

Arbeidsmarktmobiliteit en partner-effecten

Een analyse van arbeidsgeschiedenissen van (echt)paren in Nederland tussen 1980 en 1986¹

Is voor een gehuwde vrouw die geen betaalde arbeid verricht en een werkloze echtgenoot heeft, de kans om te gaan werken groter of juist kleiner dan voor een gehuwde vrouw die geen betaalde arbeid verricht en waarvan de man werkt? Het eerste kan worden verwacht wanneer een huisvrouw waarvan de man werkloos is, gaat werken om het inkomen op peil te houden, het tweede en tegenovergestelde wanneer huisvrouwen door de werkloosheid van hun man bij het zoeken naar een baan geen steun ondervinden of ontmoedigd raken. In dit artikel wordt – voor Nederland – een aanzet gezocht tot een empirisch antwoord op deze en soortgelijke vragen over de gevolgen van de kenmerken van de (huwelijks)partner voor iemands mobiliteit op de arbeidsmarkt. Hiertoe zijn de arbeidsgeschiedenissen van in 2051 (echt)paren (4102 personen) gevolgd tussen 1980 en 1986.

Elke maand verschijnen er in de Nederlandse kranten officiële gegevens ter beslechting van de belangrijke kwestie hoeveel werklozen Nederland telt. In Nederland was in de jaren tachtig het aantal werklozen als percentage van de beroepsbevolking zeer hoog en deze werkloosheid was goeddeels structureel. De beleidsmatig belangrijke vraag wie de werklozen zijn en wie de werkenden en over welke karakteristieken ze beschikken, wordt meestal beantwoord door deze gegevens over de toestand in Nederland op één tijdstip naar persoonskenmerken uit te splitsen. De structurele werkloosheid bleek vrouwen, lager opgeleiden en zowel de jongsten als de oudsten onevenredig zwaar te hebben getroffen. In dit artikel wordt op drie manieren op deze bevindingen voortgebouwd.

Vooraf

Dynamische in plaats van statische analyses

Ten eerste betreffen de in dit artikel te stellen vragen niet de kansen die Nederlanders hebben om werkloos te *zijn* (of werk te *hebben*), maar de kansen die werkende Nederlanders hebben om werkloos te *worden* en de kansen die werklozen hebben om werk te *vinden*. Met mobiliteitsvragen wordt een kwestie opgepakt die al vroeg in de politieke discussie over de groei van het aantal langdurig werklozen en het eventuele ontstaan van een onderklasse in de verzorgingsstaat is onderkend, maar door het ontbreken

van voldoende stroomgegevens niet bevredigend kon worden beantwoord (Ultee 1986). Daarbij gaat het erom dat een blijvend hoog werkloosheidspercentage samen kan gaan met veel beweging van individuen tussen werk en werkloosheid. Gegevens afkomstig uit dwarsdoorsnede-onderzoek kunnen niet duidelijk maken in hoeverre de werkloze bevolkingsgroep steeds uit dezelfde individuen bestaat.

De vervanging van vragen over situaties door vragen over mobiliteit vergt de beschikking over longitudinale gegevens. De individuele arbeidsloopbanen moeten, prospectief of retrospectief, in kaart worden gebracht. Hier zullen we van retrospectief verzamelde longitudinale gegevens gebruik maken. De bestudering daarvan kan laten zien of er duur-effecten bestaan: of de duur van de werkloosheid zelf de kans op herintrede verkleint. Als er zulke duur-effecten bestaan, zijn er inderdaad aanwijzingen voor het

* Paul M. de Graaf is universitair docent op het gebied van sociale stratificatie bij de Vakgroep Sociologie van de Katholieke Universiteit Brabant.
Wout C. Ultee is hoogleraar Algemene Sociologie bij de Vakgroep Sociologie van de Katholieke Universiteit Nijmegen.

ontstaan van een kansarme groep in de samenleving.

Een andere reden om na vragen over arbeids-toestanden vragen over stromen naar, op en af de arbeidsmarkt te stellen is dat de beantwoording van mobiliteitsvragen inzichten kan verschaffen die antwoorden op vragen over toestanden nooit kunnen opleveren. Zo zal achter de met standcijfers gedane bevinding dat mannen minder werkloos zijn dan vrouwen wel schuil gaan dat vrouwen vaker dan mannen ophouden of moeten ophouden met werken én dat vrouwen moeilijker dan mannen weer aan de slag komen. Maar de verklaring van het met standcijfers verkregen resultaat dat naarmate iemands opleiding hoger is, iemands kans op werkloosheid kleiner is, zou anders in elkaar kunnen zitten. Het is mogelijk dat mensen met een hogere opleiding even vaak worden ontslagen als mensen met een lagere opleiding, maar dat naarmate de opleiding van een werkloze hoger is, deze makkelijker een baan vindt. Iets dergelijks is te verwachten als ontslag neerkomt op bedrijfssluiting en groeiende bedrijven de mensen met de hoogste opleiding uitkiezen. Het is echter ook mogelijk de andere kant op te redeneren: hoger opgeleiden behouden in sterkere mate hun baan dan lager opgeleiden, terwijl het (her)intreden niet opleidingsafhankelijk is.

Dat ouderen volgens standcijfers meer werkloos zijn dan mensen van middelbare leeftijd is misschien op nog een andere manier te verklaren: door bestaande regelingen over volgorde bij ontslag worden ouderen gemiddeld minder vaak ontslagen dan mensen van middelbare leeftijd, maar door het aanstellingsbeleid van groeiende bedrijven vinden oudere werklozen, wanneer ze eenmaal zonder werk zitten, beduidend moeilijker werk dan werklozen van jongere leeftijd. Tenslotte hebben dynamische analyses tot gevolg dat ze het mogelijk maken hypothesen over periode-effecten te toetsen. In dit artikel zal met name worden ingegaan op de vraag in hoeverre de hoogte van het algemene werkloosheidscijfer de kans beïnvloedt dat een individu werk vindt of juist verliest. Dit is geen tautologie, omdat het mogelijk is dat hoge werkloosheid vooral de kansen om werk te vinden beïnvloedt en tegelijkertijd de kansen om werk te verliezen niet sterk beïnvloedt.

De speciale arbeidssituatie van vrouwen

Ten tweede, zullen de in dit artikel voor vrouwen te stellen vragen niet alleen betrekking hebben op de overgang van werk naar werkloosheid en op die van werkloosheid naar werk, maar ook op de verandering van het uitoefenen van beroepsarbeid naar een positie buiten de arbeidsmarkt en omgekeerd. In de gebruikelijke overheidsstatistieken over de beroepsbevolking worden mensen in drie categorieën opgedeeld: buiten de arbeidsmarkt, op de arbeidsmarkt maar werkloos en betaalde arbeid verrichtend. De tweede laatste categorieën vormen tezamen de beroepsbevolking. Iemand heet zich op de arbeidsmarkt te bevinden en werkloos te zijn, wanneer deze persoon geen betaalde arbeid verricht, maar én wil werken én werk zoekt én daarvoor (snel) beschikbaar is. Wanneer een persoon geen werk heeft maar niet aan één of meer van de andere vereisten voldoet, dan heet een persoon zich buiten de arbeidsmarkt te bevinden (Eurostat 1985, CBS 1987).

Voor vrouwen nu blijkt het onderscheid tussen werkloosheid en een positie buiten de arbeidsmarkt moeilijker te maken dan voor mannen (Flint en Heckmann 1983). Zo is gevonden dat als de werkgelegenheid groeit, het aantal vrouwen zonder werk dat wel wil gaan werken in sterkere mate toeneemt dan het desbetreffende aantal mannen. Achter het onderscheid tussen werkloosheid en een verblijf buiten de arbeidsmarkt steekt een samenhang tussen criteria die onafhankelijk van elkaar zouden moeten zijn. Het is dan ook mogelijk dat vragen voor vrouwen die overeenkomstig zijn aan de zojuist voor mannen omschreven vragen minder terecht zijn. Daarom worden in dit artikel ook de gevallen bestudeerd waarin werkende vrouwen *ervan afzien* tot de beroepsbevolking te behoren en de kans dat vrouwen die niet tot de beroepsbevolking behoren weer *gaan werken*.

Partner-effecten

Ten derde wordt in dit artikel de vraag gesteld in hoeverre de arbeidsmobiliteit van gehuwden (en ongehuwd samenwonenden²) wordt beïnvloed door de *partner*. De vraag wie werk vindt of juist verliest, zal dus niet alleen worden beantwoord aan de hand van individuele persoonskenmerken. Op deze wijze wordt een aanzet gegeven om mobiliteit op de arbeidsmarkt in verband te brengen met de beslissings-

processen die zich tussen (huwelijks)partners voordoen. Dit gebeurt niet alleen om verklaringen van mobiliteit op de arbeidsmarkt te vervolledigen, maar ook omdat in de discussie over het ontstaan van een onderklasse in Nederland de veronderstelling is geuit dat er meer en meer werklozenhuishoudens en tweeverdieners zijn gekomen.

Met de vraag over partner-effecten op arbeidsmobiliteit wordt tevens voortgebouwd op de resultaten van een eerder onderzoek naar werkloosheid in Nederland van de jaren tachtig. Dat betreft onderzoek waarin met statische analyses samenhangen tussen de arbeidsposities van partners zijn opgespoord. Een heranalyse van de Arbeidskrachtentelling uit 1985 van het Centraal Bureau voor de Statistiek heeft laten zien dat de arbeidsposities van echtgenoten samenhangen (Ultee, Dessens en Jansen 1988). De partner van een werkloze vrouw is meer dan gemiddeld ook zonder werk. Wanneer een vrouw niet werkt, heeft haar man meer dan gemiddeld ook geen baan.

Waarom is er sprake van ophoping van werkloosheid binnen huishoudens? In het algemeen zullen twee mensen elkaar niet uitzoeken, omdat ze alle twee werken of alle twee werkloos zijn. Er bestaan echter twee verklaringen voor het feit dat partners toch op elkaar lijken wat betreft hun arbeidspositie.

Ten eerste is er de *bijproduct-verklaring*, die in het algemeen zegt dat het feit dat de arbeidssituaties van partners samenhang vertonen, een afgeleide is van de omstandigheid dat partners ook wat betreft andere eigenschappen op elkaar lijken. Zo is het bekend dat er een samenhang bestaat tussen de opleidingsniveaus van partners (zie voor de Nederlandse situatie Sixma en Ultee 1983 en Ultee, Dessens en Jansen 1990). Partners kiezen elkaar (onder meer) uit op grond van een ongeveer gelijke opleiding, waarschijnlijk omdat de sociale afstand dan gering is; dit verschijnsel heet *homogamie*. Omdat uit dwarsdoorsnede-onderzoek tevens bekend is dat in het algemeen de kans op werkloosheid geringer is naarmate iemand een hoger onderwijsniveau heeft bereikt, kan er een samenhang worden verwacht tussen de arbeidsposities van (huwelijks)partners. De analyse van Ultee, Dessens en Jansen wees echter uit dat dit als bijproduct (van onderwijshomogamie) voorspelde verband beduidend kleiner was dan

de waargenomen samenhang (Ultee, Dessens en Jansen 1988). Daarom is het van belang om ook andere voor partners gelijke eigenschappen in de beschouwing te betrekken, vooral de leeftijd en de gedeelde gunstige dan wel ongunstige situatie op de arbeidsmarkt.

Wellicht is leeftijdshomogamie hier nog belangrijker dan opleidingshomogamie. Begrijpelijkerwijs bestaat er een zeer sterke samenhang tussen de leeftijden van (huwelijks)partners. Aangezien bekend is dat de kans op werkloosheid in sommige leeftijdsgroepen sterker is dan in andere, volgt ook hieruit dat er een bepaalde samenhang in arbeidspositie te verwachten valt. Behalve individuele eigenschappen delen partners ook nog een aantal kenmerken van de gelegenheidsstructuur, zoals de nationale en regionale structurele werkloosheid en de conjuncturele omstandigheden. Ook de invloed hiervan zal moeten worden nagegaan als we de bijproduct-hypothese willen toetsen.

De tweede verklaring berust op een veronderstelde rechtstreekse hulp of op beïnvloeding tussen partners: dit noemen we *partner-effecten*. Wanneer er na uitschakeling van de verschillende facetten van de bijproduct-verklaring nog steeds zou blijken dat de waargenomen samenhang in de arbeidsposities van partners groter is dan de voorspelde, speelt zich tussen (huwelijks)partners blijkbaar een beïnvloedingsproces af. De reden om naar zulke partner-effecten te zoeken is niet alleen dat er in dwarsdoorsnede-onderzoek een samenhang tussen de arbeidsposities van partners is gevonden. Ook wordt meer en meer duidelijk dat, in tegenstelling tot wat binnen de economie lange tijd is aangenomen, opleiding niet alleen staat voor kennis en vaardigheden die mensen in hun beroep benutten. Wanneer het bereikte opleidingsniveau ook voor andere vaardigheden staat, zouden deze wel eens buiten de werksituatie inzetbaar kunnen zijn. Zo is een partner met meer opleiding soms iemand die personeelsadvertenties zal door nemen of behulpzaam kan zijn bij het schrijven van een sollicitatiebrief; zo'n partner kan ook advies geven dat deze persoon bij dreigend ontslag een gunstiger positie kan verschaffen enzovoort. Wanneer een hogere opleiding niet alleen individueel kapitaal is (Becker 1964), maar ook zoals binnen de sociologie wordt beweerd een sociale hulpbron vormt (Bourdieu 1973, Granovetter 1974), dan kunnen zich

partner-effecten voordoen. Het is bekend dat ook in Nederland mensen via vrienden en kennissen werk vinden (Corpeleyn 1977, Flap en De Graaf 1985), en dat het maatschappelijke prestige van het bereikte beroep hoger is naar gelang het beroepsprestige van de contactpersoon hoger is. Om soortgelijke redenen kan men ook verwachten dat de arbeidspositie van de partner fungeert als sociaal kapitaal. Het is aannemelijk dat een werkloze zijn of haar partner minder goed kan helpen bij het vinden van een baan dan iemand die beroepsarbeid uitoefent. De effecten die uitgaan van de opleiding van de partner op de arbeidssituatie van de ander noemen we *kruiselingse* effecten, terwijl we de term *meezuig-effecten* gebruiken voor de rechtstreekse invloed van de arbeidssituatie van de ene partner op die van de andere partner. Hypothesen over kruiselingse effecten hebben een op dwarsdoorsnede-onderzoek berustende empirische toetsing doorstaan (Dirven, Lamers en Ultee 1990).

Meezuigeffecten kan men ook verwachten wanneer iemand zijn of haar doelstelling opschroeft als de partner erin slaagt een hoger doel te bereiken, en wanneer iemand zijn of haar doel verlaagt wanneer de partner juist verder van zijn of haar doelen verwijderd raakt. (Voor voorkeursafhankelijkheden in het algemeen zie Kapteyn 1985). Wanneer de man het goed doet op de arbeidsmarkt, neemt dan de kans toe dat zijn niet-werkende vrouw ook een baan zal gaan zoeken. En wanneer een werkende echtgenote haar baan kwijt raakt, neemt de kans toe dat haar werkende echtgenoot ook werkloos wordt.

Er bestaat echter ook een tegengesteld stelsel van hypothesen over de gevolgen van beslissingsprocessen die zich binnen (echt)paren afspelen. Volgens deze hypothesen, die binnen de 'new home economics' (Becker 1981) kunnen worden geplaatst, hebben echtgenoten samen één vaststaand financieel doel. Dit zou leiden tot compenserende activiteiten van de afzonderlijke echtgenoten. Volgens deze hypothesen zal, wanneer een werkende echtgenoot werkloos wordt, zijn zich buiten de arbeidsmarkt bevindende vrouw werk gaan zoeken, en zal, naarmate de echtgenoot langer werkloos blijft, de kans dat zij werk vindt groter worden. Dit noemen we *substitutie-effecten*. Het is duidelijk dat deze niet kunnen verklaren waarom er een positieve

samenhang bestaat tussen de arbeidsposities van partners, maar eerder waarom een negatieve relatie waarschijnlijk is. Sexton (1988) heeft met behulp van gegevens uit de Arbeidskrachtentellingen van de verschillende EG-landen één hypothese over substitutie-effecten getoetst. De verwachting dat naarmate een man langer werkloos is, diens vrouw met een grotere kans betaalde arbeid verricht, kwam echter niet uit. Naast deze vorm van substitutie-effecten zijn er andere denkbaar. Zo kan, wanneer het arbeidsinkomen van een echtgenoot stijgt, de waarschijnlijkheid groeien dat zijn werkende echtgenoot zich uit de arbeidsmarkt terug trekt. En naarmate een echtgenote ouder dan haar echtgenoot is en meer opleiding dan haar man heeft, zal de kans dat zij betaald werk verricht groter worden, en zal de kans dat haar echtgenoot zich buiten de arbeidsmarkt bevindt eveneens groter worden.

Het bestaan van enerzijds kruiselingse en meezuig-effecten en anderzijds substitutie-effecten sluiten elkaar zeker niet uit en het is mogelijk dat ze elkaar compenseren. In het onderstaande kunnen slechts enkele van de hierboven gedane voorspellingen worden getoetst. Alleen de meer eenvoudige voorspellingen komen aan bod, vooral omdat eisen waaraan empirisch materiaal moet voldoen om de meer ingewikkelde hypothesen te toetsen bijzonder hoog zijn.

Gegevens en analysetechnieken

De hypothesen worden getoetst aan de hand van gegevens die in 1985 en 1986 door de Organisatie voor Strategisch Arbeidsmarktonderzoek werden verzameld. In 1985 werd, via een steekproef uit het afgiftebestand van de PTT, een steekproef van adressen getrokken. Aan alle personen op het betreffende adres, voor zover niet ouder dan zestig jaar en voor zover ze geen dagonderwijs volgden en geen militaire dienstplicht vervulden, werden identieke vragenlijsten voorgelegd (Theeuwes, Kerkhofs, Lindeboom 1988). Daarin werd, met behulp van retrospectieve vragen, de loopbaan vanaf 1 januari 1980 in kaart gebracht. Alle ondervraagde personen werden in 1986 opnieuw opgezocht en de eventuele wijzigingen in de arbeidssituatie werden nagelopen. Uiteraard was het niet mogelijk allen opnieuw te bereiken, reden waarom de steekproef van huishoudens

werd aangevuld. In de vragenlijst van 1986 werd ook voor de nieuwe respondenten het verloop van de loopbaan sinds 1 januari 1980 opgetekend.

Voor de komende analyse zullen gegevens worden gebruikt over alle in één van beide steekproeven aanwezige man/vrouw(echt)paren, voor zover de beschikbare informatie aan de volgende minimum-voorwaarden voldeed.

1 Beide partners zijn minstens 20 en hoogstens 55 jaar oud. Dit selectie-criterium is voor elke maand in de onderzochte periode afzonderlijk toegepast. Omdat we in de komende analyses de loopbaan op basis van de maandgegevens bekijken, is het mogelijk dat echtparen pas na verloop van tijd aan de leeftijdsvoorwaarde zijn gaan voldoen, terwijl het ook mogelijk is dat een echtpaar na verloop van tijd uit de geanalyseerde steekproef is verdwenen. We wilden niet al te jonge, alleen laagopgeleide personen in de steekproef hebben, terwijl we tevens wilden voorkomen rekening te moeten houden met de specifieke problematiek van het vervroegd uittreden.

2 Van beide partners is het opleidingsniveau bekend. Het hoogste diploma werd in vijf categorieën gecodeerd. Tot de laagste categorie behoren zij, die na het verlaten van het basisonderwijs (lagere school) geen diploma's hebben behaald. De tweede categorie bevat de respondenten die een diploma in het lager beroepsonderwijs hebben behaald, of in het mulo of mavo. De volgende categorie staat voor hen met een diploma in het middelbaar beroepsonderwijs, of in het vwo/havo/hbs/gymnasium. De vierde categorie staat voor het hoger beroepsonderwijs, terwijl de laatste categorie diegenen bevat die een opleiding in het wetenschappelijk onderwijs hebben afgerond. Deze indeling komt neer op een toepassing van de Standaard Onderwijs Indeling van het Centraal Bureau voor de Statistiek, naar de eerste digit, waarbij de onderste twee categorieën zijn samengenomen (CBS, 1986).

3 Er is informatie over de aanwezigheid van kinderen in het huishouden. Deze informatie is met name van belang voor de arbeidsmarktparticipatie van de vrouw. We onderscheiden drie typen gezinnen: gezinnen met een kind van drie jaar of jonger, gezinnen waarin het jongste kind tussen de vier en twaalf jaar oud is, en gezinnen waarin het jongste kind ouder is dan twaalf jaar

of waarin helemaal geen kinderen aanwezig zijn. In totaal leverden de selectie-criteria bruikbare gegevens op voor 2.051 echtparen, voor 4.102 personen dus. Voor deze personen werden, voor zover ze de gehele periode tot de steekproef behoorden, alle veranderingen in de arbeidssituatie tussen 1 januari 1980 en 1 januari 1986 bepaald, waarbij drie situaties zijn onderscheiden: werkend, niet werkend maar werkzoekend (werklozen), en buiten de arbeidsmarkt.³ De eventuele overgangstijdstippen van de ene situatie naar de andere werden tot op de maand nauwkeurig gemeten. Van de 2.051 echtparen werden er 503 uitsluitend in 1985 ondervraagd. Van hen is de arbeidsgeschiedenis van 1980 tot 1985 bekend. Van de overige 1.548 echtparen zijn de geschiedenissen van 1980 tot 1986 bekend.⁴

Voor de toetsing van de bijproduct-hypothese zijn, naast gegevens over het opleidingsniveau en de leeftijd, gegevens vereist over het werkloosheidspercentage in Nederland voor iedere maand tussen 1980 en 1986.⁵ Deze zijn ontleend aan statistieken van de OECD (1988). In figuur 1 (zie blz. 42) wordt de werkloosheidsontwikkeling tussen januari 1980 en januari 1986 weergegeven. Duidelijk is de enorme groei van de werkloosheid in het eerste deel van deze periode en de geringe afname daarna.

Om conclusies te trekken over de houdbaarheid van de hypothesen wordt gebruik gemaakt van gebeurtenissen-analyse. Deze techniek, of liever gezegd deze familie van technieken, wordt onder meer beschreven in Allison (1984) en Blossfeld, Hamerle en Mayer (1989). Met behulp van gebeurtenissen-analyse kan men voorspellen welke predictor-variabelen het optreden van een bepaalde gebeurtenis beïnvloeden. Het al dan niet optreden van een gebeurtenis is de afhankelijke variabele in de analyses. De relevante gebeurtenissen spelen zich af op de arbeidsmarkt – bijvoorbeeld de overgang van werkend naar werkloos –, en de voorspellende kenmerken bestaan uit individuele kenmerken van de respondent, uit partnerkenmerken en uit contextuele kenmerken. Vrijwel alle predictor-variabelen betreffen zogenaamde 'tijdafhankelijke covariaten': ze variëren in de tijd. Alleen van het eigen opleidingsniveau en van dat van de partner veronderstellen we dat ze niet veranderen. De leeftijd, de gezinssituatie, de situatie van de partner, de

Tabel 1. De arbeidsmarktsituatie van de vrouw naar de arbeidsmarktsituatie van haar echtgenoot tussen 1980 en 1986 gesommeerd over alle maanden, N = 119.835 (2.501 paren)

		<i>Werkend</i>	<i>Situatie man Werkloos</i>	<i>Buiten beroepsbevolking</i>
<i>Situatie vrouw</i>	Werkend	44982 (40.8%)	1887 (38.7%)	1528 (31.9%)
	Werkloos	4162 (3.8%)	379 (7.8%)	87 (1.8%)
	Buiten beroepsbevolking	61029 (55.4%)	2605 (53.5%)	3176 (66.3%)
		(100%)	(100%)	(100%)

Bron: OSA 1985/1986.

Tabel 2. Loglineaire analyse van het verband tussen situatie van de vrouw, situatie van de man, onderwijs van de vrouw en onderwijs van de man (gesommeerd over alle maanden, N = 119.835 (2.051 paren))

A. Contrast tussen werkend en werkloos				
<i>Nr</i>	<i>Model</i>	<i>Likelihood</i>	<i>Ndf</i>	<i>% Deviance</i>
(A.1)	SITV + SITM + OPLV + OPLM	9932	89	100
(A.2)	+ OPLV*SITV + OPLM*SITM + OPL*VOPL	1693	65	17.0
(A.3)	+ OPLV*SITM + OPLM*SITV	1327	57	13.4
(A.4)	+ SITM*SITV	1176	56	11.8
B. Contrast tussen werkend en niet-werkend				
(B.1)	SITV + SITM + OPLV + OPLM	30197	89	100
(B.2)	+ OPLV*SITV + OPLM*SITM + OPL*VOPL	3650	65	12.1
(B.3)	+ OPLV*SITM + OPLM*SITV	2316	57	7.7
(B.4)	+ SITM*SITV	2301	56	7.6

Bron: OSA 1985/1986.

OPLM = Opleidingsniveau man in vier categorieën
 OPLV = Opleidingsniveau vrouw in vier categorieën
 SITM = Situatie man
 SITV = Situatie vrouw

algemene werkloosheidsontwikkeling en het tijdvak waarin de situatie reeds voortduurt, veranderen wel gedurende de onderzoeksperiode.

Om rekening te kunnen houden met tijdsafhankelijke covariaten zullen we gebruik maken van het discrete-tijdsmodel (Allison 1984: 14 e.v.). Daartoe wordt voor alle personen de arbeidsgeschiedenis opgedeeld in de 72 maanden dat ze zijn gevolgd (januari 1980 t/m december 1985); voor personen die uitsluitend in de enquête van 1985 zijn ondervraagd is deze periode 63 maanden (januari 1980 t/m maart 1985). Deze methode heet ook wel 'episode splitting' (Blossfeld e.a. 1989: 199 e.v.) en is eerder toegepast bij de analyse van beroepsmobiliteit (Blossfeld 1986 en De Graaf 1989). Het grote voordeel van deze techniek is dat ze het op eenvoudige wijze mogelijk maakt de tijdsafhankelijke variabelen in de analyse op te nemen. Daartoe worden voor elke maand de waarden op deze variabelen bepaald. Het grote nadeel van de opsplitsing in kleine tijdseenheden is dat het aantal eenheden in de statistische analyses dramatisch wordt verhoogd. In plaats van 2.051 echtparen hebben we nu, na weglating van gevallen met ontbrekende kenmerken, te maken met ongeveer 120.000 echtparen maal maanden. Dit leidt ertoe dat het schatten van de modellen tijdrovend en kostbaar is. Hierdoor wordt controle op misspecificatie van de modellen en op het optreden van interactie-effecten bemoeilijkt.⁶ De modellen werden geschat met regressiemodellen die rekening houden met 'right censoring' en met duurreffecten.⁷

Replicatie: de bijproduct-verklaringen partner-effecten

Zoals we hebben aangestipt, is met behulp van standcijfers al eens aangetoond dat er in de jaren tachtig in Nederland een verband bestond tussen de arbeidsposities van (huwelijks)partners en dat dit verband geen zuiver bijverschijnsel was van bepaalde andere samenhangen (Ultee, Dessens en Jansen 1988). In dit artikel willen we een aanzet geven tot een verklaring van deze samenhang, maar omdat we gegevens uit een nieuwe bron gebruiken, is het raadzaam eerst na te gaan of we de eerdere bevindingen terugvinden in de OSA-gegevens.

Daartoe gaan we allereerst na of er een samenhang bestaat tussen de arbeidsposities van

echtgenoten. Daarna kijken we of de eventuele samenhang terug te voeren is op opleidingshomogamie alleen. De eenvoudige vorm van de hypothese dat de samenhang tussen de arbeidspositie van (huwelijks)partners geen oorzakelijk verband tussen deze twee kenmerken voorstelt, maar een bijproduct is van samenhangen die wel causaal van aard zijn, luidt dat mensen met een overeenkomstige opleiding met elkaar huwen en dat zowel voor gehuwde mannen als voor gehuwde vrouwen het opleidingsniveau bepalend is voor de arbeidsmarktsituatie. Wanneer op deze manier het verband tussen de arbeidsposities niet kan worden verklaard, zullen we nagaan of er kruislings opleidings-effecten bestaan. Deze hypothese komt er op neer dat er, naast de reeds veronderstelde effecten, ook effecten bestaan van de opleiding van iemands partner op de eigen arbeidspositie, en dat die zodanig zijn dat nu wel het verband tussen de arbeidsposities van partners kan worden verklaard. Lukt deze verklaring niet, dan bestaan er meezuig-effecten.

Tabel 1 hebben we geconstrueerd door voor iedere maand in de periode van januari 1980 tot 1 januari 1986 de arbeidsposities van vrouwen en hun mannen tegen elkaar af te zetten en al deze tabellen bij elkaar op te tellen, waardoor we tot een tabel komen die op 119.835 episodes betrekking heeft. Deze procedure is statistisch niet bepaald conservatief, want alle aangetroffen samenhangen zullen significant zijn bij zo'n (kunstmatig) grote steekproef. We zullen daarom voornamelijk naar de sterkte en niet naar de statistische significantie van de gevonden samenhangen kijken.

Het verband in deze tabel tussen de kansen op werk, werkloosheid of om buiten de arbeidsmarkt te verkeren kan worden gekarakteriseerd met behulp van een odds ratio.⁸ Wanneer deze ratio de waarde 1 aanneemt is er geen samenhang. Een waarde onder de 1 duidt op een negatieve samenhang, een waarde boven de 1 op een positieve. Wanneer we uitsluitend de situaties van werkenden en werklozen tegen elkaar afzetten (dat wil zeggen de vier cellen linksboven in de tabel), dan vinden we een odds ratio van 2.2. Als de ene partner werkloos is, is de odds dat de andere partner ook werkloos is 2.2 keer zo groot, dan wanneer de eerste partner werkt. De odds ratio voor de samenhang tussen werken en niet-werken (waarbij dus de werklo-

zen worden samengenomen met de personen buiten de arbeidsmarkt) is 1.6. We vinden de bekende bevinding dus opnieuw: er bestaat een positief en sterk verband tussen de arbeidsposities van (huwelijks)partners.

Om de bijproduct-verklaring te toetsen en eventuele partner-effecten op het spoor te komen, hebben we loglineaire analyse toegepast (Fienberg 1977). In deel A van tabel 2 bekijken we alleen de huishoudens waarin beide partners tot de beroepsbevolking behoren, dat wil zeggen werkend of werkloos zijn. Deze huishoudens staan weer in de vier cellen linksboven in de tabel. De arbeidsposities van beide partners brengen we nu in samenhang met hun beider opleidingsniveau. Hoewel we, gezien de steekproefgrootte opnieuw op moeten passen niet uitsluitend op het significantieniveau af te gaan, zullen we statistische significantie van de mogelijke interactietermen als indicatie gebruiken om de samenhangen goed te beschrijven. Uiteraard bekijken we daarna of de significante effecten ook inhoudelijk interessant zijn.

Model 1 in tabel 2a staat voor de hypothese dat er helemaal geen verbanden bestaan: de arbeidssituatie van mannen hangt niet samen met die van hun vrouwen, er is geen samenhang tussen hun opleidingsniveaus, en het opleidingsniveau is voor beiden niet van invloed op de arbeidssituatie. Dit model past bijzonder slecht bij de gegevens. Wanneer we aan dit model een term voor de samenhang van de beide opleidingsniveaus van man en vrouw toevoegen en een term voor de samenhang tussen de eigen opleiding en de eigen arbeidssituatie ontstaat model 2. Dit model past aanzienlijk beter dan model 1, maar omdat het nog niet voldoende bij de data past, concluderen we dat de bijproduct-hypothese niet opgaat en onderzoeken we of er partner-effecten aanwezig zijn.

Model 3 in tabel 2a voegt aan model 2 eerst kruiselingse opleidingseffecten toe. Deze staan voor de beïnvloeding van de arbeidssituatie van de ene partner door het opleidingsniveau van de andere partner. Opname van deze effecten blijkt de deviantie te verlagen. Model 4 in tabel 2a voegt tenslotte aan model 3 een parameter toe voor de samenhang tussen de arbeidsposities van de (huwelijks)partners; dit is een toets op het bestaan van een direct of meezuig-effect. Nu is 88.2 procent van de deviantie van het onafhankelijkheidsmodel verklaard. Uit het feit dat

het model nog steeds niet past, blijkt dat er bepaalde derde-orde samenhangen bestaan die de resterende deviantie binden, maar omdat we hiervoor geen hypothesen hebben, onderzoeken we die niet nader. We concluderen dat de eerdere bevindingen worden bevestigd. Het tweede deel van tabel 2 geeft de resultaten van een overeenkomstige analyse van de samenhang tussen aan de ene kant werken en aan de andere kant niet-werken uit tabel 1, waartoe de categorieën werkloos en niet-werkend zijn samengevoegd. De resultaten zijn overeenkomstig aan het gerapporteerde: ook hier blijken er directe partner-effecten te bestaan, ook nadat gecontroleerd is voor bijproduct-verklaring.

De parameters van beide modellen 4 uit tabel 2 worden weergegeven in tabel 3. De parameters van model A.4 maken duidelijk dat de odds dat een gehuwde werkloos is 2.2 zo groot is voor personen met een werkloze partner dan voor hen met een werkende partner. Die factor van 2.2, geeft opnieuw een odds ratio en omdat die net zo groot is als voor tabel 1 het geval was, blijkt dat de bijproduct-hypothese geen verklaring kan bieden voor de vastgestelde samenhang. De samenhang is positief en daaruit volgt dat er eerder meezuig-effecten dan substitutie-effecten aan de orde zijn.

Verder laten de parameters van model A.4 zien dat de hoogte van het opleidingsniveau zowel voor mannen als voor vrouwen negatief samenhangt met de kans op werkloosheid wanneer vergeleken wordt met de groep met het laagste opleidingsniveau. Het verband is bij mannen overigens niet volstrekt monotoon.⁹

De parameters voor model B.4, voor het contrast tussen werken en niet-werken (werkloosheid en buiten de arbeidsmarkt tezamen), verschaffen een wat ander beeld. We zien dat het directe verband tussen werken en niet-werken van (huwelijks)partners zwakker is dan dat tussen werken en werkloos zijn. Als de ene partner niet werkt is de odds dat de andere partner ook niet werkt 9.3 procent hoger. Hier slaagt de verklaring die beroep doet op de samenhang tussen beider opleidingsniveaus veel beter. De odds ratio was in tabel 1 immers veel hoger, namelijk 1.6, wat een 60 procent grotere kans impliceerde.

Deze globale analyse van het materiaal laat het bestaan van partner-effecten duidelijk zien, vooral waar het gaat om het optreden van

Tabel 3. Geselecteerde parameters uit de geprefereerde modellen van tabel 2

	Parameters van model A.4			Parameters van model B.4		
	Effect	s.e	Exponent	Effect	s.e.	Exponent
SITM * SITV	.786	.059	2.194	.089	.023	1.093
SITV * OPLV (2)	-.062	.050	.940	-.096	.019	.908
SITV * OPLV (3)	-.373	.045	.689	-.729	.017	.482
SITV * OPLV (4)	-.490	.061	.613	-1.372	.025	.254
SITV * OPLV (5)	-.830	.123	.436	-2.240	.058	.106
SITM * OPLM (2)	-.429	.068	.651	-.478	.032	.620
SITM * OPLM (3)	-1.026	.061	.358	-.850	.028	.427
SITM * OPLM (4)	-1.217	.080	.296	-1.345	.042	.261
SITM * OPLM (5)	-.941	.113	.390	-1.070	.069	.343

Bron: OSA 1985/1986.

dubbele werkloosheid binnen huishoudens. Tegelijkertijd wordt het aannemelijk gemaakt dat er sprake is van meezuig-effecten. De resultaten van deze dwarsdoorsnede-analyse laten echter nog geen definitieve gevolgtrekkingen toe. Ten eerste willen we meerdere aspecten van de bijproduct-hypothese in de beschouwing betrekken, zoals de gezinssituatie, de leeftijd en de algemene werkloosheidscijfers. Daartoe zullen we de invloed van de bovengenoemde predictor-variabelen moeten bepalen. Loglineaire analyse is geen geschikte analyse-methode om de simultane effecten van een groter aantal kenmerken te bepalen. Ten tweede kan de loglineaire analyse niet laten zien of het de vrouw is die de man beïnvloedt, of juist andersom. In de komende paragrafen wordt aan beide tekortkomingen tegemoet gekomen door over te gaan op gebeurtenissen-analyse.

Overgangen op de arbeidsmarkt – gebeurtenissen-analyse

Met behulp van gebeurtenissen-analyse wordt onderzocht welke kenmerken overgangen op de arbeidsmarkt bepalen. We gebruiken drie groepen van predictoren: individuele kenmerken, partner-kenmerken en structurele kenmerken. In principe zijn er zeven overgangen (ofwel afhankelijke variabelen) mogelijk, wanneer we uitgaan van drie arbeidssituaties 'werkend', 'werkloos' en 'buiten de beroepsbevolking'. Dat zijn die van 'werkend' naar 'werkloos' en omge-

keerd, die van 'werkend' naar 'buiten de beroepsbevolking' en omgekeerd, die van 'werkloos' naar 'buiten de beroepsbevolking' en omgekeerd, plus nog de overgang van de ene baan naar de andere. Dit laatste type van overgangen laten we buiten beschouwing, omdat we in dit artikel slechts zijn geïnteresseerd in overgangen van de ene situatie naar de andere. Verder zijn we genoodzaakt ook nog andere overgangen niet te analyseren vanwege het geringe aantal voorkomende gevallen. Voor mannen kunnen we daarom alleen de overgangen van 'werkend' naar 'werkloos' en omgekeerd analyseren. Voor vrouwen kunnen we dezelfde overgangen analyseren, maar ook nog de overgangen van 'werkend' naar 'buiten de beroepsbevolking' en omgekeerd (vgl. Theeuwes, Kerkhofs, Lindeboom 1988). De belangrijkste redenen voor het geringe optreden van de andere overgangen zijn dat de steekproeftrekking in het OSA-survey onderwijsvolgenden en dienstplichtigen uitsloot en dat we ons hebben beperkt tot het analyseren van huishouden waarin beide partners tussen de twintig en vijfentwintig jaar oud zijn.

De individuele kenmerken die we onderscheiden betreffen de leeftijd en het opleidingsniveau. Om de te verwachten afwijkingen van de lineaire effect van leeftijd te kunnen modelleren, is er ook een kwadratische term opgenomen. De leeftijd van het jongste kind geeft de gelegeheidsstructuur van het huishouden weer. Part-

Tabel 4. Gebeurtenissen-analyse voor arbeidsmarktovergangen van mannen (exponentieel duurmodel, zie tekst); t-waarden tussen haakjes; * geeft significantie aan ($p < .05$)

	Overgang Werkend ---> Werkloos		Overgang Werkloos ---> Werkend		
	I	II	III	IV	
Aantal overgangen	147	147	133	133	
Totaal at risk	84557	84557	4523	4523	
Vrouw werkloos/werkzoekend	0.8313*	(6.8)	0.9839*	(3.5)	
Vrouw buiten beroepsbevolking	-0.3206	(-1.8)	-0.0994	(-0.5)	
(Referentie: vrouw werkend)					
Eigen opleidingsniveau		-0.2911*	(-3.3)	0.0253	(0.3)
Opleidingsniveau vrouw		-0.0198	(-0.2)	0.0489	(0.5)
Leeftijd		-0.1846*	(-2.3)	0.1547	(1.6)
Leeftijd kwadraat		0.0025*	(2.3)	-0.0025	(-1.9)
Jongste kind 3 jaar of jonger		-0.1221	(-0.5)	-0.5295	(-1.8)
Jongste kind tussen 4 en 12 jaar		0.0586	(1.5)	-0.0227	(-0.5)
(Referentie: geen kind jonger dan 13)					
Werkloosheidspercentage (periode-effect)		0.0667*	(3.2)	0.0293	(1.2)
Duur-effect		-0.0057*	(-5.2)	-0.0225*	(-3.9)
Intercept	-6.2303	-2.0593	-3.1942	-5.6268	

Bron: OSA 1985/1986.

ner-effecten worden in eerste instantie vertegenwoordigd door de arbeidssituatie van de partner (meezuig-effecten) en verder ook door het onderwijsniveau van de partner (kruiselingse opleidings-effecten). Tenslotte staat het werkloosheidspercentage voor de structurele belemmeringen op de arbeidsmarkt, die mogelijk beide partners beïnvloeden. Dit kenmerk heeft als voornaamste functie ervoor te controleren dat de invloed die van de situatie van de partner uitgaat, niet moet worden toegeschreven aan structurele ontwikkelingen op de arbeidsmarkt. Tenslotte wordt rekening gehouden met de tijd dat een persoon zich reeds in een bepaalde toestand bevindt. De parameters van de geschatte modellen zijn weergegeven in de tabellen 4 en 5, respectievelijk voor mannen en voor vrouwen.

Analyse voor mannen

De bespreking van de resultaten beginnen we met de overgangen voor mannen, eerst de overgang van 'werkend' naar 'werkloos'. In de gebruikte gegevens treffen we deze overgang 147 keer aan, terwijl er in totaal 84.557 onderzochte 'persoon-maanden' sprake was van een man die aan het begin van de maand werkte. In regressie-vergelijking I is uitsluitend de invloed van de arbeidssituatie van de vrouw opgenomen. Duidelijk wordt meteen dat een man relatief snel werkloos wordt wanneer zijn vrouw werkloos is, en een geringere kans op werkloosheid heeft wanneer zijn vrouw zich buiten de beroepsbevolking bevindt. In beide gevallen wordt er vergeleken met de situatie dat de vrouw werkt. Op basis van deze vergelijking lijkt er dus duidelijk sprake te zijn van partner-effecten, en wel van meezuig-effecten.

In vergelijking II hebben we rekening gehouden

met de andere predictor-variabelen. Wat betreft de arbeidssituatie van de vrouw, springt nu alleen de categorie 'vrouw werkloos' eruit. Voor mannen blijkt er geen verschil te bestaan in de kans om werkloos te worden tussen de situatie waarin zijn vrouw werkt en de situatie waarin ze zich buiten de beroepsbevolking bevindt, maar er gaat duidelijk een zeer negatief effect uit van een werkloze echtgenote. Dit wijst erop dat de bijproduct-verklaring niet opgaat, en dat er werkelijk sprake is van meezuig-effecten.

Verder is duidelijk dat een hoger opleidingsniveau het werkloos worden van mannen verhindert. Het opleidingsniveau van de echtgenote heeft daarentegen geen direct effect. Leeftijdseffecten hebben een niet-lineaire structuur, zoals wordt aangegeven door de significantie van zowel de lineaire als de kwadratische leeftijdsvariabelen. Als dat niet-lineaire effect nader onderzocht wordt, blijkt dat de kans om werkloos te worden vooral aanwezig is voor jongeren en voor ouderen, waarbij de groep met een leeftijd tussen de 35 en 40 jaar er het gunstigst uitspringt. De gezinssituatie heeft, zoals wellicht te verwachten was, geen enkele invloed op het werkloos worden van mannen. De structurele invloed is duidelijk: hoe hoger het werkloosheidspercentage, des te groter is de kans dat een werkend man werkloos wordt. Dit is geenszins een triviaal resultaat: het is zeer wel mogelijk dat de groei in werkloosheid voor rekening komt van andere groepen dan werkende mannen, zoals schoolverlaters. Tenslotte is het duurreffect opvallend. Hoe langer men reeds werkt, des te kleiner is de kans dat men werkloos wordt.

De kans voor een man om werk te vinden als hij werkloos is, hangt eveneens samen met de arbeidssituatie van de vrouw, zoals blijkt uit vergelijking III in de volgende kolom. Wanneer de vrouw werkt of werkloos is, vindt haar man sneller werk, dan wanneer ze zich buiten de beroepsbevolking bevindt. Opnieuw lijkt er sprake te zijn van een meezuig-effect. Dit verdwijnt echter na opname van de overige predictor-variabelen in vergelijking IV, wat erop wijst dat hier de *bijproduct-hypothese* opgaat. Vergelijking IV laat verder nauwelijks significante effecten zien. Alleen het duurreffect is duidelijk: hoe langer men werkloos is, des te kleiner wordt de kans op herintrede. Opmerkelijk is dat er geen directe invloed van het opleidingsniveau

uitgaat op herintrede. Blijkbaar verhoedt een hoog opleidingsniveau wel het *werkloos worden*, maar helpt het niet bij *herintrede*. Hier zien we een resultaat van gebeurtenissen-analyse, dat uit een analyse van standcijfers niet te verkrijgen is. Eveneens is geen effect merkbaar van de gehele werkloosheid. De werkloosheidsontwikkeling houdt geen verband met de kansen op herintrede voor mannen.

De bevindingen voor mannen maken duidelijk dat er partner-effecten bestaan bij de overgang van werkend naar werkloosheid, maar niet voor de overgang van werkloosheid naar werk. In dit laatste geval verdwijnt het effect van de arbeidssituatie van de echtgenote nadat rekening is gehouden met gedeelde hulpbronnen en restricties. Er bestaat geen enkele steun voor hypothesen die zeggen dat de optredende partner-effecten voortkomen uit substitutie, maar wél voor hypothesen die zeggen dat meezuig-effecten de verantwoordelijke zijn.

Analyse voor vrouwen

Bij vrouwen komen twee typen overgangen empirisch vrij frequent voor: uitwisselingen tussen werkenden en werklozen en tussen werkenden en hen die zich buiten de beroepsbevolking bevinden. Eerst richten we ons op de overgang van 'werkend' naar 'werkloos'. De relevante modellen staan in deel A van tabel 5. We beginnen met de overgang van werk naar werkloosheid. We zien in vergelijking I dat er ook voor vrouwen sterke meezuig-effecten lijken uit te gaan van de arbeidspositie van echtgenoten. Deze zijn van vergelijkbare omvang als voor mannen het geval was. Werkende vrouwen met een werkloze man verliezen hun baan eerder dan vrouwen waarvan de man werkt.

De controle-vergelijking II wijst allereerst uit dat ook hier de bijproduct-hypothese niet opgaat. Het effect dat uitgaat van het hebben van een werkloze echtgenoot verandert niet veel, wanneer de overige kenmerken in het model worden opgenomen. Verder laat de vergelijking zien dat vooral het hebben van een kind onder de twaalf jaar voor vrouwen het verliezen van de baan bewerkstelligt; het hebben van een kind jonger dan 4 jaar voegt hier geen significante bijdrage aan toe.¹⁰ Noch het opleidingsniveau van de vrouw zelf, noch dat van haar echtgenoot beïnvloeden het werkloos worden. Ook zien we geen leeftijds effecten. Daarnaast zien we echter

Tabel 5. Gebeurtenissen-analyse voor arbeidsmarktovergangen van vrouwen (exponentieel duurmodel, zie tekst); t-waarden tussen haakjes; * geeft significantie aan (p < .05)

A. Uitwisseling tussen werkenden en werklozen/werkzoekenden

	<i>Overgang Werkend ---> Werkloos</i>		<i>Overgang Werkloos ---> Werkend</i>	
	I	II	III	IV
Aantal overgangen	59	59	76	76
Totaal at risk	35750	35750	4106	4106
Man werkloos/werkzoekend	1.3800*	1.1460*	-0.1724	-1.1130*
Man buiten beroepsbevolking	#	#	-0.4139	-0.2138
Referentie: man werkend)				
Eigen opleidingsniveau		0.0393		0.1618
Opleidingsniveau man		0.0577		-0.1447
Leeftijd		-0.1441		-0.4957*
Leeftijd kwadraat		0.0013		0.0066*
Jongste kind 3 jaar of jonger		0.3041		0.3980
Jongste kind tussen 4 en 12 jaar		0.1696*		0.0459
(Referentie: geen kind jonger dan 13)				
Werkloosheidspercentage (periode-effect)		0.1022*		0.0028
Duur-effect		-0.0088*		-0.0062*
Intercept	-6.4967	-4.6768	-3.9681	4.9082

Categorie 'man buiten de arbeidsmarkt' komt niet voor bij de vrouwen die deze overgang hebben gemaakt.

B. Uitwisseling tussen werkenden en buiten de beroepsbevolking

	<i>Overgang Werkend ---> Buiten beroepsbevolking</i>		<i>Overgang Buiten beroepsbevolking ---> Werkend</i>	
	I	II	III	IV
Aantal overgangen	197	197	125	125
Totaal at risk	35750	35750	58760	58760
Man werkloos/werkzoekend	-0.1797	-0.2349	0.0101	-0.0386
Man buiten beroepsbevolking	-0.2080	0.5186	0.0118	0.6929
Referentie: man werkend)				
Eigen opleidingsniveau		-0.0940		0.3231*
Opleidingsniveau man		0.0403		-0.0050
Leeftijd		-0.0467		0.0720
Leeftijd kwadraat		-0.0003		-0.0016
Jongste kind 3 jaar of jonger		-0.1338		0.7350*
Jongste kind tussen 4 en 12 jaar		0.1081*		0.0811*
Referentie: geen kind jonger dan 13)				
Werkloosheidspercentage (periode-effect)		0.0153		0.0855*
Duur-effect		0.0031*		-0.0033*
Intercept	-5.1883	-3.7080	-6.1539	-8.7884

Bron: OSA 1985/1986.

opnieuw een effect van de werkgelegenheidsstructuur en een positief duureffect. Als er veel werkloosheid heerst, neemt de kans voor vrouwen om werkloos te worden toe, in iets sterkere mate dan voor mannen het geval bleek, terwijl de duur van het tijdvak dat ze al werkt de kans op werkloos worden negatief beïnvloedt.

De overgang van 'werkzoekend' naar 'werkend' hangt eveneens samen met de situatie van de man, hetgeen pas naar voren komt in controlevergelijking IV. Terwijl het niet zo was dat een man sneller werk vindt wanneer zijn vrouw een baan heeft (vergelijking IV in tabel 4), vindt een vrouw sneller werk wanneer haar man beroepsarbeid uitoefent. Het leeftijdseffect is significant en niet-lineair; het wijst uit dat voor werkloze vrouwen, ceteris paribus, de kans om werk te vinden afneemt tot de leeftijd van ongeveer veertig jaar en dan weer licht toeneemt. Het is aannemelijk dat hier niet gemeten aspecten van de gezinsontwikkeling een rol spelen.

Vervolgens bekijken we voor vrouwen ook de overgang tussen 'werkend' en 'buiten de beroepsbevolking'. De modellen uit deel B van tabel 5 maken duidelijk dat er bij deze overgang geen sprake is van beïnvloeding door de partner. De overgang van 'werkend' naar 'buiten de beroepsbevolking' blijkt moeilijk te voorspellen; we zien hier vrijwel geen significante effecten. Vrouwen met een kind onder de 12 jaar maken deze overgang relatief vaak, maar moeders met zeer jonge kinderen houden net zo vaak op met werken als vrouwen die in het geheel geen jonge kinderen meer hebben. Opvallend hier is een positief duur-effect: hoe langer een vrouw al werkt, des te waarschijnlijker is het dat ze ermee ophoudt. De overgang van 'buiten de beroepsbevolking' naar 'werkend' kent ook geen partner-effecten. Wel wordt duidelijk dat hoger opgeleide vrouwen een grotere waarschijnlijkheid hebben weer te gaan werken. Er is een positief duur-effect, wat wil zeggen dat vrouwen die al lang niet werken minder kans hebben alsnog beroepsarbeid te gaan uitoefenen. De overige effecten zijn niet goed te interpreteren. Gezinskenmerken spelen een merkwaardige rol: vrouwen met jonge kinderen zijn eerder dan vrouwen met oudere kinderen geneigd te gaan werken. Eveneens opvallend is de rol van de werkloosheidsontwikkeling: hoe hoger de werkloosheid, des te eerder gaan niet-werkende vrouwen over tot beroepsarbeid.

Voor vrouwen zijn de onderzoeksuitslagen wat betreft de overgang tussen 'werkend' en 'werkloos' deels overeenkomstig aan die voor mannen: als de partner werkloos is, is de kans om werkloos te worden relatief groot. Daarbij blijkt sprake te zijn van directe partner-effecten, die kunnen worden uitgelegd als meezuig-effecten. Wanneer een vrouw werkloos is blijkt haar kans om werk te vinden relatief groot te zijn wanneer haar man werkt. In tegenstelling tot wat voor mannen het geval was, blijkt dat de bijproducthypothese voor vrouwen in het geheel niet opgaat. Terwijl het hebben van een werkende man een positieve en directe uitwerking blijkt te hebben voor de herintrede-kansen van vrouwen, blijkt iets overeenkomstigs niet het geval te zijn voor de herintrede-kansen van mannen. Voor vrouwen blijken de overgangen van 'werkend' naar 'buiten de beroepsbevolking' en omgekeerd in het geheel niet afhankelijk te zijn van de positie van de partner.

Tot slot

Op basis van het OSA-materiaal hebben we de eerdere onderzoeksbevinding dat de arbeidssituatie van (huwelijks)partners met elkaar samenhangen, bevestigd. Als de ene partner werkloos is, dan is de kans relatief groot dat dit ook voor de ander geldt. We hebben betoogd dat er minstens twee verklaringen bestaan voor deze bevinding.

De eerste verklaring, de bijproducthypothese, zegt dat selectieprocessen op de huwelijksmarkt ervoor zorgen dat huwelijkspartners overeenkomstige kansen op werk of werkloosheid hebben en dat de bestaande samenhang kan worden verklaard door rekening te houden met deze kenmerken. We zijn in onze analyses de invloed van zulke selectie-processen nagegaan door rekening te houden met het opleidingsniveau van beide partners. Verder hebben we de algemene werkloosheidscijfers en de gezinssituatie in de modellen opgenomen om de invloed van de door partners gedeelde gelegenheidsstructuur te bepalen.

De tweede verklaring komt aan de orde wanneer de bijproducthypothese niet opgaat; deze stelt partner-effecten verantwoordelijk voor de waargenomen samenhang in arbeidsposities van man en vrouw. Wanneer die samenhang negatief is, liggen substitutie-effecten voor de hand: de kans dat een vrouw werkt is groter wanneer

haar man werkloos is, en ook het omgekeerde zal gelden. Wanneer de samenhang positief is, dan is het waarschijnlijk dat er sprake is van meezuig-effecten. De ene partner trekt de andere mee de werkloosheid in, of de ene werkende partner beïnvloedt ook de kansen op het vinden van werk door de ander.

Om deze verklaringen te toetsen is gebruik gemaakt van dynamische analyses, die niet zozeer bestuderen of de arbeidssituaties van partners op één moment met elkaar samenhangen, maar of de overgang van de ene situatie in de andere kan worden voorspeld op basis van individuele kenmerken, partner-effecten of structurele kenmerken. Daardoor wordt het mogelijk na te gaan of mannen de arbeidssituatie van hun vrouwen beïnvloeden of dat juist het omgekeerde het geval is. Ook wordt het mogelijk de gevolgen van de verstreken tijd te modelleren. Duur-effecten treden op wanneer een overgang minder waarschijnlijk wordt wanneer een toestand al langere tijd voortduurt. In de analyse worden verschillende van de voordelen van de dynamische gebeurtenissen-analyse duidelijk. Een aansprekend voorbeeld kan worden gevonden in het verschijnsel dat het opleidingsniveau van mannen hun kans op werkloosheid verlaagt, maar hun kans op herintrede niet beïnvloedt, en ook in het verschijnsel dat de algemene werkloosheid de kansen van mannen op werkloosheid vergroot, maar geen negatieve invloed heeft op hun kansen op herintrede. Ook de mogelijkheid om afwijkingen van symmetrie in de beïnvloedingseffecten tussen mannen en vrouwen aan te kunnen is een voordeel van dynamische analyses.

Voor zowel mannen als vrouwen bleek dat het hebben van een werkloze partner de kansen vergroot om werkloos te worden. De invloed bleek in beide richtingen van een gelijke omvang te zijn. De bijproduct-hypothese biedt hier geen verklaring en we moeten vooral denken aan meezuig-effecten. De verklaring voor het bestaan van meezuig-effecten is een vraagstuk op zich. We schrijven het voorlopig toe aan de directe en indirecte hulp die partners elkaar kunnen geven bij het behouden van een baan en aan voorkeursafhankelijkheden, die optreden wanneer partners hun doelen op elkaar afstemmen.

Omgekeerd bleek dat de kansen op het vinden van werk groter zijn wanneer de partner reeds

een werkring heeft. De invloed die een werkende echtgenote heeft op de herintrede-kansen van haar echtgenoot bleken echter door de bijproduct-verklaring te kunnen worden opgevangen, terwijl het omgekeerde niet het geval bleek te zijn voor de herintrede-kansen van werkloze vrouwen. Anders gezegd: vrouwen ontlenen direct voordeel aan het hebben van een werkende man en mannen niet aan het hebben van werkende vrouw. Voor vrouwen bestaan er dus meezuig-effecten en voor mannen niet.

We troffen in het geheel geen partner-effecten aan bij de overgangen tussen het hebben van werk en een situatie buiten de beroepsbevolking, die uitsluitend relevant zijn voor vrouwen. Ook de statische analyses lieten zien dat partners met name op het contrast werk/werkloosheid samenhang vertonen. De gedachte dat het moeilijk is om voor vrouwen een onderscheid te maken tussen de situatie buiten de beroepsbevolking en werkloosheid gaat hier klaarblijkelijk niet op. De beslissing om af te zien van een plaats op de arbeidsmarkt of om juist weer op die arbeidsmarkt te gaan participeren is in onze analyses duidelijk te onderscheiden van de kansen op werkloosheid en de mogelijkheden om werk te vinden.

De uitgevoerde analyses laten zien hoe belangrijk omvangrijke bestanden zijn om deze en soortgelijke onderzoeksvragen te beantwoorden. Met een toch tamelijk groot bestand als dat van het OSA-onderzoek waarmee we gegevens over 2.051 paren en dus 4.102 individuen onderzochten, zijn vragen over de determinanten van overgangen op de arbeidsmarkt nog maar nauwelijks te beantwoorden, omdat er zich betrekkelijk weinig van die overgangen hebben voorgedaan. De onderzoeker is afhankelijk van de hoeveelheid waargenomen mobiliteit in de onderzochte periode en die zal groter zijn naarmate het gegevensbestand meer individuen bevat.

Noten

- 1 Een eerste versie van dit artikel werd voorgedragen ter gelegenheid van het congres Vrouwen/Mannen 'Veranderingen in maatschappelijke verhoudingen', Sociaal-Wetenschappelijke Studiedagen 1990 op 19 en 20 april te Amsterdam. Graag danken wij H. van Stiphout van de Organisatie voor Strategisch Arbeidsmarktonderzoek te Den Haag voor het beschikbaar stellen van de gegevens over de arbeidsmarktgeschiedenissen van

- (huwelijks)partners uit de OSA-bestanden uit 1985 en 1986. J. Dessens en W. Jansen danken we voor de hulp bij de data-manipulaties.
- 2 In het vervolg van dit artikel wordt het woord *gehuwd* ook gebruikt voor ongehuwd samenwonenden. Ook de woorden *echtpaar* en *huwelijkspartner* breiden we uit naar niet-huwelijkse relaties.
 - 3 In toekomstige analyses zijn we van plan ook de hoogte van het uitgeoefende beroep in de analyses te betrekken, gecodeerd bijvoorbeeld naar prestigescores, naar status of klasse, of naar functieniveau. Dit is mogelijk omdat in het OSA-onderzoek alle uitgeoefende beroepen in de viercijferige CBS-beroepenclassificatie zijn gecodeerd en er vanuit die classificatie tal van hercoderingen beschikbaar zijn.
 - 4 Hoewel de OSA-bestanden bijzonder rijk aan informatie zijn, bevatten ze natuurlijk niet alle informatie die secundaire onderzoekers zich wensen. Zo is wel bekend of respondenten op de interviewdatum gehuwd zijn of samenwonen, maar is het jaar van huwelijksluiting of de duur van het samenwonen dat niet. We nemen noodgedwongen aan dat alle paren de hele onderzoeksperiode samen hebben geleefd en gemeenschappelijk beslissingen hebben genomen. Verder is weliswaar bekend wanneer er kinderen zijn geboren, maar is slechts het geboortejaar en niet de geboortemaand bekend, terwijl in de vervolg-enquête van 1986 de vraag naar eventuele geboortes is weggelaten. Verder is in de 1985-vragenlijst geen vraag opgenomen over de lengte van de periode waarin de situatie van 1 januari 1980 reeds van kracht was. In het vervolg zullen we zien, dat juist de duur waarin een persoon reeds in een bepaalde situatie verkeert, het nog langer voortduren van die situatie sterk beïnvloedt. In de tweede fase van het OSA-project werd het belang van deze informatie ingezien, en in de 1986-enquête werd er daarom alsnog naar gevraagd. De informatie blijft natuurlijk onbekend voor de 503 huishoudens die in 1986 niet meer werden bereikt. Hun gegevens hebben we dan ook niet kunnen gebruiken in de analyses waar duur-effecten worden geschat.
 - 5 In de toekomst zullen we de regionale ontwikkeling van de werkloosheid in de analyses betrekken door gegevens over werkloosheidspercentages in de COROP-gebieden te gebruiken. Verder is het ook mogelijk en wenselijk om aan beroepsgroepen gerelateerde werkloosheidscijfers te benutten. Vooral wanneer partners in vergelijkbare beroepsgroepen werkzaam zijn, kan men hier de toetsing van de bijproduct-hypothese uitbreiden.
 - 6 In tegenstelling tot wat Allison (1984, blz. 21) beweert, bleek dat verkennende schattingen van modellen via Ordinary Least Squares (regressie-analyse) de significante effecten in het exponentiële event history model niet goed in kaart bracht. De oorzaak hiervan is waarschijnlijk gelegen in de grote verhouding tussen het aantal 'censored cases' en het aantal gebeurtenissen.
 - 7 Hiertoe werd de LIFEREG-procedure uit het softwarepakket SAS gebruikt. Omdat in de SAS-procedures (de natuurlijke logaritme van) de duur totdat een gebeurtenis optreedt de afhankelijke variabele is, en niet de overgangswaarschijnlijkheid zelf, moet de gebruiker er rekening mee houden dat de tekens van de regressie-coëfficiënten omgekeerd van teken zijn in vergelijking met modellen waarin de overgangswaarschijnlijkheid zelf de afhankelijke variabele is. Als het opleidingsniveau van een werkloze een positieve invloed heeft op de waarschijnlijkheid dat deze werk vindt, zal er juist een negatief effect van het opleidingsniveau uitgaan op de duur dat iemand werkloos blijft. In de schattingen van de door ons gerapporteerde modellen hebben we de tekens van de effecten zoals geschat door de LIFEREG-modellen omgekeerd. Dit zorgt ervoor dat een positief effect wil zeggen dat de betreffende variabele het optreden van de gebeurtenis positief beïnvloedt.
 - 8 Wanneer van echtparen in a paren man én vrouw werken, in b echtparen de man werkt en de vrouw werkloos is, in c echtparen de man werkloos is en de vrouw werkt, en in d echtparen beide partners werkloos zijn, dan is de odds ratio $(a*d)/(b*c)$. Ze geeft bijvoorbeeld aan in hoeverre de wedijver om banen tussen mannen een gunstiger uitkomst heeft voor mannen van werkende mannen dan voor mannen met werkloze vrouwen. Een andere manier om een odds ratio inzichtelijk te maken is door ze te zien als het quotiënt van twee odds. Er zijn twee odds: één voor mannen waarvan de vrouw werkt en één voor mannen waarvan de vrouw werkloos is. Beide odds zijn het quotiënt van de kans op werk en de kans op werkloosheid.
 - 9 De kruiselingse effecten van het opleidingsniveau van de ene partner op de arbeidsmarktsituatie van de andere zijn onregelmatig. Verschillende van de parameters zijn significant, maar ze vertonen geen enkel patroon.
 - 10 Hoewel het effect van het kenmerk 'jongste kind jonger dan vier jaar oud' niet significant is, is de omvang van het effect groter dan dat van de volgende categorie 'jongste kind tussen vier en twaalf jaar'. Dit verschijnsel is terug te voeren op het aantal gevallen in de betreffende categorieën.

Literatuur

- Becker, G. (1964), *Human capital; a theoretical and empirical analysis, with especial reference to education*, New York, Columbia University Press.
- Becker, G. (1981), *A treatise on the family*, Cambridge Mass., Harvard University Press.
- Blossfeld, H.-P., A Hamerle, K.U. Mayer (1989), *Event history analysis; statistical theory and application in the social sciences*, Hillsdale N.J., Lawrence Erlbaum Associates.
- Bourdieu, P., L. Boltanski, M. de Saint Martin (1973), 'Les stratégies de reconversion'. In: *Social Science Information*, 12, blz. 61-113.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) (1986), *Standaard Onderwijs Indeling (SOI-1978)*, editie 1986, Den Haag, Staatsuitgeverij.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) (1987), *Enquête Beroepsbevolking 1987, voornaamste uitkomsten*, Voorburg/Heerlen, Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Copeleyn, A. (1977), 'Arbeidskrachtentelling 1975, enige gegevens over de arbeidsmobiliteit'. In: *Sociale Maand-*

- statistiek, 25, blz. 886-896.
- Dirven, H.-J., J. Lammers, W. Ultee (1990), 'Werkend en toch economisch afhankelijk? Het uurloon van werkende gehuwde vrouwen en dat van hun werkende echtgenoot in Australië, Canada, Hongarije, Nederland, Tsjechoslowakije, de Verenigde Staten en West-Duitsland rond 1980'. In: *Sociale Wetenschappen*, 32, blz. 61-93.
 - Eurostat (1985), *Labour force sample survey, methods and definitions*, Luxembourg, Office des publications officielles des Communautés Européennes.
 - Flap, H.D., N.D. de Graaf (1985), 'Sociaal kapitaal en bereikte beroepshoogte'. In: *Mens en Maatschappij*, 60, blz. 325-344.
 - Flinn, C., J. Heckman, 'Are unemployment and out of the labor force behaviorally distinct labor force states?' In: *Journal of Labor Economics*, 1, blz. 28-42.
 - Graaf, P.M. (1989), 'Inter- en intragenerationele beroepsmobiliteit'. In: *Mens en Maatschappij*, 64, blz. 384-404.
 - Granovetter, M. (1974), *Getting a job*, Cambridge Mass., Harvard University Press.
 - Kapteyn, A. (1985), 'Utility and economics'. In: *The Economist*, 133, blz. 1-20.
 - OECD (1988), *Labor Force Statistics*.
 - Sexton, J.J. (1988), *Long-term unemployment, its wider labour market effects in countries of the European Community*, Luxembourg, Office for Official Publications of the European Communities.
 - Sixma, H., W.C. Ultee (1983), 'Trouwpatronen en de openheid van een samenleving, de samenhang tussen de opleidingsniveaus van huwelijkspartners in Nederland tussen 1959 en 1977'. In: *Mens en Maatschappij*, 58, blz. 109-131.
 - Theeuwes, J., M. Kerkhofs, M. Lindeboom (1988), 'Toestanden, overgangen en duren op de Nederlandse arbeidsmarkt 1980-1985'. In: *OSA-werkdocent nr W 49*, Den Haag.
 - Ultee, W.C. (1986), 'Hoge werkloosheid en sociale differentiëring'. In: *Sociaal en Cultureel Rapport 1986*, blz. 285-326, 's-Gravenhage, Staatstuitgeverij.
 - Ultee, W.C., J. Dessens, W. Jansen (1988), 'Why does unemployment come in couples? An analysis of (un)employment and (non)employment homogamy tables for Canada, the Netherlands and the United States in the 1980s'. In: *European Sociological Review*, 4, blz. 111-112.
 - Ultee, W.C., J. Dessens, W. Jansen (1990), *Stratificering 1974-1988*, Den Haag, Organisatie voor Strategisch Arbeidsmarktonderzoek.

Figuur 1. Werkloosheid als percentage van de beroepsbevolking tussen 1 januari 1980 en 1 januari 1986 (OECD, 1988)

