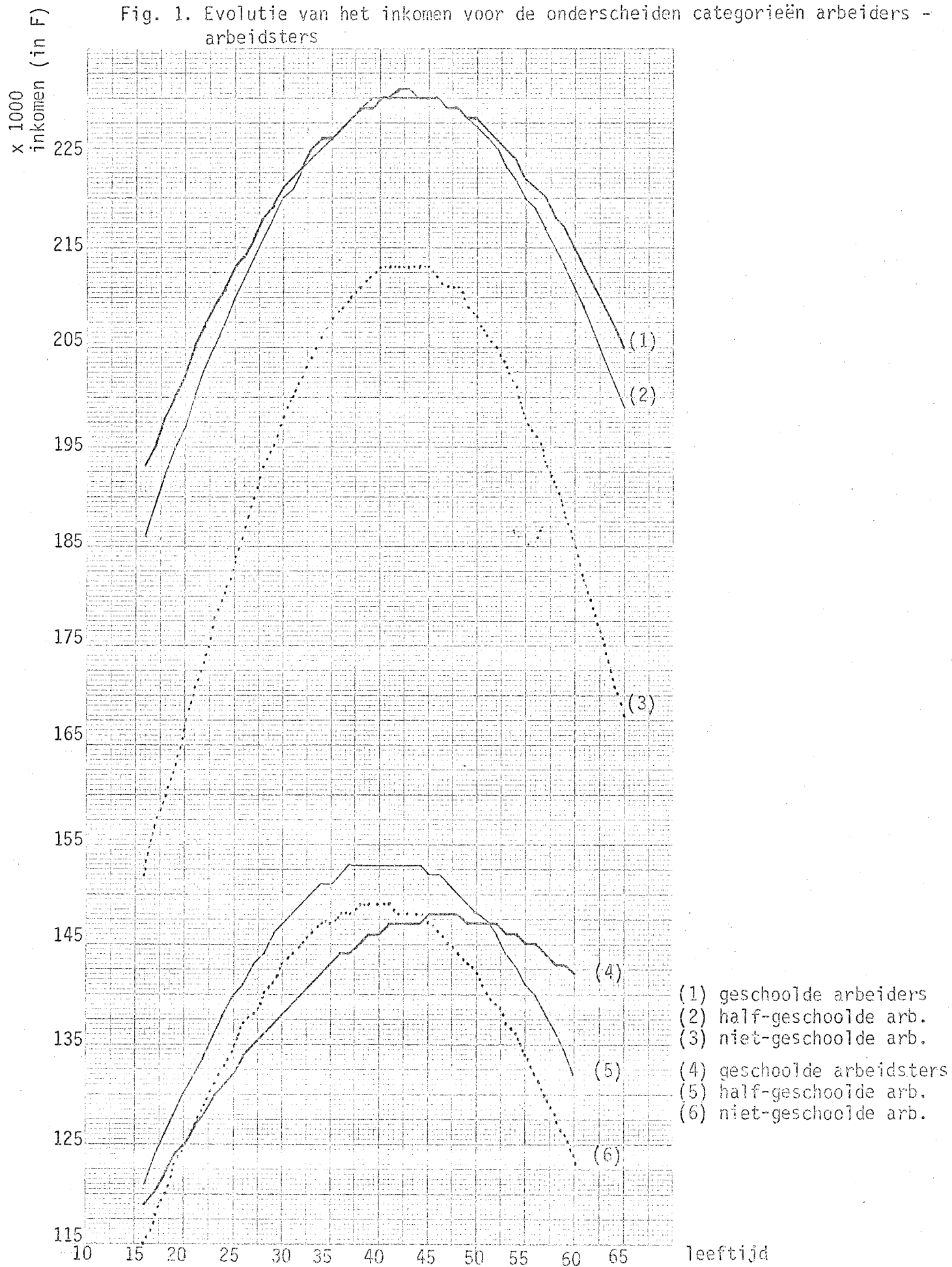
Indien in deze laatste betrekking de geschatte resultaten worden ingebracht, blijkt de afgeleide leeftijd T inderdaad iets groter te zijn dan de geschatte leeftijd τ .

Wat het inkomensverloop voor de mannelijke arbeiders betreft, lijkt ons dit een voor de hand liggende evolutie te zijn. Een kleine afwijking van wat a priori werd verwacht, doet zich voor in de maximumzone van de inkomensevolutie der geschoolden (curve 1), waar het inkomen van de half-geschoolden het inkomen van de geschoolden lichtjes overtreft. Vermits dit verloop niet door de corresponderende cijfers van de enquête werd bevestigd (zie tabel 11, appendix 2), wordt deze afwijking toegeschreven aan een onnauwkeurigheid in de uitgevoerde schattingen. De variatiecoëfficiënten van het geschatte inkomen van de geschoolden blijken inderdaad een weinig hoger te liggen dan voor de half-geschoolden.

Bij het inkomensverloop van de arbeidsters komt wel een eerder onverwacht beeld naar voor. De half-geschoolde arbeidsters (curve 5) verdienen over het grootste deel van de levenscyclus meer dan hun geschoolde collega's (curve 4) en de niet-geschoolde vrouwen (curve 6) verdienen over zowat de helft van de cyclus meer dan de geschoolden. Deze vaststelling wordt door de cijfers van de enquête bevestigd, zodat dit verloop zeker niet aan schattingsonnauwkeurigheden kan worden toegewezen.

Om een duidelijker beeld te krijgen van het financieel eindresultaat van de onderscheiden kwalificatiegraden, werd de contante waarde berekend van de geschatte inkomensevoluties. Deze leverde à ratio van een interestvoet van 5 %, teruggebracht naar de leeftijd van 16 jaar, volgende resultaten:

Fig. 1. Evolutie van het inkomen voor de onderscheiden categorieën arbeiders - arbeidsters



Tabel 8. Contante waarde van het inkomensprofiel voor de onderscheiden categorieën arbeiders (in BF)

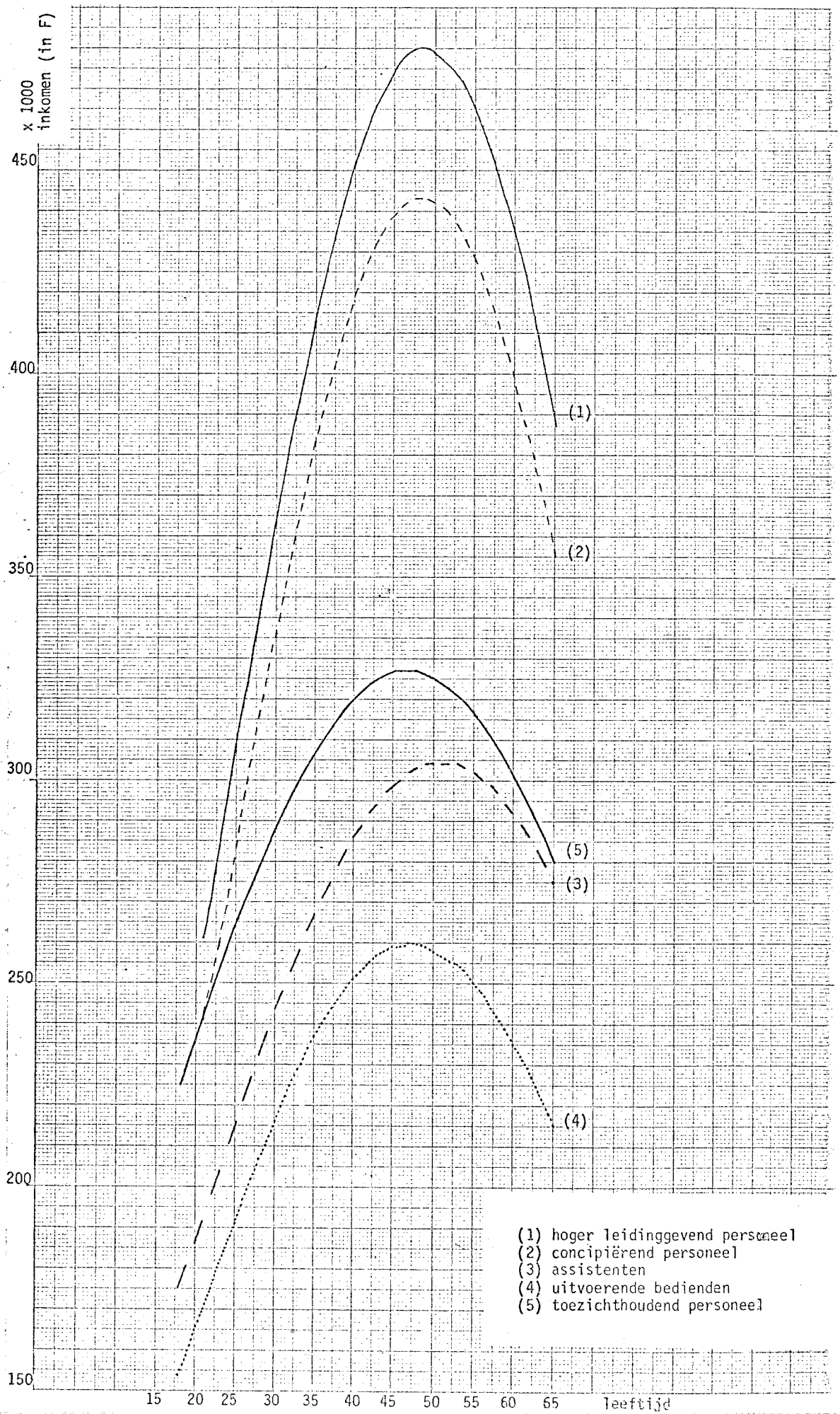
	<u>contante waarde</u>
MANNEN 1. geschoold	3.897.514
2. half-geschoold	3.848.523
3. niet-geschoold	3.399.251
VROUWEN 1. geschoold	2.381.939
2. half-geschoold	2.475.683
3. niet-geschoold	2.386.208

Voor de geschoolde arbeiders blijkt de onnauwkeurigheid in de schattingen in de maximumzone geenszins doorslaggevend te zijn geweest, vermits het eindresultaat van de geschoolden hoger ligt dan van de half-geschoolden, zij het dat het verschil niet frappant kan worden genoemd.

Voor de arbeidsters komen we tot de eerder paradoxale conclusie dat de geschoolde arbeidsters, gezien over de levenscyclus, er financieel het slechts bij varen.

Meteen rijst dan ook de vraag welke factoren hiervoor aansprakelijk kunnen worden gesteld. Is de steekproef betrouwbaar? Is de kwaliteit van het onderwijs van deze categorie afgestemd op wat er in de praktijk wordt van verwacht. Of zou hier gewoon de wet van vraag en aanbod van kracht zijn? Een duidelijk antwoord op deze vraag kan niet zo meteen worden geformuleerd, maar wekt de noodzaak tot verder onderzoek.

Voor de mannelijke bedienden doet het inkomenspatroon zich als volgt voor:



Het verloop van de inkomenscurven is volledig analoog met de a priori verwachtingen. Dat het toezichthoudend personeel (curve 5) meer verdient dan de assistenten en de uitvoerende bedienden hoeft ons niet te verwonderen vermits het toezichthoudend personeel een functie met grotere verantwoordelijkheid uitoefent dan de assistenten of de uitvoerende bedienden.

De inkomenscurve van het hoger leidinggevend personeel (curve 1) sluit nauw aan met deze van het concipiërend personeel (curve 2), maar wijkt sterk af van de drie andere categorieën bedienden.

Nochtans dient men er rekening mee te houden dat de twee hoogste bediendencategorieën op latere leeftijd tot de arbeidsmarkt toetreden.

Om een duidelijk beeld te krijgen van het financiële verschil over de levenscyclus, werd terug beroep gedaan op een vergelijking van de contante waarden.

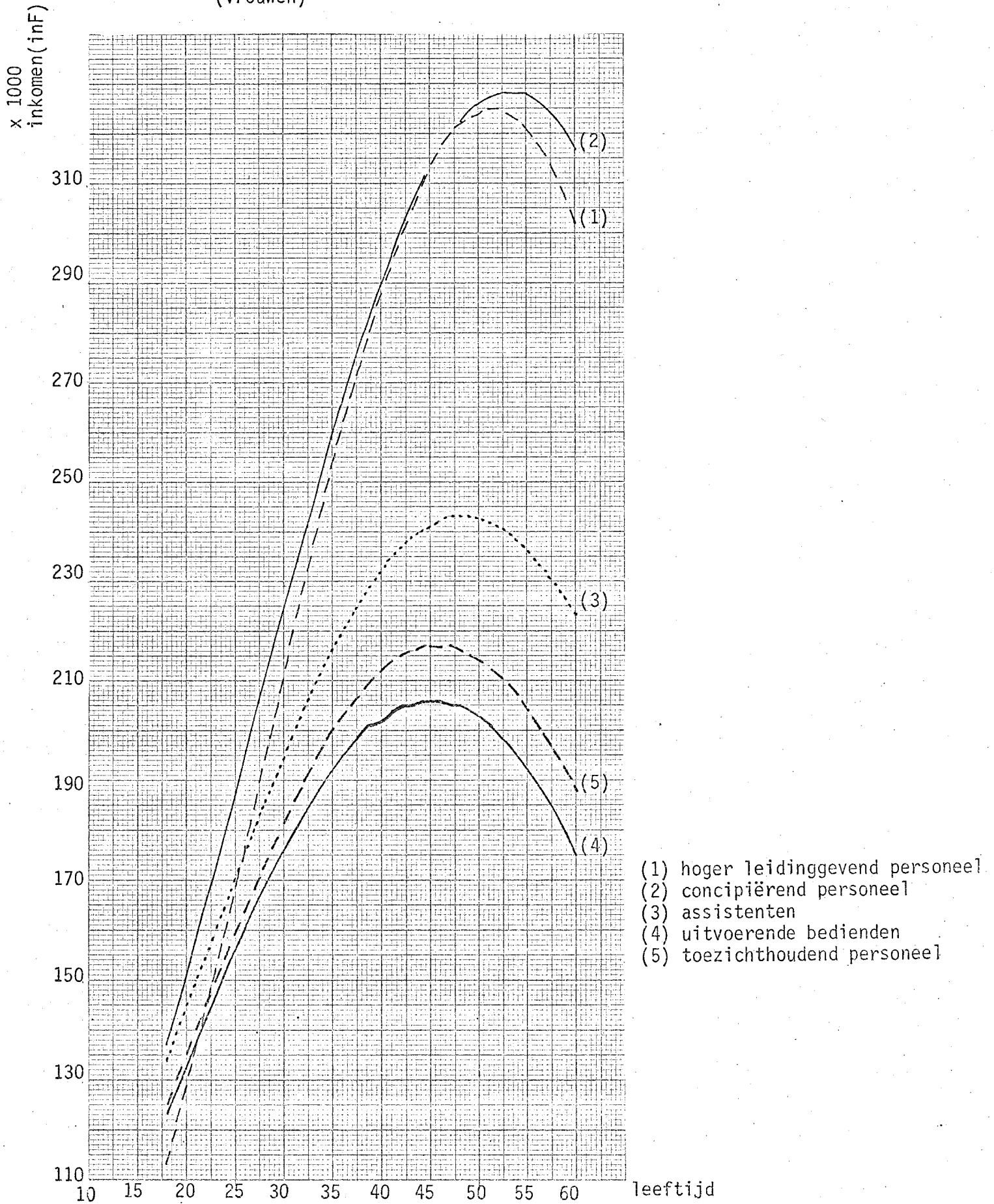
Tabel 9. Contante waarde van het inkomensprofiel voor de onderscheiden categorieën bedienden (mannen) (in BF)

	contante waarde
1. hoger leidinggevend personeel	6.734.365
2. concipiërend personeel	6.228.089
3. assistenten	4.358.948
4. uitvoerende bedienden	3.806.894
5. toezichthoudend personeel	5.075.511

Hier kan nogmaals worden geïllustreerd dat het eindresultaat voor het hoger leidinggevend personeel en het concipiërend personeel niet zover uiteen ligt.

Nochtans dient nog te worden toegevoegd dat de contante waarde slechts één facet van het resultaat beschouwt, nl. de inkomenszijde. De potentiële inkomensverwerper die een gefundeerde keuze wil maken, dient uiteraard rekening te houden met het kostenaspect van zijn investering in scholing en van het gederfde inkomen.

Fig. 3. Evolutie van het inkomen voor de onderscheiden categorieën bedienden (vrouwen)



Uit voorgaande grafiek kan worden afgeleid dat het concipiërend personeel (curve 2) het grootste deel van de levenscyclus meer verdient dan het hoger leidinggevend personeel (curve 1). Aan deze vaststelling dient naar ons inzicht niet al te veel belang te worden gehecht, vermits het statistisch materiaal met betrekking tot het hoger leidinggevend personeel een onzeker karakter vertoont (zie tabel 12, appendix 2). Bovendien blijkt deze hoogst gekwalificeerde bediengroep in de beginfase van de levenscyclus het minst van al te verdienen, wat andermaal verband houdt met de kwaliteit van de gegevens.

Het feit dat het toezichthoudend personeel (curve 5) over de hele cyclus meer verdient dan de uitvoerende bedienden, vindt eveneens zijn verklaring in de verantwoordelijkheidsgraad van hun functie. Wel dient aangestipt dat hun mannelijke collega's zelfs meer verdienen dan de assistenten. Waarschijnlijk vindt dit zijn verklaring in het feit dat in deze functie veel belang wordt gehecht aan beroepservaring en dat deze bij de vrouwen, omwille van familiale omstandigheden, lager ligt dan bij de mannen.

Tabel 10. Contante waarde van het inkomensprofiel van de onderscheiden categorieën bedienden (vrouwen)(in BF)

	<u>contante waarden</u>
1. hoger leidinggevend personeel	3.738.231
2. concipiërend personeel	3.959.864
3. assistenten	3.347.116
4. uitvoerende bedienden	2.953.006
5. toezichthoudend personeel	3.068.780

Maken we een vergelijking tussen de overeenkomstige contante waarde voor de mannelijke en vrouwelijke bedienden, dan blijkt dat het financieel resultaat voor de mannen aanzienlijk het eindbedrag van de vrouwen overtreft.

Het grootste verschil manifesteert zich bij het hoger leidinggevend personeel, waar de mannen + 45 % meer verdienen dan de vrouwen. De kleinste afwijking komt voor bij de uitvoerende bedienden met een verschil van + 23 %. Er blijkt dus duidelijk een positieve correlatie te zijn tussen de kwalificatiegraad en het inkomensverschil tussen mannen en vrouwen.

Een gelijkaardig verschijnsel doet zich voor bij de arbeiders, zij het dat het inkomensverschil er minder aanzienlijk is, variërend van 30 tot 40 %.

Over het feit of een dergelijk inkomensverschil zich verder doorzet in de tijd, kunnen we ons bij gebrek aan gelijkaardige enquêtes, niet uitspreken.

CONCLUSIES

De belangrijkste conclusies uit dit onderzoek i.v.m. de empirische bepaling van de inkomensprofielen zijn:

- 1° De groeivoet van het inkomen is groter voor bedienden dan voor arbeiders. Verder houdt de duur van de groei van het inkomen langer aan bij de bediendengroep.
- 2° De mannelijke arbeiders en bedienden verdienen meer dan hun resp. vrouwelijke collega's en het verschil is des te aanzienlijker naarmate de kwalificatiegraad toeneemt.
- 3° Inkomensongelijkheid - weergegeven door de variantie van het niet door leeftijd verklaarde inkomensgedeelte - is groter bij bedienden dan bij arbeiders.

Deze conclusies zijn niet strijdig met bestaand empirisch onderzoek.

Een bijzondere conclusie is dat de geschoolde arbeidsters lagere inkomsten hebben dan de half- en niet-geschoolde groepen. Voor de geschoolde arbeidsters is voornamelijk de lagere groei van het inkomen determinerend. De duurtijd van deze groei zet zich weliswaar over langere periode voort in vgl. met hun half- en niet-geschoolde collega's. Het begininkomen is nagenoeg gelijk voor de drie groepen. Verder onderzoek naar dit verschijnsel is aangewezen.

APPENDIX I. MATHEMATISCHE TOELICHTING BIJ HET FASE-MODEL

Vooraf nogmaals de drie onderstellingen waarvan Fase uitgaat.

1. Zij S de leeftijd waarop iemand zijn beroepsleven aanvangt. Indien zijn jaarlijks inkomen wordt voorgesteld door y_S , dan wordt aangenomen dat y_S lognormaal verdeeld is, of

$$A(y_S; \mu_S, \sigma_S^2) = \int_0^{y_S} \frac{1}{y \cdot \sigma_S \sqrt{2\pi}} \exp. - \frac{1}{2} \left(\frac{\log y - \mu_S}{\sigma_S} \right)^2 dy$$

Stelt men $x_S = \log y_S$, dan wordt overgegaan van een lognormale verdeling naar een normale verdeling of

$$N(x_S; \mu_S, \sigma_S^2) = \int_{-\infty}^{x_S} \frac{1}{\sigma_S \sqrt{2\pi}} \exp. - \frac{1}{2} \left(\frac{x - \mu_S}{\sigma_S} \right)^2 dx$$

2. De evolutie van het inkomen over de levenscyclus doet zich voor volgens onderstaande formule:

$$x_T = x_{T-1} + \xi(\tau-T) + u_T \quad (1)$$

of het loginkomen op leeftijd T verschilt van het loginkomen op $T-1$ met een systematische term en een storingsterm.

3. u_T is normaal verdeeld met $E(u_T) = 0$

$$\text{en var } (u_T) = \sigma^2$$

$$\text{cov } (x_{T-i}, u_T) = 0 \text{ voor } T > S \text{ en } i=1,2,\dots,T-S$$

$$\text{cov } (u_T, u_{T+r}) = 0 \text{ voor } T > S \text{ en } r \neq 0.$$

Vertrekkend van deze onderstellingen bouwt Fase zijn model op, dat uitmondt in de schatting van 5 parameters.

Herformulering van vergelijking (1), door herhaalde substitutie van het rechterlid geeft:

$$\underline{x}_T = \underline{x}_S + \sum_{v=S+1}^T \xi(T-v) + \sum_{v=S+1}^T \underline{u}_v \quad \text{voor } T > S \quad (2)$$

Vermits hierin zowel \underline{x}_S als de opeenvolgende \underline{u}_v 's normaal verdeeld zijn, kan worden besloten dat ook \underline{x}_T normaal verdeeld is. Dus uit het normaal verdeeld zijn van het loginkomen op de beginleeftijd wordt het normaal verdeeld zijn van het loginkomen op hogere leeftijden afgeleid.

Neemt men de mathematische verwachting van (2), dan bekomt men onderstaande uitdrukking:

$$E(\underline{x}_T) = E(\underline{x}_S) + \sum_{v=S+1}^T \xi(T-v)$$

of

$$\mu_T = \mu_S + \sum_{v=S+1}^T \xi(T-v) \quad (3)$$

Stelt men in (3) volgende gelijkheden voorop:

$$\alpha = \frac{1}{2} \xi \quad (3a)$$

$$\beta = \xi \left(\tau - \frac{1}{2} \right) \quad (3b)$$

$$\gamma = \mu_S + \frac{1}{2} \xi S(S+1-2\tau) \quad (3c)$$

dan kan (3) worden geschreven als:

$$\mu_T = \alpha T^2 + \beta T + \gamma \quad (4)$$

Neemt men bovendien van vergelijking (2) de variantie, dan bekomt men:

$$\text{var}(\underline{x}_T) = \text{var}(\underline{x}_S) + \sigma^2(T-S)$$

of

$$\sigma_T^2 = \sigma_S^2 + \sigma^2(T-S) \quad (5)$$

Stelt men hierin $\delta = \sigma^2$
 en $\epsilon = \sigma_S^2 - S\sigma^2$

dan wordt de variantie van het loginkomen op leeftijd T gelijk aan

$$\sigma_T^2 = \delta T + \epsilon \quad (6)$$

Uitdrukkingen (4) en (6) zijn de operationele vergelijkingen waarvan de onbekende parameters worden geschat.

Eenmaal deze zijn gekend kunnen, mits onderstaande substituties, de structurele parameters worden berekend:

$$\underline{\xi} = -2\underline{\alpha}$$

$$\underline{\tau} = -\frac{\underline{\beta}}{2\underline{\alpha}} + \frac{1}{2}$$

$$\underline{\mu}_S = S^2\underline{\alpha} + S\underline{\beta} + \underline{\gamma}$$

$$\underline{\sigma}^2 = \underline{\delta}$$

$$\underline{\sigma}_S^2 = \underline{\epsilon} + S\underline{\sigma}^2$$

Wat de berekening van de variantie van deze parameters betreft, stelt dit geen problemen voor de parameters $\underline{\xi}$, $\underline{\mu}_S$, $\underline{\sigma}_S^2$ en $\underline{\sigma}^2$ vermits dit lineaire transformaties zijn voor de directe schatters. De variantie van deze parameters kunnen dan ook gelijk worden gesteld aan:

$$\text{var}(\underline{\xi}) = 4 \text{var}(\underline{\alpha})$$

$$\begin{aligned} \text{var}(\underline{\mu}_S) = S^4 \text{var}(\underline{\alpha}) + 2S^3 \text{cov}(\underline{\alpha}, \underline{\beta}) + S^2 \underline{\text{var}}(\underline{\beta}) + 2 \text{cov}(\underline{\alpha}, \underline{\gamma}) + \\ 2 S \text{cov}(\underline{\beta}, \underline{\gamma}) + \text{var}(\underline{\gamma}) \end{aligned}$$

$$\text{var}(\underline{\sigma}_S^2) = S^2 \text{var}(\underline{\delta}) + 2S \text{cov}(\underline{\delta}, \underline{\epsilon}) + \text{var}(\underline{\epsilon})$$

$$\text{var}(\underline{\sigma}^2) = \text{var}(\underline{\delta})$$

Voor de variantie van de parameter τ past Fase een approximatieformule van KLEIN (1953) toe, welke resulteert in:

$$\text{var}(\underline{\tau}) = \frac{\beta^2}{4\alpha^4} \text{var}(\underline{\alpha}) - \frac{\beta}{2\alpha^3} \text{cov}(\underline{\alpha}, \underline{\beta}) + \frac{1}{4\alpha^2} \text{var}(\underline{\beta}).$$

APPENDIX 2. TOELICHTINGEN BIJ HET EMPIRISCH MATERIAAL

Vooraleer de data als dusdanig worden weergegeven, worden eerst enkele begrippen toegelicht, welke voor een juiste situering van een concreet geval onontbeerlijk zijn.

Onder arbeiders wordt in de zin van de enquête verstaan, alle handarbeiders die werkzaam zijn in de vestiging op grond van een arbeidscontract voor arbeiders. Hiervan zijn echter uitgesloten:

- opzichters,
- ploegbazen die controlewerkzaamheden verrichten,
- leerlingen die door een leercontract aan de onderneming zijn verbonden,
- helpers,
- thuiswerkers,
- werkvrouwen, die slechts een paar uur per week werken,
- militairen in wettelijke dienst,
- arbeiders die sedert meer dan drie maanden afwezig zijn.

Bij de arbeiders worden drie kwalificatiegroepen onderscheiden:

a. geschoolde arbeiders:

In de collectieve arbeidsovereenkomsten worden arbeiders van deze categorie meestal met de benaming vakarbeiders aangeduid, doch ook met gekwalificeerde of hooggekwalificeerde vaklieden, of gespecialiseerde vakarbeiders, of vakbekwame handarbeiders of handwerklieden met ambachtsscholing, of geschoolde of hooggeschoolde arbeiders of vakarbeiders die een beroepsopleiding en -ervaring hebben gekregen, of andere soortgelijke benamingen.

b. half-geschoolde arbeiders:

In de collectieve arbeidsovereenkomsten worden bovengenoemde arbeiders meestal aangeduid met de benaming gespecialiseerde arbeiders of arbeiders die een beroepsleertijd hebben door-

gemaakt, of arbeiders die bijzondere bekwaamheden bezitten en een leertijd hebben doorgemaakt of, ingewerkte resp. geroutineerde produktiearbeiders, of geoefende handarbeiders, of produktiearbeiders, of andere soortgelijke benamingen.

c. niet-gekwalificeerde arbeiders:

In de collective arbeidsovereenkomsten worden deze arbeiders meestal hulparbeiders genoemd of ongeschoolde arbeiders, of ongeoefende arbeiders of produktiehandlangers of met een andere soortgelijke benaming aangeduid.

Onder bedienden worden in de zin van deze enquête verstaan, alle bezoldigde personen, die niet bij de arbeiders worden gerekend en werkzaam zijn in de vestiging op grond van een arbeidscontract voor bedienden.

Van de enquête zijn uitgesloten:

- leerlingen die door een leercontract met de onderneming zijn verbonden,
- helpers,
- thuiswerkers,
- personeelsleden die uitsluitend werken op commissieloon,
- bedrijfsleiders die tevens hoofdaandeelhouder zijn.

Bij de bedienden worden 5 klassen van kwalificatie onderscheiden:

a. Hoger leidinggevend personeel met algemene bevoegdheden en verantwoordelijkheden:

In deze groep zullen de personen worden ingedeeld die, bij delegatie door de werkgever, beslissingsbevoegdheid bezitten, inzake de algemene gang van de onderneming en aan het gehele personeel of aan een groot deel daarvan bevelen kunnen geven.

b. Conciipiërend personeel:

Deze groep omvat de personeelsleden met een technische, administratieve, juridische, commerciële of financiële opleiding welke in het algemeen blijkt uit een diploma van universitair niveau, dan wel door persoonlijke ervaring is verworven en als gelijkaardig is erkend, die de rechtstreekse medewerkers zijn van de hogere leidinggevende personeelsleden en die, op last van deze, gezag uitoefenen over het personeel in bepaalde sectoren. Zij kunnen ook werkzaamheden verrichten op het gebied van studie, onderzoek en advies. In laatstgenoemd geval kunnen zij geen gezagsfunctie uitoefenen, doch kunnen zij een zekere zelfstandigheid van beslissing en van initiatief hebben op het hun toevertrouwde gebied, waarvoor zij de verantwoordelijkheid dragen.

c. Assistenten:

Deze groep omvat de bedienden, belast met de administratieve, boekhoudkundige, commerciële, technische of sociale werkzaamheden die een beroepsopleiding en vakbekwaamheid vereisen welke in het algemeen blijken uit een diploma van middelbaar onderwijs (baccalaureaat, diploma's van handelscholen, van technische scholen, enz.) dan wel door persoonlijke ervaring zijn verworven en als gelijkaardig zijn erkend ... In de collectieve arbeidsovereenkomsten wordt het personeel van deze categorie vaak aangeduid als gekwalificeerde bedienden, commerciële, administratieve of technische bedienden, enz.

d. uitvoerende bedienden:

Deze groep omvat de bedienden die werken volgens nauwkeurige richtlijnen van hun hiërarchische superieuren en wier taken in het algemeen slechts een zeer geringe mate van initiatief en verantwoordelijkheid vereisen. In de collectieve

arbeidsovereenkomsten wordt het personeel van deze categorie vaak aangeduid als lagere bedienden, administratieve krachten, typisten en stenotypisten, enz. Deze groep omvat verder het niet tot de arbeiders gerekende personeel dat zeer eenvoudige werkzaamheden verrichten waarvoor geen speciale beroepsopleiding is vereist.

e. Toezichthoudend personeel:

Het gaat hier om de personen (opzichters, ploegbazen die controlewerkzaamheden verrichten, enz.) die belast zijn met het leiden, coördineren en controleren van het werk van één of meer groepen arbeiders (eventueel ook van een aantal ondergeschikte technici en toezichthoudende personen). Deze personen zijn verantwoordelijk voor de uitvoering der werkzaamheden in de hun toevertrouwde sector, zij moeten een ontwikkelingsniveau, alsmede een theoretische en praktische beroepskennis bezitten, die zij hetzij in een school, hetzij door vorming in de praktijk hebben verworven.

Hieronder volgen de tabellen waarop men zich heeft gebaseerd. Deze tabellen bevatten, zowel voor de arbeiders als voor de bedienden, mannen en vrouwen:

- een procentuele verdeling van de werknemers per graad van scholing over de leeftijdsklassen;
- het gemiddeld bruto uurloon;
- de variatiecoëfficiënt van het bruto uurloon.

Tabel 11. Verdeling en uurlonen van de onderscheiden categorieën arbeiders

	Gesl.	Scholings- graad (1)	Leeftijdsklassen					
			<18	18-20	21-29	30-44	45-54	>55
VERDELING IN %								
	M	1	0.5	2.3	23.5	40.6	21.8	11.3
	M	2	2.7	7.0	26.8	34.4	18.8	10.4
	M	3	11.8	11.2	20.6	26.8	17.4	12.2
	V	1	4.7	15.5	36.0	29.5	11.5	2.7
	V	2	10.2	15.9	34.9	27.2	10.3	1.6
	V	3	14.4	16.0	30.4	25.5	11.4	2.3
UURLOON IN BF								
	M	1	62.62	83.48	99.92	105.58	103.71	99.04
	M	2	58.62	82.03	93.69	98.54	96.92	91.63
	M	3	52.29	74.12	89.32	93.86	91.01	85.16
	V	1	47.91	58.73	65.02	69.20	71.60	73.15
	V	2	47.71	59.90	66.60	69.75	68.53	68.99
	V	3	45.60	61.69	69.77	70.92	69.76	68.89
VARIATIE- COEFFICIENT IN%								
	M	1	32.1	22.4	19.7	21.9	21.4	20.0
	M	2	25.0	20.9	18.5	20.3	21.1	18.6
	M	3	25.6	21.7	21.7	22.1	22.4	20.8
	V	1	20.7	13.0	17.7	18.7	16.2	18.5
	V	2	22.6	18.6	17.7	17.2	16.2	16.5
	V	3	25.3	20.5	19.7	16.9	15.7	16.7
(1) 1 : geschoold 2 : half-geschoold 3 : niet-geschoold								

Tabel 12. Verdeling en maandsalaris van de onderscheiden categorieën bedienden

	Geslacht	Scholings- graad (1)	Leeftijdsklassen					
			<21	21-24	25-29	30-44	45-54	≥55
VERDELING IN %	M	1	0.1	1.5	8.2	48.0	27.4	14.8
	M	2	0.1	2.5	15.5	46.5	23.0	12.4
	M	3	0.7	7.1	18.6	40.0	22.4	11.3
	M	4	2.4	12.4	18.6	34.5	19.9	12.1
	M	5	0.2	2.8	9.7	43.5	30.0	13.7
	V	1	4.8	8.3	12.0	44.2	16.7	14.0
	V	2	8.1	13.5	16.6	36.3	20.0	5.6
	V	3	7.0	17.6	22.2	33.5	15.5	4.2
	V	4	16.0	24.9	20.8	25.2	10.5	2.6
	V	5	9.4	17.0	21.9	32.5	16.1	3.1
MAANDSALARIS IN BF	M	1	. (2)	18317	26365	36930	37250	36206
	M	2	.	18723	24884	33719	35231	34610
	M	3	#12494	16732	20464	24561	26369	26680
	M	4	(2) 11292	15118	18164	21029	21512	20507
	M	5	14186	18242	21970	25884	26290	25974
	V	1	# 9550	#10967	#16822	23591	#22024	#27424
	V	2	9591	13457	17762	22014	23602	#24783
	V	3	10241	13662	15967	18470	19987	20205
	V	4	10031	12706	14488	16412	16909	17601
	V	5	9333	12735	14779	17127	17115	18057
VARIATIECOEFFICIENTEN	M	1	.	26.7	34.8	33.3	34.1	36.6
	M	2	.	27.8	25.4	30.3	29.8	33.5
	M	3	22.6	22.1	23.2	25.5	27.4	29.0
	M	4	25.7	19.4	21.2	21.9	23.6	25.7
	M	5	#43.5	24.3	24.0	24.6	24.4	26.0
	V	1	#20.8	#29.3	#50.5	39.5	#41.3	#49.2
	V	2	20.8	26.9	35.9	38.3	40.6	#35.3
	V	3	19.4	22.2	22.9	24.7	25.5	32.7
	V	4	19.6	19.2	20.8	22.5	22.6	28.7
	V	5	13.1	21.2	20.0	27.7	26.6	26.6

(1) 1 : hoger leidinggevend personeel; 2 : concipiërend personeel; 3 : assistenten, 4 : uitvoerende bedienden; 5 : toezichhoudend personeel.

(2) .: geen gegevens beschikbaar of gedekt door het statistisch geheim of betrekking hebbende op een te kleine steekproef (minder dan 10 arbeiders); #: onzekere gegevens (hebben betrekking op een steekproef van 10 à 30 arbeiders).

LIJST VAN TABELLEN

	<u>blz.</u>
Tabel 1. Simulatieresultaten voor de geschoolde arbeiders	10
Tabel 2. Schattingsresultaten van de directe parameters voor de onderscheiden categorieën arbeiders	14
Tabel 3. Schattingsresultaten van de structurele parameters voor de onderscheiden categorieën arbeiders	15
Tabel 4. Schattingsresultaten van de directe parameters voor de onderscheiden categorieën bedienden	15
Tabel 5. Schattingsresultaten van de structurele parameters voor de onderscheiden categorieën bedienden	16
Tabel 6. Verdeling van de variatiecoëfficiënten van de directe parameters voor de onderscheiden categorieën arbeiders	17
Tabel 7. Verdeling van de variatiecoëfficiënten van de directe parameters voor de onderscheiden categorieën bedienden	17
Tabel 8. Contante waarde van het inkomensprofiel voor de onderscheiden categorieën arbeiders (in BF)	25
Tabel 9. Contante waarde van het inkomensprofiel voor de onderscheiden categorieën bedienden (mannen)(in BF)	27
Tabel 10. Contante waarde van het inkomensprofiel van de onderscheiden categorieën bedienden (vrouwen)(in BF)	29
Tabel 11. Verdeling en uurlonen van de onderscheiden categorieën arbeiders	40
Tabel 12. Verdeling en maandsalaris van de onderscheiden categorieën bedienden	41

LIJST VAN FIGUREN

	<u>blz.</u>
Figuur 1. Evolutie van het inkomen voor de onderscheiden categorieën arbeiders	24
Figuur 2. Evolutie van het inkomen voor de onderscheiden categorieën bedienden (mannen)	26
Figuur 3. Evolutie van het inkomen voor de onderscheiden categorieën bedienden (vrouwen)	28

BIBLIOGRAFIE

- BEN PORATH Y., The production of human capital and the life cycle of earnings, Journal of Political Economy, Vol.75, 1967, pp.352-365.
- BLAUG M., Economics of Education: a selected annotated bibliography, Oxford, Pergamon Press, 1970.
- CARROLL A.B. & IHNEN L.A., Costs and returns for two years of post-secondary technical schooling: a pilot study, Journal of Political Economy, Vol.75, 1967.
- DE WOLFF P. & RUITER R., De economie van het onderwijs (pre-advies van de Vereniging voor Staatshuishoudkunde), 's-Gravenhage, Martinus Nijhoff, 1968.
- DUBLIN L.J. & LOTKA A.J., The money value of a man, New York, The Ronald Press Cy., 1947.
- FARR W., The income and property tax, Journal of the Royal Statistical Society, Vol.16, 1853, pp.1-44.
- FASE M.M.G., An econometric model of age-income profiles, Rotterdam University Press, 1970.
- JOHNSTON J., Econometric Methods, New York, Mc Graw-Hill Book Company, 1972.
- GLEJSER H., A new test for heteroscedasticity, Journal of the American Statistical Association, Vol.61, 1969, pp.316-323.
- KLEIN L.R., A textbook of econometrics, New York, Row, Peterson and C°, 1953.

LYDALL H., The life cycle in income, saving and asset ownership,
Econometrica, Vol.23, 1955, pp.131-150.

MISHAN E.J., The value of life, Journal of Political Economy,
Vol.79, 1971, pp.687-705.

RAO C.R., Linear statistical inference and its applications,
New York, Wiley, 1965.

SOMERMEYER W. & BANNINK R., A consumption-savings model and
its applications, Amsterdam, North-Holland, 1973, 431 p.

THUROW L., The optimum lifetime distribution of consumption
expenditures, American Economic Review, Vol.59, 1969,
pp.324-330.