

# Regionale verschillen in vruchtbaarheid verklaard

Manon van Middelkoop<sup>1)</sup> en Andries de Jong<sup>1)</sup>

*Veronderstellingen over vruchtbaarheid op regionaal niveau worden gedaan door het PBL en het CBS. Demografische, culturele, sociaaleconomische en woningmarktvariabelen spelen een belangrijke rol bij de verklaring van regionale verschillen in vruchtbaarheid. Voor de woningmarktvariabelen geldt dat zowel het aandeel eengezinswoningen als de uitbreiding van de woningvoorraad in de vijf jaar voorafgaand aan de meting van de gemeentelijke vruchtbaarheid een verhogend effect hebben. Daarnaast bieden regionale variabelen een verdere verklaring van gemeentelijke verschillen in vruchtbaarheid.*

## 1. Inleiding

De vruchtbaarheid in Nederland kent in zowel tijd als ruimte een grote variatie. Sinds de jaren vijftig van de vorige eeuw is sprake geweest van een daling van gemiddeld ruim 3 kinderen per vrouw naar 1,7. De theorie van de Tweede Demografische Transitie (Lesthaeghe en Van der Kaa, 1986) verklaart deze daling door de effecten van de overgang naar een moderne samenleving. Belangrijke maatschappelijke veranderingen hierbij zijn individualisering, emancipatie, secularisatie en de introductie van de anticonceptiepil.

Verondersteld kan worden dat deze maatschappelijke veranderingen in ruimtelijk opzicht anders kunnen uitpakken. Eerder werd verwacht dat er sprake zou zijn van convergentie van regionale vruchtbaarheidsverschillen, met tijdelijke regionale differentiatie als gevolg van faseverschillen in het proces van geboortedaling, onder invloed van maatschappelijke veranderingen (Ter Heide, 1973). Ter Heide dacht hierbij vooral aan de factor religie, terwijl de Projectgroep Regionale Bevolkingsprognoses (1978) het eerder zocht in regionale verschillen van arbeidsparticipatie van (gehuwde) vrouwen. De verwachting lijkt het laatste decennium niet uit te komen; er is eerder sprake van min of meer constante regionale vruchtbaarheidsverschillen dan van convergentie. Zo ligt de vruchtbaarheid van Urk al tijden op gemiddeld 3 kinderen per vrouw, terwijl deze in Amsterdam al jarenlang rond de 1,5 schommelt.

Vruchtbaarheidveronderstellingen op regionaal niveau vormen een belangrijk onderdeel van de regionale bevolkings- en huishoudensprognose, die in oktober 2009 voor de derde keer is uitgebracht door het Planbureau voor de Leefomgeving (PBL) en het CBS (zie: [www.regionalebevolkingsprognose.nl](http://www.regionalebevolkingsprognose.nl) en [statline.cbs.nl](http://statline.cbs.nl)).

Deze regionale prognose is consistent met de meest recente nationale CBS bevolkings-, allochtonen- en huishoudensprognose.

Voor het opstellen van veronderstellingen over vruchtbaarheid wordt gebruik gemaakt van een model dat eerder beschreven is door De Beer en Deerenberg (2005). Het is een multivariaat regressiemodel, waarmee de vruchtbaarheid op gemeentelijk niveau aan achtergrondvariabelen wordt gerelateerd. Een van de te onderzoeken achtergrondvariabelen is woningmarkt.

In de (inter)nationale literatuur zijn diverse aanwijzingen te vinden voor de invloed van de woningmarkt op de vruchtbaarheid (Mulder, 2006a; Mulder, 2006b; Feijten en Mulder, 2002; Garssen en Roovers, 2008; Rindfuss en Brauner-Otto, 2008). De Beer en Deerenberg (2005) hadden eerder al één variabele opgenomen, maar die bleek geen significante verklaring te geven voor gemeentelijke vruchtbaarheidsverschillen.

In dit artikel wordt de belangrijkste verandering ten opzichte van het model van De Beer en Deerenberg (2005) besproken, namelijk de verkenning en toevoeging van diverse woningmarktvariabelen in het model. De vraag is of er een relatie bestaat tussen kenmerken van de gemeentelijke woningvoorraad en het aantal kinderen dat vrouwen in een gemeente krijgen. Op deze manier wordt een bijdrage geleverd aan betere vruchtbaarheidveronderstellingen op regionaal niveau.

## 2. Beschrijving van methode en analyse

### 2.1 Indicator van gemeentelijke vruchtbaarheid

Als indicator van de vruchtbaarheid op gemeentelijk niveau is gekozen voor de Total Fertility Rate (TFR). Deze indicator kan op jaarbasis worden bepaald door over de leeftijdsrange 15 tot en met 50 jaar de som te berekenen van de leeftijdsspecifieke vruchtbaarheidscijfers (aantal kinderen naar leeftijd van de moeder gerelateerd aan het aantal vrouwen van die leeftijd). Dit cijfer kan worden geïnterpreteerd als het gemiddeld aantal kinderen dat vrouwen in hun vruchtbare jaren zouden krijgen, als zij het leeftijdsspecifieke vruchtbaarheidspatroon van dat bepaalde jaar zouden weerspiegelen. Een belangrijk voordeel van deze maat is dat ze ongevoelig is voor gemeentelijke verschillen in de leeftijdsopbouw van vrouwen in de vruchtbare leeftijden. Een nadeel van het bepalen van deze maat op jaarbasis is dat het gevoelig is voor tempoverschillen in de vruchtbaarheid. Als bijvoorbeeld veel vrouwen in een bepaald jaar besluiten de komst van hun kind een jaar uit te stellen, leidt dit tot een drastische verlaging van het gemiddeld kindertal voor dat jaar. Als deze vrouwen het krijgen van kinderen niet hadden uitgesteld, dan hadden ze uiteindelijk evenveel kinderen kunnen krijgen. Een ander nadeel is dat in veel kleine

<sup>1)</sup> Beide auteurs zijn werkzaam bij het Planbureau voor de Leefomgeving in Den Haag.

gemeenten weinig kinderen worden geboren waardoor het gemiddeld kindertal van afzonderlijke jaren een aanzienlijke fluctuatie kent.

Om deze toevalsfluctuatie te beperken is in dit artikel gebruik gemaakt het rekenkundig gemiddelde van drie opeenvolgende jaren, 2005, 2006 en 2007. De gemeenten die zijn onderzocht, zijn de 443 gemeenten van de gemeentelijst van 2007. Aangezien er in 2007 als gevolg van samenvoelingen minder gemeenten waren dan in de twee jaar daarvoor, was het nodig om voor de fusiegemeenten de TFR in de jaren vóór de samenvoering te berekenen. Dit is gedaan door het gewogen gemiddelde te berekenen, waarbij de TFR's van de 'samenstellende' gemeenten zijn gewogen naar het aantal geboorten in de afzonderlijke gemeenten op het totaal van deze gemeenten. Dit is overigens alleen gedaan indien gemeenten als geheel werden samengevoegd. Herberekening van de vruchtbaarheidscijfers na gedeeltelijke gemeentelijke grenswijzigingen zijn achterwege gelaten. Deze wijzigingen kunnen overigens wel gevolgen hebben voor de gemeentelijke vruchtbaarheid. Door toevoeging van sub-urbane gebieden aan de grote steden kan bijvoorbeeld de selectieve migratie van paren met een kinderwens binnen de gemeentegrenzen worden gehouden. Dit heeft een opwaarts effect op de TFR.

Er dient overigens met nog een interpretatieprobleem van de TFR rekening te worden gehouden. In de praktijk vertrekken bepaalde vruchtbare vrouwen uit een gemeente en komen er vruchtbare vrouwen van elders naar die gemeente toe. Hierdoor is sprake van een 'mix' van vrouwen. Het is de vraag of karakteristieken van bepaalde gemeenten doorwerken in het vruchtbaarheidsgedrag van

vrouwen die van elders zijn gekomen. Het voert echter voor dit artikel te ver om op deze problemen in te gaan.

Er is sprake van grote regionale verschillen in de gemeentelijke vruchtbaarheid (kaart 1). De hoogste TFR-waarden zijn te vinden in de gemeenten Urk (gemiddelde 3,0 kinderen per vrouw), Graafstroom, Staphorst (beiden 2,7) en Roosendaal (2,6). Op deze laatste gemeente na liggen deze plaatsen allemaal in de zogeheten bijbelgordel waar veel (streng) gereformeerde gelovigen wonen en waar de vruchtbaarheid traditioneel hoger ligt. De laagste TRF-waarden zijn te vinden in Maastricht, Vaals, Wageningen (1,2), Groningen, Nijmegen (1,3), Terschelling, Delft, Leiden en Valkenburg aan de Geul (1,4). Niet geheel toevallig bevinden zich in dit rijtje veel universiteitssteden. Deze instellingen trekken veel jongeren aan die vaak pas kinderen krijgen nadat zij hun studie hebben afgerond. Tegen die tijd zijn zij echter alweer vertrokken naar andere gemeenten, het werk achterna. Daarnaast zijn er in dit rijtje een aantal gemeenten te vinden in Zuid-Limburg. Dit gebied heeft te maken met zowel vergrijzing als bevolkingskrimp. Veel jongeren trekken hier weg en krijgen dus ook elders hun kinderen.

## 2.2 Variabelen die regionale vruchtbaarheid kunnen verklaren

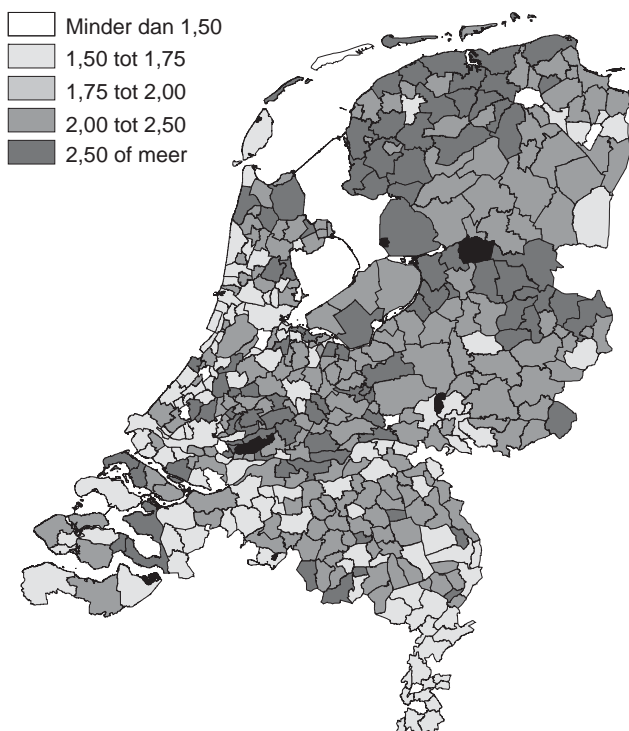
### 2.2.1 Demografische variabelen

De TFR corrigeert al voor verschillen in de leeftijdsopbouw (van vruchtbare vrouwen) van gemeenten. Naast leeftijd zijn er ook nog andere demografische variabelen die effect kunnen hebben op de gemeentelijke vruchtbaarheid. De Beer en Deerenberg (2005) wijzen op de huishoudenssamenstelling en de aanwezigheid van bepaalde allochtone groeperingen.

De vruchtbaarheid in Nederland speelt zich vrijwel uitsluitend af bij (samenwonende) paren en nauwelijks bij alleenstaanden. Het is daarom logisch dat in gemeenten met veel alleenstaande vrouwen de vruchtbaarheid wordt 'gedrukt'. Het gaat hierbij in het bijzonder om alleenstaande jongeren die nog een opleiding volgen of zijn gestart met een eerste baan. In deze analyse is gekeken naar het effect op de vruchtbaarheid van het aandeel vrouwen in de leeftijdsklasse 20 tot 40 jaar dat (nog) alleenstaand is.

Verder geldt op nationaal niveau vooral dat vrouwen met een Marokkaanse of Turkse achtergrond vaker kinderen krijgen dan andere allochtone groepen en autochtonen (Garssen en Nicolaas, 2006). Het gemiddelde kindertal ligt bij Marokkaanse vrouwen tegenwoordig rond 3 kinderen en voor Turkse vrouwen rond 2. Vrouwen die zijn geïmmigreerd (de eerste generatie) kenmerken zich door een hoge vruchtbaarheid. Hun kinderen, de tweede generatie, krijgen gemiddeld veel minder kinderen. Door gezinsvorming bestaat er echter een continue instroom van eerste generatie immigranten. In combinatie met een concentratie in vooral de grote steden, kan dit een verklaring van gemeentelijke vruchtbaarheidsverschillen zijn. Dit is in deze analyse geoperationaliseerd aan de hand van het percentage vrouwen in de leeftijdsklasse 15 tot 30 dat van Marokkaanse of Turkse afkomst is (eerste of tweede generatie).

## 1. TFR per gemeente, 2005/2007



### 2.2.2 Culturele variabelen

Een eerste culturele variabele is religie. Van oudsher heeft het geloof een duidelijk effect gehad op de keuze voor een bepaalde gezinsgrootte. Vooral vanuit de katholieke kerk, maar ook de gereformeerde kerk en mindere mate de hervormde kerk, werd het krijgen van kinderen binnen een huwelijk gestimuleerd. Gezien de huidige lage vruchtbaarheid in de 'katholieke' provincies Noord-Brabant en Limburg (en ook de lage vruchtbaarheid in de 'katholieke' landen Spanje en Italië) lijkt het rooms-katholieke geloof veel van haar pro-natalistische invloed te hebben verloren. Dit blijkt ook uit meting van het CBS (2005). In de leeftijds-klasse 44–53 jaar hadden in 2003 protestanten gemiddeld 2,1 kinderen, katholieken 1,85 en de onkerkelijken 1,7. Dit lijkt anders te liggen voor de (streng) gereformeerde gelovigen. In de typische bijbelgordelgemeenten ligt de vruchtbaarheid duidelijk hoger.

In deze analyse is gebruikt gemaakt van een proxy om het effect van religie op de vruchtbaarheid te bepalen. Het aandeel stemmers op de Christen Unie (CU) en de Staatkundig Gereformeerde Partij (SGP) bij de Tweede Kamerverkiezingen van 2006 is meegenomen in de analyse.

Naast religie worden culturele effecten op de vruchtbaarheid ook vaak in verband gebracht met verstedelijking. In veel grote steden ligt de vruchtbaarheid dikwijls lager dan op het platteland. Hierbij is natuurlijk sprake van een selectieve migratie (veel alleenstaanden wonen in grote steden), maar het is ook mogelijk dat het krijgen van kinderen hier minder vanzelfsprekend is. De Jong et al. (2006) laten bijvoorbeeld zien dat het uit elkaar gaan van paren in steden duidelijk frequenter is dan op het platteland. Er is sprake van een andere kijk op relaties, wat gepaard gaat met een andere leefstijl.

In deze analyse is als indicator voor stedelijkheid de omgevingsadressendichtheid gebruikt. Deze geeft het aantal adressen per vierkante kilometer weer. De variabele is in zes klassen opgedeeld, oplopend van minder dan 500 (categorie 1: niet-stedelijk) in stapjes van 500 tot 2 500 en meer adressen per kilometer (categorie 6: zeer sterk stedelijk). In de analyse is elke klasse als een 'dummy' opgenomen.

### 2.2.3 Sociaaleconomische variabelen

De relatie tussen kindertal en sociaaleconomische factoren houdt verband met de kosten van kinderen. Vooral voor werklozen kan het een financiële barrière zijn om (veel) kinderen te krijgen. Aan de andere kant zijn de gedeerde inkomsten bij de komst van kinderen voor hogere inkomens hoog: moeders, en in toenemende mate ook vaders, gaan immers vaak minder werken na de geboorte van een kind. In dat geval zijn de hoogte van het inkomen van de 'zorgouder(s)' en verschillen in de arbeidsparticipatie van mannen en vrouwen relevant.

In de analyse zijn een aantal variabelen meegenomen, waaronder de netto participatiegraad (werkzame beroepsbevolking als aandeel van de totale bevolking) en het verschil daarin tussen mannen en vrouwen (beter bekend als de Gender Employment Gap), het aantal werkende vrouwen per werkende man, het percentage van de bevolking met een uitkering (de bijstand, WAO en WW), het gemiddeld besteedbaar inkomen van de totale bevolking, het gemiddeld besteedbaar inkomen van personen met

52 weken inkomen en het aandeel van de beroepsbevolking dat werkloos is (totaal en voor mannen en vrouwen afzonderlijk). Veel van deze werk- en inkomensgerelateerde variabelen kennen een hoge onderlinge correlatie en meten dus min of meer hetzelfde.

### 2.2.4 Woningmarkt variabelen

Door De Beer en Deerenberg (2005) is het effect van de woningmarkt op de vruchtbaarheid onderzocht aan de hand van één indicator, te weten het aantal gebouwde nieuwbouwwoningen in de twee jaar voorafgaand aan de meting van de gemeentelijke TFR, als percentage van de woningvoorraad op 1 januari van dat jaar. Deze variabele bleek echter geen significante invloed op de TFR uit te oefenen. Dit is een onverwacht resultaat, gezien het feit dat veel jonge paren eerst naar een nieuwbouwwijk verhuizen en vervolgens kinderen krijgen (Mulder, 2006a; Mulder, 2006b). Bovendien laten Garssen en Roovers (2008) zien dat gemeenten met een hoge instroom van jonge paren en gezinnen een verhoogde vruchtbaarheid kennen. Mogelijk is in de operationalisatie van het effect van de woningmarkt de periode van twee jaar te kort is om een significant effect op te leveren. Het 'op orde' komen na een verhuizing, zwanger raken en bevallen zijn processen die gezamenlijk mogelijk meer tijd in beslag nemen. Bovendien overlapt in de operationalisatie de nieuwbouwperiode van twee jaar met de berekening van de TFR. De afhankelijke variabele is immers het rekenkundig uitgemiddeld over drie jaar. Het eventuele effect van de nieuwbouw kan daarbij dus weggemiddeld worden. Om deze reden is in deze nieuwe analyse gekeken naar de bouwstroom in vijf jaar in plaats van twee jaar. De variabele 'nieuwbouw' is hiertoe geoperationaliseerd als het aantal nieuw gebouwde woningen in de periode 2002–2006, als percentage van de woningvoorraad op 1 januari 2007. Ter vergelijking is ook het effect van de nieuwbouwvariabele via de operationalisatie van De Beer en Deerenberg meegenomen.

Verder is onderzocht of andere variabelen die betrekking hebben op de woningmarkt effect uitoefenen op de vruchtbaarheid, waaronder het hebben van een koop- of huurwoning, het aantal kamers in een huis en de prijs van een koopwoning. Feijten en Mulder (2002) geven aan dat er vaak kinderen geboren worden na de verhuizing naar een eengezins- en/of koopwoning. Uit de internationale literatuur zijn er aanwijzingen dat een goede toegankelijkheid van betaalbare huurwoningen ertoe leidt dat vrouwen op jongere leeftijd kinderen krijgen (Rindfuss en Brauner-Otto, 2008) en dat ze bovendien meer kinderen krijgen dan bij laat ouderschap. In Nederland is echter sprake van een sterk gereguleerde huurmarkt en is er vooral in de grote steden sprake van jarenlange wachttijden. Hier is dus geen sprake van een goede toegankelijkheid voor startende paren.

Voor de koopwoningenmarkt ligt de situatie anders. De toegankelijkheid is veel beter, vooral in de groeikernen en uitleglocaties waar de afgelopen jaren (relatief) veel is gebouwd. In Nederland verhuizen veel jonge paren met plannen voor gezinsuitbreiding vanuit het centrum van de grote steden naar omliggende suburbane gemeenten of uitleglocaties rondom de grote stad. In sommige gebieden, met name in de Randstad, zijn de koopwoningen door de

(tot voor kort sterk gestegen) prijzen voor koopstarters en lage-inkomensgroepen echter wel financieel minder bereikbaar gemaakt (Renes et al., 2006). In de analyse is gekeken naar het effect van het percentage koopwoningen dan wel het percentage eengezinswoningen op de totale woningvoorraad in een gemeente. Feijten en Mulder (2002) en Mulder (2006b) hebben in Nederland en Duitsland een positief effect van het percentage koopwoningen op de vruchtbaarheid geconstateerd. In Engeland bleek echter sprake te zijn van een negatief effect, hetgeen verklaard kan worden door het feit dat de kosten van koopwoningen concurreren met de kosten voor het opvoeden van kinderen.

Voorts is nog gekeken naar het effect van het aantal kamers in een woning op de vruchtbaarheid. Verwacht wordt dat het hebben van veel kamers in een woning gepaard gaat met een hogere vruchtbaarheid. Ten slotte is ook nog gekeken naar de prijs van koopwoningen (aan de hand van WOZ-waarde). Enerzijds kunnen in goedkopere woningen de woonlasten minder concurreren met de kosten van kinderen. Anderzijds kunnen in duurere woningen juist meer vermogende paren wonen die de kosten van kinderen gemakkelijker kunnen opbrengen.

### 2.3 Beschrijving van het model

De hierboven beschreven categorieën met demografische, culturele, sociaaleconomische en woningmarkt gerelateerde variabelen zijn in het multivariate model opgenomen als verklarende variabelen voor regionale vruchtbaarheidsverschillen. Binnen elke categorie zijn diverse variabelen getest op hun verklarende waarde. In een eerste stap is 'univariaat' de samenhang met de gemeentelijke vruchtbaarheid onderzocht. Hierbij is stapsgewijs gekeken of de afzonderlijke variabelen van die groep op 10 procent significantieniveau gehandhaafd konden blijven in het model of niet en/of er sprake was van autocorrelaties (via zogenaamde hoge VIF-waarden). Indien dit het geval was, werden de betreffende variabelen uit het model verwijderd. In een tweede stap zijn de overgebleven variabelen multivariaat in het regressiemodel ingebracht. Hierbij blijken bepaalde variabelen 'uit' het model te vallen en andere variabelen van 'teken' te veranderen. Door deze werkwijze zijn van de diverse groepen slechts een beperkt aantal variabelen overgebleven. Het uiteindelijk op deze wijze afgeleide regressiemodel wordt in de staat gepresenteerd.

## 3. Resultaten

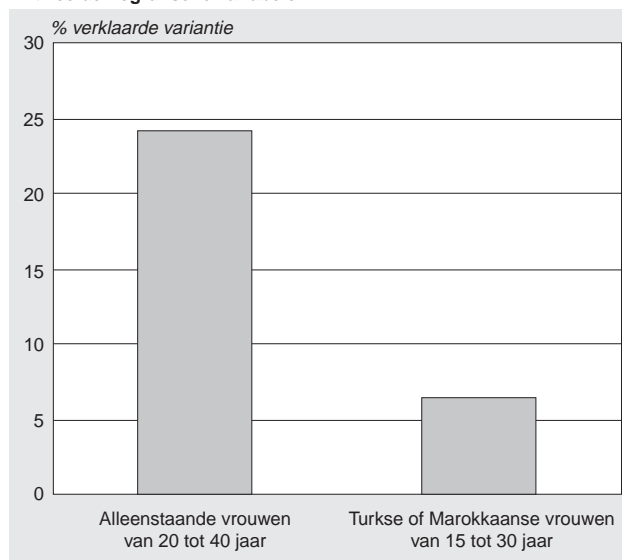
### 3.1 Effect van groepen variabelen op regionale vruchtbaarheidsverschillen

Zoals verwacht is een duidelijk effect van beide demografische variabelen zichtbaar (*grafiek 1*). Bijna een kwart van de variantie in de gemeentelijke vruchtbaarheid kan worden verklaard met het percentage alleenstaande vrouwen in de leeftijdsklasse van 20 tot 40 jaar. Er is sprake van een negatieve samenhang: een hoger aandeel alleenstaande vrouwen gaat samen met een lagere vruchtbaar-

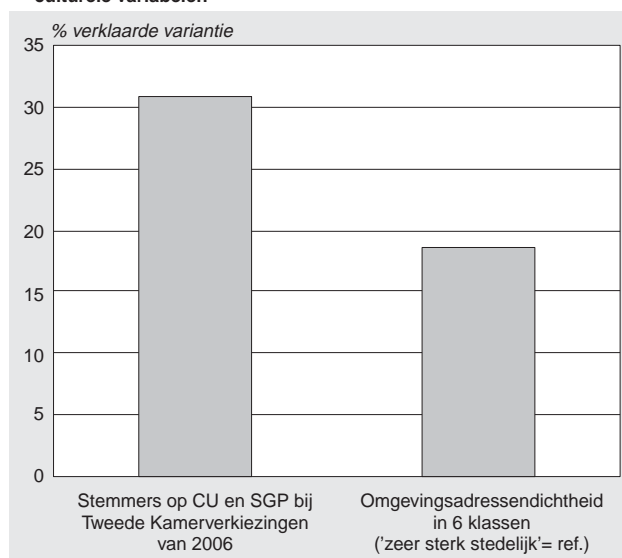
heid. Ook de variabele 'percentage Marokkaanse en Turkse vrouwen in de leeftijdsklasse 15–29 jaar' toont een relatie met de gemeentelijke vruchtbaarheid. Hoewel dit effect met krap 7 procent verklaarde variantie veel zwakker is. Opmerkelijk is echter dat het teken van het verband niet overeenkomt met de verwachting. Er bestaat een negatief verband: een groter aandeel allochtone vrouwen hangt samen met een lager kindertal.

De twee demografische variabelen tezamen hebben een verklaarde variantie van 24 procent, niet veel meer dan het aandeel alleenstaande vrouwen op zichzelf al verklaart. Het aandeel Turkse en Marokkaanse vrouwen heeft in dit beknopte multivariate model zelfs geen significant effect op de vruchtbaarheid. Een mogelijke verklaring voor het negatieve effect in het beknopte model kan zijn dat de allochtone vrouwen vrij sterk geconcentreerd wonen in grote steden, waar andere factoren, zoals veel alleenstaanden, de vruchtbaarheid drukken.

1. Gemeentelijke vruchtbaarheidsverschillen: verklaarde variantie van twee demografische variabelen



2. Gemeentelijke vruchtbaarheidsverschillen: verklaarde variantie van culturele variabelen

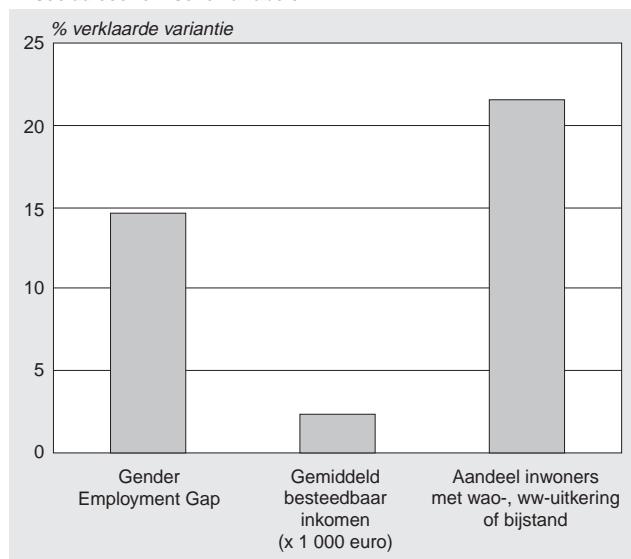




Bij de culturele variabelen is het effect van (het gereformeerd) gelovig zijn op de gemeentelijke vruchtbaarheid vrij groot, met ongeveer 30 procent verklaarde variantie (*grafiek 2*). Zoals verwacht is hier sprake van een positieve samenhang: hoe meer gelovigen in een gemeente, hoe hoger de vruchtbaarheid. Ook de mate van verstedelijking heeft een beduidend effect op de gemeentelijke verschillen in de vruchtbaarheid, met bijna 20 procent. De vijf dummy-variabelen voor stedelijkheid hebben zoals verwacht een positief effect ten opzichte van de referentiecategorie 'zeer sterk stedelijk', waarbij het significantieniveau daalt met het toenemen van de stedelijkheid. In minder stedelijke gemeenten ligt de vruchtbaarheid dus hoger dan in meer stedelijke gemeenten. De culturele variabelen kunnen gezamenlijk 45 procent van de variantie verklaren. De verschillende stedelijkheidscategorieën hebben daarbij echter niet altijd een significant effect. In het volledige model, dat in de volgende paragraaf wordt gepresenteerd, is daarom uiteindelijk alleen de laagste stedelijkheidscategorie opgenomen (niet-stedelijk of minder dan 500 adressen per vierkante kilometer). Samen met het aandeel SGP- en CU-stemmers verklaart deze variabele 37 procent van de gemeentelijke vruchtbaarheidsverschillen.

*Grafiek 3* presenteert de drie sociaaleconomische variabelen die relatief lage onderlinge correlaties vertonen (Pearsons correlatiecoëfficiënt < 0,35). De grafiek maakt zichtbaar dat de Gender Employment Gap en het percentage mensen met een uitkering van alle variabelen de meeste verklarende kracht hebben. De verklaarde variantie van het percentage mensen met een uitkering is met 22 procent het hoogst. Zoals verwacht is het verband negatief, meer mensen met een uitkering drukt de vruchtbaarheid in een gemeente. De Gender Employment Gap verklaart ongeveer 15 procent. Het positieve teken van het verband geeft aan dat grotere verschillen in de participatiegraad tussen man en vrouw samen gaan met een hogere vruchtbaarheid. Het gemiddeld inkomen van de bevolking verklaart slechts 2 procent van de gemeentelijke vruchtbaarheidsverschillen. De samenhang is negatief: een hoger gemiddeld inkomen in een gemeente gaat blijkbaar samen met een lagere vrucht-

**3. Gemeentelijke vruchtbaarheidsverschillen: verklaarde variantie van sociaaleconomische variabelen**

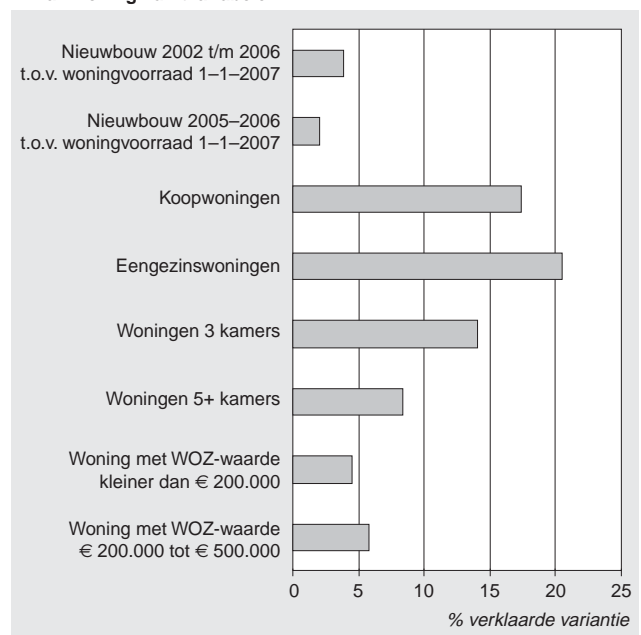


baarheid. Deze drie sociaaleconomische variabelen verklaren samen bijna 37 procent van de variantie. In het uiteindelijke vruchtbaarheidsmodel is alleen het aandeel inwoners met een uitkering opgenomen; de andere twee sociaaleconomische variabelen bleken geen significant effect op de vruchtbaarheid meer te hebben.

De woningmarktvariabele 'nieuwbouw' blijkt in de operationalisatie van de bouwstroom in vijf jaar een grotere verklarende kracht te hebben dan in de operationalisatie van twee jaar (*grafiek 4*). De verklaarde variantie komt uit op 4 procent, tegen 2 procent in de operationalisatie van De Beer en Deerenberg (2005). Zoals verwacht blijkt het verband positief: veel nieuwbouw verhoogt de gemeentelijke TFR. Een groter aandeel koopwoningen dan wel eengezinswoningen blijkt samen te gaan met een hoger gemeentelijk kindertal. Ook het aantal kamers en de prijs van de woning zijn relevant. Veel kleine en goedkope woningen hangen negatief samen met de gemeentelijke TFR, terwijl hogere aandelen woningen met minimaal 5 kamers of een WOZ-waarde tussen de 200 en 500 duizend euro een positief effect hebben.

Ook tussen de woningmarktvariabelen bestaan soms hoge onderlinge correlaties, waardoor zij niet allemaal meegenomen kunnen worden in het model. De Pearson correlatiecoëfficiënt tussen de aandelen eengezins- en koopwoningen bedraagt bijvoorbeeld 0,8. De nieuwbouwvariabele vertoont een beperkte samenhang met de andere woningmarktkenmerken. Daarom is uiteindelijk besloten om alleen het aandeel eengezinswoningen en de nieuwbouw in de voorafgaande vijf jaar op te nemen. Samen kunnen deze woningmarktkenmerken 24 procent van de variantie in de gemeentelijke vruchtbaarheid verklaren.

**4. Gemeentelijke vruchtbaarheidsverschillen: verklaarde variantie van woningmarktvariabelen**



### 3.2 Multivariaat model voor gemeentelijke vruchtbaarheidsverschillen

In de *staat* zijn zowel de B-waarde als de Beta-waarde weergegeven. Aan de hand van de B-waarden kan de hoogte van de TFR in een bepaalde gemeente worden berekend. Dit wordt gedaan door vermenigvuldiging van deze B-waarde met de hoogte van de betreffende verklarende variabele en hierbij de waarde van de constante op te tellen. Bij de Beta-waarde is gestandaardiseerd voor verschillen in de standaarddeviatie van de geselecteerde variabelen, zodat de verklaringskracht van de verschillende variabelen onderling kan worden vergeleken.

Het regressiemodel met de overgebleven inhoudelijke variabelen kan staat 56 procent van de variantie in de gemeentelijke vruchtbaarheid verklaren. Om overgebleven regionale verschillen nader te verklaren, zijn aan het model diverse regionale dummies toegevoegd, zoals provincies of delen daarvan (via COROP-gebieden). Zeven van deze variabelen zijn uiteindelijk geselecteerd (*kaart 2*). In de provincies Flevoland, Overijssel, Utrecht en Zuid-Holland blijken de inhoudelijke variabelen een onderschatting te geven van de gemeentelijke TFR. In Zuid-Limburg, daarentegen, overschatten de structurele variabelen de TFR. Door de toevoeging van deze regionale correcties kan het multivariaat regressiemodel uiteindelijk 64 procent van de variantie in de gemeentelijke TFR verklaren. De meeste variabelen zijn significant op 99 procent significantieniveau.

Bij de demografische variabelen blijkt de richting van de parameter voor de variabele jonge vrouwen van Turkse of Marokkaanse afkomst te zijn veranderd. Er geldt nu het verwachte positieve verband, waarbij een hogere percentage vrouwen van deze twee herkomstgroepen in een gemeente samengaat met een hogere vruchtbaarheid. Nog steeds geldt dat het effect van het percentage jonge vrouwen op de gemeentelijke vruchtbaarheid beduidend groter is: 10 procentpunten meer van deze vrouwen in een

## 2. Opgenomen regionale variabelen (donkere gebieden)



gemeente verlaagt de TFR met 0,1, terwijl 10 procentpunten meer jonge vrouwen van Turkse of Marokkaanse afkomst de TFR verhoogt met 0,06. Ook de Beta-waarde van alleenstaande vrouwen is beduidend groter dan die van allochtone vrouwen. In grote gemeenten zien we vaak een concentratie van zowel jonge alleenstaande vrouwen (die hier onder meer vanwege studie of eerste baan wonen) als jonge Turkse en Marokkaanse vrouwen. Mede door het sterkere effect van het alleenstaand zijn, blijkt de TFR in de grote steden vaak veel lager uit te komen dan de TFR van Nederland als geheel.

**Staat**  
Multivariaat regressiemodel voor de verklaring van gemeentelijke vruchtbaarheidsverschillen, 2005/2007

Variabele	Multivariaat ( $R^2 = 0,644$ )	
	B	Beta
Constante	1,685***	
<i>Demografische variabelen</i>		
Aandeel 20 tot 40 jarige alleenstaande vrouwen	-0,010***	-0,262
Aandeel 15 tot 30-jarige vrouwen van Turkse of Marokkaanse afkomst	0,006**	0,092
<i>Culturele variabelen</i>		
Aandeel CU en SGP-stemmers bij Tweede kamerverkiezingen van 2006	0,011***	0,373
Laatste omgevingsadressendichtheid (niet-stedelijk)	0,058***	0,113
<i>Sociaal-economische variabelen</i>		
Aandeel uitkeringen (wao, ww, bijstand) in totale bevolking	-0,011***	-0,142
<i>Woningmarkt variabelen</i>		
Aandeel nieuwbouw 2002 t/m 2006 t.o.v. woningvoorraad 2007	0,008***	0,096
Aandeel eengezinswoningen	0,003***	0,166
<i>Regionale dummies</i>		
Noord-Friesland	0,122***	0,104
Zuidwest-Friesland	0,270***	0,145
Oost-Zuid-Holland	0,079*	0,059
Zuid-Limburg	-0,188***	-0,163
Provincie Utrecht	0,074***	0,079
Provincie Flevoland	0,189***	0,094
Provincie Overijssel	0,141***	0,140

Significantieniveau: \* = 0,10; \*\* = 0,05; \*\*\* = 0,01

Het effect van een hoog percentage streng gelovigen uit de hervormde of gereformeerde kerk is ongeveer even groot als dat van het percentage alleenstaanden, 10 procent meer stemmers op de Christen Unie of Staatskundig Gereformeerde Partij leidt tot een verhoging van de gemeentelijke TFR van 0,1. Op basis van de Beta-waarde is de verklaringskracht van deze variabele nog groter dan die van het alleenstaand zijn. Dit hangt mogelijk samen met het feit dat bepaalde bijbelgordelgemeenten uitgesproken religieus zijn, terwijl een hoog percentage alleenstaande jonge vrouwen vaak weer samengaat met een hoog percentage Turkse en Marokkaanse vrouwen (met een tegengesteld effect op de vruchtbaarheid). Hierdoor wordt het effect van het religieus zijn niet tenietgedaan door het effect van andere variabelen (met een tegengesteld effect op de vruchtbaarheid).

Van de sociaaleconomische variabelen is uiteindelijk alleen de variabele 'percentage uitkeringen' overgebleven. Het effect is vrij sterk: 10 procent meer mensen met een uitkering in een gemeente verlaagt de gemeentelijke TFR met 0,1. Hieruit blijkt dat mensen met een uitkering er (noodgedwongen) voor kunnen kiezen minder kinderen te krijgen dan mensen met een hoger inkomen.

Van het scala aan woningmarktvariabelen zijn er uiteindelijk maar twee overgebleven, te weten het percentage nieuwbouw in de afgelopen vijf jaar en het percentage eengezinswoningen. Op basis van de Beta-waarde kan worden geconcludeerd dat de verklaringskracht van de variabele 'percentage eengezinswoningen' groter is dan die van de nieuwbouw in de afgelopen vijf jaar. Afgaand op de B-waarden heeft 10 procentpunten meer nieuwbouw ten opzichte van de woningvoorraad met 0,08 echter een groter effect op de TFR dan 10 procentpunten meer eengezinswoningen, met een score van 0,03. Met name in de gemeenten Barendrecht, Pijnacker-Nootdorp, Lansingerland en Houten is er in de afgelopen vijf jaar veel nieuwbouw geweest (met een procentuele toevoeging van rond 20 procent). Hierdoor is de TFR in deze gemeenten met bijna 0,2 verhoogd. Ook het percentage eengezinswoningen is in deze gemeenten erg hoog (mede doordat de toevoegingen ook voornamelijk eengezinswoningen betreffen), met aandelen tussen de 80 en 90 procent. Dit gaat gepaard met een verdere verhoging van de TFR met rond 0,25. In totaal dragen de twee woningbouwvariabelen dus bij aan een verhoging van de gemeentelijke TFR met 0,4.

De verklaringskracht van het regressiemodel wordt verder verhoogd door het opnemen van regionale dummies. In drie provincies is sprake van effecten op de vruchtbaarheid die niet door de eerder vermelde inhoudelijke variabelen konden worden verklaard. Dit geldt ten eerste voor Flevoland. In de jongste provincies bestaat een groot aanbod betaalbare eengezinswoningen. Veel jonge paren uit de omgeving, in het bijzonder Amsterdam met een erg krappe woningmarkt, zijn naar deze provincie getrokken om hun kinderwens te realiseren. Volgens het regressiemodel is in deze provincie sprake van een effect van 0,19 op de gemeentelijke TFR. Uiteindelijk is dit effect op microniveau goed te verklaren. Vooral economisch draagkrachtige paren zijn bijvoorbeeld in staat om een eengezinswoning te kopen, terwijl de overweging om naar Flevoland te ver-

huizen waarschijnlijk urgent is geworden op het moment dat men op een leeftijd is gekomen waarop de wens om kinderen te krijgen erg sterk is geworden. De in het model opgenomen variabelen zijn dus te 'grof' om dergelijke achtergronden goed op te pikken.

Ook in Overijssel is sprake van een verhoogde vruchtbaarheid, te weten 0,14 bovenop de effecten van de structurele variabelen. Ook in Noord-Friesland en Zuidwest-Friesland ligt de gemeentelijke TFR duidelijk hoger dan verwacht, met respectievelijk 0,12 en 0,27. Mogelijk kan hier een verband worden gelegd met het feit dat er in deze gebieden veel plattelandsgemeenten zijn. Hier kunnen traditionele waarden en normen een sterke rol spelen, en hiertoe behoort ook dat men in een relatie kinderen krijgt. Ten slotte geldt in de provincie Utrecht een verhoogde vruchtbaarheid van 0,07.

Een sterk verlaagde TFR wordt aangetroffen in Zuid-Limburg, waar de TFR 0,19 lager ligt dan op grond van de structurele variabelen verwacht mag worden. Het gaat hier om een regio die van oudsher rooms-katholiek is. In het verleden werd het katholieke geloof geassocieerd met een hoge vruchtbaarheid, tegenwoordig is echter het tegendeel het geval. Ook het wegtrekken van jongeren naar gebieden met meer werk komt waarschijnlijk in de negatieve waarde voor deze regio tot uitdrukking.

#### 4. Conclusie

Voor de PBL/CBS regionale bevolkings- en huishoudensprognoses is inzicht in regionale verschillen in vruchtbaarheid erg belangrijk. Hiertoe is in dit artikel een verklarend model geschat dat vruchtbaarheidsverschillen tussen regio's in verband brengt met diverse achtergrondvariabelen. Het multivariaat regressiemodel relateert verschillen in gemiddeld kindertal (of TFR) per gemeente aan verschillende demografische, culturele en sociaaleconomische variabelen en aan kenmerken van de gemeentelijke woningmarkt. De gemeentelijke vruchtbaarheid blijkt hoger te zijn als er in een gemeente een groter aandeel vrouwen tussen 15 en 30 jaar van Turkse en Marokkaanse herkomst, meer mensen tijdens de Tweede Kamerverkiezingen in 2006 op de Christen Unie of de SGP hebben gestemd, er een zeer lage omgevingsdichtheid is ('niet stedelijk'), er relatief veel eengezinswoningen zijn, en er in de voorafgaande 5 jaar relatief veel woningen zijn bijgebouwd. De vruchtbaarheid in een gemeente is juist lager als er sprake is van relatief veel alleenstaande vrouwen tussen de 20 en 40 jaar en indien een groter deel van de bevolking afhankelijk is van een uitkering (WW, WAO of bijstand). Bovenop deze structurele variabelen zijn een aantal regionale kenmerken opgenomen. In de provincies Utrecht, Flevoland en Overijssel en in de COROP-gebieden Noord- en Zuidwest-Friesland en Oost-Zuid-Holland blijkt de vruchtbaarheid hoger te zijn dan op basis van deze inhoudelijke variabelen verklaard kan worden. In Zuid-Limburg, daarentegen, ligt de vruchtbaarheid juist lager.

De richting van deze verbanden komen overeen met wat in de literatuur beschreven wordt. Toch moet bij de interpretatie van de uitkomsten rekening worden gehouden met het probleem van de 'ecological fallacy'. Dit wil zeggen dat

verbanden die op geaggregeerd niveau (in dit geval de gemeenten) worden gevonden, niet noodzakelijkerwijs voortvloeien uit verbanden op individueel niveau. Als bijvoorbeeld het model aangeeft dat in grote steden de vruchtbaarheid duidelijk lager ligt dan op het platteland, wil dit nog niet het zeggen dat het wonen in een grote stad leidt tot een lage vruchtbaarheid. Voor het opstellen van de regionale prognose moet de vruchtbaarheid van de afzonderlijke gemeenten in de toekomst worden geschat, en speelt dit interpretatieprobleem een minder belangrijke rol.

Met de regionale prognose en de in dit artikel beschreven analyse wordt eerst een inschatting gemaakt van de hoogte van de (uiteindelijk geselecteerde) verklarende variabelen in 2025 en 2040. Vervolgens kan met behulp van het regressiemodel de vruchtbaarheid op gemeentelijk niveau in 2025 en 2040 worden geschat. Overigens worden deze uitkomsten vervolgens weer vertaald in leeftijdsspecifieke vruchtbaarheidscijfers die in het regionaal prognosemodel als input worden gebruikt.

## Literatuur

Beer, J. de en I. Deerenberg, 2005, Regionale verschillen in vruchtbaarheid: een verklarend model. *Bevolkingstrends* 53(1), blz 46–55.

CBS, 2005, Geloof en vruchtbaarheid. *Bevolkingstrends*, 53(4), blz. 10.

Jong, A. de, M. Alders, P. Feijten, P. Visser, I. Deerenburg, M. van Huis en D. Leering, 2005, Achtergronden en veronderstellingen bij het model PEARL. Naar een nieuwe bevolkings- en allochtonenprognose. Ruimtelijk Planbureau/Centraal Bureau voor de Statistiek. NAI Uitgevers, Rotterdam.

Jong, A. de, P. Feijten, C. de Groot, C. Harmsen, M. van Huis, F. Vernooij, 2006, Regionale huishoudensdynamiek. Achtergronden bij de regionale huishoudensprognose met het model PEARL. Ruimtelijk Planbureau/Centraal Bureau voor de Statistiek. NAI Uitgevers, Rotterdam.

Feijten, P. en C.H. Mulder, 2002, The timing of household events and housing events in the Netherlands. *Housing Studies* 17(5), blz. 773–792.

Garssen, J. en H. Nicolaas, 2006, Recente trends in de vruchtbaarheid van niet-westers allochtone vrouwen. *Bevolkingstrends* 54(1), blz. 15–31.

Garssen, J. en H. Roovers, 2008, Zeer grote gezinnen worden schaars. *Bevolkingstrends* 56(2), blz. 60–65.

Heide, H. ter, 1973, Uitgangspunten en begrippenapparaat voor regionale bevolkingsvoortberekningen. *Bevolking en Gezin* 2(3), blz. 445–470.

Lesthaeghe, R. en D.J. van der Kaa, 1986, Twee demografische transitie? In: D.J. van der Kaa en R. Lesthaeghe (red), *Bevolking. Groei en krimp*, blz 9–24. Van Loghum Slaterus, Deventer.

Mulder, C. H., 2006a, Population and housing: a two-sided relationship. *Demographic Research* 15(13), blz. 281–298.

Mulder, C. H., 2006b, Home-ownership and family formation. *Journal of Housing and the Built Environment* 21(3), blz. 401–412.

Projectgroep Regionale Bevolkingsprognoses, 1978, Divergentie of convergentie? Een nota over de regionale verschillen in huwelijksvruchtbaarheid en de verwachting daaromtrent voor de toekomst. PRB, Den Haag/Leiden.

Renes, G., M. Thissen en A. Segeren, 2006, Betaalbaarheid van koopwoningen en het ruimtelijk beleid. Ruimtelijk Planbureau. NAI Uitgevers, Rotterdam.

Rindfuss, R. R. en S.R. Brauner-Otto, 2008, Institutions and the transition to adulthood: Implications for fertility tempo in low-fertility settings. In: *Vienna Yearbook of Population Research*, 2008, blz. 57–87. Vienna Institute of Demography at the Austrian Academy of Sciences, Wenen.