



GEZINSVORMING IN VLAANDEREN : NIEUWE VORMEN, ANDERE TIMING

H.Y. LEE, F. RAJULTON, S. WIJEWICKREMA, R. LESTHAEGHE

Aan de hand van de NEGO-4 enquête in Vlaanderen documenteert het artikel hoe twee generaties vrouwen, drie groepen ingedeeld naar levensbeschouwing en drie groepen ingedeeld naar onderwijspeil een serie transitieën maken gedurende de gezinsvorming (eerste seksueel verkeer, ongehuwd samenwonen, huwen, ouderschap). Er wordt gebruik gemaakt van de "proportional hazard"-methode met verschoven startpunten (shifted proportional hazards) en een semi-Markoviaanse keten. Een toename in onderwijspeil bij individuen veroorzaakt vooral een latere start van ieder fenomeen, doch geen trager of sneller transitieritme eens een start is genomen. Toenemende onkerkelijkheid daarentegen veroorzaakt vooral snellere transitieën naar eerste seksueel verkeer en ongehuwd samenwonen, en veel tragere overgangen naar ouderschap bij de jongste generaties. Regelmatig pratikerende katholieken behouden in Vlaanderen een traditioneel patroon zonder ongehuwd samenwonen, en kennen daarom uitstel van partnerschapsvorming. Vrijzinnigen blijven langer kinderloos.

1. Inleiding

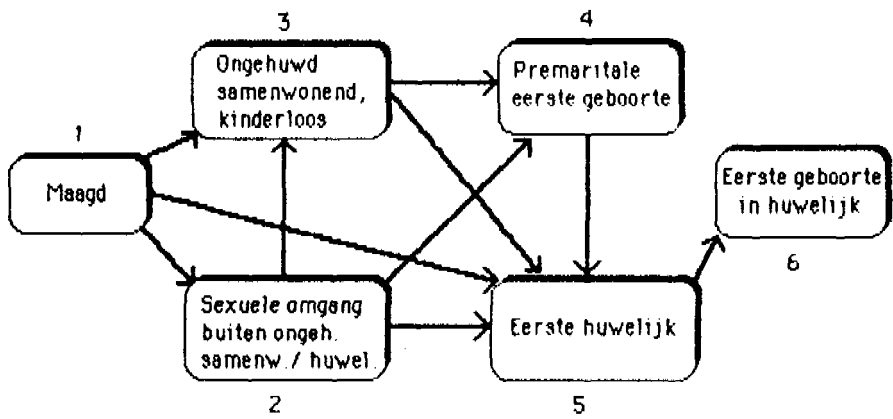
Dit hoofdstuk beoogt een statistische weergave te presenteren van de verschillende overgangen die individuen maken bij hun gezinsvorming. Uiteraard begint de adolescent in de staat van maagdelijkheid en komt tot de eerste sexuele relaties buiten of binnen het kader van een vaste partnerrelatie. Deze laatste kan de vorm aannemen van ongehuwd samenwonen of een huwelijk. Na een periode van ongehuwd samenwonen kan ook een huwelijk volgen of het partnerschap ontbonden worden. Het eerste kind kan in diverse stadia van zo'n levensloop geboren worden : buiten een vast partnerschap om, binnen het kader van ongehuwd samenwonen of in een huwelijk.

Deze diverse overgangen zijn op figuur 1 weergegeven en de meest belangrijke daarvan vormen het voorwerp van dit onderzoek. Meer bepaald wordt nagegaan hoe diverse groepen voor de alternatieven kiezen en hoe snel zij de transities maken. De data zijn afkomstig uit de NEGO-4 enquête gehouden in 1982 door het Centrum voor Bevolkings- en Gezinsstudies bij de Vlaamse kultuurgemeenschap. De steekproefomvang bedraagt hier 2830 vrouwen. De voornaamste uitval in de steekproef was veroorzaakt door een foutief overgangsschema waarbij 189 ongehuwde vrouwen niet nader werd bevraagd naar hun sexuele status of naar ongehuwd samenwonen. Het probleem doet zich niet voor bij huidig gehuwde vrouwen. Het overgeslagen aantal ongehuwden is ongeveer de helft van alle ongehuwde vrouwen in NEGO-4. De fout kan niet worden gecorrigeerd en we kunnen alleen maar vaststellen dat de twee groepen slechts een weinig verschillen inzake onderwijspeil en secularisatiegraad. Ze verschillen wel naar gemiddelde leeftijd : de bevraagden zijn gemiddeld 3 jaar jonger dan de niet-bevraagden (1). Op grond van de hierna volgende analyse mag men verwachten dat het voorkomen van ongehuwd samenwonen bij 25-29 jarige vrouwen minder goed is geschat.

2. Methodologie

Overgangen van een bepaalde staat S1 naar een andere staat S2 kunnen niet bestudeerd worden met elementaire statistische middelen. Een eenmalige steekproef kan vaststellen wat de huidige staat is en welke andere staten voorheen werden doorlopen. De duur van verblijf in een staat kan slechts bepaald worden voor de staten die men reeds doorlopen heeft. Een enquête snijdt derhalve de observatieperiode af (truncatie) en de duur van verblijf in de huidige staat kan niet becijferd worden. Personen die snel transities maken leveren materiaal over de duur van verblijf in vorige staten, maar personen met tragere overgangen hebben een veel grotere kans om nog in die eerdere staten aangetroffen te worden. Truncatie leidt derhalve tot een selectiebias. Zo is het totaal foutief om de gemiddelde duur

Figuur 1: Staten en transitie geanalyseerd in dit hoofdstuk.



van verblijf in S1 direct te berekenen op basis van de informatie gegeven door degenen die niet langer in S1 aanwezig zijn. De informatie verschaft door de personen die zich nog in S1 bevinden wordt dan weggelaten. Dit leidt vaak tot zeer belangrijke onderschattingen van de duur van verblijf in S1, gezien de "lange blijvers" disproportioneel uit de berekening worden geweerd.

De techniek die wel rekening houdt met truncatie is deze van de sterfe- of attritietafel (life table, table de survie). Zo'n attritietafel wordt voor elke deelgroep berekend en vergeleken. In de tabel worden transitiekansen berekend voor de overgang van S1 en S2 voor discrete tijdsintervallen. Het is bij de berekening van deze kansen dat rekening kan worden gehouden met gevallen die S1 verlaten hetzij door een transitie naar S2, hetzij door truncatie van de observatie door de enquête. Eens de transitiekansen bekend kan men nagaan hoe de uitval verloopt over de tijd en hoeveel personen er op elk ogenblik nog overblijven in de originele staat S1 (vandaar de Franse benaming *table survie*). Er is derhalve een functie die de overgangen in de tijd beschrijft. Dit parcours kan voor de deelpopulaties dezelfde of een verschillende vorm aannemen. Hierbij maken we een onderscheid tussen de *vorm* van de transitiefunctie (bijvb. eerst traag, dan een versnelling, dan traag uitlopend versus een rechte uitval of een exponentiële uitval) en de *snelheid* van de uitval. Het kan immers voorkomen dat twee deelpopulaties een transitiefunctie hebben die gelijk is qua vorm, maar dat de ene het parcours sneller doorloopt dan de andere. In dit geval kan men een *baseline* functie voor iedereen veronderstellen, doch er is proportionaliteit in de uitvalskansen. Het model dat hiervoor is geschikt is Cox regressie of "proportional hazards" (Cox, 1972; Kalbfleisch en Prentice, 1980; Nelder en Wedderburn, 1972; Vanderhoeft, 1983). Het PH-model neemt de volgende vorm aan

$$\lambda(t, Z) = \lambda_0(t) \cdot \exp(bZ) \quad (1)$$

Hierin is $\lambda(t, Z)$ de uitvalskans (hazard rate) voor ieder tijdsinterval (functie van t), gegeven een subgroep gedefinieerd door de kenmerken (of covariaten) Z. Aan de andere zijde van de vergelijking is $\lambda_0(t)$ een serie uitvalskansen die qua vorm gelijkaardig is voor alle individuen, ongeacht hun kenmerken. Dit is de baseline functie. Deze wordt sneller of trager doorlopen naargelang van de waarde van e^{bZ} . Hierin is b een te schatten coëfficiënt of een set te schatten coëfficiënten indien meerdere covariaten Z in de regressie betrokken worden. Vergelijking (1) kan ultraard in logaritmische vorm worden uitgedrukt :

$$\ln \lambda(t, Z) = \ln \lambda_0(t) + bZ \quad (2)$$

wat ons een log-lineaire vergelijking oplevert. De coëfficiënten b kunnen geschat worden met de maximal likelihood techniek. Naast de coëfficiënt b kan ook het "relatief risico" berekend worden door iedere deelgroep te vergelijken met een willekeurig gekozen referentiegroep. Deze is :

$$r = \lambda(t, Z) / \lambda(t, Z=0) \quad (3)$$

waarbij de combinatie van covariaten $Z=0$ de referentiegroep identificeert. Het relatief risico r geeft dus aan hoeveel sneller of trager een subgroep gedefinieerd door een combinatie van covariaten Z de transitie maakt in vergelijking met de referentiegroep. Een relatief risico van 0.5 geeft aan dat de betrokken deelgroep het parcours aanzienlijk trager afwerkt dan de referentiegroep : haar kansen om S_1 te verlaten zijn veel kleiner. Een relatief risico van 2.0 wijst op een veel sneller verloop: de transitiekansen zijn veel groter dan bij de referentiegroep. Deze relatieve risico's worden veelvuldig gebruikt in de hier voorgestelde tabellen : het zijn handige parameters om groepen te vergelijken, voorzover uiteraard het model met proportionaliteit opgaat.

De aanwezigheid van een vaste baseline en proportionaliteit onder de groepen kan empirisch geverifieerd worden. De functie die de blijvers in ieder interval t beschrijft, d.i. de overlevingsfunctie $S(t, Z)$, kan voor iedere deelgroep via de complementaire log-log transformatie worden vergeleken met de overlevingsfunctie $S_0(t)$ voor de gehele populatie.

In dit geval is

$$\ln(-\ln S(t, Z)) = bZ + \ln(-\ln S_0(t)) \quad (4)$$

De datapunten voor het linkerlid uitgezet tegenover de schaal gedefinieerd door $\ln(-\ln S(t))$ in de standaard geven in geval van proportionaliteit een rechte lijn met richtingscoëfficiënt b . Men kan dit uiteraard voor alle deelgroepen doen en de plots moeten dan voor elk van hen zo'n lineair verloop vertonen. De steekproefomvang in elke deelgroep kan uiteraard voor onregelmatigheden zorgen, doch er zijn toetsen voor systematische versus toevallige afwijking van lineairiteit beschikbaar. Ook is het aan te raden niet teveel covariaten te specificeren : het aantal deelgroepen loopt dan snel op en de steekproefversnippering wordt te groot. Deze toetsen werden voor alle groepen uitgevoerd (Lee, 1986) en bij het merendeel werd proportionaliteit aangetroffen.

De covariaten kerkelijkheidsgraad en onderwijspeil waren echter aansprakelijk voor onregelmatigheden. De tijdsdimensie t wordt gemeten als jaren verlopen sedert de 15de verjaardag. Vanaf dat ogenblik zijn transities mogelijk. Naarmate onderwijspeil en kerkelijkheid toenemen blijkt de leeftijd van 15 jaar een steeds minder geschikt startpunt te zijn. Het startpunt moet derhalve verschoven worden naar 16, 17 of 18 jaar, alnaargelang de beschouwde transitie. Een optimale aanpassing kan worden gezocht en getoetst, zodanig dat de proportionaliteit maximaal hersteld wordt. We hebben derhalve te maken met een "shifted" PH-model.

De covariaten zelf zijn levensbeschouwing of kerkelijkheidsgraad, onderwijspeil, verstedelijkingsgraad en leeftijd of geboortecohorte. Elk van hen bestaat uit diverse subgroepen, doch het originele aantal was veel te groot. Er werd derhalve gezocht naar de meest opvallende contrasten in een voorafgaand exploratief onderzoek (Lee, 1986). Uiteindelijk werd geopteerd voor:

- (i) kerkelijkheidsgraad: regelmatig pratikerend katholiek (RC), onregelmatig pratikerend (IC) en onkerks (NC) (3 groepen);
- (ii) onderwijsniveau : minder dan hoger onderwijs (LOW) versus hoger onderwijs van het universitaire of niet-universitaire type (HI) (2 groepen);
- (iii) verstedelijking : wonend in de agrarische of verstedelijkte gemeenten van het A en B-type versus wonend in de steden of agglomeraties van het C-type volgens de NIS-typologie van 1970 (NU en UR respectievelijk; 2 groepen);
- (iv) geboortecohorte : behorend tot de leeftijdsgroep 20-24, 25-29 of 30-49 in 1982. (2 groepen).

De uiteindelijke omvang van de steekproef voor elk van deze categorieën wordt in de appendix aangegeven. Hieruit blijkt nogmaals dat samennemen van aanpalende categorieën noodzakelijk is.

Hiermee zijn de modellen nog niet naar behoren gedefinieerd. Een eenvoudig PH-model veronderstelt dat de effecten van de covariaten additief zijn. Er is ook de mogelijkheid interactie-effecten na te gaan en in te bouwen. Een interactie treedt bijvoorbeeld op als het effect van een verandering in een covariaat (bijvb. van onderwijs LOW naar HI) verschilt naargelang van de combinatie met de klassen van een andere covariaat (bijv. tussen RC, IC en NC). Een systematische scanning werd derhalve georganiseerd waarbij voor elke

leeftijdsgroep afzonderlijk 17 verschillende modellen werden gecontroleerd met goodness-of-fit statistieken. Deze variëren van modellen waarbij enkel de tijd zonder verdere covariaten werden aangehouden (als vergelijkingsbasis), via modellen met enkele of alle covariaten in additief verband tot modellen met enkele of alle covariaten in multiplicatief verband. Bovendien werden verschuivingen van het startpunt met 1, 2 of 3 jaar ingebouwd. Dergelijke series werden vervolgens uitgevoerd voor transities naar de eerste sexuele relatie, ongehuwd samenwonen, samenwonen en huwen tesamen (d.i. eerste vaste partner) en eerste geboorte. Daaruit moest het beste model gehaald worden, maar met de beperking dat de verschillende PH-modellen later bruikbaar zouden zijn om één algeheel transitie-model met alle staten te formuleren. Het werd dus zoeken naar het beste *eenvoudig* model (Lee, 1986). De specificatie van de weerhouden PH-modellen is in Tabel 1 weergegeven. Bij deze oefening werden de volgende conclusies duidelijk :

- (i) Kerkelijkheidsgraad heeft het sterkste effect op de eerste sexuele omgang en op ongehuwd samenwonen; het bekleedt de tweede plaats voor vast partnerschap (samenwonen of huwen) en eerste geboorte.
- (ii) Onderwijspeil differentieert het sterkst voor de overgang naar vast partnerschap via samenwonen of huwen, en voor de transitie naar ouderschap.
- (iii) Verstedelingsgraad heeft enkel een effect bij de overgang naar ongehuwd samenwonen, en een klein effect op de transitie naar vast partnerschap, doch enkel voor de oudere generaties.

3. Eerste sexuele omgang

De eerste sexuele omgang kan plaats vinden voor en bij het huwelijk. In het eerste geval spreekt men van "premaritale eerste sexuele omgang". Maakt men geen onderscheid, dan gewagen we hier van "eerste sexuele omgang in het algemeen". Tabel 2 bevat de voornaamste statistische resultaten afkomstig uit de PH-modellen, en in Tabel 3 zijn de uitkomsten zodanig bewerkt dat de mediaanduur na de leeftijd van 15 jaar ter beschikking komt voor de overgang naar eerste sexuele omgang algemeen of premaritaal. De laatste data zijn tevens gegeven voor de diverse combinaties van de covariaten leeftijd, kerkelijkheidsgraad en onderwijspeil. Tabel 2 geeft aan dat personen met hoger onderwijs in vergelijking met personen zonder hoger onderwijs later starten met sexuele omgang (shift = + 1 of + 2) en daarna ook trager de transitie maken (relatieve risico's = .79, .94, .86 naargelang van de leeftijdsgroep). Buitenkerkelijke vrouwen starten vroeger dan onregelmatig pratikerenden (shift = 0 versus shift = + 1 of +2) en gaan ook sneller over tot eerste sexuele

Tabel 1 : Specificatie van de PH-modellen

A. Eerste sexuele omgang

20-24	BT1 + REL + EDU
25-29	BT2 + REL + EDU
30-49	BT2 + REL + EDU

B. Eerste ongehuwd samenwonen

20-24	BT1 + REL + RES
25-29	BT + REL + RES

C. Eerste partnerschap (samenwonen of huwen)

20-24	BT3 + REL + EDU + RES
25-29	BT2 + REL + EDU + RES
30-49	BT2 + REL + EDU + RES

D. Eerste geboorte

20-24	BT3 + REL + EDU
25-29	BT3 + REL + EDU
30-49	BT3 + REL + EDU

REL = religie of kerkelijkheidsgraad; EDU = onderwijspeil; RES = residentie of verstedelijkingsgraad; BT = tijd zonder verschuiving nulpunt (duur sedert 15 jaar), BT1 = tijd met 1 jaar verschuiving mogelijk, BT2 = met 2 jaar en BT3 = met 3 jaar verschuiving van het startpunt (d.i. startpunt = 18 jaar).

Tabel 2 : Eerste sexuele omgang (algemeen) en premaritale eerste sexuele omgang : PH-statistieken, NEGO-4, Vlaanderen 1982

<u>Leeftijdsgroep</u>	<u>Covariaat</u>	<u>Shift</u>	<u>Relatief Risico</u>	<u>Shift</u>	<u>Relatief Risico</u>
20-24	EDU - LOW (hoger)	0	1.00 (referentiegr.)	0	1.00
	- HI (hoger)	+1	.79	+1	.82
	REL - RC (regel.m.)	+1	.47	+1	.45
	- IC (onregel.m.)	+1	1.00 (referentiegr.)	+1	1.00
	- NC (onkerks)	0	1.32	0	1.32
25-29	EDU - LOW (hoger)	0	1.00 (referentiegr.)	0	1.00
	- HI (hoger)	+2	.94*	+2	.95*
	REL - RC (regel.m.)	+2	.58	+2	.55
	- IC (onregel.m.)	+2	1.00 (referentiegr.)	+2	1.00
	- NC (onkerks)	0	1.05*	0	1.07*
30-49	EDU - LOW (hoger)	0	1.00 (referentiegr.)	0	1.00
	- HI (hoger)	+2	.86	+2	.86
	REL - RC (regel.m.)	+2	.57	+2	.50
	- IC (onregel.m.)	+2	1.00 (referentiegr.)	+2	1.00
	- NC (onkerks)	0	1.16	0	1.17

Voor b-coëfficiënten en standaardfouten, zie Lee (1986); * = niet significant verschillend t.o.v. de referentiegroep p).10.

Bron : Lee (1986), hfdst. 6, pp. 22-23.

Tabel 3 : Mediaanduur in jaren gerekend vanaf 15 jaar vooraleer over te gaan naar eerste sexuele omgang, NEG0-4, Vlaanderen 1982

A. <u>Algemeen</u>		<u>Kerkelijkheidsgraad REL</u>		
		<u>RC (regel.m.)</u>	<u>IC (onregel.m.)</u>	<u>NC (onkerks)</u>
20-24	EDU = LOW	5.0	3.4	2.7
	HI	6.8	4.6	3.3
25-29	LOW	4.9	3.6	3.2
	HI	7.5	5.5	3.5
30-49	LOW	6.5	4.7	4.0
	HI	8.4	6.8	5.3
B. <u>Premaritaal</u>				
20-24	EDU = LOW	5.4	3.4	2.7
	HI	6.8	4.6	3.3
25-29	LOW	5.0	3.7	3.2
	HI	7.5	5.5	3.5
30-49	LOW	6.9	4.7	4.0
	HI	9.2	6.8	5.3

Bron : Lee (1986), hfdst. 6, p. 24.

omgang (relatief risico = 1.32, 1.05, 1.16). Regelmatig pratikerende vrouwen daarentegen starten op dezelfde leeftijd als de referentiegroep (IC), doch evolueren slechts aan de helft van de snelheid (relatief risico = .47, .58, .57). De verschillen tussen "premaritaal" of "algemeen" zijn onopvallend en komen alleen bij regelmatig pratikerende vrouwen voor. Deze hebben immers een grotere kans om het eerste seksueel verkeer te hebben ter gelegenheid van een huwelijk. Omgezet in mediaanleeftijden (tabel 3) komen deze verschillen nog duidelijker aan de oppervlakte. Het scherpste contrast is tussen onkerkelijke jonge vrouwen en regelmatig pratikerende oudere vrouwen. Het verschil bedraagt immers $23.4 (15.0 + 8.4) - 17.7 (15.0 + 2.7) = 5.7$ jaar ("algemeen"). Vrouwen zonder hoger onderwijs hebben een lagere mediaanleeftijd van overgang dan vrouwen met hoger onderwijs. Bij de oudste cohorte bedraagt het verschil 1.7 à 1.9 jaar, doch dit verschil geassocieerd met onderwijsniveau verkleint naarmate men bij jongere cohorten aankomt. Dit geldt speciaal voor onregelmatig pratikerende en onkerkse vrouwen van 20-24 jaar : het verschil geassocieerd met onderwijsniveau bedraagt maar 0.6 à 1.2 jaar meer. Regelmatig pratikerende jonge vrouwen behouden het onderwijs-effect van hun voorgangers. Het verschil blijft 1.8 jaar. Hetzelfde patroon komt voor bij "premaritale" seksuele omgang. Alleen zijn de contrasten nog meer uitgesproken. Over de leeftijdsgroepen heen stelt men tenslotte een *vervroeging* vast van de eerste seksuele betrekkingen van 1.3 à 1.5 jaar. Het contrast betreft hier de geboortecohorte van 1953-63 in vergelijking met deze geboren vòòr 1952. Deze vervroeging is algemeen en betreft ook regelmatig pratikerende vrouwen. Deze groep maakt de transitie derhalve veel behoedzamer dan de anderen maar ze volgt niettemin de trend. Regelmatig pratikerenden zijn derhalve evenzeer bij het verjongingsproces betrokken maar behouden vooralsnog de "cultural lag" t.o.v. de anderen ongeacht hun onderwijspeil.

4. De eerste vaste partner

De eerste vaste partnerrelatie kan tot stand komen via ongehuwd samenwonen of direct via een huwelijk. Hier wordt het onderscheid gemaakt tussen de staten "ongehuwd samenwonen" en de staat "met vaste partner, gehuwd of ongehuwd". Deze laatste laat toe na te gaan of het algemene huwelijksuitstel (zie Willems en Wijewickrema, 1985) gecompenseerd wordt door de periode van premaritaal samenwonen.

Ongehuwd samenwonen werd in de NEG0-steekproef nagenoeg niet aangetroffen bij regelmatig pratikerende vrouwen ongeacht hun leeftijd. Daarentegen is premaritaal samenwonen vooral een stedelijk verschijnsel en een fenomeen bij buitenkerkelijken (zie relatieve risico's in Tabel 4). De verschillen geassocieerd met deze twee covariaten werden ook op figuren 2 en 3 uitgezet, zodanig dat niet alleen informatie qua timing ter beschikking

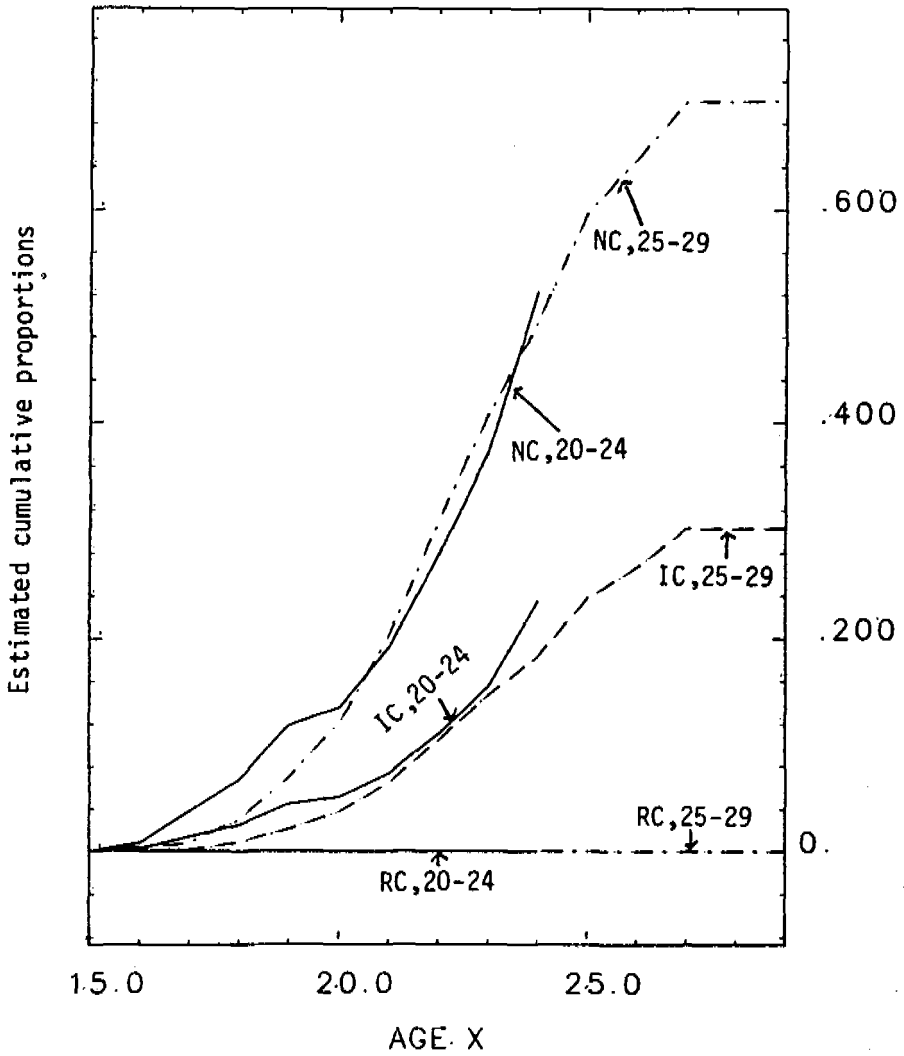
Tabel 4 : Eerste partnerrelatie in de vorm van ongehuwd samenwonen of in de vorm van samenwonen of huwen, PH-statistieken, NEGO-4, Vlaanderen 1982

Leeftijdsgroep	Covariaat	Ongehuwd samenw. alleen		Samenwonen of huwen	
		Shift	Relatief Risico	Shift	Relatief Risico
20-24	REL - RC (regel.m.)	0	.00	0	.51
	- IC (onregel.m.)	0	1.00	0	1.00
	- NC (onkerks)	+1	2.76	0	1.31
	RES - NU (gemeenten)	0	1.00	0	1.00
	- UR (steden + aggl.)	+1	2.30	0	.93*
	EDU - LOW (hoger)	-	-	0	1.00
	- HI (hoger)	-	-	+3	1.36
	25-29	REL - RC (regel.m.)	0	.00	0
- IC (onregel.m.)		0	1.00	0	1.00
- NC (onkerks)		0	3.35	0	.93*
RES - NU (gemeenten)		0	1.00	0	1.00
- UR (steden + aggl.)		0	1.14	0	.79
EDU - LOW (hoger)		-	-	0	1.00
- HI (hoger)		-	-	+2	.90*
30-49		REL - RC (regel.m.)	-	-	0
	- IC (onregel.m.)	-	-	0	1.00
	- NC (onkerks)	-	-	0	1.09*
	RES - NU (gemeenten)	-	-	0	1.00
	- UR (steden + aggl.)	-	-	0	.84
	EDU - LOW (hoger)	-	-	0	1.00
	- HI (hoger)	-	-	+2	.89

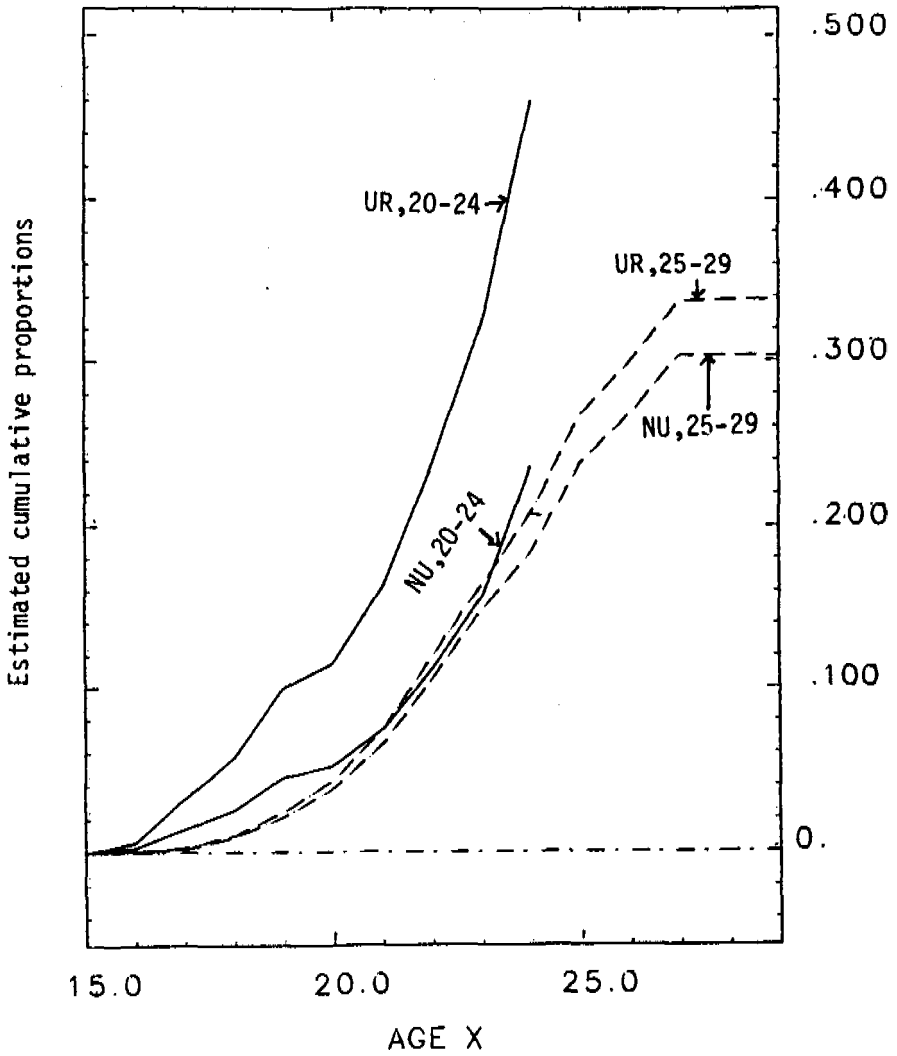
Voor b-coëfficiënten en standaardfouten zie Lee (1986); * niet significant verschillend t.o.v. de referentiegroep p).10.

Bron : Lee (1986), hfdst. 7, pp. 29-30.

Figuur 2 : Cumulatieve proporties naar leeftijd van vrouwen die een eerste partnerrelatie aangaan via ongehuwd samenwonen, naar cohorte en kerkelijkheidsgraad, NEGO-4, Vlaanderen 1982



Figuur 3 : Cumulatieve proporties naar leeftijd van vrouwen die een eerste partnerrelatie aangaan via ongehuwd samenwonen, naar cohorte en verstedelijkingsgraad, NEG0-4, Vlaanderen 1982

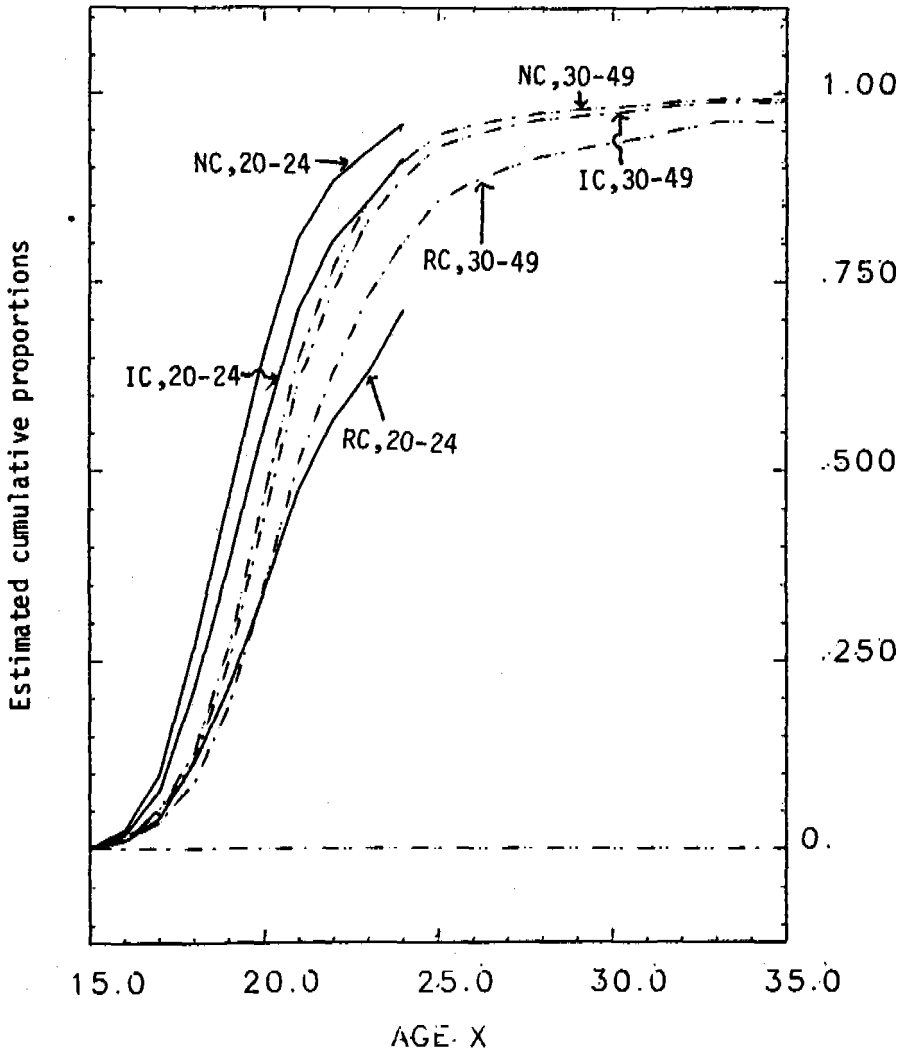


staat maar ook informatie inzake de verwachte intensiteit tegen de leeftijd van 30 jaar. De opvallende karakteristieken op figuur 2 hebben eerst en vooral betrekking op dit laatste punt : ongeveer 30 percent van de onregelmatig pratikerende vrouwen zouden ooit een transitie via premaritaal ongehuwd samenwonen meemaken en dit zou het geval kunnen zijn voor meer dan 60 percent voor de onkerkse vrouwen jonger dan 30 jaar in 1982. Opmerkelijk is echter dat de jongste leeftijdsgroep (20-24) niet wezenlijk meer verschilt van de net oudere (25-29). De differentiatie geassocieerd met kerkelijkheidsgraad lijkt zich volkomen ontplooid te hebben en zich te stabiliseren, althans afgaande op de NEGO-data. Dat is niet het geval voor de differentiatie geassocieerd met verstedelijking. In de agrarische en verstedelijkte gemeenten is het verschil tussen beide leeftijdsgroepen vrij klein (zie figuur 3), maar in de steden en de grootstedelijke agglomeraties neemt de jongste leeftijdsgroep merkkelijk voorsprong op de oudere inzake ongehuwd samenwonen. Het ziet er naar uit dat de variabele verstedelijking zich nu ontplooid als bijkomende differentiator in het verspreidingsproces van ongehuwd samenwonen. Dit lijkt een plausibele gang van zaken, temeer dat een analoge opvolging ook te onderkennen viel bij de historische vruchtbaarheidstransitie tussen 1880 en 1910 in België. Toch is bevestiging nodig gezien de data uiteraard slechts uit een steekproef afkomstig zijn.

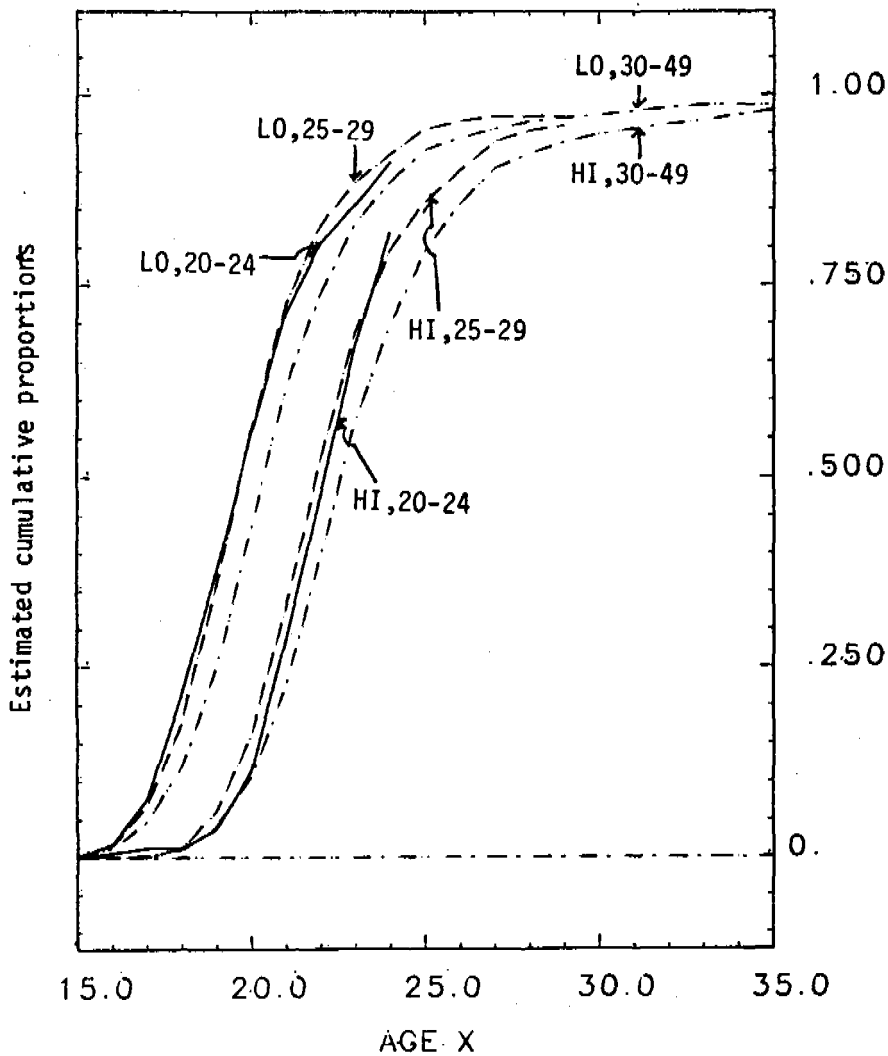
Compenseert ongehuwd samenwonen voor het uitstel qua huwelijken? Een gedeeltelijk antwoord wordt gegeven in Tabel 4, doch in de vorm van vergelijking van groepen. Pratikerende katholieken blijken nog altijd trager tot een partnerschap over te gaan en de afwezigheid van samenwonen wordt *niet* gecompenseerd door vroeger huwen (relatieve risico's = .51, .77 en .74 in vergelijking met onregelmatig pratikerenden). De tragere start van pratikerende katholieken is zelfs geaccentueerd voor de jongste leeftijdsgroep. Zij dragen blijkbaar de onzekerheden van de economische crisis zonder te compenseren via ongehuwd samenwonen. Buitenkerkelijke vrouwen daarentegen komen nog altijd eerder tot een vaste partner dan onregelmatig pratikerenden in de jongste leeftijdsgroep 20-24, doch in de andere leeftijdsgroepen is er geen significant verschil.

De vergelijkbaarheid van het materiaal wordt verhoogd in Figuren 4 en 5 waar de cumulatieve proporties worden uitgezet naar leeftijd van intrede in een eerste partnerschap (samenwonen of huwen). Opnieuw valt op dat de jongste cohorte regelmatig pratikerenden het traagste verloop kent en zelfs trager de transitie maakt dan de regelmatig pratikerenden van 30-49 jaar. De twee andere groepen, onregelmatig pratikerenden en buitenkerkelijke vrouwen, kennen een *vervroeging* van het eerste partnerschap : bij deze groepen verlopen de transities onder de jongeren (20-24) sneller dan bij de ouderen (30-49). Voor hen is er dus wel sprake van een volledige neutralisatie en zelfs overcompensatie via ongehuwd samenwonen voor de verlating van de huwelijksleeftijd. De covariaten onderwijsniveau en verstedelijkingsgraad

Figuur 4 : Cumulatieve proporties naar leeftijd van vrouwen die een eerste partnerrelatie aangaan via ongehuwd samenwonen of huwelijk, naar cohorte en kerkelijkheidsgraad, NEGO-4, Vlaanderen 1982



Figuur 5 : Cumulatieve proporties naar leeftijd van vrouwen die een eerste partnerrelatie aangaan via ongehuwd samenwonen of huwelijk, naar cohorte en onderwijsniveau, NEGO-4, Vlaanderen 1982



vertonen geen dergelijke interactie-effecten. Zij wijzen gewoon op het feit dat ongehuwd samenwonen bij jongeren wel degelijk compenseert voor de vertraagde timing van huwelijken bij de Vlaamse cohorten. De orde van grootte is ongeveer 0,5 jaar *vervroeging* in vergelijking met de leeftijdsgroep 30-49. In deze context zijn jonge regelmatig pratikerenden derhalve een zeer ideosyncratische groep geworden.

5. De eerste geboorte

De overgang naar ouderschap kan bestudeerd worden voor alle vrouwen samen of naargelang van het type van partnerschap (zonder vaste relatie, ongehuwd samenwonend, gehuwd). De eerste soort analyse werd voor Vlaanderen met de NEGO-4 data uitgevoerd door Lee (1986) en de tweede soort door Wijewickrema (1985).

De data van Tabel 5 gaan op voor alle vrouwen ongeacht of ze een vaste partner/echtgenoot hebben of niet. Deze analyse heeft het voordeel dat de effecten van covariaten op de timing en op het type van partnerschap worden meegedragen bij de studie van de transitie naar ouderschap. Men krijgt derhalve een globaal beeld. De data van Tabel 6 daarentegen breiden de basispopulatie stapsgewijze uit door specifieke categorieën toe te voegen. Zo vertrekt men van gehuwde vrouwen die nog steeds in hun eerste huwelijk zijn, wat op een selectie van stabiele huwelijken neerkomt, en men verruimt de bevolking onder observatie door achtereenvolgens de effecten van echtscheiding, samenwonen en partnerseparatie toe te voegen. Deze analyse heeft het voordeel de effecten van het type van partnerschap en van de voorgeschiedenis in de gezinsvorming te isoleren. De analyse voor alle vrouwen samen komt eerst. In Tabel 5 is het effect van onderwijs op ouderschap het meest opvallend voor alle leeftijdsgroepen. De deelgroepen verschillen echter niet significant inzake het relatief risico of tempo, maar wel zeer sterk inzake het startpunt (shift). Vrouwen met hoger onderwijs hebben hun eerste kind gemiddeld zowat 3 jaar later dan de overigen, doch het leeuwenaandeel van deze verschuiving spruit voort uit een tragere partnerschapsvorming geassocieerd met hogere opleiding. De latere overgang naar ouderschap voor hooggeschoolden is dus essentieel een "carry-over"-effect van latere seksuele omgang en later samenwonen en/of huwen.

Het effect van kerkelijkheidsgraad op ouderschap is complexer. Vooreerst moet worden opgemerkt dat deze covariaat bij gelijke startpunten géén significante verschillen veroorzaakt in relatief risico voor de jongste cohorte (20-24). De standaardfouten op de b-coëfficiënten zijn groot, wat ultraard voortvloeit uit het feit dat weinigen reeds tot ouderschap waren overgegaan. Het is dus te vroeg om differentiaties in vruchtbaarheid te noteren bij deze jonge vrouwen. De oudste cohorte (30-49) daarentegen kent een maximale sortering naar

Tabel 5 : De eerste geboorte, PH-statistieken, NEG0-4, Vlaanderen 1982

<u>Leeftijdsgroep</u>	<u>Covariaat</u>	<u>Shift</u>	<u>Relatief Risico</u>
20-24	EDU - LOW (< hoger)	0	1.00
	- HI (hoger)	+3	1.12*
	REL - RC (regel.m.)	0	.70*
	- IC (onregel.m.)	0	1.00
	- NC (onkerks)	0	1.07*
25-29	EDU - LOW (< hoger)	0	1.00
	- HI (hoger)	+2	.81
	REL - RC (regel.m.)	0	.92*
	- IC (onregel.m.)	0	1.00
	- NC (onkerks)	0	.80
30-49	EDU - LOW (< hoger)	0	1.00
	- HI (hoger)	+3	1.02*
	REL - RC (regel.m.)	0	.95*
	- IC (onregel.m.)	0	1.00
	- NC (onkerks)	0	.99*

Bron : Lee (1986) hoofdst. 8, p.179; * niet significant verschillend van de referentie-categorie $p > .10$.

Tabel 6 : Percentage kinderlozen na gemiddeld 8 jaar partnerschapsduur voor de huwelijks- of partnerpromoties van 1972-77, NEGO-4, Vlaanderen

A. Gehuwde vrouwen, nog steeds in eerste huwelijk (duur = huwelijksduur)	
- RC (regelmatig pratikerend)	: 4.1
- IC (onregelmatig)	: 12.0
- NC (onkerks)	: 14.5
B. Ooit-gehuwde vrouwen (d.i. hetzij nog steeds in 1e huwelijk, hetzij gescheiden, hertrouwd of post-maritaal samenwonend) (duur = duur sedert 1e huwelijk)	
- RC (regelmatig)	: 4.8
- IC (onregelmatig)	: 12.5
- NC (onkerks)	: 17.5
C. Vrouwen die ooit een vaste partner hebben gehad (d.i. ooit-gehuwden en ooit-samenwonenden) die nog samen zijn met eerste echtgenoot of partner (duur = duur sedert 1e huwelijk of sedert 1e ongehuwd samenwonen indien deze laatste langer is)	
- RC (regelmatig)	: 4.8
- IC (onregelmatig)	: 12.7
- NC (onkerks)	: 19.4
D. Vrouwen die ooit een vaste partner hebben gehad (d.i. ooit-gehuwden en ooit-samenwonenden) ongeacht of ze nog samen zijn met eerste partner (duur = duur sedert 1e huwelijk of sedert 1e ongehuwd samenwonen indien deze laatste langer is)	
- RC (regelmatig)	: 4.8
- IC (onregelmatig)	: 13.2
- NC (onkerks)	: 20.4

Bron : S. Wijewickrema (voor volledige figuren, zie 1986, p.29).

Nota : de overgang van A naar B geeft het effect van echtscheiding, de overgang van A naar C het effect van ongehuwd samenwonen en van A naar D het effect van samenwonen + echtscheiding of separatie.

ouderschap, maar ook hier is levensbeschouwing niet significant. Klaarblijkelijk was kerkelijkheidsgraad nog geen differentiator inzake kinderloosheid voor de generatie geboren vòòr 1953. Anders is het gesteld met de middenste cohorte (25-29) : buitenkerkelijke vrouwen splitsen zich zeer duidelijk af t.a.v. de overigen en krijgen hun eerste kind *trager* (relatief risico = 0.80 bij gelijke shift), *niettegenstaande ze vroeger tot seksuele omgang overgaan en sneller een vaste partner kiezen* (zie tabellen 2 en 4). Buitenkerkelijke vrouwen van 25-29 jaar onderscheiden zich niet alleen ten aanzien van hun leeftijdsgenoten maar ook ten aanzien van hun onkerkse voorgangers door frekwenter en langer ongehuwd samenwonen. Onkerksheld veroorzaakt m.a.w. een recente differentiatie inzake de timing van de eerste geboorte die niet te verklaren valt door een latere start van partnerschap maar wel door een sterkere keuze ten voordele van ongehuwd samenwonen. Qua aard is het effect van buitenkerkelijkheid op ouderschap derhalve totaal verschillend dan dat van hoger onderwijs : de eerste opereert essentieel via het *type* van de partnerrelatie, de tweede via het *startpunt* inzake de timing.

Wijewickrema's resultaten zijn hieromtrent nog duidelijker. Hij vergeleek twee promoties (vrouwen met minstens 10 jaar partnerervaring en/of huwelijksduur versus vrouwen met 5-9 jaar duur) en drie groepen inzake kerkelijkheid. Daarnaast varieerde hij eveneens de voorgeschiedenis van de partnerrelatie. Voor de oudste promotie was het effect van levensbeschouwing op ouderschap gering, net zoals in de analyse van Lee. Enkel bij de verbreding van de observatiepopulatie van eens en nog steeds gehuwde vrouwen tot ooit-gehuwden, d.i. met inbreng van het effect van echtscheiding al dan niet gevolgd door hertrouw of post-maritaal samenwonen, komt een klein effect van levensbeschouwing tot uiting. Voor de jongste promotie liggen de kaarten reeds gans anders (zie tabel 6). Het effect van geringere kerkelijkheid en vooral van onkerksheld groeit naarmate men de observatie verruimt van vrouwen die nog steeds in een eerste huwelijk zijn, tot vrouwen die nog steeds bij hun eerste partner zijn (toevoeging van meer stabiel samenwonen), tot vrouwen die ooit een echtscheiding hebben gehad of een breuk in ongehuwd samenwonen. De effecten van ongehuwd samenwonen en van echtscheiding of separatie van partner zorgen derhalve voor een verdere differentiatie naar kinderloosheid bij de drie levensbeschouwelijke groepen. Buitenkerkelijken neigen zelfs naar een finale kinderloosheid van 15 à 20 percent tegenover 3 à 4 percent bij regelmatig pratikerenden eens rekening wordt gehouden met differentieel premaritaal samenwonen en partnerschapsinstabiliteit.

De data van de NEG0-4 enquête wijzen derhalve op het begin van een ommekeer in de historische trend naar geringere kinderloosheid. Deze trend was vooral het gevolg van de reductie in het finaal celibaat in de periode 1840-1970. Bij vrouwen die hun eerste partnerrelatie vormden rond 1975 komt deze lange trend tot een eind en slaat reeds om voor

bultenkerkelijken. Hierbij is de meer frequente optie voor en de langere duur van ongehuwd samenwonen bij deze groep tesamen met de hogere instabiliteit van hun relaties van doorslaggevende aard voor uitstel en mogelijk gedeeltelijk afstel van ouderschap. Aan het andere uiteinde volgen regelmatig pratikerenden zowel het klassieke patroon van partnerrelatie (huwen i.p.v. samenwonen, minder echtscheiding) als het klassieke tempo van transitie naar ouderschap.

6. Differentiatie inzake doorlopen staten en verblijfsduur in elke staat

Via de simulatie met een semi-Markoviaans proces kan nagegaan worden hoe een fictieve cohorte van vrouwen zich over de verschillende staten verdeelt op diverse tijdstippen indien ze de transitieprobabiliteiten hebben om van staat te veranderen zoals opgemeten in de NEG0-4 survey. De verschillende staten die hier worden onderscheiden zijn reeds aangegeven op figuur 1 tesamen met de mogelijke transities. Deze staten zijn als volgt gedefinieerd :

- 1 - *Maagdelijkheid* : alle vrouwen worden op de leeftijd van 15 jaar verondersteld te starten in deze staat. Directe transities zijn mogelijk naar de volgende 3 staten :
- 2 - *Eerste seksueel verkeer buiten kader van ongehuwd samenwonen en huwelijk*
- 3 - *Premaritaal ongehuwd samenwonen, kinderloos*
- 4 - *Eerste huwelijk zonder in het huwelijk geboren kind*

Indirecte transities van 1 via 2 en/of 3 naar 4 zijn uiteraard mogelijk, zoals aangegeven op figuur 1. Bij een geboorte voortkomend uit seksueel verkeer buiten een huwelijk is er een transitie naar staat 5 en bij een geboorte binnen een huwelijk een transitie naar staat 6.

5 - *Premaritale eerste geboorte*

6 - *Maritale geboorte*

Uit staat 5 is een transitie mogelijk naar een eerste huwelijk (staat 4). De maritale eerste geboorte vormt een absorberende staat, wat in Markov-keten jargon betekent dat er geen verdere transities meer behandeld worden. De transitiemogelijkheden van figuur 1 zijn verder beknot : zo worden transities maar teweeggebracht door echtscheiding, separatie, verweduwing en al dan niet gevolgd door verdere partnerschap niet onderzocht. Dit

betekent dat iemand zich volgens het model in staat 3 of 4 kan bevinden terwijl zij in de realiteit een verdere transitie heeft gehad door ontbinding van de eerste vaste relatie of huwelijk. De duur van verblijf in deze staten moet dan ook begrepen worden als de duur sedert de eerste partnerschap/huwelijk werd gevormd zonder overgang naar een door het model *expliciet* geformuleerde staat.

Tenslotte onderscheidt een semi-Markoviaans model zich van een zuivere Markov-keten door het feit dat de toekomst niet alleen afhangt van de huidige staat van verblijf, maar ook van de *duur* van verblijf in deze staat. Voorts maakt onderstaande toepassing geen onderscheid naar de geboortecohorten maar enkel hetzij naar onderwijsniveau hetzij naar kerkelijkheidsgraad (beperkte heterogeniteit). Voor iedere verdere technische behandeling verwijzen we naar Lee en Rajulton (1986) en de daar geciteerde literatuur.

Een eerste serie belangrijke data betreft de directe overgangswaarschijnlijkheden (*first passage probabilities*). Tabel 7 bevat een korte samenvatting van dit materiaal teneinde de verschillen naar de covariaten te laten uitkomen. Voor de volledige data verwijzen we opnieuw naar het origineel van Lee en Rajulton (1986).

Tabellen 8, 9 en 10 geven de verdelingen weer over de diverse staten op tijdstippen $t = 2, 5$ of 10 jaar, gegeven dat de vrouwen zich op $t = 0$ in een welbepaalde staat bevonden. Deze verdelingen geven wellicht het meest volledig overzicht van de verschillen geassocieerd met de covariaten onderwijspeil en kerkelijkheidsgraad.

Bij tabel 8 vertrekken we van 1000 vrouwen die op moment $t = 0$ nog geen seksuele betrekkingen hebben gehad. Na 5 jaar, d.i. op de leeftijd van 20 jaar, vinden we nog 457 onder hen in die staat. 362 zijn overgegaan tot seksuele relaties, doch nog niet in het kader van ongehuwd samenwonen of een huwelijk. 143 zijn reeds gehuwd doch hebben nog geen kind geboren in dit huwelijk. 30 zijn getrouwd en hebben een eerste kind. Slechts 6 zijn kinderloos ongehuwd samenwonend en 2 hebben een premaritale geboorte gehad, evenwel niet door een huwelijk gevolgd. Na 10 jaar, d.i. tegen de leeftijd van 25 jaar is de verdeling grondig verschoven. Slechts 67 zijn nog maagd terwijl de meesten gehuwd zijn, hetzij zonder (329) hetzij met een kind geboren in dit huwelijk (404). 174 hebben seksuele omgang buiten het verband van samenwonen of huwelijk. De overigen zijn ofwel kinderloos samenwonend (17) of hebben een premaritale geboorte gehad (7) maar zijn alleenstaand, wonen bij ouders of partner, maar zijn niet getrouwd.

Dit algemene beeld is in Westeuropees perspectief nog vrij conservatief. Dit wordt aangedikt door het feit dat de cohorten geboren voor 1952 in de analyse werden betrokken. De

Tabel 7 : Directe overgangsprobabiliteiten voor diverse transities naar
duur van verblijf in de originele staat, NEGO-4, Vlaanderen

Duur	Allen	EDU = LOW	HI	RELIG = RC	IC	NC
1A. Transitie van maagd (1) naar eerste sexuele omgang buiten huwelijk/ongeh. samenwonen (2)						
3 jaar	.19	.21	.09	.06	.20	.32
5	.52	.57	.34	.26	.58	.70
8	.78	.82	.67	.56	.85	.90
1B. Transitie van maagd (1) naar premaritaal ongehuwd samenwonen (3)						
5	.003	.004	.002	.000	.005	.002
10	.005	.005	.005	.000	.007	.002
15	.005	.005	.005	.000	.007	.004
1C. Transitie van maagd (1) naar eerste huwelijk (3)						
5	.021	.027	.000	.025	.019	.021
10	.090	.097	.068	.156	.071	.051
15	.101	.106	.086	.189	.075	.055
2A. Transitie van eerste sexuele omgang buiten huwelijk/ongeh. smenwonen (2) naar ongehuwd samenwonen (3)						
5	.049	.040	.083	.000	.040	.149
10	.063	.048	.119	.002	.049	.202
2B. Transitie van eerste sexuele omgang buiten huwelijk/ong. samenwonen (2) naar eerste huwelijk (4)						
3	.64	.69	.49	.78	.65	.45
5	.81	.85	.66	.87	.83	.64
8	.86	.89	.71	.92	.87	.70
2C. Transitie van eerste sexuele omgang buiten huwelijk/ongeh. samenwonen (2) naar premaritale geboorte (5)						
5	.013	.016	.004	.012	.014	.010
10	.014	.016	.005	.012	.015	.010
3A. Transitie van premaritaal ongeh. samenwonen (3) naar eerste huwelijk (4)						
1	.41	.47	.31	1.00	.38	.41
3	.71	.72	.69	1.00	.72	.68
5	.78	.77	.79	1.00	.78	.76
3B. Transitie van premaritaal ongeh. samenwonen (3) naar premaritale eerste geboorte (5)						
1	.044	.075	.000	.000	.053	.036
3	.062	.106	.000	.000	.075	.048
5	.079	.125	.014	.000	.095	.060
4A. Transitie van eerste huwelijk (5) naar eerste maritale geboorte (6)						
1	.29	.32	.20	.27	.29	.36
3	.65	.66	.61	.70	.63	.65
5	.76	.77	.72	.81	.75	.72
10	.83	.84	.77	.87	.82	.79

Bron : Lee en Rajulton (1986)

Tabel 8 : Percentageverdeling van vrouwen over diverse staten op ogenblikken t=5 en t=10 jaar, gegeven dat ze op ogenblik t=0 maagd waren, NEGO-4, Vlaanderen

Staten :	Nog maagd	Sex. omgang zonder samen- wonen of huwelijk	Kinderloos premarit. ongetuwd samenwonen	Ooit-getuwd zonder ge- boorte in huwelijk	Premarit. 1e geboorte verder on- getuwd	Ooit-getuwd met geboorte in huwelijk
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<u>t = 5 jaar</u>						
Alle vrouwen	45.7	36.2	0.6	14.3	0.2	3.0
EDU = LOW	39.7	38.3	0.6	17.2	0.3	3.9
HI	65.6	27.5	0.3	5.8	0.0	0.7
REL = RC	71.1	17.9	0.0	15.6	0.1	4.4
IC	39.4	41.7	0.6	15.1	0.3	2.9
NC	27.6	52.2	2.0	14.2	0.2	3.7
<u>t = 10 jaar</u>						
Alle vrouwen	6.7	17.4	1.7	32.9	0.7	40.4
EDU = LOW	4.5	12.9	1.1	33.4	0.8	47.2
HI	14.0	32.0	2.9	29.5	0.2	21.3
REL = RC	16.9	17.0	0.0	31.4	0.3	34.4
IC	3.5	15.9	1.4	35.5	0.8	42.8
NC	2.2	20.5	6.1	31.4	0.8	39.0

Bron : Lee en Rajulton (1986), p.34.

effecten van de andere 2 covariaten daarentegen zijn expliciet opgenomen en niet gering. Hoger geschoolden en pratikerende vrouwen blijven na 5 en 10 jaar in veel groter getale de maagdelijkheid bewaren (respectievelijk 66 en 71 percent na 5 jaar). Buitenkerkelijken daarentegen zijn zelfs na 5 jaar in overgrote meerderheid naar verdere staten doorgeschoven en slechts 28 percent zijn maagd gebleven. Opmerkelijk is dat na 10 jaar meer onregelmatig pratikerenden en onkerksen tot een eerste maritale geboorte zijn gekomen (43 en 39 percent) dan regelmatig pratikerenden (34 percent). Dit is in deze analyse toe te schrijven aan de trage partnerschapsvorming voor de laatsten en het gewicht van de vrouwen ouder dan 30 jaar. Voor de jongere cohorten is dit niet langer het geval. Premaritale geboorten die niet gevolgd zijn door een huwelijk komen het meest frekwent voor bij personen zonder hoger onderwijs en bij buitenkerkelijken of onregelmatig pratikerenden. Ongehuwd samenwonen, zoals reeds bij herhaling aangetoond, is meer frekwent bij hoger geschoolden en vooral bij buitenkerkelijken.

Tabel 9 geeft de percentageverdelingen aan, gegeven dat men op tijdstip $t = 0$ overgegaan was tot seksuele relaties zonder samenwonen of huwelijk. Vrouwen die hun eerste seksuele ervaring hadden binnen een vaste relatie (samenwonen of huwen) komen dus niet in de analyse voor. Onder de overigen blijven hoger geschoolden en buitenkerkelijken aanzienlijk langer in de originele staat en vertonen hogere percentages ongehuwd samenwonen na 2 of 5 jaar. Regelmatig pratikerende vrouwen en lager geschoolden zijn ook na 2 en vooral 5 jaar reeds in grotere getale doorgestoten tot de laatste fase : huwelijk gevolgd door een eerste geboorte.

Tabel 10 tenslotte geeft de verdelingen voor degenen die langs de staat van ongehuwd samenwonen zijn geëvolueerd. De selectie wordt dus versterkt tot een meer beperkte deelgroep met een overwicht aan vrouwen jonger dan 30 jaar. De weinige regelmatig pratikerenden die deze staat aandoen verdwijnen er direct weer uit : na 2 jaar zijn ze allen overgegaan naar een huwelijk. Hoger geschoolden en buitenkerkelijken blijven opnieuw het langst. Het zijn evenwel de lager geschoolden die in deze staat het meest frekwent een eerste kind krijgen zonder dat een huwelijk volgt.

De algebra van semi-Markow modellen laat eveneens toe te berekenen hoe lang personen gemiddeld in een staat blijven, *gegeven dat ze die staat aandoen* en dat de opmeting gebeurt voor een bepaalde duur verstreken na intrede. Tabel 11 geeft de resultaten daarvan. Merk op dat *verschillende* subpopulaties hun intrede doen in staten 2, 3 en 4 en dat hun gemiddelden daarom niet optelbaar zijn.

Tabel 9 : Percentageverdeling van vrouwen over diverse staten op ogenblik t=2 en t=5 jaar gegeven dat ze op ogenblik t=0 de eerste seksuele omgang hebben buiten huwelijk of ongehuwd samenwonen; NEGO-4, Vlaanderen

Staten:	Sex. omgang zonder samen- wonen of huwelijk (2)	Premarit. ongehuwd samenwonen, kinderloos (3)	Ooit-gehuwd zonder geboorte in huwelijk (4)	Premarit. 1e geboorte verder ongeh. (5)	Ooit-gehuwd met geboorte in huwelijk (6)
<u>t = 2 jaar</u>					
Alle vrouwen	48.8	1.4	41.5	0.7	7.5
EDU = LOW	45.4	1.1	44.2	0.9	8.4
HI	60.6	2.0	32.6	0.3	4.5
REL = RC	33.7	0.0	53.6	0.8	11.9
IC	49.8	1.2	41.8	0.9	6.2
NC	65.4	3.9	25.0	0.3	5.3
<u>t = 5 jaar</u>					
Alle vrouwen	12.8	2.3	38.4	0.8	45.6
EDU = LOW	9.2	1.5	38.6	1.1	49.6
HI	25.6	5.1	37.0	0.2	32.1
REL = RC	11.5	0.0	30.1	0.4	57.9
IC	11.4	1.9	41.3	1.0	44.5
NC	20.0	7.3	37.6	1.0	34.0

Bron : Lee en Rajulton (1986), p.34.

Tabel 10 : Percentageverdeling van vrouwen over diverse staten op ogenblik t=2 en t=5 jaar gegeven dat ze op ogenblik t=0 ongehuwd samenwoonden; NEGO-4, Vlaanderen

Staten :	Nog steeds premarit. ongehuwd samenw., kinderloos (3)	Ooit-gehuwd zonder geboorte in huwelijk (4)	Premarit. 1e geboorte, verder ongehuwd (5)	Ooit-gehuwd met geboorte in huwelijk (6)
<u>t = 2 jaar</u>				
Alle vrouwen	30.1	53.4	4.3	11.8
EDU = LOW	23.1	54.0	7.3	15.0
HI	40.0	53.9	0.0	6.1
REL = RC	0.0	72.9	0.0	27.1
IC	27.9	55.4	5.6	11.1
NC	34.0	47.5	2.8	14.6
<u>t = 5 jaar</u>				
Alle vrouwen	14.6	29.8	4.2	50.9
EDU = LOW	11.0	28.3	6.2	53.8
HI	19.9	34.3	1.4	44.4
REL = RC	0.0	23.2	0.0	76.8
IC	12.9	31.4	5.5	49.8
NC	18.2	29.1	3.4	48.8

Bron : Lee en Rajulton (1986), p.34.

Tabel 11 : Gemiddelde verblijfsduur in jaren in diverse staten voor specifieke duur sedert aankomst in de onderscheiden staten, NEGO-4, Vlaanderen

Staat :	Maagd		Sex. omgang zonder ongeh. samenwonen, huwelijk		Kinderloos ongehuwd samenwonen*		Kinderloos huwelijk**	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Duur sedert intrede :	<u>5j.</u>	<u>10j.</u>	<u>5j.</u>	<u>10j.</u>	<u>2j.</u>	<u>5j.</u>	<u>2j.</u>	<u>5j.</u>
Alle vrouwen	3.8	4.6	1.9	2.2	.9	1.4	1.2	2.1
EDU = LOW	3.6	4.3	1.7	1.9	.7	1.1	1.1	2.0
HI	4.3	5.8	2.5	3.3	1.1	1.8	1.3	2.3
REL = RC	4.5	6.2	1.4	1.7	.0	.0	1.2	1.9
IC	3.7	4.2	1.9	2.2	.8	1.3	1.2	2.1
NC	3.2	3.6	2.5	3.0	.9	1.6	1.1	2.0

Bron : Lee en Rajulton (1986), p.31.

Nota : geen rekening houdend met separatie (*) of echtscheiding en verweduwing (**)

De gemiddelde verblijfsduur in de enige universele staat, nl. die van maagdelijkheid, is na 10 jaar (dit is op de leeftijd van 25 jaar) 6.2 jaar voor religieus pratikerende vrouwen tegen 4.6 jaar voor de gehele populatie, en 3.6 jaar voor onkerkse vrouwen. Daarentegen is de gemiddelde verblijfsduur in de staat van sexuele omgang zonder samenwonen of huwelijk het langst bij hooggeschoolden (3.3. jaar) en buitenkerkelijken (3.0 jaar), terwijl regelmatig pratikerenden en lager geschoolden die de staat aandoen ze reeds na 1.7 en 1.9 jaar verlaten. De duur van verblijf in kinderloos ongehuwd samenwonen is gemiddeld 1.8 en 1.6 jaar voor hoger geschoolden en buitenkerkelijken tegen 0 jaar voor regelmatig pratikerenden. De duur van een kinderloos huwelijk is het minst gedifferentieerd en enkel wat langer dan het algemeen gemiddelde voor hooggeschoolden. Merk op dat deze data geen onderscheid maken naar geboortecohorte in tegenstelling tot deze van Wijewickrema.

6. Conclusies

De meest opvallende vaststelling is dat de staat van ongehuwd samenwonen zich bij de generatie geboren na 1952 sterk heeft ontwikkeld bij alle deelgroepen behalve regelmatig pratikerende vrouwen. Naast het effect van levensbeschouwing valt ook een effect van verstedelijking op ongehuwd samenwonen te noteren bij deze jonge generaties. Ongehuwd samenwonen verklaart bovendien de trend naar later huwen. Afgaande op de NEGO-4 data die grotendeels de historiek geven van de periode 1970-82, blijkt dat de cohorten geboren na 1952 toch vroeger een vaste relatie (samenwonen of huwen) aangaan dan de cohorten geboren voor 1952. Regelmatig pratikerende vrouwen vormen hierop de uitzondering. Voor hen is ongehuwd samenwonen vooralsnog uitzonderlijk, ze blijven aanzienlijk langer celibitair zonder sexuele omgang dan de overigen en ze kennen een reële verlatng van de leeftijd van partnerschapsvorming (d.i. huwelijksleeftijd). Buitenkerkelijke vrouwen daarentegen gaan het snelst over tot sexuele relaties buiten samenwonen of huwen, maken sneller en veelvuldiger transities naar ongehuwd samenwonen, blijven langer samenwonen, maar gaan toch finaal over tot een huwelijk. Qua timing hebben ze derhalve de snelste start inzake partnerschapsvorming. Desondanks vertonen buitenkerkelijken vanuit de traagste overgang naar ouderschap. De periode van samenwonen en de grotere instabiliteit van hun premaritale en maritale relaties zorgen voor een uitstel van de komst van het eerste kind. Voor buitenkerkelijken die ooit samenwoonden en/of huwden en die deze relatie aangingen tussen 1972 en 1977 bestaat de mogelijkheid van finale kinderloosheid van 15 à 20 percent.

Het effect van hoger onderwijs is formeel verschillend van dat van geringere kerkelijkheid. De differentiatie door onderwijspeil komt niet zozeer tot uiting in de vorm van verschillende transitiesnelheden (relatieve risico's), maar vooral in de vorm van verschoven startpunten

(shifts). Anders gezegd, personen met hoger onderwijs starten gemiddeld 2 à 3 jaar later met de onderscheiden transities, te beginnen met seksuele omgang, maar eens rekening gehouden met deze verschuivingen van oorsprong, evolueren zij ongeveer even snel op het parcours als degenen met minder dan hoger onderwijs. Naast dit eerste en belangrijkste effect, is hogere opleiding ook geassocieerd met frequenter ongehuwd samenwonen, wat, tesamen met de opgeschoven start inzake seksuele omgang en vorming van partnerschap, aanleiding geeft tot een verschuiving van de intrede naar ouderschap. Het effect van samenwonen bij hogergeschoolden is formeel wél analoog aan dat van buitenkerkelijkheid. Voorts zijn premaritale geboorten veruit het meest zeldzaam bij hogergeschoolden, wat een bijkomend doch secundair element is geassocieerd met later ouderschap.

Methodologisch gezien is het gebruik van een "shifted PH-model" met de twee parameters, shift en relatief risico, onontbeerlijk gebleken, niet alleen om deelgroepen onderling te vergelijken maar ook om het effect van iedere covariaat formeel te specificeren. Het is dank zij deze methode dat de onderscheiden effecten van buitenkerkelijkheid en hoger onderwijs op uitstel van ouderschap essentieel konden worden teruggevoerd tot effecten verlopend via differentieel verblijf in de staat ongehuwd samenwonen en verschillen in transitiesnelheden enerzijds, en effecten verlopend via het opschuiven van startpunten anderzijds. Toch moet erop gewezen worden dat de hier gehanteerde statistische methode niets verandert aan de datakwaliteit. NEGO-4 is weliswaar veruit de meest betrouwbare bron beschikbaar in ons land, doch het blijft een steekproef. Voorts blijft het accident waarbij de helft van de ongehuwde vrouwen niet nader werden bevraagd over ongehuwd samenwonen en de daaropvolgende eliminatie van deze respondenten deze analyse hypothekeren. Niettemin zijn de krachtlijnen die hier werden geschetst duidelijk en plausibel : zij geven de bevestiging van wat op historische grondslagen kon worden vermoed.

VOETNOTEN

1. Onderstaande tabel geeft een vergelijking van de karakteristieken die hier relevant zijn voor de beide groepen van ongehuwde vrouwen inzake de bevraging naar ongehuwd samenwonen :

		Bevraagd	Niet bevraagd
Leeftijd	\bar{x}	23.8	26.8
	s.a.	4.8	6.5
	N	219	189
Kerkelijkheid (1-6 schaal)	\bar{x}	2.32	2.52
	s.a.	1.32	1.41
	N	219	188
Onderwijspeil (1-6 schaal)	\bar{x}	3.72	3.46
	s.a.	1.30	1.33
	N	219	189

De wat lagere kerkelijkheid en de lichtjes hogere scolarisatie van de bevroagde ongehuwden houden verband met hun lagere gemiddelde leeftijd. De niet-bevroagde ongehuwden concentreren zich derhalve in de groep van 25-29 jarigen. Vermits meer personen in de leeftijdsklasse reeds g ehuwd zijn en derhalve de transitie hebben gemaakt, is het mogelijk dat de frekwentie van ongehuwd samenwonen voor 25-29 jarigen lichtjes is onderschat in NEGO-4. Men mag immers aannemen dat de degenen die reeds de overgang naar een huwelijk hebben gemaakt minder frekwent en minder lang hebben verbleven in de staat van ongehuwd samenwonen, terwijl de overige 25-29 jarigen, die hier maar ten dele werden bevroagd, een grotere kans hebben om in die staat te verblijven op het ogenblik van de enquête.

2. De 30-34 en 35-39 jarigen kunnen worden samengenomen omdat zij geen belangrijke onderlinge verschillen vertonen. De cohorten die in 1982 respectievelijk 20-24 en 25-29 jaar waren hebben in Vlaanderen veel meer de trend naar ongehuwd samenwonen gedragen dan hun voorgangers. Voor hen is de opsplitsing wel zinvol.

APPENDIX : STEEKPROEFOMVANG, FIGUREN 2-5

Figuur 2

NC, 25-29 : 48 IC, 20-24 : 227 RC, 25-29 : 95
NC, 20-24 : 36 IC, 25-29 : 284 RC, 20-24 : 90

Figuur 3

UR, 25-29 : 129 NU, 25-29 : 284
UR, 20-24 : 98 NU, 20-24 : 227

Figuur 4

NC, 30-49 : 66 IC, 30-49 : 518 RC,30-49 : 284
NC, 20-24 : 22 IC, 20-24 : 170 RC, 20-24 : 46

Figuur 5

LO, 30-49 : 228 HI, 30-49 : 56
LO, 25-29 : 69 HI, 25-29 : 29
LO, 20-24 : 170 HI, 20-24 : 57

DANKWOORD

Deze analyse werd uitgevoerd dank zij het ter beschikking stellen van de NEGO-4 data tape door R. Cliquet (C.B.G.S.), twee studiebeurzen op IPD verstrekt door ABOS aan Lee en Rajulton, een onderzoeksmandaat vanwege de Vlaamse Gemeenschap aan S. Wijewickrema, en computertijd verleend door de VUB. Hulp bij de analyse werd eveneens verstrekt door C. Vanderhoeft (shifted PH-model).

BIBLIOGRAFIE

COX, D.R.

1972 "Regression Models and Life Tables", *Journal of Royal Statistical Society B.*, 34, 187-220.

KALBFLEISCH, J.D. en PRENTICE, R.L.

1980 *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, Wiley & Son, New York.

LEE, H.Y.

1986 "Factors affecting sexual union formation in Belgium : statistical results from the application of proportional hazards model to the NEGO-4 data", *Doctoraatsverhandeling*, Inter-university Programme in Demography, Vrije Universiteit Brussel.

LEE, H.Y. en RAJULTON, F.

1986 "A Semi-Markovian Multistate Analysis of Sexual Union Formation in Flanders, Belgium", *Inter-university Programme in Demography Working Papers 86-5*, Vrije Universiteit, Brussel.

NELDER, J.A. en WEDDERBURN, R.W.

1972 "Generalized Linear Models", *Journal of the Royal Statistical Society A* ., 35, 3, 370-384.

VANDERHOEFT, C.

1983 "A Unified Approach to Models for Analysis of Zero-One Data with Applications to Intermediate Fertility Variables", *IPD-Working Papers*, 83-5, Vrije Universiteit, Brussel.

WILLEMS, P. en WIJEWICKREMA, S.

1985 "The Evolution of Nuptiality in Belgium from 1954-1981", *Inter-university Programme in Demography Working Paper 85-2*, Vrije Universiteit, Brussel.

WIJEWICKREMA, S.

1985 "Childlessness in Belgium and Flanders", *Inter-university Programme in Demography Working Papers 85-6*, Vrije Universiteit, Brussel.