

Heterogamie en echtscheiding

Gebrek aan overeenkomst in voorkeuren of gebrek aan sociale steun?

Jacques P.G. Janssen en Paul M. de Graaf¹

Summary

Heterogamy and divorce

Lack of similarity in preferences or lack of social support?

Do marriages in which partners do not resemble each other with respect to age, educational level, occupational status, religion, ethnic background, and social origin have larger probabilities of divorce than marriages in which partners have similar characteristics? And if so, how can this relationship be explained? This paper employs new data on 551 married and 1795 ever divorced persons with detailed information on heterogamy to answer these questions. Event history models show that all forms of heterogamy lead to higher divorce rates and that heterogamy with regard to age, educational attainment and religion has the largest impact. Furthermore, the paper explores possible mechanisms that may explain the effects of heterogamy. Both the lack of similarity in taste and preferences, and the lack of social support affect the risk of divorce. The effect of lack of similarity is about twice as strong as the effect of lack of social support. The interpretation of the effects of heterogamy on divorce is partial; the effects of educational and religious heterogamy are explained to the largest extent.

1. Achtergrond

In relatief korte tijd is echtscheiding een belangrijk maatschappelijk verschijnsel geworden. Van alle huwelijken die in het jaar 1981 werden gesloten in Nederland, was na 15 jaar 21 procent door scheiding ontbonden (CBS, 1997b). Het onderzoek naar de determinanten van echtscheiding kent verschillende invalshoeken. Sommige invalshoeken zijn macrogeoriënteerd en wijzen op belangrijke culturele en economische veranderingen die hebben plaatsgevonden in onze samenleving (Janssen, Poortman, De Graaf & Kalmijn, 1998). De vrouwenemancipatie heeft ervoor gezorgd dat vrouwen steeds minder economisch afhankelijk zijn van hun man waardoor de economische voordelen van het huwelijk zijn afgenomen. Ook secularisering en individualisering hebben de vanzelfsprekendheid van het huwelijk onder druk gezet. Deze macro-invalshoeken kunnen ook gebruikt worden om op microniveau verklaringen af te leiden en te voorspellen welke huwelijken een grotere echtscheidingskans hebben dan andere huwelijken. Dat zijn bijvoorbeeld huwelijken tussen

niet-religieuze personen en huwelijken waarin de vrouw (potentieel) economisch zelfstandig is. In dit artikel gaan we in op de invloed van heterogamie, een andere microverklaring van echtscheiding.

Heterogame huwelijken zijn huwelijken waarin de echtgenoten van elkaar verschillen op een of meer kenmerken. Vroeger werden zulke huwelijken wel 'gemengde huwelijken' genoemd, maar deze term is wat verouderd en had vooral betrekking op huwelijken waarin man en vrouw tot een verschillende godsdienstige groep behoorden. In dit artikel bestuderen we naast religieuze heterogamie ook heterogamie naar leeftijd, opleiding, beroepsstatus, sociale herkomst en etniciteit. De eerste doelstelling van dit artikel is een precieze beschrijving te geven van de invloed van deze aspecten van heterogamie op echtscheiding. Daartoe maken we gebruik van het in 1998 verzamelde representatieve surveyonderzoek *Scheiding in Nederland (SIN98)* onder 1795 gescheiden en 551 niet-gescheiden personen (Kalmijn, De Graaf & Uunk, 1998). Onze tweede doelstelling is om twee verklaringen van de invloed van heterogamie – en die is er – te toetsen. De eerste verklaring gaat in op de invloed van de overeenkomst in smaak en voorkeuren van de partners, de tweede gaat in op de invloed van het sociale netwerk. Is de kwaliteit van heterogame huwelijken geringer en hebben deze daarom een grotere echtscheidingskans, of zijn het de geringere sociale ondersteuning en de grotere sociale druk die ervoor zorgen dat heterogame huwelijken een grotere kans hebben op echtscheiding? Ook deze vragen kunnen worden beantwoord met behulp van de SIN98-gegevens.

Over de invloed van heterogamie op echtscheiding bestaat in Nederland nog slechts weinig onderzoek. Er bestaan alleen enkele simpele, bivariate studies die laten zien dat etnisch heterogame huwelijken een grotere kans op echtscheiding hebben dan etnisch homogame huwelijken (Van der Heijdt, 1996), en dat ook godsdienstheterogamie en leeftijdsheterogamie de echtscheidingskans vergroten (Dumon & Kooy, 1983). In andere landen, vooral in de Verenigde Staten, is al meer bekend en ook heterogamie naar opleidingsniveau en beroepsstatus blijkt daar tot een verhoogde scheidingskans te leiden (Bumpass & Sweet, 1972; Tzeng, 1992; Wagner, 1993; Tzeng & Mare, 1995). In al deze studies worden slechts enkele aspecten van heterogamie tegelijk behandeld. In dit artikel gaan we verder door meer vormen van heterogamie simultaan te analyseren, zodat we kunnen vaststellen welke vormen de sterkste invloed hebben. Hiermee bouwen we voort op eerder werk (Janssen, De Graaf & Kalmijn, 1999), waarin we de officiële registergegevens over gesloten huwelijken en voltrokken echtscheidingen konden gebruiken en de invloed van heterogamie naar leeftijd, godsdienst en nationaliteit konden analyseren. Het grote voordeel van deze registergegevens is dat ze alle tussen 1974 en 1984 gesloten huwelijken in Nederland betreffen, maar het nadeel ervan is dat de informatie over heterogamie beperkt is. Informatie over belangrijke sociale kenmerken als sociale herkomst, opleidingsniveau, beroepsniveau en etniciteit (in plaats van nationaliteit) ontbreken immers in de door het CBS geregistreerde gegevens. Ook informatie over de kwaliteit van de relatie en de door echtparen ervaren sociale ondersteuning van hun huwelijk is uiteraard niet voorradig in het CBS-materiaal.

2. Theorie en hypothesen

Veel Nederlands onderzoek heeft laten zien dat echtgenoten sociaal sterk op elkaar lijken. Zij komen overeen wat betreft leeftijd, godsdienstige overtuiging, etnische groep, opleidingsniveau en sociale herkomst (De Hoog, 1982; Hendrickx, 1994; Uunk, 1996; CBS, 1997a; Smeenk, 1998; Vossen, 1999). De belangrijkste reden voor de sterke mate van homogamie lijkt te zijn dat mensen de voorkeur geven aan een partner met gelijke smaak en voorkeuren, maar ook sociale druk en de structuur van de huwelijksmarkt dragen bij aan de hoge mate van homogamie (Kalmijn, 1998). Desondanks bestaan er ook nogal wat huwelijken waarin de partners sociaal niet overeenkomen. In de literatuur worden minstens drie redenen genoemd waarom er heterogame huwelijken voorkomen.

In de eerste plaats nemen sommigen niet de tijd om een geschikte partner te vinden, waardoor het mogelijk is dat zij zich vergissen en met een minder goed passende partner trouwen. Een bekende onderzoeksbevinding is dat mensen die op jonge leeftijd of na een korte kennismakingstijd trouwen, een grotere scheidingskans hebben (Bumpass & Sweet, 1972). In de tweede plaats kan de gelegenheidsstructuur een belangrijke rol spelen (Becker, Landes & Michael, 1977). Wanneer er geen sociaal gelijke partner beschikbaar is, wordt een huwelijk automatisch een heterogame huwelijk. In de derde plaats is het mogelijk dat bepaalde vormen van heterogamie voordelen bieden. Economische benaderingen zeggen dat huwelijken het meest stabiel zijn wanneer man en vrouw hun eigen specialisatie hebben (Becker, 1981). In de praktijk blijkt dit erop neer te komen dat de vrouw de verzorgende taken voor haar rekening neemt, terwijl de man zich richt op zijn rol als kostwinner. Hoewel wellicht wat ouderwets klinkend, verklaart deze theorie waarom mannen gemiddeld meer investeren in hun beroepsloopbaan dan vrouwen, en waarom mannen gemiddeld ruim twee jaar ouder zijn dan hun vrouwen (Smeenk, 1998). De hypothese dat het werk van de vrouw de huwelijksstabiliteit negatief beïnvloedt, heeft veel empirische ondersteuning gevonden (Poortman & Kalmijn, 2000).

2.1 Leidt heterogamie tot een hogere echtscheidingskans?

In het bovenstaande noemden we twee belangrijke determinanten van homogamie: sociale overeenkomsten tussen de partners leiden tot gelijkheid van smaak en voorkeuren, en tot ondersteuning door de sociale omgeving. Dezelfde redenering kunnen we gebruiken om de gevolgen van heterogamie te verklaren. Verschillen in smaak en voorkeuren en de afwezigheid van sociale ondersteuning kunnen een relatie onder druk zetten. Sommigen argumenteren in een andere richting (Blau & Schwartz, 1984; Hondius, 1999) en zeggen dat heterogame huwelijken weliswaar minder waarschijnlijk zijn dan homogame huwelijken, maar dat de weinige heterogame huwelijken toch stabiel zijn. Enerzijds zou dit komen doordat deze heterogame huwelijken weloverwogen zijn – men is best op de hoogte van de verschillen in sociale achtergrond en van een gebrek aan sociale ondersteuning, maar heeft toch voor elkaar gekozen. Anderzijds zou men extra zijn best doen om te leven met de verschillende sociale groe-

pen waartoe men behoort. Door een meer tolerante houding zouden conflicten met bijvoorbeeld de schoonfamilie worden vermeden.

Het onderzoek van Hondius (1999) richtte zich op etnisch heterogame huwelijken en had uitsluitend betrekking op paren die na vele jaren nog bij elkaar waren. Zulke stabiele huwelijken geven uiteraard geen representatief beeld van alle etnisch heterogame huwelijken, aangezien vele al na enkele jaren worden verbroken (Van der Heijdt, 1996). Ook theoretisch is het weinig aannemelijk dat heterogamie geen invloed zou hebben op echtscheiding, zelfs wanneer de betrokkenen zich bewust geweest zijn van de consequenties van hun keuze en hun leven daarop inrichten. Sommige verschillen in smaak en voorkeuren openbaren zich pas in latere fasen van het huwelijk, bijvoorbeeld als er kinderen komen en er conflicten over de opvoeding ontstaan. Op zulke momenten mist men wellicht een gedeelde achtergrond en ook is het mogelijk dat familie en vrienden op zo'n moment minder steun geven omdat zij toch al niet volledig achter het huwelijk stonden. Dit zal in het algemeen gelden wanneer er in de loop van het huwelijk een conflict ontstaat.

2.2 Welke vormen van heterogamie hebben de sterkste invloed op echtscheiding?

Bovenstaande redenering leidt tot onze algemene hypothese dat heterogame huwelijken een grotere echtscheidingskans hebben dan homogame huwelijken. Vervolgens vragen we ons af of alle vormen van heterogamie op dezelfde manier een invloed hebben op de echtscheidingskans en of die invloed voor alle vormen even sterk is. Daartoe maken we onderscheid tussen toegeschreven en verworven kenmerken (ook wel aangeduid met de termen *ascriptie* en *achievement*). Toegeschreven kenmerken berusten uitsluitend of voornamelijk op geboorte of afkomst. Voorbeelden daarvan zijn sociale herkomst, etniciteit en godsdienst. Verworven kenmerken berusten op eigen prestaties. Voorbeelden hiervan zijn opleidingsniveau en beroepsstatus. Het onderscheid tussen toegeschreven en verworven kenmerken is geïntroduceerd door Blau & Duncan (1967) in hun onderzoek naar de determinanten van beroepsstatus in de Verenigde Staten. Kalmijn (1991) paste dit onderscheid toe in zijn onderzoek naar partnerkeuze en in dit artikel volgen wij zijn voorbeeld.

Voor zowel heterogamie op basis van toegeschreven kenmerken als voor heterogamie op basis van verworven kenmerken geldt dat ze leiden tot verschillen tussen de partners in smaak en voorkeuren en tot verschillen in de sociale omgeving. Maar in het geval van heterogamie op basis van verworven kenmerken is er een tegenkracht werkzaam. Immers, heterogamie wat betreft kenmerken die berusten op eigen prestaties is in sterke mate gekozen door de partners zelf. Verschillen in opleidings- en beroepsniveau zijn óf direct gekozen óf het gevolg van keuzes in de verdeling van betaalde en onbetaalde arbeid. Beckers (1981) argument over de voordelen van specialisatie voor de waarde van een huwelijk wijst op een positieve bijdrage van deze vormen van heterogamie aan de huwelijksstabiliteit. Voor heterogamie op basis van toegeschreven kenmerken is zo'n tegenkracht niet in het spel en daarom verwachten we dat heterogamie op basis van verworven kenmerken de scheidingskans minder sterk beïnvloedt dan heterogamie op basis van toegeschreven kenmerken. We verwachten dus dat huwelijken

waarin man en vrouw van elkaar verschillen wat betreft sociale herkomst, godsdienst en etniciteit een grotere kans hebben op echtscheiding dan huwelijken waarin man en vrouw van elkaar verschillen wat betreft opleiding, beroepsstatus, en ook leeftijd.

Met betrekking tot verschillen in beroepsstatus kunnen we een aanvullende hypothese ontlenen aan het door Bourdieu (1979) gemaakte onderscheid tussen economische en culturele dimensies van beroepsstatus. De economische status van een beroep wordt geïndiceerd door het inkomen dat aan een beroep is verbonden. De culturele status daarentegen staat voor het culturele niveau van een beroep en wordt geïndiceerd door het opleidingsniveau van de beoefenaren van dat beroep. Het specialisatievoordeel van beroepen wordt uiteraard vooral door de economische status van de beroepen van man en vrouw bepaald en daarom verwachten we dat heterogamie naar beroepsstatus minder sterke effecten zal hebben voor de economische dimensie. Voor de culturele dimensie bestaat het specialisatievoordeel niet en gelden alleen de argumenten over verschillen in voorkeuren en gebrek aan sociale steun.

2.3 Zijn de effecten van heterogamie symmetrisch?

Bij alle vormen van heterogamie kan er sprake zijn van asymmetrie. Een leeftijdsverschil tussen man en vrouw kan inhouden dat de man ouder is dan zijn vrouw, maar natuurlijk ook dat de vrouw ouder is dan haar man. Het is dan de vraag of deze twee vormen van heterogamie op dezelfde manier de echtscheidingskans vergroten. Dezelfde vraag kan men stellen voor de onderscheiden aspecten van sociale status (sociale herkomst, opleiding, beroepsniveau). Ook bij godsdienst en etniciteit kan de invloed van heterogamie asymmetrisch zijn, maar daar zullen we in dit artikel niet op ingaan. We veronderstellen dat de sterkste invloed van heterogamie zich voordoet wanneer de vrouw er wat arbeidsmarktkansen betreft beter voorstaat dan haar man. Wanneer de vrouw hoger is opgeleid dan haar man of een hogere status heeft, zet dat het klassieke specialisatievoordeel van het huwelijk onder druk. Wanneer de man betere arbeidsmarktperspectieven heeft dan zijn vrouw zou dat juist een positieve uitwerking hebben op de huwelijksstabiliteit. Ook als het arbeidsmarktperspectief buiten beschouwing wordt gelaten, kan het zijn dat afwijkingen van de traditionele rolverdeling tussen man en vrouw leiden tot een minder bevredigend huwelijk, al zal dat in de laatste decennia steeds minder gelden. We kunnen ook denken aan een geringere acceptatie door de sociale omgeving indien de vrouw ouder is of een betere positie heeft dan de man.

2.4 Hoe kunnen de effecten van heterogamie worden verklaard?

Om de verklaringsvraag te beantwoorden, de tweede doelstelling van dit artikel, doen we weer een beroep op de twee genoemde argumenten voor de invloed van heterogamie op de echtscheidingskans: gebrek aan overeenkomst in smaak en voorkeuren en gebrek aan sociale ondersteuning voor het huwelijk. Deze twee verklaringen kunnen we in dit artikel toetsen omdat we hierover goede informatie hebben in ons databestand, namelijk informatie over de hoeveelheid meningsverschillen in de begintijd van het huwelijk en informatie over negatieve

reacties van familie, kennissen en verdere sociale omgeving op de gekozen partner en op de beslissing om te gaan trouwen.

Opnieuw kunnen we het onderscheid tussen toegeschreven en verworven kenmerken gebruiken om nadere hypothesen te formuleren. Godsdienst, etniciteit en sociale herkomst zijn toegeschreven kenmerken, terwijl opleiding, beroepsstatus en wellicht ook leeftijd als verworven kenmerken kunnen worden beschouwd. Sociale ondersteuning van het huwelijk zal vooral afhangen van gedeelde culturele waarden en te maken hebben met heterogamie naar toegeschreven kenmerken. Wanneer man en vrouw van elkaar verschillen naar godsdienst, etniciteit of sociale herkomst zal er minder steun voor het huwelijk zijn dan wanneer zij uit dezelfde sociale groep afkomstig zijn. We verwachten daarom dat een gebrek aan sociale steun vooral een verklaring biedt voor de invloed van heterogamie wat betreft toegeschreven kenmerken.

Het verworven opleidings- en beroepsniveau heeft minder direct te maken met de sociale groep waaruit men komt. We veronderstellen daarom dat verschillen in smaak en voorkeuren een verklaring bieden voor heterogamie wat betreft verworven kenmerken. Opleiding, sociale status en leeftijd zijn immers de belangrijkste determinanten van een heel scala aan leefstijlvoorkeuren (Ganzeboom, 1988). Het onderscheid dat we hier maken tussen toegeschreven en verworven kenmerken is lang niet waterdicht voor onze verklaring, want ook verschillen in opleiding kunnen ertoe leiden dat man en vrouw verschillende netwerken hebben, en ook verschillen in sociale herkomst kunnen leiden tot verschillen in smaak en voorkeuren. We vinden het echter vruchtbaar deze invalshoek verder te exploreren en hopen, vooral wanneer we in multivariate modellen de verschillende vormen van heterogamie tegelijkertijd in de analyse kunnen betrekken, duidelijkere inzichten in de invloed van heterogamie op echtscheiding te verkrijgen.

3. Data, operationalisering, modellen

3.1 Data

De enquête Scheiding in Nederland is in 1998 afgenomen bij 2.346 individuen die ten tijde van het interview tussen 30 en 75 jaar oud waren (Kalmijn e.a., 1999). De steekproef bestond uit drie groepen: personen in hun eerste huwelijk, personen die ooit gescheiden waren en zonder partner leefden, en personen die ooit gescheiden waren en opnieuw, al dan niet gehuwd, met een partner samenleefden. Om voldoende gescheidenen in de steekproef te hebben, werden de groepen van gescheidenen oververtegenwoordigd in de steekproef. Dit was alleen mogelijk met medewerking van een aantal Nederlandse gemeenten. Er is geïnterviewd in 19 grote en kleine gemeenten uit het hele land, die samen representatief zijn voor alle Nederlandse gemeenten wat betreft een aantal demografische, culturele en economische kenmerken (Kalmijn e.a., 1999). Van de personen in de steekproef werd 78,9 procent bereikt en van de bereikte personen is 57,7 procent geïnterviewd. Dit brengt het responspercentage op

45,6 procent. Van de 2.346 respondenten zijn er 551 gehuwd en 1.795 ooit gescheiden. De uiteindelijke steekproef bleek niet geheel representatief te zijn voor de Nederlandse bevolking, ook niet wanneer rekening werd gehouden met het feit dat gescheidenen oververtegenwoordigd zijn in de steekproef. Daarom is een wegingsfactor bepaald die ervoor zorgt dat de steekproef een goede weergave geeft van de Nederlandse bevolking tussen de 30 en 75 jaar naar burgerlijke staat, leeftijd, sekse, regio en urbanisatiegraad.

De respondenten zijn met behulp van een gestructureerde vragenlijst mondeling geïnterviewd over hun levensloop, waarbij veel informatie is ingewonnen over hun eerste huwelijk en over de partner. Op basis daarvan kunnen we vaststellen of een huwelijk homogame of heterogame is wat betreft leeftijd, opleiding, beroepsstatus, godsdienst, etniciteit en sociale herkomst. Door deze informatie systematisch te vergelijken tussen huwelijken die wél en huwelijken die niet door echtscheiding beëindigd zijn, kunnen we de effecten van heterogamie op echtscheiding bepalen. Ook bevat de vragenlijst indicatoren over de overeenstemming in smaak en voorkeuren tussen man en vrouw en indicatoren voor de sociale steun voor dat huwelijk; hierover geven we hieronder meer informatie.

3.2 Operationalisering

In tabel 1 wordt een beschrijving gegeven van de gebruikte operationalisering. De gemiddelden en standaarddeviaties worden gepresenteerd voor zowel de ongewogen als de gewogen steekproef. Het belangrijkste verschil tussen de ongewogen en de gewogen statistieken zit hem in het percentage respondenten dat ooit een scheiding heeft meegemaakt. In de ongewogen steekproef is dat door oververtegenwoordiging 76 procent en in de gewogen steekproef is dat 19 procent, conform de Nederlandse situatie in 1998. Van alle Nederlanders die ooit zijn getrouwd en in het jaar 1998 tussen 30 en 75 jaar oud waren, heeft één op de vijf mensen ooit een echtscheiding meegemaakt. In de beschrijving van de gegevens verwijzen we steeds naar de gewogen gemiddelden, omdat deze het representatieve beeld verschaffen. In de regressie-analyses maken we gebruik van de ongewogen gegevens, omdat het daarbij alleen gaat om het contrast tussen homogame en heterogame huwelijken en dit contrast niet wordt beïnvloed door de weging. Het beginjaar van het (al dan niet gehuwd) samenwonen ligt tussen 1943 en 1997. Omdat de scheidingscijfers sterk zijn gestegen in deze periode, zullen we in alle komende analyses rekening houden met periode-effecten.

De gemiddelde leeftijd bij trouwen van alle echtparen ligt op bijna 25 jaar en het gemiddelde leeftijdsverschil is ruim drie jaar. In de meeste huwelijken is de man ouder, maar ook de omgekeerde situatie komt vaak voor. In 38 procent van de huwelijken is de vrouw ouder dan de man. Het opleidingsniveau hebben we gemeten met het aantal jaren dat gebruikelijk is voor het bereiken van dat niveau. Extra leerjaren door omwegen of door het overdoen van leerjaren worden dus niet meegeteld. Het gemiddelde aantal jaren onderwijs van man en vrouw bedraagt ongeveer 12,5 (ongeveer tussen havo- en mbo-niveau), en het gemiddelde verschil tussen echtgenoten bedraagt 2,5 jaar. In 21 procent van de huwelijken is de vrouw hoger opgeleid dan haar man.

Tabel 1: Beschrijving van de gebruikte variabelen

Variabele	geldige N	minimum	maximum	ongewogen gemiddelde	ongewogen standaard- deviatie	gewogen gemiddelde	gewogen standaard- deviatie
Gescheiden	2261	0	1	0,76		0,19	
Jaar begin samenwonen	2261	1943	1997	1972,85	10,33	1974,05	11,25
Gemiddelde leeftijd bij trouwen	2261	15	62,50	23,98	4,02	24,68	4,39
Absolute verschil in leeftijd	2261	0	26,75	3,46	3,24	3,46	3,18
Vrouw is ouder (minstens 1 jaar)	2261	0	1	0,34		0,38	
Gemiddelde opleiding (in jaren)	2261	6	18	12,68	2,68	12,57	2,65
Absolute verschil in opleiding	2261	0	12	2,57	2,44	2,53	2,37
Vrouw heeft hogere opleiding	2261	0	1	0,24		0,21	
Gemiddelde economische status	2261	-1,81	2,43	-0,32	0,60	-0,31	0,60
Absolute verschil in economische status	2261	0	3,98	0,79	0,72	0,80	0,74
Vrouw heeft hogere economische status	2261	0	1	0,29		0,28	
Gemiddelde culturele status	2261	-1,40	2,57	-0,24	0,70	-0,22	0,71
Absolute verschil in culturele status	2261	0	3,46	0,68	0,64	0,70	0,66
Vrouw heeft hogere culturele status	2261	0	1	0,50		0,55	
Godsdienst: beiden geen	2261	0	1	0,35		0,29	
Godsdienst: geen - katholiek	2261	0	1	0,11		0,07	
Godsdienst: geen - protestant	2261	0	1	0,07		0,07	
Godsdienst: beiden katholiek	2261	0	1	0,26		0,33	
Godsdienst: katholiek - protestant	2261	0	1	0,03		0,02	
Godsdienst: beiden protestant	2261	0	1	0,10		0,15	
Godsdienst: overige homogeen	2261	0	1	0,03		0,05	
Godsdienst: overige heterogeen	2261	0	1	0,05		0,03	
Erniciteit: beiden Nederlands	2261	0	1	0,75		0,77	
Erniciteit: beiden niet-Nederlands	2261	0	1	0,05		0,06	
Erniciteit: Nederlands - niet-Nederlands	2261	0	1	0,19		0,16	
Erniciteit: overige heterogeen	2261	0	1	0,02		0,01	
Gemiddelde economische status vaders	2261	-1,40	2,43	0,01	0,66	-0,00	0,65
Absolute verschil economische status vaders	2261	0	3,61	0,84	0,79	0,79	0,76
Vader van vrouw heeft hogere economische status	2261	0	1	0,47		0,46	
Gemiddelde culturele status vaders	2261	-1,40	2,57	-0,38	0,64	-0,41	0,65
Absolute verschil culturele status vaders	2261	0	3,87	0,74	0,74	0,73	0,75
Vader van vrouw heeft hogere culturele status	2261	0	1	0,47		0,48	
Aantal kinderen in huwelijk	2261	0	11	1,67	1,36	2,01	1,38
Gebrek aan sociale steun (z-score)	2254	-0,74	4,59	0,00	1,00	-0,30	0,76
Meningverschillen (z-score)	2248	-1,28	3,89	0,00	1,00	-0,42	0,78

Bron: Scheiding in Nederland, 1998.

We onderscheiden twee dimensies van beroepsstatus, en gebruiken de door De Graaf en Kalmijn (1995) ontwikkelde economische en culturele statusschalen. De economische schaal meet het gemiddelde inkomensniveau in een beroep en de culturele schaal meet het gemiddelde opleidingsniveau. Het verschil in beroepsstatus tussen man en vrouw is bepaald op het tijdstip dat een paar bij elkaar is gaan wonen. Dat verschil blijkt gemiddeld ongeveer even groot te zijn in beide dimensies – 0,8 in de economische dimensie en 0,7 in de culturele dimensie. Slechts 28 procent van de vrouwen blijkt in de economische dimensie een hogere status te hebben dan hun mannen, terwijl dat percentage 55 bedraagt voor de culturele dimensie.

Godsdienstheterogamie is bepaald aan de hand van een reeks dichotome variabelen (dummy's). Ook hier gaat het om de godsdienstige groep waartoe respondent en partner behoorde op het moment dat ze gingen samenwonen. Godsdienstige heterogamie komt niet veel voor: twee procent van de huwelijken is tussen een protestantse en katholieke partner, zeven procent tussen een katholieke en een niet-godsdienstige partner, ook zeven procent tussen een protestantse en een niet-godsdienstige partner, terwijl nog drie procent heterogaaam was in andere godsdienstige groepen. Dat betekent dat ruim 80 procent van de paren in godsdienstig opzicht homogaaam zijn getrouwd.

Etniciteit hebben we afgelezen aan het geboorteland van de ouders van man en vrouw. Wanneer een van hun ouders geboren is buiten Nederland gaan we ervan uit dat die persoon etnisch niet-Nederlands is. Slechts 16 procent van alle paren blijkt etnisch heterogaaam te zijn. We kunnen daarom ook geen verder detail aanbrengen in deze divers samengestelde groep bij onze analyse van de effecten van etnische heterogamie.

Heterogamie naar sociale herkomst is bepaald aan de hand van de beroepsstatus van de twee (schoon)vaders, waarbij we opnieuw onderscheid hebben aangebracht tussen de economische en de culturele dimensie van status. Het gemiddelde verschil tussen de twee schoonvaders blijkt van gelijke omvang te zijn als het gemiddelde verschil tussen de echtgenoten zelf. In beide dimensies geldt dat in ongeveer de helft van de paren de vrouw een hogere sociale herkomst heeft dan de man, wat logischerwijze ook zo moet zijn.

In de analyses zal ook rekening gehouden worden met de aanwezigheid van kinderen. Bekend is dat paren met kinderen een geringere scheidingskans hebben dan paren zonder kinderen, en het is denkbaar dat de invloed van heterogamie deels ook kan worden verklaard omdat heterogame paren beslissen om geen kinderen te nemen. Gemiddeld hebben de paren in ons databestand twee kinderen gekregen.

Om de verklaring van de effecten van heterogamie op de scheidingskans te kunnen toetsen, hebben we informatie nodig over de overeenkomsten in smaak en voorkeuren van man en vrouw en over de sociale ondersteuning voor het huwelijk door de sociale omgeving. Beide verklaringen zijn moeilijk om te zetten in directe vragen in een enquête, vooral ook omdat de vragen retrospectief gesteld moeten worden. Om de betrouwbaarheid zo groot mogelijk te maken, hebben we daarom gezocht naar een schaalconstructie via sets van indicatoren, waarbij gekozen is voor formuleringen waarmee de situatie in de begintijd van het huwelijk zo goed mogelijk in kaart wordt gebracht. In tabellen 2 en 3 worden de indicatoren beschreven.

Tabel 2: Indicatoren voor gebrek aan sociale steun voor het huwelijk

Hebben de volgende personen wel eens een negatieve opmerking gemaakt over het feit dat u ging trouwen/samenwonen?

	geldige N	% ja	% nee
Familieleden	2338	27,5	72,5
Vrienden	2333	9,9	90,1
Mensen uit de buurt	2329	6,2	93,8
Dominee, pastoor, iemand van de kerk	2332	4,7	95,3

En hebben de volgende personen destijds wel eens een negatieve opmerking gemaakt over uw partner?

	geldige N	% ja	% nee
Familieleden	2342	35,1	64,9
Vrienden	2337	16,8	83,2
Mensen uit de buurt	2334	8,8	91,2
Dominee, pastoor, iemand van de kerk	2328	2,3	97,7

Bron: Scheiding in Nederland, 1998.

Tabel 3: Meningsverschillen in de beginperiode van het huwelijk

Onderwerp	geldige N	% vrijwel nooit	% soms	% vaak
Godsdienst, levensbeschouwelijke zaken, politiek	2329	71,5	21,8	6,7
Smaak over inrichting, televisie, kleding, etc.	2329	57,9	32,8	9,3
De vrijetijdsbesteding van uw partner	2325	61,8	23,3	14,8
De persoonlijke gewoontes van uw partner	2327	39,5	38,2	22,3
Wie wat deed in het huishouden	2329	55,9	30,5	13,6
Het krijgen van kinderen	2325	81,1	12,9	5,9
De opvoeding van de kinderen	2316	68,7	21,8	9,4
Dat uw partner te veel werkte	2324	75,7	15,3	9,0
Het uitgavenpatroon van uw partner	2325	63,9	20,1	16,0
De drinkgewoontes/drugsgebruik van uw partner	2328	77,8	9,4	12,8
Seksualiteit	2332	62,5	25,8	11,7
Seksuele ontrouw van uw partner	2329	81,9	8,7	9,4

Bron: Scheiding in Nederland, 1998.

Een gebrek aan sociale steun is bepaald aan de hand van antwoorden op acht vragen, die alle betrekking hebben op negatieve opmerkingen die familie, vrienden, buurtgenoten of iemand van de kerk hebben gemaakt in de begintijd van de relatie. Tabel 2 laat zien dat vooral familieleden negatieve opmerkingen hebben gemaakt; 27,5 procent van de familieleden heeft een negatieve opmerking gemaakt over het feit dat de respondent ging trouwen of samenwonen, en 35 procent van de familieleden over de gekozen partner. Vrienden, burens, of kerkgenoten hebben in mindere mate hun bedenkingen laten blijken tegen huwelijk of partner. De acht

indicatoren zijn opgeteld en de som is vervolgens gestandaardiseerd (gemiddelde 0, standaarddeviatie 1). Deze schaal voor een gebrek aan sociale steun heeft een betrouwbaarheidscoëfficiënt (Cronbachs alfa) van 0,70.

De overeenstemming in smaak en voorkeuren van man en vrouw is bepaald aan de hand van een lijst van onderwerpen waarover de respondent kon aangeven of daar in de beginperiode van het samenwonen meningsverschillen over bestonden. De lijst van onderwerpen is zeer divers, zoals te zien valt in tabel 3, en varieert van meningsverschillen over de inrichting van het huis en wie wat deed in het huishouden tot meningsverschillen over drinkgewoontes en seksualiteit. We gaan ervan uit dat huwelijken waarin over veel van deze onderwerpen meningsverschillen waren, gekenmerkt worden door grotere verschillen in smaak en voorkeuren dan huwelijken waarin weinig meningsverschillen bestonden. Het percentage respondenten dat aangeeft meningsverschillen te hebben gehad met de partner, varieert van 18 procent over seksuele ontrouw tot 61 procent over persoonlijke gewoontes. We hebben het aantal onderwerpen waarover soms of vaak meningsverschillen waren, geteld. Ook deze schaal, die een betrouwbaarheidscoëfficiënt heeft van 0,76, hebben we vervolgens gestandaardiseerd.

Zowel voor het gebrek aan sociale steun als voor de overeenkomsten in smaak en voorkeuren geldt dat het meemaken van een scheiding er wellicht voor zorgt dat respondenten een vertekend beeld geven van de situatie in hun voorbije huwelijk. Wanneer de scheiding ingrijpend is geweest voor de respondent, of wanneer de scheiding nog niet goed is verwerkt, kan dat een overdreven negatief beeld van de verbroken relatie opleveren. Deze vertekening hebben we geprobeerd te minimaliseren door de respondenten er met nadruk op te wijzen dat de vragen gaan over de *begintijd* van de relatie. Bij de vragen over negatieve opmerkingen vanuit de sociale omgeving over de beslissing om te gaan trouwen of samenwonen ging het steeds om de tijd waarin men samen een huishouden is gaan vormen, en bij de lijst van mogelijke meningsverschillen om de eerste vijf jaar van het samenwonen. Toch is het niet uit te sluiten dat sommige verschillen tussen de gescheidenen en de niet-gescheidenen in werkelijkheid geringer zijn dan onze twee verklarende meetinstrumenten aangeven. Wanneer dat het geval is, zullen we in onze analyses de effecten van het gebrek aan sociale steun en van verschillen in smaak en voorkeuren op de scheidingskansen overschatten. De samenhang tussen de twee schalen is overigens niet erg sterk (de Pearson-correlatiecoëfficiënt bedraagt 0,36), wat er niet erg op wijst dat gescheidenen een systematisch vertekend negatief beeld hebben van hun beëindigde huwelijk.

3.3 Modellen

De effecten van heterogamie bepalen we door de echtscheidingskansen van heterogame huwelijken te vergelijken met die van homogame huwelijken. Die vergelijking kan op verschillende manieren plaatsvinden, afhankelijk van het meetniveau van de betrokken variabelen. Bij variabelen die op nominaal niveau worden gemeten, zoals godsdienst en etniciteit, moet goed opgepast worden dat er vergeleken wordt met de scheidingskansen in de juiste typen

homogame huwelijken. Bijvoorbeeld, de scheidingskans van een huwelijk waarin de man katholiek is en de vrouw protestant, moet worden vergeleken met de scheidingskansen in zowel de groep van homogame katholieke paren als de groep van homogame protestantse paren. Pas als de scheidingskans in het heterogame huwelijk hoger ligt dan de scheidingskansen in beide relevante typen homogame huwelijken, kunnen we spreken van een effect van heterogamie. Wanneer de scheidingskans in homogame katholieke huwelijken bijvoorbeeld tien procent bedraagt en in homogame protestantse huwelijken acht procent, dan moet de scheidingskans van een heterogame huwelijk tussen een katholiek en een protestant groter zijn dan tien procent, wil er sprake zijn van een invloed van heterogamie op echtscheiding.

Bij variabelen die gemeten zijn op intervalniveau, zoals leeftijd, opleiding en beroepsstatus, kan het heterogamie-effect worden bepaald aan de hand van de verschillen in deze variabelen tussen man en vrouw. Hoe groter het (absolute) verschil, des te meer is er sprake van heterogamie en des te groter zou, volgens de hypothese, de scheidingskans moeten zijn. Daarbij moet wel rekening worden gehouden met de gemiddelde score van man en vrouw. Bijvoorbeeld, als het leeftijdsverschil tussen man en vrouw groot is, kan hun gemiddelde leeftijd bij trouwen niet heel laag zijn, en omdat de leeftijd bij trouwen een zelfstandige invloed heeft op de scheidingskans moet die erbij betrokken worden. Om de asymmetrische effecten van heterogamie naar leeftijd, opleiding, beroepsstatus en sociale herkomst te bepalen, nemen we ook nog dichotome variabelen op in de analyses die aangeven dat de vrouw de hogere score heeft (1) of niet (0). Wanneer zo'n variabele een significant positief effect heeft op de echtscheidingskans, zet heterogamie de huwelijksstabiliteit meer onder druk wanneer de vrouw ouder is dan haar man of een hogere opleiding, beroepsstatus of sociale herkomst heeft.

De effecten worden geschat aan de hand van een discrete gebeurtenissenanalyse (Allison, 1984). Met behulp van deze analysetechniek kunnen de effecten van tijdvariërende variabelen – hier alleen de duur, het jaar en het hebben van kinderen – eenvoudig worden opgenomen in het model. Bovendien corrigeert deze techniek voor *rechts-censurering*: sommige respondenten hebben de gebeurtenis 'echtscheiding' nog niet meegemaakt, maar kunnen die nog wel meemaken. De duureffecten zorgen ervoor dat hier rekening mee wordt gehouden. Om de modellen te schatten hebben we eerst een persoon-periodebestand, of in feite een huwelijkspaar-periodebestand, geconstrueerd. Daarin wordt voor elk huwelijkspaar een aparte dataregel aangemaakt voor elk jaar dat het paar het risico liep om een scheiding mee te maken. Het totaal aantal dataregels in het persoon-periodebestand bedraagt 37.339, en deze berusten op informatie over 2.261 huwelijken. Op basis van dit bestand kunnen met behulp van logistische regressiemodellen de effecten van alle relevante variabelen op de conditionele echtscheidingskans worden geschat. De geschatte effecten zijn effecten op de *logit*, de logaritme van de kansverhouding $p/(1-p)$. In deze formule is p de kans op een gebeurtenis, hier een echtscheiding, in het jaar t , gegeven dat het huwelijk in het jaar $t-1$ nog bestond.

4. Resultaten

4.1 De invloed van heterogamie op echtscheiding

In deze paragraaf gaan we in op de beschrijvingsvraag: welke vormen van heterogamie hebben invloed op de echtscheidingskans? In tabel 4 worden hiertoe drie regressiemodellen gepresenteerd. In model 1 worden de 'bivariate' effecten van de verschillende vormen van heterogamie weergegeven. De heterogamie-effecten worden in dit model niet volledig multivariaat geschat en de enige controlevariabelen zijn de huwelijksduur (lineair en kwadratisch) en het periode-effect (ook lineair en kwadratisch). Model 2 is wel een multivariaat model; nu worden alle effecten van heterogamie simultaan geschat. Model 3 voegt hier nog het hebben van kinderen aan toe. Bekend is dat kinderen de echtscheidingskans verkleinen en het is mogelijk dat de huwelijken die op echtscheiding uitlopen, nooit aan kinderen toekomen. Als de effecten van heterogamie ook in model 3 blijven bestaan, is dat een aanwijzing dat heterogamie ook een invloed heeft op de scheidingskans van paren met kinderen.²

Alle modellen bevatten effecten van duur en van het jaar waarin het huwelijk wordt geobserveerd; deze tijdvariërende variabelen hebben sterke effecten. De lineaire en kwadratische effecten van de huwelijksduur laten zien dat het scheidingseffect langzaam stijgt over de duur van het huwelijk, maar dat deze stijging na 15 à 20 jaar tot stilstand komt en dan weer gaat dalen. Ook het periode-effect ziet er uit als een omgekeerde U: het effect is gestegen, maar de stijging komt aan het eind van de onderzochte periode tot stilstand.

De invloed van leeftijdsheterogamie is sterk en is ongeveer gelijk in de drie beschrijvende modellen. De kansverhouding van scheiden versus niet scheiden wordt ongeveer vier procent groter voor elk jaar dat het leeftijdsverschil tussen man en vrouw groter wordt. Dit cijfer impliceert dat de kansverhouding is verdubbeld bij een leeftijdsverschil van ongeveer 17 jaar. Er is geen asymmetrie-effect: volgens ons model maakt het niet uit wie het oudst is, de man of de vrouw. Het negatieve effect van de gemiddelde huwelijksleeftijd van man en vrouw geeft aan dat hoe jonger men trouwt, hoe groter de scheidingskans is. Dit effect is al vaak gevonden en spreekt voor theorieën die zeggen dat paren die jeugdig getrouwd zijn, vaak te snel voor elkaar hebben gekozen en niet intensief genoeg hebben gezocht naar een geschikte partner (Becker e.a., 1977).

Voor het opleidingsniveau vinden we geen algemeen heterogamie-effect, maar wel een asymmetrie-effect. Het is blijkbaar niet het absolute opleidingsverschil tussen man en vrouw dat de echtscheidingskans vergroot, maar het is de richting van het verschil die ertoe doet. De echtscheidingskans is hoger wanneer de vrouw hoger is opgeleid dan haar man; de kansverhouding is dan 21 procent groter (de anti-log ofwel exponent van 0,187 bedraagt 1,21). Additionele analyses, die hier niet weergegeven zijn en die de effecten van verschillen in opleidingsniveau modelleren via lineaire en kwadratische termen, laten zien dat de scheidingskans het kleinst is als de man wat hoger is opgeleid dan de vrouw. De scheidingskans wordt groter wanneer de man meer dan drie jaar hoger is opgeleid dan zijn vrouw en ook wanneer de vrouw even hoog als of hoger is opgeleid dan haar man.

Huwelijken waarin de vrouw een hogere economische beroepsstatus heeft dan haar man hebben ook een relatief grote scheidingskans, maar wanneer de man de hoogste economische status heeft, beïnvloedt dat de scheidingskans niet. Ook hier is dus sprake van een asymmetrie-effect. Deze bevinding komt overeen met die voor opleidingsheterogamie en wijst op de waarde van de specialisatietheorie. Huwelijken zijn het meest stabiel als ze overeenkomen met de traditionele rolverdeling tussen man en vrouw. Wanneer de vrouw meer menselijk kapitaal tot haar beschikking heeft en meer verdient, zet dat de huwelijksstabiliteit onder druk. Het is de vraag of deze traditionele gang van zaken nog actueel is, maar in het kader van dit artikel kunnen we daar niet verder op ingaan.³ Wél moeten we constateren dat het asymmetrische heterogamie-effect van economische beroepsstatus niet langer significant is in het multivariate model.

Huwelijken die verschillen naar culturele beroepsstatus hebben een kleinere scheidingskans, tenminste wanneer de vrouw een hogere culturele status heeft dan haar man. Deze bevinding hadden we niet verwacht, maar bekend is dat veel typische vrouwenberoepen (secretaresse, verpleegster, onderwijzeres) een hogere culturele status hebben dan veel typische mannenberoepen (bouwwak, transport) en het is mogelijk dat ook huwelijken waarin man en vrouw seksspecifieke beroepen hebben, voldoen aan het specialisatiemodel hetgeen de huwelijksstabiliteit vergroot. Expliciet getoetst hebben we dit idee echter niet.

Onderzoek naar de invloed van godsdienstheterogamie op echtscheiding staat al lang op de sociologische agenda. Onze modellen laten opnieuw zien dat deze klassieke 'gemengde huwelijken' een verhoogde kans op echtscheiding hebben. De effecten uit de modellen van tabel 4 laten dit echter niet onmiddellijk zien, want zoals we al aangaven moet er steeds met de juiste typen van homogame huwelijken vergeleken worden. Dat vergt een voortdurende verschuiving van referentiecategorieën, opdat de juiste significantietoetsen kunnen worden uitgevoerd. In het bovenste deel van tabel 6 worden de resultaten van de drie basismodellen op de juiste manier gepresenteerd. Huwelijken tussen een niet-godsdienstige en een katholieke partner worden gekenmerkt door een grotere echtscheidingskans dan niet-godsdienstige homogame (kansverhouding is 24 procent groter) en ook een grotere kans dan katholieke homogame huwelijken (kansverhouding is maar liefst 111 procent groter). Beide verschillen zijn statistisch significant en hier is dus duidelijk sprake van een heterogamie-effect. Dit effect blijft overeind in het multivariate model en ook in het model waarin rekening wordt gehouden met de aanwezigheid van kinderen. Huwelijken tussen een niet-godsdienstige partner en een protestantse partner hebben geen vergrote echtscheidingskans. Weliswaar is hun scheidingskans groter dan die van protestantse homogame huwelijken (kansverhouding is 82 procent groter), maar hun scheidingskans is ongeveer even groot als die van twee niet-godsdienstige partners. Huwelijken tussen een katholieke en een protestantse partner hebben weer een significant grotere scheidingskans dan beide typen homogame huwelijken. Ten opzichte van katholieke homogame huwelijken is de kansverhouding 59 procent groter, en ten opzichte van protestantse homogame huwelijken is de kansverhouding 89 procent groter. De genoemde percentages berusten alle op model 1, maar de afwijkingen ten opzichte van de modellen 2 en 3 zijn niet groot.

Tabel 4: De invloed van heterogamie op echtscheiding; discrete gebeurtenissen-analyse, $N=37.399$ paren *jaren uit 2261 paren

	model 1		model 2		model 3	
	beschrijving: afzonderlijk	standaardfout	beschrijving: multivariaat	standaardfout	beschrijving: + kinderen	standaardfout
	effect		effect		effect	
Huwelijksduur (tijdvariërend)	(meerdere)		0,114	**	0,138	**
Huwelijksduur kwadraat (tijdvariërend)	(meerdere)		-0,003	**	-0,004	**
Jaar - 1943 (tijdvariërend)	(meerdere)		0,123	**	0,123	**
Jaar - 1943 kwadraat (tijdvariërend)	(meerdere)		-0,001	**	-0,001	**
Gemiddelde leeftijd bij vrouwen		**	-0,039	**	-0,043	**
Absolute verschil in leeftijd	0,040	0,008	-0,037	**	-0,039	**
Vrouw is ouder (minstens 1 jaar)	-0,086	0,009	-0,041	**	-0,047	**
Gemiddelde opleiding (in jaren)	0,012	0,053	-0,003		-0,005	
Absolute verschil in opleiding (in jaren)	0,006	0,010	0,013		0,014	
Vrouw heeft hogere opleiding	0,187	0,011	0,162	*	0,159	*
Gemiddelde economische beroepsstatus	0,097	0,061	0,063		0,051	
Absolute verschil in economische beroepsstatus	-0,008	0,070	0,002		0,007	
Vrouw heeft hogere economische beroepsstatus	0,149	0,043	0,088		0,085	
Gemiddelde culturele beroepsstatus	-0,085	0,064	-0,065		-0,048	
Absolute verschil in culturele beroepsstatus	-0,067	0,062	-0,058		-0,059	
Vrouw heeft hogere culturele beroepsstatus	-0,172	0,049	-0,155	**	-0,144	*
Godsdienst: beiden geen ^a	0,182	0,057	0,221	**	0,199	**
Godsdienst: geen - katholiek ^a	0,399	0,051	0,434	**	0,410	**
Godsdienst: beiden katholiek ^a	0,085	0,073	0,122	**	0,117	**
Godsdienst: katholiek - protestant ^a	-0,516	0,086	-0,256	**	-0,270	**
Godsdienst: beiden protestant ^a	-0,348	0,127	-0,093	**	-0,096	**
Godsdienst: katholieke - protestant ^a	0,119	0,085	-0,412	**	-0,397	**
Godsdienst: beide homogaam ^a	-0,543	0,085	-0,756	**	-0,694	**
Godsdienst: overige heterogaam ^a	0,623	0,159	0,554	**	0,539	**
Godsdienst: overige heterogaam ^a	-0,234	0,096	-0,200	**	-0,199	**
Emiciteit: beiden Nederlands ^a	-0,081	0,063	-0,045	**	0,074	**
Emiciteit: beiden niet-Nederlands ^a	0,025	0,100	-0,059		0,038	
Emiciteit: Nederlands - niet-Nederlands ^a	0,291	0,071	0,213		-0,052	
Emiciteit: overige heterogaam ^a	-0,209	0,152	-0,156	*	-0,154	*
Gemiddelde economische beroepsstatus vaders	0,141	0,067	0,135	*	0,141	*
Absolute verschil economische status vaders	0,011	0,042	0,018	**	0,019	**
Gemiddelde culturele beroepsstatus vaders	0,262	0,059	0,270	**	0,203	**
Absolute verschil culturele status vaders	-0,078	0,046	-0,073		-0,068	
Vader van vrouw heeft hogere culturele status	-0,056	0,059	-0,051		-0,051	
Aantal kinderen in huwelijk (tijdvariërend)	-0,389	0,056			-0,364	**
Gebrek aan sociale steun (z-score)	0,204	0,026				
Meningsverschillen (z-score)	0,323	0,026				
Constante	(meerdere)		-6,348	**	-5,808	**
						0,519

** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$ ^a effecten van godsdienst en emiciteit zijn afwijkingen van het totaalmodel (zogenoemd deviatiecontrast).

Bron: Scheiding in Nederland, 1998.

Tabel 5: De verklaring van de invloed van heterogenie op echtscheiding: discrete gebeurtenissen-analyse, $N=37.399$ paren *jaren uit 2261 paren

	model 4		model 5		model 6	
	effect	standaardfout	effect	standaardfout	effect	standaardfout
Huwelijksduur (tijdvariërend)	0,143	0,011	0,152	0,011	0,154	0,011
Huwelijksduur kwadraat (tijdvariërend)	-0,004	0,000	-0,004	0,000	-0,005	0,000
Jaar - 1943 (tijdvariërend)	0,121	0,022	0,096	0,022	0,100	0,022
Jaar - 1943 kwadraat (tijdvariërend)	-0,001	0,000	-0,001	0,000	-0,001	0,000
Gemiddelde leeftijd bij trouwen	-0,036	0,008	-0,034	0,008	-0,031	0,008
Absolute verschil in leeftijd	0,027	0,009	0,033	0,009	0,026	0,009
Vrouw is ouder (minstens 1 jaar)	0,014	0,057	0,062	0,057	0,088	0,057
Gemiddelde opleiding (in jaren)	-0,015	0,014	-0,006	0,014	-0,011	0,014
Absolute verschil in opleiding (in jaren)	0,013	0,011	0,009	0,011	0,009	0,011
Vrouw heeft hogere opleiding	0,093	0,066	0,049	0,067	0,025	0,067
Gemiddelde economische beroepsstatus	0,041	0,072	0,066	0,071	0,058	0,072
Absolute verschil in economische beroepsstatus	0,004	0,044	-0,012	0,044	-0,014	0,044
Vrouw heeft hogere economische beroepsstatus	0,078	0,066	0,089	0,066	0,078	0,066
Gemiddelde culturele beroepsstatus	-0,012	0,074	-0,055	0,074	-0,031	0,074
Absolute verschil in culturele beroepsstatus	-0,067	0,051	-0,038	0,051	-0,043	0,051
Vrouw heeft hogere culturele beroepsstatus	-0,148	0,059	-0,169	0,059	-0,167	0,059
Godsdienst: beiden geen ^a	0,207	0,055	0,209	0,055	0,219	0,055
Godsdienst: geen - katholiek ^a	0,368	0,077	0,376	0,077	0,352	0,078
Godsdienst: beiden geen ^a	0,119	0,090	0,115	0,089	0,112	0,090
Godsdienst: beiden katholiek ^a	-0,260	0,062	-0,260	0,062	-0,252	0,062
Godsdienst: beiden protestant ^a	0,033	0,131	0,032	0,130	-0,010	0,131
Godsdienst: katholiek - protestant ^a	-0,353	0,089	-0,349	0,089	-0,327	0,089
Godsdienst: beiden protestant ^a	-0,621	0,182	-0,619	0,181	-0,581	0,181
Godsdienst: overige homogeen ^a	0,507	0,104	0,496	0,104	0,488	0,104
Godsdienst: overige heterogeen ^a	-0,165	0,074	-0,166	0,074	-0,149	0,074
Eniciteit: beiden Nederlands ^a	0,109	0,114	0,056	0,112	0,107	0,113
Eniciteit: beiden niet-Nederlands ^a	-0,072	0,078	-0,073	0,079	-0,082	0,078
Eniciteit: overige heterogeen ^a	0,129	0,164	0,184	0,165	0,124	0,164
Gemiddelde economische beroepsstatus vaders	0,123	0,069	0,125	0,069	0,124	0,069
Absolute verschil economische status vaders	0,016	0,061	0,054	0,060	0,043	0,061
Vader van vrouw heeft hogere economische status	0,186	0,076	0,195	0,076	0,179	0,076
Gemiddelde culturele beroepsstatus vaders	-0,063	0,048	-0,080	0,048	-0,076	0,048
Absolute verschil culturele status vaders	-0,040	0,061	-0,074	0,060	-0,064	0,061
Vader van vrouw heeft hogere culturele status	-0,362	0,057	-0,406	0,057	-0,396	0,058
Aantal kinderen in huwelijk (tijdvariërend)	0,265	0,025	0,372	0,026	0,325	0,027
Gebrek aan sociale steun (z-score)	-5,852	0,516	-5,521	0,510	-5,663	0,511
Meningensverschillen (z-score)						
Constante						

** = $p < 0,01$; * = $p < 0,05$
^a effecten van godsdienst en eniciteit zijn afwijkingen van het totaalmodel (zogenaamd deviatiecontrast).
 Bron: S.A.C.H. in Nederland, 1998.

Tabel 6: Evaluatie van de effecten van godsdienstheterogamie uit modellen 1 t/m 6. Kansverhouding van scheiding in het heterogame huwelijk vergeleken met de kansverhouding van scheiding in het homogame type huwelijk.

heterogam huwelijk tussen:	godsdienst	model 1		model 2		model 3	
		beschrijving: afzonderlijk scheidskansen vergeleken met homogame huwelijken in godsdienst van:		beschrijving: multivariaat scheidskansen vergeleken met homogame huwelijken in godsdienst van:		beschrijving: + kinderen scheidskansen vergeleken met homogame huwelijken in godsdienst van:	
		partner 1	partner 2	partner 1	partner 2	partner 1	partner 2
godsdienst partner 1	godsdienst partner 2						
geen	katholiek	meer ** +24 %	meer ** +111 %	meer * +24 %	meer ** +99 %	meer * +23 %	meer ** +97 %
geen	protestant	ns -9 %	meer ** +82 %	ns -9 %	meer ** +71 %	ns -8 %	meer ** +67 %
katholiek	protestant	meer ** +59 %	meer ** +89 %	meer * +42 %	meer ** +66 %	meer * +44 %	meer ** +64 %

heterogam huwelijk tussen:	godsdienst	model 4		model 5		model 6	
		verklaring: sociale steun scheidskansen vergeleken met homogame huwelijken in godsdienst van:		verklaring: meningsverschillen scheidskansen vergeleken met homogame huwelijken in godsdienst van:		verklaring: soc. steun+meningsv. scheidskansen vergeleken met homogame huwelijken in godsdienst van:	
		partner 1	partner 2	partner 1	partner 2	partner 1	partner 2
godsdienst partner 1	godsdienst partner 2						
geen	katholiek	ns +17 %	meer ** +87 %	ns +18 %	meer ** +89 %	ns +14 %	meer ** +83 %
geen	protestant	ns -8	meer ** +60 %	ns -9 %	meer ** +59 %	ns -10 %	meer ** +55 %
katholiek	protestant	ns +34 %	meer * +47 %	ns +34 %	meer * +46 %	ns +27 %	ns +37 %

** = $p < 0.01$; * = $p < 0.05$; ns = niet significant, $p > 0.05$.

Bron: Scheiding in Nederland, 1998.

Etnisch gemengde huwelijken komen niet veel voor in onze gegevens en daarom kunnen we slechts één vorm van heterogame huwelijken bestuderen, tussen een Nederlandse partner en een partner uit het buitenland. Deze blijken een fors hogere scheidingskans te hebben dan homogame huwelijken tussen twee Nederlanders, maar niet af te wijken van huwelijken tussen twee buitenlandse partners. Deze conclusie komt overeen met die van eerdere Nederlandse analyses (Van der Heijdt, 1996).

De laatste vorm van heterogamie die we bekijken betreft die naar sociale herkomst. Hebben partners die uit verschillende sociale milieus komen een grotere scheidingskans? Opnieuw maken we een onderscheid tussen economische en culturele status. Interessant is het in de eerste plaats om te zien dat wanneer man en vrouw uit een milieu komen met een gemiddeld hoge economische status de scheidingskans relatief laag is, terwijl een hoge gemiddelde culturele herkomststatus de scheidingskans juist verhoogt. Dit correspondeert met het bekende onderscheid tussen enerzijds economische elites die cultureel conservatief zijn en scheiding afwijzen, en anderzijds culturele elites met minder traditionele waarden en normen. Wanneer de economische herkomststatus van man en vrouw verschillend is, verhoogt dat de scheidingskans, maar een verschillende culturele status heeft geen invloed op scheiding. In het multivariate model blijven ook deze conclusies onveranderd.

4.2 Gebrek aan overeenkomst in voorkeuren of gebrek aan sociale steun?

In modellen 4 tot en met 6 in tabel 5 worden de twee mogelijke verklaringen van de effecten van heterogamie getoetst. In model 4 wordt het gebrek aan sociale steun toegevoegd aan de modellen, zoals gemeten via de negatieve opmerkingen die mensen in de sociale omgeving hebben gemaakt over de beslissing om te gaan trouwen en over de gekozen partner. In model 5 wordt de overeenkomst in smaak en voorkeuren, zoals gemeten via het aantal meningsverschillen in de begintijd van het huwelijk, in het model opgenomen. In model 6 wordt de geldigheid van beide verklaringen simultaan getoetst. De verschillende modellen laten zien dat het effect van het gebrek aan sociale steun kleiner is dan het effect van de meningsverschillen. Model 6 leent zich het best voor een directe vergelijking van de twee effecten en laat zien dat het effect van meningsverschillen bijna twee keer zo groot is als dat van een gebrek aan sociale steun.

De sterke invloed van leeftijdsheterogamie wordt aanzienlijk teruggebracht in de drie verklarende modellen. Vooral het gebrek aan sociale steun biedt een interpretatie van het effect van leeftijdsheterogamie, want het effect uit model 3 wordt in model 4 verlaagd tot 69 procent van de originele omvang en in model 5 tot 85 procent. Wel moeten we constateren dat het grootste deel van het effect onverklaard blijft.

Het asymmetrische effect van opleidingsheterogamie wordt, zoals we ook verwachtten, beter verklaard door een gebrek aan overeenkomsten in smaak en voorkeuren dan door een gebrek aan sociale steun. Maar liefst 69 procent van het oorspronkelijke effect verdwijnt in model 5, en maar 42 procent in model 4. Blijkbaar zijn er in huwelijken waarin de vrouw hoger is opgeleid dan de man, meer conflicten dan in huwelijken die voldoen aan het tradi-

tionele patroon waarin de man hoger is opgeleid, en leiden die conflicten vervolgens tot een hogere scheidingskans. De effecten van heterogamie naar economische beroepsstatus waren in model 4 al niet meer significant en een verklaringspoging is hier dus niet aan de orde. We constateerden wél dat huwelijken waarin de vrouw een hogere culturele beroepsstatus heeft dan haar man relatief stabiel zijn. Dit effect blijkt in het geheel niet te verdwijnen wanneer de verklarende variabelen in het model worden opgenomen.

Voor de evaluatie van de gevonden effecten van godsdienstheterogamie en de interpretatie daarvan door meningsverschillen en door gebrek aan sociale steun moeten we weer uitwijken naar tabel 6. Eerder constateerden we dat er twee typen heterogame huwelijken zijn die een grotere scheidingskans hebben: huwelijken tussen een niet-godsdienstige en een katholieke partner, en huwelijken tussen een protestantse en een katholieke partner. De resultaten van modellen 4, 5 en 6 laten zien dat deze heterogamie-effecten statistisch niet-significant worden als we de verklarende variabelen in het model opnemen. Hoewel de verklaringspoging daarmee is geslaagd, kunnen we niet precies uitmaken welke verklarende variabele hier het belangrijkste is; het ziet er naar uit dat ze ongeveer even belangrijk zijn.

Terug in tabel 5 zien we dat de kleinere scheidingskans van homogame huwelijken tussen twee Nederlanders slechts gedeeltelijk verdwijnt in modellen 4 en 5. De afname van het effect is gelijk in deze twee modellen en ook hier gaan beide verklaringen dus in gelijke mate op. Het enige heterogamie-effect van sociale herkomst betrof huwelijken waarin de ouders een verschillende economische beroepsstatus hebben. Slechts een klein deel van dit heterogamie-effect is verdwenen in modellen 4, 5 en 6 van tabel 5, en ook hier is de verklaringspoging dus minder geslaagd te noemen.

5. Conclusie

De meeste mensen kiezen voor een partner die sociaal aan hen gelijk is. Toch zijn er ook heterogame huwelijken en in dit artikel hebben we onderzocht in hoeverre zulke atypische huwelijken een grotere kans maken op echtscheiding dan homogame huwelijken. We vatten onze bevindingen samen in twee punten. In de eerste plaats blijken vooral leeftijdsheterogamie, opleidingsheterogamie en bepaalde vormen van godsdienstheterogamie een sterke invloed te hebben op de scheidingskans. Het effect van opleidingsverschillen is asymmetrisch: wanneer de vrouw hoger is opgeleid, zet dat de huwelijksstabiliteit onder druk, terwijl dat niet zo is als de man hoger is opgeleid. De invloed van heterogamie naar sociale herkomst, beroepsstatus en etniciteit is veel minder sterk en in onze analyses vaak niet significant. De hypothese die we hadden opgesteld over sterkere effecten van de toegeschreven kenmerken (godsdienst, etniciteit en sociale herkomst) en zwakkere effecten van de verworven kenmerken (opleiding en beroepsstatus) is daarmee ontkracht.

In de tweede plaats blijkt dat de effecten van opleidingsheterogamie en godsdienstheterogamie redelijk goed kunnen worden verklaard met behulp van de verklarende meetinstrumenten voor een gebrek aan overeenkomst in voorkeuren en een gebrek aan sociale steun. In

mindere mate geldt dit ook voor leeftijdsheterogamie. Ook hier geldt dat er geen systematisch verschillende verklaringen zijn voor de toegeschreven en verworven aspecten van heterogamie. Een gebrek aan overeenkomsten in smaak en voorkeuren en een gebrek aan sociale steun zijn niet aan ofwel toegeschreven dan wel verworven vormen van heterogamie verbonden.

De sterke stijging van het echtscheidingscijfer wordt meestal verklaard uit andere maatschappelijke ontwikkelingen, met name het afnemende specialisatievoordeel van het huwelijk en de ontkerstening en individualisering van de westerse samenleving. De invloed van heterogamie kan op zichzelf nauwelijks een bijdrage leveren aan de verklaring van het gestegen aantal huwelijken dat op een echtscheiding uitloopt – daarvoor is het percentage heterogame huwelijken te klein en is de invloed van heterogamie op echtscheiding te gering. Het is echter wel mogelijk dat paren in de loop van de tijd gevoeliger zijn geworden voor verschillen in leefstijl en smaak. Vrouwen en mannen zijn zich bewust geworden van de kwaliteit van hun relatie en zijn eerder bereid een slecht huwelijk achter zich te laten, zeker nu scheiding sociaal steeds meer geaccepteerd is en vrouwen financieel zelfstandig kunnen zijn buiten het huwelijk.

Of de effecten van de verschillende vormen van heterogamie groter zijn geworden is een onderzoeksvraag die nog niet aan de orde is geweest, omdat de echtscheidingscijfers pas sinds twintig of dertig jaar hoog genoeg zijn om trends te kunnen bepalen. Zulk trendonderzoek is echter een logische volgende stap van het hier gepresenteerde onderzoek. Ook om meer wetenschappelijke redenen is trendonderzoek relevant. Historische trends in intergenerationale mobiliteit en homogamie vertellen in hoeverre een samenleving een ontwikkeling meemaakt naar meer openheid of meer geslotenheid en vertellen ook welke de belangrijke sociale scheidslijnen in een samenleving zijn en worden. Onderzoek naar trends in de effecten van heterogamie op echtscheiding geeft een nieuwe indicator voor veranderingen in sociale scheidslijnen.

Noten

1. Ten tijde van het onderzoek waarover in dit artikel wordt gerapporteerd was Jacques P.G. Janssen onderzoeker in opleiding bij de Sectie Sociologie/ICS, Katholieke Universiteit Nijmegen. Momenteel is hij als statistisch onderzoeker verbonden aan het Centraal Bureau voor de Statistiek. Paul M. de Graaf is universitair hoofddocent bij de Sectie Sociologie/ICS, Katholieke Universiteit Nijmegen. Correspondentieadres: J.P.G. Janssen, CBS, Postbus 4481, 6401 CZ Heerlen. E-mail: jjss@cbs.nl. Het onderhavige onderzoek is onderdeel van het door NWO/ESR gesubsidieerde aandachtsgebied "Oorzaken en gevolgen van echtscheiding in Nederland sinds de jaren veertig" (510-05-0602 t/m 0606). Eerdere versies van dit artikel werden gepresenteerd op de volgende conferenties: *BSA Annual Conference*, York, Verenigd Koninkrijk, 17-20 april 2000; *Sociaal-Wetenschappelijke Studiedagen*, Amsterdam, 2-3 mei 2000; *Conference at the 50th anniversary of RC28*, Libourne, Frankrijk, 11-14 mei 2000; als deel van een presentatie op de *Annual Meeting of the CFR*, Uppsala, Zweden, 20-23 juni 2000. Wij danken de leden van het Seminar *Scheiding in Nederland* en van de SISWO-werkgroep *Ongelijkheid en Levensloop* voor hun commentaar op eerdere versies.
2. Het zou beter zijn de interactietermen tussen het hebben van een kind en de verschillende vormen

van heterogamie expliciet in het model op te nemen. Hier niet gepresenteerde analyses wijzen er inderdaad op dat de effecten van heterogamie niet of nauwelijks verschillen voor paren met en zonder kinde-

ren. In het proefschrift van de eerste auteur zal hier nader op worden ingegaan.

3. Ook hier zal in het proefschrift van de eerste auteur nader op worden ingegaan.

Literatuur

- Allison, P.D. (1984). *Event history analysis. Regression for longitudinal event data*. Londen: Sage.
- Becker, G.S. (1981). *A treatise on the family*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Becker, G.S., Landes, E.M. & Michael, R.T. (1977). An economic analysis of marital instability. *Journal of Political Economy*, 85, 1141-1187.
- Blau, P.M. & Duncan, O.D. (1967). *The American occupation structure*. New York: Wiley and Sons.
- Blau, P.M. & Schwartz, J.E. (1984). *Crosscutting social circles: Testing a macrostructural theory of intergroup relations*. Orlando, Fl., etc.: Academic Press.
- Bourdieu, P. (1979). *Distinction*. London: Routledge.
- Bumpass, L.L. & Sweet, J.A. (1972). Differentials in marital instability: 1970. *American Sociological Review*, 37, 754-766.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) (1997a). Echtscheidingen, 1992-1996. *Maandstatistiek van de Bevolking*, 45, 59-66.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) (1997b). Huwelijksluitingen, 1992-1996. *Maandstatistiek van de Bevolking*, 45, 51-56.
- Dumon, W.A. & Kooy, G.A. (1983). *Echtscheiding in België en Nederland*. Deventer: Van Loghum Slaterus.
- Ganzeboom, H.B.G. (1988). *Leefstijlen in Nederland: een verkennende studie*. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Graaf, P.M. de & Kalmijn, M. (1995). Culturele en economische beroepsstatus; een evaluatie van subjectieve en objectieve benaderingen. *Mens en Maatschappij*, 70, 152-165.
- Hendrickx, J.A.M. (1994). *The analysis of religious assortative marriage: An application of design techniques for categorical models*. Amsterdam: Thesis.
- Heijdt, J. van der (1996). Gemengde huwelijken lopen vaker stuk. *Maandstatistiek van de Bevolking*, 96/6.
- Hondius, D. (1999). *Gemengde huwelijken, gemengde gevoelens. Aanvaarding en ontwikkeling van etnisch en religieus verschil in Nederland sinds 1945*. Den Haag: SDU.
- Hoog, C. de (1982). *Partnerselectie bij huwelijksluiting in Nederland*. Wageningen: Landbouwuniversiteit Wageningen.
- Janssen, J.P.G., Graaf, P.M. de & Kalmijn, M. (1999). Heterogamie en echtscheiding: Een analyse van Nederlandse registergegevens 1974-1994. *Bevolking en Gezin*, 28, 35-57.
- Janssen, J.P.G., Poortman, A., Graaf, P.M. de & Kalmijn, M. (1998). De instabiliteit van huwelijken en samenwoonrelaties in Nederland. *Mens & Maatschappij*, 72, 4-26.
- Kalmijn, M. (1991). Shifting boundaries: trends in religious and educational homogamy. *American Sociological Review*, 56, 786-800.
- Kalmijn, M. (1998). Intermarriage and homogamy: causes, patterns, trends. *Annual Review of Sociology*, 24, 395-421.

- Kalmijn, M., Graaf, P. de & Uunk, W. (1999). *Codeboek Scheiding in Nederland 1998*. Utrecht: Vakgroep Sociologie.
- Poortman, A. & Kalmijn, M. (2000). De arbeidspositie van de vrouw en de kans op echtscheiding: een representatieve studie van huwelijken gesloten in de periode 1943-1997. [Ongepubliceerd paper]. Utrecht.
- Smeenk, W. (1998). *Opportunity and marriage. The impact of individual resources and marriage market structure on the when and whom of first marriage in the Netherlands*. Amsterdam: Thela Thesis.
- Tzeng, M.-S. (1992). The effects of socioeconomic heterogamy and changes on marital dissolution for first marriages. *Journal of Marriage and the Family*, 54, 609-619.
- Tzeng, J.M. & Mare, R.D. (1995). Labor market and socioeconomic effects on marital stability. *Social Science Research*, 24, 329-351.
- Uunk, W. (1996). *Who marries whom? The role of social origin, education and high culture in mate selection of industrial societies during the twentieth century*. Dissertatie Katholieke Universiteit Nijmegen.
- Vossen, A.P. (1999). Preferences of young adults regarding their partner's age: Specific patterns and the underlying argumentation. Results from a Dutch survey. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 24, 65-85.
- Wagner, M. (1993). Soziale Bedingungen des Ehescheidungsrisikos aus der Perspektive des Lebensverlaufs. In A. Diekmann & S. Weick (Red.), *Der Familienzyklus als sozialer Prozeß* (pp. 372-393). Berlin: Dunker & Humblot.