



STUDIECENTRUM VOOR ECONOMISCH EN SOCIAAL ONDERZOEK

HET SCHADUWLOON VAN DE THUISWERKENDE VROUW :
EEN EMPIRISCHE STUDIE GEBASEERD OP
HET ARBEIDSPARTICIPATIEGEDRAG

A. CARLIER

Rapport 80/104

Juli 1980

*De auteur dankt M. De Wachter voor haar kritische be-
merkingen bij het tot stand komen van deze nota.*

Universitaire Faculteiten St.-Ignatius
Prinsstraat 13 - 2000 Antwerpen

D/1980/1169/14

Sinds BECKER in 1965 zijn consumptie-produktiemodel formuleerde is de tijdsallocatie van de gezinshuishouding als nooit voorheen het studie-object van economen. Een direct uitvloeisel hiervan zijn de talrijke theoretische en empirische bijdragen die vanuit het revelerend productie-consumptiemodel de factor tijd bestuderen. Ten bewijze hoeven we slechts te refereren naar de haast niet te overziene studies over arbeidsparticipatie, arbeidsaanbod, vrije tijd of andere nutsargumenten waar het aspect tijd een belangrijke inputfactor is. De groeiende belangstelling voor topics als "human capital", fertiliteit of gezondheid is hier evenmin vreemd aan.

Iedereen is het er over eens dat, afgezien van een aantal andere factoren, de prijs van de tijd een belangrijke determinant is bij de allocatiebeslissing. Men zou bijna kunnen stellen dat het traditie geworden is de marginale loonvoet als waarde of 'prijs' van de tijd te nemen. Theoretisch kan men dan ook perfect afleiden welke effecten een loonwijziging op het allocatiepatroon genereert.

Hoewel deze gedachtengang volkomen correct is in het geval van interne oplossingen van het consumentenprobleem, is ze niet geldig voor zogenaamde "corner" of hoekoplossingen. Het meest typische voorbeeld van zo'n hoekoplossing is wellicht de "huisvrouw" in het klassieke inkomen-vrije tijd schema. Vermits in dit geval de waarde van de tijd of de helling van de indifferentiecurve in elk punt groter is dan het marginaal loon op de arbeidsmarkt, leidt het optimum tot een volledige terugtrekking uit de arbeidsmarkt. Men kan dan ook terecht de vraag stellen in welke mate het marktloon een goede waarde-indicator is voor de tijd van thuiswerkende vrouwen.

Ondanks de niet te ontkennen toegenomen vrouwelijke arbeidsparticipatie blijft de groep van thuiswerkende vrouwen een belangrijke bevolkingscategorie uitmaken. Arbeidsstatistieken leren immers dat in 1977 nog steeds 58.12 % van de vrouwelijke gehuwde bevolking als voltijdse huisvrouw staat geregistreerd.

Gegeven het relatief belang van deze groep en de voorname rol van de tijdswaarde in studies over tijdsallocatie lijkt het ons verantwoord een schatting van het schaduwloon van de thuiswerkende vrouw te maken.

In een eerste paragraaf wordt summier het keuzeprobleem van de consument toegelicht. De bedoeling hiervan is een algemeen denkschema voor de tijdswaarde van de vrouw te ontwikkelen. In een volgende paragraaf wordt de methode voor schatting van het schaduwloon vastgelegd. Paragraaf drie gaat in op de gebruikte data en de empirische resultaten.

§1. Het tijdsallocatiemodel van de gezinshuishouding

Sinds BECKER in 1965 zijn baanbrekend artikel schreef, heeft zijn model voldoende zijn deugdelijkheid bewezen. Samengevat komt het model hierop neer dat consumptie als een produktieproces wordt beschouwd. Goederen en tijd verschaffen niet langer rechtstreeks nut, wel indirect via de geproduceerde nutsgoederen ontstaan door combinatie van tijd en goederen. De grote verdienste van Becker bestaat er in dat hij ook tijd als inputfactor in het produktieproces betreft en aldus het gedrag van de consument ten overstaan van deze schaarse component bepaalt. Naargelang de vorm waarin het model wordt geformuleerd biedt het de oplossing op elk van de volgende vragen. Hoeveel dient te worden geproduceerd of wat is de samenstelling van het consumptiepatroon? Hoe wordt de produktie georganiseerd of wat is de verhouding van goederen en produktietijd? Wie neemt deel aan het huishoudelijk produktieproces of hoe verdelen de diverse gezinsleden hun tijd over vrije tijd, produktietijd en tijd op de arbeidsmarkt? Gesteld in intertemporele vorm leidt het model tenslotte tot een optimaal consumptiepatroon over de tijd of de levenscyclus van het gezin.

Vertrekkend van een nutsfunctie, gespecificeerd in geproduceerde nutsargumenten, en van de restricties, als daar zijn de budget-

restrictie, de tijdrestrictie en de produktiefuncties kunnen onder wel bepaalde voorwaarden de eerste-orde voorwaarden voor een optimum worden afgeleid. Het optimaal consumptiepatroon komt overeen met de gekende voorwaarde dat het marginaal nut van elk nutsgoed proportioneel is met zijn marginale kost. Of nog : de marginale substitutievoet tussen twee nutsargumenten dient gelijk te zijn aan de verhouding van hun marginale kost. Bovendien dient de waarde van het marginaal produkt van elke inputfactor gelijk te zijn aan zijn factorprijs. Dit behelst enerzijds dat de technische marginale substitutievoet van twee factoren, aangewend in eenzelfde produktieproces gelijk dient te zijn aan de verhouding van de factorprijzen. Deze voorwaarde is dan analoog met de voorwaarde die men zou bekomen om een gegeven output tegen minimale kosten te produceren. Anderzijds behelst ze nog dat de waarde van de opbrengst van een bijkomende eenheid tijd of goederen aangewend in welk nutsargument ook overal gelijk moet zijn. Meer bepaald dient ze gelijk te zijn aan de betreffende factorprijs.

Eenvoudigheidshalve wordt er meestal van uitgegaan dat het model tot een interne oplossing leidt. Dit impliceert dat de tijd aangewend in elk van de onderscheiden tijds categorieën verschillend is van nul. Of concreet, dat ook arbeid op de arbeidsmarkt wordt aangeboden. In dit geval is de factorprijs van de tijd dan eenvoudig het marktloon, althans voor zover men impliciet onderstelt dat arbeid op zichzelf niet bijdraagt tot het nut of onnut van de consument. Gegeven de bijkomende assumptie dat het marginaal loon constant is - d.w.z. onafhankelijk van de hoeveelheid arbeid die wordt aangeboden - en dat de produktiefuncties lineair homogeen zijn - wat exogene prijzen van de nutsargumenten impliceert - kan men de vraag naar elk van de factoren perfect afleiden. Het effect op het allocatiepatroon van een wijziging van het loon van één van de echtgenoten, van het vermogensinkomen of van de produktie-technologie is dan ook in de literatuur, althans theoretisch, herhaaldelijk afgeleid en voldoende gekend. Hiervoor kan men bijvoorbeeld GHEZ en BECKER (1975) of LEIBOWITZ (1972) raadplegen.

Hoewel het model niet noodzakelijk tot interne oplossingen leidt, is het geval van hoekoplossingen in de literatuur slechts terloops aangeraakt. Wellicht zijn de complicaties die in dit geval naar voor treden hier niet vreemd aan. Meer bepaald wordt men geconfronteerd met de vraag welke waarde aan de factor tijd dient toegekend. Bovendien is de prijs van de nutsgoederen, zelfs bij lineair homogene produktiefuncties, niet langer exogeen bepaald. In wat volgt pogen we dit te illustreren. Het model waarvan wordt uitgegaan is ontleend aan GRONAU (1977). Zijn voorstelling biedt ons inziens het voordeel dat het expliciet de drievoudige opsplitsing van de tijd in vrije tijd of consumptietijd, produktietijd en arbeidsaanbod, zoals oorspronkelijk door MINCER (1962) bedoeld, handhaaft.

Onderstellen we eenvoudigheidshalve het gezin, bestaande uit één enkele persoon die de hoeveelheid nutsgoederen (Z) poogt te maximaleren. Z komt tot stand uit een combinatie van goederen (X) en consumptietijd (L). De goederen (X) kunnen op hun beurt bestaan uit marktgoederen (X_M) of uit goederen binnen de gezinshuishouding vervaardigd (X_H). De consument wordt geacht indifferent te zijn aangaande de samenstelling van X . Goederen geproduceerd binnen het gezin vergen de inzet van produktietijd (H) (1) volgens een produktiefunctie waarvan het marginaal produkt een dalend verloop kent. Op basis van deze gegevens kan het consumentenprobleem dan formeel worden geschreven als

$$\max Z = Z(X, L) \quad \text{met } X = X_H + X_M$$

$$\text{S.T. } X_H = f(H) \quad (1.a)$$

$$X_M = WN + V \quad (1.b)$$

$$L + H + N = T \quad (1.c)$$

(1) Afgezien van rekenkundige complicaties bij de afleidingen kunnen ook goederen in het productieproces worden opgenomen. Het model kan ingelijks worden uitgebreid tot meerdere nutsgoederen.

waarin de relaties (1.a), (1.b) en (1.c) respectievelijk de productiefunctie, de budgetrestrictie en de tijdrestrictie zijn. N staat voor de tijd op de arbeidsmarkt aangeboden; W is het reëel loon; V is het niet-arbeidsinkomen; T is het tijds potentieel waarover de consument gedurende de beschouwde periode beschikt. Afleiding van de Lagrangefunctie

$$\Lambda = Z(X_M + f(\mu), L) + \lambda(WN + V - X_M) + \mu(T - L - H - N)$$

naar de onbekenden L, H, N, X_M, λ en μ geeft de relaties :

$$\frac{\partial Z}{\partial L} - \mu = 0 \quad (2.a)$$

$$\frac{\partial Z}{\partial X} f' - \mu = 0 \quad (2.b)$$

$$\lambda W - \mu = 0 \quad (2.c)$$

$$\frac{\partial Z}{\partial X} - \lambda = 0 \quad (2.d)$$

$$WN + V - X_M = 0 \quad (2.e)$$

$$T - L - H - N = 0 \quad (2.f)$$

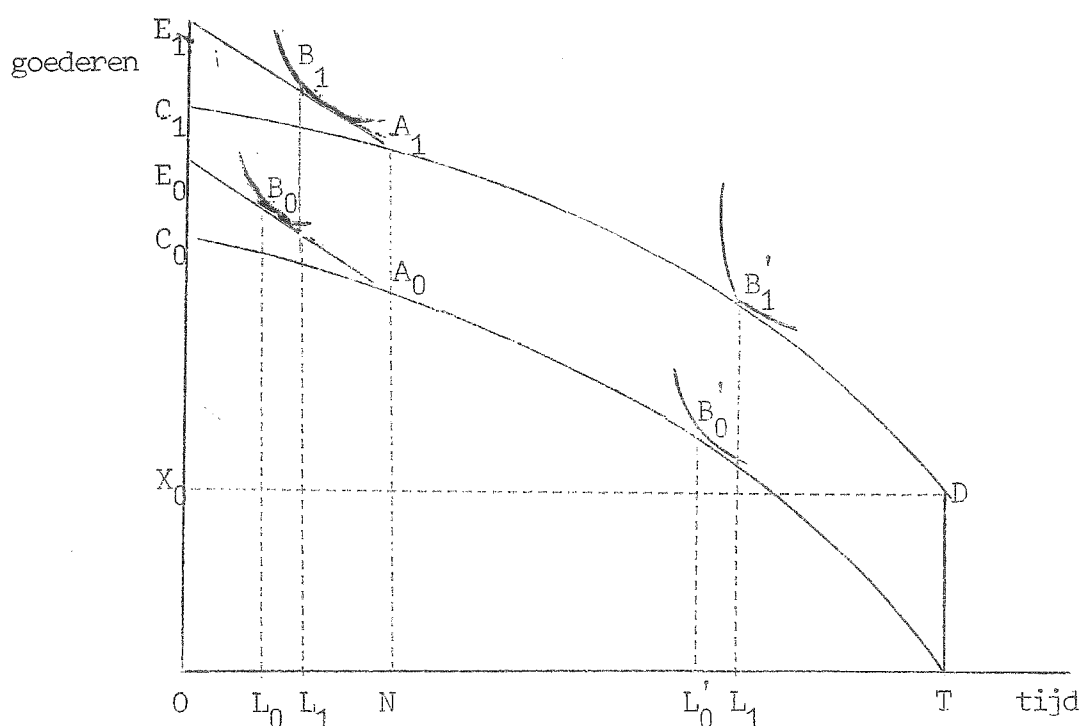
Hieruit volgen dan onmiddellijk de evenwichtsvoorwaarden dat het marginaal produkt van de produktietijd gelijk is aan de marginale substitutievoet van de consumptietijd en de goederen. Deze laatste is op zijn beurt gelijk aan de schaduwprijs ($\frac{\mu}{\lambda}$) van de tijd in reële termen, verder voorgesteld door W^* , waarbij μ en λ respectievelijk staan voor het marginaal nut van de tijd en het inkomen en het optimum. In het geval N positief is of in het geval van arbeidsparticipatie volgt uit (2.c) dat W^* ook gelijk is aan W . In het andere geval is de waarde van de tijd groter dan het marktloon. Hoe groot/^{precies} zullen we in volgende paragraaf proberen te achterhalen.

Derhalve geldt dat voor

$$N = 0 \quad \frac{\partial Z/\partial L}{\partial Z/\partial X} = f' = \frac{\mu}{\lambda} = W^* > W \text{ en voor}$$

$$N \neq 0 \quad \frac{\partial Z/\partial L}{\partial Z/\partial X} = f' = \frac{\mu}{\lambda} = W^* = W \quad (3)$$

Grafisch illustreert GRONAU (1977) zijn model in volgende grafiek

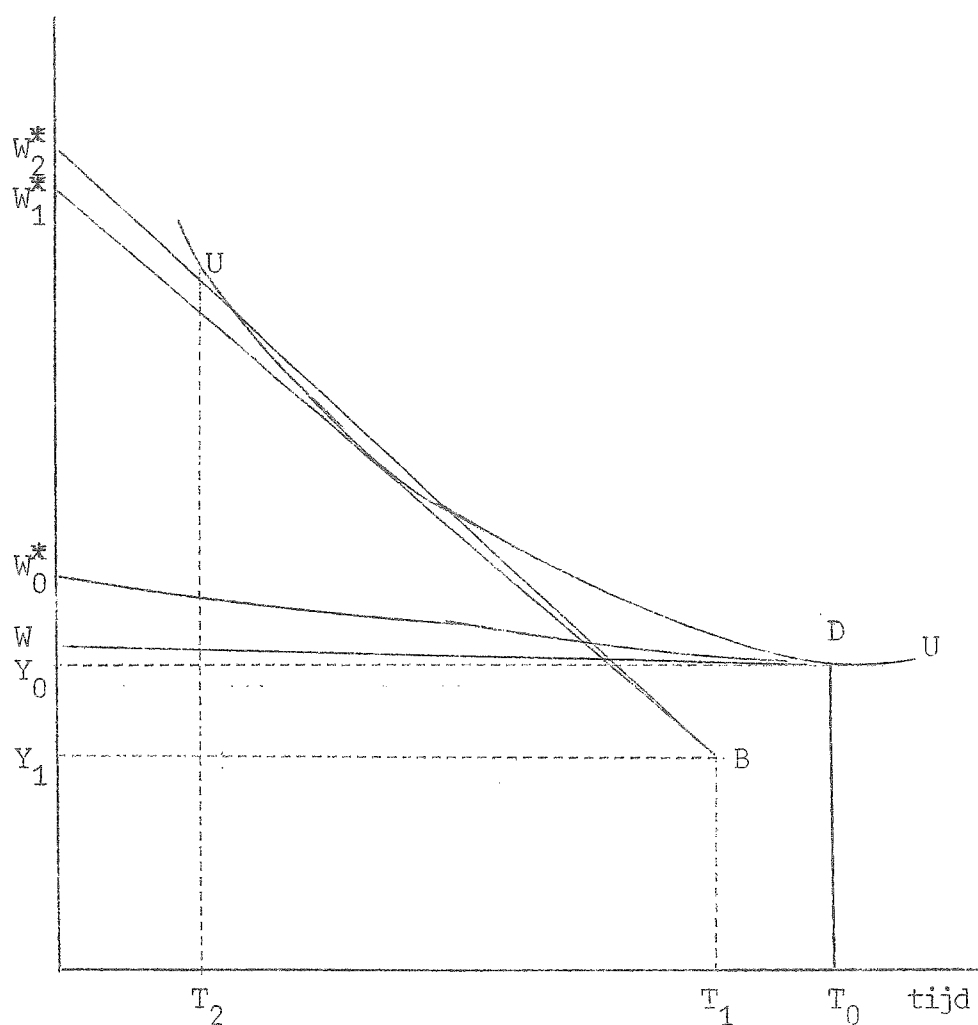


Figuur 1

Hierin is $TB_0 A_0 C_0$ de concave produktiefunctie die produktietijd transformeert tot goederen. In het geval de consument al zijn tijd als produktietijd aanwendt (gemeten vanaf het punt T naar de oorsprong toe) kan hij een hoeveelheid goederen gelijk aan OC_0 produceren. Gegeven dat hij zijn arbeid op de arbeidsmarkt tegen een reëel loon, weergegeven door de helling van $E_0 A_0$ kan aanbieden, wordt zijn keuzegebied uitgebreid. In dit geval heeft hij de keuze tussen een hoeveelheid goederen gelijk aan OE_0 of een hoeveelheid consumptietijd gelijk aan OT of elke combinatie daartussen. Zou hij daarenboven nog over een vermogensinkomen beschikken, dan wordt

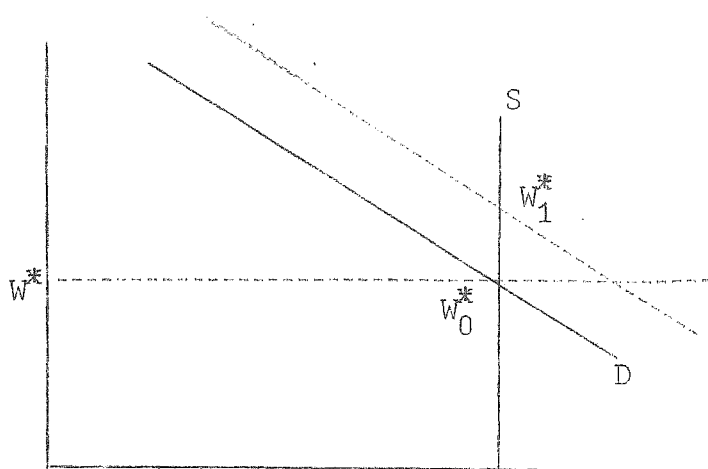
zijn keuzegebied afgebakend door de grens $TD B_1' A_1 E_1$. Het is voor de hand liggend dat de consument, gegeven zijn preferenties, slechts tot de arbeidsmarkt toetreedt, indien dit zijn welvaartsniveau ten goede komt. Rechts van het punt A_0 is de reële waarde van de tijd gelijk aan de helling van de produktiefunctie en groter dan de waarde die op de arbeidsmarkt kan worden gerealiseerd. Voorbij het punt A_0 heeft hij er voordeel bij tot de arbeidsmarkt toe te treden. In dit geval is de waarde van tijd W^* gelijk aan het reëel loon op de arbeidsmarkt. Zouden de preferenties van de consument goederen gericht zijn, dan situeert het evenwicht zich in het punt B_0 . In dit geval verdeelt de consument zijn tijd over OL_0 eenheden consumptietijd, L_0N eenheden arbeidstijd en NT eenheden produktietijd. Zijn de preferenties daarentegen tijdsgericht, dan doet het optimum zich voor in het punt B_0' , waarbij de consument zijn tijd verdeelt over consumptietijd (OL_0') en produktietijd ($L_0'T$). Derhalve is in dit geval de arbeidstijd gelijk aan nul wat gelijk staat aan een voltijdse "huisvrouw". Bemerkt dat de typische hoekoplossing uit het traditionele inkomen-vrije tijd schema op eenvoudige wijze uit figuur 1 is af te leiden. Onderstellen we hiertoe enkel dat het reëel loon in punt T of D groter is dan het marginaal produkt van de produktietijd, dan is de produktietijd gelijk aan nul wat impliceert dat de tijd verdeeld wordt over consumptietijd (vrije tijd) en arbeidstijd. In de hoekoplossing D op figuur 2 is de helling van de indifferentiecurve groter dan het loon op de arbeidsmarkt, weergegeven door de helling van DW . Dit heeft dan een terugtrekking uit de arbeidsmarkt tot gevolg.

Uit bovenstaande analyse kunnen we onthouden dat het verkeerdt zou zijn de waarde van de tijd van huisvrouwen gelijk te stellen aan het loon dat hun buitenhuiswerkende collega's met identieke marktkarakteristieken verdienen.

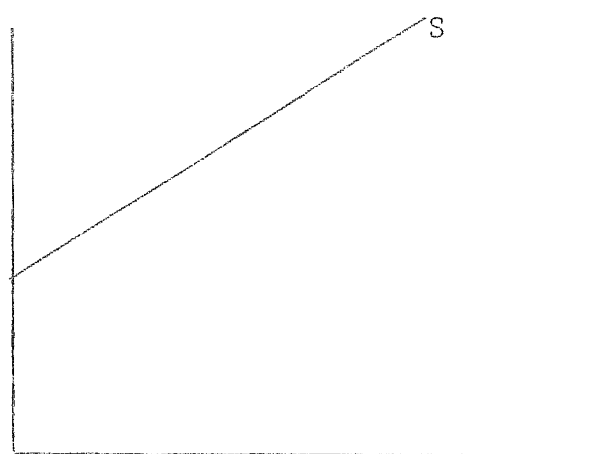


Figuur 2

Deze conclusie steunt duidelijk op andere factoren dan de soms gesuggereerde argumenten als depreciatie van het menselijk kapitaal of kosten van on-the-job-training. Bovendien kan op eenvoudige wijze worden aangetoond dat in tegenstelling tot de exogeen bepaalde tijds waarde van de buitenhuiswerkende vrouw (marginaal loon bij onderstelling constant) de waarde van de tijd van de huisvrouw endogeen wordt bepaald. Figuur 3a maakt dit grafisch duidelijk. Beschouwen we hiertoe het veralgemeende model waarin zowel produktietijd als goederen in het productieproces worden ingezet.



Figuur 3a niet-arbeidstijd



Figuur 3b arbeidsaanbod

Op de verticale as wordt de tijds waarde van de huisvrouw uitgezet; op de horizontale as staat de niet-arbeidstijd. Gegeven de ceteris paribus hypothese komt de D-lijn overeen met de vraag naar niet-arbeidstijd bij een welbepaald produktieniveau. Overeenkomstig de evenwichtsvoorwaarde dat de beschouwde marginale substitutievoet gelijk moet zijn aan de verhouding van de factorprijzen en gegeven het normaal concaaf verloop van de produktiefuncties is de vraagcurve negatief geïnclineerd. De aanbodcurve, weergegeven door de S-lijn, wordt geacht inelastisch te zijn. Dientengevolge wordt het schaduwloon, weergegeven en het snijpunt van vraag- en aanbodcurve, bepaald door de positie van de vraagcurve. Onderstellen we een toename van het gezinsinkomen via een stijging van het vermogensinkomen of van het arbeidsinkomen van de overige gezinsleden. Aangenomen dat de nutsargumenten niet inferieur zijn, impliceert deze inkomensverhoging een toename van de globale vraag naar goederen en tijd. Bijgevolg doet zich een verschuiving voor van de vraagcurve naar rechts; d.w.z. dat bij een gegeven tijds waarde de vraag naar produktietijd oploopt. Het inelastisch verloop van de aanbodcurve in acht genomen resulteert deze verschuiving dan in een toename van het schaduwloon. Dit impliceert dat het schaduwloon en indirect de prijs van de nutsargumenten niet exogeen zijn bepaald. Hierin vinden we dan in

aanvulling op de niet lineair homogene produktiefuncties en de "joint outputs" van POLLAK en WACHTER (1975) meteen een derde oorzaak van endogeen bepaalde prijzen.

Gegeven deze beschouwingen blijft zich de vraag stellen naar de exacte grootte van het schaduwloon. Hierop wordt in volgende paragrafen ingegaan.

§2. Methodologie voor het bepalen van het schaduwloon

De methoden aangewend bij het schatten van het schaduwloon van de niet buitenhuiswerkende vrouw kunnen in een drievoudige indeling worden ondergebracht. HECKMAN (1974) schat rechtstreeks de functie van de marginale substitutievoet. Hiertoe maakt hij de helling van de indifferentiecurve functie van het initieel inkomen, van het arbeidsaanbod en van de prijs die voor kinderopas dient te worden betaald. Gegeven dat het reservatieloon - d.i. het loon waarbij men indifferent is omtrent al dan niet participeren op de arbeidsmarkt - gelijk is aan de helling van de indifferentiecurve bij nul uren arbeidsaanbod kan uit de functie rechtstreeks de gezochte tijds waarde worden afgeleid.

Een tweede categorie van benaderingen poogt uit een schatting van de arbeidsaanbodfunctie het schaduwloon af te leiden. De gedachtengang waarop deze methode berust is de volgende. Uitgegaan wordt van de basisassumptie dat er geen inherent verschil bestaat tussen vrouwen die op de arbeidsmarkt participeren en hun niet buitenhuiswerkende collega's voor zover ze dezelfde socio-economische karakteristieken vertonen. Gegeven deze onderstelling kan men dan stellen dat het arbeidsaanbod van een buitenhuiswerkende vrouw eenvoudig het complement is van de vraag naar niet-arbeidstijd van een huisvrouw, of zoals weergegeven in figuur 3b, dat de waarde van de tijd van de huisvrouw overeenstemt met het loon op de arbeidsmarkt, waartegen ze bereid is een eerste eenheid arbeid aan te bieden. Dit laat dan vermoeden

dat men uit een schatting van de arbeidsaanbodfunctie het zogenaamde reservatieloon of de tijds waarde kan afleiden. Hoewel deze methode op het eerste richt voornamelijk omwille van haar eenvoud de aandacht trekt, vertoont ze toch elementaire zwakheden. Meer bepaald is uit empirisch onderzoek herhaaldelijk naar voor gekomen dat de schattingsresultaten van de aanbodfunctie erg afhankelijk zijn en van de wijze waarop het arbeidsaanbod is gedefinieerd en van de specificatie van de functie. Bovendien kan men een fundamenteel bezwaar aantekenen tegen de basisassumptie waarop de redenering steunt. Met name laat het verschil in het tijdsallocatiegedrag vermoeden dat er wel degelijk verschillen bestaan tussen beide groepen vrouwen, verschillen die wel eens betrekking zouden kunnen hebben op de waarde die aan de tijd wordt toegekend. Daarom opteren we in wat volgt voor de derde methode. Meer concreet berust deze methode op het beslissingsproces dat wordt aangewend bij het al dan niet toetreden tot de arbeidsmarkt. Bijgevolg richt men de aandacht eerder op de arbeidsparticipatie dan wel op het arbeidsaanbod. Dit is ook de werkwijze die door GRONAU (1973^a) (1973^b) wordt gevolgd. In wat volgt geven we een korte omschrijving van de methode, waarna in de volgende paragrafen de gebruikte data en de schattingsresultaten worden toegelicht.

In het model gaan we uit van volgende vereenvoudigende assumpties. Elke potentiële arbeidsparticipant heeft een perfecte kennis omtrent zijn potentieel loon op de arbeidsmarkt. Het marktloon wordt onafhankelijk beschouwd van het arbeidsaanbod. Ook het initieel gezinsinkomen wordt geacht niet te variëren met het tijdbestedingspatroon van de vrouw. Tenslotte wordt verondersteld dat arbeidsparticipatie geen extra kosten impliceert. Gegeven dat het maximale nut wordt nagestreefd kan uit de analyse van paragraaf één de beslissingsregel worden afgeleid dat tot de arbeidsmarkt wordt toegetreden indien het potentieel marktloon (W) groter is dan de waarde van de tijd in het huishoudelijk productieproces (W^*). Dit laatste wordt ook wel het reservatieloon genoemd. Het stemt overeen met de helling van de indifferentiecurve bij een arbeidsaanbod gelijk aan nul. In het andere geval wordt afgezien van

arbeidsmarkttoetreding. Bemerk evenwel dat in een situatie waar- in participatie op de arbeidsmarkt gepaard gaat met bijkomende kosten het reservatieloan hoger uitvalt dan de tijds waarde van de huisvrouw. Teruggaand naar figuur 2 is het reservatieloan zonder toetredingskosten eenvoudig gelijk aan de helling van de lijn DW_0^* . Aangenomen dat participatie leidt tot $Y_0 Y_1$ monetaire kosten en $T_0 T_1$ tijds kosten wordt het reservatieloan opgetrokken tot DW_1^* . In het geval dat het arbeidsaanbod om institutionele redenen minimaal $T_0 T_2$ eenheden zou moeten bedragen, wordt het zelfs verhoogd tot DW_2^* . Voor meer details omtrent de participatiebeslissing verwijzen we naar LEWIS (1974) en GRONAU (1974). Gegeven deze beslissingsregel is de arbeidsparticipatie dan functie van de gezamenlijke dichtheidsfunctie van het marktloon (W) en de tijds waarde (W^*) in het geval van afwezigheid op de arbeidsmarkt of

$$P = \text{prob} (W > W^*) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{W^*}^{\infty} f(W, W^*) dW dW^*$$

Anderzijds geldt dat het gemiddeld loon van werkende vrouwen en de gemiddelde tijds waarde van huisvrouwen overeenkomen met de gemiddelden van hun afgekapte verdelingen wat respectievelijk neerkomt op

$$\bar{W} = E (W/W > W^*) = \frac{1}{P} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{W^*}^{\infty} W f(W, W^*) dW dW^*$$

en

$$\bar{W}^* = E (W^*/W^* > W) = \frac{1}{1-P} \int_{-\infty}^{\infty} \int_W^{\infty} W^* f(W, W^*) dW^* dW$$

Een basisvereiste voor de schatting van de gezochte tijds waarde W^* betreft de parameters van de gezamenlijke dichtheidsfunctie $f(W, W^*)$, nl. μ_W , σ_W , μ_{W^*} en σ_{W^*} . Onderstellen we hiertoe dat W en W^* onafhankelijk verdeeld zijn en dat hun gezamenlijke verdeling bivariaat normaal is. Dit laat ons toe te schrijven dat

$$f(W, W^*) = \frac{1}{2\pi \sigma_W \sigma_{W^*}} \cdot \exp - \frac{1}{2} \left\{ \left(\frac{W - \mu_W}{\sigma_W} \right)^2 + \left(\frac{W^* - \mu_{W^*}}{\sigma_{W^*}} \right)^2 \right\}$$

$$= \frac{1}{2\pi \sigma_W \sigma_{W^*}} \cdot \exp \left\{ - \frac{1}{2} (x^2 + y^2) \right\}$$

waarin μ_W en μ_{W^*} respectievelijk de populatie gemiddelden zijn; σ_W en σ_{W^*} zijn de standaarddeviaties; x en y zijn de standaard normale variabelen met $x = \frac{W - \mu_W}{\sigma_W}$ en $y = \frac{W^* - \mu_{W^*}}{\sigma_{W^*}}$

Nemen we in wat volgt aan dat μ_W functie is van de leeftijd en de scholingsgraad; μ_{W^*} is daarentegen afhankelijk van het gezinsinkomen. Dan geldt dat de participatiegraad binnen een gegeven inkomens-, leeftijds- en scholingsgroep gelijk is aan

$$P = \text{prob} (W = \mu_W + x \sigma_W > \mu_{W^*} + y \sigma_{W^*} = W^*) = \text{prob} (x > A + B_y = y^*)$$

$$= \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{y^*}^{\infty} \exp \left\{ - \frac{1}{2} (x^2 + y^2) \right\} dx dy$$

met

$$A = (\mu_{W^*} - \mu_W) / \sigma_W \text{ en } B = \sigma_{W^*} / \sigma_W$$

Overeenkomstig GRONAU (1973^a) kan dan worden aangetoond dat

$$\bar{W} = \mu_W + x \sigma_W$$

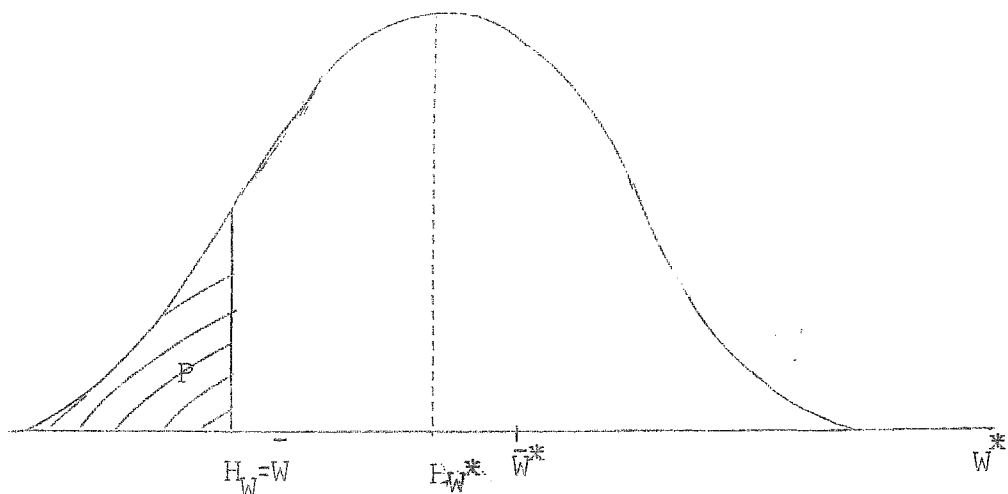
met

$$x = E (x/x > y^*) = \frac{1}{2\pi P} \int_{-\infty}^{\infty} \int_{y^*}^{\infty} x \cdot \exp \left\{ - \frac{1}{2} (x^2 + y^2) \right\} dx dy$$

$$= \frac{1}{P} \left(2\pi \frac{\sigma_W^2 + \sigma_{W^*}^2}{\sigma_W} \right)^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp \left\{ - \frac{1}{2} \frac{(\mu_{W^*} - \mu_W)^2}{\sigma_W^2 + \sigma_{W^*}^2} \right\}$$

Aangenomen dat de data waarover we beschikken zich beperken tot participatieratio's en gemiddelde lonen van buitenhuiswerkende vrouwen zijn we genoodzaakt een bijkomende assumptie te maken, indien we de parameters μ_W , μ_W^* , σ_W en σ_W^* willen schatten. Daarom gaan we er nog van uit dat de spreiding van de loonsverdeling nihil is, of $\sigma_W = 0$, en dat σ_W^* of de spreiding van de verdeling van de tijdswaarde onafhankelijk is van het gezinsinkomen. Een andere assumptie, die overeenkomstig GRONAU (1973^a) in zijn artikel ook zou kunnen gemaakt worden, gaat uit van de alternatieve situatie dat $\sigma_W^* = 0$ en dat σ_W onafhankelijk is van de leeftijd en de scholingsgraad. In onderhavig artikel opteren we voor de eerste assumptie. Niet alleen laat ze ons toe op elegante wijze de door GRONAU (1974) en LEWIS (1974) gesuggereerde vertekening te omzeilen die samenhangt met de gevoerde sollicitatie-strategie. Bovendien laat ze ons toe, zoals uit volgende paragraaf zal blijken, het dataprobleem op te lossen waarmee we worden geconfronteerd.

Gegeven dat gelijke marktkarakteristieken tot een identiek loon leiden, wordt het verschilⁱⁿ participatiegedrag dan verklaard aan de hand van de verschillende waarden die aan de huishoudtijd wordt toegekend. Meer bepaald kan uit figuur 4 worden afgeleid dat binnen de gemaakte assumptie precies die vrouwen tot de arbeidsmarkt toetreden die het minst efficiënt zijn in het huishoudelijk produktieproces.



Figuur 4

Klaarblijkelijk vloeit hier ook uit voort dat de gemiddelde tijdswaarde van de huisvrouwen hoger is dan het loon dat ze gemiddeld op de arbeidsmarkt zouden verdienen of $\bar{W}^* = E(W^*/W^* > \mu_W = \bar{W}) > \bar{W}$. Bijgevolg geldt nu dat voor een bepaalde inkomens-, leeftijds- en scholingsgroep de participatiegraad gelijk is aan

$$P = \text{prob}(W^* < \mu_W) = \text{prob}\left(y = \frac{W^* - \mu_{W^*}}{\sigma_{W^*}} < \frac{\mu_W - \mu_{W^*}}{\sigma_{W^*}} = -\frac{A}{B} = Z\right)$$

waaruit volgt, gegeven $\sigma_{W^*} = 0$ of $\mu_W = \bar{W}$, dat

$$Z = -\frac{A}{B} = \frac{\mu_W - \mu_{W^*}}{\sigma_{W^*}} = \frac{\bar{W} - \mu_{W^*}}{\sigma_{W^*}}$$

of dat

$$\bar{W} = \mu_{W^*} + Z \sigma_{W^*} \quad (4)$$

Gebruik makend van de tabellen van een standaard normale verdeling kan voor een gegeven participatiegraad de corresponderende Z-waarde worden afgeleid. Bijgevolg kunnen aan de hand van regressie-analyse (1) de resterende parameters μ_{W^*} en σ_{W^*} worden geschat. GRONAU (1973^a) toont aan dat de gezochte tijdswaarde van huisvrouwen dan eenvoudig te berekenen is uit

$$W^* = \mu_{W^*} + \bar{y} \sigma_{W^*} \geq \mu_{W^*} \quad (5.a)$$

met

$$\bar{y} = E(y/y^* > x) = \frac{1}{(1-P)\sqrt{2\pi}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2} Z^2\right) > 0 \quad (5.b)$$

(1) Een variante van deze methode maakt gebruik van probitanalyse. Zie hiervoor GRONAU (1973^b).

Aangenomen dat de gemiddelde tijdswaarde (μ_W^*) lineair afhankelijk is van het gezinsinkomen of $\mu_W^* = \beta_0 + \beta_1 I$ is de uiteindelijke schattingsvergelijking dan

$$\bar{W} = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 Z$$

waarin β_0 het intercept voorstelt; β_1 komt overeen met het marginaal effect van het gezinsinkomen op ¹ het populatiegemiddelde van de tijdswaarde van huisvrouwen en β_2 is de geschatte spreiding van deze verdeling.

§3. Data en schattingsresultaten

Voor de schattingen is gebruik gemaakt van een voor Vlaanderen representatieve steekproef daterend van 1976, opgesteld door het Centrum van Sociaal Beleid van de UFSIA (1). Om de schattingen op een zo homogeen mogelijke steekproef te kunnen baseren zijn vooraf een aantal selectiecriteria vastgelegd. Meer bepaald worden enkel en alleen volledige gezinnen opgenomen. Hieronder verstaan we gezinnen bestaande uit beide echtgenoten, met of zonder kinderen, en waar geen meewonenden van de gezinskern deel uit maken. Bovendien mogen noch man, noch vrouw gepensioneerd zijn. De hoofdactiviteit van de echtgenote mag zich enkel situeren in de categorieën tewerkgesteld, werkloos of huishouden. Hierdoor willen we vermijden dat een status van studierend of langdurig ziek de tijdswaarde vertekent. Voorts moet de echtgenote in het geval ze tewerkgesteld of werkzoekend is, gecatalogeerd zijn als arbeider of bediende. Dit criterium vindt zijn grondslag in het feit dat we vooraf een schatting van het marktloon moeten maken, wat voor zelfstandigen serieuze problemen kan scheppen.

Van de oorspronkelijke 5.419 gezinnen zijn aldus uiteindelijk 2.449 gezinnen weerhouden. Tabel 1 geeft een bondige samenvatting van de karakteristieken van de steekproef in zijn totaliteit en naargelang het aantal jonge kinderen.

(1) Met dank aan het Centrum voor Sociaal Beleid, en in het bijzonder aan L. Vereycken, voor het ter beschikking stellen van de data.

Tabel 1 : Verdeling van leeftijd, scholing en gezinsinkomen en de steekproef naargelang het aantal jonge kinderen in het gezin

	Totale steekproef	Geen jonge kinderen (*)	Jonge kinderen
Aantal observaties	2.249	1.639	810
Verdeling van de scholingsgraad (**)			
- lager onderwijs	42.51	47.47	32.47
- tot + leeftijd van 15 jaar	35.16	34.35	36.19
- tot + leeftijd van 18 jaar	15.31	13.12	19.75
- NHO en universitair onderwijs	7.02	5.06	10.99
Verdeling van de leeftijd (**)			
- jonger dan 30 jaar	18.86	11.17	34.44
- 30 < 40 jaar	32.18	24.10	48.52
- 40 < 50 jaar	28.30	34.66	15.43
- 50 jaar en ouder	20.66	30.08	1.60
Gemiddeld gezinsinkomen per maand (***)			
- totale steekproef	32.816	32.657	33.137
- werkende en werkzoekenden	28.575	28.566	28.589
Gemiddeld (potentieel)marktloon			
- werkenden en werkzoekenden	98.35	97.77	99.31
- huisvrouwen	94.96	96.83	90.68
Participatiegraad			
- P	0.38	0.35	0.43
- Z	-0.305	-0.385	-0.175

* kinderen van 0 tot 5 jaar

** in procenten

*** exclusief het arbeidsinkomen van de vrouw

Bij de interpretatie van de tabel dient wel enig voorbehoud te worden gemaakt. Aangezien enkel de leeftijd van de echtgenoot bekend is en we normaliter kunnen aannemen dat er een goede correlatie is tussen de leeftijd van de echtgenoten, wordt voor de verdere berekeningen gewerkt met de leeftijd van de man. Bovendien is het marktloon als dusdanig niet in de steekproefgegevens opgenomen. Dit datagebrek hebben we dan op de volgende wijze opgelost. Gebruik makend van de theorie van het menselijk kapitaal van MINCER (1974), kunnen we stellen dat het marktloon functie is van het scholingsniveau en de beroepservaring (on-the-job-training). Aangenomen dat de netto investeringen gedurende het beroepsleven afnemen over de tijd, kan worden aangetoond dat de looncapaciteitsfunctie een parabolisch verloop over de levenscyclus vertoont. Tabel 2 geeft de schattingsresultaten weer van de loonfunctie.

$$\ln(Y) = \alpha + \beta(\text{scholing}) + \gamma(\text{ervaring}) + \delta(\text{ervaring})^2$$

Tabel 2 : Schattingsresultaten van de loonfunctie

Aantal observaties	811	
Afhankelijke variabele	ln(weekloon)	*
Onafhankelijke variabele		
constante	9.04	
	(49.8)	
scholing	(0.11)	
	(13.61)	
anciënniteit	-0.07	
	-(6.63)	
(anciënniteit) ²	8.84 E-4	
	(6.70)	
\bar{R}^2	0.20	

* : natuurlijk logaritme		
De cijfers tussen haakjes zijn de geschatte t-waarden		

Hoewel de schattingen zeer significant zijn, valt op dat de functie niet het verwachte stijgend en daarna dalend verloop vertoont. Verschillende redenen kunnen hierbij hun invloed laten gelden. Eerst en vooral wordt de beroepservaring van de werkende vrouw benaderd door de leeftijd, die dan nog de leeftijd van de man is. Voorts dient vermeld dat er zich een serieus multicollineariteitsprobleem stelt tussen beide ervaringsvariabelen. Op basis van deze schattingen hebben we dan het (potentieel) marktloon berekend. Hiertoe delen we het geschatte weekinkomen door de gemiddelde wekelijkse arbeidsduur die in 1976 voor arbeiders en bedienden van kracht was, nl. 38.35 uren per week. Voor de vrouwen die tewerkgesteld zijn behelst die methode dat alle variantie van het inkomen, weergegeven in de geschatte residuen, te wijten is aan een variantie in het arbeidsaanbod. Deze werkwijze veronderstelt impliciet dat identieke marktkarakteristieken een gelijk marktloon opleveren. Dit is conform met de assumptie in het model dat $\sigma_W = 0$

Voor de schattingen van het schaduwloon zelf zijn de weerhouden gezinnen vervolgens opgesplitst in cellen naargelang de leeftijd (< 30 , $30 < 40$, $40 < 50$, ≥ 50), de scholingsgraad (geen en lager onderwijs, lager secundair onderwijs, hoger secundair onderwijs, NUHO en universitair onderwijs) en het maandelijks gezinsinkomen (< 20.000 BF, $20.000 < 30.000$, $30.000 < 40.000$, $40.000 < 50.000$, ≥ 50.000 BF). In totaal zijn derhalve oorspronkelijk 80 cellen of observaties mogelijk. Weliswaar kan dit aantal naargelang de beschouwde steekproef worden gereduceerd. Voor elke cel is dan het gemiddeld gezinsinkomen, de gemiddelde loonvoet van de werkende en werkzoekende vrouwen en de participatiegraad berekend. Deze laatste is de verhouding van de werkenden en werkzoekenden op het totaal aantal observaties in de cel. Uit de participatiegraad kan dan op basis van de standaardnormale tabellen de Z-waarde worden berekend. Vermits we de schattingen uitvoeren op basis van gegroepeerde gegevens, wat een heteroscedasticiteitsprobleem in het leven roept, hebben we elke observatie gewogen met het aantal werkende en werkzoekende vrouwen in de cel.

Tabel 3 geeft de regressieresultaten weer van de schattingsvergelijking

$$\bar{W} = \alpha_0 + \beta_1 I + \beta_2 Z$$

Tabel 3 : Geschatte parameters van de tijdswaardeverdeling van de huisvrouwen

Steekproef	Aantal observaties	\bar{R}^2	Constante		Gezinsinkomen		Z	
			β_0	t	β_1	t	β_2	t
Totale steekproef	60	0.80	109.57	4.24	0.0022	10.42	35.50	9.10
Geen jonge kinderen	50	0.74	115.75	3.84	0.0020	6.81	28.92	7.49
Jonge kinderen	31	0.84	42.11	1.29	0.0027	8.21	40.64	7.27

Met uitzondering van het intercept in de steekproef met jonge kinderen zijn alle geschatte coëfficiënten significant op het 1 % niveau. Dit resultaat is des te meer bevredigend gezien men bij schatting op basis van gegroepeerde gegevens met een efficiëntieverlies rekening moet houden. De determinatiecoëfficiënten bereiken hoge waarden wat bij gegroepeerde gegevens meer voorkomt. De tekens van de geschatte coëfficiënten beantwoorden aan de a priori verwachtingen. Met name is de standaarddeviatie van de tijdswaarde en het marginaal effect van het gezinsinkomen op het populatiegemiddelde telkens positief.

Op basis van deze schattingsresultaten en aan de hand van relaties (4) en (5) uit vorige paragraaf kunnen we dan voor elke cel het populatiegemiddelde (μ_w^*) en het steekproefgemiddelde (\bar{w}^*) van de waarde van de tijd van huisvrouwen berekenen. Tabel 4 geeft het gemiddelde voor alle cellen na weging van de celwaarden met respectievelijk het aantal werkenden en werkzoekenden, en het aantal huisvrouwen in de cel.

Tabel 4 : Populatiegemiddelde en steekproefgemiddelde van de tijdswaarde van huisvrouwen in functie van de aanwezigheid van jonge kinderen

	Totale steekproef	Geen jonge kinderen	Jonge kinderen
Arbeidsparticipatie (in %)	37.69	35.14	42.84
Gemiddeld (potentieel) marktloon			
- werkenden en werkzoekenden (\bar{W}_W)	98.35	97.77	99.31
- huisvrouwen (\bar{W}_H)	94.96	96.83	90.68
Tijdswaarde van de huisvrouw			
- populatiegemiddelde (\bar{H}_W^*)	93.79	92.39	91.365
- steekproefgemiddelde (\bar{W}^*)	134.46	128.37	135.73
- \bar{W}^*/\bar{W}_H	1.42	1.33	1.50
- \bar{W}^*/\bar{W}_W	1.36	1.31	1.37

Bij deze cijfers valt op dat er weinig variantie is in het populatiegemiddelde in elk van de beschouwde steekproeven. Het steekproefgemiddelde ligt daarentegen beduidend hoger indien er jonge kinderen in het gegeven aanwezig zijn. In vorige paragrafen is theoretisch aangetoond dat het (potentieel) marktloon een onderschatting zou betekenen van de tijdswaarde van huisvrouwen. Tabel 4 blijkt dit empirisch te bevestigen. In het geval er geen jonge kinderen zijn ligt de waarde van de tijd van huisvrouwen 31 tot 33 procent hoger naargelang men het marktloon van buitenhuiswerkende vrouwen of het potentieel marktloon als referentiebasis neemt. Voor gezinnen met jonge kinderen bedragen deze cijfers respectievelijk 37 en 50 procent.

Conclusie

Ondanks de in de tijd sterk toegenomen arbeidsparticipatie van de vrouw blijft de groep van "huisvrouwen" een relatief belangrijke groep uitmaken. Een basis vereiste voor tijdsallocatiestudies voor deze groep betreft kennis van de "prijs" van hun tijd. Daarom heeft men in deze nota een schatting van het schaduwloon gemaakt.

De methode die hiervoor wordt aangewend berust op het beslissingsproces dat wordt aangewend bij het al dan niet toetreden tot de arbeidsmarkt.

Gegeven dat men tot de arbeidsmarkt toetreedt indien het marginaal loon op de arbeidsmarkt hoger is dan de waarde van de tijd in het huishoudelijk productieproces, is de arbeidsparticipatie functie van de gezamenlijke dichtheidsfunctie van het marktloon en het reservatieloon. Derhalve moeten onder wel bepaalde assumpties de parameters van deze indelingen worden geschat. Met name wordt verondersteld dat het marktloon en de tijdswaarde bij afwezigheid op de arbeidsmarkt onafhankelijk zijn verdeeld. Dit impliceert dat factoren die invloed hebben op de loonvoet geen effect hebben op de tijdswaarde. Voorts wordt hun gezamenlijke verdeling verondersteld bivariaat normaal te zijn. Tenslotte moet nog worden verondersteld dat de spreiding van het marktloon gelijk is aan nul. Vermits gelijke marktkarakteristieken in dit geval tot een identiek loon leiden wordt het verschil en participatiegedrag dan verklaard aan de hand van verschillende waarden die aan de huishoudtijd worden toegekend. Meer bepaald kan men hieruit afleiden dat precies die vrouwen tot de arbeidsmarkt toetreden die het minst efficiënt zijn in het huishoudelijk productieproces. Hieruit vloeit voort dat de gemiddelde tijdswaarde van huisvrouwen hoger is dan het loon dat ze gemiddeld op de arbeidsmarkt verdienen. Deze verwachtingen worden empirisch bevestigd. Naargelang men zich richt op gezinnen met of zonder kinderen ligt de waarde van de tijd van huisvrouwen respectievelijk 50 en 33 procent hoger dan wat op de arbeidsmarkt zou kunnen worden gerealiseerd.

Bibliografie

- BECKER G.S., A Theory of the Allocation of Time, The Economic Journal, 1965, p.493-517.
- GHEZ G.R. & BECKER G.S., The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle, New York, NBER, 1975.
- GRONAU R., Leisure, Home Production, and Work - The Theory of the Allocation of Time Reverted, Journal of Political Economy, 1977, vol.85, nr.6, p.1099-1123.
- GRONAU R., The Effect of Children on the Housewife's Value of Time, Journal of Political Economy, March-April 1973^b, p.30-47.
- GRONAU R., The Intrafamily Allocation of Time : The Value of the Housewives, The American Economic Review, September 1973^a, vol.63, nr.4, p.634-652.
- GRONAU R., Wage Comparisons - A Selectivity Bias, Journal of Political Economy, November 1974, p.1119-1143.
- HECKMAN J.J., Effect of Child-Care Programs on Women's Work Effort, Journal of Political Economy, 1974, March-April, vol.82, part II, p.5136-5163.
- LEIBOWITZ A., Women's Allocation of Time to Market and Non-Market Activities : Differences by Education, Columbia University, 1972, 153 p.
- LEWIS H.G., Comments on Selectivity Biases in Wage Comparisons, Journal of Political Economy, November 1974, p.1145-1155.
- MINCER J., Labor Force Participation of Married Women, A Study of Labor Supply, in H.G. Lewis, ed., Aspects of Labor Economics, Princeton, Princeton Univ. Press, 1962, p.63-97.
- MINCER J., Schooling, Experience and Earnings, Columbia, N.B.E.R. 1974.
- POLLAK R.A. & WACHTER M.L., The Relevance of the Household Production Function and its Implications for the Allocation of Time, Journal of Political Economy, April 1975, p.255-278.