

Geslachtsvoorkeuren bij het krijgen van kinderen: veranderingen over geboortecohorten

Matthijs Kalmijn¹⁾ en Anouk van Steensel²⁾

Nederlandse ouders hebben een duidelijke voorkeur voor een gezin met tenminste één zoon en tenminste één dochter. Voorkeuren voor jongens of meisjes zijn niet duidelijk aanwezig; alleen ouders met één kind hebben een lichte voorkeur voor meisjes. De voorkeur voor een gemengde gezinssamenstelling is in jongere cohorten zwakker dan in oudere.

1. Inleiding

Hebben mensen die kinderen krijgen een voorkeur voor een jongen of een meisje? In minder ontwikkelde (agrarische) samenlevingen waarin kinderen een inkomensvoorziening zijn voor de oude dag en zonen de nalatenschap van de familie ontvangen bestaat doorgaans een voorkeur voor jongens (Larsen, Chung en Das Gupta, 1998; Arnold, Kim Choe en Roy, 1998; Poston, 2002). Ook Turkse ouders in Nederland hebben deze voorkeur (De Jong, 2003). In meer ontwikkelde samenlevingen bestaat een dergelijke voorkeur vrijwel niet en lijken ouders eerder tenminste één kind van elk geslacht te willen hebben (Clare en Kiser, 1951; Williamson, 1976; Yamaguchi en Ferguson, 1995; Pollard en Morgan, 2002; Kippen, Evans en Gray, 2006; Mills en Begall 2010). Hoe zit dit in Nederland? En hoe is dit in de afgelopen decennia veranderd? In dit artikel worden deze vragen beantwoord aan de hand van retrospectieve gegevens over vrouwen die geboren zijn in de periode 1923–1958.

De verwachting is dat Nederlandse vrouwen, net als vrouwen in andere ontwikkelde samenlevingen, een voorkeur hebben voor (twee) kinderen van een verschillend geslacht. Tegelijkertijd zijn er redenen om aan te nemen dat de voorkeuren over de tijd zijn veranderd. Een voorkeur voor jongens zou in de oudste cohorten nog wel kunnen bestaan, mogelijk als overblijfsel van de voorkeuren uit premoderne tijden.

In de meest recente cohorten zou de voorkeur voor een gemengd geslacht kunnen zijn afgenomen. De sociale en culturele verschillen tussen mannen en vrouwen zijn de laatste decennia vervaagd en de gedachte dat het geslacht van belang zou moeten of mogen zijn voor allerlei uitkomsten in het leven heeft aan betekenis ingeboet (Pollard en Morgan, 2002; Van den Brink, Brinkgreve en Heerma van Voss,

2001). Sekse is een categorisering die niet zou passen in de postmoderne samenleving (Beck en Beck-Gernsheim, 2002). Op grond daarvan is wellicht te verwachten dat ouders een steeds minder sterke voorkeur hebben voor het geslacht van hun kinderen en meer belang hechten aan persoonlijke eigenschappen als intelligentie en sociale vaardigheden en een goede mentale en fysieke gezondheid. Dit zou een verschuiving inhouden van een nadruk op groepskenmerken naar een nadruk op individuele kenmerken en betekenen dat de geslachtsvoorkeur bij het krijgen van kinderen er minder toe doet in landen waar de verschillen in waarde tussen mannen en vrouwen klein zijn (Mills en Begall, 2010).

Eén van de manieren om de voorkeur voor het geslacht van een kind te meten is door aanstaande ouders daar direct naar te vragen. Dergelijk onderzoek is in de jaren zeventig van de vorige eeuw gedaan in westerse samenlevingen en wordt ook nu nog uitgevoerd in niet-westerse samenlevingen (Williamson, 1976; Varma en Babu, 2007; Hortaçsu et al., 2001). Een nadeel van deze methode is dat de antwoorden beïnvloed kunnen zijn door sociale wenselijkheid. Door te zeggen dat ze liever een zoon willen, kunnen aanstaande ouders de indruk wekken jongens belangrijker of waardevoller te vinden dan meisjes. Een tweede nadeel is dat directe vragen geen onderscheid maken tussen een neutrale voorkeur en een voorkeur voor ‘van allebei één’, terwijl geslacht er in het tweede geval wel toe doet.

Tegenwoordig gebruiken onderzoekers veelal een alternatieve methode voor het meten van geslachtsvoorkeuren, waarbij ze niet direct naar voorkeur vragen maar deze afmeten aan het gedrag. Ze vergelijken bijvoorbeeld ouders met een zoon en ouders met een dochter. Als ouders met één zoon eerder of vaker een volgend kind krijgen dan ouders met één dochter, bestaat er in de bevolking een voorkeur voor meisjes – en andersom. De voorkeuren worden zo niet op individueel niveau gemeten, maar op het niveau van de bevolking als geheel.

Ook de voorkeur voor kinderen van gemengd geslacht kan met deze methode worden gemeten, namelijk door ouders met twee zonen of twee dochters te vergelijken met ouders die één zoon en één dochter hebben. Krijgt de eerste groep vaker een derde kind, dan is er sprake van een voorkeur voor een gemengd geslacht. Deze voorkeur kan niet worden gemeten bij paren met slechts één kind.

De voorkeuren voor een eerste, tweede, derde, vierde of volgend kind worden ook door allerlei andere factoren beïnvloed. Deze spelen echter geen verstorende rol bij de vergelijking tussen groepen. Zo heeft het opleidingsniveau van de vrouw een negatieve invloed op het krijgen van kinderen (Liefbroer en Dykstra, 2000). Omdat het opleidingsniveau echter niet correleert met de sekse van de eerdere kinderen, zal dit het verschil tussen ouders met bijvoorbeeld alleen zonen en ouders met kinderen van gemengd geslacht niet beïnvloeden. Soortgelijke redeneringen gelden voor andere bekende determinanten van het krijgen van kinderen.

¹⁾ Prof. dr. Matthijs Kalmijn is verbonden aan de Universiteit van Tilburg.

²⁾ Anouk van Steensel studeerde met de masterscriptie waarop dit artikel is gebaseerd af in de sociologie aan de Universiteit van Tilburg. De gebruikte NKPS-data zijn gefinancierd door het NWO, het NIDI, de Universiteit Utrecht, de Universiteit van Amsterdam en de Universiteit van Tilburg.

N.B. De in dit artikel weergegeven opvattingen zijn die van de auteurs en komen niet noodzakelijk overeen met die van het Centraal Bureau voor de Statistiek.

2. Methode

In dit onderzoek is gebruik gemaakt van de zogeheten vruchtbaarheidsgeschiedenissen uit de Netherlands Kinship Panel Study (NKPS; Dykstra, Kalmijn, Knijn, Komter, Liefbroer en Mulder, 2004). De NKPS is een grootschalige face-to-face survey onder mannen en vrouwen in Nederland en werd voor het eerst gehouden in 2002–2003. De analyses van dit materiaal richten zich op vrouwen van 45 jaar en ouder, grotendeels vrouwen dus die hun vruchtbaarheidscarrière hebben afgerond. Van ieder van hun kinderen is bekend wanneer het is geboren en welk geslacht het heeft.

De analyse-eenheden zijn geboortetransities. Per vrouw worden zowel alle eerder meegemaakte transitie als de niet gemaakte transitie vanuit het kindertal op het moment van survey bekeken. Een vrouw met drie kinderen bijvoorbeeld is met drie transitie in de gegevens opgenomen: van één naar twee kinderen, van twee naar drie kinderen, en met de niet gemaakte transitie van drie naar vier kinderen. Omdat vrouwen met meerdere transitie in de gegevens zitten, zijn de eenheden gecorreleerd. Dit probleem is opgelost door de standaardfouten in de logistische regressie te corrigeren voor clustering. De transitie van één naar twee kinderen wordt apart van de latere transitie bekeken. Alleen voor latere transitie is immers de voorkeur voor tenminste één kind van elk geslacht te onderzoeken.

De voorkeuren worden gemeten door de effecten van twee variabelen op de kans op een volgend kind na te gaan. De eerste variabele geeft aan of de eerdere kinderen van gelijk of verschillend geslacht zijn. Naar verwachting is er een grotere kans op een volgend kind als de eerdere kinderen gelijk in plaats van verschillend van geslacht zijn. De tweede variabele geeft aan of ouders alleen dochters hebben. Omdat al wordt gecontroleerd voor het hebben van kinderen van gelijk dan wel verschillend geslacht, geeft deze variabele het verschil aan tussen ouders met alleen dochters en ouders met alleen zonen. Omdat de variabele die aangeeft of de eerdere kinderen van gelijk of verschillend geslacht zijn niet van toepassing is bij de overgang van het eerste naar het tweede kind, wordt in deze analyse slechts de variabele 'één meisje' gebruikt.

Ook wordt nagegaan of de effecten van deze variabelen nog variëren met het aantal eerdere kinderen (indien van toepassing) en – via lineaire interacties – met de leeftijd waarop de moeder haar eerste kind krijgt. Wanneer ouders al meerdere kinderen hebben, is het immers waarschijnlijk dat hun geslachtsvoorkeur zwakker wordt vanwege de toenemende kosten om die voorkeur te verwezenlijken met een volgend kind. Krijgt een moeder haar eerste kind op een latere leeftijd, dan zal dit ook leiden tot minder tijd en kansen om de geslachtsvoorkeur verwezenlijken. Door biologische beperkingen in vruchtbaarheid worden de kosten om een voorkeur te verwezenlijken immers hoger.

De regressieresultaten worden afzonderlijk bekeken voor drie geboortecohorten: vrouwen geboren in 1923–1934, 1935–1946 en 1947–1958. Liefbroer en Dykstra (2000) hebben vastgesteld dat het gemiddelde kindertal van Nederlandse vrouwen geboren tussen 1923 en 1958 lineair is afgenomen van 1,7 in 1923 naar 1,5 in 1985.

De resultaten worden per cohort gepresenteerd. De verschillen in de effecten worden getoetst en grafisch weergegeven.

Staat 1
Geslachtsverdeling van vrouwen naar kindertal met de verwachte verdeling tussen haakjes

Gerealiseerde kindertal	Verscheidend geslacht	Alleen jongens	Alleen meisjes	Totaal
	%			
1		50,5 (50,0)	49,5 (50,0)	100
2	52,0 (50,0)	24,6 (25,0)	23,4 (25,0)	100
3	72,8 (75,0)	14,1 (12,5)	13,1 (12,5)	100
4	86,6 (87,5)	6,7 (6,3)	6,7 (6,3)	100
5	88,7 (93,8)	4,5 (3,1)	6,8 (3,1)	100
6	88,9 (96,9)	5,5 (1,6)	5,6 (1,6)	100
7	88,0 (98,4)	8,0 (0,8)	4,0 (0,8)	100
8	92,9 (99,2)	7,1 (0,4)	0,0 (0,4)	100
9	100,0 (99,6)	0,0 (0,2)	0,0 (0,2)	100

Bron: NKPS 2002-04.

3. Resultaten

Voor een vrouw met drie kinderen is de kans 72,8 procent dat haar kinderen van verschillende geslachten zijn, 14,1 procent dat het drie jongens zijn en 13,1 procent dat het drie meisjes zijn (*staat 1*). Dit komt redelijk overeen met de berekende verwachte percentages van respectievelijk 75 procent, 12,5 procent en 12,5 procent.

Van de 3016 vrouwen met één kind gaat 87,2 procent door naar een volgend kind (*staat 2*). Van de vrouwen met twee kinderen krijgt 43,1 procent een derde kind. Verder blijkt dat 368 vrouwen het bij één kind houden en dat 23 vrouwen na hun zevende kind nog een kind krijgen.

Staat 2
Wel of geen volgend kind naar kindertal

Gerealiseerde kindertal	Geen volgend kind	Volgend kind	Totaal
	<i>absoluut</i>		
1	386	2 630	3 016
2	1 496	1 134	2 630
3	731	403	1 134
4	270	133	403
5	79	54	133
6	29	25	54
7	16	23	39
Totaal	3 007	4 402	7 409
	%		
1	12,8	87,2	100
2	56,9	43,1	100
3	64,5	35,5	100
4	67,0	33,0	100
5	59,7	40,6	100
6	53,7	46,3	100
7	41,0	59,0	100
Totaal	40,6	59,4	100

Bron: NKPS 2002-04.

Wat zijn nu de geslachtsvoorkeuren bij het krijgen van kinderen? De *odds* (of kansverhouding) op een tweede kind is 17,3 procent kleiner wanneer het eerste kind een meisje is dan wanneer het een jongen is ($B=0,827$, $P<0,1$). Bij een

eerste kind bestaat er dus een lichte voorkeur voor een meisje (*staat 3*).

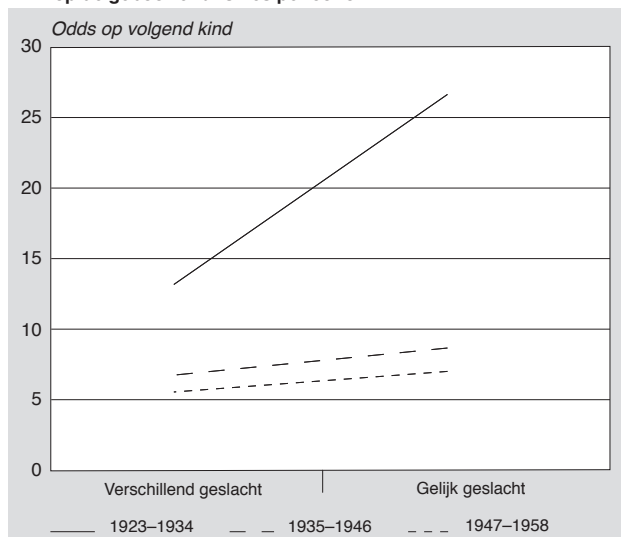
In het moderne en egalitaire Zweden is de voorkeur voor een dochter boven een zoon ook al gevonden (Andersson, Hank en Vikat, 2007). Volgens deze onderzoekers zou modernisatie hebben geleid tot een verhoogde arbeidsmarktparticipatie van vrouwen. In combinatie met de vergrijzing zou deze verhoogde participatie de waarde van vrouwen – en dus van dochters – doen toenemen door hun dubbelrol als kostverdiener en verzorger.

Het effect van een meisje wordt echter kleiner over de cohorten. In het oudste cohort is de odds op een tweede kind na een dochter 55,5 procent kleiner; in het jongste cohort bedraagt dit verschil nog maar 15,5 procent. Uit een toets voor significantie voor de verschillen in de gevonden effecten blijkt het verschil in effect tussen het oudste en jongste cohort niet significant ($B = 0,353$), maar het verschil tussen het oudste en middelste cohort is op 10 procent significant ($B = 0,558$, $P < 0,10$).

Hoe zit het nu met de voorkeur voor kinderen van gemengd geslacht? Worden alle cohorten bij elkaar gevoegd, dan blijkt de odds op een volgend kind 42,1 procent groter te zijn wanneer de voorafgaande kinderen van gelijk geslacht zijn dan wanneer deze van verschillend geslacht zijn (*staat 4*). De verwachting dat de kans op een volgend kind groter is als de eerdere kinderen van gelijk geslacht zijn komt dus uit.

Een voorkeur voor dochters in plaats van zonen wordt in de groep ouders met twee of meer kinderen niet gevonden: de variabele die aangeeft dat ouders alleen dochters hebben blijkt geen significant effect te hebben op de kans op een volgend kind.

1. Effect van de seksesamenstelling van het gerealiseerde kindertal op de geboortetransities per cohort



Bron: NKPS 2002-04.

Wanneer deze resultaten afzonderlijk worden bekeken voor de drie geboortecohorten, blijkt de verwachting dat de kans op een volgend kind groter is als de eerdere kinderen van gelijk geslacht zijn overeind te blijven voor elk cohort. Wel blijkt dat hoe jonger het cohort is, hoe kleiner dit effect wordt. Voor het oudste cohort bedraagt het effect 92,2 procent, voor het middelste 31,8 procent en voor het jongste 27,1 procent. De voorkeur voor het hebben van kinderen van een verschillend geslacht wordt over de cohorten dus minder sterk.

Staat 3 Multivariate logistische regressies¹⁾ van de eerste geboortetransitie per cohort (odds ratio's)

Geboortetransitie naar 2 ^e kind	Alle cohorten		1923–1934		1935–1946		1947–1958	
	Exp ^(B)	S.E.	Exp ^(B)	S.E.	Exp ^(B)	S.E.	Exp ^(B)	S.E.
Eén meisje (versus één jongen)	0,827*	0,093	0,545**	0,16	0,974	0,2	0,845	0,131
1935–1946	0,793	0,133						
1947–1958	0,671**	0,105						
Leeftijd moeder bij 1e kind	0,874***	0,01	0,838***	0,028	0,839***	0,019	0,895***	0,012

Bron: NKPS 2002-04.

¹⁾ Gecontroleerd voor leeftijd moeder bij geboorte 1e kind.

Significantie niveau: * $p < 0,1$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$ (tweezijdig).
N = 3016 transitie van 3016 vrouwen.

Staat 4 Multivariate logistische regressies¹⁾ van alle geboortetransities vanaf kindertal 2 per cohort (odds ratio's)

Geboortetransities	Alle cohorten		1923–1934		1935–1946		1947–1958	
	Exp ^(B)	S.E.	Exp ^(B)	S.E.	Exp ^(B)	S.E.	Exp ^(B)	S.E.
Gelijk geslacht	1,421***	0,121	1,929***	0,376	1,318**	0,176	1,271*	0,171
Alleen meisjes	0,911	0,091	0,946	0,213	0,862	0,140	0,925	0,147
1935–1946	0,435***	0,037						
1947–1958	0,362***	0,030						
Aantal eerdere kinderen	0,844***	0,044	0,767***	0,656	0,902	0,077	0,907	0,086
Leeftijd moeder bij 1e kind	0,922***	0,008	0,901***	0,015	0,911***	0,017	0,934***	0,010

Bron: NKPS 2002-04.

¹⁾ Gecontroleerd voor het aantal kinderen en leeftijd moeder bij geboorte 1e kind.

Significantie niveau: * $p < 0,1$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$ (tweezijdig).
N = 4393 transitie van 2662 vrouwen.

Uit een toets voor significantie voor de verschillen in de gevonden effecten van de drie geboortecohorten blijkt dat de interactie van gelijk geslacht met zowel het middelste als het jongste cohort negatief en significant is (respectievelijk $B = -0,45$, $P < 0,05$ en $B = -0,47$, $P < 0,05$, *figuur 1*).

De gevonden voorkeur voor (twee) kinderen van verschillend geslacht komt duidelijk naar voren in *figuur 1*. De kans op een volgend (derde of vierde) kind is immers groter wanneer de voorafgaande kinderen van gelijk geslacht zijn: de drie lijnen vertonen elk een stijging. Interessanter nog is dat deze voorkeur over de tijd blijkt te zijn afgenomen. De lijnen van het jongste en het middelste cohort zijn immers vlakker dan die van het oudste cohort. Ook ligt de lijn van het jongste cohort lager dan die van de andere cohorten, wat weer geeft dat mensen minder kinderen krijgen.

Wordt het effect van meisjes tussen de cohorten vergeleken, dan blijkt dit op het middelste en het jongste cohort – in overeenstemming met *staat 4* – niet significant. Een voorkeur voor zonen boven dochters of vice versa is dus wederom niet gevonden.

Om na te gaan of het effect van ‘gelijk geslacht’ varieert met het aantal eerdere kinderen en de leeftijd waarop de moeder haar eerste kind kreeg zijn lineaire interacties met deze twee variabelen aan de analyse toegevoegd (*staat 5*). Het interactie-effect van het aantal voorafgaande kinderen en de seksesamenstelling blijkt niet significant ($B = -0,094$). Het interactie-effect van de leeftijd van de moeder bij de geboorte van haar eerste kind met de seksesamenstelling blijkt wel marginaal significant ($P = 0,07$ en $B = -0,312$). De voorkeur voor kinderen van een verschillend verslacht neemt dus af wanneer de moeder op een latere leeftijd met kinderen krijgen begint. Kennelijk weegt het hebben van een gezin met minimaal één jongen en één meisje niet op tegen het (biologisch gezien nog) kunnen krijgen van een (gezond) kind op latere leeftijd.

4. Conclusies

Nederlandse ouders hebben een zeer duidelijke voorkeur voor een gezin met twee kinderen van verschillend geslacht. Ouders krijgen vaker een derde of zelfs vierde kind

als hun eerdere kinderen van hetzelfde geslacht zijn. De eerder gesuggereerde voorkeur voor meisjes, het spiegelbeeld van de voorkeuren in traditionele samenlevingen (Andersson, Hank, Rønsen en Vikat, 2006), is niet gevonden. Alleen bij de overgang van het eerste naar het tweede kind is er een lichte voorkeur voor meisjes: ouders houden het vaker bij één kind als dat een dochter is.

Over de tijd blijken de voorkeuren voor geslacht te zijn afgenomen. Voor vrouwen geboren tussen 1947 en 1958 maakt het minder uit wat het geslacht van hun kinderen is dan voor oudere vrouwen. De voorkeur voor één kind van elk geslacht wordt zwakker over de tijd. Dit is in overeenstemming met ideeën over individualisering: mensen zouden steeds meer letten op individuele eigenschappen van kinderen en minder op de groep of sociale categorie waartoe zij behoren.

Literatuur

Andersson, G, K. Hank, M. Rønsen en A. Vikat, 2006. Gendering family composition: Sex preferences for children and childbearing behavior in the Nordic countries. *Demography* 43, blz. 255–267.

Andersson, G, K. Hank en A. Vikat, 2007. Understanding parental gender preferences in advanced societies: Lessons from Sweden and Finland. *Demographic Research* 17, blz. 135–156.

Arnold, F, M. Kim Choe en T. Roy, 1998. Son preference, the family-building process and child mortality in India. *Population Studies* 52, blz. 301–315.

Beck, U. en E. Beck-Gernsheim, 2002. Individualization: institutionalized individualism and its social and political consequences. Thousand Oaks, CA and New Delhi: Sage, Londen.

Brink, G. van den, C. Brinkgreve en L. Heerma van Voss, 2001. Verworven gelijkheid en gevoelde verschillen. In: Eijl, C. van, e.a. (red). *Sociaal Nederland: Contouren van de twintigste eeuw*. Aksant, Amsterdam.

Staat 5
Multivariate logistische regressies van de geboortetransities vanaf kindertal 2 met interacties (effecten op de log odds)

Geboortetransities	B	S.E.
Intercept	0,358	0,186
Gelijk geslacht	0,982 ***	0,319
Alleen meisjes	-0,103	0,104
1935–1946	-0,630 ***	0,109
1947–1958	-0,826 ***	0,107
Aantal eerdere kinderen	-0,140 ***	0,580
Leeftijd ¹⁾ moeder bij 1e kind	-0,700 ***	0,110
Gelijk geslacht X voorafgaande kinderen	-0,094	0,120
Gelijk geslacht X leeftijd ¹⁾ moeder bij 1e kind	-0,312 *	0,173
Gelijk geslacht X cohort 1935–1946	0,573 ***	0,175
Gelijk geslacht X cohort 1947–1958	-0,541 ***	0,173

Bron: NKPS 2002-04.

¹⁾ Leeftijd is hier geoperationaliseerd als: per 10 jaar en gecentreerd naar het gemiddelde om het intercept kleiner te maken en de resultaten makkelijker interpreteerbaar.

Significantie niveau: * $p < 0,1$ ** $p < 0,05$ *** $p < 0,01$ (tweezijdig).
N = 4393 transitie van 2662 vrouwen.

Clare, J.E. en C.V. Kiser, 1951. Preference for children of given sex in relation to fertility. *Milbank Memorial Fund Quarterly* 29, blz. 440–492.

Dykstra, P.A., M. Kalmijn, T.C.M. Knijn, A.E. Komter, A.C. Liefbroer en C.H. Mulder, 2004. The Netherlands Kinship Panel Study, 2002–2003. *Nederlands Interdisciplinair Demografisch Instituut*, Den Haag.

Hortaçsu, N, S.S. Bastug en O.B. Muhammetberdiev, 2001. Desire for children in Turkmenistan and Azerbaijan: son preference and perceived instrumentality for value satisfaction. *Journal of Cross-Cultural Psychology* 32, blz. 309–321.

Jong, A. de, 2003. Effect van seksevoorkeur op gezinsvorming. *Bevolkingstrends* (51)4, blz. 44–45. CBS, Voorburg/Heerlen.

Kippen, R, A. Evans en E. Gray, 2006. Parental preference for sons and daughters in a western industrial setting: Evidence and implications. *Journal of Biosocial Science* 39, blz. 83–597.

Larsen, U, W.C. Chung en M. Das Gupta, 1998. Fertility and son preference in Korea. *Population Studies* 52, blz. 317–325.

Liefbroer, A.C. en P.A. Dykstra, 2000. Levenslopen in verandering: een studie naar ontwikkelingen in de levenslopen

van Nederlanders geboren tussen 1900 en 1970, WRR serie Voorstudies en achtergronden V 107. Sdu Uitgevers, Den Haag.

Mills, M. en K. Begall, 2010. Preferences for the sex-composition of children in Europe: A multilevel examination of its effect on progression to a third child. *Population Studies* 64, blz. 77–95.

Pollard, M. en S. Morgan, 2002. Emerging parental gender indifference? Sex composition of children and the third birth. *American Sociological Review* 67, blz. 600–613.

Poston, D., 2002. Son preference and fertility in China. *Journal of Biosocial Science* 34, blz. 333–347.

Varma, G.R. en B.V. Babu, 2007. Son preference and desired family size in a rural community of West Godavari district, Andhra Pradesh, India. *Journal of Social Sciences* 15, blz. 59–64.

Williamson, N.E., 1976. *Sons or daughters: a cross-cultural survey of parental preferences*. Sage Publications, Beverly Hills.

Yamaguchi, K. en L. Ferguson, 1995. The stopping and spacing of childbirths and their birth-history predictors: rational-choice theory and event-history analysis. *American Sociological Review* 60, blz. 272–298.