

ENDOGENE EXTRAPOLATIE VAN DE
PARTICIPATIEGRADEN VOOR GEHUWDE VROUWEN

J.M.J. op de Beke *)

Samenvatting

Deze studie legt een verband tussen de leeftijdsspecifieke participatiegraad van gehuwde vrouwen en een aantal exogenen te weten: het aantal aanwezige kinderen, het werkloosheidspercentage van man en vrouw, het netto uurloon en het opleidingsniveau van de vrouw en de beschikbaarheid van deeltijdwerk. Met het gevonden verband wordt vervolgens via geëxtrapoleerde exogenen de participatiegraad voor de periode '86 - '95 geraamd. Gecombineerd met de bevolkingsprognose kan dan de beroepsbevolking worden voorspeld. De schatting is uitgevoerd als een combinatie van dwarsdoor-snedes - en tijdreeksanalyse. Gekozen is voor een logistische transformatie met voor elke cohort een aparte constante term. Deze methode is betrouwbaarder dan een pure exogene extrapolatie omdat de exogenen met redelijke nauwkeurigheid kunnen worden voorspeld. Bovendien geeft deze aanpak (middels simulatie) een schatting van de omvang van zaken als aan- en ontmoedigingseffecten op de participatie.

De auteur dankt de heer P. Arts voor zijn bijdrage aan de berekeningen en drs R. van Opstal, drs A. Nieuwenhuis, prof A. Kapteyn en een referee voor hun commentaar op een eerdere versie van dit artikel.

*) Centraal Planbureau, afd. Arbeid, Van Stolkweg 14, 2585 JR 's-Gravenhage, tel. 070-51 41 51.

1. Inleiding

Het op dit moment bij het CPB in gebruik zijnde model¹ ter vooruitberekening van het trendmatig arbeidsaanbod extrapoleert in de Arbeidskrachten Tellingen (AKT) waargenomen participatiegraden naar de toekomst. De plafondwaarden zijn afgeleid uit de reeds bereikte waarden in een aantal ons omringende landen waarop Nederland een achterstand heeft. Deze trendextrapolatie is gebaseerd op de longitudinale ontwikkeling van leeftijdscohorten van telkens vijf jaar. Hoe ingenieus de extrapolatie ook moge zijn uitgevoerd, het is en blijft een mechanische berekening en dat is in het gebruik onbevredigend². De forse stijgingen in de participatiegraad van met name gehuwde vrouwen in de afgelopen 15 jaar worden slechts geëxtrapoléerd en niet verklaard.

Deze studie probeert om voor de groep van gehuwde vrouwen een verband te leggen tussen de participatiegraad en een zestal economische en demografische variabelen. De variabelen zijn: het werkloosheidspercentage van man en vrouw; het netto uurloon van de man; het aantal aanwezige kinderen onder de 7 jaar; het opleidingsniveau van de gehuwde vrouw en het aantal beschikbare deeltijdbanen.

Het beroepsbevolkingsmodel werkt met participatiegraden die leeftijds-specifiek zijn. Het model rekent met 10 leeftijdscohorten van 5 jaar zodat ook de exogenen per leeftijdscohort beschikbaar dienen te zijn. Voldoen aan deze eis is niet altijd gemakkelijk gebleken.

De studie heeft het karakter van een gecombineerde tijdreeks-dwarsdoorsnede-analyse. De schattingsperiode loopt van 1975 tot 1985, het laatst bekende AKT-jaar. De extrapolatieperiode is 1986 tot en met 1995. In verband met de Middellange Termijn Verkenning gaat de belangstelling vooral uit naar 1990.

Het model bestaat uit één vergelijking. De endogene participatiekans ligt opgesloten in het interval (0, 1). Om deze reden is gekozen voor een logit-transformatie. De geschatte coëfficiënten zijn gebruikt om op basis van geëxtrapoléerde exogenen nieuwe participatiegraden te berekenen voor 1984 tot en met 1995. Vergeleken met de oude extrapolatie biedt de endogene extrapola-

¹Zie voor een beschrijving Monografie 24: "Trendmatige vooruitberekening van het arbeidsaanbod van 1985 tot 2010", CPB (1983).

²Vergelijk: "De onstuitbare opkomst van de werkende gehuwde vrouwen", J. Hartog en J.J.M. Theeuwes, Economische Statistische Berichten (14-12-1983), p. 1157.

tie twee voordelen. In de eerste plaats mag worden verwacht dat de nieuwe methode betrouwbaarder is dan de oude, aangezien met name de opleidingsvariabele en de kindertal-variabele met een redelijke nauwkeurigheid kunnen worden geraamd. De nieuwe methode gaat uit van een verband tussen exogenen en participatiegraad. Dit verband kan worden bekritiseerd en de verwachte ontwikkeling in de exogenen kan worden betwijfeld. De oude extrapolatie is daarbij vergeleken een "black-box".

Dit artikel is als volgt opgebouwd. De tweede paragraaf presenteert de micro-economische theorie die in de literatuur gebruikt wordt om de participatiebeslissing te modelleren. De derde paragraaf bespreekt de voor de gekozen variabelen gebruikte empirische gegevens. De vierde paragraaf behandelt de modelspecificatie en enkele schattingsproblemen. De vijfde paragraaf bevat een overzicht van de schattingsresultaten. De zesde paragraaf is gewijd aan de veronderstellingen die ten grondslag liggen aan de extrapolatie van de exogenen. De zevende paragraaf presenteert de gevonden toekomstige participatiegraden en vergelijkt deze met de op de exogene wijze geëxtrapolerde participatiegraden³.

2. Het model

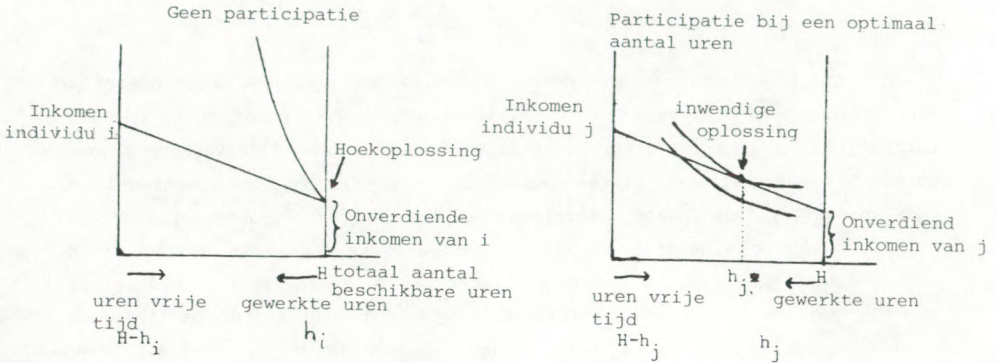
Deze paragraaf laat zien hoe vanuit de neoklassieke micro-economie⁴ een macro-economisch verband kan worden afgeleid tussen de participatiegraad en een aantal exogene economische en demografische factoren.

Een bekend resultaat uit de micro-economie stelt dat, indien er een positieve hoeveelheid van een bepaald goed op een markt wordt gekocht, de betaalde prijs gelijk dient te zijn aan de marginale waardering. Het goed wordt niet gekocht als de marginale waardering lager is dan de te betalen prijs. Voor het arbeidsaanbod of de vraag naar vrije tijd geldt een vergelijkbare evenwichtsconditie. Uitgaande van nutsmaximalisatie onder nevenvoorwaarden gegeven prijzen zijn er twee evenwichtoplossingen denkbaar. De vrouw werkt of biedt zich aan indien het aangeboden marktloon gelijk is aan de verhouding tussen het marginale nut van vrije tijd en inkomen bij het gekozen aantal uren. Non-participatie treedt op als het aangeboden marktloon lager ligt dan het marginale nut bij nul aangeboden uren. Figuur 1 brengt deze twee situaties in beeld.

³Er is ook een appendix beschikbaar met daarin een beschrijving van alle gebruikte variabelen.

⁴Zie ook J. Heckman: "Shadowprices, Market wages and labor", Econometrica vol 42, No 4, July 1974.

Figuur 1.



De vrouw is alleen dan bereid om een extra uur te werken als het marktloon dat met dat uur kan worden verdiend groter of gelijk is aan het marginale nut van dat uur in de huishouding. Dit marginale nut van een uur vrije tijd kan opgevat worden als een soort "schaduw" loon dat verdient wordt met activiteiten buiten de arbeidsmarkt.

Formeel kan de volgende schaduwloonfunctie worden afgeleid:

$$(1) W^* = g(h, W_m, Pr, A, Z)$$

waarbij W^* het schaduwloon voorstelt, h het aantal gewerkte uren, W_m het loon van de man, Pr een vector met prijzen, A het onverdiende inkomen en Z een vector met restricties die voortkomen uit eerder genomen beslissingen zoals het aantal kinderen. Ook het al of niet werkloos zijn van de man kan via Z het schaduwloon beïnvloeden. W^* is de waarde die de vrouw toekent aan de marginale eenheden tijd die ze kan besteden aan de produktie van huishoudelijke diensten (bijvoorbeeld kinderen groot brengen) of aan de consumptie van vrije tijd.

De determinanten van het marktloon zijn naast de situatie op de arbeidsmarkt volgens de Human Capital theorie de hoeveelheid genoten onderwijs en de beroepservaring⁵. De marktloonfunctie ziet er als volgt uit:

$$(2) W = k(O, E, U, D)$$

waarbij W het marktloon voorstelt, O het aantal jaren genoten onderwijs, E het aantal jaren beroepservaring, U het werkloosheidspercentage voor vrouwen en D het aanbod van deeltijdbanen. Door het opnemen van U en D in de marktloonvergelijking kan gedeeltelijk rekening worden gehouden met de vraagkant van de arbeidsmarkt. Het marktloon is, in tegenstelling tot het schaduwloon, onafhankelijk van het aantal gewerkte uren.

Een vrouw besluit om niet te participeren wanneer voor haar geldt $W \leq W^*$ als $h = 0$. Als dit niet het geval is en de vrouw wil werken wordt het schaduwloon via het aantal uren aangepast aan het marktloon totdat $W = W^*$ voor $h = \underline{h}$. Dit aanpassingsproces is vergelijkbaar met wat in een standaard "Marshallian" marktmodel gebeurt, daar past de hoeveelheid zich aan opdat vraag en aanbod met elkaar in evenwicht worden gebracht. Op de urenbeslissing zal hier verder niet worden ingegaan omdat de interesse in deze studie alleen uitgaat naar de participatiebeslissing.

Tot nu toe is de participatiebeslissing geanalyseerd voor individuele vrouwen. De beschikbare gegevens hebben echter geen betrekking op individuen, maar op het gemiddelde niveau van een tiental leeftijdscohorten. Het is daarom nodig dat het model wordt vertaald van individuele participatiekansen naar gemiddelde participatiekansen per cohort. Dit kan geschieden door de individuele kenmerken uit vergelijking (1) en (2) te vervangen door cohort-gemiddelden⁶. Op deze manier vormen vergelijkingen (1) en (2) de basis voor de macro-relatie:

$$(3) P = f [W^* (W_m, R, A, Z), W (O, E, U, D)]$$

waarbij P de participatiekans per cohort voorstelt. Dankzij deze onderbouwing kan op basis van theoretische overwegingen aangegeven worden hoe de verschillende exogenen de participatiekans beïnvloeden. Variabelen die W^* positief beïnvloeden hebben een negatieve invloed op P. Variabelen die W positief beïnvloeden hebben een negatieve invloed op P.

⁵J. Mincer, "Schooling Experience and Earnings", NBER 1974.

⁶N. Colombino en B. De Stavola: A model of female labor supply in Italy using cohort data", Journal of Labour Economics 1985 V3 N1 PT2; p. 280.

vloeden hebben een positieve invloed op P. Zo leidt de aanwezigheid van jonge kinderen tot een hoger schaduwloon en dus tot een lagere participatiekans. Het onderwijsniveau heeft een positieve invloed op het marktloon en verhoogt daardoor de participatiekans.

Ter afsluiting van deze paragraaf volgt de algemene modelspecificatie, met tussen haakjes de voor de exogenen verwachte tekens. De keuze van de exogenen is beperkter dan in vergelijking (3) is aangegeven omdat niet alle variabelen op het gewenste niveau beschikbaar zijn gebleken.

$$(4) P = F [K, W_m, U_m, O, U, D]$$

waarbij K het aantal aanwezige kinderen voorstelt, W_m het uurloon van de man, U_m het werkloosheidspercentage van de man, O het opleidingsniveau, U het werkloosheidspercentage van de vrouw, D de beschikbaarheid van deeltijdbanen.

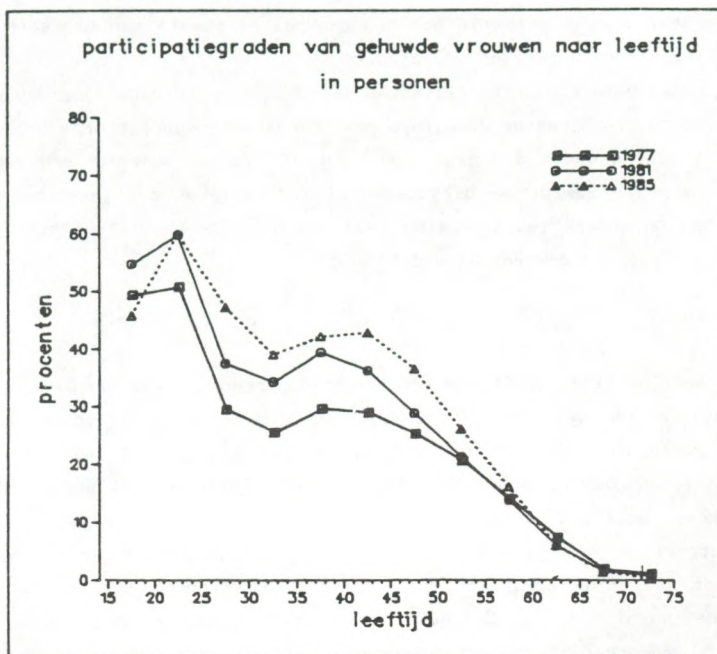
3. De gegevens

De keuze van de variabelen is hierboven aan de orde geweest. Het verzamelen en bewerken van de ruwe data stuitte verscheidene malen op grote moeilijkheden. De gestelde eisen, 10 leeftijdscohorten over een periode van 16 jaar, zijn hoog gebleken. Echter alleen in deze vorm kan een aansluiting worden gevonden bij het bestaande beroepsbevolkingsmodel. Hieronder volgt nu een korte beschrijving van alle gekozen variabelen.

De participatiegraad

Als bron van deze variabele is genomen de AKT voor de jaren 1975 '77 '78 '79 '81 '83 en '85. De laatste waarneming is gebaseerd op voorlopige cijfers maar de ervaring leert dat deze nauwelijks afwijken van de definitieve uitkomsten. Figuur 2 geeft een indruk van de veranderingen die in de participatiegraad sinds 1977 zijn opgetreden. De variabele is afgekort als P.

Figuur 2



Het kindertal

Het krijgen van kinderen speelt een cruciale rol bij de beslissing van de vrouw om zich (al dan niet tijdelijk) terug te trekken van de arbeidsmarkt. De aanwezigheid van jonge kinderen kan voor veel moeders een belemmering zijn om buitenshuis te werken.

De situatie op de arbeidsmarkt heeft vooral invloed op het tijdstip van gezinsvorming, hoe ruimer de arbeidsmarkt hoe langer gezinsvorming wordt uitgesteld. De CBS bevolkingsstatistieken laten zien dat de daling van de algehele vruchtbaarheid⁷ gepaard gaat met een stijging van de gemiddelde leeftijd van de moeder bij de eerste geboorte.

Een andere kwestie betreft de vraag of kindertal wel een exogene grootheid is. Is de participatie gestegen omdat het kindertal is gedaald of vice versa? Als kindertal endogeen is ontstaat er een simultaneiteitsprobleem en moet er een aparte vergelijking voor het kindertal simultaan worden meegeschat.

⁷Het aantal kinderen dat een vrouw gedurende haar leven verwacht wordt te krijgen.

Omwille van de eenvoud is hiervan afgezien. De juistheid van deze veronderstelling kan worden getoetst met een causaliteitstoets van Granger⁸. Deze toets is hier verder achterwege gelaten.

De afdeling bevolkingsstatistiek van het CBS is zo bereidwillig geweest om op basis van de vruchtbaarheidscijfers naar rangnummer van geboorte het aantal aanwezige kinderen onder de zeven jaar⁹ per 10 000 vrouwen uit een bepaalde leeftijdscohort te ramen. De uitkomsten zijn vergeleken met gegevens uit de AKT's en het Onderzoek Gezinsvorming 1982 van het CBS en blijken betrouwbaar te zijn¹⁰. De variabele wordt aangeduid met K.

De werkloosheid

Zowel het leeftijdsspecifieke werkloosheidspercentage van vrouwen (UV) als dat van mannen (UM) wordt geacht van invloed te zijn op de participatiegraad. UV geeft aanleiding tot een ontmoedigingseffect terwijl UM juist dient te leiden tot een aanmoedigingseffect. Voor UV verwachten we een negatief teken en voor UM een positief teken.

De Rapportage Arbeidsmarkt publiceert alleen aantallen werklozen naar geslacht en leeftijd teruggaand tot 1970 en geen percentages. Helaas is de cohort-indeling niet gelijk aan de in deze studie gebruikte indeling. De aantallen zijn aangepast aan onze indeling door de verdeling aan te houden uit de, met het beroepsbevolkingsmodel berekende, afhankelijke beroepsbevolking. Vervolgens zijn de aantallen gedeeld door dezelfde afhankelijke beroepsbevolking. Aldus is een min of meer consistente reeks ontstaan voor de periode 1970 - 1983.

Het netto loon van de man

Het CBS heeft informatie over bruto verdiende uurlonen verstrekt over de periode 1970 - 1983 en naar de gewenste leeftijdscohort-indeling. Deze bruto uurlonen zijn gecorrigeerd voor prijsstijging met behulp van de prijsindex voor particuliere consumptie. De netto uurlonen zijn vervolgens berekend door de bruto uurlonen te vermenigvuldigen met het quotiënt van het besteedbaar inkomen en het kerninkomen. Deze informatie komt uit het CBS onderzoek Per-

⁸Zie "Econometrics", S.C.Chow, McGraw-Hill 1983 p 212.

⁹De grens van zes jaar is meer gebruikelijk, hier is toevallig gekozen voor zeven jaar, het betreft geen data-probleem.

¹⁰Zie Maandstatistiek Bevolking (CBS), januari 1986, "Gehuwde vrouwen met jonge kinderen, 1960 - 1985", p. 12.

sonale Inkomensvorming van 1981. Deze factoren zijn alleen bekend voor 1981 en verder toegepast over de gehele schattingsperiode. De gevonden netto uurlonen voor mannen worden aangeduid met NLM.

Het opleidingsniveau

De scholingsgraad heeft via het marktloon een positief effect op de participatiekans. Een soortgelijke verklaring voor de positieve invloed van opleiding op participatie luidt als volgt. Het volgen van onderwijs kan gezien worden als een geldelijke investering waarbij de investering vooral tot uitdrukking komt in het gederfde inkomen. Naarmate langer onderwijs is gevolgd neemt de prikkel om deze investering terug te verdienen toe. Daarom is de kans dat een persoon participeert hoger naarmate het opleidingsniveau hoger ligt.

Voor een beperkt aantal jaren geven de VT en de AKT's informatie over het opleidingsniveau van gehuwde vrouwen. De afdeling onderwijs heeft op een handige wijze een variabele geconstrueerd die in deze studie als opleidingsvariabele wordt gebruikt. Om te beginnen zijn de aantallen uitgesplitst in een aantal niveaus. Vervolgens zijn de aantallen voor de ontbrekende jaren geïnterpoleerd. Door nu de niveaus te wegen met het gemiddelde aantal jaren dat na het bereiken van de 15-jarige leeftijd nodig is om het betreffende niveau te halen, is het mogelijk om "een gemiddelde leeftijd bij vertrek uit het onderwijs te berekenen". Deze gemiddelde leeftijd die voor elke cohort bekend is, kan nu worden geïnterpreteerd als een indicator voor het opleidingsniveau van dat betreffende cohort. Deze variabele is afgekort als O.

In het model is O ook gekwadeerd opgenomen, afgekort als O2, omdat wordt uitgegaan van een niet lineair verband tussen opleiding en participatie. Het gaat erom dat het gecombineerde effect van O en O2 op de participatie positief is verondersteld.

De deeltijdbanen

Het aandeel van de deeltijdbanen is de laatste jaren sterk toegenomen. Het zijn vooral gehuwde vrouwen die in deeltijdbanen zijn geïnteresseerd, omdat de verplichtingen binnen het gezin het vaak onmogelijk maken er een volletijdsbaan op na te houden. Zo'n 70% van alle werkende gehuwde vrouwen werkt in deeltijd. We veronderstellen daarom een positief teken. De VT, AKT's en de Statistiek Structuur Arbeidsplaatsen laten het toe om het procentuele aandeel van banen met minder dan 25 uur per week in het totale aantal banen te bereke-

nen. De ontbrekende jaren zijn weer geïnterpoleerd. De variabele is afgekort als DB.

4. De schattingsmethode

Het model bestaat uit één vergelijking waarbij de participatiegraad wordt gecorreleerd met een zestal exogene variabelen, tussen haakjes de voor de exogenen theoretisch verwachte tekens.

$$(5) \quad P = f \left(\begin{matrix} (-) & (+) & (-) & (-) & (?) & (+) & (+) \\ (K, & UM, & UV, & NLM, & O, & O2, & DB) \end{matrix} \right)$$

Drie problemen vragen bij de specificatie nadere aandacht. Ten eerste is het bereik van de endogene variabele ingesloten tussen 0 en 1. Dit maakt het zonder meer schatten van vergelijking (5) met kleinste kwadraten onverantwoord. De redenen zijn dat de geschatte participatiegraad buiten het (0, 1) interval kan komen te liggen en dat de schattingsmethode zelf als gevolg van heteroscedasticiteit inefficiënt¹¹ is.

Een simpele oplossing voor dit probleem biedt de logistische transformatie. De participatiegraad wordt daarbij getransformeerd naar de logaritme van de "odds ratio", dat is $P/(1-P)$. Dankzij deze niet-lineaire transformatie wordt het bereik van de endogene variabele veranderd tot $(-\infty, +\infty)$. Kleinste kwadraten is nu wel toegestaan. De heteroscedasticiteit wordt bestreden door gewogen kleinste kwadraten toe te passen, waarbij als gewichten worden genomen $[N * P (1-P)]^{-\frac{1}{2}}$. N is de omvang van de bevolking in het betreffende leeftijdscohort en jaar.

Het tweede probleem dat aandacht verdient, is het feit dat de gegevens een combinatie zijn van tijdreeks- en dwarsdoorsnededata. Het beroepsbevolkingsmodel rekent met 10 cohorten en voor elke van deze cohorten is informatie beschikbaar over de periode 1971 - 1985. Het aantal waarnemingen bedraagt $10 * 7 = 70$. Dit panel-achtige karakter van de data levert twee voordelen op. Het eerste voordeel is het veel grotere aantal vrijheidsgraden waardoor meer parameters op een efficiëntere manier kunnen worden geschat. Het tweede voordeel is dat door gebruik te maken van tussentijdse en binnentijdse variatie beter rekening kan worden gehouden met weggelaten variabelen zowel in de vorm van niet geobserveerde variabelen als in de vorm van onjuist gemeten variabelen. In de meest algemene vorm ziet de schattingsvergelijking er als volgt uit

¹¹Met efficiënt wordt hier bedoeld dat de methode parameters schat met kleine standaardfouten.

$$(6) \quad Y_{it} = A_{it} + \sum_{k=1}^K B_{kit} \cdot X_{kit} + U_{it} \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, I \\ t = 1, \dots, T \\ k = 1, \dots, K \end{array}$$

waarbij Y de endogene variabele $\log(P/1-P)$ voorstelt en X_k de exogene variabelen. De storingsterm is aangeduid met U en de constante term met A . Er zijn $I = 10$ cohorten, $T = 7$ jaren en $K = 6$ exogene variabelen gebruikt. Zonder restricties kan dit model niet worden geschat aangezien het aantal te schatten parameters $(K + 1) * I * T$ groter is dan het aantal waarnemingen $N * T$. Als aan het model het maximale aantal restricties wordt opgelegd, dan krijgen we vergelijking 7

$$(7) \quad Y_{it} = A + \sum_{k=1}^K B_k \cdot X_{kit} + U_{it}$$

In dit model zijn de constante en de hoekcoëfficiënten hetzelfde voor alle observaties. Een tussenvorm is het model waarbij de hoekcoëfficiënten constant blijven maar de constante term varieert over de observaties. Dit model is als uitgangspunt genomen en staat hieronder uitgeschreven.

$$(8) \quad Y_{it} = A + L_i + V_t + \sum_{k=1}^K B_k \cdot X_{kit} + U_{it}$$

De constante term bestaat nu uit drie delen, het deel A dat echt constant is, het deel L_i dat varieert over de cohorten en het deel V_t dat varieert over de tijd. De correcte specificatie kan worden getoetst via covariantie-analyse. Het komt erop neer dat een F-toets wordt opgesteld waarbij gekeken wordt of de daling in de som van de gekwadrateerde residuen, gecorrigeerd voor vrijheidsgraden, die het gevolg is van het loslaten van de restricties, significant is. Het hierboven gespecificeerde model kan op een eenvoudige manier via dummy variabelen worden geoperationaliseerd.

Nog een schattingsprobleem vraagt tot slot enige aandacht. Tijdreeksgegevens worden vaak geplaagd door autocorrelatie. Besloten is om tijdens de schatting te corrigeren voor eerste orde autocorrelatie (AR1) volgens de methode van Cochrane en Orcutt. Corrigeren voor autocorrelatie wijkt in dit geval af van de standaardprocedure. De endogene variabele P is slechts beschikbaar voor de jaren 1971, 1975, 1977, 1979, 1981, 1983 en 1985. De auto-

correlatie correctie kan worden toegepast door het tweejaarlijkse tijdsinterval tussen de AKT's op te vatten als de eenheid van tijd en niet zoals gebruikelijk uit te gaan van eenheden van één jaar. Dit betekent dat de Volkstelling waarneming uit 1971 niet in de schatting kan worden meegenomen omdat er dan een gat van 4 jaar ontstaat. Er resteren dan nog 60 waarnemingen. Verder leidt de methode van Cochrane en Orcutt er toe dat de waarneming uit 1975 bij de schatting moet worden ingeleverd. Effectief blijven er dan 5 jaren over. Door de wortel te trekken uit de geschatte autocorrelatie coëfficiënt kan vervolgens de waarde van de endogene variabele voor de niet-AKT-jaren worden geschat.

5. De schattingsresultaten

Het model is geschat met het regressieprogramma TSP (Time Series Processor). Er is alleen geëxperimenteerd met het model uit vergelijking 8. De basisvariant (I) bevat de genoemde 6 exogene variabelen plus 9 cohortdummies. Deze variant is vergeleken met een variant (II) die is uitgebreid met een trendterm en een variant (III) die is uitgebreid met tijdsdummies voor elk schattingsjaar. Deze uitbreidingen van het model kunnen worden gezien als het loslaten van restricties. Een F-toets wijst uit dat variant (II) niet en variant (III) wel te prefereren is boven variant (I).

Het probleem van variant (III) is dat de exogenen UV, UM, O, O2 en DB het verkeerde teken laten zien en de laatste drie genoemde exogenen zelfs niet significant zijn. Waarschijnlijk wordt er door de tijds- en cohortdummies zoveel variatie gebonden dat er voor de exogenen te weinig overblijft. De D.W. toets geeft aan dat er ondanks de tijdsdummies nog steeds sprake is van autocorrelatie hoewel in mindere mate.

Besloten is daarom variant (I) te corrigeren voor autocorrelatie via de methode van Cochrane en Orcutt. De resultaten voor deze laatste variant IV met alleen cohortdummies en gecorrigeerd voor eerste-orde-autocorrelatie (AR1) staan afgedrukt in tabel 1. Alle exogenen bezitten het juiste teken en op twee na zijn ze significant verschillend van nul. De autocorrelatieparameter rho bedraagt .56 zodat de feitelijke regressie grotendeels is uitgevoerd alsof het om eerste verschillen gaat. De rho die hoort bij één jaarlijkse tijdsperiode is gelijk aan de wortel uit .56 en bedraagt dus .75.

Tabel 1

log (P/1-P)	geschatte coëfficiënt	Standaardfout	t-waarde
C (15-19)	2.02	.79	2.6
D2 (20-24)	.70	.30	2.3
D3 (25-29)	1.39	.64	2.2
D4 (30-34)	1.08	.62	1.7
D5 (35-39)	-.35	.46	-.8
D6 (40-44)	-1.14	.58	-2.0
D7 (45-49)	-1.66	.61	-2.7
D8 (50-54)	-2.20	.66	-3.3
D9 (55-59)	-2.88	.66	-4.4
D10 (60-64)	-4.14	.64	-6.4
K	-.0046	.0012	-3.8
UM	.011	.0036	2.9
UV	-.0072	.006	-1.2
NLM	-.031	.058	-.5
O	-1.08	.32	-3.3
O2	.28	.09	3.1
DB	.027	.014	1.9
rho	.57	.12	4.8
-			
R ²	.9914		

Het berekenen en interpreteren van elasticiteiten voor dit model is geen standaard aangelegenheid. Dit komt omdat het model niet-linear is. De elasticiteit hangt daardoor af van het punt waarin deze wordt berekend.

Tabel 2 geeft de elasticiteiten voor vier verschillende cohorten in het jaar 1983:

Tabel 2 Enige elasticiteiten in 1983^a

Variabelen dimensie	P %	K ^b	UM %	UV %	NLM gld	OND ^c jaren	DB %
Niveau 20-24	63.6	340	26.5	20.0	8.62	2.39	17.3
Punt elasticiteit	.364	-.57	.11	-.05	-.10	.22	.17
Niveau 30-34	38.0	632	14.1	13.7	11.69	2.54	17.3
Punt elasticiteit	.62	-1.80	.10	-.06	-.22	.53	.28
Niveau 40-44	39.6	71	11.0	12.5	14.23	2.13	17.3
Punt elasticiteit	.604	-.20	.07	-.05	-.27	.15	.28
Niveau 50-54	25.0	-	9.6	11.0	14.97	1.54	17.3
Punt elasticiteit	.75	-	.08	-.06	-.35	-.25	.35

^a Berekend als $e = \log(P/1-P) / dX * X/P * P(1-P)$.

^b Aantal/1000 vrouwen.

^c Gecombineerd effect van 0 en 02.

Opvallend is dat de gevonden elasticiteiten voor de mannelijke en vrouwelijke werkloosheid en het netto uurloon van de man zoveel lager liggen dan die voor het kindertal, het opleidingsniveau en de deeltijdbanen. De elasticiteit voor het kindertal is opmerkelijk hoog voor het cohort 30-34 jaar. De negatieve waarde voor de elasticiteit van het opleidingsniveau voor het oude cohort is het gevolg van de kwadratische specificatie. Deze onregelmatigheid kan worden verholpen door ook de hellingshoek van de onderwijsxogenen met behulp van dummies cohort specifiek te maken.

De hier gevonden empirische resultaten sluiten aan bij wat in micro-economische studies naar de participatie van gehuwde vrouwen is gevonden. Zo vindt Siegers¹² een elasticiteit van -.52 voor de aanwezigheid van kinderen jonger dan 6 jaar en een elasticiteit van -.36 voor het netto overig huishoudinkomen. Deze laatste elasticiteit kan vergeleken worden met de elasticiteit van het netto loon van de man. Hartog en Theeuwes¹³ vinden voor deze laatste variabele -.33. Vergeleken met de geciteerde micro-elasticiteiten zijn de hier gevonden macro-elasticiteiten minder geprononceerd. De elasticiteiten van UM

¹²J. Siegers: "Arbeidsaanbod en Kindertal". proefschrift 1985, p. 222.

¹³J. Hartog en J. Theeuwes: "Participation and hours of work: two stages in the life-cycle of married women". 1984; European Economic Review 1986 (30), p. 833-857.

en UV laten zien dat het positieve aanmoedigingseffect het negatieve ontmoedigingseffect ruimschoots compenseert. Dit resultaat is in tegenspraak met wat Siegers vindt voor het totale werkloosheidspercentage, te weten een elasticiteit van $-.4$. Dit laatste cijfer suggereert dat de som van het ontmoedigingseffect en het aanmoedigingseffect negatief is.

Het is in het algemeen niet mogelijk om de exogenen te rangschikken naar de relatieve bijdrage die elk levert in de verklaarde variantie van de participatiegraad omdat de exogenen onderling gecorreleerd zijn. Alleen in het hypothetische geval waarin elk der exogenen ongecorrèleerd is met elke andere exogene is dat mogelijk. Om nu toch een idee te krijgen van de onderlinge krachtsverhoudingen in dit model worden in de laatste paragraaf een aantal simulaties gepresenteerd.

6. De extrapolatie van de exogenen

Het extrapoleren van de exogenen is het meest riskante deel van dit onderzoek met name omdat de extrapolatie zo ver vooruit gebeurt tot 1996. Achtereenvolgens zal nu beschreven worden hoe de verschillende variabelen zijn geëxtrapoleerd.

De kindertalvariabele is geëxtrapoleerd met behulp van de bevolkingsprognose uit 1984. De variabele is op dezelfde manier berekend als in de schattingsperiode, echter met dit verschil dat nu is uitgegaan van het aantal levendgeborenen "ongeacht legitimiteit", terwijl in het eerste geval de berekening beperkt is gebleven tot het aantal echtelijk levendgeboren kinderen. Dit leidt tot een overschatting aangezien in bijvoorbeeld 1984 8% van het aantal levend geboren buitenechtelijk ter wereld kwam. Door gebruik te maken van de jaren waarin de schattingsreeks en de extrapolatie reeks elkaar overlappen, is hiervoor gecorrigeerd.

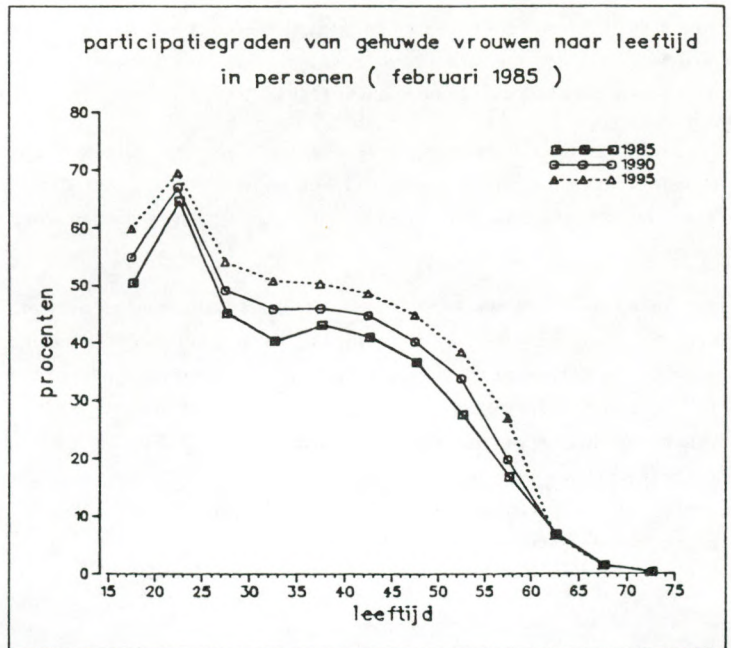
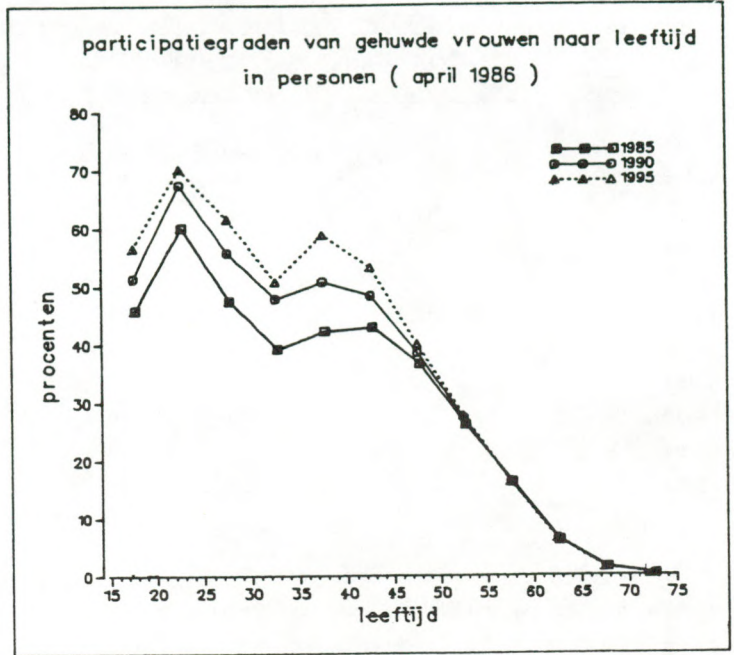
De werkloosheidspercentages van man en vrouw zijn op een zeer simpele wijze geëxtrapoleerd door deze na 1985 constant te houden. Het netto uurloon van de man daalt in 1984 met 1%, stijgt in 1985 met $\frac{1}{2}\%$ en groeit vervolgens tot 1995 met 2% per jaar. Het opleidingsniveau is berekend op basis van de ramingen van het rekenmodel SKILL van de afdeling onderwijs van het CPB. SKILL levert in eerste instantie het opleidingsniveau van vrouwen. De AKT '83 biedt informatie over de verhouding tussen het opleidingsniveau van vrouwen en gehuwde vrouwen. Toepassing van deze verhouding geeft dan het opleidingsniveau van gehuwde vrouwen. Daarbij is de veronderstelling gemaakt dat deze verhouding zich na 1983 niet meer wijzigt. Dit zou een onder- of overschatting kunnen

inhouden van het opleidingsniveau van gehuwde vrouwen, al naar gelang hoger opgeleiden in meerdere of mindere mate kiezen voor huwen in plaats van samenwonen.

Bij het extrapoleren van het percentage deeltijdbanen is uitgegaan van de veronderstellingen die gemaakt zijn in de middellange termijn verkenning voor 1990 met betrekking tot de ontwikkeling in de personen-arbeidsjaren verhouding (P/A-ratio) in de werkgelegenheid. Er bestaat, bij een vaste verhouding tussen arbeidsduur van volletijdwerkers en deeltijdwerkers, een één op één relatie tussen de P/A-ratio van bijvoorbeeld alle werkenden en het percentage deeltijdbanen. Hoe hoger de eerste des te hoger wordt de tweede. Bij een toeneming in de P/A-ratio van .015 per jaar tot 1990 en daarna van .0075 neemt het percentage deeltijdbanen van minder dan 25 uur toe van 18% in 1984 via 26,6% in 1990 tot 29% in 1995.

7. De resultaten

Figuur 3 laat het leeftijdsspecifieke participatie-profiel zien voor drie verschillende jaren. De grafiek aangeduid met april 1986 bevat de resultaten van de endogene extrapolatie en de grafiek aangeduid met februari 1985 geeft de resultaten van de oude exogene extrapolatie weer. Doordat het verschil tussen de drie momentopnamen precies 5 jaar is kan een 5-jaars cohort in de tijd worden gevolgd. De 1985-lijn in de bovenste grafiek is gebaseerd op de AKT uit 1985. De 1985-lijn in de onderste grafiek is het resultaat van de exogene extrapolatie waarvoor als meest recente waarneming de AKT uit 1983 is gebruikt. Tabel 3 geeft de cijfers voor de jaren 1985, '90 en '95. Gemiddeld genomen stijgt de participatie volgens de nieuwe raming aanzienlijk sneller dan in de oude raming het geval is. Het is interessant om te zien dat dit vooral veroorzaakt wordt door een verschuiving bij de cohorten 20-24, 25-29, 30-34, 35-39 en 40-44. Het jongste cohort wijkt nauwelijks af. De oudere cohorten vanaf 45 jaar liggen daarentegen aanzienlijk onder de oude raming. De verklaring voor deze uiteenlopende ontwikkeling tussen de oudere en jongere cohorten is gelegen in het verwachte verloop van de exogenen.



Tabel 3 Participatiegraden naar leeftijdscohort voor gehuwde vrouwen in personen

	1985	1990		1995	
	AKT'85	feb.'85	april'86	feb.'85	April'86
15-19	45,8	54,8	51,3	59,8	56,6
20-24	60,0	66,9	67,4	69,4	70,1
25-29	47,3	49,0	55,7	54,0	61,5
30-34	39,1	45,8	47,8	50,7	50,8
35-39	42,2	45,9	50,8	50,2	58,8
40-44	42,9	44,7	48,4	48,5	53,3
45-49	36,5	40,1	38,8	44,8	40,1
50-54	26,0	33,7	27,2	38,4	27,6
55-59	16,1	19,6	16,2	26,9	16,2
60-64	6,0	6,8	6,4	6,5	6,5
15-64	35,9	39,2	40,4	42,7	42,3

Zoals hierna nog zal worden aangetoond, gaat de voornaamste stuwende werking uit van de exogenen Kindertal, Deeltijdbanen en Opleiding. De daling in het aantal aanwezige kinderen levert een redelijke bijdrage tot de stijging in de participatiegraad. De deeltijdbanen variabele is niet leeftijdsspecifiek, de opleidingsvariabele is dat wel. De stijging in het opleidingsniveau heeft zich vooral voorgedaan na de invoering van de Mammoetwet in 1968. De oudere cohorten (45 en ouder) van dit moment waren toen al van school af en hebben daardoor hun achterstand op onderwijsgebied niet kunnen inhalen. Daarom veranderen hun participatiegraden nauwelijks.

Opvallend in figuur 3 is verder het relatief dieper worden van het zogenaamde kindertal dat optreedt bij het cohort 30-34 jaar. Dit wordt veroorzaakt door de stijging in het aantal aanwezige jonge kinderen voor dat specifieke cohort.

Teneinde iets meer te kunnen zeggen over de relatieve invloed van de verschillende exogenen op de stijging in de participatiegraad zijn een drietal simulaties uitgevoerd. Nagegaan is wat het partiële effect van een variabele is in drie deelperioden te weten 79-85, 85-90 en 90-95 door deze variabele vanaf het begin van de periode constant te houden. Het verschil tussen participatiegraden vermenigvuldigd met de bevolking aan het eind van de periode geeft dan in personen een indicatie van het effect. Tabel 4 geeft een overzicht van de gevonden resultaten.

Tabel 4 Partiële effecten van constant gehouden exogenen (x 1000 personen)

periode	1979 - 1985	1985 - 1990	1990 - 1995
Kindertal	-35	-60	-37
Werkloosheid man	-57	0 ^{a)}	0 ^{a)}
Werkloosheid vrouw	41	0 ^{a)}	0 ^{a)}
Werkloosheid man en vrouw	-16	0 ^{a)}	0 ^{a)}
Loon man	-15	10	10
Opleiding	-31	-48	-45
Deeltijd	-13	-69	-33
Totaal aan partiële effecten	-110	-167	-95

a) Exogenen veranderen niet.

Als gevolg van de niet-lineariteit in de schattingsvergelijking tellen de partiële effecten niet op tot het totaal gevonden effect. Volgens de berekende waarden bedraagt het saldo van het ontmoedigingseffect en het aanmoedigingseffect in de periode 79-85 minus 16 000 personen. Dit impliceert dat er per saldo van ontmoediging in deze periode geen sprake was. Duidelijk is te zien dat de drie belangrijkste variabelen Kindertal, Deeltijdbanen en Opleiding zijn. De daling van het aantal aanwezige kinderen zal vooral in de periode 85-90 een verhogend effect op de participatie hebben.

Het uiteindelijke resultaat van de endogene extrapolatie is dat de gegeneerde stijging in de participatiegraad in het beroepsbevolkingsmodel leidt tot een stijging van het arbeidsaanbod van gehuwde vrouwen met \pm 30.000 personen per jaar tot 1990. De natuurlijke groei is negatief en bedraagt zo'n 12.000 personen per jaar zodat een netto toename van 18.000 gehuwde vrouwen per jaar resteert. Dit is vergeleken met de oude exogene extrapolatie een toename van 10.000 per jaar tot 1990.

8. Besluit

Het verschil tussen de oude exogene extrapolatie en de nieuwe endogene extrapolatie blijkt duidelijk uit figuur 3. De oude methode schuift het bestaande participatie-profiel op een mechanische wijze langzaam naar boven. De endogene extrapolatie schuift een veranderend participatie-profiel naar boven. Deze verandering in het profiel is vooral het gevolg van het stijgende opleidingsniveau van de gehuwde vrouwen onder de 45 jaar. Daarbij wordt er van uitgegaan dat het toegenomen opleidingsniveau de participatiegraad beïnvloedt via het netto verdiende loon van de gehuwde vrouw.

De belangrijkste bijdrage van deze exercitie is dat de extrapolatie niet langer meer ad hoc plaatsvindt, maar wordt onderbouwd met exogene variabelen wier toekomstig verloop met enige betrouwbaarheid kan worden geraamd en op zijn minst kan worden gekritiseerd.

Op zijn plaats is verder een relativiserende opmerking over de betrouwbaarheid van deze exercitie. Zelfs al is de vergelijking correct gespecificeerd dan nog neemt de statistische betrouwbaarheid af naarmate verder vooruit wordt voorspeld.

Het vervolgonderzoek valt uiteen in twee delen. In de eerste plaats kan worden geprobeerd om de bestaande schattingsvergelijking te verbeteren. Dit kan door het gebruiken van maximale aannemelijkheid als schattingsmethode. Het is dan mogelijk om voor autocorrelatie te corrigeren zonder de eerste waarneming weg te gooien. Een ander probleem wordt gevormd door het feit dat het beschikbare markt-uurloon van de vrouw alleen geldt voor vrouwen die werken. Als voor deze "selectivity bias" wordt gecorrigeerd kan deze variabele alsnog expliciet in de schattingsvergelijking worden opgenomen.

Het tweede deel zal zich toespitsen op de urenbeslissing. Via een aparte urenvergelijking kan geprobeerd worden om iets te zeggen over het aantal uren dat vrouwen willen werken. Dit is nodig om de personen/arbeidsjaren factoren te extrapoleren die gebruikt worden om het arbeidsaanbod van personen naar arbeidsjaren om te rekenen.

Ontvangen: 21-07-86

Geaccepteerd: 21-10-86