



Statistische Trends

Trouwen, kinderen krijgen en (echt)scheiden naar opleidingsniveau

Demografische beslissingen binnen huishoudens
aan het begin van de 21e eeuw

Ruben van Gaalen (CBS/Universiteit van Amsterdam)
Kirsten van Houdt (Universiteit van Amsterdam)
Anne-Rigt Poortman (Universiteit Utrecht)

2019

Inhoud

- 1. Inleiding 3**

- 2. Data en methoden 5**

- 3. Resultaten 6**
 - 3.1 Beschrijvende analyses 7
 - 3.2 Multivariate survivalanalyses 10

- 4. Conclusie en discussie 14**
 - 4.1 Conclusie 14
 - 4.2 Discussie 15

- 5. Literatuurlijst 15**

- Technische toelichting 17
- Bijlage 20

Een huwelijk vergroot de kans op een eerste kind, terwijl de geboorte van een eerste kind onder samenwoners de kans om vervolgens te trouwen verkleint. Dit geldt voor alle opleidingsniveaus. De kans op een eerste 'buitenechtelijk' kind onder laag-/middelbaar opgeleiden is groter dan gemiddeld. Verder zijn laag-/middelbaar opgeleiden vaker geneigd uit elkaar te gaan, ongeacht of zij gehuwd waren of niet. Vooral ongehuwde laag-/middelbaar opgeleide ouders blijken vaker uit elkaar te gaan dan ongehuwde hoogopgeleide ouders. Het huwelijk of ouderschap verkleint vooral de kans op scheiding onder hoogopgeleide paren. In dit artikel wordt beschreven hoe de samenhang tussen demografische transitie, zoals trouwen, kinderen krijgen en (echt)scheiden, verschilt naar opleidingsniveau.

1. Inleiding

In westerse samenlevingen komen ongehuwd samenwonen, buitenechtelijke geboorten en (echt)scheiding vaker voor in de lagere dan in hogere sociale milieus (De Graaf en Kalmijn, 2006; Perelli-Harris et al., 2012). In de Verenigde Staten is vastgesteld dat dit de ongelijkheid tussen kinderen van verschillende sociale lagen vergroot (Amato, Booth McHale en Van Hook, 2015; McLanahan, 2004). Zo heeft een scheiding vaak nadelige gevolgen voor de kinderen (Amato, 2010). De ontwikkelkansen van kinderen van laag-/middelbaar opgeleide ouders zijn lager ten opzichte van leeftijdsgenoten met hoogopgeleide ouders. Als zij een verhoogd risico hebben om ook een scheiding mee te maken, vormt dit een extra nadeel voor de betrokken kinderen. Het gevolg is wat McLanahan (2004) de hypothese van de *diverging destinies*, de uiteenlopende lotsbestemming, noemde. In dit artikel wordt, naar opleidingsniveau, in kaart gebracht welke demografische beslissingen worden genomen.

In het meeste onderzoek naar de onderwijsgradiënt in demografisch gedrag ligt de nadruk op *afzonderlijke* gebeurtenissen of statussen zoals ongeplande zwangerschap (Musick, 2002), zwanger worden binnen een samenwoonrelatie (Perelli-Harris et al., 2012; Perelli-Harris et al., 2010), het huwelijk (Kalmijn, 2013; De Graaf en Kalmijn, 2006) of echtscheiding (Härkönen en Dronkers, 2006; Matysiak et al., 2014). De belangrijkste bijdrage van deze studie is het in kaart brengen van de onderwijsgradiënt met betrekking tot de samenhang tussen de drie belangrijkste demografische beslissingen voor paren: wel of niet een kind krijgen, wel of niet trouwen, en de relatie verbreken of bij elkaar blijven (Jalovaara, 2012; Kravdal, 1999). Eerder onderzoek heeft aangetoond dat er in Nederland in recente cohorten een negatieve onderwijsgradiënt is wat betreft de keuze om te gaan samenwonen (Manting, 1996), relatieontbinding onder gehuwden en buitenechtelijke geboorten (De Graaf en Kalmijn, 2006; Perelli-Harris et al., 2010). Door te kijken naar de onderlinge samenhang tussen deze demografische gebeurtenissen, is het mogelijk om inzicht te krijgen in cumulatieve voor- en nadelen over de levensloop voor mensen met een verschillend opleidingsniveau. Er is gebruik gemaakt van longitudinale administratieve gegevens waarmee een volledig cohort van paren wordt gevolgd. Dat is gedaan vanaf de dag dat ze samen zijn gaan wonen, gedurende een periode van 15 jaar van hun demografische levensloop.

De traditionele volgorde van levenstransities, waarin het huwelijk min of meer samenvalt met het samen gaan wonen, gevolgd door het krijgen van kinderen, is in grote lijnen vervangen door een gedestandaardiseerde levensloop (Van Gaalen et al., 2013; Amato et al., 2015). Historisch gezien vond demografisch gedrag als kinderen krijgen buiten het huwelijk en echtscheiding vooral plaats in de lagere sociale milieus, gerelateerd aan hun relatief achtergestelde sociaaleconomische levensomstandigheden (Hareven, 1991). Tot ver in de 19e eeuw konden gezinnen uit de lagere sociale klassen zich geregeld eenvoudigweg geen gezamenlijk huishouden veroorloven of vielen uiteen omdat mannen gedwongen werden te migreren voor werk. Daarnaast hadden armere mensen een grotere kans om jong te sterven, wat dan de reden van huwelijksontbinding was. In de periode vanaf het einde van de 19e eeuw tot aan de Tweede Wereldoorlog nam de (kinder-)sterfte af en daarmee nam de gezinsstabiliteit toe. Een vooral kort na de oorlog, in de tijd van economische wederopbouw en voorspoed werd het knusse gezin, een gehuwd echtpaar dat meerdere kinderen grootbracht, de hoeksteen van de Nederlandse samenleving. Dit ideaalbeeld werd min of meer door alle lagen van bevolking gedragen (Van Poppel en Willekens, 1985).

Echter, sinds de Tweede Demografische Transitie (SDT) halverwege de jaren zestig, werd de gedestandaardiseerde levensloop in toenemende mate gebruikelijk onder hoogopgeleiden. Deze groep kreeg steeds vaker kinderen zonder te trouwen en ook echtscheiding werd normaler (Van de Kaa, 1987; Lesthaeghe, 2002; Perelli-Harris et al., 2010). In de literatuur over de SDT worden hoogopgeleiden vaak als de progressieve voorhoede gezien; de verwachting is dan dat wat aanvankelijk als progressief werd gezien uiteindelijk normaal wordt voor de samenleving als geheel (Lesthaeghe, 2002). Met het versoepelen van sociale normen en regelgeving omtrent gezinsvorming en -ontbinding is de binding aan een relatie meer en meer een privékwestie geworden die sterker afhangt van individuele hulpbronnen en economische omstandigheden. Deze binding verschilt mogelijk tussen stellen van verschillend opleidingsniveau.

Over het algemeen wordt aangenomen dat het besluit om te trouwen of kinderen te krijgen positief samenhangt met een verhoogde relatiebetrokkenheid en dus een verlaagde kans op relatieontbinding. Het huwelijk en het krijgen van het eerste kind kunnen gezien worden als belangrijke, geplande markeringen van een toegenomen toewijding aan de relatie. Gemiddeld genomen neemt de kans toe om kinderen te krijgen wanneer een stel in het huwelijksbootje stapt; zowel het huwelijk als het krijgen van kinderen zullen op hun beurt de kans op een scheiding verkleinen. Daarnaast wordt samenwonen meer en meer gezien als een belangrijke fase voorafgaand aan het huwelijk (Liefbroer en Dourleijn, 2006; Manting, 1996). Samenwoners lopen wel een hoger risico om uit elkaar te gaan dan gehuwden (Liefbroer en Dourleijn, 2006; Perelli-Harris et al., 2012; Perelli-Harris et al., 2010). Hoewel de meeste samenwoners van plan zijn om uiteindelijk te trouwen (CBS, 2009), is het een heterogene groep. Uit recent Nederlands kwalitatief onderzoek blijkt dat onder hoogopgeleiden ongehuwd samenwonen als een test voor het huwelijk werd gezien (Hiekel en Keizer, 2015). Wanneer een stel ook op de langere termijn niet wenste te trouwen, dan werd samenwonen ervaren als het ultieme teken van liefde, als de 'zuivere' relatie die geen wettelijke afspraken nodig heeft. Onder Nederlanders met een lagere opleiding werd het belang van het daadwerkelijk traditioneel en uitbundig vieren van het huwelijk met name genoemd. De resultaten van Hiekel en Keizer (2015) suggereren dat samenwonen voor laag-/middelbaar opgeleiden vaker gedreven lijkt te zijn door praktische redenen, bijvoorbeeld dat ze het 'huwelijksfeest' (nog) niet kunnen financieren, terwijl het voor hoogopgeleiden vaker een bewuste keuze voor het samenwonen lijkt te zijn. Een ander verschil naar opleiding is mogelijk

dat een lagere opleiding vaak samengaat met het op jongere leeftijd doormaken van demografische gebeurtenissen zoals samenwonen, trouwen en ouderschap; de onderwijsloopbaan is immers korter en de arbeidsmarkt wordt op jongere leeftijd betreden.

Samenvattend wordt verwacht dat de grote veranderingen in relaties, zoals trouwen en kinderen krijgen, sterkere markeringen zijn van relatiebetrokkenheid naarmate stellen hoger zijn opgeleid. Daarom zou het kunnen dat deze transities onder hoogopgeleiden zowel sterker *aan elkaar* gerelateerd zijn als sterker negatief samenhangen met de kans op (echt)scheiding dan onder laag-/ middelbaar opgeleiden.

2. Data en methoden

Voor de analyses zijn alle personen geselecteerd die in het jaar 2000 in Nederland gingen samenwonen, al dan niet gehuwd. Deze stellen zijn tot 2015 gevolgd. De gegevens zijn afkomstig van het Stelsel van Sociaal-statistische Bestanden (SSB) dat wordt samengesteld en beheerd door het CBS. Het SSB is een geïntegreerd, longitudinaal systeem van registers en enquêtes, met de belangrijkste sociaaleconomische en demografische variabelen van de geregistreerde bevolking van Nederland (Bakker, Van Rooijen en Van Toor, 2014). Het bevolkingsregister (Basisregistratie Personen, BRP) vormt de ruggengraat van het SSB en is de belangrijkste bron van informatie over individuele demografische trajecten. Het bevat niet alleen tijdconstante variabelen, zoals geslacht, geboortjaar en migratieachtergrond, maar ook uitgebreide informatie over het huishouden, huwelijk en ouderschap. Samenwonen als zodanig is niet officieel geregistreerd in het bevolkingsregister. Het bevolkingsregister bevat echter nauwkeurige informatie over alle inwoners van elke woning, en daarvan afgeleid, het zogenaamde SSB-Partner-bestand. Dit laatste omvat alle samenwoonrelaties van alle partners, al dan niet gehuwd.

Afhankelijke variabelen

Huwelijk. Burgerlijke staat wordt als afhankelijke en als onafhankelijke variabele gebruikt. Daarbij zijn tijdsintervallen van één jaar gebruikt. Dat betekent dat de variabele, op basis van de huwelijksdatum, de waarde 0 heeft voor elk jaar waarin het huwelijk of geregistreerd partnerschap niet heeft plaatsgevonden en de waarde 1 zodra de verbintenis is aangegaan in dat observatiejaar. Geregistreerd partnerschap en huwelijk zijn gelijk behandeld, gezien de vergelijkbare juridische verbintenis en regelgeving die beide contracten met zich meebrengen. Wanneer dit als onafhankelijke variabele werd gebruikt, is een *lagged* (dus steeds één jaar eerder gemeten) variabele geconstrueerd.

Eerste kind. Eerste ouderschap wordt ook zowel als afhankelijke en als onafhankelijke variabele gebruikt, welke de waarde 1 aanneemt zodra de bevalling heeft plaatsgevonden in het observatiejaar. Dat gebeurt aan de hand van het geboortjaar en de geboortemaand van het eerste kind van het paar. Als onafhankelijke variabele is een *lagged* variabele voor de aanwezigheid van het eerste kind gemaakt: vanaf een maand na de geboorte wordt dit in het model meegenomen.

(Echt)scheiding. Een relatie wordt als ontbonden beschouwd wanneer partners niet langer geregistreerd staan op hetzelfde adres. Dat betekent dat de datum van officiële echtscheiding in het geval van een huwelijk niet in acht wordt genomen: de juridische procedure van een echtscheiding kan een lange periode bestrijken en het moment van vertrek uit het gezamenlijke huis is een meer accurate indicator voor het einde van de relatie. Soms was sprake van korte pauzes in de periode dat partners op hetzelfde adres waren geregistreerd. In de meeste gevallen is dit slechts het resultaat van de administratieve handeling om zich na een verhuizing te registreren op een nieuw adres: een van de partners gaat een paar dagen later naar het gemeentehuis om de verhuizing door te geven dan de andere partner. Op basis van gevoeligheidsanalyses is het volgende besloten: wanneer partners langer dan 45 dagen niet op hetzelfde adres waren geregistreerd, is aangenomen dat de relatie is beëindigd.

Opleidingsniveau paren

Voor het hoogst behaalde opleidingsniveau is gebruik gemaakt van de versie van september 2013. Helaas zijn deze data niet compleet: voor sommige mensen is niet bekend welke opleiding ze hebben bereikt (40 procent). Dit is vooral het gevolg van het feit dat slechts recent (2002) de registratie van alle soorten onderwijs beschikbaar kwam (Linder, Van Roon en Bakker, 2012). Voor die tijd werd alleen het hoger onderwijs geregistreerd. Het simpelweg negeren van de gevallen met ontbrekende waarden zou daarom leiden tot een onevenredig groot aantal hoogopgeleide paren in de resterende groep. Daarom is gebruik gemaakt van de kennis dat het hoger onderwijs systematisch is geregistreerd voor de onderzoekspopulatie: als iemands opleiding onbekend is, staat vast dat deze persoon geen hoger onderwijs heeft voltooid. Op deze wijze kon iedereen aan de tweedeling hoger onderwijs of niet (dus laag- of middelbaar opgeleid) worden toebedeeld. Tot het hoger onderwijs behoren het hoger beroepsonderwijs (hbo) en het wetenschappelijk of universitair onderwijs (wo). Vervolgens konden de koppels in drie (tijdsconstante) groepen worden onderverdeeld: (1) beide laag-/middelbaar opgeleid, (2) één laag-/middelbaar opgeleid, één hoogopgeleid en (3) beiden hoogopgeleid.

Deze categorisering kan effecten van homogamie introduceren: partners met dezelfde opleidingsniveaus hebben mogelijk stabielere relaties. Afzonderlijke modellen op basis van enkel het opleidingsniveau van de vrouwelijke partner en modellen met enkel de opleiding van de mannelijke partner gaven vergelijkbare resultaten.

In de technische toelichting achter in dit artikel wordt nader ingegaan op de selectie van paren, de methode en de overige onafhankelijke (controle)variabelen.

3. Resultaten

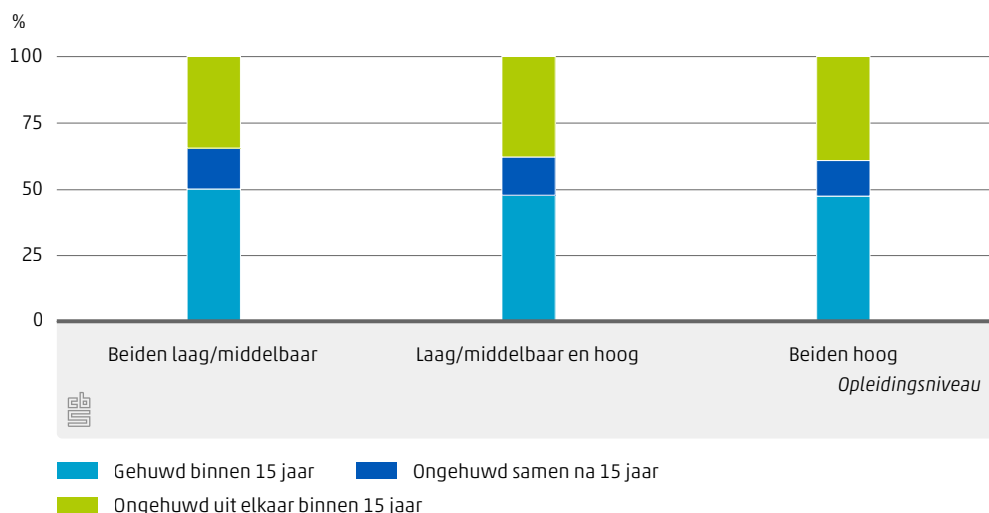
In deze paragraaf komen eerst de drie demografische gebeurtenissen, trouwen, kinderen krijgen en uit elkaar gaan, afzonderlijk aan bod. Vervolgens wordt ingegaan op de samenhang tussen deze gebeurtenissen. De verschillen naar opleidingsniveau staan hierbij centraal.

3.1 Beschrijvende analyses

Het blijkt dat gemiddeld 49 procent van de stellen kort vóór of gedurende de 15-jarige periode trouwde, dat 15 procent na 15 jaar ongehuwd samenwoont en dat 36 procent ongehuwd uit elkaar ging (grafiek 3.1.1). Degenen die trouwden gedurende die 15 jaar kunnen natuurlijk ook alsnog uit elkaar gaan, maar dat wordt pas in een later stadium bekeken. De laagst opgeleiden zijn uiteindelijk iets vaker gehuwd en gaan ook het minst vaak uit elkaar. Overigens is een niet gering percentage (9 procent) van de stellen al vanaf het begin dat ze een gezamenlijk huishouden voeren, getrouwd. Dat geldt vaker voor laagopgeleiden (11 procent) dan voor de middelste groep (6,5 procent) en de hoogst opgeleiden (ruim 4 procent). Na de periode van 15 jaar, wanneer wij de paren niet langer observeren, kunnen ze uiteraard ook nog uit elkaar gaan. Op het doormaken van beide events, trouwen en uit elkaar gaan, wordt nader ingegaan bij de multivariate analyse. Ongeveer de helft van alle stellen is na 15 jaar nog bij elkaar. Hoogopgeleiden gaan iets sneller uit elkaar, maar de groepen lopen uiteindelijk naar elkaar toe.

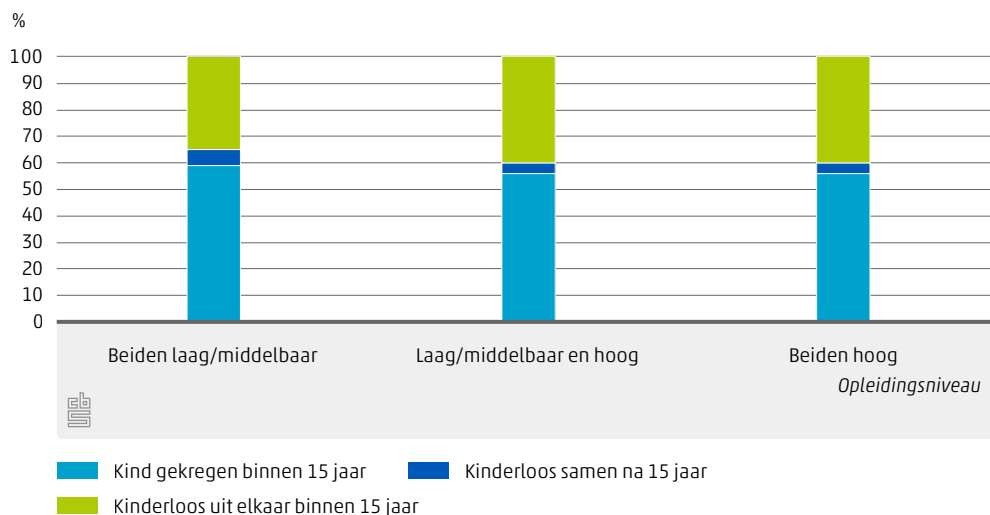
Gedurende de observatieperiode kreeg gemiddeld 58 procent van de stellen een eerste kind en was 5 procent gedurende de hele periode kinderloos bij elkaar (grafiek 3.1.2). De laagst opgeleiden krijgen iets vaker een kind in de periode van 15 jaar (59 versus 56 procent). Degenen met een kind kunnen eventueel nog wel uit elkaar gaan, maar dat wordt later in dit artikel besproken. De samenhang tussen ouderschap en uit elkaar gaan staat ook in de multivariate analyse centraal.

3.1.1 Gehuwd, ongehuwd uit elkaar of ongehuwd samen



Op basis van de resultaten in grafiek 3.1.1 en 3.1.2 kan nog niets gezegd worden over een mogelijke onderwijsgradiënt wat betreft de samenhang tussen de drie demografische beslissingen. Grafiek 3.1.3 toont een Kaplan-Meier-survivalschatting het verloop in het aandeel intacte relaties naar opleidingsniveau. Hoogopgeleiden gaan iets sneller uit elkaar, maar de groepen lopen uiteindelijk naar elkaar toe.

3.1.2 Kind gekregen, kinderloos uit elkaar of kinderloos samen

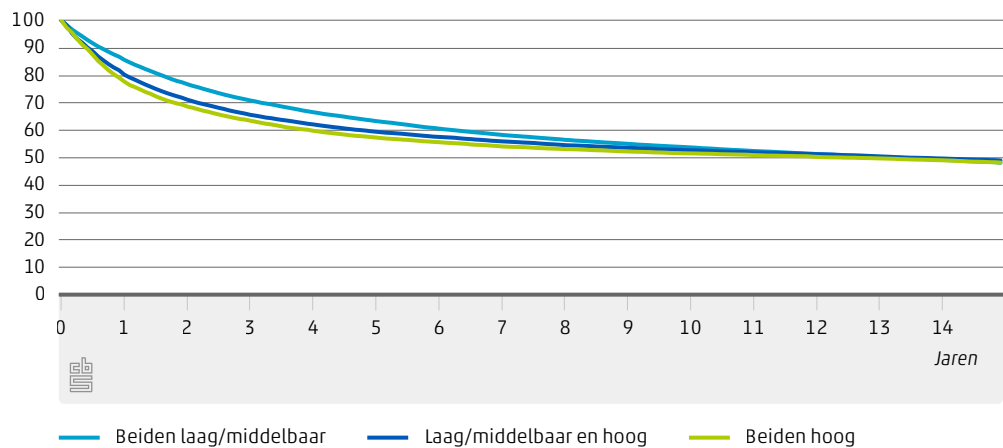


In grafiek 3.1.4 wordt duidelijk dat vooral ongehuwd samenwonende stellen zonder kinderen een grote kans hebben uit elkaar te gaan: gemiddeld 94 procent van deze stellen gaat uit elkaar, meestal in de eerste jaren van samenwonen. Samenwoonrelaties lijken door veel mensen gezien te worden als testfase, waarin vooralsnog geen grote beslissingen (huwen, kind krijgen) worden genomen. Onder deze groep is geen sprake van een sterke onderwijsgradiënt. Samengevat kan worden gesteld dat wanneer mensen bij elkaar blijven ze meestal gaan trouwen en/of samen ouders worden.

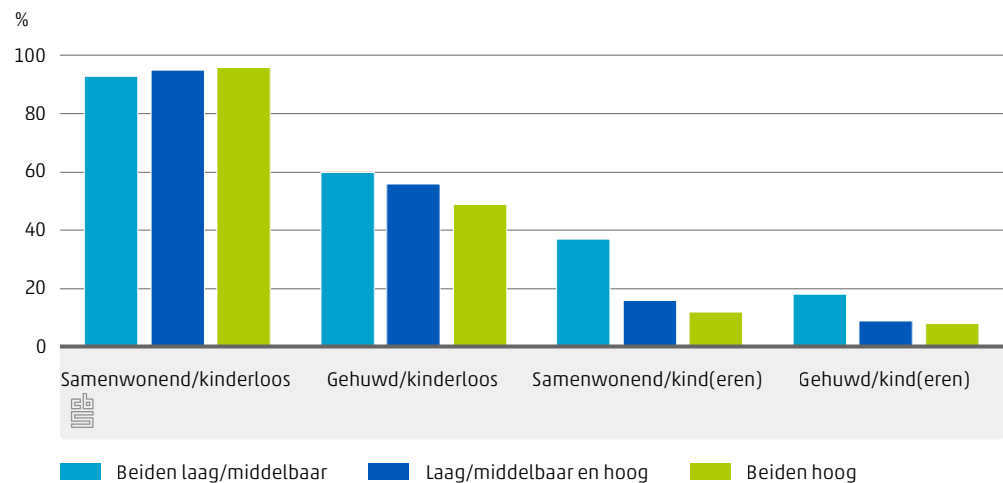
Als mensen wel trouwden maar nog geen kinderen kregen, is de kans op relatieontbinding eveneens groot: gemiddeld 58 procent. De relatie van hoogopgeleide kinderloze stellen zijn relatief stabiel. Verder valt op dat bijna een derde van de ongehuwde stellen die al wel een kind kregen, uit elkaar gaan. Het verschil tussen de onderwijsgroepen is hier het grootst: 37 procent van de niet-gehuwde laag-/middelbaar opgeleiden met minstens één kind ging uit elkaar, tegen slechts 12 procent onder de hoogst opgeleiden. Ongehuwde laagopgeleide ouders vormen blijkbaar de meest kwetsbare groep binnen de totale groep ouders met kinderen. De meest stabiele groep wordt gevormd door getrouwden met kind(eren): slechts 14 procent van deze stellen maakt een echtscheiding mee. Ook hier is sprake van een relatief groot opleidingsverschil: 18 procent van de laag-/middelbaar opgeleiden ging uit elkaar, terwijl het percentage hoogopgeleiden minder dan de helft daarvan bedraagt.

Grafiek 3.1.5 geeft het verloop weer gedurende een periode van 15 jaar van de verschillende mogelijke combinaties van burgerlijke staat en ouderschap onder paren die nog bij elkaar zijn. Daarnaast is het aandeel dat uit elkaar ging weergegeven. Voor deze grafiek is vanwege de duidelijkheid alleen gekozen voor de twee uiterste opleidingscategorieën. Laag-/middelbaar opgeleide paren blijken sneller te trouwen en kinderen te krijgen dan hoogopgeleiden. Aan het eind van het eerste jaar is 18 procent van de laag-/middelbaar opgeleide stellen getrouwd en nog kinderloos, tegen 8 procent van de hoogopgeleiden. Een klein deel van de laag-/middelbaar opgeleide stellen heeft, al dan niet gehuwd, een kind, tegen 0 procent van de hoogopgeleiden. Na drie jaar is procentueel de grootste toename te zien bij, vooral informele, scheidingen: 17 procent van de laag-/middelbaar opgeleide stellen tegen 22 procent van de hoogopgeleiden. Daarna nemen scheidingen gradueel toe. Hoogopgeleide stellen gaan iets sneller uit elkaar. Na vijftien jaar zijn de verschillen tussen de twee opleidingscategorieën niet groot meer wat betreft het aandeel met of zonder kind, gehuwd of ongehuwd, dan wel uit elkaar. Dit sluit aan bij de voorgaande grafieken.

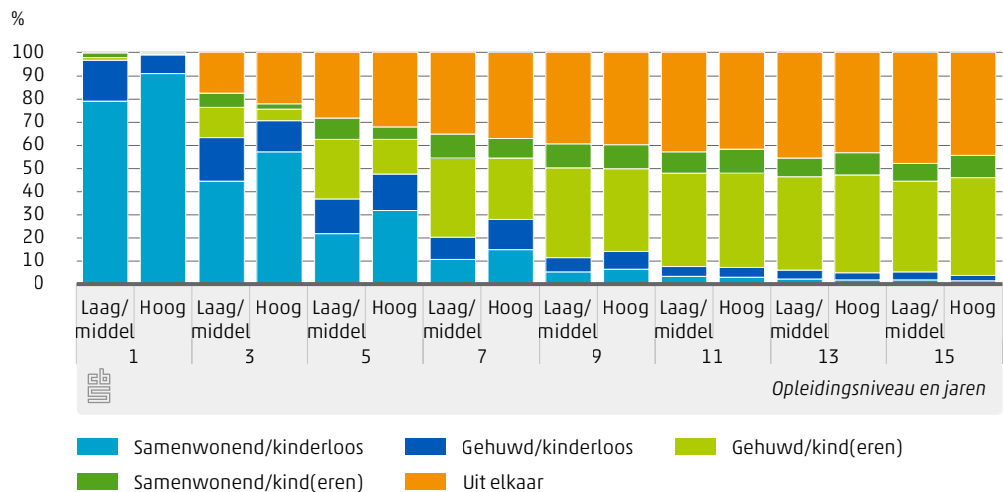
3.1.3 Verloop aandeel bij elkaar gedurende 15 jaar, naar opleidingsniveau



3.1.4 Uit elkaar gaan binnen 15 jaar, naar burgerlijke staat, ouderschap en opleidingsniveau



3.1.5 Wel of niet bij elkaar over een periode van 15 jaar, naar opleidingsniveau



3.2 Multivariate survivalanalyses

Het kan zijn dat er andere factoren meespelen in de waargenomen, beschrijvende verschillen. Laag-/middelbaar opgeleiden zijn relatief jong en mogelijk spelen sociaal-economische kenmerken zoals inkomen, al dan niet werkzaam, een uitkering of ziekte, een rol. Verder kan timing belangrijk zijn, evenals de interactie tussen de verschillende demografische beslissingen. Om hierover uitsluitsel te kunnen geven, dienen de gevonden beschrijvende resultaten te worden getoetst met een multivariaat survivalmodel. Bij het bespreken van de resultaten van de multivariate survivalanalyses ligt de nadruk op de verschillen tussen de laagst en de hoogst opgeleide paren. De middelste onderwijs-categorie ligt altijd daartussenin, hoewel meestal iets meer lijkend op de hoogst opgeleide categorie. Met de multivariate analyses worden de veronderstelde onderwijsverschillen in de kans of neiging om te trouwen, een eerste kind te krijgen of uit elkaar te gaan, onderzocht.

De tabellen B1-B3 in de bijlage tonen de resultaten van drie sets van discrete-tijd-regressieanalyses, waarbij achtereenvolgens de waarschijnlijkheid wordt geschat dat samenwonende paren trouwen, hun eerste kind krijgen of scheiden. Dit zijn in feite survivalanalyses waarin de invloed van tijd constant wordt gehouden en waarbij tevens gecontroleerd wordt voor demografische en socio-economische achtergrondvariabelen en relevante interactietermen worden toegevoegd.

De resultaten van de analyses worden weergegeven in de vorm van odds ratio's (OR). De OR is geen kans maar een relatieve kansverhouding van een categorie ten opzichte van de referentiecategorie. Een voorbeeld is de verhouding tussen hoogopgeleiden en laag-/middelbaar opgeleiden voor wat betreft de kans om te huwen.

Hier ligt de focus op de resultaten met betrekking tot de verwachte onderwijsverschillen in de drie demografische overgangen. Dit zijn dus steeds de laatste (tweeweginteractie) modellen in de tabellen B1-B3 (drie varianten van model 4). Voor de hoofdeffecten van opleiding wordt soms verwezen naar andere modellen in deze tabellen.

Om de interpretatie van de interactiemodellen te vereenvoudigen, zijn lineaire voorspellingen van de transitiekans berekend. In de modellen over relatieontbinding zijn ouderschap en burgerlijke staat in één enkele variabele gecombineerd: samenwonend/kinderloos, gehuwd/kinderloos, gehuwd/kind(eren), samenwonend/kind(eren). In de berekeningen van de lineaire voorspellingen worden alle andere covariaten ingesteld op gemiddelde waarden.

Alle paren die tot de zogenaamde risico-set behoren (nog ongehuwd, kinderloos of nog samen) worden meegenomen in de analyses, zolang ze samen op één adres wonen. Mogelijk vormen stellen die uit elkaar gaan of die juist altijd bij elkaar zijn gebleven selectieve groepen voor wat de kans op een huwelijk of een eerste kind betreft. De gevonden opleidingsverschillen zijn mogelijk daar op terug te voeren. Daarom zijn twee afzonderlijke analyses (met huwelijk en geboorte als afhankelijke variabele) uitgevoerd op de populatie van paren die de gedurende die 15 jaar bij elkaar zijn gebleven. Dit leidde echter tot vergelijkbare resultaten wat erop wijst dat de gevonden verschillen naar opleidingsniveau zowel voor stellen gelden die bij elkaar blijven als voor hen die uit elkaar gaan.

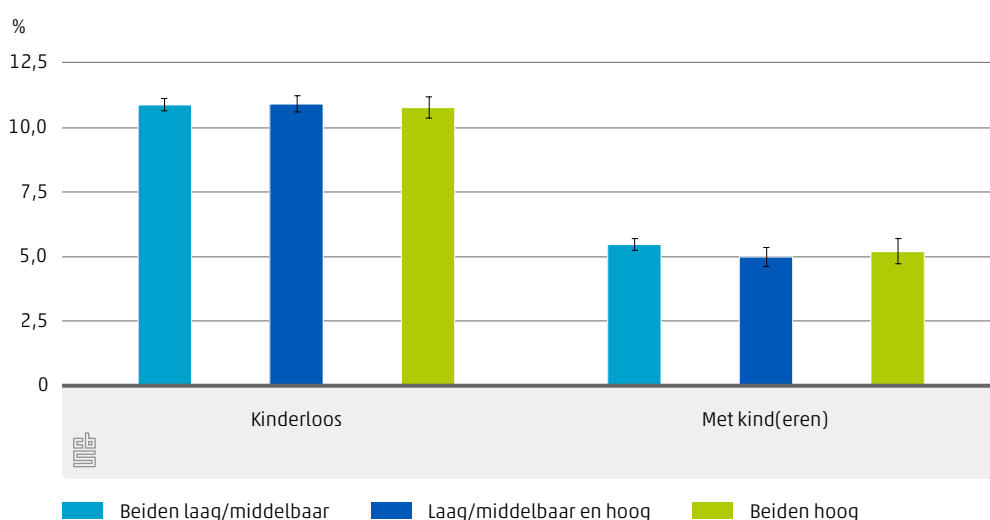
Statistische significantie met behulp van populatiegegevens

Meestal worden t-waarden gerapporteerd om te bepalen of effecten relevant genoeg zijn. Het databestand dat in deze analyse wordt gebruikt, is echter zo groot dat ook een zeer klein verschil al gemakkelijk significant lijkt te zijn volgens conventionele normen ($t > 1,96$; $p < 0,05$). Analoog aan eerder werk van Steenhof en Liefbroer (2008) met behulp van het SSB, zijn vier klassen van significantie onderscheiden: effecten met t-waarden onder 2 worden als 'verwaarloosbaar' beschouwd, t-waarden tussen 2 en 10 zijn 'zwak', t-waarden tussen 10 en 20 'redelijk', en t-waarden groter dan 20 'sterk'.

Trouwen

Zoals eerder genoemd trouwen laag-/middelbaar opgeleiden relatief gezien vaker voordat ze een huishouden gaan delen. Maar van alle ongehuwd samenwonende paren gaan laag-/middelbaar geschoolden uiteindelijk bijna net zo vaak trouwen als stellen uit de beide andere onderwijscategorieën (tabel B1, model 3: laag/middelbaar en hoog: 0,99 en beiden hoog: 0,98) verschillen beiden niet significant van de referentiecategorie beiden laag/middelbaar). Verder bevestigt de analyse het algemene idee dat als een ongehuwd stel een eerste kind krijgt, daarmee de kans om te trouwen kleiner wordt (tabel B1, model 3: kind(eren): 0,49). Dit effect is alleen kleiner onder laag-/middelbaar en hoogopgeleiden (tabel B1, model 4: laag/middelbaar en hoog met kind(eren): 0,91). Kortom, het idee van duidelijke onderwijsverschillen kan niet zonder meer worden bevestigd. Grafiek 3.2.1 toont de gemiddelde (gecontroleerde), jaarlijkse transitiekans op basis van het laatste model. Het feit dat ongehuwd vader en moeder worden de neiging om te trouwen verkleint, wijst op de toenemende groep relatief moderne stellen die er bewust voor kiezen om ongehuwde ouders te worden. Blijkbaar geldt dit voor alle onderwijsgroepen in de hedendaagse Nederlandse samenleving. Aanvullende analyses lieten zien dat nieuwe, ongehuwd samenwonende ouders het huwelijk niet uitstelden: ze gingen meestal ook na een paar jaar niet meer trouwen. In ieder geval deden ze dat niet binnen de observatieperiode.

3.2.1 Trouwen naar ouderschap en opleidingsniveau



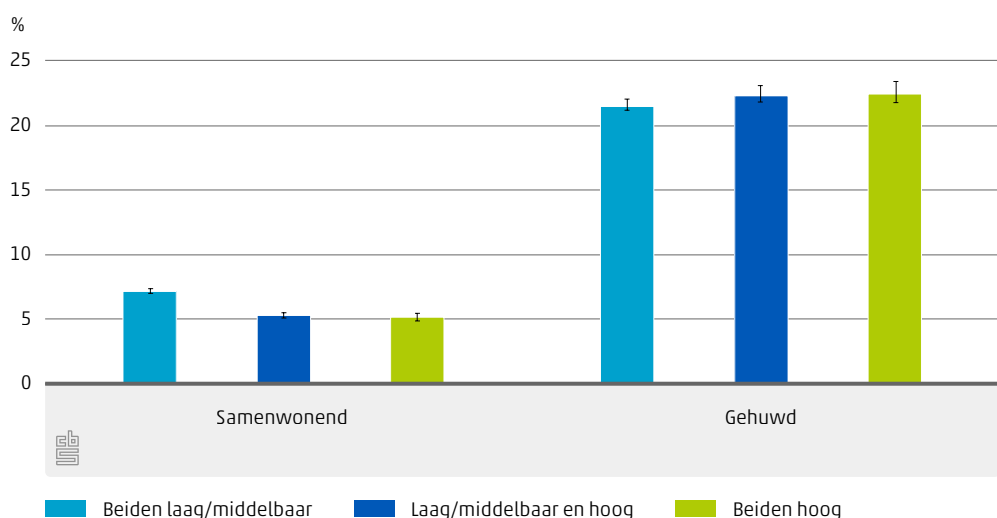
Wat het directe effect van inkomen betreft, is er een algemeen patroon: een hoger gezamenlijk inkomen verhoogt de kans op een huwelijk. Er zijn ook enkele andere interessante resultaten met betrekking tot de controlevariabelen: (ongehuwde) paren trouwen meestal in het eerste jaar of tussen het derde en het zevende jaar, terwijl vanaf het achtste tot en met tiende jaar de kans om te trouwen weer afneemt.

Eerste kind

De survivalanalyse waarmee de kans op een eerste kind wordt geschat (tabel B2) laat de verwachte onderwijsgradiënt zien, al is het effect zwak: De kans dat laag-/middelbaar opgeleiden een kind krijgen is groter dan in de twee hogere onderwijscategorieën (tabel B2, model 3: beiden een OR van 0,93). Wanneer koppels besloten om te trouwen, verhoogt dit de kans om een kind te krijgen sterk (tabel B2, model 3: gehuwd: 3,43). Natuurlijk is dit voor veel paren een bewuste geplande reeks beslissingen: als het eerste kind onderweg is, kunnen paren administratieve rompslomp met betrekking tot het formaliseren van het vaderschap vermijden door te trouwen vóór de geboorte van het kind. Ook willen aanstaande ouders vaak graag dat hun kind binnen een huwelijk geboren wordt. Dat is de reden waarom jonggehuwden relatief snel ouders worden. Getrouwde paren hebben een veel hogere kans om een eerste kind te krijgen dan samenwonende paren. Verwacht werd dat onder hoogopgeleiden de timing van deze grote beslissingen sterker gecorreleerd zou zijn. De interactie-effecten onthullen inderdaad dat trouwen de kans op het eerste ouderschap in mindere mate vergroot onder laag-/middelbaar opgeleide paren. Het lijkt van belang te zijn of een stel uit minstens één hoogopgeleide bestaat.

Het algemene positieve effect van trouwen op het krijgen van kinderen blijkt sterker te zijn dan het effect van opleiding. Anders gezegd: het verschil tussen wel of niet getrouwd zijn (ongeacht opleiding) is veel groter dan de verschillen tussen de opleidingsgroepen. Interessant genoeg blijkt ook dat samenwonende, laag-/middelbaar opgeleide stellen een significant hogere kans hebben om een kind te krijgen dan stellen in de twee hogere onderwijscategorieën. Hier is vooraf geen verwachting over geformuleerd, maar blijktbaar zijn buitenechtelijke kinderen gebruikelijker onder hedendaagse laag-/middelbaar opgeleiden dan gemiddeld.

3.2.2 Eerste ouderschap naar burgerlijke staat en opleidingsniveau



Ook valt de zwakke U-vormige relatie met het inkomen op: de kans om een kind te krijgen lijkt hoger bij de laagste verdiener dan paren in het tweede kwintiel (tabel B2). Aan de andere kant is die kans ook significant groter voor paren in het vierde en vijfde kwintiel. Verder: de gemiddelde timing van het eerste kind piekt in het zevende of achtste jaar nadat het paar een gezamenlijk huishouden begon. Aanvullende analyses laten zien dat laag-/middelbaar opgeleiden sneller ouders worden dan paren in de andere twee groepen.

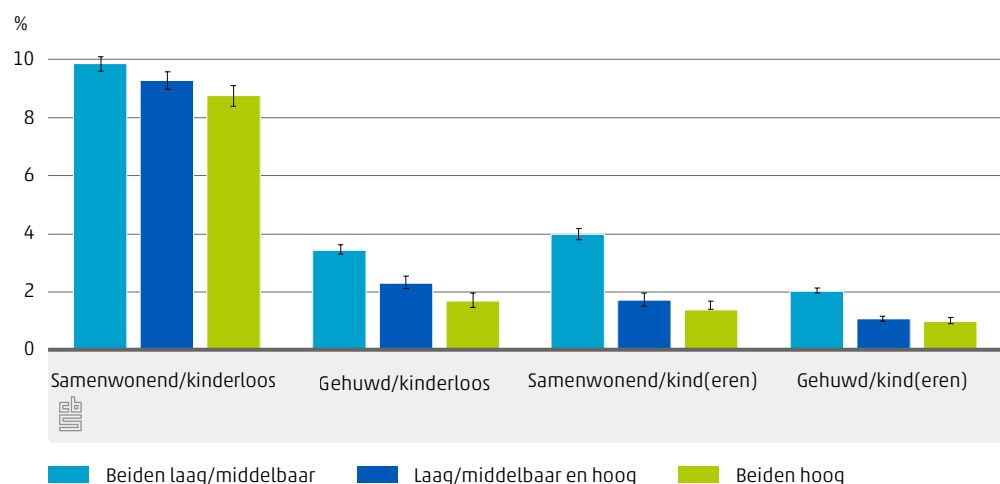
Uit elkaar gaan

De survivalanalyse waarmee de kans op (echt)scheiding wordt geschat (tabel B3) laat zien dat opleiding en relatieontbinding sterk negatief samenhangen (model 3): hoe hoger de opleiding, hoe lager de scheidingskans. Verder laat model 3 zien dat samenwonende kinderloze paren de hoogste scheidingskans hebben, gevolgd door respectievelijk samenwonende ouders, gehuwde kinderloze stellen en ten slotte gehuwde paren met kind(eren).

De resultaten laten verder zien dat de sterkste onderwijsgradiënt te vinden is in de groepen die slechts één van de twee overgangen doormaakten: het verschil in het risico op relatieontbinding tussen hoger en laag-/middelbaar opgeleide paren is het grootst wanneer ze kinderen hebben maar niet trouwden. Als ze alleen getrouwd en nog kinderloos waren, is het risico voor laag-/middelbaar opgeleide paren ongeveer twee keer zo groot als voor hoogopgeleide stellen die (nog) niet waren getrouwd en (nog) geen ouders waren. Verder wordt binnen de laagste onderwijscategorie de scheidingskans meer dan verdriedubbeld ten opzichte van de hoogst opgeleiden met hetzelfde demografische profiel, wanneer ze alleen de overstap naar het ouderschap maakten en nog ongehuwd waren. Dit betekent dat het idee voorlopig kan worden bevestigd dat het huwelijk of ouderschap vooral onder hoogopgeleide paren geassocieerd is met relatiestabiliteit.

Verder blijkt dat relaties vooral in de eerste jaren kwetsbaar zijn. Daarnaast valt voor alle opleidingsgroepen een groot effect van inkomen op de kans op scheiding op: vooral de onderste inkomenscategorie hangt samen met een vergrote scheidingskans.

3.2.3 Echtscheiding naar burgerlijke staat, ouderschap en opleidingsniveau



4. Conclusie en discussie

4.1 Conclusie

In westerse samenlevingen zoals Nederland is het huwelijk nog steeds belangrijk voor veel mensen en weerspiegelen trouwen en ouderschap een investering in en toewijding aan de relatie. Er is betoogd dat het besluit om te trouwen en ouders te worden, waarschijnlijk positiever samenhangt met langdurige relatiebetrokkenheid bij hoogopgeleiden dan bij andere paren. De verwachting was dat het aangaan van een huwelijk/het krijgen van een eerste kind de kans op respectievelijk kinderen krijgen/trouwen zou vergroten. En tevens dat het de (echt)scheidingskans sterker zou verminderen bij hoogopgeleiden dan bij laag-/middelbaar opgeleide paren. Deze verschillen in de betekenis van de investering in relaties kunnen gevolgen hebben voor de demografische levenslopen van verschillende onderwijsgroepen. Uiteindelijk, als laag-/middelbaar opgeleide paren in toenemende mate kiezen voor niet-standaard demografische levenslopen, kan dit het begin zijn van een ontwikkeling die vergelijkbaar is met wat er al gebeurt in de VS: uiteenlopende levenslopen voor eventueel betrokken kinderen naar sociale klasse.

De analyses laten zien dat laag-/middelbaar opgeleide mensen meer geneigd zijn uit elkaar te gaan, ongeacht of zij gehuwd waren of niet. Bovendien vermindert de geboorte van het eerste kind onder samenwoners de kans om vervolgens te trouwen. Als paren besluiten niet te trouwen voor of tijdens de zwangerschap, dan zullen ze dat na de zwangerschap ook niet doen, althans niet kort nadat hun kind is geboren. Ook blijkt dat het huwelijk de kans op kinderen vergroot. Daarnaast verkleinen zowel het ouderschap als het huwelijk de kans op (echt)scheiding, vooral onder hoogopgeleiden. Ten slotte lijken relaties tussen ongehuwde laag-/middelbaar opgeleide ouders veel kwetsbaarder dan die van ongehuwde hoogopgeleide ouders.

Ongehuwd samenwonen en vooral ongehuwd ouderschap zijn nu ook gangbare opties geworden voor laag-/middelbaar opgeleiden. En als zij voor deze opties kiezen, gaat dit gepaard met relatief hoge scheidingskansen. Uit de resultaten blijkt dat als de investering in de relatie wordt vergroot, door te trouwen of een kind te krijgen, de scheidingsrisico's wel degelijk afnemen. Dit gebeurt echter veel sterker onder hoogopgeleiden. Het idee is dat huwelijk en ouderschap onder laag-/middelbaar opgeleiden zwakker gerelateerd zijn aan relatiestabiliteit en dat onder hen vruchtbaarheid buiten het huwelijk veel sterker verband houdt met relatie-instabiliteit. Hoe dit verklaard kan worden, is niet helemaal duidelijk. Dit lijkt ertoe te leiden dat het huwelijk en gezinsstabiliteit meer een privilege of statussymbool voor hoogopgeleiden begint te worden in een westerse samenleving als Nederland (zie bijvoorbeeld Kalmijn, 2013).

Samenvattend kan worden geconcludeerd dat binnen gezinnen aan de onderkant van de sociale ladder negatieve sociaaleconomische en demografische condities en gebeurtenissen zich steeds meer stapelen, terwijl aan de bovenkant stabiliteit en materieel welzijn floreert. Om dit beter te kunnen onderzoeken, moeten álle relevante demografische gebeurtenissen bestudeerd worden en niet alleen de drie die in dit artikel zijn onderzocht.

4.2 Discussie

Naast de sterke punten van het gebruik van longitudinale administratieve gegevens, zoals volledige dekking en inzicht in het hele selectieproces gericht op alle belangrijke demografische gebeurtenissen, zitten er ook nadelen of beperkingen aan het gebruik van registergegevens. Er is uitgegaan van verschillen in het niveau van relatiebetrokkenheid, maar er zijn geen daadwerkelijke metingen voor betrokkenheid voorhanden in de gebruikte data. Het koppelen van bijvoorbeeld paneldata zoals de Netherlands Kinship Panel Study (NKPS) of haar opvolger in het Generation and Gender Program (GGP) aan registers zou het mogelijk maken om rekening te houden met niveaus van betrokkenheid, conflicten, sociale ondersteuning binnen koppels en sociale normen.

In toekomstig onderzoek zouden de uitkomstvariabelen voor betrokken kinderen toegevoegd kunnen worden om empirisch te testen in hoeverre de *diverging-destinieshypothese* geldt voor een land als Nederland. Hoewel de sociale klasse van beide ouders en de echtscheiding duidelijk negatief zijn gerelateerd aan onderwijsresultaten van hun kinderen (Härkönen en Dronkers, 2006), kon recent werk van Bernardi en Boertien (2016) stapeling van negatieve condities (sociaaleconomisch) en negatieve gebeurtenissen (scheiding) voor kinderen met laag-/middelbaar opgeleide ouders in vier Europese landen niet bevestigen. Het kan echter zijn dat als wanneer de volledige demografische levensloop van ouders gecombineerd wordt met levensgeschiedenissen van hun nakomelingen, de diverging-destinieshypothese in de toekomst wellicht nauwkeuriger kan worden getest. Het zou goed zijn om meer cohorten-koppels samen te voegen om beter grip te krijgen op de ontwikkeling van de onderwijsgradiënt in de demografische levensloop in de loop van de historische tijd. Het is ook aan te raden om deze paren te volgen en om tweede of latere kinderen bij de analyse te betrekken.

5. Literatuurlijst

Amato, P. (2010). Research on Divorce: Continuing Trends and New Developments. *Journal of Marriage and Family*, 72(3), 650–666.

Amato, P., A. Booth, S.M. McHaleen J. en van Hook (Eds.). (2015). *Families in an Era of Increasing Inequality*. National Symposium on Family Issues (Vol. 5). Switzerland.: Springer International Publishing.

Bakker, B. F. M., J. van Rooijen en L. van Toor (2014). The system of social statistical datasets of Statistics Netherlands: An integral approach to the production of register-based social statistics. *Statistical Journal of the IAOS*, 30(4), 411–424. https://www.researchgate.net/publication/271443637_The_System_of_social_statistical_datasets_of_Statistics_Netherlands_An_integral_approach_to_the_production_of_register-based_social_statistics

Bernardi, F., en D. Boertien (2016). Non-intact families and diverging educational destinies: A decomposition analysis for Germany, Italy, the United Kingdom and the United States.

Social Science Research.

Blossfeld, H.-P., en G. Rohwer (2002). Techniques of event history modelling. New approaches to causal analysis. (2. ed.). Mahwah: NJ: Erlbaum.

CBS. (2009). Relatie en gezin aan het begin van de 21ste eeuw. Den Haag: CBS. <https://www.cbs.nl/nl-nl/publicatie/2009/48/relatie-en-gezin-aan-het-begin-van-de-21ste-eeuw>

De Graaf P. M., en M. Kalmijn (2006). Change and stability in the social determinants of divorce: A comparison of marriage cohorts in the Netherlands. *European Sociological Review*, 22(5), 561-572.

Van Gaalen, R., J. de Vries, K. Arts, en C. Harmsen (2013). Perspectief op veranderde levenslopen: leven, leren en werken naar geboortegeneratie. *Sociaaleconomische Trends*, 2013. <https://www.cbs.nl/nl-nl/achtergrond/2013/44/perspectief-op-veranderde-levenslopen-leven-leren-en-werken-naar-geboortegeneratie>

Hareven, T. (1991). The home and the family in historical perspective. *Social research*, 58(1), 253-285.

Härkönen, J., en J. Dronkers (2006). Stability and change in the educational gradient of divorce. A comparison of seventeen countries. *European Sociological Review*, 22(5), 501-517.

Hiekel, N., en R. Keizer (2015). Risk-avoidance or utmost commitment? Dutch focus group research on cohabitation and marriage. *Demographic Research*, 32, 311-340.

Jalovaara, M. (2012) Socio-economic resources and first-union formation in Finland, cohorts born 1969-81, *Population Studies*, 66:1, 69-85.

Kalmijn, M. (2013). The educational gradient in marriage: A comparison of 25 European countries. *Demography*, 50, 1499-1520.

Lesthaeghe, R. (Ed.). (2002). Meaning and choice: Value orientations and life course decisions. NIDI, Den Haag/Brussel.

Liefbroer, A. C., en E. Dourleijn (2006). Unmarried cohabitation and union stability: testing the role of diffusion using data from 16 European countries. *Demography*, 43(2), 203-221.

Linder, F., D. van Roon, en B. F. M. Bakker (2012). Combining data from administrative sources and sample surveys; The single-variable case. Case study: Educational Attainment. Luxembourg: Eurostat.

Manting, D. (1996). The changing meaning of cohabitation and marriage. *European Sociological Review*, 12(1), 53-65.

Matysiak, A., M. Styrc, en D. Vignoli (2014). The educational gradient in marital disruption: A meta-analysis of European research findings. *Population Studies*, 68(2), 197-215.

McLanahan, S. (2004). Diverging Destinies: How Children Are Faring Under the Second

Demographic Transition. *Demography*, 41(4), 607–627.

Musick, K. (2002). Planned and unplanned childbearing among unmarried women. *Journal of Marriage and Family*, 64(4), 915–929.

Kravdal, Ø. (1999) Does marriage require a stronger economic underpinning than informal cohabitation?, *Population Studies*, 53:1, 63–80.

Perelli-Harris, B., M. Kreyenfeld, W. Sigle-Rushton, R. Keizer, T. Lappegård, A. Jasilioniene, et al. (2012). Changes in union status during the transition to parenthood in eleven European countries, 1970s to early 2000s. *Population Studies*, 66(2), 167–182.

Perelli-Harris, B., W. Sigle-Rushton, M. Kreyenfeld, T. Lappegård, R. Keizer, en C. Berghammer (2010). The educational gradient of childbearing within cohabitation in Europe. *Population and Development Review*, 36(4), 775–801.

Steenhof, L. en A.C. Liefbroer. (2008). Intergenerational transmission of age at first birth in the Netherlands for birth cohorts born between 1935 and 1984: Evidence from municipal registers. *Population Studies*, 62(1), 69–84.

Van De Kaa, D. J. (1987). Europe's Second Demographic Transition. *Population Bulletin*, 42(1), 59.

Van Poppel F. en F. Willekens (1985) The decrease in the age at first marriage in the Netherlands after the Second World War: a log-linear analysis. In: Cliquet, R.L., G. Dooghe, D.J. van de Kaa, en H.G. Moors, (eds.) *Population and Family in the Low Countries*. Vol. III. Netherlands Interuniversity Demographic Institute/Population and Family Study Centre, Den Haag/Brussel.

Technische toelichting

Selecties

Alle paren die in het jaar 2000 gingen samenwonen, ongeacht of zij direct trouwden of niet, zijn geselecteerd (N = 214 840). Vervolgens zijn partners van hetzelfde geslacht uitgesloten (resterend N = 180 478), omdat de demografische dynamiek binnen deze groep een specifieke analyse verdient. Zo verschillen homoseksuele stellen van heteroseksuele stellen in de zin dat de overgang naar ouderschap gepaard kan gaan met de betrokkenheid van een andere persoon (als biologische ouder). Ten tweede zijn alleen degenen geselecteerd die qua leeftijd de grootste kans had om een eerste kind te krijgen. Personen waren minimaal 18 jaar en maximaal 40 (vrouwelijke partner) of 45 (mannelijke partner) jaar toen ze gingen samenwonen (resterende N = 146 179). Er zijn alleen stellen geselecteerd waarvan beide partners nooit eerder (gehuwd of ongehuwd) samenwoonden en kinderloos waren (resterend N = 63 324). Ten vierde zijn alle registerdata eenmalig op maandniveau teruggebracht voordat met de jaar-op-jaaranalyses kon worden begonnen. Hierdoor konden relaties die binnen dezelfde maand beginnen en eindigen worden

uitgesloten van de analyses (N = 1 360). Nadat deze groep nader is bekeken, bleek dat de partners relatief jong waren, een relatief laag inkomen hadden en uit een onevenredig groot aantal studenten bestond (44 procent). Ten slotte zijn paren die meer dan een jaar vóór het begin van samenwonen al getrouwd waren, uitgesloten. (N = 2 693). Zo kon de start van de relatie binnen een vergelijkbare tijdspanne worden gehouden (resterende N = 59 257).

Controlevariabelen

Inkomen. De informatie die is gebruikt om een indicator voor inkomen te construeren, houdt rekening met alle geregistreerde inkomstenbronnen van een bepaalde maand, zoals lonen en allerlei sociale uitkeringen. Er is gebruik gemaakt van het inkomen gemeten in september van elk jaar. Omdat het de nettosom van alle verschillende bronnen is, kan deze ook negatief zijn (bijvoorbeeld in het geval van verliezen, gerelateerd aan het werken als zelfstandige). Het inkomen van de partners is bij elkaar opgeteld om het gezamenlijke maandinkomen te verkrijgen. Vanzelfsprekend leidt dit tot een onregelmatige verdeling van waarden met een groot aantal uitschieters. Daarom zijn inkomenskwintielen geconstrueerd (vijf groepen van gelijke grootte op basis van de geordende gegevens van het inkomen): het laagste kwintiel (1) geeft de 20 procent van de paren met het laagste netto-inkomen weer en het hoogste kwintiel (5) de 20 procent met het hoogste inkomen. Ook deze variabele is *lagged*: de waarde daarvan is gebaseerd op het inkomen dat in het voorgaande jaar is gemeten. Zowel de inkomensverdeling als de voortgang in de tijd verschilt sterk tussen de verschillende onderwijsgroepen. Daarom zijn de kwintielen voor elk observatiejaar en per opleidingsgroep apart geconstrueerd.

Leeftijd. Van de vrouwelijke partner aan het begin van de samenwoonrelatie. Door de geboortedatum van de vrouwelijke partner en de datum van samenwonen te gebruiken, is de (tijdconstante) leeftijd bij het begin verkregen.

Leeftijdsverschil. Met behulp van de geboortedatum van de mannelijke en de vrouwelijke partner is een (tijdconstante) variabele geconstrueerd.

Student. Deze (tijdconstante) variabele geeft aan of ten minste één van de partners aan het begin van het samenwonen een student was.

Zie de bijlage (tabel B4) voor de beschrijving van de variabelen die zijn gebruikt in de uiteindelijke analyse, inclusief verschillende andere variabelen zoals het aandeel van de vrouw in het gezinsinkomen, etniciteit en de belangrijkste bronnen van inkomsten. De hieronder gerapporteerde resultaten voor wat betreft de onderwijsverschillen bleven bestaan wanneer voor deze variabelen werd gecontroleerd.

Methode

Er is gebruikt gemaakt van discrete-tijd-logistische-regressiemodellen (survivalanalyses; Blossfeld en Rohwer, 2002) om de kans te schatten dat samenwonende paren gaan trouwen, paren hun eerste kind krijgen en paren uit elkaar gaan. Er is gecontroleerd voor demografische (burgerlijke staat, wel/geen gezamenlijk(e) kind(eren)), sociaaleconomische (opleidingsniveau, inkomen) en overige achtergrondvariabelen (leeftijd bij begin relatie, leeftijdsverschil, wel/niet studerend). In aanvullende modellen is ook gecontroleerd voor verschillende andere factoren, zoals het aandeel van de vrouw in het gezinsinkomen, migratieachtergrond of meer gedetailleerde informatie over

de belangrijkste bron van inkomsten. Dit heeft echter niet geleid tot een wezenlijke verandering van de resultaten wat betreft de onderwijsgradiënt.

Aangezien duureffecten werden verwacht, wat betekent dat de kans op een overgang in opeenvolgende jaren niet gelijk zal zijn, zijn zogenaamde piecewise-constant-hazardmodellen geschat en is gebruik gemaakt van tijdsintervallen van een jaar met 1 september als peildatum. Deze specifieke datum is gekozen omdat het de referentiedatum is van de inkomens- en andere sociaaleconomische variabelen. Zo loopt jaar 0 van 1 september 1999 tot 31 augustus 2000, jaar 1 van 1 september 2000 tot 31 augustus 2001, enz. De dataset heeft een persoon-periode structuur; elk record vertegenwoordigt een jaar van een intacte samenwoningrelatie (gehuwd of ongehuwd) met een maximum van 15.

Zodra het paar samenwoont, is de kans geschat op een huwelijk (voor alleen ongehuwde stellen, analyse 1), een eerste kind (voor kinderloze stellen, analyse 2) en (echt)scheiding, analyse 3). Aan het einde van het jaar t van observatie wordt de waarneming gekoppeld aan de waarde (1) als de specifieke gebeurtenis plaatsvond en de waarde (0) indien niet. Als de gebeurtenis niet heeft plaatsgevonden, wordt het stel geobserveerd op jaar $t + 1$. Dit proces gaat door totdat huwelijk, eerste geboorte of relatieontbinding plaatsvindt, of tot het eind van het analysevenster (op 31 december 2014). Een zeer klein deel van de stellen wordt rechts gecensureerd. Dat betekent dat de observatie van de stellen die meededen in de analyses gecontinueerd wordt tot het moment dat ze emigreerden of één van de twee partners overleed.

Bijlage

B1. Survivalanalyse, kans om te trouwen¹⁾

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Jaar 1 (ref.)	ref.	ref.	ref.	ref.
Jaar 2	0,75*	0,75*	0,76*	0,76*
Jaar 3	1,10*	1,10*	1,14*	1,14*
Jaar 4	1,33*	1,32*	1,41**	1,41**
Jaar 5	1,33*	1,32*	1,47**	1,47**
Jaar 6	1,27*	1,25*	1,47**	1,47**
Jaar 7	1,15*	1,13*	1,42*	1,42*
Jaar 8	1,00	0,98	1,33*	1,33*
Jaar 9	0,80*	0,79*	1,13*	1,13*
Jaar 10	0,77*	0,76*	1,15*	1,16*
Jaar 11	0,57**	0,57**	0,90*	0,90
Jaar 12	0,47**	0,47**	0,76*	0,77*
Jaar 13	0,39**	0,39**	0,64*	0,65*
Jaar 14	0,24**	0,24**	0,39**	0,39**
Jaar 15	0,20**	0,20**	0,33**	0,34**
Jaar 16	0,18*	0,18*	0,31*	0,31*
Beiden laag/middelbaar (ref.)	ref.	ref.	ref.	ref.
Laag/middelbaar en hoog	1,03	1,02	0,99	1,00
Beiden hoog	1,04	1,01	0,98	0,99
Inkomstenkwintiel 1 (ref.)		ref.	ref.	ref.
Kwintiel 2		1,18*	1,15*	1,15*
Kwintiel 3		1,33**	1,26*	1,26*
Kwintiel 4		1,44**	1,34**	1,34**
Kwintiel 5		1,61**	1,49**	1,49**
Kinderloos (ref.)			ref.	ref.
Kind(eren)			0,49***	0,50***
Laag/middelbaar en hoog#Kind(eren)				0,91*
Beiden hoog#Kind(eren)				0,96
Student	0,80**	0,90*	0,83*	0,83*
Leeftijd bij start samenwonenrelatie	0,99*	0,98*	0,99*	0,99*
Leeftijdverschil	1,01*	1,01*	1,01*	1,01*
Constante	0,13***	0,12***	0,11***	0,11***
Aantal paren = 51 014				
Aantal observaties (paar/jaar combinaties) = 277 885				
Aantal gebeurtenissen = 23 831				

* $2 < t \leq 10$; ** $10 < t \leq 20$; *** $t > 20$.

¹⁾ Tweeweginteractiemodel; geëxponentieerde coëfficiënten.

B2. Survivalanalyse, kans op eerste kind¹⁾

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Jaar 1 (ref.)	ref.	ref.	ref.	ref.
Jaar 2	1,28*	1,29*	1,17*	1,17*
Jaar 3	1,81**	1,82**	1,50**	1,51**
Jaar 4	2,44***	2,44***	1,83**	1,83**
Jaar 5	3,11***	3,11***	2,15**	2,15**
Jaar 6	3,77***	3,74***	2,45***	2,44***
Jaar 7	4,15***	4,10***	2,57***	2,56***
Jaar 8	4,34***	4,27***	2,59***	2,58***
Jaar 9	4,32***	4,25***	2,53***	2,51***
Jaar 10	3,77***	3,72***	2,16**	2,16**
Jaar 11	3,00***	2,95***	1,69**	1,69**
Jaar 12	2,40**	2,38**	1,35*	1,35*
Jaar 13	1,79*	1,78*	1,00	1,00
Jaar 14	1,20*	1,19*	0,67*	0,67*
Jaar 15	0,76*	0,76*	0,43*	0,43*
Jaar 16	0,46*	0,46*	0,26*	0,26*
Beiden laag/middelbaar (ref.)	ref.	ref.	ref.	ref.
Laag/middelbaar en hoog	0,92*	0,92*	0,93*	0,74**
Beiden hoog	0,90*	0,90*	0,93*	0,72**
Inkomstenkwintiel 1 (ref.)		ref.	ref.	ref.
Kwintiel 2		0,88*	0,93*	0,92*
Kwintiel 3		0,95*	0,99	0,98
Kwintiel 4		1,04	1,07*	1,07*
Kwintiel 5		1,13*	1,16*	1,15*
Samenwonend (ref.)			ref.	ref.
Gehuwd			3,43***	3,01***
Laag/middelbaar en hoog#Gehuwd				1,41**
Beiden hoog#Gehuwd				1,45**
Student	0,63***	0,65***	0,75**	0,76**
Leeftijd bij start samenwonenrelatie	0,98**	0,98**	0,98**	0,98**
Leeftijdsverschil	0,99*	0,99*	0,99*	0,99*
Constante	0,09***	0,10***	0,08***	0,08***
Aantal paren = 59 019				
Aantal observaties (paar/jaar combinaties) = 302 048				
Aantal gebeurtenissen = 34 257				

* $2 < t \leq 10$; ** $10 < t \leq 20$; *** $t > 20$.

¹⁾ Tweeweginteractiemodel; hazardratio's.

B3. Survivalanalyse, kans op (echt)scheiding¹⁾

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Jaar 1 (ref.)	ref.	ref.	ref.	ref.
Jaar 2	0,71**	0,70**	0,76**	0,75**
Jaar 3	0,49***	0,49***	0,59***	0,58***
Jaar 4	0,35***	0,36***	0,50***	0,50***
Jaar 5	0,29***	0,29***	0,49***	0,48***
Jaar 6	0,23***	0,24***	0,46***	0,46***
Jaar 7	0,20***	0,20***	0,47***	0,46***
Jaar 8	0,17***	0,17***	0,45***	0,45***
Jaar 9	0,14***	0,15***	0,42***	0,43***
Jaar 10	0,12***	0,13***	0,41***	0,42***
Jaar 11	0,11***	0,12***	0,39***	0,40***
Jaar 12	0,10***	0,11***	0,37***	0,38***
Jaar 13	0,10***	0,11***	0,39***	0,41**
Jaar 14	0,11***	0,11***	0,42**	0,43**
Jaar 15	0,10***	0,11***	0,40**	0,42**
Jaar 16	0,15***	0,16***	0,59*	0,61*
Beiden laag/middelbaar (ref.)	ref.	ref.	ref.	ref.
Laag/middelbaar en hoog	0,83**	0,86**	0,81**	0,94*
Beiden hoog	0,78**	0,82**	0,75**	0,89*
Inkomstenkwintiel 1 (ref.)		ref.	ref.	ref.
Kwintiel 2		0,62***	0,57***	0,57***
Kwintiel 3		0,51***	0,43***	0,44***
Kwintiel 4		0,47***	0,39***	0,40***
Kwintiel 5		0,52***	0,44***	0,44***
Samenwonend en kinderloos (ref.)			ref.	ref.
Gehuwd en kinderloos			0,30***	0,35***
Gehuwd en kind(eren)			0,18***	0,21***
Samenwonend en kind(eren)			0,33***	0,40***
Laag/middelbaar en hoog#Gehuwd en kinderloos				0,71*
Laag/middelbaar en hoog#Gehuwd en kind(eren)				0,55**
Laag/middelbaar en hoog#Samenwonend en kind(eren)				0,46**
Beiden hoog#Gehuwd en kinderloos				0,55*
Beiden hoog#Gehuwd en kind(eren)				0,55*
Beiden hoog#Samenwonend en kind(eren)				0,39*
Student	2,12***	1,79***	1,39**	1,37**
Leeftijd bij start samenwoonrelatie	0,97**	0,98*	0,99*	0,99*
Leeftijdsverschil	1,02**	1,02**	1,03**	1,03**
Constante	0,29***	0,40**	0,51**	0,47**
Aantal paren = 59 257				
Aantal observaties (paar/jaar combinaties) = 619 580				
Aantal gebeurtenissen = 27 802				

* 2 < t ≤ 10; ** 10 < t ≤ 20; *** t > 20.

¹⁾ Twee-/drieweginteractiemodel; hazardratio's.

B4. Beschrijvende statistieken

	Beiden laag/ middelbaar 36 121		Laag/middelbaar en hoog 14 800		Beiden hoog 8 336		Totaal 59 257	
	Gemiddeld	SD	Gemiddeld	SD	Gemiddeld	SD	Gemiddeld	SD
Paarkenmerken								
Gehuwd voor scheiding of gecensureerd	0,56		0,52		0,50		0,54	
Eerste kind voor (echt)scheiding of gecensureerd	0,60		0,56		0,56		0,58	
(Echt)scheiding voor gecensureerd*	0,48		0,45		0,45		0,47	
Leeftijdsverschil**	2,68	3,79	2,37	3,62	1,70	3,05	2,47	3,67
Aandeel vrouw in het gezamenlijk inkomen***								
Tussen 0%-25%	0,23		0,27		0,25		0,24	
Tussen 25%-50%	0,52		0,43		0,38		0,48	
Tussen 50%-75%	0,17		0,20		0,25		0,19	
Tussen 75%-100%	0,07		0,10		0,12		0,09	
Eén van beiden migratieachtergrond	0,19		0,21		0,17		0,19	
Kenmerken man								
Leeftijd***	26,02	4,52	26,15	4,27	25,51	3,73	25,98	4,15
Migratieachtergrond								
Geen (Nederlandse)	0,78		0,84		0,90		0,81	
Marokkaanse/Turkse	0,05		0,02		<0,01		0,04	
Surinaamse/Antiliaanse-Arubaanse	0,03		0,02		0,01		0,02	
overig	0,13		0,11		0,08		0,12	
Sociaaleconomische status***								
werkzaam	0,84		0,74		0,55		0,77	
uitkeringsontvanger (excl. AO)	0,02		0,01		<0,01		0,02	
arbeidsongeschikt	<0,01		<0,01		<0,01		<0,01	
student	0,05		0,18		0,42		0,13	
overig	0,09		0,06		0,03		0,08	
Kenmerken vrouw								
Leeftijd***	23,35	4,08	23,78	3,80	23,81	3,41	23,52	3,93
Migratieachtergrond								
Geen (Nederlandse)	0,76		0,83		0,88		0,80	
Marokkaanse/Turkse	0,05		0,02		<0,01		0,04	
Surinaamse/Antiliaanse-Arubaanse	0,03		0,02		0,01		0,02	
overig	0,16		0,13		0,10		0,14	
Sociaaleconomische status***								
werkzaam	0,70		0,52		0,41		0,62	
uitkeringsontvanger (excl. AO)	0,02		<0,01		<0,01		0,02	
arbeidsongeschikt	<0,01		<0,01		<0,01		<0,01	
student	0,15		0,39		0,55		0,26	
overig	0,13		0,08		0,04		0,10	

*Gebeurtenis/event ; **Leeftijd mannelijke partner minus leeftijd vrouwelijke partner; ***Aan begin samenwonenrelatie.

Verklaring van tekens

Niets (blanco)	Een cijfer kan op logische gronden niet voorkomen
.	Het cijfer is onbekend, onvoldoende betrouwbaar of geheim
*	Voorlopige cijfers
**	Nader voorlopige cijfers
2018-2019	2018 tot en met 2019
2018/2019	Het gemiddelde over de jaren 2018 tot en met 2019
2018/'19	Oogstjaar, boekjaar, schooljaar enz., beginnend in 2018 en eindigend in 2019
2016/'17-2018/'19	Oogstjaar, boekjaar, enz., 2016/'17 tot en met 2018/'19

In geval van afronding kan het voorkomen dat het weergegeven totaal niet overeenstemt met de som van de getallen.

Eindredactie Statistische Trends

Marion van den Brakel
Moniek Coumans
Annelie Hakkenes-Tuinman
Brigitte Hermans
Suzanne Loozen

Colofon

Uitgever
Centraal Bureau voor de Statistiek
Henri Faasdreef 312, 2492 JP Den Haag
www.cbs.nl

Prepress
Centraal Bureau voor de Statistiek

Ontwerp
Edenspiekermann

Inlichtingen
Tel. 088 570 70 70
Via contactformulier: www.cbs.nl/infoservice

© Centraal Bureau voor de Statistiek, Den Haag/Heerlen/Bonaire, 2019.
Verveelvoudigen is toegestaan, mits het CBS als bron wordt vermeld.