



STUDIECENTRUM VOOR ECONOMISCH EN SOCIAAL ONDERZOEK

Tendensen in de Belgische nuptialiteit:  
Een Economische Analyse.

Marcia De Wachter

Rapport 82/125

April 1982

De auteur wenst haar dank te betuigen aan de professoren  
W. Nonneman en Guy Carrin voor hun nuttige bemerkingen  
bij het totstandkomen van deze paper.

Universitaire Faculteiten St. Ignatius  
Prinsstraat 13 - 2000 Antwerpen

D/1982/1169/02

## 0. SAMENVATTING

Het aantal huwelijken die in België jaarlijks per duizend inwoners worden aangegaan is over de periode 1900-1978 erg stabiel gebleven. Daarentegen stellen we een belangwekkende tendens vast in het tijdstip waarop het (eerste) huwelijk wordt afgesloten: zowel mannen als vrouwen zijn beduidend jonger bij hun eerste huwelijk dan voorgaande generaties.

Deze evolutie biedt een interessante bron van informatie bij de verklaring van de huidige trends inzake huwelijksstabiliteit en fertiliteit.

In dit artikel wordt het fenomeen van de gezinsvorming op jongere leeftijd geanalyseerd aan de hand van een economisch model.

De implicaties van dit model worden empirisch getoetst en stroken met de vooropgestelde hypothesen.

## 1. INLEIDING

In het voorbije decennium hebben economen hun analytisch instrumentarium aangewend om een aantal maatschappelijke fenomenen en menselijke gedragingen te verklaren die buiten de traditionele monetaire marktsfeer vallen.

Hun uitgangspunt hierbij was dat het economisch denkkader, nl. de studie van het toewijzingsmechanisme van schaarse middelen aan competitieve doeleinden - relevant is voor alle mogelijke keuzeproblemen. Zo b.v. hebben economische studies nieuwe inzichten en verbanden opgeleverd omtrent criminaliteit, politiek, vrije-tijdsbesteding, gezinsbeslissingen, e.d.m., onderwerpen die op het eerste gezicht niet economisch hanteerbaar lijken.

In dit artikel willen we nagaan in welke mate een aantal geobserveerde tendenzen in huwelijksgedrag op economische wijze kunnen verklaard worden. Hiervoor maken we gebruik van het standaard economisch bouw materiaal (1):

We vertrekken van de eenvoudige veronderstelling dat de mensen hun eigen geluk willen nastreven. Indien ze derhalve opteren voor het

---

(1) Zie o.m. G.S. BECKER, The Economic Approach to Human Behavior, University of Chicago Press, 1976, pp. 3-14.

huwelijk dan hopen ze (of hun ouders!) hierdoor een niveau van satisfactie te bereiken boven hetgene dat ze zouden hebben indien ze ongehuwd waren gebleven. Economisch vertaald betekent dit dat de keuze al of niet te huwen het resultaat is van een beslissingsproces waarin de toekomstige netto-voordelen van het huwelijk worden afgewogen tegen die van het celibaat.

Als tweede hoeksteen introduceren we een concept uit de economische theorie van de tijdsallocatie (cfr. G. Becker ('65)). In deze theorie worden o.m. de verschillende mogelijkheden van tijdsbesteding zoals arbeidstijd, studie- en vrije tijd, met de overeenkomstige (opportuiniteits)kosten ontleed. Met studietijd, veelal investeringen in menselijk kapitaal genoemd, bedoelt men de offers o.v.v. tijd en geld die een individu zich getroost om gedurende een bepaalde periode theoretische en praktische kennis te vergaren. Het rendement van deze 'investering in menselijk kapitaal' wordt hoofdzakelijk uitgedrukt in termen van een toegenomen arbeidsinkomen tijdens het actief leven. Deze investeringen in menselijk kapitaal zullen een cruciale rol spelen in de bepaling van het tijdstip waarop gehuwd wordt.

In de mate dat we kunnen aantonen dat de huwelijksbeslissing niet alleen de uitkomst is van een zuiver kansspel, vinden we ook een verklaringsbasis voor de huidige trends in o.m. de huwelijksstabiliteit en fertiliteit, in de inkomensongelijkheid uit vermogens en arbeidsinkomens, enz.

Concreet wensen we te onderzoeken in welke mate individuele karakteristieken als het aantal jaren scholing, de beroepsstatus, de religiositeit enz. de leeftijd waarop gehuwd wordt mede bepalen. Bijzondere aandacht zal hierbij besteed worden aan het impact van de ouders, d.i. de mate waarin sociale afkomst en/of maatschappelijke stratificatie een rol spelen bij het beslissingsproces van hun kinderen op een bepaalde leeftijd te huwen of niet.

Het is evident dat de nu volgende analyse ontoereikend zal zijn om alle similariteiten en verschillen in de geobserveerde huwelijks-tendenzen over de tijd en tussen de verschillende bevolkingslagen te verklaren. Onderzoekswerk van sociologen, psychologen, socio-biologen en andere sociale wetenschappers is noodzakelijk om een zo grondig mogelijke verklaring en voorspelling van deze gedragspatronen te bereiken. Hier willen we enkel aantonen dat we met een economische aanpak een systematische en empirisch verifieerbare analyse van de trends in de nuptialiteit kunnen maken.

De structuur van dit artikel ziet er als volgt uit:

In het volgende deel worden enkele markante tendenzen in de Belgische nuptialiteit aan de orde gesteld.

Om deze evolutie in een economisch daglicht te stellen werken we in deel 3 een theoretisch raamwerk uit waarin de huwelijkspatronen zullen worden geanalyseerd. Uit deze theoretische uiteenzetting leren we wat de invloed zal zijn van o.m. het ouderlijk inkomen, de scholingsgraad, verwachtingen betreffende de fertiliteit e.d.m. op de leeftijd waarop iemand huwt.

Daarna worden deze implicaties getest met cross-sectie-gegevens uit een enquête afgenomen in de stad Luik in 1970. De empirische evidentie bevestigt de theoretische voorspellingen.

## 2. ENKELE ONTWIKKELINGEN IN DE BELGISCHE NUPTIALITEIT

Bekijken we de globale cijfers van het aantal huwelijken, geboorten sterften en scheidingen per duizend inwoners in België (1), dan stellen we voor de periode 1900-1978 (cfr.fig.1) enkele merkwaardige evoluties vast:

---

(1) Bronnen: Statistisch Jaarboek van België, Loop van de Bevolking van het Rijk, zonder onderscheid van geslacht in absolute getallen en per 1000 inwoners. Boekdelen 73 (1952), 87 (1966), 92 (1972), 99 (1979).

Fig. 1: Aantal geboorten, huwelijken, scheidingen en sterften per ‰



Na de diepgaande inkrimping van het aantal huwelijken per duizend inwoners tijdens de Eerste Wereldoorlog, stijgt de nuptialiteitsgraad (1) op indrukwekkende wijze. Dit inhaaleffect spreidt zich over het ganse decennium van de twintiger jaren en men schrijft reeds 1931 vooraleer er een stabilisatie optreedt.

De daling in de nuptialiteit is minder spectaculair tijdens de Tweede Wereldoorlog en ook het herstel treedt op in een kortere periode: in 1952 zijn er ongeveer evenveel huwelijken per duizend inwoners als na de eeuwwisseling.

De daling in het aantal huwelijken per ‰ in de eerste helft van de zestiger jaren kan in verband gebracht worden met de dramatische terugval van het geboortecijfer tijdens W.O.II.

In de periode '74-'75 zien we ten slotte de generatie uit de naoorlogse 'babyboom' in het huwelijksbootje stappen.

De trend in de nuptialiteitsgraad vanaf 1900 tot 1978 bedraagt  $\pm -0.1$  ‰ jaarlijkse daling en getuigt van de grote stabiliteit in de Belgische gezinsvorming (2).

Hoewel het aantal huwelijken per duizend inwoners tijdens deze eeuw erg stabiel is gebleven, hebben er zich ingrijpende verschuivingen voorgedaan in de leeftijd waarop de gemiddelde Belg huwt:

Erg opvallend zijn de jaarlijkse groeicijfers in de periode 1848 tot 1978 van het aantal mannen die beneden de 21 en beneden de 25 jaar in het huwelijk treden, dit zijn respectievelijk 4.25 en 2.44 procent (zie fig.2). Ook het aantal vrouwen die huwen beneden hun 21 jaar neemt in dezelfde periode jaarlijks toe met 2.3 procent (cfr. fig.3).

(1) Onder nuptialiteit verstaat men het aantal huwelijken die tijdens een periode, gewoonlijk een kalenderjaar, werden afgesloten. Nuptialiteitsgraad is de nuptialiteit per duizend inwoners.

(2) Deze vaststelling wordt bevestigd door de lage scheidingsgraad van 1900 tot en met 1973 en door het geringe aantal tweede huwelijken. (cfr. Statistisch Jaarboek van België, Huwelijken naar leeftijd der echtgenoten en hun vorige burgerlijke staat. Boekdelen 73,87,92,99).

Fig. 2: Huwelijken naar leeftijd van de man  
(in duizendtallen)

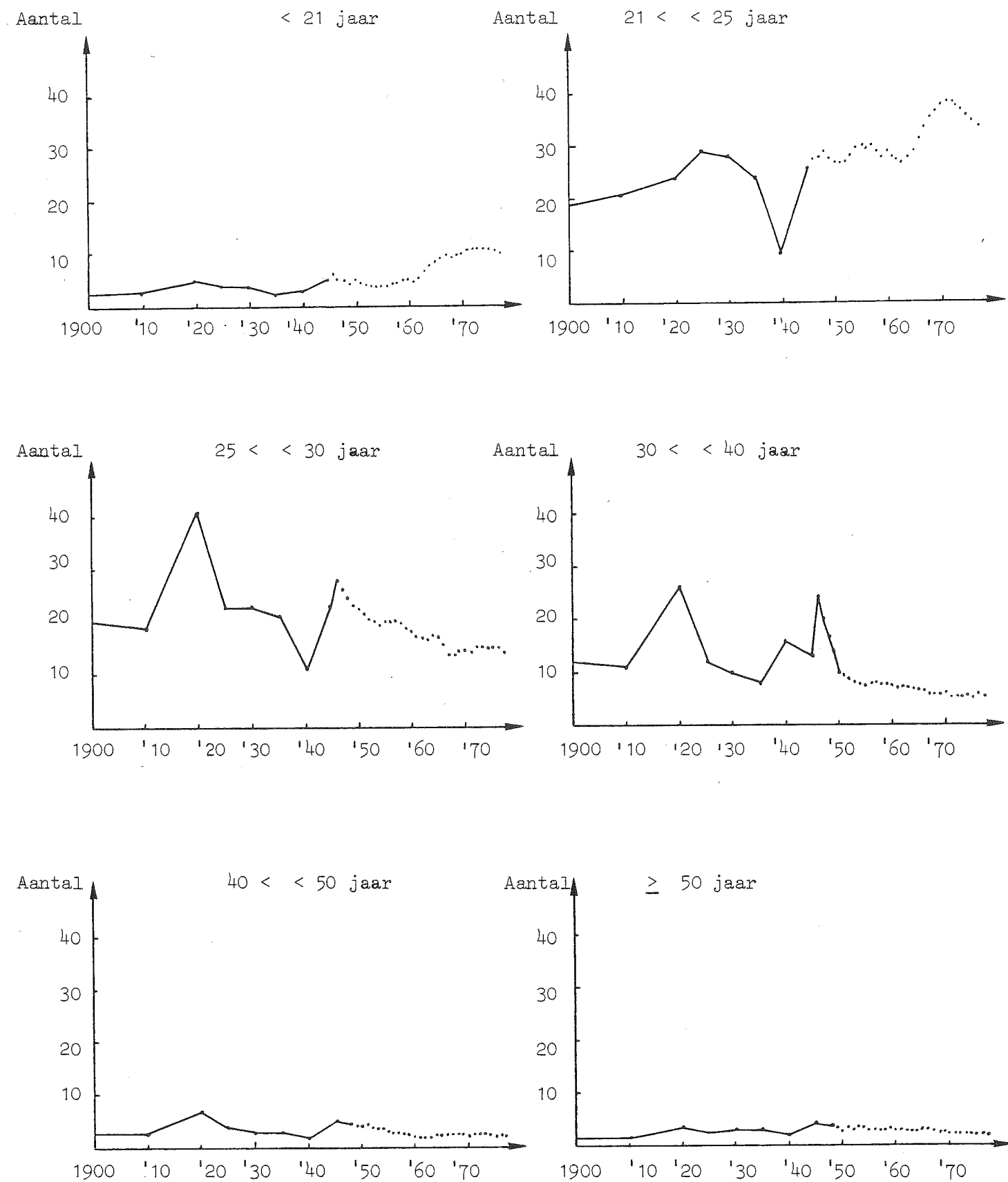
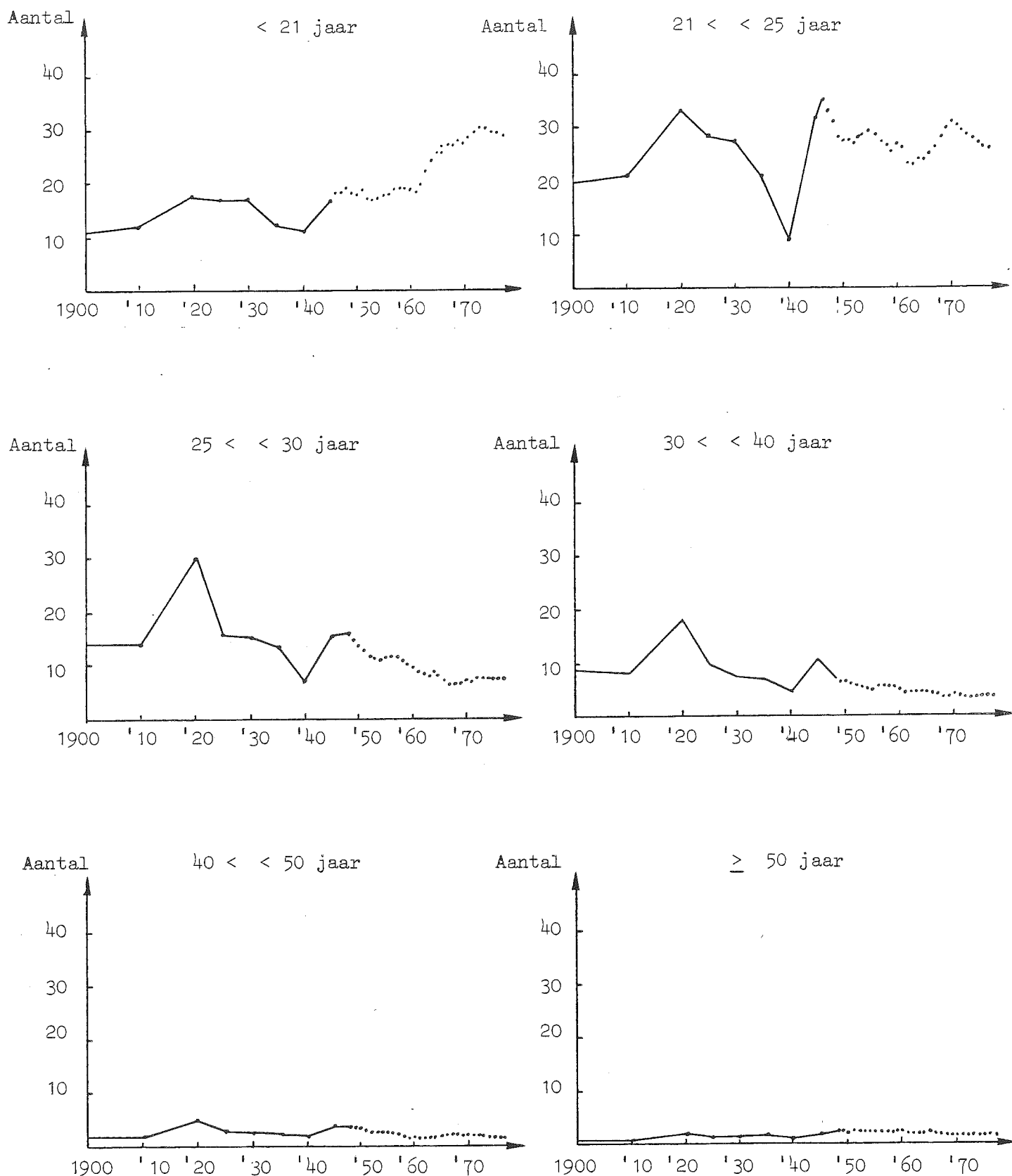




Fig. 3: Huwelijken naar leeftijd van de vrouw (in duizendtallen)



Omgekeerd is in de na-oorlogse periode de daling in het aantal huwelijken per jaar het grootst in de leeftijdscategorie van 25 tot 30 jaar bij de vrouwen en tussen de 30 en 40 bij de mannen, nl. 2.7 % en 2.4 %.

Dat deze evolutie belangwekkend mag genoemd worden illustreren volgende cijfervoorbeelden:

In de periode '48-'57 was gemiddeld slechts 6 % van het totaal aantal mannen die jaarlijks in het huwelijk traden beneden de 21 jaar, terwijl ongeveer 40 procent tussen de 21 en 25 was en 30 % tussen de 25 en de 30.

In '68-'77 was het aantal mannen die huwden vóór hun 21 opgelopen tot 15 % terwijl 50 % tussen de 21 en de 25 was.

Ook bij de vrouwen spreken de cijfers voor zichzelf: in de periode '48-'57 waren 25 % van het totaal aantal pasgehuwde vrouwen per jaar jonger dan 21 terwijl ongeveer 40 % geen 25 waren. Twintig jaar later, in '68-'77 zijn gemiddeld 40 % onder hen beneden de 21 en nog eens 40 % tussen de 21 en de 25 jaar.

Uit dit bondig overzicht van de nuptialiteitsgraad in België kunnen we samenvattend besluiten dat:

1. er een grote stabiliteit is in het aantal huwelijken per duizend inwoners;
2. er een opvallende tendens is zowel bij de mannen als bij de vrouwen naar huwen op jongere leeftijd;
3. de vrouwen gemiddeld 2 à 3 jaar jonger zijn bij hun huwelijk dan de mannen;
4. de tendens tot gezinvorming op jongere leeftijd iets sneller evolueert bij de mannen.

Hoe zijn deze tendenzen in de nuptialiteit te verklaren? Welke zijn de onderliggende determinanten van de leeftijdsverschillen tussen de opeenvolgende generaties bij hun huwelijk? Zijn er per cohorte verschillen volgens familiale afkomst, scholing, sociale omstandigheden, enz.?

Om een gestructureerd antwoord te kunnen formuleren op deze vragen wordt in volgend deel een economisch denkkader opgesteld waarin de voornaamste huwelijksdeterminanten aan bod komen.

### 3. DE LEEFTIJD BIJ HUWELIJK: EEN THEORETISCHE AFLEIDING

Om de determinanten die relevant zijn in de beslissing al of niet te huwen systematisch te analyseren maken we zoals gezegd een aantal economische basisassumpties. We benaderen het gedrag van een individu zo algemeen mogelijk door te veronderstellen dat hij de kosten en baten van het gehuwd versus het ongehuwd leven nauwgezet zal afwegen. Hij zal pas in het huwelijk treden indien de satisfactie die hij verwacht met een huwelijk te bereiken groter is dan de voldoening van alleen te blijven.

Met satisfactie van het huwelijk bedoelen we gezelschap en liefde, kinderen, gezondheid, verzorging en een aantal andere nutsgoederen die eigen zijn aan een gezinshuishouding.

Meer formeel geformuleerd kunnen we stellen dat een individu vanaf een minimum leeftijd ( $t_0=0$ ) de verdisconteerde netto-baat van een celibatair leven ( $U_{NM}$ ) over de levenscyclus (van  $t_0$  tot  $T$ ) vergelijkt met die van een gehuwd leven ( $U_M$ ) vanaf de leeftijd  $\theta$ . Indien hij beslist op leeftijd  $\theta$  te huwen moet hij er tevens rekening mee houden dat hij een kost ( $C_M$ ) oploopt die verband houdt met het huwelijk en die afhankelijk is van  $\theta$  (de huwelijksleeftijd).

We kunnen dit keuzeprocessus mathematisch uitdrukken als:

$$\int_0^T U_{NM}(t)e^{-rt} dt > \int_0^{\theta} U_{NM}(t)e^{-rt} dt - C_M(\theta) \cdot e^{-r\theta} + e^{-r\theta} \int_{\theta}^T U_M(t,\theta)e^{-rt} dt \quad (3.1)$$

Aan de linkerzijde van deze ongelijkheid staat de netto-satisfactie van een ongehuwd leven,  $U_{NM}$  over de levenscyclus (van 0 tot  $T$ ), verdisconteerd naar periode  $t_0$  ( $=0$ )

De discontovoet  $r$  stelt de tijdsvoorkeur van het individu voor. De geactualiseerde waarde van het huwelijksleven, uitgedrukt in de rechterzijde van (3.1) bestaat uit drie elementen:

1. de verdisconteerde netto-baat van een vrijgezellevens tot leeftijd  $\theta$ ;
2. de verdisconteerde kost die het individu loopt indien hij huwt op leeftijd  $\theta$ ;
3. de geactualiseerde netto-baat van het huwelijk vanaf de leeftijd  $\theta$  tot  $T$ .

Of de netto-baat van het huwelijk al of niet groter zal zijn dan die van een ongehuwd leven zal mede bepaald worden door de leeftijd waarop iemand huwt.

Om dit keuzeprobleem op te lossen gaan we stapsgewijze tewerk en nemen we aan dat het individu in eerste instantie de actuele waarde van het huwelijk maximeert door uit te maken welke de optimale (1) leeftijd om te huwen is. Vervolgens wordt het resultaat van dit maximeringsproces vergeleken met de actuele waarde van een ongehuwd leven.

Het maximeringsprobleem voor elk van de huwelijkspartners kan derhalve geformuleerd worden als:

$$\max_{\theta} \int_0^{\theta} U_{NM}(t) e^{-rt} dt - C_M(\theta) \cdot e^{-r\theta} + \int_{\theta}^T U_M(t, \theta) e^{-rt} dt \quad (3.2)$$

De eerste-orde-voorwaarde voor een uiterste waarde is dan (2):

(1) Met optimale leeftijd wordt enkel bedoeld de leeftijd die als oplossing uit het maximeringsprobleem komt.

(2) Aan de tweede-orde-voorwaarde voor een oplossing met een maximale waarde is voldaan. Voor de differentiatie van een integraal past men de regel van Leibniz toe:

$$\frac{\partial}{\partial x} \int_{a(x)}^{b(x)} f(x, s) \cdot ds = f(b(x), s) \cdot \frac{\partial b(x)}{\partial x} - f(a(x), s) \cdot \frac{\partial a(x)}{\partial x} + \int_{a(x)}^{b(x)} \frac{\partial f(x, s)}{\partial x} \cdot ds$$

$$\frac{dU_M(\theta)}{d\theta} = U_{NM}(\theta)e^{-r\theta} - \frac{\partial C_M}{\partial \theta} \cdot e^{-r\theta} + r \cdot C_M(\theta) \cdot e^{-r\theta} - r \cdot e^{-r\theta} \cdot \int_{\theta}^T U_M(t, \theta) e^{-rt} dt + e^{-r\theta} \cdot \int_{\theta}^T \frac{\partial U_M}{\partial \theta}(t, \theta) \cdot e^{-rt} \cdot dt = 0 \quad (3.3)$$

of herschikt:

$$r \cdot C_M(\theta^*) \frac{\partial C_M}{\partial \theta}(\theta^*) = \int_{\theta}^T (r \cdot U_M(t, \theta^*) - \frac{\partial U_M}{\partial \theta}(t, \theta^*)) e^{-rt} \cdot dt - U_{NM}(\theta^*) \quad (3.4)$$

Deze voorwaarde kan vrij gemakkelijk volgens een economische intuïtieve redenering geïnterpreteerd worden:

$-\frac{\partial C_M}{\partial \theta}$  stelt de veranderingsgraad van de kosten voor of de daling in de kost indien het huwelijk een marginale eenheid wordt uitgesteld;  $r \cdot C_M$  is de toename in de tijdskost die het individu oploopt indien hij het huwelijk één tijdseenheid uitstelt.

Aan de rechterzijde van (3.4) drukt  $\int_{\theta}^T r \cdot U_M \cdot e^{-rt} \cdot dt$  de toename in de batens van een huwelijk over de levenscyclus uit en

$\int_{\theta}^T -\frac{\partial U_M}{\partial \theta} e^{-rt} \cdot dt$  is de nutsafname indien het huwelijk een tijdseenheid later plaats vindt.

Zowel de kost  $C_M$  als de satisfactie van een ongehuwd en een gehuwd leven worden gewaardeerd in het huwelijksjaar  $\theta$ .

De gelijkheid (3.4) is echter niets meer dan oude wijn in een nieuwe kruik vermits ze betekent dat de optimale huwelijksleeftijd deze is waarvoor de marginale kost gelijk is aan de marginale baat.

Om een expliciete oplossing te bekomen van de optimale leeftijd stellen we een gespecificeerde vorm voor van de kosten- en nutsfunctie. We nemen het nutsniveau van het ongehuwd leven als vergelijkingsbasis, d.i.  $U_{NM}=0$ . Vermits de (eerste) huwelijksbeslissing in het algemeen als jonge volwassene genomen wordt, stellen we de levenshorizon van het individu gelijk aan oneindig.

Een nutsgoed bij uitstrek van het huwelijksleven is het hebben van kinderen. Indien men meerdere kinderen wenst of indien men over een langere tijd de satisfactie van kinderen wenst te genieten zal dit de huwelijksleeftijd beïnvloeden. Een paar zal immers minder van deze nutsgoederen kunnen genieten indien ze hun huwelijk lang uitstellen omdat de potentiële vruchtbaarheidsperiode van de vrouw verkleint. Daarom specificëren we de nutsfunctie van het huwelijksleven als volgt:

$$U_M = U_M \cdot (1 + e^{-\rho\theta}) \quad (3.5)$$

met  $\frac{\partial \theta}{\partial \rho} < 0$  (1)

waarin  $\rho$  ( $0 < \rho < 1$ ) de tijdspreferentie van het hebben van kinderen uitdrukt.

Deze specificatie houdt in dat naarmate men ouder wordt de gehuwde staat aantrekkelijker wordt. Wil men echter meer kinderen dan zal men, ceteris paribus vroeger willen huwen.

Een tweede belangrijke faktor die de huwelijksbeslissing beïnvloedt is de kost die trouwen op een bepaalde leeftijd met zich brengt. Hierin onderkennen we 2 componenten, nl. een financiële kost en een opportunitetskost.

Het huwelijk vraagt een minimum aan financiële onafhankelijkheid voor huur en inrichting van een woonplaats, aankoop van levensmiddelen, kleding, enz. Financiële zelfstandigheid komt echter weinig voor bij niet-werkende jonge mensen en zal in hoge mate afhangen van de inkomensklasse waartoe ouders en/of schoonouders behoren.

---

(1) Stellen we de totaal-differentiaal gelijk aan nul,

$$dU_M = dU_M \cdot (1 + e^{-\rho\theta}) - \rho \cdot U_M \cdot e^{-\rho\theta} \cdot d\theta - \theta \cdot U_M \cdot e^{-\rho\theta} \cdot d\rho = 0,$$

$$\text{dan is } \frac{\partial \theta}{\partial \rho} = - \frac{\rho}{\theta} < 0.$$

Vermits jonge mensen bij hun huwelijk normalerwijze een zelfstandige economische huishouding zullen willen vormen lopen ze een opportuniteitskost wat betreft hun tijdsbesteding: indien ze participeren in de arbeidsmarkt impliceert dit dat mogelijkheden tot investeringen in menselijk kapitaal niet gebruikt of uitgesteld zullen worden. In de theorie van het menselijk kapitaal (1) wordt de contributie van opleiding en beroepstraining in het toekomstig arbeidsinkomen geanalyseerd. De theorie toont echter aan dat de opportuniteitskost wegens onbenutte investeringskansen in menselijk kapitaal niet altijd even groot zullen zijn. De redenering komt in grote lijnen neer op het volgende (2):

Bij de keuze tot het bijkomend onderwijs weegt men het rendement van een additioneel jaar scholing af tegen de kost ervan die in hoge mate bestaat uit niet-verdiend arbeidsinkomen. Naarmate men ouder wordt neemt het rendement van extra-training af omdat men de opbrengst ervan o.v.v. een hoger arbeidsinkomen over een kortere periode kan innen. De kost daarentegen stijgt voortdurend omdat het loon dat men zou kunnen verdienen indien men werkte steeds groter wordt. M.a.w. voornamelijk op jeugdige leeftijd is de opportuniteitskost wegens onbenutte mogelijkheden tot opleiding en onderwijs erg groot.

Voor de huwelijksbeslissingsanalyse concluderen we hieruit dat hoe langer men het huwelijk uitstelt, hoe kleiner de kost zal zijn die men oploopt wegens gemiste scholingskansen.

We specificëren de kostenfunctie derhalve als:

$$C_M = C_M \cdot e^{-s\theta} \quad (3.6)$$

met  $s$ ,  $0 < s < 1$ , het rendement van bijkomende opleiding, en  $C_M$  de financiële kost om een nieuwe huishouding te beginnen.

(1) De grondlegger van de theorie van het menselijk kapitaal en één van de belangrijkste auteurs in deze onderzoeksrichting is G. Becker. Zie o.m. zijn seminaal werk (1964).

(2) Voor een extensieve analyse van het investeringsprobleem in menselijk kapitaal over de tijd verwijzen we naar het werk van Y. Ben-Porath (1967).

De concrete formulering van het optimaliseringsprobleem luidt nu als volgt:

$$\max_{\theta} e^{-r\theta} \cdot \left( \int_0^T U_M \cdot (1+e^{-\rho\theta}) e^{-rt} dt - C_M \cdot e^{-s\theta} \right) \quad (3.7)$$

De optimale leeftijd bij huwelijk kunnen we dan benaderen door de volgende formule (1):

$$\theta^* \approx \frac{1}{r+s-\rho} \cdot \ln \frac{(M+s) \cdot C_M}{(r+\rho) \cdot U_M} \quad (3.8)$$

waarin  $r+s-\rho$  de netto-opbrengstvoet per jaar uitstel van huwelijk voorstelt.

(3.8) drukt dan het verschil uit in de groeivoet van de kosten (d.i. tijds- plus financiële kosten plus het derven van investeringen in menselijk kapitaal) versus de opbrengst (nl. de tijdsvoorkeur van het huwelijk en de tijdspreferentie van kinderen) van het huwelijk op jaarbasis.

In dit maximeringsprobleem werd het beslissingsproces van de partner als gegeven beschouwd. Ook de omschrijving van de huwelijks-satisfactie ( $U_M$ ) werd tot nu toe erg vaag gehouden. Het is evident dat deze voornamelijk door de keuze van de partner zal beïnvloed worden. In de economische literatuur worden de determinanten van een optimale partnerkeuze onder de loep genomen door G. Becker ('73/'74). In essentie verklaart hij de baten die in het huwelijksleven gegenereerd worden op basis van de tendens tot complementariteit tussen man en vrouw. Hij toont aan dat partners met gelijkaardige niet-marktkarakteristieken zoals intelligentie, ras, godsdienst, opvoeding, grootte, leeftijd, enz. in het algemeen een optimale allocatie (d.i. huwelijks-satisfactie) van huishoudelijke nutsgoederen bekomen. Het probleem met deze theoretische bijdrage is echter dat ze, gegeven de voorhanden zijnde data, moeilijk testbare hypothesen oplevert. We kunnen bovenstaand modelletje wel enigszins uitbreiden om met deze theoretische overwegingen rekening te houden:

---

(1) Voor een volledige afleiding van deze formule zie Appendix A.



De leeftijd van de partner zal immers de optimale huwelijksleeftijd van een individu beïnvloeden. Deze wordt op zijn beurt bepaald door de voornoemde kosten en baten van het huwelijk. Men kan de leeftijd van de partner bij huwelijk derhalve beschouwen als een ruwe en indirecte maat van de complementariteit tussen een aantal individuele en klassegebonden karakteristieken van man en vrouw.

A priori krijgen de financiële - en studie(opportuniteits)kosten, de tijdspreferentie, de voorkeur voor kinderen en de complementariteit tussen man (m) en vrouw (f) het volgende teken mee (1):

$$\theta_m = f(C_M^+, \bar{s}, \bar{p}, U_M(\theta_f), \bar{r})$$

$$\theta_f = f(C_M^+, \bar{s}, \bar{p}, U_M(\theta_m), \bar{r})$$

(3.9)

Dit model is dan ook de symbolische weergave van een aantal hypothesen die we omtrent de leeftijd waarop gehuwd wordt kunnen formuleren:

1. Bij gelijkblijvende omstandigheden verwachten we dat hoe meer opleiding iemand wenst - of hoe hoger het rendement van iemands scholing - hoe later hij zal huwen.
2. Naarmate de voorkeur voor kinderen toeneemt - of een individu meer kinderen wenst, wordt er vroeger gehuwd.
3. Een positieve wederzijdse beïnvloeding van de leeftijd van man en vrouw bij huwelijk geeft een ruwe indicatie van de mate waarin mensen met vergelijkbare basis zoals onderwijs, financiële situatie van de ouders, enz. elkaar tot partner nemen.
4. Stijgen de financiële kosten van het huwelijk dan heeft dit een vertragende invloed op de leeftijd waarop gehuwd wordt.
5. Het effect van de tijdspreferentie kan niet éénduidig afgeleid worden.

---

(1) Cfr. Appendix A voor de mathematische afleiding van deze hypothesen.

Deze theoretische voorspellingen inzake het keuzegedrag van het individu met betrekking tot het tijdstip van hun huwelijk die we hier samenvatten zullen in het empirisch gedeelte worden getoetst op hun validiteit.

#### 4. EMPIRISCHE RESULTATEN

##### a) Data en statistische specificatie

Voorgaande theorie levert een systematisch denkkader om de geobserveerde variaties in de leeftijd bij huwelijk te verklaren. De theorie geeft immers op gestructureerde wijze aan in welke richting de verschillende determinanten de huwelijksleeftijd van een individu zullen beïnvloeden. In dit deel rapporteren we de kwantitatieve grootheden van deze factoren.

De vergelijkingen (3.9) werden geschat aan de hand van data uit een enquête georganiseerd te Luik door het Centrum voor Bevolkings- en Gezinsstudiën (1) in 1970.

De steekproef bestond uit 522 gezinnen met geen tot maximum 4 kinderen. De huwelijksanciënniteit varieerde van nul tot 16 jaar. Het gezinshoofd was loontrekkend en de kinderen waren 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 hun socio-professionele status en een indicator van de financiële situatie in het ouderlijk gezin. Van de man en de vrouw kennen we hun scholingsniveau, het aantal kinderen, hun religiositeit, enz.

Voor meer details omtrent deze steekproef verwijzen we naar Renard (1973) en Pauwels (1973).

De variabelen die we uit de steekproef benutten in de schattingen worden nu bondig beschreven en gedefinieerd in tabel 1.

---

(1) Ministerie van Volksgezondheid en Gezin.

Tabel 1. Definitie van de variabelen

Theoretische variabele	Empirische maatstaf	Mnemo-technische afkorting
Financiële onafhankelijkheid	a. arbeidsinkomen	
	-tijdstip van intrede in de arbeidsmarkt (van de man)	TARBPM
	-permanent arbeidsinkomen geëvalueerd op het moment van huwelijk	EXEARNM
	b. vermogen	
	-index van inboedel bij huwelijk (0-25%; 26-50% 51-75%; 76-100%)	FINMA
	-inkomensindicator van de ouders (1)	FINM, FINF
Opportunitetskost van investeringen in menselijk kapitaal	-aantal jaren scholing van van man en vrouw	SCHM, SCHF
Preferentie voor kinderen	-effectief plus gewenst aantal kinderen	CHENUM
Tijdspreferentie	-socio-professionele status van de vader (1) man man en vrouw (1)	PROFM, PROFF
	-religiositeitsgraad van man en vrouw	RELIM, RELIF
Partnerkeuze	-leeftijd van man en vrouw bij huwelijk	MAM, MAF
Andere variabelen	-dummyvariabele = 1 indien man arbeider is	ARBM
	-leeftijd, leeftijd kwadraat van man	AGEM, AGEMSQ
	-geobserveerd arbeidsinkomen van man	EARNM

(1) Voor een gedetailleerde beschrijving zie appendix B.

Aan de kostenzijde hadden we enerzijds een maatstaf nodig voor de financiële onafhankelijkheid van het nieuwgevormde gezin en anderzijds een variabele die de opportunitetskost van de opleiding kapteerde.

Het nieuwe gezin kan zijn financiële zelfstandigheid hetzij door arbeidsinkomen hetzij door vermogen verwerven. Hoe sneller men toetreedt tot de arbeidsmarkt hoe vlugger men een economisch-zelfstandige huishouding kan vormen. Daarom namen we de leeftijd waarop de man begint te werken (TARBPM) als determinant van de financiële draagkracht van het gezin. Daarnaast werd een variabele berekend die het verwachte permanente arbeidsinkomen van het gezin bij huwelijk (EXEARN) uitdrukt. Hiervoor werd eerst een Mincer-type-loonsfunctie geschat op basis van informatie betreffende de tewerkgestelde mannen uit de steekproef (1). Het resultaat werd vervolgens gecorrigeerd met het verschil tussen het waargenomen en het geschatte arbeidsinkomen. Hiervan werd de verdisconteerde waarde (met  $r=10\%$ ) vanaf het huwelijk over het actief leven berekend, zodat we van een verwacht permanent arbeidsinkomen bij huwelijk mogen spreken.

We beschikten niet over gegevens omtrent het inkomen en het vermogen van de ouders van beide partners. Daarom kozen we als proxy voor de financiële steun waarop de kinderen ingeval van huwelijk konden rekenen, een inkomensindicator van de ouders langs de zijde van de man (FINM) evenals van de vrouw (FINF).

(1) De loonfunctie leverde de volgende schattingscoëfficiënten op:

$$\ln \text{EARNM} = 10.715 + .044 \text{ ABEM}^{\#} - .0005 \text{ AGEMSQ}^{\#\#} + .043 \text{ SCHM}^{\#} - .082 \text{ ARBM}^{\#} \\
\begin{array}{cccccc}
(.439) & (.026) & (.0004) & (.008) & (.052) & \\
- .082 \text{ ARBM}^{\#} & & & & & \\
(.052) & & & & & 
\end{array}$$

$$\bar{R}^2 : .3236$$

Stel  $ct_i = \ln Y_i - \ln \text{EARNM}_i$  waar  $Y_i$  het waargenomen arbeidsinkomen is van het  $i^{\text{de}}$ -individu. Dan is:

$$\ln \text{EARNM}_i^{\#} = \ln \text{EARNM}_i + ct_i$$

$$\text{en EXEARNM} = \sum_{t=\text{MAM}}^{65} \text{EARNM}_i^{\#} (1+r)^{-(t-\text{MAM})}$$

Als maatstaf van het initieel vermogen gebruikten we een index van inboedel bij huwelijk (FINMA). Deze index werd opgesteld aan de hand van een gedetailleerde lijst van huishoudelijke apparaten, meubelen enz. en is derhalve een objectieve maat.

Om de opportuniteitskost van het derven van investeringen in menselijk kapitaal te benaderen namen we het aantal jaren onderwijs dat de man (SCHM) en de vrouw (SCHF) hadden genoten. Ceteris paribus werd een hoger scholingspeil geïnterpreteerd als zijnde het resultaat van een hoger verwacht rendement van opleiding met een vertragend effect op de huwelijksleeftijd.

De tijdspreferentie werd gemeten aan de hand van familiale en individuele karakteristieken. Er werd getest of de socio-professionele status van de vader (PROFM en PROFF) langs weerszijden invloed had op de leeftijd waarop hun kinderen huwden. Daarenboven onderzochten we of de graad van religiositeit van de man (RELIM) en de vrouw (RELIF) enig impact had op hun huwelijksleeftijd.

Aan de zijde van de huwelijksatisfactie weerhielden we in de eerste plaats het effectief en gewenste aantal kinderen in de gezinshuishouding als benaderende indikator van de voorkeur voor kinderen (CHENUM).

In het theoretische gedeelte werd een wederzijdse beïnvloeding verondersteld tussen man en vrouw van de leeftijd waarop ze huwen (MAM, MAF). Deze interdependentie vereist een aangepaste schattingsprocedure<sup>1)</sup>. De twee-ronden-kleinste-schatting is vrijwel de meest gebruikte techniek en werd ook hier toegepast.

De vergelijkingen in (4.1) stellen de structurele vorm voor van het model met 2 endogene variabelen, nl.  $\theta_m$  en  $\theta_f$ ; Beiden zijn gedragsrelaties. De eerste houdt de hypothesen in over de huwelijksleeftijd van de man; de tweede die voor de vrouw.

1) Voor een theoretische uiteenzetting van simultane schattingsproblemen en -methoden zie J. Johnston ('72), hfdstn. 12 en 13.

$$\begin{aligned} \text{MAM} = & \alpha_0 + \beta_0 \text{MAF} + \gamma_0 \text{TARBPM} + \delta_0 \text{SCHM} + \varepsilon_0 \text{EXEARNM} + \\ & \xi_0 \text{FINM} + \gamma_0 \text{RELIM} + \alpha_0 \text{PROFM} + K_0 \text{FINMA} + \lambda_0 \text{CHENUM} \end{aligned} \quad (4.1)$$

$$\begin{aligned} \text{MAF} = & \alpha_1 + \beta_1 \text{MAM} + \gamma_1 \text{TARBPM} + \delta_1 \text{SCHF} + \varepsilon_1 \text{EXEARNM} + \\ & \xi_1 \text{FINF} + \gamma_1 \text{RELIF} + i_1 \text{PROFF} + K_1 \text{FINMA} + \lambda_1 \text{CHENUM} \end{aligned}$$

#### b. Schattingsresultaten

In eerste instantie werden de vergelijkingen in (4.1) met de gewone kleinste-kwadratenmethode geschat. De resultaten van deze schatting zijn samengevat in tabel 2. De gereduceerde vorm van het model werd berekend op basis van de variabelen uit tabel 2 en wordt voorgesteld in tabel 3. Vermits elke vergelijking van deze gereduceerde vorm slechts één endogene variabele inhoudt kan de methode van de gewone kleinste-kwadraten hierop onmiddellijk worden toegepast om de coëfficiënten te schatten. De geschatte afhankelijke variabelen, nl. MAF1 en MAM1 die hieruit resulteren werden vervolgens in het rechtslid van de structurele vorm gesubsidieerd in de plaats van MAM en MAF voor de tweede-ronde-schatting. De resultaten hiervan zijn samengevat in tabel 4.

In de structurele vorm wordt 53 % van de spreiding in de waargenomen leeftijd bij (eerste) huwelijk van de mannen verklaard door de vooropgestelde proxies; dit cijfer bedraagt ± 36 % voor de vrouwen.

Eventuele multicollineariteit werd getest op basis van de "eigenwaarde-decompositiebenadering" (cfr. D. Belsley ('76)). De grootte van de conditiegetallen, nl. 203 en 178, berekend bij de schattingen voor mannen en vrouwen zijn te wijten aan de variantie geassocieerd met één enkele eigenwaarde, nl. die van EXEARNM zodat de schattingen vrij zijn van het multicollineariteitsprobleem.

Tabel 2. Gewone kleinste-kwadratenschatting van de structurele vorm<sup>1)</sup>

---


$$\begin{aligned}
 \text{MAM} = & .416 \text{ MAF}^{**} + .558 \text{ TARBP}^{**} + .321 \text{ SCHM}^{**} + .191 \text{ RELIM}^{**} + .044 \text{ CHENUM} \\
 & (.035) \quad (.042) \quad (.068) \quad (.104) \quad (.061) \\
 & \{24.43\} \quad \{32.09\} \quad \{14.28\} \quad \{3.70\} \quad \{1.43\} \\
 & - .452 \text{ FINM}^{**} + .498 \text{ FINMA}^{**} + 1.01 \ln \text{ EXEARNM}^{**} - .300 \text{ PROFM}^{**} - 12.746 \\
 & (.090) \quad (.233) \quad (.464) \quad (.139) \\
 & \{9.87\} \quad \{4.37\} \quad \{5.14\} \quad \{4.70\}
 \end{aligned}$$

 $\bar{R}^2$  : .5299 conditiegetal : 203

d.f. : 510

 $\bar{Y}_u$  : 3.310

---


$$\begin{aligned}
 \text{MAF} = & .491 \text{ MAM}^{**} + .440 \text{ TARBP}^{**} - .451 \ln \text{ EXEARNM} + .087 \text{ SCHF}^{**} - 0.191 \text{ FINF}^{**} \\
 & (.041) \quad (.049) \quad (.477) \quad (.065) \quad (.098) \\
 & \{34.06\} \quad \{28.28\} \quad \{2.57\} \quad \{3.89\} \quad \{4.65\} \\
 & + .362 \text{ PROFM}^{**} + .339 \text{ RELIF}^{**} - .424 \text{ FINMA}^{**} - .246 \text{ CHENUM}^{**} + 12.414 \\
 & (.157) \quad (.118) \quad (.257) \quad (.068) \\
 & \{6.45\} \quad \{7.05\} \quad \{4.17\} \quad \{8.88\}
 \end{aligned}$$

 $\bar{R}^2$  : .3582 conditiegetal : 178

d.f. : 510

 $\bar{Y}_u$  : 3.661\* : significantiedrempel van  
max. 5 %\*\* : significantiedrempel van  
max. 10 %

---

1) Cijfers tussen ronde haken zijn standaarddeviaties; cijfers tussen vierkante haken zijn procentuele bijdragen in de verklaarde standaarddeviatie. cfr. E. Borghers ('71), p. 31.

Terwijl voor de mannen de procentuele bijdragen van TARBMP (tijdstip van toetreding tot de arbeidsmarkt), MAF (de huwelijksleeftijd van de vrouw) en SCHM (de scholingsgraad van de man) de grootste contributie leveren in de totale verklaarde variantie zijn dit voor de vrouwen MAM, TARBPM, en CHENUM (het effectief plus verwacht aantal kinderen).

De scholingsgraad van de man (SCHM) heeft een zeer significante invloed op zijn huwelijksleeftijd. Dit strookt met onze hypothese over het derven van investeringen in menselijk kapitaal: algemeen gesproken is het rendement van formele opleiding uitgedrukt in een groter arbeidsinkomen hoger voor de man dan voor de vrouw<sup>1)</sup>; het is dan ook niet te verwonderen dat de onderwijskeuze een afgelijnde opportunitetskost heeft voor de man in de vorm van een latere huwelijksdatum terwijl dit slechts in geringe mate het geval is voor de vrouw.

Indien een man bv. wegens vrijstelling van militaire dienstplicht een jaar vroeger kan gaan werken (TARBPM) dan een andere, zal hij, ceteris paribus, ongeveer een half jaar vroeger huwen. Ook bij de vrouwen betekent snellere arbeidsparticipatie van haar man een bespoediging van haar huwelijk.

Naarmate het verwachte permanent arbeidsinkomen gemeten bij het huwelijk procentueel toeneemt ( $\ln \text{EXEARNM}$ ) huwt de man op latere leeftijd terwijl dit een versnellend effect heeft op de huwelijksdatum van de vrouw. Deze schattingsresultaten zijn van belang bij het interpreteren van evoluties op termijn: indien de groei-voet van het verwachte permanent inkomen over de tijd stagneert volgen hieruit twee tegengestelde effecten: voor de mannen zal er een tendens zijn tot huwen op jongere leeftijd; voor de vrouwen geldt in mindere mate het omgekeerde.

1) Deze vaststelling werd empirisch getoetst door J. Mincer en Polacheck (1973).



De schatting van de financiële onafhankelijkheid van het nieuwe gezin via de index van inboedel op het moment van het huwelijk trekt bovenstaand onderscheid in het nuptialiteitsgedrag van man en vrouw door: hoe beter de huisinrichting hoe sneller de vrouw in het huwelijk treedt; een toename in FINMA heeft echter een vertragend effect op de huwelijksleeftijd van de man. Dit resultaat impliceert dat er zich specialisatie voordoet in de pasgeformde huishouding: gaat een gezin goed ingericht van start dan is dit voornamelijk te danken aan het arbeidsinkomen van de man.

Dat het inkomen van de ouders (FINM, FINF) langs weerzijden een rol speelt in de financiële onafhankelijkheid van hun kinderen en derhalve op de leeftijd waarop ze in het huwelijksbootje kunnen stappen blijkt uit het teken en de significantie van deze variabelen in beide schattingsvergelijkingen.

De metingen van de tijdspreferentie leverden volgende resultaten op: Is de vader van de vrouw een ongeschoolde arbeider dan zal zijn dochter vroeger in het huwelijk treden; behoort de vader daarentegen tot de hoogste beroepsklasse, dan heeft dit een significant vertragend effect op haar huwelijksleeftijd (PROFF). Deze relatie heeft het omgekeerde teken voor de mannen (PROFM). Het verschil in teken tussen mannen en vrouwen kan worden in verband gebracht met de vaststelling dat vrouwen wier vader tot de hoogste socio-professionele klasse behoort beduidend minder toetreden tot de arbeidsmarkt. Dit gebrek aan financiële onafhankelijkheid wordt gecompenseerd door het arbeidsinkomen van de vader. Deze vrouwen kunnen derhalve langer ongehuwd blijven door de financiële draagkracht van hun ouders.

Vermelden we nog dat de religiositeit van man en vrouw (RELIM, RELIF) hun huwelijksleeftijd op zeer significant positieve d.i. vertragende wijze beïnvloedt.

Het gewenste plus effectief aantal kinderen (CHENUM) in het gezin heeft een duidelijk significant en negatief effect op de huwelijksleeftijd van de vrouw. Voor de man is deze variabele van weinig belang.

Tenslotte hebben de coëfficiënten van de leeftijd bij huwelijk (MAF, NAM) een zeer significante positieve invloed op de huwelijksleeftijd van hun partner. Naarmate de man ouder is op het moment van zijn huwelijk is zijn vrouw dat ook. De hypothese van complementariteit tussen man en vrouw die aan de basis ligt van dit verband wordt op kwantitatieve wijze becijferd in Tabel 3.

Vermeldenswaardig is de kruiselingse negatieve beïnvloeding van de financiële situatie van de schoonouders op de huwelijksleeftijd van de kinderen. Dit strookt niet alleen met de financiële kostenhypothese maar tevens met de assumptie van partnerkeuze volgens gelijkaardige karakteristieken. Een analoge conclusie geldt voor RELIM en RELIF.

De negatieve beïnvloeding van de scholingsgraad van de vrouw op de huwelijksleeftijd van de man wijst in de richting van specialisatie tussen man en vrouw in de huishoudingen van de steekproef.

De resultaten van de tweede-ronde-kleinste kwadratenschatting (cfr. tabel 4) komen in teken en significantie overeen met deze van de gemeen-kleinste-kwadratenschatting.

Tabel 3. Gewone kleinste-kwadratenschatting van de gereduceerde vorm

MAM = .338SCHM* - .133SCMF* + .355RELIM* + .09RELIF + .463PROFF* - .369PROFM*					
(.080)	(.67)	(.172)	(.178)	(.165)	(.158)
{13.11}	{4.71}	{6.10}	{1.50}	{6.49}	{5.12}
- .219FINF* - .579FINM* + .434FINMA + .719TARBPM* + .999 ln EXEARNM*					
(.100)	(.100)	(.264)	(.044)	(.523)	
{4.21}	{11.16}	{3.42}	{36.70}	{4.55}	
- .105CHENUM** - 4.765					
(.069)					
{2.96}					
$\bar{R}^2$ : .4145					
d.f. : 507					
$\bar{Y}_u$ : 3.694					
MAF = .077SCHM - .003SCHF + .337RELIM* + .239RELIFF - .289FINM* - .296FINF*					
(089)	(.075)	(.191)	(.198)	(.11)	(.111)
{4.62}	{.16}	{8.98}	{6.10}	{8.66}	{8.86}
+ .551PROFF* - .130PROFM* - .260FINMA - .308CHENUM* + .373TARBPM*					
				- .222 ln EXEANM	
(.183)	(.175)	(.293)	(.076)	(0.49)	(.581)
{12.05}	{2.80}	{3.12}	{13.65}	{29.44}	{1.55}
+ 19.7					
$\bar{R}^2$ : .1932					
d.f. : 507					
$\bar{Y}_u$ : 4.105					

Tabel 4. Tweede-ronde-kleinste-kwadratenschatting

$\text{MAM} = .721\text{MAF1}^* + .320\text{SCHM}^* + .441\text{TARBPM}^* + 1.039 \ln \text{EXEARNM}^* + .043\text{RELIM}$				
(.223)	(.076)	(.096)	(.519)	(.158)
{22.67}	{16.15}	{29.19}	{6.22}	{.89}
$- .361\text{FINM}^* - .290\text{PROFM}^* + .564\text{FINMA}^* .130\text{CHENUM}^{**} - 18.568$				
(.119)	(.115)	(.264)	(.093)	
{9.04}	{5.19}	{4.89}	{5.63}	
$\bar{R}^2 : .4134$				
$\text{d.f.} : 510$				
$\bar{Y}_u : 3.698$				
$\text{MAF} = .416\text{MAM1}^* + .388\text{TARBPM}^* - .454 \ln \text{EXEARNM} + .724\text{SCHF} - .209\text{FINF}^*$				
(.130)	(.095)	(.534)	(.076)	(.114)
{17.78}	{22.13}	{2.30}	{28.78}	{6.61}
$+ .358\text{RELIF}^* + .372\text{PROFF}^* - .256\text{CHENUM}^* - .420\text{FINMA}^{**} + 14.595$				
(.136)	(.177)	(.078)	(.288)	
{6.65}	{5.88}	{8.19}	{3.71}	
$\bar{R}^2 : 1951$				
$\text{d.f.} : 510$				
$\bar{Y}_u : 4.100$				