



STUDIECENTRUM VOOR ECONOMISCH EN SOCIAAL ONDERZOEK

DE ARBEIDSPARTICIPATIEBESLISSING VAN DE
GEHUWDE VROUW EVOLUTIEF BEKEKEN:
ECONOMETRISCHE SCHATTINGEN VOOR BELGIE

Marcia DE WACHTER
Rapport 82/130

augustus 1982

Universitaire Faculteiten St.-Ignatius
Prinsstraat 13 - 2000 Antwerpen
D/1982/1169/13

Samenvatting

Tijdens het voorbije decennium is de progressief stijgende trend in de arbeidsparticipatie uitgemond in een permanent overaanbod van vrouwelijke arbeidskrachten.

Het impakt van beleidsvoorstellen ter sanering van deze on-evenwichtssituatie zoals opvoedingstoelagen aan de thuiswerkende vrouwen, herziening van het werklozensteunsysteem enz. kan slechts ten volle geëvalueerd worden indien men over cijfermatige informatie beschikt over hun effect op de participatiegraad.

In deze nota wordt de invloed becijferd van wijzigingen in het gezinsinkomen, de loonstructuur van de vrouw enz. op haar arbeidsbereidheid, rekeninghoudend met seculaire evoluties inzake scholingsgraad en fertiliteit.

1. Inleiding

Tijdens de tweede helft van deze eeuw hebben zich enkele fundamentele veranderingen doorgezet in het keuzepatroon van de Belgische gezinnen.

In vergelijking met de vóór-oorlogse periode is er een duidelijke ommezwaai naar kleinere gezinnen. Terwijl het aantal geboorten in 1910 b.v. nog om en bij de dertig per duizend lag, is dit percentage gedaald tot 12.40 % in 1978.

Daarenboven wensen de ouders een betere opleiding voor hun kinderen en in het bijzonder voor hun dochters. Terwijl in de vijftiger jaren de vrouwen gemiddeld slechts 27 % van de studenten in het hoger onderwijs (d.i. universitair en hoger niet-universitair onderwijs) uitmaakten, groeide dit percentage tot boven de 43 % in 1980.

Door deze enorme veranderingen in de structuur van het gezin zijn de mogelijkheden van de gehuwde vrouwen om toe te treden tot de arbeidsmarkt aanzienlijk vergroot. Uit de statistieken van de actieve bevolking leren we trouwens dat de vrouwen in grote getale geopteerd hebben voor arbeidsparticipatie. Over de periode 1948 tot '77 b.v. is het aandeel van de vrouwen in de tewerkstellingscijfers opgelopen van 27.8 % tot + 35 %. Bovendien is het percentage van de gehuwde vrouwelijke beroepsbevolking over dezelfde periode geëvolueerd van beneden de 50 % tot 71.3 %.

Een empirische analyse van deze tendenzen is nu relevant om een tweetal redenen.

In de eerste plaats is men in het arbeidseconomisch onderzoek tot een groeiend besef gekomen dat de opëenvolgende gezinsbeslissingen die over de levenscyclus worden genomen, nauw met elkaar in verband staan en derhalve op een geïntegreerde wijze dienen bestudeerd te worden. Zo kan de arbeidsparticipatie over een gegeven tijdspanne niet los gezien worden van keuzen inzake de leeftijd waarop gehuwd wordt, de cumulatieve fertiliteit, de opleiding en het loon van de vrouw enz.

Een belangrijker reden is echter dat de progressief stijgende trend van arbeidsparticipatie in het begin van de zeventiger jaren is uitgemond in een permanent overaanbod van vrouwelijke arbeidskrachten. De publieke beleidsvoerders in België staan nu voor de grote opgave de nadelige sociaal-economische gevolgen hiervan weg te werken.

Het is daarom voor de overheid van belang te beschikken over cijfermatige gegevens die tot uitdrukking brengen wat de invloed is van gezinseconomische factoren zoals de scholingsgraad en het loon van de vrouw, het inkomen van haar man en het aantal kinderen in het gezin op haar beslissing tot arbeidsparticipatie. Dit laat immers toe het impakt van de remediërende beleidsopties op accuratere wijze te voorspellen.

In deze nota stellen we een aantal empirische resultaten voor die hierover informatie verstrekken.

In eerste instantie zal de evolutie in het beslissingspatroon tot arbeidsparticipatie over de actieve levenscyclus van de vrouw gekwantificeerd worden. Hieruit kunnen we verschillen afleiden in de effectiviteit van beleidsmaatregelen ter afremming van het vrouwelijk arbeidsaanbod naargelang de leeftijdscategorie die men op het oog heeft. We zullen immers kunnen vaststellen bij welke groepen b.v. een betoedaging voor de thuiswerkende vrouw haar uittreding uit de actieve bevolking bewerkstelligt. Daarna nemen we de groep van de arbeidsparticipanten onder de loep. Met name analyseren we een aantal determinanten die mede bepalen of een vrouw een voltijdse of halftijdse betrekking aanvaardt. Dit geeft ons inzicht in het profiel van de deeltijdse werknemers. Hieruit kunnen ook aanbevelingen gemaakt worden aangaande de behoeften van part-time-werk volgens de karakteristieken van de potentiële participanten.

Daarenboven wordt een aanvang gemaakt met het testen van verschillen in arbeidsparticipatiebeslissingen omwille van de job-appreciatie. De kenmerken van arbeidsparticipanten die uit noodzaak gaan werken komen hierdoor aan het licht.

Maar vooraleer we de empirische schattingsresultaten presenteren, gaan we in op de economische verantwoording van de geschatte vergelijkingen. In het volgende deel brengen we daarom een analytische literatuurstudie waarin de gezinseconomische determinanten waarop de beslissing van de gehuwde vrouw tot toetreding op de arbeidsmarkt steunt, worden gestructureerd.

2. Een theoretische analyse van het arbeidsaanbod

In dit hoofdstuk wordt een analytisch overzicht gegeven van de theorie van het arbeidsaanbod en de empirische resultaten die in een aantal economische studies hieromtrent werden bekomen. Onderstaande discussie is echter beperkt in zijn opzet. We zijn in hoofdzaak geïnteresseerd in de bevindingen omtrent de arbeidsparticipatie van de gehuwde vrouwen. Het arbeidsaanbod wordt slechts belicht in de mate dat de theoretische en de empirische bevindingen van belang zijn voor de methode en schattingsresultaten die we in deze nota samenvatten⁽¹⁾.

De economische literatuur over het arbeidsaanbod bestaat enerzijds uit de zgn. "eerste-generatie"-studies (cfr. Killingsworth ('81)) die hun aanvang namen met het werk van Schoenberg en Douglas ('37) en die culmineerden met de publicaties in 'Income Maintenance and Labor Supply' door Cain en Watts (eds.) ('73b). Dit onderzoekswerk steunde hoofdzakelijk op relatief eenvoudige econometrische technieken om de sleutelparameters van de statistische arbeidsaanbodsfuncties, nl. inkomens- en substitutie-effecten te schatten.

(1) Een aantal recente en te verschijnen surveys van deze Amerikaanse gedomineerde literatuur vullen deze discussie aan. Voor een overzicht van de invloed van belastingen, transfers op -, en de verschillende dimensies van het arbeidsaanbod (uren, weken, jaren, levenscyclus) enz. verwijzen we naar o.m. Heckman, Killingsworth en MaCurdy ('80a) ('80b), Moffit en Kehrer ('80), Borjas en Heckman ('79), Cain en Watts ('73a), De Tray en Greenberg ('73), Greenberg ('72). Een discussie van het arbeidsaanbod onder onzekerheid en imperfecte informatie wordt gegeven in Burdett en Mortenson ('79), terwijl Lippman en McCall ('76a), ('76b) hierover een literatuuroverzicht maakten. Voor het dynamisch arbeidsaanbod onder onzekerheid zie o.m. Heckman en MaCurdy ('80a), ('80b) en Killingsworth ('81).

Een aantal belangrijke technische problemen bleven, voornamelijk wegens gebrek aan adequate schattingstechnieken, onbehandeld. Onderzoekers uit de "tweede-generatie"-literatuur ontwikkelden meer verfijnde methoden om deze vraagstukken i.v.m. het arbeidsaanbod te analyseren.

In wat volgt nemen we als uitgangspunt een statische versie van het arbeidsaanbodmodel waaruit een aantal a-priori-voorspellingen volgen die als steunpunt dienen voor het empirisch onderzoek. Daarna vatten we de schattingsresultaten van de eerste-generatie-literatuur kort samen. Een volgende paragraaf handelt over de bijdragen van de tweede-generatie-studies. Ten slotte ontwikkelen we een economische redenering waarin een rol toebedeeld wordt aan de "kwaliteit" van arbeid (d.i. b.v. jobappreciatie of zelfs het prestige van het uithuis werken) als determinant van de participatiebeslissing.

2.1. De theorie van het arbeidsaanbod

Voor de modellering van het keuzeprobleem al of niet toe te treden tot de arbeidsmarkt gaan we ervan uit dat het gezin zijn consumptiemogelijkheden en vrije tijd wil maximeren. Het dient daarbij rekening te houden met beperkingen qua tijd en financiële middelen. Vermits onze aandacht uitgaat naar de arbeidsparticipatiebeslissing van de vrouw, beschouwen we het arbeidsinkomen van haar man als vermogen.

Bij de formalisering van dit economisch probleem veronderstellen we derhalve dat de vrouw een nutsfunctie maximeert:

$$u(c,l) \quad \text{m.b.t.} \quad c \geq 0, \quad l \geq 0 \quad (2.1)$$

$$\text{gegeven} \quad p \cdot c + w \cdot l \leq wT + V \quad (2.2)$$

$$\text{en} \quad T - l \geq a \quad (2.3)$$

waarin c een samengesteld nutsgoed is bestaande uit consumptiemiddelen en l de vrije tijd; p en w zijn respectievelijk een prijsindex van het samengesteld consumptiegoed c en de loonvoet. a stelt de arbeidstijd voor en T de totale beschikbare tijd. V drukt het arbeidsinkomen van de man plus het vermogen van het gezin uit.

Indien we geen rekening houden met de mogelijkheid tot sparen en we veronderstellen nonsatiatie voor consumptie van goederen en vrije tijd wordt (2.2) een gelijkheid.

De Lagrange-vergelijking van dit optimaliseringsprobleem wordt dan:

$$L(c,l,a) = u(c,l) + \lambda(V + wT - wl - p.c) + \mu(T - l - a) \quad (2.4)$$

Passen we de Kuhn-Tucker-voorwaarden toe op (2.4) dan leiden deze tot twee mogelijke oplossingen:

- een interne oplossing nl.,

$$a > 0, \mu = 0 \quad \text{en} \quad \frac{\partial u / \partial l}{\partial u / \partial c} = \frac{w}{p} \quad (2.5)$$

- een hoekoplossing,

$$a = 0, \mu \geq 0 \quad \text{en} \quad \frac{\partial u / \partial l}{\partial u / \partial c} = \frac{w}{p} + \frac{\mu}{\lambda} \geq \frac{w}{p} \quad (2.6)$$

Hierin zijn $\partial u / \partial c$ en $\partial u / \partial l$ respectievelijk het marginaal nut van een additioneel consumptiegoed en een bijkomende eenheid vrije tijd. λ en μ drukken het marginaal nut uit van het niet-arbeidsinkomen (V) en de beschikbare tijd (T).

Zoals we verder zullen bespreken vatten deze soluties van het niet-lineair-programmeringsprobleem de verschillende keuzemogelijkheden inzake aanbod van arbeidstijd samen.

2.1.1. de interne oplossing

Ingeval een positieve hoeveelheid arbeidstijd wordt aangeboden ($a > 0$), is de subjectieve appreciatie van een additionele eenheid vrije tijd gelijk aan het marktloon (d.i. $\frac{\partial u / \partial l}{\partial u / \partial c} = \frac{w}{p}$ (2.5)).

Uit de eerste-irde-voorwaarden voor een extreme waarde van (2.4) kunnen dan vraagvergelijkingen naar consumptiegoederen en vrije tijd worden afgeleid, nl.

$$c = c(w,p,V) \quad (2.7)$$

$$l = l(w,p,V) \quad (2.8)$$

Gebruikmakend van de tijdsbeperking (2.3) vinden we tevens het arbeidsaanbod

$$T - l(w,p,V) = a(w,p,V) > 0 \quad (2.9)$$

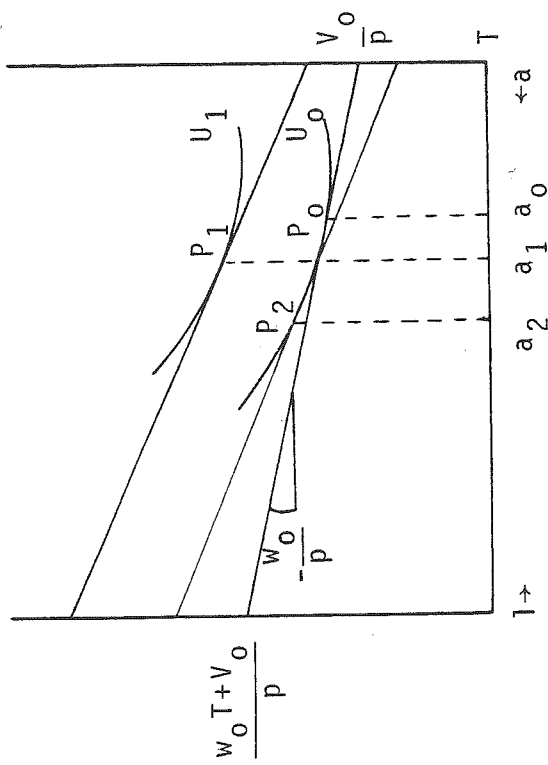
Dit evenwicht wordt weergegeven door punt P_0 in figuren 1.a en 1.b. We kunnen nu grafisch analyseren hoe dit evenwicht verandert met een wijziging in het niet-arbeidsinkomen (fig.1.a) en de loonvoet (fig.1.b) bij constante prijzen ⁽¹⁾.

In de veronderstelling dat vrije tijd een normaal goed is betekent een vermogenstoename van $\frac{V_0}{P}$ naar $\frac{V_1}{P}$ een stijging van de vraag naar consumptie en vrije tijd. Hierdoor vermindert de aangeboden arbeidstijd in fig.1.a van a_0 tot a_1 .

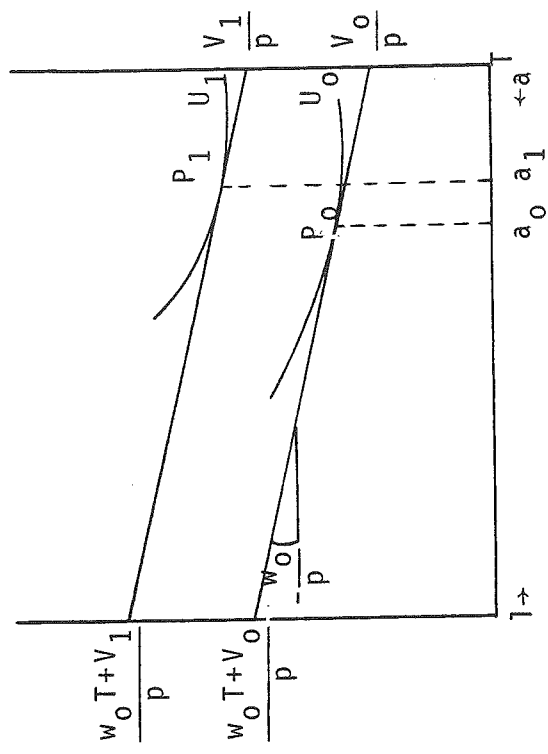
Een loonstijging (fig.1.b) betekent enerzijds een relatieve toename van de prijs van vrije tijd relatief ten opzichte van consumptiegoederen. Vrije tijd wordt gesubstitueerd voor meer consumptie. Dit substitutie-effect wordt weergegeven door de verschuiving van P_0 naar P_2 op de indifferentiecurve u_0 , met een overeenkomstige toename in de arbeidstijd van a_0 naar a_2 . Anderzijds stijgt ook het arbeidsinkomen dat kan worden verdiend door een gegeven aantal uren te werken. Hierdoor stijgt de vraag naar consumptie en vrije tijd (in de veronderstelling dat l een normaal goed is). Dit behelst een verschuiving van P_2 naar P_1 . A-priori kan men dus niet éénduidig voorspellen of in het nieuwe evenwicht P_1 meer of minder arbeidsuren worden aangeboden dan in P_0 , indien het loon stijgt. Een toename in het niet-arbeidsinkomen levert daarentegen een daling in het aantal arbeidsuur op.

Beschikt men nu over kwantitatieve schattingen van deze inkomens- en substitutie-effecten over de verschillende groepen van de actieve bevolking dan kan men de sensitiviteit becijferen van het arbeidsaanbod of wijzigingen in de fiskaliteit, het systeem van werklozensteun, enz.

(1) De mathematische afleiding wordt weergegeven in appendix A.1.



figuur 1.a



figuur 1.b

2.1.2. de hoekoplossing

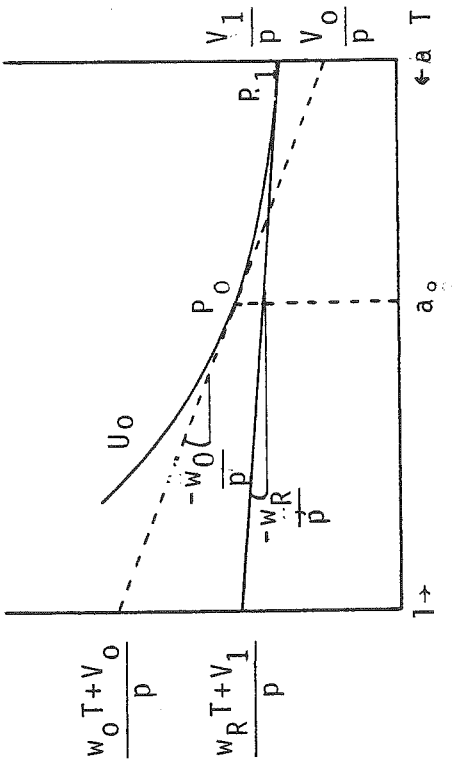
Uit (2.6) volgt de beslissingsregel voor de arbeidsparticipatie. De loonvoet waarvoor geldt dat $\frac{\partial u / \partial l}{\partial u / \partial c} = \frac{w}{p}$ en $a = 0$ noemt men het reservatieloon (w_R). De arbeidsparticipatiebeslissing wordt genomen op basis van het verschil tussen het loon dat aangeboden wordt in de arbeidsmarkt (w_M) en w_R . Zolang $w_M \geq w_R$ wordt er geparticipeerd. Op het ogenblik dat w_R , het loon waartegen men indifferent is tussen participeren of niet, kleiner wordt dan de subjectieve waarde van de vrije tijd (relatief t.o.v. consumptie) treedt men uit de arbeidsmarkt. Dit wordt grafisch geïllustreerd in Figuur 2.

Indien een individu zich in de arbeidsmarkt bevindt en a_0 uren werkt, zal een gecompenseerde loondaling (weergegeven door de helling van de indifferentiecurve u_0 in de raakpunten P_0 en P_1 met de 2 budgetlijnen) van $\frac{w_0}{p}$ naar $\frac{w_R}{p}$ haar ertoe aanzetten de participatie stop te zetten.

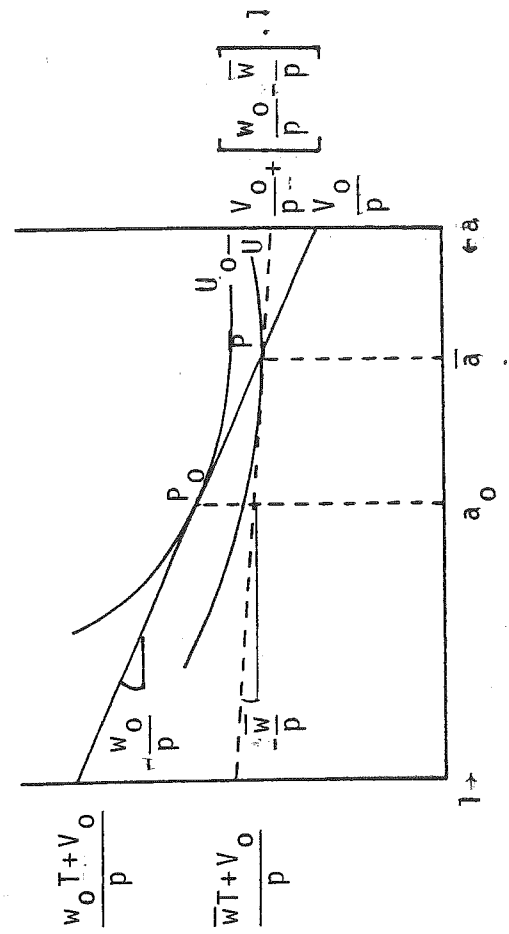
Onderzoekers uit de eerste-generatie-literatuur splitsten de arbeidsparticipatiebeslissing op analoge wijze als de arbeidsaanbodsfunctie op in een inkomens- en een substitutie-effekt.

Onevenwichtssituaties waarin (2.5) en (2.6) niet opgaan kunnen voorkomen in geval de werkgever een "alles-of-niets"-job aanbiedt. Hierbij zijn zowel de loonvoet als het aantal arbeidsuren vooraf bepaald.

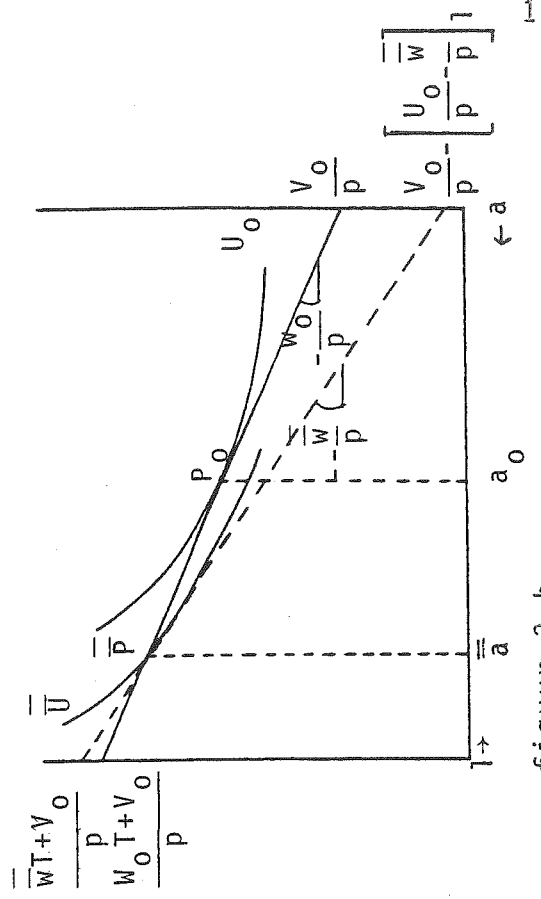
Vermits onder zulke regimes de werknemers niet vrij zijn hun arbeidsaanbod marginaal aan te passen of het aantal uren kunnen kiezen dat ze willen aanbieden tegen een gegeven loonvoet, spreekt men van rantsoenering. De job kan enkel aanvaard of geweigerd worden. Indien men toetreedt tot de arbeidsmarkt is men ofwel ondertewerkgesteld (cfr. fig.3.a) of overtewerkgesteld (cfr. fig.3.b).



figuur 2



figuur 3.a



figuur 3.b

Voor de ondertewerkgestelden is de marginale substitutiegraad KLEINER dan de relatieve prijzen $\frac{w}{p}$ zodat de indifferentiecurve die doorheen \bar{P} gaat, de budgetlijn van beneden snijdt.

Voor de overtewerkgestelden is de subjectieve appreciatie van een bijkomend uur vrije tijd GROTER dan het marktloon zodat de indifferentiecurve die doorheen \bar{P} gaat de budgetlijn van boven-uit snijdt.

Over de tijd zullen de arbeidsparticipanten die ontevreden zijn met de bestaande "alles-of-niets" regimes, geneigd zijn betere loon-uur-combinaties te zoeken. Marktaanpassingen aan zulk soort regimes kunnen echter verre van perfect zijn. De analyse hiervan vindt men terug in de literatuur over onevenwichten in de arbeidsmarkt⁽¹⁾.

Met deze theoretische discussie als proloog, beschouwen we nu de eerste-generatie-empirische studies van het arbeidsaanbod.

2.2. Empirische studies uit de eerste generatie: een samenvatting van resultaten

In deze paragraaf worden de geschatte elasticiteiten van de belangrijkste arbeidsaanbodparameters die in diverse studies werden bekomen, weergegeven (cfr. tabellen 1-3).

In het algemeen gebruikte men de gewone-kleinste-kwadraten-schattingstechniek om de eenvoudige specificaties van de arbeidsaanbodfunctie te schatten. Een prototype hiervan is de volgende lineaire specificatie:

$$a = \alpha + \beta w + \gamma V + u \quad (2.10)$$

Zoals voorgeschreven in de theorie is het arbeidsaanbod a (uitgedrukt in arbeidsuren) functie van de loonvoet w en het niet-arbeidsinkomen V . Het intercept α wordt veelal uitgebreid om demografische en andere variabelen die de voorkeur voor arbeid uitdrukken zoals b.v. leeftijd, geslacht enz. in te calculeren.

(1) Voor een uiteenzetting over "rantsoenering van het arbeidsaanbod" verwijzen we naar Ham ('79), Ashenfelter en Hain ('79), Ashenfelter ('80), Abowd en Ashenfelter ('80), Heckman, Killingsworth en MaCurdy ('81).

Tabel 1. Spreiding van de schattingsresultaten van de niet-gecompenseerde loonelasticiteiten van het arbeidsaanbod voor mannen en vrouwen

GROEP	SPREIDING VAN DE SCHATTERS	BRON
mannen	0.00 tot -0.40	Finegan('62), Rosen('69), Owen('69, '71), Cohen, Rea en Lerman('70), Greenberg('71), Greenberg en Kusters('73), Kusters('66, '69), Leuthold('68), Ashenfelter en Heckman('73, '74), Boskin('73), Hill('73)
	+0.05 tot +0.30	Kalachek en Raines ('70)
vrouwen	+0.10 tot +0.90	Hall('73), Kalachek en Raines('70), Ashenfelter en Heckman('74), Boskin('73), Tella, Tella en Green('73)
	-0.07	Leuthold ('68)
	+0.06	Boskin ('73)

In Tabel 1 is de niet-gecompenseerde loonelasticiteit van het arbeidsaanbod gedefinieerd als $\eta_{a,W} = \frac{\partial a}{\partial w} \cdot \frac{w}{a}$ en wordt berekend als $\beta \cdot \frac{w}{a}$ volgens (2.10).

De meeste schattingsresultaten voor de mannen suggereren dat het mannelijk arbeidsaanbod ongevoelig is voor wijzigingen in het loon. Uit Tabel 1 blijkt daarenboven dat het arbeidsaanbod-schema lichtjes terugwaarts buigt bij een toename in het loon. Enkel de studie van Kalachek en Raines ('70) is hierop een uitzondering.

In tegenstelling hiermee zijn de eerste-generatiestudies van het vrouwelijk arbeidsaanbod quasi-eensgezind (op Leuthold ('68) en Boskin ('73) na) in de vaststelling dat de aanbodsfunctie sterk positief hellend is.

Tabel 2. Spreiding van de schattingsresultaten van de gecompenseerde loonelasticiteiten van het arbeidsaanbod naar geslacht

GROEP	SPREIDING VAN DE SCHATTERS	BRON
mannen	0.00 tot +0.36	Block('73), Ashenfelter en Heckman('73, '74), Boskin('73), Hall('73), Fleisher, Parsons, Porter('73), Greenberg en Kosters('73), Rosen en Welch('72), Tella, Tella en Green('71)
	-0.10 tot -0.00	Cohen, Rea en Lerman('70), Garfinkel('73), Kosters('66, '69), Leuthold('68), Rosen('69), Boskin('73), Hall('73)
	+0.47 tot +0.56	Hill ('73)
	+0.80 tot +0.96	Kalacheck en Raines ('70)
vrouwen	+0.10 tot +2.00	Boskin('73), Hall('73), Leuthold('68), Kalacheck en Raines('73), Ashenfelter en Heckman('73), Tella, Tella en Green ('71)

Het eigen-substitutie-effect (d.i. het inkomens-gecompenseerde-effect van een loonstijging in absolute termen) samengevat in Tabel 2, kan geschreven worden als:

$$\left. \frac{\partial a}{\partial w} \right|_{du=0} = \frac{\partial a}{\partial w} - a \cdot \frac{\partial a}{\partial V} \quad (2.11)$$

In elasticiteiten uitgedrukt wordt dit substitutie-effect:

$$\left. \frac{\partial a}{\partial w} \right|_{du=0} \cdot \frac{w}{a} = \frac{\partial a}{\partial w} \cdot \frac{w}{a} - w \cdot \frac{\partial a}{V} \quad (2.11)'$$

De tweede term aan de rechterzijde van (2.11) wordt vaak de totale inkomenselasticiteit van het arbeidsaanbod genoemd en is gelijk aan het verschil tussen de ongecompenseerde en gecompenseerde

loonelasticiteit⁽¹⁾. De gecompenseerde substitutie-elasticiteit berekend op basis van (2.10) wordt dan: $\rho \cdot \frac{w}{a} - \gamma w$.

De meeste schattingen van de eigen-substitutie-elasticiteiten voor mannen zijn positief en klein in absolute waarde. Sommige studies leveren echter negatieve waarden op in tegenstelling met de a-priori implicaties van de theorie van het arbeidsaanbod (cfr. appendix A1). De schattingsresultaten voor de vrouwen zijn allen positief maar overspannen een wijde range van 0.1 tot 2.0.

Ten slotte vermelden we nog de estimaties bekomen van de elasticiteit van het arbeidsaanbod m.b.t. het niet-arbeidsinkomen. Dit werd volgens (2.10) berekend als $\gamma \cdot \frac{v}{a}$ en samengevat in Tabel 3.

Tabel 3. Spreiding van de schattingen van de (niet-arbeids-)inkomenselasticiteiten van het arbeidsaanbod naar geslacht

GROEP	SPREIDING VAN DE SCHATTERS	BRON
mannen	0.00 tot -0.16	Cohen, Rea en Lerman ('70), Ashenfelter en Heckman ('73), Bloch ('73), Hill ('73), Green- berg ('71), Greenberg en Kos- ters ('73), Hall ('73), Rosen en Welch ('71), Wales ('73)
	-0.33 ≈ 0	Kalacheck en Raines ('73) Boskin ('73), Garfinkel ('73), Kosters ('66), ('69), Leuthold ('68), Rosen ('69)
vrouwen	-0.10 tot -0.20	Cohen, Rea en Lerman ('70), Bloch ('73), Hall ('73), Leu- thold ('68)
	-0.41 tot -0.75	Kalacheck en Raines ('70)

In het algemeen leren de resultaten uit Tabel 3 ons dat vrije tijd een normaal goed is zowel voor mannen als voor vrouwen. Sommige studies rapporteren wel voor de mannen een inkomenselasticiteit gelijk aan nul.

(1) Voor een bespreking zie o.m. Cohen, Rea en Lerman ('70) en Cain en Watts ('73).

Uit de econometrische studies mogen we onthouden dat vrouwen gevoeliger zijn dan mannen (althans wat het arbeidsaanbod betreft!). Vrije tijd is een normaal goed en een inkomensgecompenseerde lonstoenname verhoogt het arbeidsaanbod zoals theoretisch werd voorspeld.

Deze schattingsresultaten zijn richtinggevend voor onze empirische bevindingen in hoofdstuk 4.

2.3. Enkele bijdragen van de tweede-generatie-auteurs

2.3.1. arbeidsaanbod versus arbeidsparticipatie

Het arbeidsaanbod kan worden gemeten hetzij in termen van "tijd" (b.v. aantal uren gewerkt per week of per jaar, aantal weken gewerkt per jaar, enz.), hetzij in termen van "participatie" (d.i. een dichotoom D gelijk aan 1 bij participatie, zonet is D gelijk aan nul). Economisten die horen tot de eerste-generatie-literatuur maakten in hun empirisch werk geen onderscheid tussen deze definities van arbeidsaanbod en-participatie.

Op deze praktijk kwam kritiek van o.m. Ben-Porath ('73) en Lewis ('67). Deze auteurs vertrekken van de hoekoplossing uit het statisch arbeidsmodel (cfr. §2.1.2), waarin wordt gesteld dat de arbeidsparticipatiebeslissing een vergelijking inhoudt tussen het marktloon en het reservatieloon.

Volgens hen kan de waarneming dat b.v. 40 procent van de vrouwen op een bepaald tijdstip participeren in de arbeidsmarkt derhalve op twee manieren geïnterpreteerd worden:

1. De veertig procent stelt een schatting voor van de gemiddelde gewenste fraktie van de tijd die elke vrouw wil doorbrengen in de arbeidsmarkt. Op het tijdstip van observatie zijn er omwille van transitoire of korte-termijn-factoren slechts enkele van deze vrouwen arbeidsparticipanten. Over een voldoende lange periode zal echter iedere vrouw 40 % van haar beschikbare tijd in de arbeidsmarkt doorbrengen.

Ingeval dit een accurate karakterisatie is van de werkelijkheid, zou de standaard Slutsky-interpretatie van de coëfficiënten van lonen en inkomensvariabelen in de participatievergelijking opgaan. De coëfficiënten zouden informatie opleveren over de inkomens- en substitutie-effekten en kwalitatief gelijk zijn aan de arbeidsuurvergelijkingen. Vanzelfsprekend is er dan ook weinig reden om een onderscheid te maken tussen de verschillende definities van arbeidsaanbod.

2. De arbeidsparticipatiegraden kunnen echter bestendige verschillen tussen de vrouwen reflecteren. In dat geval duidt de participatiegraad aan dat 40 % van de vrouwen op de lange termijn willen uit huis werken en 60 % niet. Terwijl het teken van de loonvoet in de aanbodsfunctie a priori onbepaald was vermits het een inkomens- en substitutiegraad genereert, is de looncoëfficiënt van de participatiefunctie dan altijd positief. Een toename in de loonvoet maakt het immers meer waarschijnlijk dat het reservatieloon van een potentiële arbeidsparticipant overstegen wordt zodat deze blijvend participeert.

Ben-Porath argumenteerde verder dat er sterke seriële correlatie bestaat tussen de opeenvolgende kansen dat een vrouw werkt. Volgens hem is er derhalve duidelijke evidentie dat de tweede interpretatie van de participatiegraad een betere beschrijving van de werkelijkheid is.

2.3.3. steekproefvertekeningen in de schatting van de loonfunctie

Een centraal probleem zowel in de schattingen van arbeidsparticipatie- als -aanbodsfuncties van gehuwde vrouwen is dat er geen marktloon geobserveerd wordt voor vrouwen die niet uit huis werken.

Een bijkomende moeilijkheid is dat er zich een selectievertekening voordoet in de schatting van de loonfunctie van vrouwelijke arbeidsparticipanten. Het loon dat in de arbeidsmarkt kan verdiend worden, wordt mede bepaald door het opleidingsniveau en de beroepservaring. Indien we zulke loonrelatie enkel gaan schatten op basis van de arbeidsparticipanten, resulteren hieruit vertekeningen omdat dezelfde set van variabelen die de lonen bepalen als

criterium aangewend worden om een observatie in de steekproef te nemen. De geschatte looncoëfficiënten vertekenen de werkelijke gedragsfunctie dan met de voorwaarden tot steekproefopname. Dit probleem wordt geïllustreerd in Figuur 4.

Eenvoudigheidshalve nemen we aan dat het onderwijsniveau van de vrouw de enige variabele is die het marktloon bepaalt en we veronderstellen dat opleiding het reservatieloon niet beïnvloedt. De lijn ww' stelt dan de werkelijke relatie tussen opleiding en marktloonen voor. Door de analyse te beperken tot arbeidsparticipanten worden echter enkel vrouwen geselecteerd met lonen in het gearceerde gebied. De opbrengstvoet van scholing, wordt derhalve onderschat vermits negatieve correlatie geïnduceerd wordt in deze vertekende steekproef tussen opleiding en de werkelijke residuele uit de loonvergelijking.

De conventionele procedure om dit probleem van "ontbrekende variabelen" (missing variables) op te lossen is het gebruik van een geïmputeerde loonvoet voor de thuiswerkende vrouwen. Dit schaduwloon wordt bekomen via een loonequatie geschat op de substeekproef van werkende vrouwen. Het probleem van de selectievertekening werd door deze methode echter over het hoofd gezien.

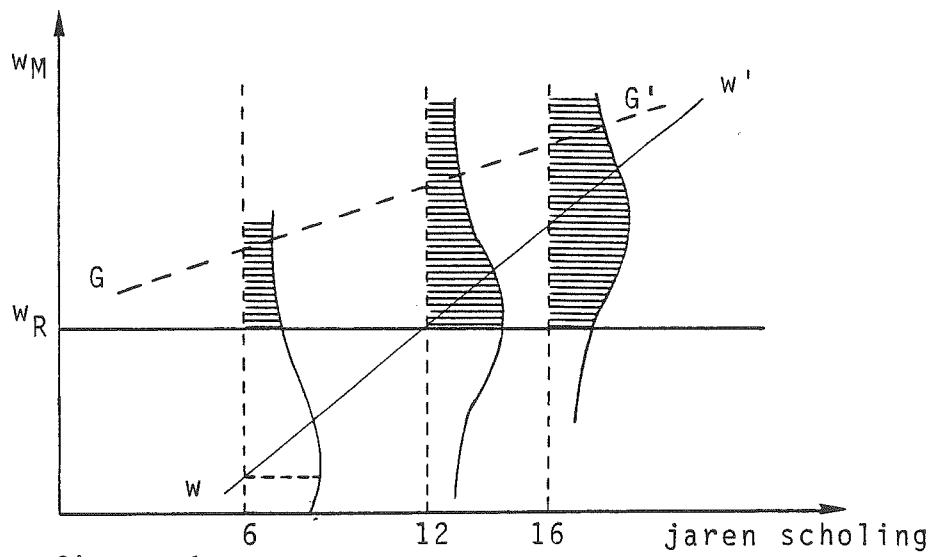
Heckman ('74, '76) ontwikkelde de zgn. " λ -methode" om correcties aan te brengen in geval van steekproefvertekening. Hiervoor maakt hij gebruik van informatie over het aantal arbeidsuur dat wordt aangeboden.

Hij vertrekt van een individuele loon- (2.12) en arbeidsvergelijking (2.13):

$$w_i = X_{1i} \beta_1 + u_{1i} \quad (2.12)$$

$$d_i = X_{2i} \beta_2 + u_{2i} \quad (2.13) \quad i=1, \dots, N$$

waarin X_{ji} een $(1 \times k_j)$ vektor is van exogene regressoren, β_j is een $(k_j \times 1)$ vektor van parameters, $E(u_{ji})=0$, $E(u_{ji} u_{j'i'}) = \sigma_{jj}$, $j=1,2$ en $E(u_{ji} u_{j'i'})=0$ $i \neq i'$



figuur 4

Vermits er slechts informatie is over de loonvoet (w_i) indien er een positief aantal uur gewerkt wordt ($a_i > 0$), is de populatie-regressiefunctie van w_i :

$$E(w_i/X_{1i}) = X_{1i} \beta_1 \quad i=1, \dots, N \quad (2.13)$$

De regressiefunctie voor de substeekproef (N_1) van de beschikbare data is:

$$E(w_i/X_{1i}, \text{selectiecriteria}) = X_{1i} \beta_1 + E(u_{1i}/\text{selectiecriteria}) \quad i=1, \dots, N_1 \quad (2.14)$$

We kunnen de tweede term van de rechterzijde van (2.14), nl. het conditioneel gemiddelde van de storingsterm u_{1i} tevens schrijven als:

$$\begin{aligned} E(u_{1i}/\text{selectiecriteria}) &= E(u_{1i}/a_i \geq 0) \\ &= E(u_{1i}/u_{2i} \geq -X_{2i} \beta_2) \end{aligned} \quad (2.15)$$

Indien u_{1i} en u_{2i} niet afhankelijk zijn van elkaar zodat het selectiecriteria niet onafhankelijk is van de gedragsrelatie die geschat wordt, is het conditionele gemiddelde van u_{1i} (2.15) niet gelijk aan nul. De regressiefunctie van de substeekproef (2.14) dient dan herschreven te worden als:

$$E(w_i/X_{1i}, h_i > 0) = X_{1i} \beta_1 + E(u_{1i}/u_{2i} \geq -X_{2i} \beta_2) \quad (2.16)$$

en

en (2.12) wordt:

$$w_i = X_{1i} \beta_1 + E(u_{1i}/u_{2i} \geq -X_{2i} \beta_2) + v_{1i} \quad (2.12')$$

Een gewone-kleinste-kwadratenschatting van (2.14) houdt geen rekening met de laatste term in (2.16).

Steunend op een aantal theorema's over getrunceerde normale verdelingen van Amemiya ('73) bekomt Heckman dan de volgende loonvergelijking:

$$w_i = X_{1i} \beta_1 + \frac{\sigma_{12}}{(\sigma_{22})^{1/2}} \cdot \lambda_i + v_{1i} \quad (2.17)$$

$$\text{waarin } \frac{\sigma_{12}}{(\sigma_{22})^{1/2}} \cdot \lambda_i = E(u_{1i}/u_{2i} | u_{2i} \geq -X_{2i}\beta_2) \text{ en } \lambda_i = \frac{\phi(Z_i)}{1-\Phi(Z_i)} \quad (1)$$

(2.17) wordt nu in 2 fazen geschat:

In een eerste faze berekend men de kans dat een waarneming een ontbrekende variabele heeft. Via probit-analyse schat men Z_i en dus λ_i . De probitwaarschijnlijkheidsfunctie is:

$$L = \prod_{i=1}^N (\phi(Z_i)^{D_i} (\phi(-Z_i))^{(1-D_i)}) \quad (2.18)$$

waarin $D_i=1$ indien het marktloon w_i waargenomen wordt.

De geschatte λ_i die uit deze maximum-likelihood-procedure voortkomt wordt dan in (2.17) gesubstitueerd en de loonfunctie wordt verder met de gewone-kleinste-kwadraten-methode geschat⁽²⁾.

Cogan ('80) vergelijkt de conventionele schattingsprocedure met Heckman's λ -methode in de schatting van loon-, arbeidsparticipatie- en arbeidsaanbodsfuncties.

Volgens Cogan zijn de verschillen tussen de twee methoden - althans wat de schatting van de arbeidsparticipatie- en loonfuncties betreft - voldoende klein om het gebruik van de eenvoudigere en goedkopere traditionele procedure te verantwoorden.

In het empirisch gedeelte maken we op basis van bovengaande methodologische aanwijzingen geen opsplitsing van het looneffect van de arbeidsparticipatiefunctie in een inkomens- en substitutie-effekt. Een toename in de arbeidsvergoeding van de vrouw zal derhalve op de lange-termijn de kans tot arbeidsparticipatie verhogen. Tevens wordt het schaduwloon van de thuiswerkende vrouwen op conventionele wijze berekend.

(1) ϕ en Φ zijn respectievelijk de dichtheidsfunctie en de cumulatieve distributiefunctie van een standaard normaalverdeelde variabele. $Z_i = \frac{X_{2i}\beta_2}{(\sigma_{22})^{1/2}}$. λ_i is de inverse van Mills' ratio (d.i. de

ratio van de ordinat van de standaard normale verdeling op de rechter oppervlakte onder de verdelingsfunctie). σ_{12} is de correlatie tussen de storingstermen van de loon- en participatievergelijking. σ_{22} is de standaarddeviatie van de participatiefout.

(2) Voor een integrale statistische verantwoording van deze procedure verwijzen we naar Heckman ('76).

2.4. Preferentiever verschillen m.b.t. arbeidsparticipatie

In voorgaand literatuuroverzicht bleef de analyse van het arbeidsaanbod beperkt tot arbeid gemeten als een "kwantiteit" van uren, weken of participatiegraden. Inhoudelijke aspecten van arbeid, zoals uit huis werken omwille van de jobsatisfactie, de sociale contacten of zelfs uit prestigeredenen, bleven buiten beschouwing. Het economisch instrumentarium laat ons echter toe verschillen in preferenties voor arbeid tot uiting te brengen op basis van het aanbodmodel zoals voorgesteld in §2.1. Hiervoor maken we gebruik van het concept van "economische rente" van arbeid uit de theorie van het menselijk kapitaal (cfr. G. Becker ('71)).

De basisidee van de theorie van het menselijk kapitaal komt erop neer dat indien iemand overweegt te investeren in onderwijs of beroepsopleiding met het oog op een bepaalde job, hij de kosten ervan zal vergelijken met de baten.

Stel dat de (opportuniteits)kosten die in hoge mate bestaan uit niet-verdiend arbeidsinkomen voor een bepaalde job j voor een individu i gelijk zijn aan C_{ji} . De baten van de investering in menselijk kapitaal bestaan voornamelijk uit een verhoogd arbeidsinkomen over de levenscyclus.

Het compenserend loonverschil voor i om job j te aanvaarden is dan:

$$\Delta(w.a)_{ji}^R = r \cdot C_{ji} \quad (2.19)$$

waar $\Delta(w.a)_{ji}^R$ het minimum verschil in arbeidsinkomen is dat individu i ertoe aanzet job j boven andere alternatieven - waaronder niet participeren in de arbeidsmarkt - te verkiezen. Dit minimum verschil dekt de bijkomende investeringskosten c_{ji} berekend aan een gegeven discontovoet.

Deze fundamentele vergelijking uit de theorie van het menselijk kapitaal impliceert dat 1) het compenserend loonverschil nodig om job j te accepteren toeneemt naarmate de investeringskosten groter worden; 2) naarmate men minder voorkeur heeft voor de betrekking j bij gelijkblijvende marktopportunities en bekwaamheid, en een grotere compensatie nodig is om dit werk te verrichten.

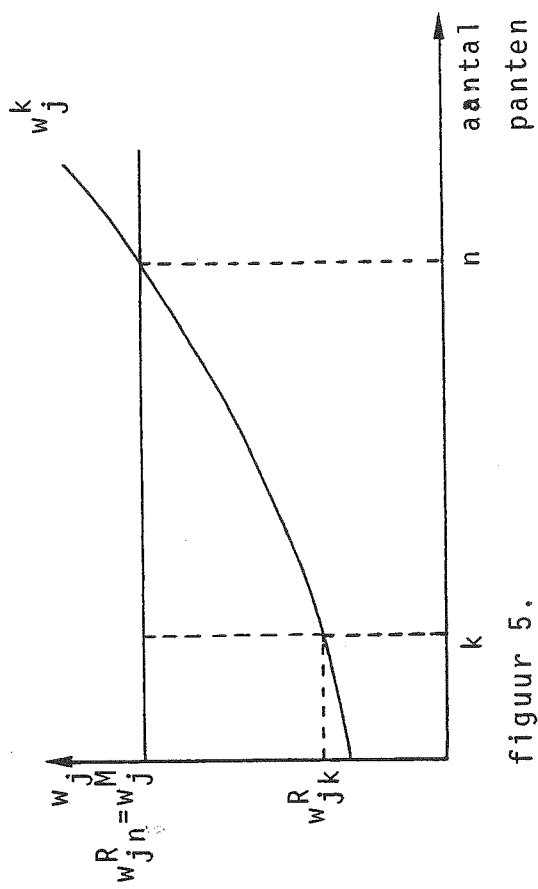
Het aanbodsgedrag t.a.v. job j dat hieruit resulteert wordt afgebeeld in Figuur 5.

In Figuur 5 is het minimumloon dat individu k nodig heeft om job j te accepteren gelijk aan w_{jk}^R (d.i. zijn reservatieloon voor j). Het marktloon dat hij krijgt aangeboden is w_j^M . Hij geniet derhalve een economische rente gelijk aan $(w_j^M - w_{jk}^R)$, nl. het verschil tussen het marktloon aangeboden voor job j en het reservatieloon van k . De marginale participant (n) ontvangt geen economische rente. Voor hem is $w_j^M = w_{jn}^R$.

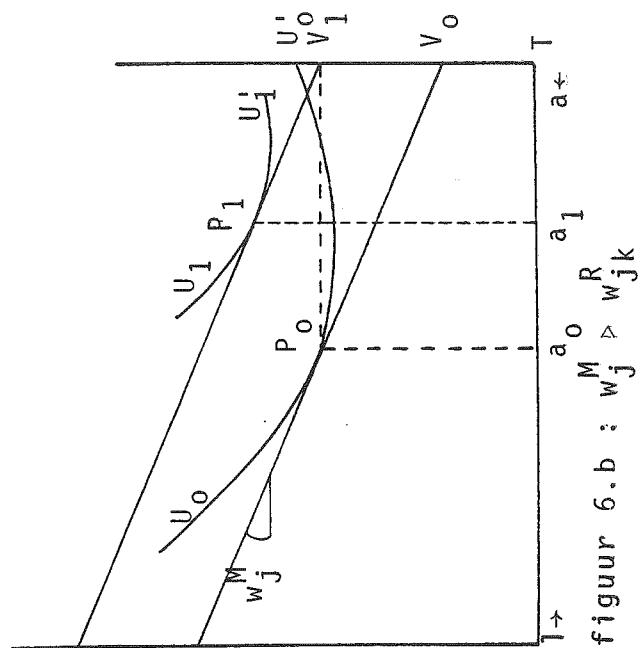
Hoe men nu kan reveleren of iemand economische rente geniet of niet kan eenvoudigst geïllustreerd worden met behulp van de conventionele inkomens-vrije-tijdsgrafiek uit §2.1.

In Figuur 6.a biedt een individu b.v. a_0 arbeidsuren aan tegen een loonvoet w_j^M en beschikt ze over een niet-arbeidsinkomen V_0 . Indien ze een inkomensverhoging ontvangt van $v_0 u_0'$ zou ze in P_1 (zonder arbeidsparticipatie) eenzelfde nutsniveau bereiken als in P_0 (met arbeidsparticipatie). Haar eigen arbeidsvergoeding $(V_0 V_1 = w_{jn}^R \cdot a_0)$ levert dan een goede approximatie van het inkomen dat volstaat om haar participatiebeslissing te doen omkeren. M.a.w. we kunnen hieruit afleiden dat 1) ze tewerkgesteld is aan haar reservatieloon; 2) haar arbeid geen economische rente oplevert.

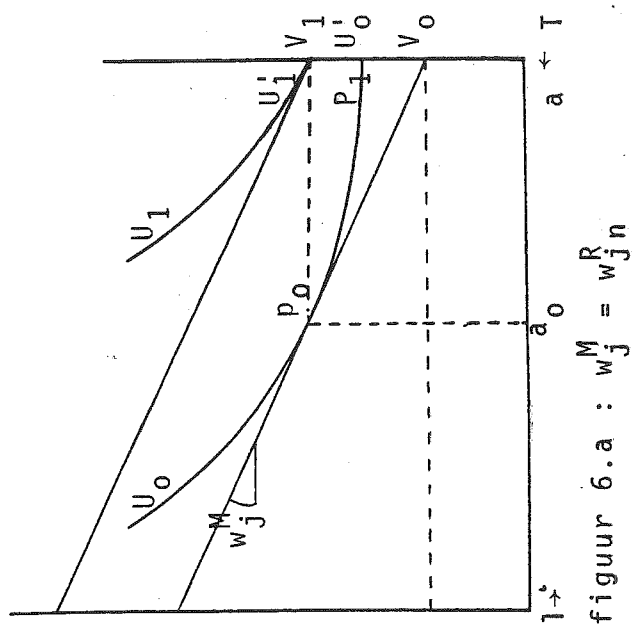
In figuur 6.b nemen we hetzelfde uitgangspunt als in 6.a. Een vermogenstoename gelijk aan het arbeidsinkomen $(V_0 V_1 = w_j^M \cdot a_0)$ is in dit geval ontoereikend om de vrouw ertoe aan te zetten niet meer te participeren in de arbeidsmarkt. Het marktloon dat ze verdient overtreft derhalve haar reservatieloon. Zij heeft economische renten van haar werk.



figuur 5.



figuur 6.b : $w_j > w_{jk}$



figuur 6.a : $w_j^M = w_{jn}^R$

Een gelijke toename van het niet-arbeidsinkomen betekent voor individu k een daling van het aantal aangeboden arbeidsuren van a_1 en a_0 (in de veronderstelling dat vrije-tijd een normaal goed is); voor individu valt het arbeidsaanbod op nul terug. Anders geformuleerd kan men zeggen dat de inkomenselasticiteit van de marginale werknemer elastischer is dan die van de andere. Analooeg geldt dat de loonelasticiteit voor n elastischer is in m.b.t. de arbeidsparticipatie vermits ze bij een loonsdaling beneden $w_j^M = w_{jn}^R$ uittreedt uit de arbeidsmarkt.

Uit deze redenering mogen we onthouden dat we aan de hand van het arbeidsinkomen van de vrouw haar voorkeur t.a.v. uithuis werken kunnen reveleren.

Ingeval de vrouw geen economische renten oogst van haar arbeid is het arbeidsinkomen dat ze verdient een overschatting van de overheidssubsidie nodig om haar arbeidsparticipatie stop te zetten. Tevens is haar inkomens- en substitutie-elasticiteit groter dan die van de andere werknemers. Deze hypothesen worden getest in hoofdstuk 4.

3. Data en empirische specificatie

In voorgaand hoofdstuk werd de theorie van het arbeidsaanbod samengevat, die op gestructureerde wijze aangeeft in welke richting de gezinseconomische determinanten de arbeidsparticipatiebeslissing van de vrouw zullen beïnvloeden.

Tevens werd gewezen op een aantal schattingsproblemen waarmee men diende rekening te houden om tot consistente schatters te komen.

In dit deel worden de aangewende databank, de schattingsmethode en de empirische specificatie nader omschreven.

3.1. Beschrijving van de data

De arbeidsparticipatiefuncties werden geschat aan de hand van data uit een enquête georganiseerd te Luik door het Centrum voor Bevolkings- en Gezinsstudien⁽¹⁾ in 1970.

De steekproef bestaat uit 522 gezinnen met geen tot maximum 4 kinderen. De huwelijksanciënniteit varieert van nul tot 16 jaar. Het gezinshoofd is arbeider of bediende en de kinderen zijn niet tewerkgesteld. Het unieke van deze steekproef is dat naast budgettaire gegevens tevens informatie wordt verstrekt over een aantal socio-economische karakteristieken van de ouders van beider echtgenoten. De data beslaan derhalve twee generaties. Zo beschikken we b.v. over de socio-professionele status en een indicator van de financiële situatie in het ouderlijk gezin. Van de man en de vrouw kennen we hun scholingsgraad, hun beroepsstatus, hun religiositeit, enz.

Voor meer details omtrent deze steekproef verwijzen we naar Renard ('73) en Pauwels (73).

Een vijftal leeftijdscategorieën werden onderscheiden. Hierdoor vergeleken we de gezinssituatie en de participatiekansen van klassen van vrouwen die in dezelfde tijdspanne geboren zijn en onder vergelijkbare historische en culturele omstandigheden zijn opgevoed (d.i. een cohorte).

In Tabellen 4 t/m 6 wordt de verdeling geresumeerd van een aantal karakteristieken van de steekproef ingedeeld naar leeftijd, arbeidsduur en beroepsstatus.

3.2. Schattingsmethode en empirische specificatie

De economische beslissingsregel die bij de toetreding tot de arbeidsmarkt wordt gehanteerd (cfr. hfdst.1), dient nu voor schattingsdoeleinden te worden gespecificeerd. Een algemeen regressiemodel dat tot uitdrukking brengt dat de vrouw in de arbeidsmarkt participeert indien haar reservatieloon (w_R) kleiner of gelijk is aan het marktloon (w_M) is dan:

(1) Ministerie voor Volksgezondheid en Gezin.

$$\begin{aligned} D = X\beta + u = 1 & \quad \text{voor} \quad w_M \geq w_R \\ D = 0 & \quad w_M < w_R \end{aligned} \quad (3.1)$$

waarin X de vektor van exogene regressoren is en β die van de parameters. Het residu kan echter slechts twee waarden aannemen, nl. $(1-X\beta)$ en $(-X\beta)$. De storingstermen zijn derhalve niet-normaal verdeeld en heteroskedastisch, zodat een aangepaste schattingsmethode noodzakelijk is (cfr. Maddala ('77)).

Indien de w_M en w_R loonequaties gespecificeerd worden als:

$$\begin{aligned} w_M &= X_1\beta_1 + u \\ w_R &= X_2\beta_2 + v \end{aligned} \quad (3.2)$$

Dan kan (3.1) herschreven worden als:

$$w_M \geq w_R \leftrightarrow X_1\beta_1 + u \geq X_2\beta_2 + v \quad (3.3)$$

of

$$\theta = u - v \geq X_1\beta_1 - X_2\beta_2 \quad (3.3')$$

De kans op arbeidsparticipatie is nu gelijk aan:

$$P(D=1) = \int_2^{\infty} f(\theta)d\theta = 1 - F(Z) \quad (3.4)$$

waar $Z = X_1\beta_1 - X_2\beta_2$

Deze kans kan volgens een tweetal methoden geschat worden (cfr. Maddala ('77, p.162 e.v.)).

1. Indien we de waarnemingen betreffende het marktloon niet aanwenden, maar enkel de informatie gebruiken dat het individu participeert of niet, maximeren we de waarschijnlijkheidsfunctie⁽¹⁾:

$$L = \prod_{D=1} \{1 - F(Z)\} \prod_{D=0} F(Z) \quad (3.5)$$

(1) Alle schattingen gebeurden op basis van een logistisch gespecificeerde cumulatieve dichtheidsfunctie, d.i.

$$F(Z) = \frac{e^Z}{1+e^Z} \quad (3.5) \text{ is dus } L = \prod_{D=1} \frac{1}{1+e^Z} \cdot \prod_{D=0} \frac{e^Z}{1+e^Z}$$

Tabel 4. Karakteristieken van de totale steekproef en volgens leeftijd

	totale steekproef	<25	≥25-<30	≥30-<35	≥35-<40	≥40
aantal observaties	522	71	137	144	113	57
percentuele verdeling van de leeftijd van de kinderen						
< 3	19.4	51.49	29.51	17.38	5.04	3.96
≥3 - <6	35.6	42.57	54.51	36.07	22.48	15.84
≥ 6	45	5.94	15.98	46.57	72.48	80.02
percentuele verdeling van de scholingsgraad van de vrouw						
lager onderwijs	34.9	43.7	40.1	32.6	27.4	31.6
lager middelbaar	26.2	33.8	20.2	25.	27.4	35
HMO	22.8	18.3	21.9	29.2	22.1	15.8
hoger niet-universitair	13.2	2.8	16.8	9.7	20.4	12.3
universitair	2.9	1.4	2.2	3.5	2.7	5.3
gemiddeld netto-maandelijks arbeidsinkomen						
van de man	14.344	12.405	12.244	15.151	16.612	16.141
van de vrouw	6.805	9.751	9.183	6.871	3.925	2.966
(geïmputeerd) gemiddeld jaarlijks niet-arbeidsinkomen	16.764	4.917	17.412	25.781	23.389	12.222
aantal gezinnen met kinderen (in %)	82.18	74.65	82.48	88.19	85.84	68.42
aantal vrouwen die participeren (in %)	46.74	53.52	48.91	50.	38.05	42.11

Tabel 5. Karakteristieken van de arbeidsparticipanten naar arbeidsduur

	VOLTIJDSE WERKNEMERS	HALFTIJDSE WERKNEMERS
aantal observaties	184	43
procentuele verdeling van de leeftijd van de kinderen		
<3	19.7	28.4
≥3 - <6	36.5	40.2
≥6	43.8	31.4
procentuele verdeling van de scholingsgraad van de vrouw		
LAGER ONDER- WIJS	39.9	22.5
LAGER MIDDEL- BAAR	26.4	36.3
HOGER MIDDEL- BAAR	14.2	34.0
HOGER NIET- UNIVERSITAIR	14.8	5.1
UNIVERSITAIR	4.7	2.1
gemiddeld netto maandelijks arbeidsinkomen		
van de man	11.639	12.324
van de vrouw	6.860	3.672
gemiddeld jaarlijks niet-arbeidsinkomen	6.796	5.721
aantal gezinnen met kinderen (in %)	79.9	85.3

Tabel 6. Karakteristieken van de arbeidsparticipanten naar beroepsstatus

	ARBEIDSTERS	BEDIENDEN
aantal observaties	58	148
procentuele verdeling van de leeftijd van de kinderen		
< 3	16.0	23.3
<u>></u> 3 -<6	37.3	35.2
<u>></u> 6	62.7	41.4
procentuele verdeling van de scholingsgraad van de vrouw		
lager onderwijs	72.4	7.4
lager middelbaar	17.2	27.1
hoger middelbaar	10.3	37.8
hoger niet-universitair	-	20.9
universitair	-	6.8
gemiddeld netto maandelijks arbeidsinkomen		
van de man	9.702	13.576
van de vrouw	4.055	9.662
gemiddeld jaarlijks niet-arbeidsinkomen	6.015	7.576
aantal gezinnen met kinderen (in %)	77.4	82.3

Deze methode werd aangewend om de kans op arbeidsparticipatie van de vrouw voor de totale steekproef en naar leeftijdscategorieën te berekenen.

In deze schattingen reflecteren het aantal kinderen opgedeeld in 3 leeftijdscategorieën ($\# KIN < 3$, $\# KIN < 6$, $\# KIN > 6$) de hoogte van het reservatieloon van de vrouw, terwijl het aantal jaren scholing (SCH) de marktoportunities weerspiegelen. Het niet-arbeidsinkomen van de vrouw bestaat uit het arbeidsinkomen van de man (WAGEM) en andere bronnen van inkomsten (V). Ten slotte werden een tweetal variabelen opgenomen die een proxy zijn voor de voorkeur voor arbeid, nl. de religiositeit van het gezin (RELIMF) en de socio-economische status van de vader van de vrouw (PROFF). Deze variabelen worden nader omschreven in Tabel 7. De specificatie van deze arbeidsparticipatiefunctie met het theoretisch verwacht teken luidt dus:

$$P(D=1) = f(\overset{+}{\text{SCH}}, \overset{-}{\text{KIN}}, \overset{-}{\text{WAGEM}}, \overset{-}{\text{V}}, \overset{-}{\text{RELIMF}}, \overset{-}{\text{PROFF}}) \quad (3.6)$$

2. In een andere schattingsmethode wordt ook het marktloon opgenomen als schatter. Het probleem van de ontbrekende variabele (cfr. hfdst.2) werd op conventionele wijze opgelost. Voor de thuiswerkende vrouwen werd namelijk een schaduwloon geïmpu-teerd aan de hand van een Mincer-type-loonfunctie⁽¹⁾. Vermits we niet beschikten over de beroepservaring van de vrouwen, werd deze variabele geapproximeerd door de leeftijd van de vrouwen en het aantal kinderen volgens leeftijd.

Ingeval we het marktloon van de vrouwen opnemen in de berekening van de participatiekans wordt (3.3):

$$\begin{aligned} & u - \{X_1\beta_1 - X_2\beta_2\} \geq v && \text{ingeval } D = 1 \\ \text{of} & v \leq w_M - X_2\beta_2 && (3.7) \end{aligned}$$

(1) Mincer-type-loonfuncties zien er i.h.a. als volgt uit:

$$\ln y_i = f(s_i, t_i, t_i^2, Z_i)$$

met y_i = het waargenomen arbeidsinkomen
 s_i = aantal jaren opleiding
 t_i = aantal jaren beroepservaring
 Z_i = een vektor van andere variabelen
(cfr. Addison en Siebert ('79)).

Tabel 7. Definitie van de variabelen

Theoretische variabele	Empirische maatstaf	Mimeo-technische afkorting
marktloon van de vrouw	-arbeidsinkomen per maand in groeivoeten -scholingsgraad van de vrouw in 6 categorieën: lager onderwijs, lager middelbaar, hoger middelbaar, hoger niet-universitair, hoger universitair (dummies met lager middelbaar, (SCH9) als basis)	ln WAGEF SCH6, SCH9 SCH12, SCH14 SCH16
reservatieloon van de vrouw	-aantal kinderen in 3 leeftijdsklassen: jonger dan 3 jaar, tussen 3 en 5 jaar, ouder dan 5 (dummies met # KIN0 als basis)	# KIN<3, # KIN<6, # KIN>6
niet-arbeidsinkomen van de vrouw	-arbeidsinkomen per maand van de man in groeivoeten -overige inkomsten in groeivoeten	ln WAGEM ln V
preferentievariabelen	-religiositeit van het gezin -socio-professionele status van vader van de vrouw -leeftijd van de vrouw, leeftijd kwadraat -JA-antwoord op de vraag: "zou u blijven participeren op de arbeidsmarkt indien uw man uw arbeidsvergoeding bijverdient?" -voltijds of halftijdse betrekking	RELIMF PROFF AGEF AGEFSQ W/LFP FT/HT

De waarschijnlijkheidsfunctie kan nu geschreven worden als

$$L = \prod_{D=1} \int_{-\infty}^{w_M - X_2 \beta_2} g(w_M - X_2 \beta_2, v) dv \prod_{D=0} \int_{w_M - X_2 \beta_2}^{\infty} g(w_M - X_2 \beta_2, v) dv \quad (3.8)$$

Deze methode wordt in het empirisch gedeelte enerzijds aangewend om de arbeidsparticipatiebeslissing van alle vrouwen uit de steekproef te schatten; anderzijds werd ze toegepast bij de schatting van de kans op een deeltijdse job en op economische rente. Vermits bij deze berekeningen alle lonen geobserveerd worden, konden de variabelen die voorheen in de loonfunctie voor kwamen rechtstreeks in de participatiefunctie opgenomen worden.

4. Schattingsresultaten

In dit hoofdstuk worden allereerst de kansen gerapporteerd dat vrouwen participeren in de arbeidsmarkt, rekening houdend met hun leeftijd, d.i. per cohorte.

In Tabel 8 worden de kansen weergegeven op participatie van de vrouw voor de totale steekproef en volgens leeftijd⁽¹⁾.

Tabel 9 vat het effect van de gezinstoestand van de vrouw samen in een geïmputeerd marktloon.

In een volgende paragraaf gaat onze aandacht uit naar de arbeidsparticipanten zelf. Met name wordt onderzocht in welke mate de socio-economische determinanten van de gezinshuishouding een rol spelen in de beslissing van de vrouw een halftijdse dan wel voltijdse betrekking te aanvaarden. Vervolgens becijferen we de kans dat de vrouw een voorkeur vertoont t.a.v. uit huis werken, of zoals in hfdst.2.4 uiteengezet, dat ze economische rente oogst van haar arbeid.

(1) De oorspronkelijke schattingsresultaten worden voorgesteld in appendix A.2.

Tabel 8. De kans op arbeidsparticipatie volgens leeftijd

VARIABELE	totale steekproef	<25	>25-<30	>30-<35	>35-<40	>40
ln WAGEM per maand	-.0151 [#]	-.0108 [#]	-.0140 [#]	-.0225 [#]	-.0149 [#]	-.0256 [#]
ln WAGEM op jaar- basis	-.1810 [#]	-.1294 [#]	-.1674 [#]	-.2698 [#]	-.3067 [#]	-.1787 [#]
ln V	-.0134 [#]	-.0241 [#]	-.0060	-.0200	-.0066	-.0390 [#]
# KIN<3	-.0630 [#]	-.0764 [#]	-.0780 [#]	-.0018	-.0924	-.0502
# KIN<6	-.0816 [#]	-.0510	-.0872 [#]	-.1288 [#]	-.0071 [#]	-.1097
# KIN>6	-.0406 [#]	+.1378 [#]	-.0072	-.0648 [#]	-.0285	-.0419
SCH6	-.0520 [#]	-.1906 [#]	-.0685	+.0978 [#]	-.0695	-.3318 [#]
SCH12	-.1222 [#]	+.0948	+.1542 [#]	+.2073 [#]	+.0948	+.1536
SCH14	+.1242 [#]	+.1640	+.3701 [#]	+.0468	+.1174 [#]	+.0202
SCH16	+.3256 [#]	+.2443	+.2564 [#]	+.3030	+.1916	+.3193
PROFF	-.0182 [#]	+.0251 [#]	-.0422 [#]	-.0283	-.0005	+.0349
RELIMF	-.0092 [#]	+.0271 [#]	-.0265 [#]	-.0118 [#]	-.0262 [#]	-.0439 [#]
AGE						
AGEF	+.0296 [#]					
AGEFSQ	-.0005 [#]					
-2 log L	584.25	67.27	147.59	139.89	119.92	41.70
P(D=1)	.4674	.5352	.4891	.50	.3805	.4211
# waarnemingen	520	71	137	144	113	57

4.1. arbeidsparticipatiebeslissingen naar leeftijd

4.1.1. gedetailleerde schattingen

Uit de schattingsresultaten van de totale steekproef (cfr. Tabel 8) kunnen we afleiden dat de kans op arbeidsparticipatie toeneemt tot de leeftijd van dertig jaar waarna deze geleidelijk afneemt.

Algemeen gesteld betekent een procentuele toename van het niet-arbeidsinkomen van de vrouw (ln V en ln WAGEM) een significante daling in de kans dat ze participeert in de arbeidsmarkt. M.a.w. alle leeftijdscategorieën beschouwen vrije tijd als een normaal goed.

Dit resultaat is conform met de schattingsresultaten uit de eerste-generatie-literatuur.

Uit de cijfers komt duidelijk tot uiting dat de levenscyclus van de gehuwde vrouwen door verschillende fazen gekenmerkt is. Per fase verschilt de graad van betrokkenheid bij de arbeidsmarkt en de huishouding.

De invloed van bv. een stijging van het maandloon van de man met 10 % op de arbeidsparticipatie van de vrouw vertoont een U-vormig patroon. Hoewel het effect overal negatief is, varieert het van -10 % en -14 % voor de jongste cohorten tot een piek van -22.5 % bij de leeftijdscategorie van 30 à 35 jaar; daarna vermindert het tot -14.9 %. Het grootste impact van de loonstijging van de man vinden we ten slotte terug bij de oudste cohorte. Voor 1 op 4 vrouwen is zulke inkomenstoename namelijk voldoende - ceteris paribus - om niet meer uit huis te werken.

Een toename van het overige inkomen in groeivoeten werd significant geschat voor de jongste en oudste cohorte. Bij een verhoging van de jaarinkomsten uit vermogen e.d.m. van 10 % daalt de arbeidsparticipatiekans met 24.1 % voor de vrouwen beneden de 25 en met 39 % voor de groep boven de veertig jaar.

Drukt men het looneffekt van de man op jaarbasis uit en voegt men er het vermogenseffekt aan toe dan mogen we concluderen dat het arbeidsparticipatiegedrag van de oudste cohorte en de categorie tussen 30-35 het gevoeligst reageert op inkomensstijgingen.

Het aantal kinderen volgens leeftijd werd in de schattingen opgenomen als proxy voor het reservatieloon. Naarmate de kinderlast toeneemt, verwachten we een stijging van de waarde van de tijd in de huishouding. Economisch uitgedrukt betekent dit een toename in het reservatieloon waardoor de kans op arbeidsparticipatie verkleint. Ook deze schattingsresultaten geven een klaar beeld van de verschuivingen die over de levenscyclus van het gezin ontreden.

Een nieuw kind in het gezin betekent een statistisch significante daling in de jongste gezinnen, nl. -7.6 % voor de groep beneden de 25 en -7.8 % voor de 25 à 30 jarigen.

De participatie in de arbeidsmarkt wordt echter sterker afgeremd van zodra er kinderen tussen 3 en 6 jaar zijn in het gezin.

Dit effect speelt voornamelijk een rol voor de vrouwen tussen 25 en 30 jaar (-8.7 %) en is het grootst voor de categorie vrouwen die vooraan in de dertig is (-12.9 %). Voor deze laatste cohorte wint ook de invloed van oudere kinderen aan belang (-6.5 %).

Eens de vrouwen de leeftijd van 40 jaar hebben bereikt, betekent de kinderlast geen significant obstakel meer voor hun arbeidsparticipatiebeslissing.

Vat men het impact van de gezinsgrootte op de kans van uit huis werken van de vrouw samen dan kunnen we besluiten dat dit globaal genomen het sterkst is voor de categorieën van 30 - 35 jaar (-19.3 %) en 25 à 30 (-16.5 %) en het kleinst voor de oudste leeftijdsklasse.

De scholingsgraad van de vrouw omvat in de schattingsresultaten van Tabel 8 informatie omtrent het potentieel marktloon. Een hogere scholingsgraad betekent voor de 5 cohorten een grotere tewerkstellingskans.

Indien een vrouw slechts lager onderwijs heeft genoten daalt haar kans op arbeidsparticipatie met gemiddeld 5 %. Dit negatief effect speelt het sterkst voor de jongste en oudste klasse (respektievelijk -19 % en -33.2 %). In vergelijking met de overige categorieën blijken de minder geschoolden (tot hoger middelbaar onderwijs) van de groep die in 1970 30 à 35 jaar is, de grootste kans op tewerkstelling te hebben.

Een verklaring kan o.i. worden gevonden in de voorafgaande periode van sterke economische groei tijdens de zestiger jaren waarin ook de lager geschoolde vrouwen vlot werk vonden. Dit zou tevens verklaren waarom - ceteris paribus - het voornamelijk de potentiële toetreders jonger dan 25 zijn die moeilijkheden hebben om bij lagere opleiding en een gegeven loonstructuur werk te vinden. Enerzijds zijn een aantal van de niet-gekwalificeerde jobs benomen door de 2 cohorten die vóór hen komen. Anderzijds is het gemiddelde onderwijsniveau van de vrouwen tijdens deze periode sterk toegenomen zodat het toegenomen aanbod van hoger geschoolden de rekruterings-eisen verstrengt. Voor de hoger-niet-universitair geschoolden zijn de arbeidskansen het grootst voor de groep tussen 25 en 30 jaar (+ 37 %). Dit strookt met voorgaande redenering van een toegenomen arbeidsaanbod (en -vraag) van hoger gekwalificeerden.

Tevens mag men stellen dat de vrouw door een universitaire opleiding haar kansen op arbeidsparticipatie maximaal groot maakt (+ 32.6 % voor de totale steekproef) maar dat het effect ervan over de opeenvolgende cohorten afneemt.

Samengevat kunnen we uit de schattingsresultaten m.b.t. de scholingsgraad besluiten dat er zich voor de jongste leeftijdscategorie een stagnatie voordoet in het effect van meer onderwijs op de mogelijkheden tot tewerkstelling.

Ten slotte hielden we rekening met een tweetal preferentievariabelen (PROFF en RELIMF). Hun invloed is significant maar klein. Vermits zowel de socio-professionele status van de vader als de graad van religiositeit van het gezin een afremmende invloed hebben op de beslissing van de vrouw uit huis te werken (tot de jongste cohorten) wijst dit op een zeker conservatisme t.a.v. de rol van de vrouw in de arbeidsmarkt.

Voor beleidsdoeleinden kan men aan de hand van bovengaan- de empirische bevindingen volgende suggesties formuleren:

- Voor de leeftijdscategorie boven de veertig jaar is het inkomenseffekt het grootst, terwijl de gezinslast van weinig belang is in de arbeidsparticipatiebeslissing van de vrouw. Wat de scholing betreft hebben de hoogst-geschoolden de meeste en de laagst geschoolden de minste kansen van alle cohorten op werk. M.a.w. degenen die nog in de arbeidsmarkt werken genieten volop van het rendement van opleiding en beroepservaring; de anderen vormen indien ze wensen uit huis te werken de groep van de langdurig werklozen. Gegeven echter hun sensitiviteit aan een inkomensverbetering om uit te treden uit de arbeidsmarkt zijn er mogelijkheden voor een arbeidsreductiepolitiek.
- De groep van de 35 à 40 jarigen heeft algemeen gesproken de beste kansen in de arbeidsmarkt gelet op het feit dat de (positieve) invloed van opleiding relatief groot is en die van de gezinslast betrekkelijk klein. Vermits het inkomenseffekt voor deze categorie gering is, is er ook weinig ruimte voor effectieve overheidstussenkomst.
- Uit de schattingsresultaten voor de 30 à 35 jarigen bleek dat deze groep zich tijdelijk specializeert in huishoudelijk werk. Zij hebben immers de zwaarste gezinslast en indien ze participeren kan men spreken van een additioneel-werknemers-effekt. Hieronder wordt verstaan dat de vrouw toetreedt tot de arbeidsmarkt om het gezinsinkomen te ondersteunen, uit noodzaak. Dit blijkt trouwens uit de zeer elastische reactie naar uittreden toe ingeval het gezinsinkomen toeneemt. Een aangepast gezinsbeleid kan derhalve in deze leeftijdscategorie aanzienlijke resultaten bereiken ter afremming van het vrouwelijk arbeidsaanbod.
- Voor de jongste twee cohorten (tot dertig jaar) is het inkomenseffekt gering hoewel de invloed van de gezinsgrootte aan belang wint.

De voornaamste beleidsconclusie is echter dat het positieve impact van hogere opleiding op de tewerkstellingskansen zienderogen afneemt. De laaggeschoolde jonge vrouwen hebben bij de grootste problemen om toe te treden tot de arbeidsmarkt. Maatregelen die de opleiding van deze vrouwen in overeenstemming brengen met de noden van de bedrijfswereld vormen derhalve een belangrijk aspect van een doelmatige tewerkstellingspolitiek.

Vermits we de empirische bevindingen bekwamen aan de hand van doorsnede-gegevens kunnen deze aanbevelingen echter niet onmiddellijk geïmplementeerd worden. Het effect van nieuwe verschuivingen inzake inkomensverwachtingen, de cumulatieve fertiliteit van het gezin, de scholingsgraad die zich tijdens het voorbije decennium hebben voorgedaan, dient in acht genomen te worden.

4.1.2. schattingen met een geïmputeerd marktloon

In Tabel 9 worden de participatiekansen naar leeftijd voorgesteld, berekend volgens de tweede schattingsmethode (cfr. hfdst.3) waardoor de invloed van de gezinsgrootte, de scholingsgraad en de leeftijd van de vrouw in de loonvariabele werden samengevoegd. Hierdoor werd in de eerste plaats een loonvergelijking geschat op basis van de data van de 244 vrouwen die op het ogenblik van de afname van de enquête een arbeidsinkomen ontvingen. De coëfficiënten van deze equatie zien er a.v. uit ⁽¹⁾:

$$\begin{aligned}
 \ln \text{ WAGEF} = & \text{-.063 AGEF} + \text{.001 AGEFSQ} - \text{.201 \# KIN<3}^* - \text{.254 \# KIN<6}^* \\
 & \text{(.068)} \quad \text{(.010)} \quad \text{(.103)} \quad \text{(.081)} \\
 & \{-0.024\} \quad \{.990\} \quad \{-1.947\} \quad \{-3.117\} \\
 & \text{-.088 \# KIN>6} - \text{.542 SCH6}^* + \text{.366 SCH12}^* + \text{.528 SCH14}^* \\
 & \text{(.188)} \quad \text{(.140)} \quad \text{(.145)} \quad \text{(.176)} \\
 & \{0.468\} \quad \{-3.862\} \quad \{2.526\} \quad \{2.991\} \\
 & \text{+ 1.012 SCH16}^* + \text{12.424} \quad \text{R}^2 = \text{.2807} \quad \bar{\text{R}}^2 = \text{.2498} \\
 & \text{(.258)} \quad \text{(1.105)} \quad \text{d.f.} = \text{233} \quad \sigma_u = \text{.792} \\
 & \{3.779\} \quad \{11.244\}
 \end{aligned}$$

(1) De termen tussen ronde haakjes zijn standaardfouten; tussen de vierkante haken staan de t-waarden.

In deze loonvergelijking hebben het aantal kinderen beneden de 3 jaar en tussen 3 à 6 jaar een zeer significant negatieve invloed op de groeivoet van het arbeidsinkomen van de vrouw. Bovendien heeft elk opleidingsniveau een significant effect op de procentuele toename in het arbeidsinkomen, dat maximaal is als de vrouw + 31 jaar is.

Uit Tabel 9 blijkt dat het looneffect voor alle categoriën positief is, wat overeenkomt met de a-priori-verwachtingen. Het geïmputeerde loon heeft de grootste invloed op de arbeidsbereidheid bij de vrouwen tussen 25 en 30 jaar (+ 16.6 %) en bij degenen tussen de 35 en 40 jaar (+ 13.8 %). De jongste en de oudste cohorten zijn het minst gevoelig aan loonstoenamen om toe te treden tot de arbeidsmarkt (resp. +4.8 % en 6.8 %). Dit toont aan dat voor deze groepen het negatief effect van de gezinslast op de lonen en onrechtstreeks op de arbeidsparticipatie gedomineerd wordt door de positieve invloed van de scholingsgraad.

Vergelijkt men het inkomenseffect met het substitutie-effect op jaarbasis dan stellen we opnieuw een U-vormig verloop vast van het arbeidsparticipatiegedrag over de levenscyclus.

Tot de leeftijd van dertig jaar domineert het looneffect van de vrouw dat van de man.

In de categorie van de dertigers treedt er specialisatie tussen man en vrouw op. Een procentuele verhoging van de jaarlijkse arbeidsvergoeding van de man betekent een daling met 16.4 % in de arbeidsparticipatiekansen van zijn vrouw.

Deze specialisatie loopt ten einde bij de categorie van de 35 à veertigers, met een lichte afbuiging boven de veertig.

Houden we tevens rekening met het vermogenseffect dan blijft dit patroon behouden (behalve voor de jongste categorie).

Tabel 9. De kans op arbeidsparticipatie naar leeftijd op basis van geïmputeerde lonen

VARIABELE	TOTAAL	<25	>25-<30	>30-<35	>35-<40	≥40
ln WAGEF per maand	+ .0170 [#]	+ .0048 [#]	+ .0166 [#]	+ .0102 [#]	+ .0138 [#]	+ .0068 [#]
ln WAGEF op jaarbasis	+ .2044 [#]	+ .0575	+ .1994 [#]	+ .1223 [#]	+ .1652 [#]	+ .0814 [#]
ln WAGEM per maand	- .0154 [#]	- .0046	- .0076	- .0137 [#]	- .0015	- .0078
ln WAGEM op jaarbasis	- .1845 [#]	- .0550	- .0907	- .1640 [#]	- .0181	- .0934
ln V	- .0185 [#]	- .0304 [#]	- .0080	- .0295 [#]	- .0144	- .0095
PROFF	- .0182 [#]	+ .0291	- .0205	- .0213	- .0233	- .0102
RELIMF	- .0112 [#]	+ .0290	- .0220 [#]	- .0028	- .0747 [#]	- .0446
- 2 log L	602.80	84.88	165.58	163.11	128.36	52.70
P(D=1)	.4674	.5352	.4891	.50	.3805	.4211
# waarnemingen	520	71	137	144	113	57

4.2. Determinanten van arbeidsduur- en -voorkeur

4.2.1. halftijdse en voltijdse betrekkingen

Van de 244 vrouwen die tewerkgesteld zijn, vermelden er 227 of ze voltijds (184) dan wel halftijds (43) tewerkgesteld zijn. De kans op voltijdse tewerkstelling bedraagt derhalve 75.4 % en wordt beïnvloed door de gezinseconomische karakteristieken zoals afgebeeld in Tabel 10.

Tabel 10. De kans op een voltijdse betrekking

ln WAGEF	+ .0158 [*]
ln WAGEM	- .0094
ln V	+ .0054
AGEF	- .0855
AGEFSQ	+ .0012 [*]
# KIN<3	- .0573 ^{**}
# KIN<6	- .0325 ^{**}
# KIN>6	- .0258 ^{**}
SCH6	- .0384
SCH12	+ .0878 [*]
SCH14	+ .0212 [*]
SCH16	+ .1585 [*]
PROFF	- .0092
RELIMF	- .0112

De kans op arbeidsparticipatie in een deeltijdse job neemt toe tot de leeftijd van 35 jaar. Dit resultaat strookt met de empirische bevindingen dat vrouwen in de cohorte van 30 à 35 jaar zich wensen te specialiseren in huishoudelijk werk. De participanten uit deze cohorte beantwoorden in hoge mate aan een additioneel werknemereffekt: 1) hun arbeidsbereidheid is gevoelig aan een inkomenstoename; (cfr. 4.1.1); 2) indien ze toch toetreden tot de arbeidsmarkt om het gezinsinkomen te ondersteunen, verkiezen ze een deeltijdse betrekking.

Een toename van het maandloon van de vrouw met 10 % verhoogt de kans met 15.8 % dat ze voltijds tewerkgesteld is. Een verhoging van de arbeidvergoeding van de man met 10 % betekent daarentegen een even grote procentuele stijging in de kans op halftijds werk. Het overige gezinsinkomen heeft een geringe invloed op de keuze van arbeidstijd.

De invloed van de gezinslast op de deeltijdse tewerkstelling is grootst ingeval er kinderen beneden de 3 jaar in de huishouding zijn (+ 6 %), en neemt af tot +2.6 % met kinderen ouder dan 6 jaar.

Voor laaggeschoolde vrouwen verhoogt de waarschijnlijkheid - ceteris paribus - met 4 % dat ze part-time werk zoeken. Naarmate ze hogere opleiding gevolgd hebben, daalt de kans op een halftijdse betrekking. Het grootste effect geldt voor de hoogst geschoolden. Opmerkelijk is dat deze daling slechts gering is voor de hoger-niet-universitair getrainde vrouwen. Dit kan in verband gebracht worden met de toegankelijkheid van deeltijdse arbeid (b.v. onderwijs en sekretariaatswerk). De preferentievariabelen die de sociale achtergrond tot uiting brengen hebben een verwaarloosbare invloed op deze keuze.

Beleidsrelevant zijn derhalve de bevindingen dat deeltijdse tewerkstelling voornamelijk ten goede komt aan jonge moeders en laaggeschoolden.

Vermits de half-time-participanten gevoelig reageren op een inkomenstoename betreft het veelal additionele werknemers die door een aangepast gezinsbeleid uit de arbeidsmarkt zullen treden.

Deze suggesties dienen wel met de nodige voorzichtigheid gehanteerd te worden vermits 1) een daling in de fertiliteit, in het gemiddeld veelal gezinsinkomen en 2) een toename in de scholingsgraad het aanbod van part-timers zal verkleinen.

4.2.2. economische renten volgens beroepsstatus

In hoofdstuk 2.4 werd in een grafische analyse aangetoond hoe we aan de hand van het arbeidsinkomen van de vrouw haar voorkeur konden reveleren t.a.v. uit huis werken. Een theoretische voorspelling die hieruit volgde was dat de sensitiviteit aan de inkomens- en loonswijzigingen van werknemers die aan hun reservatieloon tewerkgesteld zijn, groter is dan die van de anderen.

In de steekproef antwoordden de vrouwelijke arbeidsparticipanten op de vraag of ze zouden blijven uit huis werken indien het arbeidsinkomen van hun man verhoogd wordt met hun eigen maandloon. Indien de vrouw te kennen gaf dat ze wenste te blijven participeren in de arbeidsmarkt niettegenstaande dat haar man voor het daarmee gepaardgaande inkomensverlies gecompenseerd zou worden, namen we aan dat er economische renten verbonden waren aan haar werk. Zoniet was ze tewerkgesteld aan haar reservatieloon.

Uit de gegevens bleek dat 54.7 % van de vrouwelijke bedienden wensten te blijven meewerken en slechts 41.4 % van de arbeidsters. Dit onderscheid in jobappreciatie volgt ook duidelijk uit de beoogredenen van hun arbeidsbereidheid.

13.8 % van de arbeidsters vinden hun werk boeiend en evenveel vervelen zich thuis; bij de bedienden zijn deze cijfers 24.3 % en 19.6 %. 6.9 % van de arbeidsters gaan uit werken om sociale contacten te houden tegenover 11.5 % van de bedienden.

Deze antwoorden geven een indicatie van de verschillen in voorkeur voor uit huis werken en in de motivering van de arbeidsparticipatie. Ze zijn echter van generlei waarde voor voorspellingen aangaande de sensitiviteit van het arbeidsparticipatiegedrag bij wijzigingen in b.v. lonen en inkomen, een subsidiepolitiek, de gezinsstructuur enz. (Zie TAB 11 w)

In Tábel 11 werd daarom voor arbeidsters en bedienden de kans berekend dat ze blijven meewerken bij een inkomenscompensatie gelijk aan hun maandloon.

Uit deze cijfers volgt duidelijk dat arbeidsters een sterke voorkeur hebben tot het verlaten van de arbeidsmarkt mits een inkomenscompensatie, ingeval hun eigen arbeidsvergoeding voldoende toeneemt. Indien hun maandinkomen met 10 % stijgt, verhoogt de kans met 11.4 % dat ze niet meer participeren. Deze bevinding impliceert tevens dat arbeidsters die tegen de laagste lonen werken, additionele werknemers zijn. Van het ogenblik dat de financiële situatie in het gezin het toelaat, specialiseren ze zich in huishoudelijk werk.

Tabel 11. De kans op uittreden uit de arbeidsmarkt ingeval van inkomenscompensatie

AFVARIABLE	ARBEIDSTERS	BEDIENDEN
ln WAGEF	+ .0114 [*]	- .0010
ln WAGEM	+ .0012	- .0100
ln V	+ .0232 [*]	+ .0121 [*]
AGEF	- .0545	- .0520 [*]
AGEFSQ	+ .0007	+ .0009 [*]
# KIN<3	+ .1400 [*]	+ .0515
# KIN<6	+ .3173 [*]	- .0389
# KIN>6	+ .0097	- .0119
SCH6	+ .0251	- .0166
SCH>12	- .3079 [*]	- .3771 [*]
PROFF	- .0200	- .0431 [*]
RELIMF	+ .0391	+ .0116
- 2 log L	54.55	115.59

Tot de omgekeerde conclusie komt men voor de bedienden: bij een procentuele stijging van het maandloon van de vrouw verhoogt de kans dat ze blijft participeren in de arbeidsmarkt. Bovendien gedraagt ze zich complementair tegenover haar man. Een procentuele toename van zijn arbeidsvergoeding betekent een grotere kans op arbeidsbereidheid vanwege de vrouw. Men kan hieruit afleiden dat vrije tijd door haar als een inferieur goed beschouwd wordt. D.w.z. bij een inkomenstoename wenst ze er minder van te consumeren.

De specialisatie van de arbeidsters komt tot uiting in de overige variabelen:

Neemt het aantal kinderen beneden de 3 jaar toe in het arbeidersgezin; dan daalt de kans met 14 % dat de vrouw blijft meewerken, gegeven een inkomenscompensatie. Dit cijfer bedraagt 31.7 % voor kinderen tussen 3 en 6 jaar en één percent voor kinderen ouder dan 6. Het effect van kinderen op de vrouwelijke bedienden is veel geringer. Ingeval de kinderen geen drie jaar zijn daalt de kans maar in mindere mate dan bij de arbeidsters. Voor de overige categorieën neemt de kans zelf toe.

Laaggeschoolde arbeidsters ondervinden geen economische renten; ze willen uit de arbeidsmarkt van zodra ze hiervoor financieel vergoed worden. Hogergeschoolden daarentegen hebben een grotere kans op een continu arbeidsparticipatiegedrag.

5. Besluit

In deze nota werden doorsnede-resultaten geproduceerd over de invloed van gezinseconomische factoren als het niveau van de lonen en inkomens de gezinsgrootte en de scholingsgraad van de vrouw op haar arbeidsparticipatiebeslissing. Hierbij hielden we rekening met de evolutie van deze determinanten over de actieve levenscyclus van de vrouw. Daarentegen berekenden we voor de vrouwelijke participanten uit de steekproef enerzijds de kans dat ze voltijds of halftijds tewerkgesteld waren en anderzijds de kans dat ze arbeidden uit noodzaak.

De bevindingen dat arbeidsters in tegenstelling tot bedienden voornamelijk uit huis werken uit noodzaak en derhalve sensitief zijn aan loons- en inkomenswijzigingen om uit te treden uit de arbeidsmarkt, betekenen o.i. belangrijke informatie voor beleidsdoeleinden.

Indien de overheid een discretionaire politiek wenst te voeren ten aanzien van het vrouwelijk arbeidsaanbod, dan kunnen volgende empirische resultaten als richtinggevend beschouwd worden.

- De leeftijdscategorie boven de 40 jaar vormt een probleemgroep in de mate dat de vrouwen laag geschoold zijn. Vermits ze echter gevoelig zijn aan een inkomensverbetering om de arbeidsmarkt te verlaten, zijn er mogelijkheden voor een arbeidsreduktiepolitiek.
- De daaropvolgende cohorte heeft algemeen gesproken de beste kansen in de arbeidsmarkt, gelet op het feit dat de (positieve) invloed van hun opleiding relatief groot is en die van de gezinslast (negatief) betrekkelijk klein.
- De 30 à 35 jarigen vormen bij uitstek een doelgroep voor een gezinsbeleid indien we hun nood aan tijdelijke specialisatie in de huishouding in acht nemen. Vermits ze te samen met de jongere cohorten wegens hun gezinslast speciaal aangetrokken worden tot deeltijdse arbeid eis er ruimte voor een aangepaste tewerkstellingspolitiek.
- In de jongste twee cohorten hebben voornamelijk de laaggeschoolden de grootste moeilijkheden tot tewerkstelling, hoewel gezien de geringe inkomenselasticiteit, de arbeidsbereidheid groot mag genoemd worden. Maatregelen die de opleiding van deze vrouwen in overeenstemming brengen met de noden van de bedrijfswereld vormen derhalve een belangrijk aspect van een doelmatig arbeidsbeleid.

6. Bibliografie

- ABOWD J.M., ASHENFELTER O., "Unemployment and Compensating Wage Differentials", Working Paper, Industrial Relations Section, Princeton University, 1980.
- ADDISON J.T., SIEBERT W.S., The Market for Labor: An Analytical Treatment, Goodyear Publ.Cy., California, 1979, pp.110-163.
- ASHENFELTER O., "Unemployment as Disequilibrium in a Model of Aggregate Labor Supply", Econometrica, 1980, 48(3), pp.547-564
- ASHENFELTER O., HAM J., "Education, Unemployment and Earnings", Journal of Political Economy, 1979, 87(1), pp.99-116.
- ASHENFELTER O., HECKMAN J.J., "Estimating Labor Supply Functions" in G.G. CAIN and H.W. WATTS (eds.), Income Maintenance and Labor Supply, Chicago, Markham, 1973.
- ASHENFELTER O., HECKMAN J.J., "The Estimation of Income and Substitution Effects in a Model of Family Labor Supply", Econometrica, 1974, 42(1), pp.73-85.
- BECKER G.S., Economic Theory, A. Knopf, New York, 1971.
- BEN-PORATH J., "Labor Force Participation Rates and the Supply of Labor", Journal of Political Economy, 1973, 81(3), pp.697-704.
- BLOCH F., "The Allocation of Time to Market and Nonmarket Work within A Family Unit", Technical Report nr.114, Institute for Mathematical Studies in the Social Sciences, Stanford University, 1973.
- BORJAS G., HECKMAN J.J., "Labor Supply Estimates for Public Policy Evaluation", Proceedings of the Thirty-First Annual Meeting of the Industrial Relations Research Association, 1979, pp.320-331.
- BOSKIN M.J., "The Economics of Labor Supply", in G.G. Cain and H.W. Watts (eds.), Income Maintenance and Labor Supply, Chicago, Markham, 1973.
- CAIN G.G., WATTS H.W., "Towards a Summary and Synthesis of the Evidence", in Cain en Watts (eds.), Income Maintenance and Labor Supply, Chicago, Markham, 1973a, pp.
- CAIN G.G., WATTS H.W. (eds.), Income Maintenance and Labor Supply, Chicago, Markham, 1973b.

- COGAN J., "Married Women's Labor Supply: A Comparison of Alternative Estimation Procedures", in J.P. Smith (ed.), Female Labor Supply. Theory and Estimation, Princeton Un.Press, New Jersey, 1980, pp.90-118.
- COHEN M.S., REA S.A. LERMAN R.J., A Micro Model of Labor Supply, BLS Staff Paper nr.4, Bureau of Labor Statistics, U.S. Department of Labor, Washington, D.C., U.S. Government Printing Office, 1970.
- DAVANZO J., DE TRAY D., GREENBERG D., "Estimating Labor Supply Response: A Sensitivity Analysis", Report R-1372-OEO, The Rand Corporation, Santa Monica, California, Dec., 1973.
- DE WACHTER M., "Arbeidsparticipatie- en arbeidsaanbodsheslissingen: een literatuuroverzicht", Economisch en Sociaal Tijdschrift, 34ste jg., nr.4, aug., 1980, pp.473-494.
- FINEGAN T.A., "Hours of Work in the United States. A Cross-Sectional Analysis", Journal of Political Economy, 1962(70(5)), pp.452-470.
- FLEISHER G., PARSONS D., PORTER R., "Asset Adjustment and Labor Supply of Older Workers", in G.G. Cain and H.W. Watts (eds.), Income Maintenance and Labor Supply, Chicago, Markham, 1973.
- GARFINKEL I., "On Estimating the Labor Supply Effects of a Negative Income Tax", in G.G. Cain and H.W. Watts (eds.), Income Maintenance and Labor Supply, Chicago, Markham, 1973.
- GREENBERG D.H., "Income Guarantees and the Working Poor in New York City: The Effect of Income Maintenance Programs on the Hours of Work of Male Family Heads", Report R-658-NYC, The Rand Corporation, 1971.
- GREENBERG D.H., "Problems of Model Specification and Measurement: The Labor Supply Function", Report R-1085-FDA, The Rand Corporation, Santa Monica, California, Dec., 1972.
- GREENBERG D.H., KOSTERS M., "Income Guarantees and the Working Poor", in G.G. Cain and H.W. Watts (eds.), Income Maintenance and Labor Supply, Chicago, Markham, 1973.
- HALL R.E., "Wages, Income and Hours of Work in the U.S. Labor Force", in G.G. Cain and H.W. Watts (eds.), Income Maintenance and Labor Supply, Chicago, Markham, 1973.

- HECKMAN J.J., "Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply", Econometrica, 42(4), 1974, pp.679-694.
- HECKMAN J.J., "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for such Models", The Annals of Economic and Social Measurement, Dec.1976.
- HECKMAN J.J., KILLINGSWORTH M.R., MACURDY T., "Empirical Evidence on Static Labour Supply Models: A Survey of Recent Developments", in Z. Hornstein, J. Grice and A. Webb (eds.), The Economics of the Labour Market, London, HMS. Office, 1981, pp.73-124.
- HECKMAN J.J., MACURDY T., "A Life Cycle Model of Female Labor Supply", Review of Economic Studies, 1980a, 47.
- HECKMAN J.J., MACURDY T., "Recent Developments in Labor Supply, A Survey with Special Reference to Statistical and Dynamic Issues", in R.G. Ehrenberg(ed.), Research in Labor Economics, vol.4, Greenwich, Connecticut, JAI Press, 1980b.
- HILL C.R., "The Determinants of Labor Supply for the Urban Working Poor", in G.G. Cain and H.W. Watts (eds.), Income Maintenance and Labor Supply, Chicago, Markham, 1973.
- KALACHEK E. RAINES F., "Labor Supply of Lower-Income Workers", in President's Commission on Income Maintenance Programs, Technical Studies, Washington, D.C., U.S. Government Printing Office, 1973.
- KILLINGSWORTH M.R., "A Survey of Labor Supply Models: Theoretical Propositions and Empirical Problems", in R.G. Ehrenberg(ed.), Research in Labour Economics, vol.4, Greenwich, Connecticut, JAI press, 1980.
- KILLINGSWORTH M.R., Neoclassical Labor Supply Models, Cambridge, Cambridge University Press, 1981.
- KNIESNER T.J., "An Indirect Test of Complementarity in a Family Labor Supply Model", Econometrica, 1974.
- KOSTERS M., "Income and Substitution Effects in a Family Labor Supply Model", Report nr.P-339, The Rand Corporation, 1966.
- KOSTERS M., "Effects of an Income Tax on Labor Supply", in A.C. Harberger and M.J. Bailey (eds.), The Taxation of Income From Capital, Washington, D.C., The Brookings Institution, 1969.

- LEUTHOLD J.H., "An Empirical Study of Formula Income Transfers and the Work Decision of the Poor", Journal of Human Resources, 1968, 3(9), pp.312-323.
- LEWIS H.G., "An Income and Substitution Effects on Labor Force Participation", mimeo, University of Chicago, 1967.
- LIPPMAN S.A., McCALL J.J., "The Economics of Job Search: A Survey, Part I", Economic Inquiry, 14, June 1976a, pp.155-189
- LIPPMAN S.A., McCALL J.J., "The Economics of Job Search: A Survey Part II", Economic Inquiry, 14, Sept.1976b, pp.347-360.
- MADDALA G.S., Econometrics, McGraw-Hill, International Student Ed., 1977, pp.162-171.
- MOFFIT R.A., KEHRER K.G., "The Effect of Tax and Transfer Programs on Labor Supply: The Evidence from the Income Maintenance Experiments", in R.G. Ehrenberg, ed., Research in Labor Economics, vol.4, Greenwich, Connecticut, JAI Press, 1980.
- OWEN J.D., The Price of Leisure, Rotterdam, Rotterdam University Press, 1969.
- OWEN J.D., "The Demand for Leisure", Journal of Political Economy, 1971, 79(1), pp.56-76.
- ROSEN S., "On the Interindustry Wages and Hours Structure", Journal of Political Economy, 1969, 77(a), pp.249-273.
- ROSEN S., WELCH F., "Labor Supply and Income Redistribution", Review of Economics and Statistics, 1971, 53(3), pp.278-282.
- SCHOENBERG E., DOUGLAS P.H., "Studies in the Supply Curve of Labor: The Relation Between Average Earnings in American Cities and the Proposition Seeking Employment", Journal of Political Economy, 1937, 45, Febr., pp.45-62.
- TELLA A., TELLA D., GREEN C., "The Hours of Work and Family Income Response to Negative Income Tax Plans", Kalamazoo, Michigan, Upjohn Institute for Employment Research, 1971.
- WALES T.J., "Estimation of a Labor Supply Curve for Self-Employed Business Proprietors", International Economic Review, 1973, 14(1), pp.69-80.

7. Appendix

A.1. Propositions van het arbeidsaanbodmodel⁽¹⁾

Als uitgangspunt nemen we de vraagvergelijkingen naar consumptiegoederen (2.7) nl. $c_i = c_i(w_1, \dots, w_n, p_1, \dots, p_n, V)$ $i=1, \dots, n$ (a.1) en naar vrije tijd (2.8), $l_i = l_i(w_1, \dots, w_m, p_1, \dots, p_n, V)$ $i=1, \dots, m$ (a.2) De totaaldifferentiatie van (a.1) en (a.2) levert de volgende set uitdrukkingen voor wijzigingen in c en l in respons op marginale veranderingen in V , p en w :

$$dl_r = \sum_{i=1}^m (S_{l_r w_i} + a_i \cdot I_{l_r}) dw_i + \sum_{i=1}^n (S_{l_r p_i} - c_i \cdot I_{l_r}) dp_i + I_{l_r} \cdot dV \quad (a.3)$$

$$dc_n = \sum_{i=1}^m (S_{c_n w_i} + a_i \cdot I_{c_n}) dw_i + \sum_{i=1}^n (S_{c_n p_i} - c_i \cdot I_{c_n}) dp_i - I_{c_n} \cdot dV \quad (a.4)$$

Dit is de decompositie van een totale verandering in c of l in inkomens- en substitutie-effekten. Indien "inkomens-gecompenseerd" betekent dat het vermogen wordt aangepast zodat het individu op hetzelfde nutsniveau blijft dan kunnen (a.3) en (a.4) als volgt geïnterpreteerd worden.

$S_{l_r w_r}$: het "eigen-substitutie-effekt" of "inkomens-gecompenseerd effect" van een wijziging in w_r op l_r ;

$S_{l_r w_x}$: het "kruiselings-substitutie-effekt" of "inkomens-gecompenseerd effect" van een verandering in w_x op l_r ;

$S_{c_x p_x}$: het "eigen-substitutie-effekt" of "inkomens-gecompenseerd effect" van een wijziging in p_x op c_x ;

$S_{c_x p_y}$: het "kruiselings-substitutie-effekt" of "inkomens-gecompenseerd effect" van een verandering in p_y op c_x ;

$S_{l_r p_z}$: het "kruiselings-substitutie-effekt" of "inkomens-gecompenseerd effect" van een verandering in p_z op l_r ;

$S_{c_x w_z}$: het "kruiselings-substitutie-effekt" of "inkomens-gecompenseerd effect" van een wijziging in w_z op c_x .

(1) cfr. M.R. Killingsworth ('80).

I_{l_r} : het "inkomens-effekt" van een verandering in V op l_r
 I_{c_n} : het "inkomens-effekt" van een verandering in V op c_n .

De empirische betekenis van het model wordt samengevat door een aantal proposities m.b.t. de termen in (a.3) en (a.4). De belangrijkste worden hier opgesomd.

1. Aggregatie

Een rechtstreeks gevolg van (a.3) is de Engel aggregatie-voorwaarde

$$\sum_i \mu_{l_i} \eta_{l_i} + \sum_i \mu_{c_i} \eta_{c_i} = 1 \quad (\text{a.5})$$

waar $\mu_{l_i} = \frac{w_i l_i}{M}$; $\mu_{c_i} = \frac{p_i c_i}{M}$

$$\eta_{l_i} = \frac{\partial l_i}{\partial M} \cdot \frac{M}{l_i} ; \eta_{c_i} = \frac{\partial c_i}{\partial M} \cdot \frac{M}{c_i}$$

$$M = V + T \sum w_i$$

die stelt dat gewogen vraagelasticiteiten m.b.t. het niet-arbeids-inkomen altijd tot één moeten sommeren. Een tweede rechtstreeks gevolg van (a.3) zijn de Cournot aggregatie-voorwaarden

$$\sum_i \mu_{l_i} \eta_{l_i w_j} + \sum_i \mu_{c_i} \eta_{c_i w_j} = - \mu_{l_j} + \frac{w_j}{M} = \frac{w_j \cdot a_j}{M} \quad (\text{a.6})$$

$$\sum_i \mu_{l_i} \eta_{l_i p_j} + \sum_i \mu_{c_i} \eta_{c_i p_j} = - \mu_{c_j} \quad (\text{a.7})$$

waar $\eta_{l_i w_j} = \frac{\partial l_i}{\partial w_j} \cdot \frac{w_j}{l_i}$; $\eta_{l_i p_j} = \frac{\partial l_i}{\partial p_j} \cdot \frac{p_j}{l_i}$
 $\eta_{c_i w_j} = \frac{\partial c_i}{\partial w_j} \cdot \frac{w_j}{c_i}$; $\eta_{c_i p_j} = \frac{\partial c_i}{\partial p_j} \cdot \frac{p_j}{c_i}$

Deze stellen dat de gewogen vraagelasticiteiten m.b.t. elke prijs p_i steeds moet sommeren tot het negatieve van het aandeel van "volledig/ inkomen" M , besteed aan de consumptie van c_i . Tevens dienen de gewogen vraagelasticiteiten m.b.t. elke w_j steeds te sommeren tot het aandeel van het "volledig inkomen" M gerealiseerd door a_j arbeidsuren.

2. Negativiteit

Alle "eigen-substitutie-effecten" zijn negatief, nl.

$$S_{l_r w_r} < 0 \quad (\text{a.8})$$

$$S_{c_n p_n} < 0 \quad (\text{a.9})$$

3. Symmetrie

Alle "kruiselingse-substitutie-effecten" voor goederen- en vrijetijds-combinaties zijn gelijk,

$$S_{l_r w_x} = S_{l_x w_r}$$

$$S_{c_x w_r} = S_{l_r p_x}$$

$$S_{c_x p_y} = S_{c_y p_x}$$

4. Negatieve semi-definitieve matrix

De matrix van eigen- en kruiselingse-substitutie-effecten is negatief semi-definiet zodat

$$h' S h = 0 \quad (\text{a.10})$$

$$\text{waar } h' = [w_1, \dots, w_m, p_1, \dots, p_n]$$

$$S = \begin{bmatrix} S_{l_1 w_1} & \dots & S_{l_1 w_m} & S_{l_1 p_1} & \dots & S_{l_1 p_n} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots & \\ S_{c_n w_1} & \dots & S_{c_n w_m} & S_{c_n p_1} & \dots & S_{c_n p_n} \end{bmatrix}$$

(De gelijkheid in (a.10) wordt "<" voor elke subset van w 's en p 's indien men de overeenkomstige rijen en kolommen weglaat uit S . B.v. indien $h^{\#}$ naar de vektor refereert gevormd door w_n en p_n weg te laten uit h en $S^{\#}$ verwijst naar de matrix gevormd door de eerste en laatste rij en kolom uit S te verwijderen dan is $h^{\#} S^{\#} h^{\#} < 0$.)

5. Homogeniteit

Inkomens-gecompenseerde vraagfunctie voor c en l zijn homogeen van de graad zero in prijzen en inkomens; ongecompenseerde vraagfuncties naar c en l zijn homogeen van de graad zero in niet-arbeidsinkomen, prijzen en lonen. D.i. indien alle prijzen en lonen met dezelfde proportie veranderen dan hebben de inkomens-gecompenseerde vraagfuncties de eigenschap dat

$$dc_i/dU=0 = \sum_j S_{c_i \cdot w_j} \cdot w_j \left(\frac{dw_j}{w_j}\right) + \sum_j S_{c_i \cdot p_j} \cdot p_j \left(\frac{dp_j}{p_j}\right) = 0 \quad (\text{a.11})$$

$$dl_i/dU=0 = \sum_j S_{l_i \cdot w_j} \cdot w_j \left(\frac{dw_j}{w_j}\right) + \sum_j S_{l_i \cdot p_j} \cdot p_j \left(\frac{dp_j}{p_j}\right) = 0 \quad (\text{a.12})$$

$$\text{waar } \frac{dw_i}{w_i} = \frac{dp_j}{p_j} = k_1 \text{ voor alle } i, j$$

Indien het niet-arbeidsinkomen en alle prijzen en lonen veranderen met dezelfde proportie k dan hebben de niet-gecompenseerde vraagfuncties de eigenschap dat

$$dc_i = dc_i/cU=0 + \sum_j (a_j I_{c_i}) \cdot w_j \left(\frac{dw_j}{w_j}\right) + \sum_j (-c_j I_{c_j}) \cdot p_j \left(\frac{dp_j}{p_j}\right) + I_{c_i} \cdot V \left(\frac{dV}{V}\right) = 0 \quad (\text{a.13})$$

$$dl_i = dl_i/dU=0 + \sum_j (a_j I_{l_i}) \cdot w_j \left(\frac{dw_j}{w_j}\right) + \sum_j (-c_j I_{l_i}) \cdot p_j \left(\frac{dp_j}{p_j}\right) + I_{l_i} \cdot V \left(\frac{dV}{V}\right) = 0 \quad (\text{a.14})$$

$$\text{waar } \frac{dw_i}{w_i} = \frac{dp_j}{p_j} = k \text{ voor alle } i, j$$

6. Hick's theorema van het samengesteld nutsgoed

Indien alle prijzen voor elk van de groepen goederen en/of vrije tijd veranderen maar in vaste verhoudingen blijven, dan kan de groep beschouwd worden als een samengesteld nutsgoed en alle voorgaande proposities blijven geldig - met dien verstande dat het samengesteld goed een prijs en/of loon-gewogen som is van zijn componenten, zodat het samengesteld goed een besteding is aan de groep van goederen en/of vrije tijd dat het omvat (zie Hicks ('46), pp.312-313).

A.2. Logistische regressieresultaten

Tabel A.1. Schattingscoëfficiënten volgens leeftijd - gedetailleerd

VARIABELE	TOTAAL	<25	≥25- <u>30</u>	≥30-<35	≥35-<40	≥40
CONSTANTE	+ .825 (.216) {3.778}	+ .709 (.653) {1.086}	+ .443 (.483) {1.947}	+1.420 (.378) {3.756}	1.024 (.472) {2.172}	1.753 (.897) {1.954}
ln WAGEM	-.0607 (.0136) {4.463}	-.043 (.045) {.948}	-.056 (.034) {1.658}	-.090 (.026) {3.427}	-.063 (.033) {1.939}	-.105 (.058) {1.798}
ln V	-.054 (.023) {2.320}	-.097 (.064) {1.531}	-.024 (.491) {.483}	-.080 (.084) {.960}	-.028 (.042) {.668}	-.160 (.081) {1.987}
# KIN<3	-.253 (.096) {2.640}	-.307 (.244) {1.259}	-.312 (.173) {1.805}	-.007 (.218) {.031}	-.392 (.383) {1.023}	-.206 (327.57) {.006}
# KIN<6	-.328 (.077) {4.280}	-.205 (.258) {.794}	-.349 (.140) {2.489}	-.515 (.175) {2.952}	-.327 (.189) {1.731}	-.450 (.631) {.713}
# KIN>6	-.163 (.061) {2.675}	+ .554 (.448) {1.236}	-.029 (.186) {.159}	-.259 (.127) {2.036}	-.121 (.114) {1.066}	-.172 (.198) {.873}
SCH6	-.209 (.137) {1.531}	-.766 (.382) {2.006}	-.274 (.302) {.908}	+ .391 (.279) {1.400}	-.295 (.338) {.872}	-1.361 (.656) {2.076}
SCH12	+ .491 (.151) {3.243}	+ .381 (.466) {.817}	+ .617 (.327) {1.886}	+ .829 (.319) {2.599}	+ .402 (.344) {1.169}	+ .630 (.616) {1.023}
SCH14	+ .499 (.182) {2.740}	-.659 (.864) {.763}	+1.481 (.401) {3.638}	+ .187 (.416) {.450}	+ .498 (.368) {1.353}	+ .083 (.734) {.113}
SCH16	+1.308 .359 {3.647}	-.982 (884.44) {.001}	+1.026 (.744) {1.379}	+1.212 (983.53) {.001}	+ .813 (.736) {1.120}	+1.310 (3160.02) {.0004}
PROFF	-.073 (.048) {1.513}	+ .101 (.158) {.641}	-.169 (.097) {1.753}	-.113 (.095) {1.193}	-.002 (.126) {.019}	-.143 (.214) {.668}
RELIMF	-.037 .019 {1.874}	+ .109 .063 {1.730}	-.106 .044 {2.427}	-.047 .042 {1.116}	-.111 .050 {2.227}	-.180 .079 {2.271}
AGEF	.119	(.070)	{1.706}			
AGEFSO	-.002	(.001)	{1.857}			

Tabel A.2. Schattingscoëfficiënten volgens leeftijd -
 met geïmputeerde lonen

VARIABELE	TOTAAL	<25	>25-<30	>30-<35	>35-<40	>40
CONSTANTE	+ .894 {1.787} {.500}	+ .775 (8.018) {.097}	-3.318 (4.421) {.751}	+4.633 (3.393) {1.365}	-4.750 (5.621) {.845}	+2.092 (4.455) {.470}
ln WAGEF	+ .068 (.010) {6.817}	+ .0193 (.0361) {.535}	+ .0664 (.0194) {3.420}	+ .0408 (.0133) {3.058}	+ .0585 (.0242) {2.419}	+ .0279 (.0136) {2.054}
ln WAGEM	- .062 (.0148) {4.919}	- .0086 (.0193) {.446}	- .0304 (.0297) {1.025}	- .0548 (.0209) {2.617}	- .0064 (.034) {.187}	- .032 (.0273) {1.173}
ln V	- .0742 (.021) {3.524}	- .122 (.053) {2.313}	- .032 (.041) {.780}	- .118 (.085) {1.378}	- .061 (.056) {1.093}	- .039 (.040) {.983}
PROFF	- .073 (.045) {1.607}	+ .117 (.125) {.935}	- .082 (.082) {1.000}	- .085 (.082) {1.035}	- .099 (.166) {.594}	- .042 (.107) {.340}
RELIMF	- .045 (.185) {2.421}	+ .117 (.096) {1.221}	- .088 (.066) {1.336}	- .011 (.064) {.174}	- .317 (.116) {2.741}	- .183 (.081) {2.274}

Tabel A.3. Schattingscoëfficiënten naar arbeidsduur en -voorkeur

VARIABELE	kans op voltijdse tewerkstelling	kans op uittreden uit arbeidsmarkt	
		ARBEIDSTERS	BEDIENDEN
ln WAGEF	+ .082 (.9347) 2.454	+ .0472 (.0219) 2.159	- .004 (.0195) .207
ln WAGEM	- .0507 (.117) .433	+ .005 (.0153) .324	- .0404 (.034) 1.186
ln V	+ .0351 (.0328) 1.071	+ .096 (.071) 1.348	+ .0420 (.030) 1.628
AGEF	- .557 (.229) 2.433	- .226 (.248) .913	- .210 (.145) 1.447
AGEFSQ	+ .008 (.0035) 2.304	+ .003 (.003) .866	+ .0036 (.0022) 1.596
# KIN<3	- .373 (.230) 1.621	+ .580 (.595) .975	+ .208 (.193) 1.081
# KIN<6	- .212 (.163) 1.305	+ 1.315 (.530) 2.484	- .157 (.174) .902
# KIN>6	- .168 (.108) 1.548	+ .040 (.265) .153	- .048 (.121) .394
SCH6	- .250 (.273) .917	+ .104 (.492) .212	- .067 (.389) .172
SCH12	+ .572 (.317) 1.803	- 1.276 (.767) 1.664	- .502 (.249) 2.041
SCH14	+ .138 (.333) .414		- .792 (.321) 2.468
SCH16	+ .1033 (808.42) .001		- .222 (.457) .486
PROFF	- .060 (.102) .590	- .083 (.208) .399	- .174 (.010) 1.749
RELIMF	- .073 (.069) 1.058	+ .162 (.128) 1.265	+ .047 (.064) .738