



Bevolkingstrends

PBL/CBS Regionale bevolkings- en huishoudensprognose 2016–2040:

**analyse van regionale verschillen in
vruchtbaarheid**



Planbureau voor de Leefomgeving

2017

**Corina Huisman
Andries de Jong**

Inhoud

- 1. Inleiding 2**
- 2. Regionale verschillen in de vruchtbaarheid 3**
- 3. Verklarende variabelen van het regionale vruchtbaarheidsmodel 5**
 - 3.1 Demografische variabelen 6
 - 3.2 Culturele variabelen 7
 - 3.3 Sociaaleconomische variabelen 8
 - 3.4 Woningmarktvariabelen 8
- 4. Uitkomsten van het regionale vruchtbaarheidsmodel 9**
- 5. Voorspelde verschillen in de regionale vruchtbaarheid in 2025 13**
- 6. Conclusie 14**
- Literatuur 15

In september 2016 is voor de zesde keer de PBL/CBS Regionale bevolkings- en huishoudensprognose uitgebracht. Voor de vruchtbaarheidsveronderstellingen van deze prognose is een analyse uitgevoerd van gemeentelijke verschillen in de vruchtbaarheid. Uit deze analyse blijkt dat demografische, culturele, sociaaleconomische variabelen en zaken die samenhangen met de woningmarkt een belangrijke rol spelen bij de verklaring van gemeentelijke verschillen in de vruchtbaarheid. Daarnaast zijn regionale variabelen gebruikt voor een aanvullende verklaring van gemeentelijke verschillen. Met deze variabelen tezamen kan driekwart van de gemeentelijke variatie in de vruchtbaarheid worden verklaard.

Auteurs: Corina Huisman (PBL/CBS) en Andries de Jong (PBL).

1. Inleiding

Het Planbureau voor de Leefomgeving (PBL) en het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) stellen gezamenlijk om de drie jaar de Regionale bevolkings- en huishoudensprognose op. In september 2016 is de zesde regionale prognose uitgebracht over de periode 2016–2040 (Kooiman et al., 2016). Vruchtbaarheidsveronderstellingen op regionaal niveau vormen een belangrijk onderdeel van deze prognose. Voor het opstellen van deze veronderstellingen wordt gebruikt gemaakt van een multivariate regressiemodel, waarin de vruchtbaarheid op gemeentelijk niveau aan een aantal achtergrondvariabelen wordt gerelateerd. Dit artikel bevat een actualisatie van het verklarend regionale vruchtbaarheidsmodel dat eerder is beschreven door De Beer en Deerenberg (2005) en Middelkoop en De Jong (2009).

Aan de hand van de in dit artikel beschreven analyse zijn de vruchtbaarheidsveronderstellingen voor de PBL/CBS Regionale bevolkings- en huishoudensprognose 2016–2040 opgesteld. De analyse laat zien welke verklarende variabelen van belang zijn bij gemeentelijke verschillen in de vruchtbaarheid. Met deze verklarende variabelen is een inschatting gemaakt van hun niveau in het kalenderjaar 2025. Vervolgens is aan de hand van de parameters van het regressiemodel de vruchtbaarheid van alle afzonderlijke gemeenten geschat in dat jaar. Het toekomstig aantal geboorten is in de prognose berekend door de gemeentelijke, leeftijdsspecifieke vruchtbaarheid tussen het laatst waargenomen jaar en 2025 te interpoleren; de regionale vruchtbaarheidsverschillen worden vervolgens constant gehouden. Dit cijfer is toegepast op de groep vrouwen in de vruchtbare leeftijden.

In het multivariate regressiemodel wordt de afhankelijke variabele gevormd door de zogenaamde Total Fertility Rate (TFR), die een indicatie geeft van het gemiddeld kindertal per vrouw. Paragraaf 2 geeft een beeld van regionale verschillen in de vruchtbaarheid aan de hand van de TFR gemeten in 2013. Aangezien in kleine gemeenten sprake kan zijn van toevalsfluctuaties, wordt in het vruchtbaarheidsmodel gebruik gemaakt van de gefilterde TFR. Paragraaf 3 gaat in op de verklarende variabelen van het vruchtbaarheidsmodel. Deze kunnen worden ingedeeld in vier categorieën, te weten demografische, culturele, sociaaleconomische variabelen en variabelen die gerelateerd zijn aan de woningbouw. Uit elke categorie zijn diverse variabelen geselecteerd voor gebruik in het regressiemodel.

Paragraaf 4 presenteert de uitkomsten van het multivariate regressiemodel. Paragraaf 5 geeft een beeld van de regionale verschillen in de vruchtbaarheid in 2025, gebaseerd op de toepassing van het regressiemodel in genoemd kalenderjaar. Ten slotte worden in paragraaf 6 de belangrijkste conclusies van de analyse van regionale verschillen in de vruchtbaarheid weergegeven.

2. Regionale verschillen in de vruchtbaarheid

Als maat voor de vruchtbaarheid op gemeentelijk niveau is gekozen voor de Total Fertility Rate (TFR). Deze geeft een indicatie van het gemiddeld kindertal per vrouw. Deze indicator kan per kalenderjaar worden bepaald door voor een bepaalde gemeente de leeftijdsspecifieke vruchtbaarheidscijfers (het aantal kinderen naar leeftijd van de moeder gerelateerd aan het aantal vrouwen van die leeftijd), te sommeren over de leeftijden 15 tot en met 50 jaar. Dit cijfer kan worden geïnterpreteerd als het gemiddeld aantal kinderen dat vrouwen in hun vruchtbare jaren zouden krijgen als zij het leeftijdspecifieke vruchtbaarheidspatroon van een bepaald kalenderjaar hun hele leven zouden volgen. Deze maat is ongevoelig voor gemeentelijke verschillen in de leeftijdsopbouw van vrouwen in de vruchtbare leeftijden. Een nadeel van deze maat is dat deze wél gevoelig is voor tempoverschillen in de vruchtbaarheid. Wanneer bijvoorbeeld veel vrouwen in een bepaald kalenderjaar besluiten de komst van een kind met precies één jaar uit te stellen, dan leidt dit tot een drastische verlaging van de TFR van dat jaar, en tot een sterke verhoging van de TFR een jaar later.

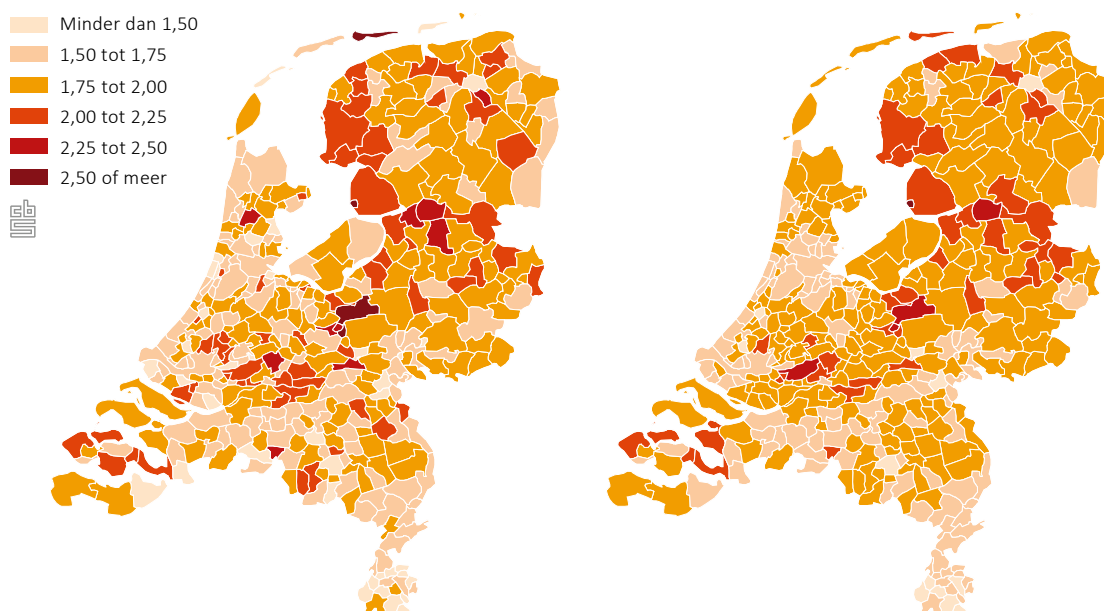
In het regionale vruchtbaarheidsmodel is gebruik gemaakt van de TFR per gemeente in 2013. In diverse kleine gemeenten schommelt de TFR van jaar tot jaar sterk als gevolg van het geringe aantal kinderen dat jaarlijks wordt geboren. Om deze reden is besloten om de toevalfluctuaties in de data terug te dringen door de 'ruwe' TFR te filteren, om zodoende de betrouwbaarheid te vergroten. Hiertoe is de TFR eerst uitgesplitst naar pariteit (rangnummer van het kind). Vervolgens is per pariteit de gemeentelijke TFR gefilterd in drie stappen. De eerste stap betreft het aanpassen van de pariteitsspecifieke TFR in gemeenten met minder dan 50 levendgeborenen. Hierbij is gebruik gemaakt van de pariteitsspecifieke TFR van de COROP-regio waartoe deze gemeenten behoren. Er is een gewogen gemiddelde berekend van de TFR van de betreffende gemeente en die van de COROP-regio waarin die gemeente ligt, waarbij de weging plaatsvond aan de hand van de aantallen vrouwen in de vruchtbare leeftijden. Deze stap is gangbaar in de demografie. De tweede stap is het 'ruimtelijk' filteren van de (al deels aangepaste) gemeentelijke TFR. Hiervoor is een lokale variant van empirische Bayes-schattingen gebruikt (Bailey en Gatrell, 1995; Waller en Gotway, 2004), waarbij de data voor een gemeente worden veranderd indien de betrouwbaarheid te klein is. In dat geval wordt de score aangepast aan het gemiddelde van een groep gemeenten die bestaat uit de betreffende gemeente en de directe buurgemeenten. In de derde stap is gefilterd voor gemeentelijke uitbijters die te maken hebben met het gekozen jaar 2013. Met behulp van een temporeel filter is het mogelijk te corrigeren voor toevalsfluctuaties in de tijd. Hiervoor is gebruik gemaakt van een algoritme dat het voortschrijdend gemiddelde over de tijd iteratief

berekent, totdat de signaal-ruisverhouding aan bepaalde normen voldoet (Loke, 2011). In deze stap wordt gebruik gemaakt van de reeds gefilterde data voor de periode 2004–2013. Na het filteren van de pariteitsspecifieke TFR's zijn per gemeente de vier gefilterde cijfers gesommeerd om de uiteindelijke gefilterde (totale) TFR te verkrijgen.

Figuur 2.1 toont de TFR per gemeente in 2013. Op de linker kaart wordt per gemeente de waarde vóór filtering getoond. Er zijn duidelijk regionale verschillen in de vruchtbaarheid zichtbaar. Veruit het hoogste cijfer wordt aangetroffen in de gemeente Urk, met een TFR van 2,8. Ook hoog is de vruchtbaarheid in Barneveld, Scherpenzeel, Molenwaard en Staphorst, alle met een TFR van 2,3 à 2,4. Deze gemeenten liggen in de Biblebelt, een strook gemeenten waar veel strenggereformeerde mensen met traditionele familienormen wonen. Vrouwen krijgen daar gemiddeld veel kinderen. Lage vruchtbaarheidscijfers zijn te vinden in de universiteitssteden Maastricht, Wageningen, Groningen, Leiden en Nijmegen, met een TFR van 1,3 à 1,4. Naar deze steden trekken veel jongeren, die meestal pas kinderen krijgen nadat zij hun studie hebben afgerond. Vaak zijn ze dan al vertrokken naar een andere gemeente vanwege werk. Ook in diverse gemeenten in Limburg is de vruchtbaarheid laag, bijvoorbeeld in Valkenburg aan de Geul. In deze gemeenten speelt de bevolkingskrimp een rol: veel jongeren trekken uit deze regio weg en stichten elders in het land een gezin.

In de rechterkaart van figuur 2.1 wordt de gefilterde TFR getoond. De filtering leidt duidelijk tot een minder sterke regionale fluctuatie. Gemiddeld genomen zijn de gemeentelijke cijfers met 0,01 aangepast. In diverse kleine gemeenten is de aanpassing aanzienlijk groter, zoals op Vlieland en Ameland en in Renswoude. De rechter kaart geeft daarom een meer gelijkmatig beeld van de regionale variatie in de vruchtbaarheid. Bovendien zijn er nu grotere clusters van gemeenten met een relatief hoge dan wel lage vruchtbaarheid zichtbaar.

2.1 TFR per gemeente, ongefilterd (linker kaart) en gefilterd (rechter kaart)

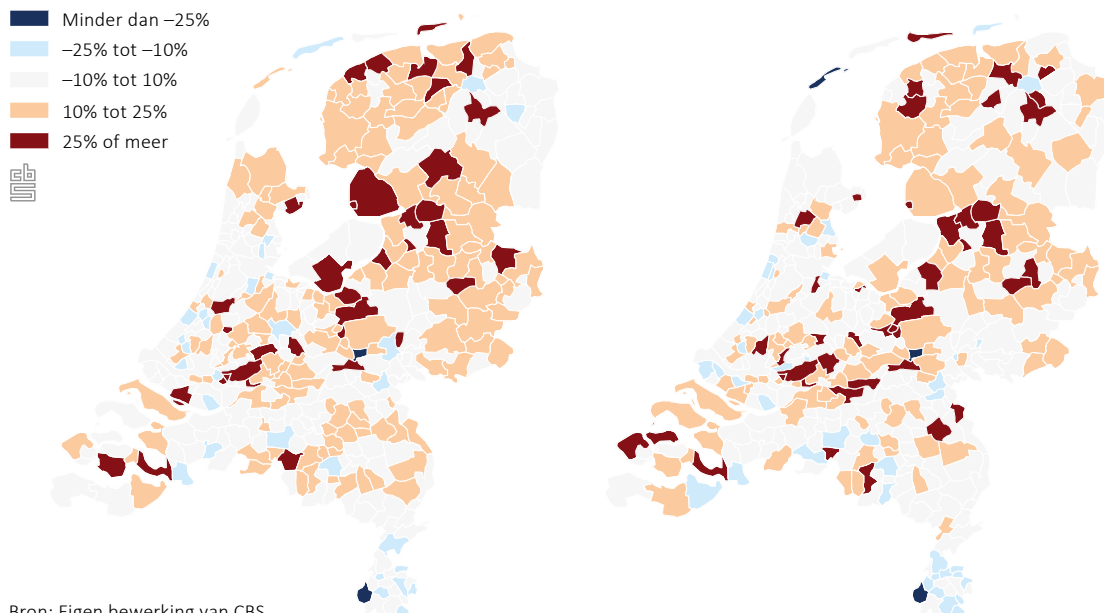


Bron: Eigen bewerking van CBS

In het kader van de regionale prognose is het interessant te kijken naar de stabiliteit van regionale vruchtbaarheidsverschillen in het verleden. Dit geeft een indicatie van hoe deze verschillen zich mogelijk in de toekomst zullen gaan ontwikkelen. In figuur 2.2 wordt op basis

van de gefilterde TFR het regionaal patroon van de vruchtbaarheid van 2013 vergeleken met dat van 2004. Voor de goede vergelijkbaarheid is voor 2004 de gemeentelijst van 2013 gehanteerd, waarbij voor gemeenten die inmiddels zijn gefuseerd het gewogen gemiddelde is gebruikt. In de figuur is voor beide jaren weergegeven hoe de gemeentelijke TFR afwijkt van de nationale TFR. Ongeveer vier op de vijf gemeenten wijken in beide kalenderjaren positief of negatief af van het landelijke cijfer. Voorts valt op dat er in 2004 aanzienlijk meer gemeenten zijn met een vrij sterke positieve afwijking. Voor gemeenten die in 2013 een afwijking in een andere richting dan in 2004 hebben, geldt dat ze merendeels in beide jaren dicht bij het landelijk cijfer zitten; de maximale afwijking van het landelijke cijfer bedraagt 10 procent. De conclusie luidt dan ook dat de afgelopen tien jaar sprake was van een vrij sterke stabiliteit van de regionale vruchtbaarheidsverschillen. Hierbij dient te worden opgemerkt dat dit vooral betrekking heeft op de richting van de afwijking en in mindere mate op de hoogte van de afwijking.

2.2 Procentueel verschil tussen gefilterde gemeentelijke en nationale TFR, 2004 (linker kaart) en 2013 (rechter kaart)



3. Verklarende variabelen van het regionale vruchtbaarheidsmodel

In het multivariate regressiemodel zijn de verklarende variabelen ingedeeld in verschillende inhoudelijke categorieën, te weten demografische, culturele, sociaaleconomische en aan de woningmarkt gerelateerde variabelen. Deze indeling is ook gehanteerd in eerdere analyses van de vruchtbaarheid door De Beer en Deerenberg (2005) en Middelkoop en De Jong (2009). Hieronder wordt nader ingegaan op de geselecteerde variabelen die tot deze categorieën horen.

3.1 Demografische variabelen

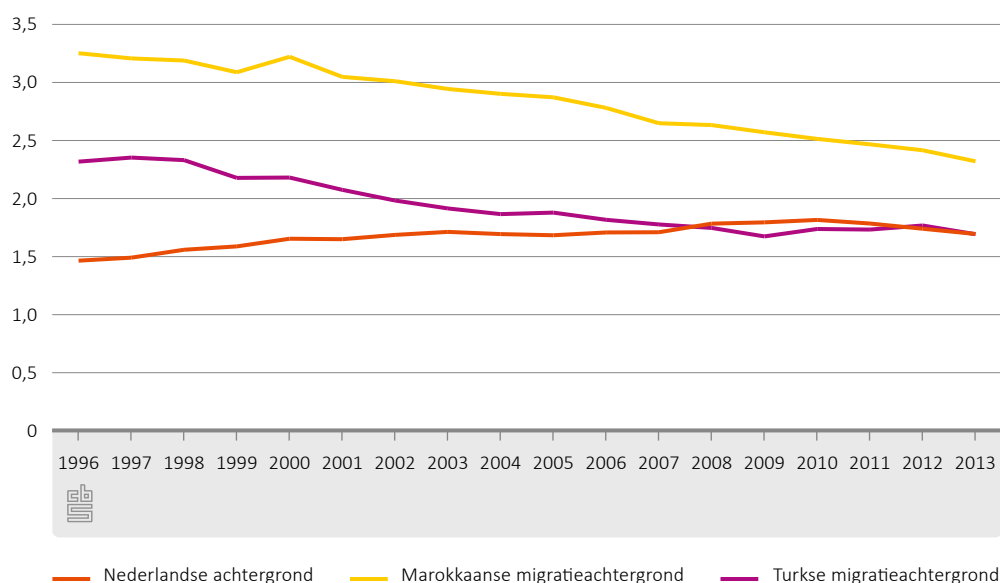
In gemeenten met relatief veel vrouwen in de vruchtbare leeftijden worden doorgaans vaker kinderen geboren dan in gemeenten met weinig van deze vrouwen. Dergelijke verschillen in de leeftijdsopbouw tussen gemeenten worden echter niet meegenomen in de analyse, aangezien hiervoor al wordt gecorrigeerd door de gebruikte vruchtbaarheidsindicator in dit artikel, de TFR. Daarnaast zijn er nog andere demografische karakteristieken die effect kunnen hebben op de gemeentelijke vruchtbaarheid. Uit eerdere analyses is gebleken dat in dit kader zowel de huishoudenssamenstelling als de aanwezigheid van bepaalde groepen met een migratieachtergrond van belang zijn.

Uit eerder onderzoek naar de huishoudenspositie blijkt dat vooral samenwonende paren kinderen krijgen en dat het niet gebruikelijk is dat alleenstaanden kinderen krijgen (Loozen et al., 2014). Hierdoor ligt de vruchtbaarheid in gemeenten met een hoog aandeel alleenstaande vrouwen vaak wat lager. Meestal gaat het dan om alleenstaande jongeren die nog een opleiding volgen of net zijn gestart met hun arbeidscarrière en pas later in hun leven een partner vinden waarmee ze kinderen krijgen. In de regressie-analyse is het aandeel 20–39-jarige, alleenstaande vrouwen (ten opzichte van alle vrouwen in die leeftijdsgroep) als verklarende variabele gehanteerd.

Uit eerdere analyses van regionale vruchtbaarheidsverschillen kwam de migratieachtergrond als belangrijke verklarende variabele naar voren. Dit komt door de combinatie van enerzijds een hogere vruchtbaarheid onder vrouwen met een niet-westerse migratieachtergrond (eerste generatie) en anderzijds een hogere concentratie van deze vrouwen in de grote steden. Figuur 3.1.1 laat echter zien dat het verschil in vruchtbaarheid tussen vrouwen met een Nederlandse achtergrond en vrouwen met een niet-westerse migratieachtergrond de afgelopen twintig jaar in rap tempo is afgenomen. Zo lag medio jaren negentig de vruchtbaarheid van vrouwen met een Marokkaanse achtergrond ongeveer twee keer hoger dan die van vrouwen met een Nederlandse achtergrond, terwijl die van vrouwen met een Turkse achtergrond ongeveer de helft hoger was. Na de eeuwwisseling is het vruchtbaarheidsniveau van deze twee groepen vrouwen met een niet-westerse migratieachtergrond echter snel gedaald, terwijl die van vrouwen met een Nederlandse achtergrond juist (gestaag) is gestegen. In de analyse van de cohortvruchtbaarheid (Van Huis, 2013) wordt gesproken over een convergentietendens tussen vrouwen met een Nederlandse achtergrond en vrouwen met een niet-westerse migratieachtergrond. Door deze convergentietendens ligt de vruchtbaarheid van vrouwen met een Turkse achtergrond momenteel ongeveer op het niveau van vrouwen met een Nederlandse achtergrond, en die van vrouwen met een Marokkaanse achtergrond nog maar licht hoger.

In de grote steden wonen veel mensen met een niet-westerse migratieachtergrond. Immigranten vestigen zich vaak in de grote steden vanwege reeds bestaande netwerken van mensen met dezelfde migratieachtergrond en omdat men er meer kans heeft op betaald werk. Boschman (2012) geeft aan dat migranten behoorlijk geconcentreerd wonen in de grote steden. Hierdoor hebben ze veel contacten binnen de eigen groep en kunnen ze het oorspronkelijk hoge vruchtbaarheidsniveau van hun herkomstlanden vasthouden. Bovendien verlaten ze minder vaak dan vrouwen met een Nederlandse achtergrond de grote stad als ze kinderen (willen) krijgen.

3.1.1 TFR van vrouwen met een Nederlandse achtergrond en vrouwen met een Turkse en Marokkaanse migratieachtergrond (eerste generatie), 1995-2013



Dit alles kan een positief effect hebben op de vruchtbaarheid in de grote steden. Het is echter de vraag in hoeverre dit tegenwoordig nog geldt, omdat de verschillen in vruchtbaarheid tussen vrouwen met een Nederlandse achtergrond en vrouwen met een niet-westerse achtergrond steeds kleiner worden. In de regressie-analyse is gekeken naar het vruchtbaarheidseffect van het aandeel 15–29-jarige vrouwen met een Turkse en Marokkaanse achtergrond (van de eerste en tweede generatie) op het totaal aantal vrouwen in die leeftijdscategorie.

3.2 Culturele variabelen

Van oudsher heeft het geloof een belangrijk effect gehad op de keuze voor een bepaalde gezinsgrootte. Vroeger werd het krijgen van kinderen wanneer men eenmaal getrouwd was vanuit de katholieke, de gereformeerde en in mindere mate de hervormde kerk gestimuleerd. Tegenwoordig lijkt het geloof een minder grote rol te spelen. Uit eerdere analyses bleek echter dat strenggereformeerden nog steeds een hogere vruchtbaarheid kennen. Helaas zijn er geen betrouwbare gegevens beschikbaar over het percentage van de bevolking dat strenggereformeerd is. Daarom wordt in deze analyse gebruik gemaakt van een proxy om het effect van religie op de vruchtbaarheid te bepalen. In navolging van De Beer en Deerenberg (2005) en Middelkoop en De Jong (2009) is het aandeel stemmers op de Christen Unie (CU) en op de Staatskundig Gereformeerde Partij (SGP) bij de Tweede Kamerverkiezingen van 2012 meegenomen in de analyse.

Boyle et al. (2007) geven aan dat de mate van stedelijkheid een rol kan spelen bij regionale vruchtbaarheidsverschillen. In verstedelijkte gemeenten ligt de vruchtbaarheid doorgaans lager dan in minder verstedelijkte gemeenten. Hierbij kan van invloed zijn dat mensen in weinig of niet stedelijke gemeenten vaker traditionele familienormen aanhangen, en vaker op het idee komen of ertoe worden aangezet om kinderen te krijgen; veel vrouwen in hun omgeving hebben immers al kinderen. Ook kan meespelen dat echtscheidingen in

plattelandsgemeenten minder vaak voorkomen (De Jong et al., 2006). Het negatieve effect van stedelijkheid op de vruchtbaarheid kan echter ook worden veroorzaakt doordat in grote steden veel alleenstaanden wonen. Hiervoor wordt in het regressiemodel gecorrigeerd door het aandeel jonge alleenstaande vrouwen mee te nemen. In dit artikel is de mate van stedelijkheid op verschillende manieren geoperationaliseerd, zoals de woningdichtheid en adressendichtheid. In het regressiemodel wordt nagegaan of de mate van stedelijkheid nog een extra verklarend effect op de vruchtbaarheid uitoefent, bovenop de andere variabelen, waarmee stedelijkheid samenhangt.

3.3 Sociaaleconomische variabelen

Er bestaat een relatie tussen het kindertal en sociaaleconomische factoren. Dit houdt verband met de kosten van kinderen: kinderen opvoeden kost veel geld, dus is dit voor huishoudens met een hoger inkomen gemakkelijker op te brengen. Vooral voor huishoudens zonder kostwinner kunnen de kosten een barrière opwerpen, want de komst van een kind brengt allerlei kosten met zich mee. Voorts kunnen kinderen de carrière van een vrouw in de weg staan. Zo geven Kooiman en Stoeldraijer (2015) aan dat vrouwen verwachten dat hun kansen op de arbeidsmarkt afnemen wanneer ze een kind krijgen. In de regressie-analyse zijn diverse sociaaleconomische variabelen gehanteerd, zoals het arbeidsparticipatiecijfer, het werkloosheidscijfer, het aandeel van de bevolking met een uitkering (WAO, WW of Bijstand) en ten slotte het gemiddeld besteedbaar inkomen. Overigens kennen veel van deze variabelen een hoge onderlinge correlatie en meten ze daardoor min of meer hetzelfde. In het regressiemodel wordt nagegaan welke van deze indicatoren een significant effect uitoefenen op de vruchtbaarheid.

3.4 Woningmarktvariabelen

Uit Middelkoop en De Jong (2009) kwam naar voren dat een relatie bestaat tussen het niveau van de vruchtbaarheid en de mate van nieuwbouw van woningen: veel nieuwbouw verhoogt de vruchtbaarheid binnen een gemeente. Het is in lijn met de bevindingen van Mulder (2006a en 2006b) dat veel jonge paren eerst naar een nieuwbouwwijk verhuizen om vervolgens kinderen te krijgen. Deze relatie wordt nader ondersteund door Kooiman en Stoeldraijer (2015); ze geven aan dat mensen die toe zijn aan het krijgen van kinderen, een geschikte woning belangrijk vinden. In de regressie-analyse is de mate van nieuwbouw geoperationaliseerd aan de hand van de bouwstroom over een periode van vijf jaar als het aantal gereedgekomen woningen in de periode 2007–2011 in procenten van de woningvoorraad per 1 januari 2011. De cijfers zijn ontleend aan het Woningregister dat het CBS tot en met 2011 samenstelde. Per 1 januari 2012 is het CBS echter overgestapt op gegevensverzameling via de Landelijke Voorziening Basisregistraties Adressen en Gebouwen (LV BAG). Deze overgang leidde echter tot een breuk in de tijdreeks over de woningbouw. Om die reden zijn de cijfers over 2012 en 2013 niet in de tijdreeks over de bouwstroom opgenomen.

4. Uitkomsten van het regionale vruchtbaarheidsmodel

De demografische, culturele, sociaaleconomische en aan de woningmarkt gerelateerde variabelen zijn in het multivariate regressiemodel opgenomen als verklarende variabelen voor regionale verschillen in de vruchtbaarheid. Als afhankelijke variabele is de per gemeente gefilterde TFR in 2013 gehanteerd. Het uiteindelijke doel van de analyse was om tot een model te komen met een hoog verklarend gehalte, met uit iedere categorie ten minste één verklarende variabele die significant afwijkt van nul.

Figuur 4.1 laat de resultaten van het multivariate regressiemodel zien, waarin enkel inhoudelijke verklarende variabelen zijn opgenomen. In de tabel worden zowel de b-waarde als de bèta-waarde getoond. Met behulp van alle b-waarden kan de TFR in een gemeente worden uitgerekend door deze waarden te vermenigvuldigen met de score van de betreffende gemeente op de verschillende variabelen. Vervolgens dient de constante hierbij te worden opgeteld. Bij de bèta-waarde is de b-waarde gestandaardiseerd voor verschillen in de standaarddeviatie van de geselecteerde variabelen, zodat de verklaringskracht van de verschillende variabelen onderling kan worden vergeleken. De figuur laat zien dat voor elke categorie slechts één variabele is opgenomen in het regressiemodel; alle vier de variabelen zijn significant op 99-procent significantieniveau. Het gaat hierbij om de variabelen die betrekking hebben op het aandeel jonge, alleenstaande vrouwen, het aandeel stemmers op de twee christelijke partijen, het aandeel mensen dat een uitkering ontvangt en de mate van nieuwbouw. De andere variabelen uit de diverse categorieën bleken geen significant effect op de vruchtbaarheid te hebben. Het is met name opvallend dat, vergeleken met de twee eerdere analyses van de regionale vruchtbaarheid, de variabele 'aandeel vrouwen met een Turkse of Marokkaanse achtergrond' geen significante, verklarende waarde meer heeft. In de vorige paragraaf is al aangegeven dat de vruchtbaarheid van vrouwen met deze migratieachtergrond tegenwoordig nog nauwelijks afwijkt van die van vrouwen met een Nederlandse achtergrond. Ook de variabele die betrekking heeft op de mate van stedelijkheid laat geen significante, verklarende waarde zien. Het regressiemodel kan op basis van deze vier verklarende variabelen bijna 60 procent van de variantie in de gemeentelijke vruchtbaarheid verklaren.

Vervolgens is het model opnieuw geschat, waarbij regionale dummy's zijn toegevoegd die betrekking hebben op de zogenaamde COROP-regio's. Hiermee worden regionale verschillen in de vruchtbaarheid geduid die niet op basis van de in het model opgenomen inhoudelijke variabelen kunnen worden verklaard. Figuur 4.2 laat de uitkomsten van deze operationalisatie zien. Het regressiemodel met zowel de significante, inhoudelijke variabelen als de significante, regionale variabelen kan 75 procent van de variantie in de gemeentelijke vruchtbaarheid verklaren. Het toevoegen van de regionale dummy's levert dus een extra voorspellende waarde op van rond de 15 procentpunten. De meeste regionale dummy-variabelen zijn significant op 99-procent significantieniveau. Voorts geldt dat de hoogte van de regressie-coëfficiënten van de inhoudelijke variabelen slechts in beperkte mate afwijkt van de hoogte in het eerder geschatte, puur inhoudelijke, model. Dit geeft aan dat de opgenomen regionale dummy's inderdaad effecten meten die nog niet in de inhoudelijke variabelen zijn geduid.

4.1 Resultaten van het multivariate regressiemodel¹⁾ voor de verklaring van gemeentelijke verschillen in TFR, 2013, zonder regio-dummy's

	b	bèta
Constate	1,885 ²⁾	
Demografische variabele		
Aandeel 20- tot 40-jarige alleenstaande vrouwen	-0,931 ²⁾	-0,362
Culturele variabele		
Aandeel CU- en SGP-stemmers bij Tweede Kamerverkiezingen 2012	0,010 ²⁾	0,510
Sociaaleconomische variabele		
Aandeel mensen dat een uitkering (WAO, WW, Bijstand) ontvangt	-0,767 ²⁾	-0,102
Woningmarkt variabele		
Aandeel gereedgekomen woningen (2007–2011) op de woningvoorraad 2011	0,852 ²⁾	0,129

¹⁾ R² = 0,584.

²⁾ Significantieniveau: p < 0,01.

4.2 Resultaten van het multivariate regressiemodel¹⁾ voor de verklaring van gemeentelijke verschillen in TFR, 2013, met zowel inhoudelijke verklarende variabelen als regionale dummy's

	b	bèta
Constate	1,928 ⁴⁾	
Demografische variabele		
Aandeel 20- tot 40-jarige alleenstaande vrouwen	-0,925 ⁴⁾	-0,360
Culturele variabele		
Aandeel CU- en SGP-stemmers bij Tweede Kamerverkiezingen 2012	0,008 ⁴⁾	0,410
Sociaaleconomische variabele		
Aandeel mensen dat een uitkering (WAO, WW, Bijstand) ontvangt	-0,891 ⁴⁾	-0,118
Woningmarkt variabele		
Aandeel gereedgekomen woningen (2007–2011) op de woningvoorraad 2011	0,908 ⁴⁾	0,138
Regionale dummy's (COROP)		
Oost-Groningen	0,065 ²⁾	0,050
Noord-Friesland	0,119 ⁴⁾	0,146
Zuidwest-Friesland	0,230 ⁴⁾	0,118
Zuidoost-Friesland	0,065 ²⁾	0,047
Noord-Overijssel	0,077 ³⁾	0,063
Arnhem/Nijmegen	-0,084 ⁴⁾	-0,105
Agglomeratie Haarlem	-0,077 ²⁾	-0,050
Zaanstreek	-0,134 ³⁾	-0,056
Groot-Amsterdam	-0,086 ⁴⁾	-0,097
Agglomeratie Leiden en Bollenstreek	-0,052 ³⁾	-0,053
Groot-Rijnmond	-0,109 ⁴⁾	-0,153
West-Noord-Brabant	-0,069 ⁴⁾	-0,073
Midden-Noord-Brabant	-0,105 ⁴⁾	-0,110
Zuidoost-Noord-Brabant	-0,048 ³⁾	-0,063
Midden-Limburg	-0,104 ⁴⁾	-0,081
Zuid-Limburg	-0,209 ⁴⁾	-0,256
Flevoland	0,068 ²⁾	0,049

¹⁾ R² = 0,754.

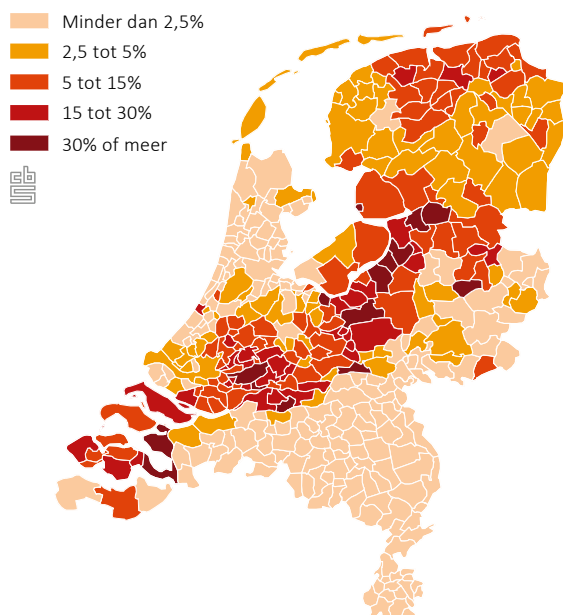
²⁾ Significantieniveau: p < 0,10.

³⁾ Significantieniveau: p < 0,05.

⁴⁾ Significantieniveau: p < 0,01.

Uit de bèta-waarden blijkt dat de belangrijkste verklarende werking uitgaat van de culturele variabele ‘aandeel CU- en SGP-stemmers bij de Tweede Kamerverkiezing 2012’ met een score van 0,41. Dit betekent dat de vruchtbaarheid aanzienlijk hoger ligt in gemeenten met een groot aandeel personen dat op deze twee christelijke partijen stemt. Figuur 4.3 laat zien dat er, nog steeds, sprake is van een goed zichtbare Biblebelt: in een strook van gemeenten, die schuin omhoog loopt van Zeeland naar Overijssel, ligt het aandeel dat stemt op deze twee christelijke partijen duidelijk hoger dan elders. In de rechter kaart van figuur 2.2 is zichtbaar dat de TFR in deze gemeenten aanzienlijk hoger ligt dan het landelijk gemiddelde.

4.3 Percentage stemmers op de CU en SGP bij de Tweede Kamerverkiezingen 2012

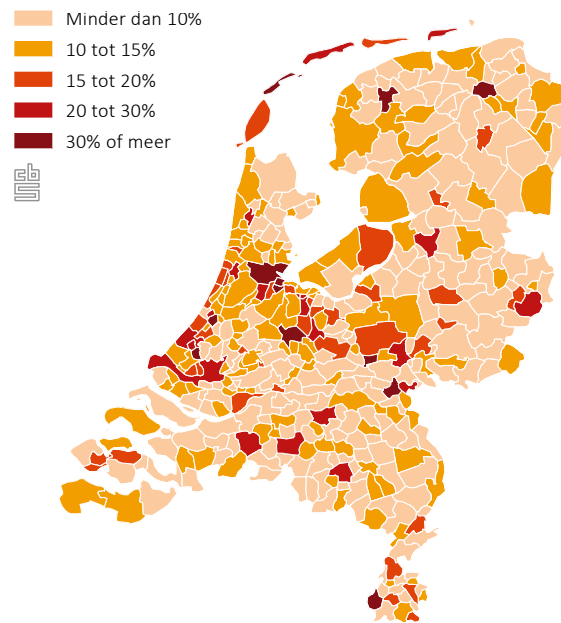


Bron: Eigen bewerking van CBS

Een ander demografische variabele met een grote verklarende werking is het aandeel 20–39-jarige alleenstaande vrouwen, met een bèta-waarde van $-0,36$. Dit betekent dat de vruchtbaarheid lager ligt in gemeenten met relatief veel alleenstaande vrouwen. Figuur 4.4 toont het percentage 20–39-jarige alleenstaande vrouwen per gemeente in 2013. Vooral in universiteitssteden is het aandeel alleenstaande vrouwen hoog. Ook in de overige grote steden, met veelal diverse instellingen voor hoger onderwijs, wonen relatief veel alleenstaande vrouwen. In deze steden ligt de TFR inderdaad zichtbaar lager dan in de plattelandsgemeenten.

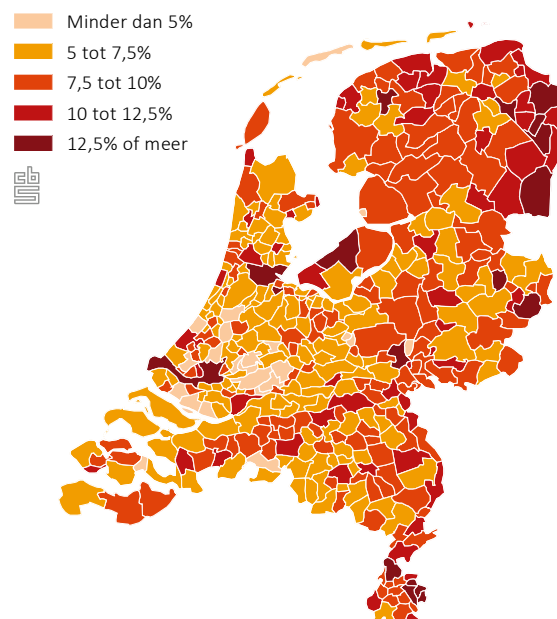
In vergelijking met de twee vorige variabelen is de verklarende kracht van de sociaal-economische variabele ‘aandeel mensen dat een uitkering ontvangt’ beduidend minder sterk, met een bèta-waarde van $-0,12$. Dit betekent dat dit kenmerk een licht negatief effect uitoefent op de vruchtbaarheid. Figuur 4.5 toont het geografisch patroon van het percentage mensen dat in 2013 een uitkering ontving. In het algemeen ligt dit percentage in diverse grote steden relatief hoog. Daarnaast is er een ruimtelijk contrast zichtbaar: in de Randstad, met uitzondering van de grote steden, ligt het percentage dat een uitkering ontvangt relatief laag. en in de periferie en in het bijzonder de uiterste randen van Nederland relatief hoog.

4.4 Percentage 20–39-jarige alleenstaande vrouwen, 2013



Bron: Eigen bewerking van CBS

4.5 Percentage mensen dat een uitkering ontvangt, 2013



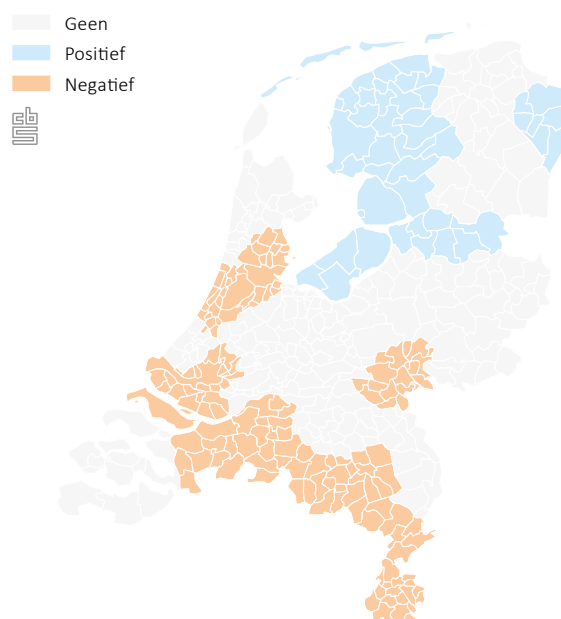
Bron: Eigen bewerking van CBS

De laatste inhoudelijke variabele in het regressiemodel is het aandeel gereedgekomen woningen in de periode 2007–2011 als aandeel van de woningvoorraad van 2011. De verklarende kracht is vergelijkbaar met die van de sociaaleconomische variabele, met een bèta-waarde van 0,14. Dit betekent dat het opleveren van relatief veel nieuwbouwwoningen een licht stimulerend effect heeft op de vruchtbaarheid.

De regionale dummy-variabelen die aan het model zijn toegevoegd, worden weergegeven in figuur 4.6. In de blauw gekleurde COROP-gebieden heeft de dummy-variabele een significante, positieve bèta-waarde. Dit betekent dat de vruchtbaarheid hier aanzienlijk

hoger is dan op basis van de inhoudelijke variabelen werd verwacht. De blauw gekleurde COROP-gebieden worden vooral in noordelijk Nederland aangetroffen: met name de regio's Noord-Friesland en Zuidwest-Friesland kennen een onverwacht hoge vruchtbaarheid met een bèta-waarde van ruim 0,1. In de groen gekleurde COROP-gebieden heeft de dummy-variabele een significante, negatieve bèta-waarde; in deze regio's ligt de vruchtbaarheid beduidend lager dan verwacht. Het gaat hierbij vooral om regio's in zuidelijk Nederland en enkele regio's in de Noord- en Zuidvleugel van de Randstad. Een uitschieter is de regio Zuid-Limburg met een bèta-waarde van $-0,25$.

4.6 COROP-gebieden, met een (positieve of negatieve) regionale dummy



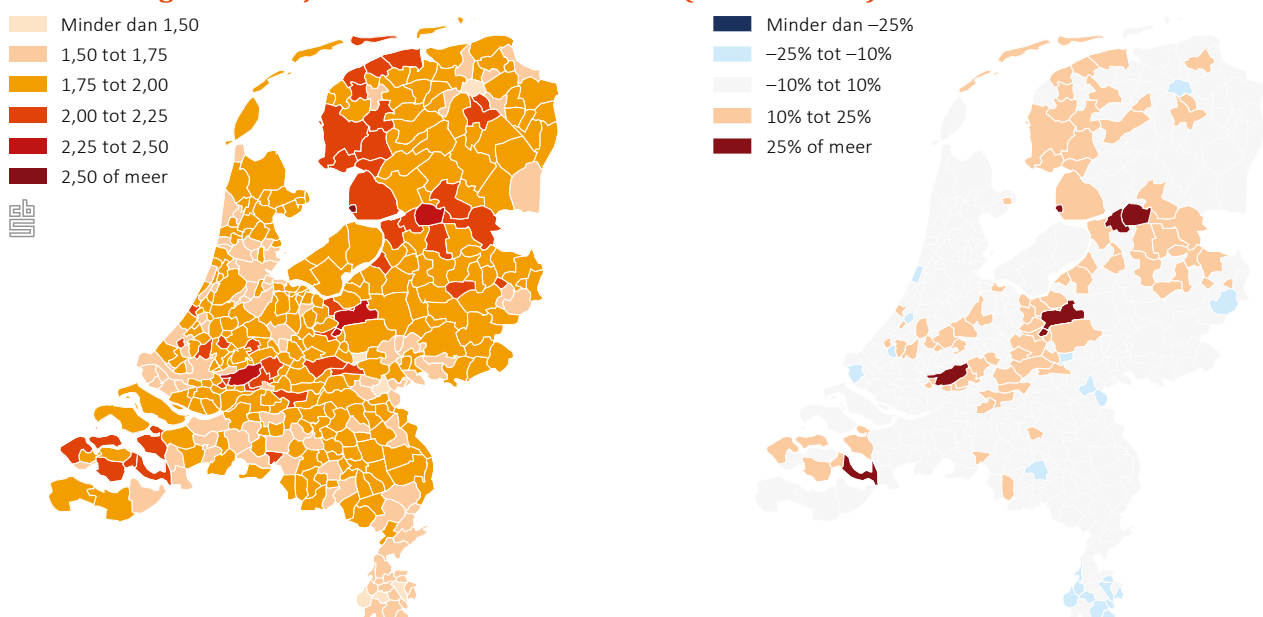
Bron: Eigen bewerking van CBS

5. Voorspelde verschillen in de regionale vruchtbaarheid in 2025

Met behulp van het verklarende regressiemodel kunnen de regionale verschillen in de vruchtbaarheid in 2025 worden voorspeld. Hiertoe dient eerst een extrapolatie van de verklarende variabelen naar 2025 te worden uitgevoerd. Voor het aandeel stemmers op de twee christelijke partijen en het aandeel mensen dat een uitkering ontvangt, is aangenomen dat in elke gemeente de hoogte ervan in 2025 gelijk is aan die in 2013. Voor het aandeel 20–39-jarige alleenstaande vrouwen is gekeken naar het niveau volgens de regionale prognose van 2013. Voor het aandeel gereedgekomen woningen is ook gekeken naar het niveau volgens de regionale prognose van 2013. Ten slotte zijn de regionale dummy-variabelen voor de COROP-gebieden opnieuw gehanteerd. Door vervolgens per gemeente de waarde van de verklarende variabele te vermenigvuldigen met de b-coëfficiënten uit de regressie-analyse, kan de TFR in 2025 worden voorspeld.

Figuur 5.1 laat de uitkomsten van de modelschatting voor 2025 zien. In de linker kaart is de geschatte TFR per gemeente weergegeven; in de rechter kaart staat de afwijking ten opzichte van de nationale TFR. Voor Nederland als geheel geldt dat de TFR volgens de CBS-kernprognose 2015 tussen 2013 en 2025 zal stijgen met iets meer dan 4 procent, namelijk van 1,68 naar 1,75. Het patroon van de afwijking van gemeentelijke cijfers met het nationale cijfer in 2025 (rechter kaart van figuur 5.1), kan worden vergeleken met het patroon in 2013 (rechter kaart van figuur 2.2). Dan blijkt dat er in 2025 veel minder gemeenten sterk afwijken van het landelijk cijfer. Dit komt doordat het aantal huishoudens rond 2025 nog amper toeneemt, waardoor er in beperkte mate behoefte is aan nieuwe woningen. De variabele voor woningbouw oefent hierdoor nog maar weinig invloed uit op de regionale verschillen in de vruchtbaarheid.

5.1 Modelschatting van de gemeentelijke TFR in 2025 (linker kaart) en procentueel verschil tussen gemeentelijke en nationale TFR in 2025 (rechter kaart)



Bron: Eigen bewerking van CBS

6. Conclusie

Voor de PBL/CBS Regionale bevolkings- en huishoudensprognose is inzicht in regionale verschillen van groot belang. Daarom is in dit artikel een update uitgebracht van eerder geschatte verklarende modellen van 2005 en 2009, die vruchtbaarheidsverschillen tussen gemeenten in verband brengen met verschillende achtergrondvariabelen. Het uiteindelijke geselecteerde model relateert verschillen in gemiddeld kindertal (TFR) aan demografische, culturele, sociaaleconomische en aan de gemeentelijke woningmarkt gerelateerde variabelen. De gemeentelijke vruchtbaarheid blijkt hoger te zijn naarmate er minder alleenstaande vrouwen wonen, meer mensen tijdens de Tweede Kamerverkiezingen op de CU of SGP hebben gestemd, het aandeel mensen met een uitkering lager en het aantal gereedgekomen woningen hoger is. De richting van de verbanden komt overeen met wat in de literatuur wordt gevonden. Naast deze inhoudelijke variabelen zijn een aantal regionale

kenmerken opgenomen. Vooral in de noordelijke COROP-gebieden is de vruchtbaarheid wat hoger dan verwacht op basis van de inhoudelijke variabelen; in de zuidelijke COROP-gebieden is deze juist wat lager.

Literatuur

Bailey, T., en A. Gatrell, 1995, *Interactive spatial data analysis*, Harlow, England: Longman.

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

Boschman, S., 2012, Sterke regionale verschillen in vruchtbaarheid naar herkomstgroepering. *Bevolkingstrends*, juli 2012.

Boyle, P., Graham, E. en Z. Feng, 2007, *Contextualising demography; the significance of local clusters of fertility in Scotland*. Rostock: Max Planck Institute of Demographic Research, Working Paper.

Duin, C. van, L. Stoeldraijer, H. Nicolaas, J. Ooijevaar en A. Sprangers, 2015, Kernprognose 2015–2060: hoge bevolkingsgroei op korte termijn. *Bevolkingstrends*, december 2015.

Duin, C. van, L. Stoeldraijer, D. van Roon en C. Harmsen, 2016, Huishoudensprognose 2015–2060: jongeren en ouderen langer thuis. *Bevolkingstrends*, mei 2016.

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

Kooiman, N en L. Stoeldraijer, 2015, Twee kinderen. Maar wanneer en met wie? *Bevolkingstrends*, februari 2015.

Kooiman, N., A. de Jong, C. Huisman, C. van Duin en L. Stoeldraijer, 2016, PBL/CBS Regionale bevolkings- en huishoudensprognose 2016–2040: sterke regionale verschillen. *Bevolkingstrends*, 2016, nummer 8.

Loke, R., 2011, Automated quality measures for spatial time series of demographic data, Interne notitie.

Loozen, S., M. Pool en C. Harmsen, 2014, In wat voor gezin worden kinderen geboren? *Bevolkingstrends*, juni 2014.

Huis, M. van, 2013, Cohort- vruchtbaarheid van niet-westers allochtone vrouwen. *Bevolkingstrends*, april 2013.

Middelkoop, M. van en A. de Jong,, 2009, Regionale verschillen in vruchtbaarheid verklaard. Bevolkingstrends, 4e kwartaal 2009, blz. 63–70.

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.

Waller, L.A. en C.A. Gotway, 2004, Applied spatial statistics for public health data. Wiley, New Jersey.

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
2016–2017	2016 tot en met 2017
2016/2017	Het gemiddelde over de jaren 2016 tot en met 2017
2016/'17	Oogstjaar, boekjaar, schooljaar enz., beginnend in 2016 en eindigend in 2017
2014/'15–2016/'17	Oogstjaar, boekjaar, enz., 2014/'15 tot en met 2016/'17

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

Colofon

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

Prepress
CCN Creatie, Den Haag

Ontwerp
Edenspiekermann

Inlichtingen
Tel. 088 570 7070
Via contactformulier: www.cbs.nl/infoservice

© Centraal Bureau voor de Statistiek, Den Haag/Heerlen/Bonaire, 2017.
Verveelvoudigen is toegestaan, mits het CBS als bron wordt vermeld.