



Sociaal en Cultureel Planbureau



# Cumulaties in de jeugdhulp

# Cumulaties in de jeugdhulp

Klarita Sadiraj  
Michiel Ras  
Evert Pommer

Het Sociaal en Cultureel Planbureau is ingesteld bij Koninklijk Besluit van 30 maart 1973.

Het Bureau heeft tot taak:

- a wetenschappelijke verkenningen te verrichten met het doel te komen tot een samenhangende beschrijving van de situatie van het sociaal en cultureel welzijn hier te lande en van de op dit gebied te verwachten ontwikkelingen;
- b bij te dragen tot een verantwoorde keuze van beleidsdoelen, benevens het aangeven van voor- en nadelen van de verschillende wegen om deze doeleinden te bereiken;
- c informatie te verwerven met betrekking tot de uitvoering van interdepartementaal beleid op het gebied van sociaal en cultureel welzijn, teneinde de evaluatie van deze uitvoering mogelijk te maken.

Het scp verricht deze taken in het bijzonder bij problemen die het beleid van meer dan één departement raken.

De minister van Volksgezondheid, Welzijn en Sport is als coördinerend minister voor het sociaal en cultureel welzijn verantwoordelijk voor het door het scp te voeren beleid. Over de hoofdzaken hiervan heeft hij/zij overleg met de minister van Algemene Zaken; van Veiligheid en Justitie; van Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties; van Onderwijs, Cultuur en Wetenschap; van Financiën; van Infrastructuur en Milieu; van Economische Zaken; en van Sociale Zaken en Werkgelegenheid.

© Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag 2016

scp-publicatie 2016-12

Opmaak binnenwerk: Textcetera, Den Haag

Figuren: Mantext, Moerkapelle

Omslagontwerp: bureau Stijlzoorg, Utrecht

ISBN 978 90 377 0790 8

NUR 740

Voor zover het maken van reprografische verveelvoudigingen uit deze uitgave is toegestaan op grond van artikel 16h Auteurswet 1912 dient men de daarvoor wettelijk verschuldigde vergoedingen te voldoen aan de Stichting Reprorecht (Postbus 3060, 2130 KB Hoofddorp, [www.repro-recht.nl](http://www.repro-recht.nl)). Voor het overnemen van (een) gedeelte(n) uit deze uitgave in bloemlezingen, readers en andere compilatiewerken (art. 16 Auteurswet 1912) kan men zich wenden tot de Stichting PRO (Stichting Publicatie- en Reproductierechten Organisatie, Postbus 3060, 2130 KB Hoofddorp, [www.cedar.nl/pro](http://www.cedar.nl/pro)).

Sociaal en Cultureel Planbureau

Rijnstraat 50

2515 XP Den Haag

(070) 340 70 00

[www.scp.nl](http://www.scp.nl)

[info@scp.nl](mailto:info@scp.nl)

De auteurs van scp-publicaties zijn per e-mail te benaderen via de website. Daar kunt u zich ook kosteloos abonneren op elektronische attendering bij het verschijnen van nieuwe uitgaven.

# Inhoud

Voorwoord	4
Samenvatting	5
1 Cumulatie nader onderzocht	11
1.1 Achtergrond	11
1.2 De mogelijke rol van cumulatie	12
1.3 Onderzoeksvraag	13
Noten	14
2 Aanpak	15
2.1 Gegevens	15
2.2 Criteria	16
2.3 Analysemodel	17
Noten	17
3 Kosten in het huidige verklaringsmodel	19
3.1 Kosten per kind	20
3.2 Cumulatietermen	21
3.3 Kosten per kind en samenloop van risicokenmerken	23
Noten	25
4 Kosten en cumulatie	27
4.1 Uitgevoerde analyses	27
4.2 Algemene cumulatie	27
4.3 Specifieke cumulatie	29
4.4 Specifieke cumulatie zonder opleiding	37
4.5 Uitkomsten naar gemeentegrootte	44
4.6 Gevoeligheidsanalyses	45
Noten	45
5 Slotbeschouwing	48
Bijlage A	50
Bijlage B	53
Literatuur	55
Publicaties van het Sociaal en Cultureel Planbureau	56

## Voorwoord

Vanaf 2015 wordt de jeugdhulp geregeld door de gemeenten. De verdeling van rijksbudgetten voor gemeentelijke taken gebeurt op basis van objectieve verdeelmodellen. Het model voor de jeughulp verdeelt de middelen op basis van kenmerken van gemeenten die indicatief zijn voor de jeugdhulpkosten in die gemeenten. Het Sociaal en Cultureel Planbureau (SCP) heeft een lange traditie in onderzoek naar risicokenmerken die de behoefte aan, de vraag naar en het gebruik van jeugdhulp beïnvloeden. SCP-rapportages als *Terecht in de jeugdzorg* (Bot et al. 2013) en *Groeit de jeugdzorg door?* (Sadiraj et al. 2013) geven een overzicht van deze risicokenmerken. In 2014 publiceerde het SCP het verklaringsmodel *Kostenverschillen in de jeugdzorg* (Ras et al. 2014) als opstap naar het verdeelmodel voor gemeenten. Dit verdeelmodel werd in 2014 ontwikkeld door onderzoeksbureau Cebeon. In reactie hierop kwamen er vragen over de mogelijke rol van cumulatie in het verdeelmodel. Met cumulatie wordt bedoeld op een mogelijk effect van een combinatie van risicokenmerken. Deze zou een groter of kleiner effect kunnen hebben op de kosten van jeugdhulp dan de afzonderlijke risicokenmerken. Het ministerie van Volksgezondheid, Welzijn en Sport (vws) heeft het SCP verzocht de mogelijke rol van cumulatie te bestuderen. Hiervan wordt in dit rapport verslag gedaan.

Bij het opstellen van deze analyses is gebruik gemaakt van de integrale gegevens van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) voor alle kinderen tot 18 jaar in 2012, met uitzondering van kinderen met een geldende voogdijmaatregel. Graag bedank ik het CBS voor het beschikbaar stellen van deze gegevens. Verder gaat dank uit naar Coen van Rij en John van Leerdam (Cebeon), en naar Ronnie den Os van het ministerie van vws, voor hun constructieve commentaar.

Prof. dr. Kim Putters  
Directeur Sociaal en Cultureel Planbureau

## Samenvatting

In 2015 is de jeugdhulp overgegaan naar de gemeenten. Vanaf dat moment verzorgen zij onder meer de zorg die vroeger viel onder provinciale jeugdzorg, geestelijke gezondheidszorg en zorg voor kinderen met (lichte) beperkingen. Met de decentralisatie van deze taken van het rijk naar lagere overheden verschoof niet alleen het taakveld, maar ook de bijbehorende financiering. De verdeling van rijksbudgetten voor gemeentelijke taken gebeurt op basis van objectieve verdeelmodellen. Voor de jeugdhulp is een verdeelmodel opgesteld dat is opgenomen in de meicirculaire van het gemeentefonds (Cebeon 2014). Niet alle jeugdhulp is in het verdeelmodel opgenomen. Zo betreft ongeveer 14% van de kosten van de jeugdhulp voogdij en zorg voor 18-plussers; deze kosten blijven buiten het verdeelmodel, omdat de gemeenten hier weinig invloed op hebben.

Het model verdeelt de middelen op basis van kenmerken van gemeenten die indicatief zijn voor de jeugdhulpkosten in die gemeenten (risicokenmerken). Naast het aantal kinderen in elke gemeente spelen ook factoren als het aantal eenoudergezinnen, psychische gezondheid van de ouders en het aantal uitkeringsontvangers een rol. Het gemiddelde inkomen in een gemeente is als een beschermende factor opgenomen: bij een hoger gemiddeld inkomen dalen de gemiddelde kosten voor jeugdhulp.

### Aanleiding

Hoewel het verdeelmodel de kostenverschillen tussen gemeenten vrij goed verklaart, is er discussie over de precieze invulling ervan. Een van de punten waar vragen over zijn gesteld, is de zogenoemde cumulatieproblematiek. Hiermee wordt bedoeld op de mogelijkheid dat de combinatie van risicokenmerken een groter of kleiner effect heeft op de kosten van jeugdhulp dan de risicokenmerken afzonderlijk. De cumulatieproblematiek is onder meer aan de orde gesteld door de Raad voor de financiële verhoudingen (Raad voor Financiële Verhoudingen 2015) in zijn advies over het verdeelmodel voor de jeugdhulp. Ook gemeenten stellen regelmatig de vraag of er in het verdeelmodel voor de jeugdhulp wel voldoende rekening wordt gehouden met de cumulatieproblematiek.

Cumulatie-effecten lijken aannemelijk, als we uitgaan van drempeltheorieën. Deze houden in dat als meerdere gedraggerelateerde of sociaaleconomische risicofactoren gelijktijdig optreden, een probleem soms niet meer goed beheersbaar wordt, waardoor er een crisissituatie ontstaat. Er wordt dan een drempel van draagkracht overschreden. Aldus kan de problematiek in een gezin onbeheersbaar worden wanneer meerdere risicokenmerken tegelijk optreden. Aan de andere kant kunnen beschermende factoren verlichting bieden, wat per risicokenmerk verschillend kan uitpakken. Het Sociaal en Cultureel Planbureau (SCP) heeft tot nu toe geen empirische onderbouwing kunnen vinden voor het bestaan van deze effecten bij de gemeentelijke kosten van jeugdhulp. Ook een studie in de stadsregio Rotterdam en omgeving (Gemeente Rotterdam 2013) vond hiervoor geen aanwijzingen.

Via het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) is een gegevensbestand over alle 3,4 miljoen kinderen in Nederland beschikbaar gekomen met geanonimiseerde informatie over zorggebruik en achtergrondkenmerken in 2012. Dergelijke integrale informatie was niet eerder beschikbaar en maakt een integrale cumulatieve analyse mogelijk.

Het ministerie van Volksgezondheid, Welzijn en Sport (VWS) heeft het SCP verzocht de effecten van cumulatie te bestuderen. Het SCP verzorgt niet het *verdeelmiddel*, dat de feitelijke verdeling van middelen regelt, maar ontwikkelt het achterliggende *verklaringsmodel*. Het verklaringsmodel zelf is niet geschikt om middelen te verdelen, omdat het niet voldoet aan de eisen van het gemeentefonds. Deze eisen betreffen onder meer actualiteit, openbaarheid en stabiliteit van de gegevens en de wens om zoveel mogelijk aan te sluiten bij de bestaande maatstaven die voldoen aan de criteria van het gemeentefonds. Een van deze criteria is dat aanbodgerelateerde factoren worden uitgesloten. Het verklaringsmodel is bedoeld om aan te geven welke invloeden van risicokenmerken en van cumulatie van deze kenmerken aantoonbaar zijn, voortvloeiend uit de theorie en de empirische wetenschap. We bestuderen de effecten van cumulatie binnen het verklaringsmodel. Daarnaast zullen we kort ingaan op de mogelijke betekenis voor het verdeelmiddel.

De centrale vraag in dit onderzoek luidt:

*Heeft de cumulatie van risicokenmerken een aantoonbaar effect op de gemeentelijke verschillen in de kosten van jeugdhulp?*

### Gegevens en doelgroep

Voor dit onderzoek maken we gebruik van integrale CBS-gegevens voor alle kinderen tot 18 jaar in 2012. Deze gegevens, aangevuld met de kosten per kind, vormen de basis voor het verklaringsmodel en het verdeelmiddel. Het betreft alle individuele gebruikers en nietgebruikers van jeugdhulp, hun zorgkosten, en de kenmerken van de kinderen en hun ouders die het risico op het gebruik en dus op kosten van jeugdhulp verhogen (risicofactoren) of juist verlagen (beschermende factoren). De gegevens betreffen alle 415 gemeenten in 2012.

In de Jeugdwet is een regeling opgenomen die vaststelt voor welke kinderen elke gemeente verantwoordelijk is, het zogenaamde woonplaatsbeginsel. Dit is met name van belang bij co-ouderschap en voogdij. Met de beschikbare informatie kon dit woonplaatsbeginsel goed worden gereproduceerd.

In de analyses is de groep kinderen die in dat jaar een geldige voogdijmaatregel hadden buiten beschouwing gelaten. Deze groep valt, net als jeugdhulpgebruikers van 18 jaar of ouder, niet onder het objectieve verdeelmiddel. Zij worden op historische basis vergoed.

### Aanpak

We bouwen met het huidige rapport voort op het eerder ontwikkelde verklaringsmodel (Ras et al. 2014). Daarin bleken de gemiddelde gemeentelijke jeugdhulpkosten per kind goed te verklaren. De kosten bleken hoger te zijn wanneer in een gemeente meer kinderen

voorkwamen met de risicokenmerken 'kind volgt lage opleiding', 'kind ten minste één jaar in armoede', 'kind in een eenoudergezin', 'kind van recent gescheiden ouders' en 'kind met ouder(s) met psychische medicijnen'. Verder hebben de gemeenten die een hoog aandeel ontvangers van een werkloosheids- of arbeidsongeschiktheidsuitkering hebben, hogere jeugdzorgkosten. Een kostenverlagend effect bleek uit te gaan van het kenmerk 'kind met ouder(s) uit Turkije', van het aandeel volwassenen met een laag opleidingsniveau en het aandeel hoge inkomens. De registratiegegevens waarmee we in dit rapport werken, wijken hier op sommige onderdelen iets van af, maar dit maakt voor de conclusies niet uit. We gaan in de analyses steeds uit van de gemiddelde kosten per kind, ongeacht of het een gebruiker of niet-gebruiker betreft. Hogere gemiddelde kosten per kind kunnen duiden op een groter aandeel gebruikers en/of hogere kosten per gebruiker. Dit onderscheid maken we niet, omdat het model anders ingewikkelder zou worden. Dan zouden immers zowel het gebruik van zorg als de kosten per gebruiker apart gemodelleerd moeten worden. In een gevoeligheidsanalyse laten we zien dat de conclusies van ons onderzoek niet veranderen bij het toepassen van een model dat ook rekening houdt met de kans op zorg, het grote aantal kinderen zonder zorg en de scheefheid van de zorgkosten.

### Noodzaak van ondersteunende analyses op kindniveau

Omdat het doel van de analyse is om het verband vast te stellen tussen kosten en risicokenmerken (incl. cumulatie) op gemeenteniveau, lijkt het logisch alleen analyses op gemeenteniveau uit te voeren. Maar op die manier krijgen we geen uitsluitsel over cumulatie: de risicokenmerken en de cumulatie van risicokenmerken op gemeentelijk niveau hangen zo sterk met elkaar samen, dat de verschillende effecten niet van elkaar zijn te onderscheiden. Bovendien zijn er tientallen cumulatiecombinaties te construeren; gezien het geringe aantal eenheden (ca. 400 gemeenten) zijn die aantallen niet goed te analyseren. Om toch cumulatie-effecten in beeld te brengen, hebben we gebruik gemaakt van de registratiegegevens op kindniveau. De leidende gedachte hierbij was dat vormen van cumulatie die we op gemeenteniveau willen testen, in ieder geval op kindniveau statistisch aantoonbaar moeten zijn. Tot slot eisen we bij elke vorm van cumulatie dat het aantal kinderen dat het betreft landelijk minimaal 5000 is (gemiddeld ruim 10 per gemeente), om toevalstreffers bij verschillen op gemeenteniveau zoveel mogelijk uit te sluiten.

### Resultaten op gemeenteniveau

Nadat we op kindniveau hebben vastgesteld welke combinaties van kenmerken een significant effect hebben op de kosten, hebben we ons gericht op het doel van het onderzoek: welke van deze vormen van cumulatie zijn op gemeenteniveau van belang? Op voorhand is dit niet te zeggen. Als een bepaalde vorm van cumulatie in alle gemeenten even sterk aanwezig is, zal het verklaringsmodel niet beter verklaren na het toevoegen van het cumulatie-effect.

Om de presentatie overzichtelijk te houden, hebben we de 35 combinaties van de kenmerken die in de analyses op kindniveau significant bleken te zijn, gehergroepeerd tot 16 vormen. Voor alle combinaties en de gehergroepeerde vormen hebben we de effecten op



gemeenteniveau bepaald. Dit hebben we gedaan door de uitkomsten uit de analyses op kindniveau per gemeente bij elkaar op te tellen en vervolgens te berekenen hoeveel van de verschillen tussen gemeenten hierdoor extra worden verklaard ten opzichte van een model met alleen de hoofdtermen.

Voor zeven van deze vormen van cumulatie blijkt er ook op gemeenteniveau een effect te bestaan dat de moeite waard is. Dit zijn aan de ene kant combinaties van het risicokenmerk 'kind volgt lage opleiding' met (steeds apart) 'ouder gebruikt medicijnen voor psychische klachten', 'kind in eenoudergezin', 'kind in gezin met bijstand als hoofdinkomen' en 'kind in gezin met andere uitkering als hoofdinkomen', en anderzijds combinaties van 'niet-westerse migrant' met (steeds apart) 'kind in gezin met bijstand als hoofdinkomen', 'kind in gezin met andere uitkering als hoofdinkomen' en 'kind in eenoudergezin'. De andere negen vormen van cumulatie verbeteren het verklaringsmodel niet noemenswaardig en vergroten bij een aantal nadeelgemeenten (gemeenten die nadeel ondervinden bij het gekozen model) zelfs het nadeel. Deze laten we dan ook buiten beschouwing.

Voor kinderen die een lage opleiding volgen, zijn de jeugdhulpkosten vooral hoog als het eenoudergezinnen betreft en gezinnen die van een uitkering afhankelijk zijn. Het gaat hier om kinderen die onderwijs volgen op middelbaar niveau tot en met kaderberoeps-onderwijs of kinderen die speciaal onderwijs volgen. Het tweede type cumulatie betreft combinaties met niet-westerse migranten. Zij maken minder kosten voor jeugdhulp dan gemiddeld. Deze relaties duiden mogelijk eerder op onderconsumptie dan op minder problematiek dan bij autochtone kinderen (Gilsing et al. 2015). In combinatie met andere risicokenmerken blijkt dat de negatieve bijdrage vooral gelokaliseerd is bij groepen zoals niet-westerse uitkeringsontvangers en niet-westerse migranten met laagopgeleide kinderen.

Het blijkt dat de gezamenlijke invloed van deze zeven combinaties van risicokenmerken bescheiden is. Op gemeenteniveau neemt de verklaringsgraad in de gebruikte versie van het verklaringsmodel toe van 53% naar 57%. Dit betreft combinaties van twee risicokenmerken. Combinaties van drie of meer risicokenmerken voegen nauwelijks iets toe aan de verklaring van gemeentelijke kostenverschillen.

De cumulatie-effecten zijn dus beperkt en treden bij alle gemeentegrootten in ongeveer dezelfde mate op, al komen zij in grote gemeenten iets meer voor dan in kleinere gemeenten.

## Conclusie

Het antwoord op de hoofdvraag van dit onderzoek is dat effecten van cumulatie van risicokenmerken op de kosten van jeugdhulp op gemeenteniveau in beperkte mate aanwezig zijn. De combinaties van 'niet-westerse migrant' en 'kind volgt lage opleiding' met enkele andere risicokenmerken leveren een kleine verbetering op van het verklaringsmodel. Het gaat hier om een verbetering van 5% à 10% van de verklaring van gemeentelijke verschillen in kosten van jeugdhulp.

### Betekenis voor het verdeelmodel

Is deze bescheiden verbetering van het verklaringsmodel van dermate betekenis dat het huidige verdeelmodel voor de jeugdhulp aangepast dient te worden? Beantwoording van deze vraag valt niet onder de opdracht aan het SCP en de kwestie is in dit rapport dan ook niet expliciet onderzocht.

Het risicokenmerk 'kind volgt lage opleiding' (waaronder speciaal onderwijs) is niet opgenomen in het verdeelmodel (Cebeon 2014), omdat er geen registratie is die voor alle kinderen het onderwijsniveau per gemeente bevat. Daarom hebben we de exercitie herhaald in een versie van het verklaringsmodel zonder dit kenmerk. In deze setting blijken alleen niet-westerse migranten in een eenoudergezin, of met bijstand of een andere uitkering als hoofdkomen een rol te spelen op gemeenteniveau. Ondanks het feit dat het veel minder combinaties betreft, is hun bijdrage aan de verklaringsgraad in deze versie van het verklaringsmodel van vergelijkbare grootte (van 49% naar 53%). De combinaties die niet in het huidige verdeelmodel zitten maar kostenverlagend zijn, betreffen dus vooral de verschillende risicokenmerken bij niet-westerse migranten. Herkomst 'niet-westers' komt niet als zodanig voor in het verdeelmodel; wel zijn leerlinggewichten opgenomen, die zijn gebaseerd op het opleidingsniveau van de ouders.

### Betekenis voor gemeenten

Een neveneffect van de hier uitgevoerde analyses betreft de cumulatieve effecten die tussen gemeenten weliswaar een beperkte rol spelen, maar binnen gemeenten mogelijk van belang zijn. Met de informatie over deze effecten kunnen gemeenten hun beleid voor de jeugdhulp preciezer op doelgroepen in hun gemeente richten.

In het algemeen geeft een stapeling van risicokenmerken een lagere kans op een vraag naar jeugdhulp dan het eenvoudig optellen van de effecten van de afzonderlijke risicokenmerken. Echter, bij de kosten per kind heeft de samenloop van risicokenmerken juist een versterkend effect. Combinaties van kenmerken leveren dus minder gebruik op dan verwacht, en juist hogere kosten bij degenen die wel gebruik maken.

Het merendeel van de combinaties van risicokenmerken laat een kostenverhogend effect zien. Dat is bijvoorbeeld het geval bij de combinaties van sociale uitkeringen met eenoudergezinnen en combinaties met opleidingsniveau. Maar ook het omgekeerde is mogelijk. De verschillende groepen binnen de niet-westerse migranten scoren bij een combinatie met andere risicokenmerken vooral negatief (met uitzondering van de combinatie met eenoudergezin). Dit duidt erop dat de autochtone kinderen met (een) risicokenmerk(en) meestal duurdere vormen van hulp ontvangen of oververtegenwoordigd zijn in de jeugdhulp, vergeleken met de kinderen in gezinnen van niet-westerse herkomst. Kijken we naar kinderen zonder risicokenmerk en naar kinderen uit eenoudergezinnen, dan blijkt een aantal migrantengroepen (zoals die uit Turkije, Marokko en Afrika) wat meer kosten te maken dan de autochtone kinderen. Maar de totale groep niet-westerse migranten heeft dus lagere kosten. Antillianen, Arubanen en Surinamers lijken in termen van kosten meer op de autochtonen dan de overige niet-westerse migranten. Antillianen, Arubanen

en Surinamers vinden blijkbaar makkelijker de weg naar de jeugdhulp dan de andere niet-westerse migranten.

Deze analyses met nieuwe gegevens bevestigen het vermoeden dat effecten van cumulatie in de jeugdhulp bestaan, maar dat ze bescheiden zijn. Een aantal combinaties van risicokenmerken verhoogt de kosten, maar bij niet-westerse groepen zijn combinaties vaak kostenverlagend. De verschillen tussen kinderen worden zo beter verklaard. De verschillen tussen gemeenten worden voor een beperkt deel extra verklaard.

# 1 Cumulatie nader onderzocht

## 1.1 Achtergrond

De verdeling van rijksbudgetten voor gemeentelijke taken gebeurt op basis van objectieve verdeelmodellen. Per taak is een formule opgesteld die voor elke gemeente het budget berekent op basis van kenmerken van die gemeente die relevant zijn voor de betrokken taken. Deze zogenaamde verdeelmaatstaven hebben betrekking op de demografische en sociaaleconomische samenstelling en fysieke kenmerken van de gemeenten. Ook voor de in 2015 gedecentraliseerde jeugdhulp is een verdeelmodel opgesteld, dat is opgenomen in de meicirculaire 2015 van het gemeentefonds. Dit model is opgesteld door Cebeon (Cebeon 2014) op basis van een verklaringsmodel dat gemaakt is door het scp (Ras et al. 2014). In beide modellen is een relatie gelegd met bevolkingskenmerken die het risico van kosten van jeugdhulp verhogen of verlagen. Omdat aan een verdeelmodel andere eisen worden gesteld dan aan een verklaringsmodel, verschillen beide modellen doorgaans. In 2015 werden de budgetten voor de gedecentraliseerde jeugdhulp nog op historische basis opgesteld; echter, vanaf 2016 wordt geleidelijk het objectieve verdeelmodel in werking gesteld. Uiteindelijk worden, na een aantal jaren, de betrokken jeugdhulpmiddelen geheel objectief verdeeld en geïntegreerd in de verdeelsystematiek van het gemeentefonds.

Hoewel het huidige verdeelmodel de kostenverschillen tussen gemeenten vrij goed kan verklaren, is er discussie over de precieze inhoud en vormgeving van het model. Een van de punten die discussie oplevert, is de zogenaamde cumulatieproblematiek. Hiermee wordt bedoeld op de mogelijkheid dat de combinatie van risicokenmerken een groter effect heeft op de kosten van jeugdhulp dan de effecten van de risicokenmerken afzonderlijk. Met deze cumulatie is geen rekening gehouden in het verklaringsmodel van het scp en slechts in beperkte mate in het huidige verdeelmodel van Cebeon.<sup>1</sup>

De cumulatieproblematiek is onder meer aan de orde gesteld door de Raad voor de financiële verhoudingen (Rfv) in zijn advies over het verdeelmodel voor de jeugdhulp. In dit advies stelt de raad dat er nog onvoldoende zicht is op het effect van de cumulatie van verdeelmaatstaven (Rfv 2015). Ook vanuit gemeenten wordt regelmatig de vraag gesteld of er in het verdeelmodel voor de jeugdhulp rekening kan worden gehouden met de cumulatieproblematiek. Het ministerie van Volksgezondheid, Welzijn en Sport (vws) heeft het scp daarom verzocht een onderzoek uit te voeren naar de mogelijke aanwezigheid van cumulatie-effecten bij de jeugdhulp. Het scp heeft dit onderzoek uitgevoerd binnen het kader van het ontwikkelde verklaringsmodel voor de jeugdhulp, dat ten grondslag heeft gelegen aan het bijbehorende verdeelmodel. Het verdeelmodel zelf, dat is ontwikkeld door Cebeon, komt in deze rapportage niet aan de orde.

In deze rapportage wordt nagegaan of er combinaties van risicokenmerken zijn die tezamen meer invloed hebben op de kosten van jeugdhulp dan de risicokenmerken afzonderlijk. We doen dit op basis van registratiegegevens van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) en bouwen daarmee voort op het bestaande verklaringsmodel. De verklarende variabelen in het model van het SCP zijn geselecteerd op grond van wetenschappelijke literatuur. In de literatuur is vooral naar de opvoed- en opgroeimoeilijkheden gekeken. Het SCP heeft laten zien dat deze factoren ook bepalend zijn voor het gebruik van jeugdhulp (zie b.v. Bot et al. 2013; Sadiraj et al. 2013). Op basis hiervan heeft het SCP een verklaringsmodel voor de kosten op gemeenteniveau opgesteld, waarin blijkt dat deze verklarende variabelen de kostenverschillen tussen de gemeenten goed verklaren (Ras et al. 2014). Omdat de kosten van voogdij en de kosten van jeugdhulp voor 18-plussers niet in het objectieve verdeelmodel zijn opgenomen – zij worden op historische basis vergoed – blijven deze kosten in deze rapportage eveneens buiten beeld. Zij vormen circa 14% van de jeugdhulpkosten.

## 1.2 De mogelijke rol van cumulatie

Het verklaringsmodel van het SCP is gebaseerd op de enkelvoudige effecten van risicokenmerken en beschermende factoren. De risicokenmerken zijn kenmerken die een grotere kans geven op het beroep dat een persoon of huishouden doet op jeugdhulp. Bij een model met enkelvoudige effecten wordt aangenomen dat de effecten – bij het gelijktijdig optreden van risicokenmerken – bij elkaar mogen worden opgeteld. Het effect van gelijktijdig optredende risicokenmerken A en B in het model is dus eenvoudig het effect van A plus het effect van B (' $1 + 1 = 2$ '). Zo tellen we de effecten van het behoren tot een niet-westers gezin en van het behoren tot een eenoudergezin bij elkaar op en gaan we ervan uit dat we hiermee ook het effect van niet-westerse eenoudergezinnen goed weergeven. Met het huidige verklaringsmodel van het SCP wordt weliswaar het grootste deel van de kostenverschillen op gemeentelijk niveau al verklaard (bijna 80%), maar het is mogelijk dat cumulatie van risicokenmerken nog extra verklaring biedt. Kenmerken A en B zouden elkaar dan kunnen versterken, zodat het effect van het gelijktijdig optreden van A en B groter is dan verwacht (' $1 + 1 = 3$ '). Het effect van een niet-westers eenoudergezin zou dus groter kunnen zijn dan de afzonderlijke effecten die uitgaan van het behoren tot een niet-westers gezin en het behoren tot een eenoudergezin. Ook het omgekeerde is denkbaar: het is mogelijk dat bij aanwezigheid van A een deel van het effect van kenmerk B wordt weggenomen (' $1 + 1 = 1,5$ '). Zo zouden eenoudergezinnen met een goed inkomen minder beroep op de jeugdhulp kunnen doen dan op grond van de afzonderlijke kenmerken zou kunnen worden verwacht. Het inkomen biedt dan zoveel bescherming dat het behoren tot een eenoudergezin er minder toe doet. Inkomen is in dit geval dus een beschermingsfactor. Ook combinaties van drie of meer risicokenmerken (A, B, C, ...) kunnen worden onderzocht.

De gedachte dat cumulatie-effecten kunnen optreden, is onder meer gebaseerd op drempeltheorieën (Hermanns et al. 2005). Deze houden in dat als meerdere gedrag-

gerelateerde of sociaaleconomische risicofactoren gelijktijdig optreden, een probleem soms niet meer goed beheersbaar kan worden, waardoor er een crisissituatie ontstaat. Er wordt dan een drempel van draagkracht overschreden. Anderzijds kan het tegelijkertijd optreden van beschermende factoren ertoe leiden dat het probleem juist beheersbaar blijft of helemaal niet optreedt (bv. bij een goed netwerk, voldoende inkomen of een hoog opleidingsniveau).

Het SCP heeft het optreden van cumulatie-effecten in verschillende eerdere onderzoeken niet kunnen vaststellen (Bot et al. 2013; Van den Broek et al. 2012; Pommer et al. 2011), ondanks het feit dat het bestaan van een dergelijk effect vaak wordt gesuggereerd (Aalbers-Van Leeuwen et al. 2002; Hermanns et al. 2005; Zeijl et al. 2005). In het Onderzoek jeugd en opgroeien 2011 (OJO'11), een enquête onder circa 25.000 gezinnen, vonden we geen toegevoegde waarde van cumulatieve variabelen bij opgroei- en opvoedproblemen (Bot et al. 2013). Deze studies hadden echter betrekking op probleemgedrag en niet op het gebruik en de kosten van de zorg.

De Rotterdamstudie (Gemeente Rotterdam 2013) stelt bij een analyse op kindniveau de aanwezigheid van een cumulatie-effect vast bij de kans op gebruik van zorg, maar niet bij de kosten van zorg. Op wijk- en gemeenteniveau vindt deze studie geen significant cumulatie-effect, noch bij de kans op zorg, noch bij de kosten van zorg. Deze studie betreft een specifiek gedeelte van Nederland (stadsregio Rotterdam en omgeving) en is beperkt door een laag aantal meeteenheden bij de analyses op wijk- en gemeenteniveau. Al met al lijkt de literatuur het bestaan van cumulatie-effecten niet eenduidig te bevestigen, maar ook niet geheel uit te sluiten. De nu beschikbare landelijke registratiegegevens kunnen nieuw inzicht in deze effecten geven.

### 1.3 Onderzoeksvraag

De centrale vraag die we in dit rapport willen beantwoorden, is:

*Heeft de cumulatie van risicokenmerken een aantoonbaar effect op de gemeentelijke verschillen in de kosten van jeugdhulp?*

Deze vraag is thans beter dan voorheen te beantwoorden, doordat via het CBS nu integrale informatie beschikbaar is over alle individuele gebruikers en niet-gebruikers van jeugdhulp voor het jaar 2012.<sup>2</sup> Deze informatie betreft alle sectoren en financieringsvormen voor het gehele land. Dit volledige bestand maakt het mogelijk om meer inzicht te krijgen in het mogelijke effect van de cumulatie van risicokenmerken op de kans op en de kosten van jeugdhulp, zowel op kind- als op gemeenteniveau. De integrale informatie betreft registraties van jeugdhulpgebruik op individueel niveau ('kindniveau'). Deze registraties zijn aangevuld met gegevens van kinderen die geen jeugdhulp ontvangen. Hierdoor ontstaat een gegevensbestand waarin circa 3,4 miljoen kinderen zijn opgenomen. De laatst beschikbare registraties voor dit onderzoek hebben betrekking op 2012. Om een antwoord te kunnen

geven op de hoofdvraag, aggregeren we de uitkomsten uit analyses op kindniveau naar gemeenteniveau. Zo vertalen we de gevonden effecten van de cumulatie van risico-kenmerken op kindniveau naar gemeenteniveau. Vervolgens bekijken we of hierdoor meer verschillen in kosten per kind worden verklaard op gemeenteniveau.

Bij de analyse van cumulatie-effecten moet worden opgemerkt dat er veel combinaties mogelijk zijn, waardoor het gevaar bestaat dat men toevallige verbanden ziet. Dit gevaar speelt vooral op gemeenteniveau, doordat er slechts ongeveer 400 gemeenten zijn. Streng toetsen en uitgebreid controleren is dus nodig. Ons uitgangspunt is dat een cumulatieterm in elk geval in een analyse op kindniveau, waar toetsen veel beter mogelijk is, significant en van enige omvang moet zijn.

## Noten

- 1 In het huidige verdeelmodel kunnen de combinaties eenoudergezin met bijstand en eenoudergezin met twee of meer kinderen als cumulatie-effect worden aangemerkt. Bovendien is inkomen als wegingsfactor in het model opgenomen.
- 2 Het objectieve verdeelmodel is ook op deze cijfers gebaseerd.

## 2 Aanpak

In dit hoofdstuk wordt het kader gegeven voor de analyses die nodig zijn om de onderzoeksvraag te beantwoorden. Het gaat om:

- de gegevens die voor dit onderzoek worden gebruikt;
- de criteria die worden gebruikt om cumulatie-effecten in beeld te krijgen;
- de wijze waarop de cumulatie-effecten worden berekend.

### 2.1 Gegevens

Om antwoord te kunnen geven op de centrale vraag hebben we een geanoniseerd gegevensbestand met het gebruik van jeugdhulp van alle kinderen in Nederland in 2012 gekoppeld aan relevante kenmerken van henzelf en van hun ouders. Deze kenmerken zijn afkomstig van registerbestanden die deel uitmaken van het Stelsel van Sociaal-statistische Bestanden (SSB) van het CBS. Daarnaast hebben we ook de totaalkosten berekend van de kinderen die in 2012 gebruik hebben gemaakt van de jeugdhulpvoorzieningen die in 2015 zijn opgenomen in de Jeugdwet.<sup>1</sup> De bewerkingen die nodig waren om de kosten op kindniveau te berekenen, zijn terug te vinden in de toelichting op de meicirculaire 2014 (Sadiraj et al. 2014). Voor elk kind hebben we zijn of haar kosten van de verschillende (deel)voorzieningen in 2012 opgeteld, om zo op het totaalbedrag te komen dat relevant is voor de decentralisatie van het gehele takenpakket naar de gemeenten in 2015. Het gaat om de provinciaal gefinancierde jeugdzorg (incl. de rijksgefinancierde jeugdzorgplus), de jeugdzorg in de AWBZ en de jeugdzorg in de Zorgverzekeringswet (zie kader 2.1).

---

#### Kader 2.1 Jeugdhulp in de nieuwe Jeugdwet

- ambulante jeugdhulp: hulp bij opvoed- en opgroei problemen in het gezin;
  - pleegzorg: hulp die (tijdelijk) wordt overgenomen door pleegouders in overleg met ouders, het kind en hulpverleners;
  - jeugdzorgplus: hulp voor jongeren met ernstige (gedrags)problemen;
  - verblijf in een jeugdinstelling: hulp voor jeugdigen met ernstige opvoed- en opgroei problemen;
  - jeugd-ggz (geestelijke gezondheidszorg): hulp voor jeugdigen met psychische problemen;
  - jeugdzorg voor jongeren met een beperking (voorheen AWBZ), vaak een verstandelijke beperking;
  - ondertoezichtstelling en voogdij (jeugdbescherming): hulp verleend op basis van een jeugdbeschermingsmaatregel genomen door de Raad voor de Kinderbescherming en de kinderrechter;
  - jeugdreclassering: begeleiding voor jongeren die een proces-verbaal hebben gehad van de politie of leerplichtambtenaar.
-



Het woonplaatsbeginsel, dat cruciaal is voor de toedeling aan gemeenten, is toegepast zoals in de Jeugdwet is vastgesteld. Daarbij is het adres van de ouders leidend. De kinderen die in 2012 onder een voogdijmaatregel vielen of ook na hun achttiende jaar nog (steeds) zorg ontvingen die nu onder de Jeugdwet zou vallen, zijn buiten de analyses gelaten. Deze twee groepen tellen niet mee bij het vaststellen van de gemeentelijke jeugdhulp-budgetten op basis van het objectieve verdeelmodel, maar worden op historische basis bekostigd. Zij blijven daarom ook buiten beschouwing in de hier uitgevoerde cumulatieve analyse. Hun kosten bedragen circa 14% van de totale jeugdhulpkosten.<sup>2</sup>

## 2.2 Criteria

Het algemene uitgangspunt is dat cumulatieve effecten op dezelfde manier worden getoetst als de enkelvoudige effecten in het huidige verklaringsmodel. De effecten moeten statistisch aantoonbaar zijn; daarnaast moeten ze extra verklaring bieden voor gemeentelijke verschillen in de kosten van jeugdhulp.

De gegevens op kindniveau geven een preciezer beeld van de invloed van risicokenmerken dan de gegevens op gemeenteniveau. Immers, op gemeenteniveau kunnen de scores op afzonderlijke kenmerken vaker onderling gelijk oplopen door het hogere analyseniveau (sterke correlatie), wat de analyse bemoeilijkt (multicollineariteit). Als we het model op gemeenteniveau met tweede-ordecumulatietermen schatten, geeft de *variance inflation factor* (VIF) van de toetsen aan dat de multicollineariteit tussen de hoofd- en cumulatietermen en tussen de cumulatietermen onderling, te groot is om de coëfficiënten zinvol te interpreteren. In Ras et al. (2014) bleken bijvoorbeeld de risicokenmerken 'kind in armoede' en 'kind in eenoudergezin' zo sterk samen te hangen, dat hun effecten niet afzonderlijk geanalyseerd konden worden.

Om deze reden gebruiken we voor de rest van dit rapport modellen op kindniveau. Op dat niveau wordt bepaald welke vormen van cumulatieve effect hebben op de kosten van jeugdhulp. Om het verklaringsmodel eenvoudig te houden, verklaren we de kosten per kind in één stap, zonder het tussenniveau van het aandeel gebruikers.<sup>3</sup> Om antwoord te kunnen geven op de centrale vraag, vertalen we daarna de uitkomsten naar gemeenteniveau. We vervolgen daarom de analyse door te testen of de kenmerken die op kindniveau significant zijn gebleken, ook op gemeenteniveau van belang zijn. Het effect van cumulatie op gemeenteniveau beoordelen we daarom op grond van de extra verklaring die de cumulatietermen bieden na de aggregatie van dat effect op gemeenteniveau. Dit doen we door op kindniveau kosten te schatten met het model met en zonder cumulatie, deze schattingen vervolgens elk apart te middelen op gemeenteniveau en daarna te bekijken hoe de verklaarde variantie op gemeenteniveau verandert door het toevoegen van het cumulatieve effect. Het effect van een cumulatieterm op gemeenteniveau beoordelen we naar de mate waarin het extra verklaring biedt. Zo vergelijken we modellen met en zonder cumulatieve effecten.

## 2.3 Analysemodel

Cumulatie kan heel algemeen worden bekeken (maken kinderen met meerdere risicokenmerken meer kosten dan verwacht?), maar ook heel specifiek, door alle combinaties van risicokenmerken apart te analyseren. We beginnen de analyses door vast te stellen of het aantal risicokenmerken dat een kind heeft, de kosten per kind kan verklaren. Het gaat dan nog niet om de precieze combinatie van kenmerken, maar alleen om het aantal combinaties (0, 1, 2, ...). Hiermee krijgen we een eerste indruk van de mogelijke rol van de cumulatie van risicokenmerken. Deze eerste ruwe analyse noemen we *algemene cumulatie*. Op basis van de uitkomsten bekijken we vervolgens elke combinatie van risicokenmerken afzonderlijk. Dit noemen we hier *specifieke cumulatie*. We construeren specifieke-cumulatietermen voor alle mogelijke combinaties van risicokenmerken. Specifieke-cumulatietermen die landelijk minder dan 5000 keer voorkomen laten we uit de analyses weg, omdat ze te lage aantallen op gemeenteniveau opleveren (bij circa 400 gemeenten levert dit gemiddeld 12 kinderen op per gemeente). Bovendien geven te lage aantallen (< 10) onthullingsrisico's en mogen ze daarom niet worden gepubliceerd door het CBS (CBS-richtlijn). Daardoor kunnen zij geen rol spelen in een verdeelmodel dat moet worden gebaseerd op openbare gegevens. We testen na de selectie de effecten van alle mogelijke combinaties op de kosten per kind, eerst op de data op kindniveau, door te kijken of hun effect significant is. Als deze test wordt gehaald, vindt daarna een test op gemeenteniveau plaats, waarbij we bezien of de verklaarde variantie van de kostenverschillen tussen gemeenten toeneemt.<sup>4</sup>

We analyseren de kostenverschillen met een (algemeen) regressiemodel (*ordinary least squares, OLS*). Dit is een standaardmethode om een continue doelvariabele te relateren aan verklarende variabelen. In de schattingen houden we rekening met de clustering van kinderen op gezinsniveau. In paragraaf 4.6 geven we aan wat de consequenties zijn van een alternatieve techniek, die rekening houdt met

- het verschil tussen de kans op zorg en de kosten per gebruiker;
- het grote aantal kinderen in de populatie die helemaal geen zorg gebruiken en daardoor ook geen zorgkosten hebben;
- de scheve verdeling van de kosten bij de kinderen die wel zorg gebruiken.

Bij de OLS-schattingen maken we gebruik van de zogeheten *backward regression*, waarmee we bepalen welke van de variabelen statistisch significant zijn. Deze methode begint met alle variabelen, en verwijdert stap voor stap de variabelen die niet significant blijken te zijn op 1%-significantieniveau.

## Noten

- 1 De budgetten voor de jeugdhulpvoorzieningen in 2015 die opgenomen zijn in de Jeugdwet, zijn berekend op basis van het gebruik en de kosten die gemaakt zijn in 2012.
- 2 Bij 0,6% van de kinderen is de koppeling van de gegevens met de ouders en daarna het huishoudtype niet gelukt. Deze groep is ook uit de analyses gelaten. Binnen deze groep waren er 30% jeugdzorggebruikers (landelijk gaat het om 10% jeugdzorggebruikers). De kosten die gemaakt worden door deze

groep verklaren het verschil tussen de gemiddelde kosten per kind in deze publicatie met die in de eerdere publicatie over kostenverschillen (Ras et al. 2014). Zie ook de gevoeligheidsanalyse in paragraaf 4.6.

- 3 Een alternatief zou zijn om het aandeel gebruikers en de kosten per gebruiker elk apart te modelleren. Dit maakt het model echter veel ingewikkelder. Als gevoeligheidsanalyse passen we ook een twee-stapsschattingsprocedure toe. Deze techniek verandert de conclusies op gemeenteniveau niet.
- 4 Zoals eerder vermeld, konden we de marginale effecten van de significante combinaties op kindniveau niet op gemeenteniveau toetsen, door de hoge mate van de onderliggende multicollineariteit op dat niveau.

### 3 Kosten in het huidige verklaringsmodel

In dit hoofdstuk geven we een beschrijving van de factoren die van belang zijn voor het verklaringsmodel. Het gaat hierbij om de kosten van jeugdhulp, de risicokenmerken die kostenverschillen verklaren en cumulaties die zich hierbij kunnen voordoen. De analyse van de cumulatie van de kosten vindt in hoofdstuk 4 plaats. In beginsel gaan we uit van de kenmerken in het verklaringsmodel (zie kader 3.1), maar in dit rapport sluiten we waar mogelijk wel aan bij de kenmerken uit het huidige objectieve verdeelmodel (zie § 4.4).

#### Kader 3.1 Uitkomsten van het scp-verklaringsmodel

	totaal	zonder verblijf <sup>a</sup>	met verblijf <sup>b</sup>
gemiddelde kosten (euro)	950	570	380
niveau kind (procent)			
kinderen 12-17 jaar			-
kind laagopgeleid	+		+
kind herkomst Turkije	-	-	-
kind herkomst Suriname			-
kind herkomst westers (niet autochtoon)		-	
niveau ouder/gezin (procent)			
kind ten minste 1 jaar in armoede <sup>c</sup>	(+)		(+)
kind uit eenoudergezin <sup>c</sup>	+	+	+
kind van recent gescheiden ouders	+	+	
laagopgeleiden 15-65 jaar	-		-
hoogopgeleiden 15-65 jaar			-
ouders met psychische medicatie <sup>d</sup>	+	+	
hoog inkomen	-	-	
kind in groot gezin			-
uitkeringsontvangers ww/wao	+	+	+

a Zonder verblijf: hulp zonder overnachting.

b Met verblijf: hulp met overnachting.

c De verklarende variabelen 'kind in armoede' en 'kind in eenoudergezin' hangen zo sterk samen dat tussen deze twee geen nader onderscheid kan worden aangebracht.

d Bepaald op basis van een farmaceutische kostengroep (FKG), die past bij deze chronische aandoening.

Bron: Ras et al. (2014: tabel 3.3)

### 3.1 Kosten per kind

Als eerste geven we in tabel 3.1 een overzicht van de kosten per kind voor de risicokenmerken die volgens het verklaringsmodel van invloed zijn, als risicofactor of als beschermende factor. Het gaat daarbij om informatie op kindniveau, beschikbaar via de registratiegegevens van de ssb-bestanden.<sup>1</sup>

Tabel 3.1

Gemiddelde kosten per kind per jaar, naar risicokenmerken, 2012 (in euro's)

	gemiddeld	standaarddeviatie
kind volgt opleiding t/m kaderberoepsonderwijs, of volgt speciaal onderwijs	4.900	15.000
kind in gezin met uitkering als hoofdkomen <sup>a</sup>	2.500	10.600
minimaal één ouder gebruikt medicijnen voor ggz	2.000	9.400
kind in eenoudergezin	2.000	9.300
leeftijd kind 12-17 jaar (puber)	1.300	7.900
kind in gezin in armoede	1.350	7.600
kind in gezin met meer dan drie kinderen	900	5.650
herkomst van het kind is niet-westers	1.000	6.300
Antillen <sup>b</sup>	1.700	8.800
Suriname	1.200	7.000
Afrika	1.100	7.000
Marokko	900	6.000
Turkije	750	5.500
overig niet-westers	800	5.500
herkomst van het kind is westers	800	5.800
leeftijd kind 5-11 jaar	800	5.000
kind in gezin met hoog inkomen (decil 8-10)	450	4.000
landelijk gemiddelde (alle kinderen)	800	5.800

a Kind in gezin met bijstand of andere uitkeringen als hoofdkomen.

b Antillen of Aruba.

Bron: scp (eigen berekeningen op basis van niet-openbare microdata van het CBS. Deze microdata zijn onder voorwaarden toegankelijk voor statistisch en wetenschappelijk onderzoek. Voor nadere informatie [cvb@cbs.nl](mailto:cvb@cbs.nl).)

In 2012 werd *per kind* (gebruikers en niet-gebruikers tezamen) gemiddeld ongeveer 800 euro uitgegeven in de jeugdhulp.<sup>2</sup> De spreiding tussen (alle) kinderen is groot (standaarddeviatie 5800 euro). Dit komt doordat de meeste kinderen geen jeugdhulp gebruiken. Gemiddeld de hoogste jeugdhulpkosten komen voor rekening van de kinderen die op de middelbare school onderwijs volgen op een niveau tot en met kaderberoeps-onderwijs<sup>3</sup> of speciaal onderwijs volgen (rond 4900 euro). Een tweede groep met hoge

kosten vormen de kinderen in gezinnen die van een uitkering afhankelijk zijn. Binnen deze groep bedragen de gemiddelde kosten circa 2500 euro. Andere risicogroepen zijn de kinderen van wie de ouders psychische problematiek ervaren (in de gegevens getraceerd via het gebruik van medicijnen voor ggz<sup>4</sup>) of kinderen die onderdeel uitmaken van een eenoudergezin.<sup>5</sup> Kinderen uit deze groepen kosten gemiddeld tweeënhalf keer zoveel als een gemiddeld kind. Voor de groep kinderen in de pubertijd (12-17 jaar) gaat het om gemiddeld 1300 euro per kind. En als laatste onderscheiden we de groep kinderen met een niet-westerse herkomst, die gemiddeld circa 200 euro hogere kosten hebben dan het gemiddelde kind in Nederland.<sup>6</sup> Kinderen in een gezin met een hoog inkomen (beschermende factor)<sup>7</sup> hebben met gemiddeld 450 euro juist lagere kosten.

### 3.2 Cumulatietermen

Vanaf hier duiden we risicokenmerken die enkelvoudig in het model zijn opgenomen, aan met *hoofdtermen*. Waar het gaat om het gelijktijdig optreden van risicokenmerken, spreken we van *cumulatietermen*. Uit de gegevens van groepen kinderen met risicokenmerken die met hogere gemiddelde kosten gepaard gaan, construeren we *algemene-cumulatietermen*. We tellen per kind hoeveel van deze kostenverhogende risicokenmerken er aanwezig zijn. De risicokenmerken ‘kind in gezin met uitkering’ en ‘kind in gezin in armoede’<sup>8</sup> hangen sterk samen, doordat de meeste gezinnen met een uitkering arm zijn. Om zinvolle termen in de cumulatieanalyse te krijgen, hebben we deze risicokenmerken opnieuw gedefinieerd tot:

- kind in een gezin met uitkering als hoofdkomen (is vrijwel altijd arm);
- kind in arm gezin zonder uitkering als hoofdkomen.

We nemen het kenmerk ‘kind in gezin met meer dan drie kinderen’, dat in de literatuur vaak als risicokenmerk wordt genoemd, niet als risicokenmerk mee, omdat dit kenmerk in het verklaringsmodel niet significant blijkt te zijn en de gemiddelde kosten van deze groep in de buurt van het landelijk gemiddelde liggen (tabel 3.1).

Het kenmerk ‘puber’ (leeftijd kind 12-17 jaar) laten we ook uit de cumulatieanalyse, omdat dit kenmerk een sterke relatie heeft met ‘kind volgt opleiding (op de middelbare school) niveau tot en met kaderberoepsonderwijs, of volgt speciaal onderwijs’.<sup>9</sup> We nemen deze kenmerken wel als ‘extra kenmerk’ in het model mee, om zo goed mogelijk voor achtergrondkenmerken te corrigeren, maar ze worden niet betrokken bij het maken van combinaties (cumulaties), omdat ze geen risicokenmerken of beschermende factoren zijn.

Het gaat dus om de volgende risicokenmerken:

- kind dat op middelbaar niveau een opleiding tot en met kaderberoepsonderwijs volgt, of speciaal onderwijs volgt;
- kind in een gezin met een uitkering als hoofdkomen;
- kind in een arm gezin zonder uitkering als hoofdkomen;
- kind waarvan een ouder ggz-medicijnen gebruikt;

- kind in eenoudergezin;
- kind met herkomst niet-westers.

Het kenmerk ‘herkomst niet-westers’ heeft gemengde effecten, variërend per herkomst-regio. We hebben het bij de algemene cumulatietermen ingedeeld bij de risicokenmerken, omdat we hiervoor een keuze moesten maken. Voor de uiteindelijke analyse (specifieke cumulatie) maakt dit niet uit.<sup>10</sup>

In tabel 3.2 geven we een overzicht van de grootte van de groepen en hun aandeel in de jeugdhulpkosten.

Tabel 3.2

Aantal risicokenmerken en samenhang met aandeel jeugdhulpkosten, alle kinderen in Nederland<sup>a</sup>, 2012 (in procenten)

	kinderen	kosten
0 risicokenmerken	52	17
1 risicokenmerk	26	28
2 risicokenmerken	15	27
3 risicokenmerken	6	20
4 risicokenmerken <sup>b</sup>	1	7

a Exclusief kinderen met een voogdijmaatregel en kinderen 18 jaar of ouder.

b Het aantal kinderen met vijf risicokenmerken is samengevoegd met de groep met vier risicokenmerken, omdat het slechts 2000 kinderen betreft.

Bron: scp (eigen berekeningen op basis van niet-openbare microdata van het CBS. Deze microdata zijn onder voorwaarden toegankelijk voor statistisch en wetenschappelijk onderzoek. Voor nadere informatie [cvb@cbs.nl](mailto:cvb@cbs.nl).)

Iets minder dan de helft van de kosten van jeugdhulp ( $17 + 28 = 45\%$ ) betreft kinderen met geen of hooguit één risicokenmerk ( $52 + 26 = 78\%$  van alle kinderen). De rest van de kosten betreft dus kinderen met meer risicokenmerken, bij wie mogelijk cumulatie een rol speelt. Van deze kosten komt ongeveer een gelijk deel voor rekening van kinderen met twee risicokenmerken (27 procentpunt), als voor kinderen die drie of meer risicokenmerken hebben (27 procentpunt). Kinderen met drie of vier risicokenmerken komen weliswaar weinig voor, maar maken wel veel kosten.

Kinderen met twee risicokenmerken maken gemiddeld ongeveer tweemaal zoveel kosten als kinderen met één risicokenmerk; kinderen met drie kenmerken ongeveer driemaal. Bij kinderen met vier of vijf risicokenmerken liggen de kosten veel hoger.

### 3.3 Kosten per kind en samenloop van risicokenmerken

Voor we cumulatie met een model onderzoeken, geven we hier beschrijvende informatie over de kosten per kind naar diverse kenmerken. Het verklaringsmodel schat de kosten per kind, maar niet de kans op zorggebruik. Toch kijken we in deze paragraaf ook naar de kans op zorg, om iets meer inzicht te bieden in de kostenverschillen tussen groepen kinderen. Tabel 3.3 geeft een overzicht van de verschillen in de gemiddelde kans op zorg en de gemiddelde kosten per kind wanneer een kind een bepaald kenmerk heeft (maar mogelijk ook andere kenmerken heeft; kolommen 2 en 3 van tabel 3.3) en wanneer het kind *alleen* dat kenmerk heeft (laatste twee kolommen). De volgende drie rijen bevatten de kans op zorg en gemiddelde kosten van kinderen naar het aantal risicokenmerken, gevolgd door het gemiddelde voor alle kinderen.

Tabel 3.3

Kans op zorg en gemiddelde kosten, naar risicokenmerken, 2012 (in procenten en euro's)

	alle kinderen met dit kenmerk		alle kinderen met <i>alleen</i> dit kenmerk	
	kans op zorg (%)	kosten (euro)	kans op zorg (%)	kosten (euro)
kind volgt opleiding t/m kaderberoepsonderwijs of volgt speciaal onderwijs	32	4900	29	3500
kind in gezin met uitkering als hoofdkomen	18	2500	12	1300
kind in arm gezin zonder uitkering als hoofdkomen	10	850	7	400
kind in eenoudergezin	18	2000	13	750
ouder gebruikt ggz-medicijnen	19	2000	13	750
niet-westerse migrant	9	1000	5	300
geen risicokenmerk	6	300		
één risicokenmerk	11	900		
twee of meer risicokenmerken	16	2000		
gemiddeld Nederland	9	800		

Bron: scp (eigen berekeningen op basis van niet-openbare microdata van het cbs. Deze microdata zijn onder voorwaarden toegankelijk voor statistisch en wetenschappelijk onderzoek. Voor nadere informatie [cvb@cbs.nl](mailto:cvb@cbs.nl).)

Een kind zonder risicokenmerk heeft 6% kans om in zorg te zijn en maakt gemiddeld 300 euro aan kosten voor jeugdhulp (gebruikers en niet-gebruikers tezamen). Bij alle kinderen met precies één risicokenmerk liggen deze cijfers hoger: dan is de kans op zorg gemiddeld 11% en bedragen de gemiddelde kosten 900 euro.



Bij de kinderen met precies één risicokenmerk (twee laatste kolommen) blijken de kansen en de gemiddelde kosten behoorlijk te variëren. De hoogste kans (29%) en hoogste kosten (3500 euro) zijn te vinden bij kinderen met een laag opleidingsniveau. Een hogere kans op gebruik van jeugdhulp binnen een groep leidt uiteraard tot hogere kosten per kind in die groep. Kinderen in gezinnen met een uitkering, eenoudergezinnen en kinderen in gezinnen met ouders die ggz-medicijnen gebruiken, hebben een kans op zorg van ongeveer 13%, met de hoogste kosten per kind bij gezinnen met een uitkering (1300 euro). Kinderen uit arme gezinnen zonder uitkering en met een niet-westerse achtergrond hebben kansen en kosten die veel dichterbij de groep zonder risicokenmerk liggen.

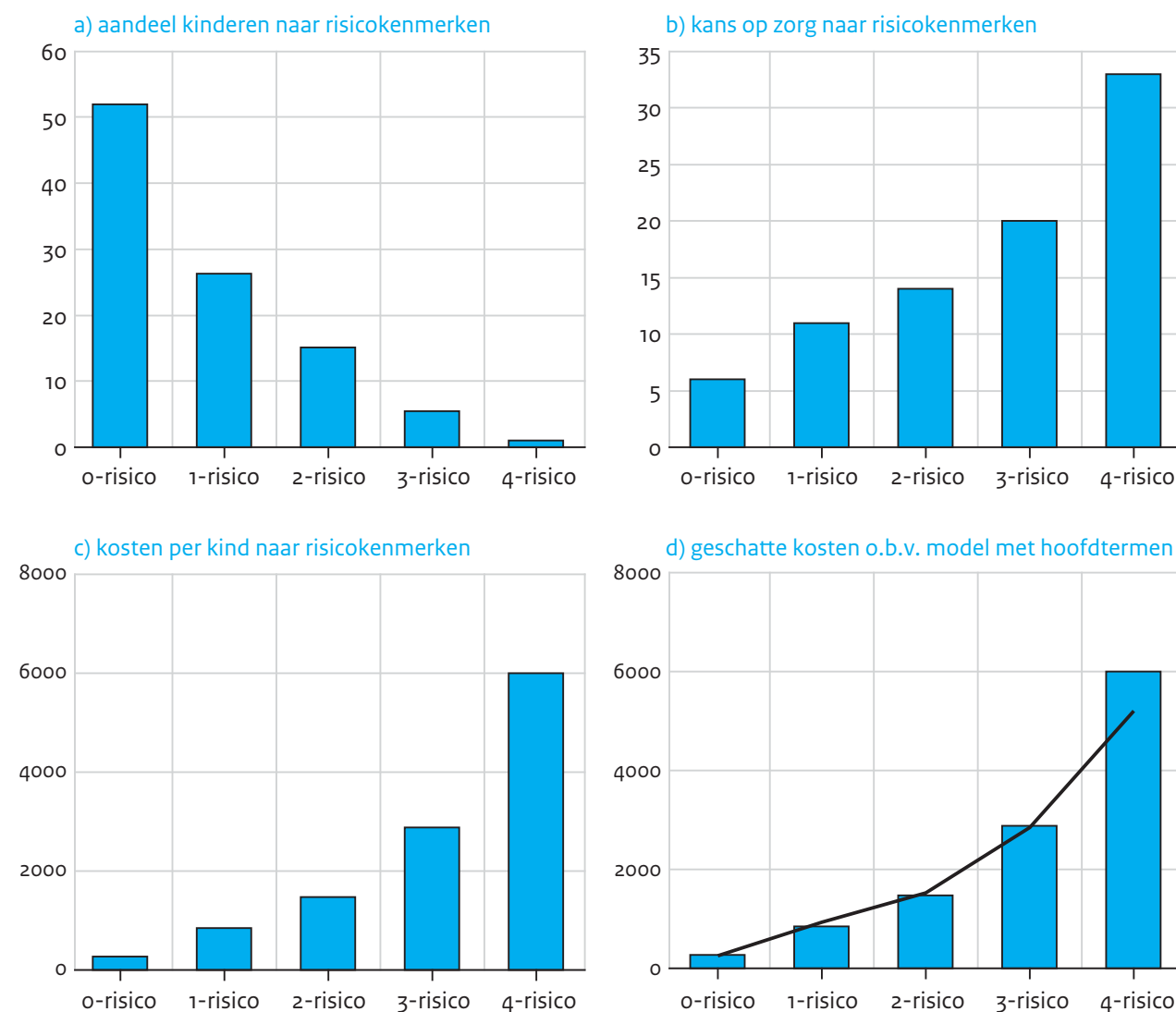
Bij twee of meer risicokenmerken ten slotte is de gemiddelde kans 16% en bedragen de gemiddelde kosten 2000 euro. Het hebben van meer risicokenmerken (kolommen 2 en 3) leidt dus duidelijk tot een hogere kans op zorg en hogere kosten van zorg. Wanneer we dit per kenmerk vergelijken, zien we de kans met 3 à 6 procentpunt stijgen (kolommen 2 en 4). De kosten stijgen aanzienlijk, met 450 (in geval van kind in arm gezin zonder uitkering als hoofdkomen) tot 1250 euro (kolommen 3 en 5).

Figuur 3.1 toont de relaties tussen de kans op zorg en de kosten per kind bij het toenemen van het aantal risicokenmerken.

Er is een vrijwel lineair verband tussen de kans op zorg en het aantal risicokenmerken (figuur 3.1b) en een meer exponentieel verband tussen de kosten per kind (gemiddelde van alle kinderen, niet alleen gebruikers) en het aantal risicokenmerken (figuur 3.1c). Het verklaringsmodel met alleen hoofdtermen (de lijn in figuur 3.1d) vertoont ook een exponentieel verband en kan vrij goed de verschillen verklaren tussen de groepen kinderen met verschillende aantallen risicokenmerken. Wel is het verband iets minder sterk dan bij de feitelijke kosten. Blijkbaar hebben kinderen met één risicokenmerk vaak een licht kostenverhogend kenmerk en de kinderen met meerdere risicokenmerken vaker de sterker verhogende kenmerken. Dit model met alleen hoofdtermen schat vooral bij de kinderen met vier of vijf risicokenmerken de kosten duidelijk te laag in, wat een aanwijzing vormt voor de aanwezigheid van cumulatie-effecten.

Figuur 3.1

Kans op zorg en gemiddelde kosten per kind, naar aantal risicokenmerken, 2012 (in procenten en euro's)



a Verklaringsmodel, toegepast op de registratiegegevens (zie hoofdstuk 4).

Bron: scp (eigen berekeningen op basis van niet-openbare microdata van het CBS. Deze microdata zijn onder voorwaarden toegankelijk voor statistisch en wetenschappelijk onderzoek. Voor nadere informatie [cvb@cbs.nl](mailto:cvb@cbs.nl).)

## Noten

- 1 Informatie over het opleidingsniveau van de ouders van de kinderen is niet volledig beschikbaar bij de registratiegegevens. Eventuele gegevens via duo zijn ook niet zonder problemen. Deze variabele kan daarom niet gebruikt worden bij de analyses op kindniveau.
- 2 Deze gemiddelde kosten per kind zijn lager dan die uit de eerdere publicatie over kostenverschillen (Ras et al. 2014). Dit komt doordat bij 0,6% van de kinderen de koppeling met de gegevens van de ouders en het huishoudtype niet gelukt is.
- 3 Dit omvat dus de vmbo-niveaus praktijkonderwijs, basisberoepsgerichte en kaderberoepsgerichte leerwegen, maar niet de gemengde en theoretische leerwegen.
- 4 Een verzekerde valt in een ggz-farmaceutische-kostengroep als in een voorafgaand kalenderjaar meer dan een bepaalde hoeveelheid (overeenkomend met het gebruik in ongeveer een halfjaar) van nader

omschreven medicijnen voor psychische aandoeningen is voorgeschreven. Gegevensbron: Zorgverzekeraarsbestand 2011: iBMG.

- 5 In dit rapport komt de gebruikte definitie van het CBS neer op ‘particulier huishouden bestaande uit één ouder met ten minste één minderjarig thuiswonend kind, zonder verdere overige leden’.
- 6 De niet-westerse groep is een verzameling van de verschillende niet-westerse nationaliteiten. Niet alle nationaliteiten worden gekenmerkt door een verhoogde kans op zorg of hogere kosten dan het gemiddelde kind in Nederland.
- 7 Het begrip ‘hoog inkomen’ is gebaseerd op het gestandaardiseerde besteedbare huishoudinkomen (inkomen gecorrigeerd voor verschillen in grootte en samenstelling van het huishouden). Hierbij wordt de bevolking opgedeeld in tien gelijke (decil)groepen op basis van oplopend inkomen. De huishoudens in de decilgroepen 8, 9 en 10 vormen hier de hoge inkomens.
- 8 Armoede is hier gedefinieerd als een gestandaardiseerd besteedbaar huishoudinkomen dat lager is dan 12.500 euro (SCP-armoedegrens 2012).
- 9 Dit kenmerk hebben we opgenomen omdat een laag onderwijsniveau tot meer problematiek leidt. We hebben daarbij ook het speciaal onderwijs meegenomen, vanuit de gedachte dat het daar relatief vaak om een laag niveau gaat en om zo bij kinderen tot 12 jaar ook een indicatie van het aandeel laag onderwijsniveau te hebben. Voor kinderen tot 12 jaar is er geen andere indicatie beschikbaar. Deze voorziening is voor een deel gericht op problematiek die ook kan leiden tot (meer) gebruik van jeugdhulp. Speciaal onderwijs is daarmee in feite een gebruikskenmerk en geen risicokenmerk. Als we nu het kenmerk ‘puber’ mee zouden nemen in de cumulatieanalyse, zou de combinatie ‘geen puber’ en ‘laag opleidingsniveau’ uitsluitend deze kinderen jonger dan 12 jaar met speciaal onderwijs bevatten, in plaats van het bredere ‘laag niveau van onderwijs’. Dan zouden we niet vanuit risicokenmerken, maar vanuit gerelateerd voorzieningengebruik verklaren.
- 10 Daar worden alle mogelijke combinaties van kenmerken getest, ongeacht hun rol in het model.

## 4 Kosten en cumulatie

### 4.1 Uitgevoerde analyses

Voordat we vaststellen welke cumulatie-effecten een rol spelen, bepalen we in paragraaf 4.2 of cumulatie-effecten wel bestaan. Dit is algemene cumulatie, waarbij het er niet om gaat welke cumulaties van belang zijn, maar *of* cumulaties van belang zijn. Vervolgens stellen we in paragraaf 4.3 vast *welke* cumulaties ertoe doen. In paragraaf 4.4 bespreken we een variant van het verklaringsmodel zonder het kenmerk 'kind volgt lage opleiding', omdat dit kenmerk niet in het huidige verdeelmodel is opgenomen. De effecten naar gemeentegrootte staan vermeld in paragraaf 4.5. Ten slotte voeren we enkele gevoeligheidsanalyses uit (§ 4.6).

### 4.2 Algemene cumulatie

De relevante risicokenmerken hebben verschillende effecten op de kosten. Diverse combinaties van risicokenmerken kunnen uiteraard ook uiteenlopende effecten hebben. In deze paragraaf analyseren we niet elk effect afzonderlijk, maar bekijken we of de algemene aanwezigheid van combinaties van risicokenmerken (cumulatie) een statistisch significant verband met de zorgkosten vertoont en of dit verband effect heeft op de gecorrigeerde verklaarde variantie ( $R^2$ ).<sup>1</sup> We bekijken dus alleen of het gelijktijdig optreden van meerdere combinaties van risicokenmerken (ongeacht welke het precies zijn) effect heeft. Om vast te stellen of er een algemeen cumulatie-effect aanwezig is, breiden we het model met de hoofdtermen (zie kader 3.1) uit met algemene cumulatietermen, die aangeven hoeveel kenmerken er bij een kind aanwezig zijn. Daarmee toetsen we het effect van de cumulatie op de kans op en de kosten van de zorg.

In tabel 4.1 geven we een overzicht van de effecten van algemene cumulatie van de bovengenoemde risicokenmerken. We kijken naar het effect van twee, drie of vier gelijktijdig optredende kenmerken op de kans op zorg en op de gemiddelde kosten per kind, zonder onderscheid te maken naar de precieze combinaties (het onderste deel van de tabel). Dit doen we nadat er gecorrigeerd is voor het autonome effect van het risicokenmerk zelf (hoofdtermen, bovenste deel van de tabel). We geven de effecten op basis van de informatie op kindniveau voor het model dat de kans op zorg bepaalt (de tweede kolom) en voor het verklaringsmodel voor de kosten van zorg (derde kolom). In de tabel vermelden we ook de verklaringsgraad van de schattingen wanneer we het effect van cumulatie meenemen (in de rijen  $R^2$  zonder en met cumulatie) op kindniveau (rijen in het midden van tabel) en na aggregatie op gemeenteniveau.

Tabel 4.1

Significantie van effecten van algemene cumulatie, 2012

	kans op zorg (logit-schatting) <sup>a</sup>	kosten per kind (OLS-schatting <sup>b</sup> )
risicokenmerken op kindniveau		
geen risicokenmerken	ref.	ref.
hoofdtermen (zie bijlage B)		
algemene cumulatie		
kind met 2 risicokenmerken	-	+
kind met 3 risicokenmerken	-	+
kind met 4 risicokenmerken	-	+
gecorrigeerde R <sup>2</sup> zonder cumulatie (%)	11,6	4,92
gecorrigeerde R <sup>2</sup> met algemene cumulatie (%)	11,7	4,95
absolute toename gecorrigeerde R <sup>2</sup> (%-punten)	0,1	0,03
relatieve toename gecorrigeerde R <sup>2</sup> (%)	0,9	0,6
N	3,4 miljoen	3,4 miljoen
risicokenmerken op gemeenteniveau		
R <sup>2</sup> zonder cumulatie (%)	24,8	52,5
R <sup>2</sup> met algemene cumulatie (%)	25,3	51,9
absolute toename R <sup>2</sup> (%-punten)	0,5	-0,6
relatieve toename R <sup>2</sup> (%)	2,1	-1,1
N	408	408

+ effect is statistisch significant positief (op 1%-significantieniveau).

- effect is statistisch significant negatief (op 1%-significantieniveau).

a De R<sup>2</sup> betreft pseudo-R<sup>2</sup>.

b Kosten van gebruikers en niet-gebruikers tezamen. De methode is *backward regression*. Deze methode begint met alle variabelen, en verwijdert stap voor stap de variabelen die niet significant blijken te zijn.

Bron: scp (eigen berekeningen op basis van niet-openbare microdata van het CBS. Deze microdata zijn onder voorwaarden toegankelijk voor statistisch en wetenschappelijk onderzoek. Voor nadere informatie [cvb@cbs.nl](mailto:cvb@cbs.nl).)

Alle algemene cumulatietermen hebben een negatief significant effect op de kans op zorg, en juist een positief significant effect bij de kosten per kind (gebruikers en niet-gebruikers tezamen). Dit duidt erop dat de kansen van kinderen met meerdere risicokenmerken (ongeacht welke termen het precies zijn) lager zijn dan bij het eenvoudig optellen van de effecten ('1 + 1 = 1,5'), en de kosten juist hoger ('1 + 1 = 3'). Verder valt op dat het toevoegen van de algemene cumulatievariabelen de R<sup>2</sup> verhoogt met slechts 1% (met 0,1 procentpunt, van 11,6% naar 11,7%) bij de verklaring van de kans op zorg, en met minder dan 1% (met 0,03 procentpunt, van 4,92% naar 4,95%) bij de verklaring van de kosten per kind. Dit zijn overigens wel significante modelverbeteringen.<sup>2</sup>

De bescheiden verklaringsgraad op kindniveau is overigens niet verontrustend. Er bestaan systematische verschillen tussen groepen kinderen, maar ook binnen groepen kinderen kunnen de kosten uiteenlopen. De groep kinderen met vier risicokenmerken heeft bijvoorbeeld gemiddeld 5900 euro aan kosten, wat veel meer is dan bij kinderen met minder risicokenmerken (zie figuur 3.1c). Maar niet elk kind binnen die groep heeft precies 5900 euro aan kosten. Dit varieert en er zullen zelfs kinderen bij zijn die geen gebruik maken van zorg en dus geen kosten hebben.

Als we de resultaten van de schattingen op kindniveau vertalen naar het niveau van de 415 gemeenten in 2012,<sup>3</sup> blijkt dat de verklaringsgraad daar licht toeneemt bij het model voor de kans op zorg (met 2,1%). Maar er is geen toename bij het model voor de kosten per kind.<sup>4</sup>

De conclusie op grond van deze eerste verkenning is dat cumulatie een rol zou kunnen spelen bij de hoogte van de kosten. Het effect lijkt echter vrij klein. Hierna zullen we bekijken of we specifieke combinaties van risicokenmerken kunnen aanwijzen die een meetbaar effect hebben op de kosten van jeugdhulp op gemeenteniveau. In een dergelijke analyse kunnen andere en wellicht ook grotere effecten naar voren komen.

### 4.3 Specifieke cumulatie

In paragraaf 4.2 kwamen we tot de conclusie dat een kind met minstens twee risicokenmerken gemiddeld meer kosten maakt dan de optelling van de afzonderlijke effecten per kenmerk wanneer we de analyse op kindniveau uitvoeren (tabel 4.1). Op gemeenteniveau heeft algemene cumulatie geen toegevoegde waarde voor de verklaring. Maar afzonderlijk bekeken zullen sommige cumulaties grotere effecten hebben dan andere, en mogelijk zullen de effecten ook van richting veranderen. Voor een betere verklaring van de kostenverschillen is het daarom van belang om naar de kosteneffecten van afzonderlijke combinaties van risicokenmerken te kijken. Bij het maken van deze specifieke cumulatietermen is het risico wel groter dat de groep met zo'n cumulatieterm te klein wordt (minder dan 5000 kinderen, ruim 10 kinderen per gemeente). We moeten daarom steeds controleren of het totaalaantal kinderen dat onder een bepaalde combinatie valt, groot genoeg is. Ook moeten we alert zijn op sterke correlaties die kunnen optreden doordat termen met elkaar worden gecombineerd (multicollineariteit).

We construeren alle mogelijke combinaties van de achtergrondkenmerken van de kinderen. We onderscheiden:

- combinaties van twee risicokenmerken (tweede-ordecumulatietermen);
- combinaties van drie of vier risicokenmerken (hogere cumulatietermen).

Er zijn 52 mogelijke tweede-ordecumulatietermen,<sup>5</sup> waarvan drie met minder dan 5000 kinderen. De meeste hogere cumulatietermen komen maar weinig voor (minder dan 5000 kinderen). Daarom behandelen we daar kinderen in gezinnen met als hoofdkomen

bijstand of andere uitkeringen (voor werkloosheid, ziekte, arbeidsongeschiktheid, nabestaanden of vervroegd pensioen) samen als één groep: de uitkeringsontvangers. Ook de kinderen afkomstig uit niet-westerse landen behandelen we daar als één groep; we maken dus geen nader onderscheid naar herkomst. Zo resteren uiteindelijk dertien mogelijke combinaties van cumulaties van drie, en één combinatie van vier risicokenmerken, die landelijk bij meer dan 5000 kinderen voorkomen.

## Kindniveau

Tabel 4.2 geeft een overzicht van de resultaten van het meenemen van de algemene of specifieke cumulatie in de analyses op kindniveau op de (gecorrigeerde)  $R^2$ .

Tabel 4.2

Gecorrigeerde  $R^2$  voor verschillende modellen<sup>a</sup> voor de kosten van jeugdhulp per kind op kindniveau, 2012 (in procenten)

	algemeen		specifiek	
	algemene cumulatie (aantal risicokenmerken)	tweede-ordecumulatietermen	hogere cumulatietermen	tweede-ordecumulatietermen en hogere cumulatietermen
model alleen hoofdtermen	4,9	4,9	4,9	4,9
model hoofdtermen + cumulatie	5,0	5,6	5,5	5,7
effect toevoegen van cumulatie	0,03	0,71	0,56	0,80

a Op basis van de 35 combinaties (voor de tweede-ordecumulatie), 13 combinaties van drie en vier risicokenmerken (waarvan in de laatste kolom, met tweede-orde- én hogere cumulatietermen, maar 4 significant) met voldoende kinderen met het kenmerk (minimaal 5000) en statistische significantie (*backward regression*).

Bron: scp (eigen berekeningen op basis van niet-openbare microdata van het CBS. Deze microdata zijn onder voorwaarden toegankelijk voor statistisch en wetenschappelijk onderzoek. Voor nadere informatie [cvb@cbs.nl](mailto:cvb@cbs.nl).)

De eerste rij in tabel 4.2 geeft de (gecorrigeerde)  $R^2$  op kindniveau van de modellen wanneer alleen hoofdtermen worden meegenomen. De volgende rij met resultaten geeft de  $R^2$  als we hoofdtermen en cumulatietermen van verschillende orde gebruiken. De derde rij geeft per kolom het verschil in  $R^2$  tussen de twee modellen. Hoe hoger het verschil, hoe groter de toegevoegde waarde van het meenemen van de extra termen in de analyses. Dit zijn overigens wel significante modelverbeteringen.<sup>6</sup>

In de modellen hierboven doen alleen de significante<sup>7</sup> cumulatietermen mee. De standaardfouten worden geclusterd op gezinsniveau. Tijdens de *backward (reduction) procedure*

worden bij elke ronde de insignificant coëfficiënten geëlimineerd, tot uiteindelijk een regressie overblijft waarbij alle resterende cumulatitermen significant zijn. De analyse is verricht op de gegevens van de 99,4% kinderen met volledige informatie voor alle variabelen (geen *missings*). Uit een gevoeligheidsanalyse (§ 4.6) blijkt dat onze conclusies overeind blijven wanneer zo goed mogelijk rekening gehouden wordt met de kosten van de overige kinderen.

Als we kolom 2 met kolom 3 vergelijken, dan zien we dat het toevoegen van (specifieke) tweede-ordecumulatietermen de verklaring van de kostenverschillen (veel) sterker verbetert dan bij algemene cumulatie. Het toevoegen van de hogere (specifieke) cumulatiermen (kolom 4) of alle (specifieke) cumulatiermen (kolom 5) levert geen (verdere) verbetering op. Het model met alle specifieke cumulatiermen heeft een iets hogere verklaringsgraad dan het model met alleen tweede-ordecumulatietermen. Dit betekent dat de hogere ordetermen slechts iets meer informatie bevatten dan de tweede-ordetermen. We gaan verder met het onderzoeken van de effecten van alleen de tweede-ordecumulatietermen.<sup>8</sup> Omdat in de schattingen in kolom 5 (na het toepassen van de *backward regression procedure*) ook significante coëfficiënten bij de derde en vierde orde van cumulaties overblijven (vier van de dertien kenmerken, waarvan maar één met een positief teken), bezien we als onderdeel van de gevoeligheidsanalyse hoe groot hun effect op gemeenteniveau is.

We bespreken de effecten van de tweede-ordecumulatietermen op kindniveau, waarvan we de uitkomsten weergeven in tabel 4.3. Voor de presentatie hebben we de groepen ‘gezinnen met uitkering’ en ‘herkomst niet-westers’ bij de tweede-ordecumulatietermen elk op één rij weergegeven, zonder uitsplitsing. Voor de effecten van de uitgesplitste tweede-ordecumulatietermen verwijzen we naar de tabellen in bijlage A.

Tabel 4.3 geeft de uitkomsten van twee modellen weer: een model waarin alleen de hoofdtermen<sup>9</sup> worden opgenomen (kolom 3) en een model waarin naast de hoofdtermen ook de tweede-ordecumulatietermen zijn opgenomen (kolom 4). Het gaan dan om 52 mogelijke cumulatiermen, waarvan drie met minder dan 5000 kinderen. Van de 49 resterende cumulatiermen zijn er 35 significant. Voor de presentatie hebben we ze naar 16 vormen gehegroepeerd. Een plusteken bij een tweede-ordecumulatieterm kan gelezen worden als extra kosten van kinderen met beide risicokenmerken ten opzichte van de optelling van de afzonderlijke effecten van beide kenmerken (‘1 + 1 = 3’). Het opnemen van tweede-ordecumulatietermen in de schattingen op kindniveau verhoogt de  $R^2$  van 5,2% naar 5,9% (zoals eerder gemeld in tabel 4.2).



Tabel 4.3

Schattingen van de kosten van jeugdhulp per kind: significantie van de effecten van hoofd- en tweede-ordecumulatietermen, analyse op kindniveau, 2012 (backward regression<sup>a</sup>)

	afkorting	alleen hoofd- termen	hoofd- en tweede- orde- cumulatie- termen
hoofdtermen			
kind volgt onderwijs t/m kaderberoepsonderwijs, of volgt speciaal onderwijs	kindlaagopl	+	+
kind in gezin met bijstandsuitkering als hoofdinkomen	bijstand	+	+
kind in gezin met andere uitkering als hoofdinkomen	andereuitkering	+	+
kind in gezin in armoede, zonder uitkering	armzonderuitkering	+	+
kind in eenoudergezin	eenoudergezin	+	+
ouder gebruikt ggz-medicijnen	ouderggz	+	+
Marokko	niet-westers	-	+
Turkije	niet-westers	-	+
Suriname	niet-westers	-	
Antillen <sup>b</sup>	niet-westers		
Afrika	niet-westers	-	+
overig niet-westers	niet-westers	-	
kind in gezin met hoog inkomen (decil 8-10)	hoogink	-	-
extra kenmerken in het model			
Oost- en Midden-Europa		-	-
overig westers		-	-
leeftijd kind 12-17 jaar		+	+
leeftijd kind 5-11 jaar		+	+
kind in gezin met meer dan drie kinderen		-	-
aanbieder aanwezig in de gemeente		+	+
tweede-ordecumulatietermen <sup>c</sup>			
kindlaagopl en bijstand/andere uitkering/ armzonderuitkering			+
kindlaagopl en eenoudergezin			+
kindlaagopl en ouderggz			+
kindlaagopl en niet-westers			-
kindlaagopl en hoogink			
bijstand en eenoudergezin			+
bijstand/andere uitkering/armzonderuitkering en ouderggz			ns
bijstand/andere uitkering en niet-westers			-
armzonderuitkering en eenoudergezin			-
armzonderuitkering en niet-westers			-/ns <sup>d</sup>

Tabel 4.3  
(Vervolg)

	afkorting	alleen hoofd- termen	hoofd- en tweede- orde- cumulatie- termen
eenoudergezin en ouderggz			+
eenoudergezin en niet-westers			+/ns <sup>e</sup>
eenoudergezin en hoogink			-
ouderggz en niet-westers			-/ns <sup>f</sup>
ouderggz en hoogink			-
niet-westers en hoogink			+
constante		-	-
R <sup>2</sup>		4,9	5,6
N		3,4 miljoen	3,4 miljoen

- + effect is statistisch significant positief (op 1%-significantieniveau).
- effect is statistisch significant negatief (op 1%-significantieniveau).
- ns effect is statistisch niet significant (op 1%-significantieniveau).

- a Deze methode begint met alle variabelen, en verwijdert stap voor stap de variabelen die niet significant blijken te zijn.
- b Inclusief Aruba.
- c Voor de presentatie hebben we de groepen 'gezinnen in uitkering' en 'herkomst niet-westers' hier elk op één rij weergegeven, zonder uitsplitsing.
- d Niet significant bij drie (Suriname, Antillen incl. Aruba, Afrika).
- e + bij drie (Turkije, Marokko en overig niet-westers).
- f - bij twee (Marokko, Turkije).

De uitkomsten betreffende de hoofdtermen in tabel 4.3 onderstrepen de bevindingen uit onze vorige publicatie (Ras et al. 2014) dat kenmerken als 'kind volgt lage opleiding', 'komt uit een eenoudergezin', 'komt uit een gezin met een laag inkomen' of 'uit een gezin met een uitkering en heeft ouders met psychische problemen', vaak te maken hebben met een grotere kans op opvoed- en opgroei problemen en gemiddeld genomen ook vaker tot zorggebruik leiden. Wanneer we ook de tweede-ordecumulatietermen in de schattingen meenemen, dan blijven de tekens van de effecten van de hoofdtermen hetzelfde, behalve bij verschillende groepen van niet-westerse herkomst. Die verandering heeft te maken met het feit dat effecten nu preciezer terechtkomen bij combinaties van kenmerken (bv. niet-westers en uitkeringsontvanger).<sup>10</sup>

Uit de omvang van de hoofdeffecten en de tweede-ordecumulatie-effecten voor de niet-westerse groep van Antillianen (incl. Arubanen) en Surinamers, blijkt verder dat zij in termen van kosten meer lijken op de autochtonen dan op de overige niet-westerse migranten van bijvoorbeeld Turkse en Marokkaanse herkomst. Antillianen en Surinamers vinden hun weg naar de jeugdhulp blijkbaar makkelijker dan de andere niet-westerse migranten

(Gilsing et al. 2015). Afgezien van combinaties met niet-westers of hoog inkomen, hebben vrijwel alle cumulatietermen een kostenverhogend effect. Alleen de combinatie van 'eenoudergezin' met 'arm zonder uitkering' heeft een licht negatief teken. Dit wil zeggen dat deze gezinnen iets minder jeugdhulp gebruiken dan op grond van de losse effecten te verwachten zou zijn.

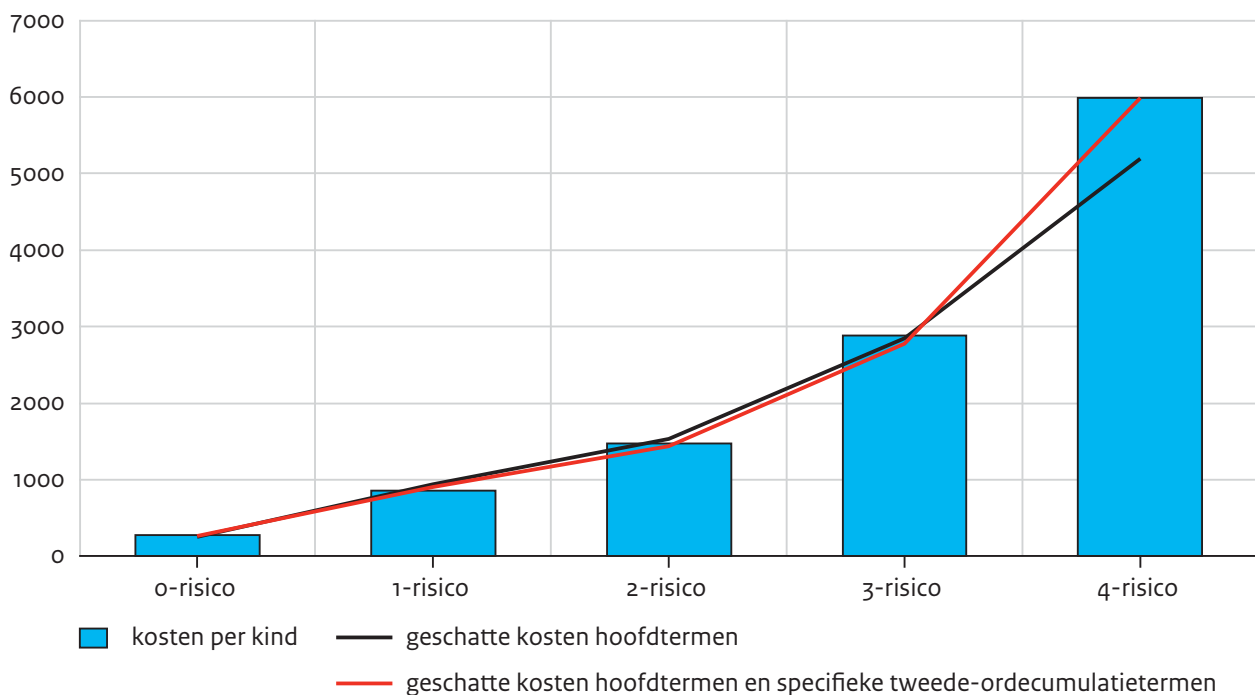
In Ras et al. (2014) bekeken we verschillen op gemeenteniveau, en daar speelde herkomst een bescheiden rol. We zien nu op kindniveau in het verklaringsmodel met alleen hoofdtermen meer verschillen. De verschillende groepen binnen de niet-westerse migranten scoren bij een combinatie met andere risicokenmerken vooral negatief (met uitzondering van de combinatie met eenoudergezin). Dit duidt erop dat de autochtone kinderen met (een) risicokenmerk(en) meestal duurdere vormen van hulp ontvangen of oververtegenwoordigd zijn in de jeugdhulp, vergeleken met de kinderen in gezinnen van niet-westerse herkomst. Kijken we naar kinderen zonder risicokenmerk en naar niet-westerse kinderen uit eenoudergezinnen, dan blijkt een aantal herkomstgroeperingen wat meer te kosten dan de autochtone kinderen. Tabel A.1 in bijlage A geeft de effecten uitgesplitst naar verschillende groepen niet-westerse migranten.

Tot slot zien we dat de combinatie van risicokenmerken met beschermende factoren wisselende effecten heeft. Bij de risicokenmerken 'eenoudergezin' en 'ouder met psychische problemen', gaat de combinatie met hoog inkomen gepaard met minder kosten dan de referentiegroep. Maar de combinatie van 'kind volgt lage opleiding' met de groep niet-westerse allochtonen is kostenverhogend.

We laten in figuur 4.1 opnieuw de uitkomsten van de gemiddelde kosten per kind en geschatte kosten per kind zien op basis van het model met alleen hoofdtermen en van het model met hoofdtermen en tweede-ordecumulatietermen. Bij de groep kinderen met vier risicokenmerken worden de gemiddelde kosten nu heel licht overschat (4%). Wanneer we ook de specifieke cumulatietermen op hoger niveau (3 en 4) in de analyses betrekken, komen de geschatte gemiddelde kosten bij de kinderen met vier risicokenmerken overeen met de werkelijke waarde (niet in de figuur).

Figuur 4.1

Gemiddelde en geschatte kosten van jeugdhulp per kind, model met alleen hoofdtermen en model met hoofdtermen en specifieke tweede-ordecumulatietermen, 2012 (in euro's)



Bron: scp (eigen berekeningen op basis van niet-openbare microdata van het CBS. Deze microdata zijn onder voorwaarden toegankelijk voor statistisch en wetenschappelijk onderzoek. Voor nadere informatie [cvb@cbs.nl](mailto:cvb@cbs.nl).)

Dit model met tweede-ordecumulatietermen verklaart dus op kindniveau een groot deel van de verschillen van de gemiddelde kosten tussen groepen kinderen met verschillende aantallen risicokenmerken. We hebben vervolgens onderzocht of de effecten van tweede-ordecumulatietermen ook de kostenverschillen tussen gemeenten beter kunnen verklaren. In theorie zijn er verschillende mogelijkheden. Een extreme situatie zou zich voordoen als in sommige gemeenten heel veel kinderen met tweede-ordecumulatietermen wonen en in andere gemeenten vrijwel geen. Dan zouden er grote effecten kunnen zijn. Maar een ander denkbaar extreem is dat alle tweede-ordecumulatietermen naar rato van het aantal kinderen over gemeenten zijn verdeeld. Dan verklaren deze termen kostenverschillen wel *binnen* gemeenten, maar niet *tussen* gemeenten.

### Gemeenteniveau

We vervolgen daarom de analyse door te testen of de kenmerken die op kindniveau significant zijn gebleken, ook op gemeenteniveau van belang zijn. Zoals vermeld in paragraaf 2.2, kunnen we op gemeenteniveau geen gebruik maken van formele statistische toetsen, omdat daar te veel samenhang bestaat tussen de hoofdtermen en de tweede-ordecumulatietermen en tussen de tweede-ordecumulatietermen onderling (multicollineariteit). In beginsel zijn alle effecten op gemeenteniveau ook significant. Het is in een extreem geval mogelijk dat een effect slechts bij enkele gemeenten een verandering oplevert in de

verwachte kosten. Ook dan is het effect relevant. Voor de verbetering van het verklaringsmodel kijken we hier echter of de verdeling over alle gemeenten noemenswaardig verandert. Het effect van een tweede-ordecumulatieterm op gemeenteniveau beoordelen we daarom op grond van de extra verklaring die de tweede-ordecumulatieterm biedt na de aggregatie van dat effect op gemeenteniveau. Dit doen we door op kindniveau kosten te schatten met het model. Daarna berekenen we per kind de verwachte kosten door gebruik te maken van dit model. De verwachte kosten aggregeren we op gemeenteniveau op basis van het woonplaatsbeginsel. Op deze manier berekenen we de gemiddelde te verwachte kosten per kind op gemeenteniveau. We bekijken hoe de verklaarde variantie op gemeenteniveau verandert na het toevoegen van deze effecten. Zo vergelijken we modellen met tweede-ordecumulatietermen met modellen met alleen hoofdtermen.

Tabel 4.4 geeft een overzicht van de uitkomsten. De eerste rij geeft informatie over de verklaaringsgraad van de kostenverschillen op gemeenteniveau wanneer het model met alleen de hoofdtermen op kindniveau wordt uitgevoerd en de uitkomsten daarvan op gemeenteniveau worden geaggregeerd. Deze verklaarde variantie is dus berekend op gemeenteniveau.<sup>11</sup> De tweede, derde en vierde rij geven de toegevoegde verklaaringsgraad (in termen van procentpunten) wanneer de modellen uitgebreid worden met cumulatietermen. De tweede rij geeft de uitkomsten uit het model met alle 35 significante effecten van de tweede-ordecumulatietermen naast de hoofdtermen. Het volledige model met hoofdtermen en alle specifieke cumulatietermen op alle niveaus (tweede-, derde- en vierde-orde significante cumulatietermen, vierde rij) voegt het meeste toe aan de verklaaringsgraad van de kostenverschillen op kindniveau. Maar de bijdrage van de hogere-ordetermen is heel bescheiden (+4,5 procentpunt versus +4,3 procentpunt). We bekijken daarom apart welke tweede-ordecumulatietermen de meeste bijdrage leveren aan de verklaring van kostenverschillen op gemeenteniveau. Wanneer we steeds elke (op kindniveau) significante tweede-ordecumulatieterm beurtelings aan het gemeentemodel met hoofdtermen toevoegen, stijgt de verklaarde variantie bij zeven<sup>12</sup> van deze termen met meer dan 0,1 procentpunt (tabel 4.4). De andere negen vormen van cumulatie verbeteren het verklaringmodel niet noemenswaardig; als we ze toevoegen aan de analyse, verandert de voorspelling van de gemiddelde kosten met gemiddeld minder dan 1 euro per kind bij zogenoemde nadeelgemeenten.<sup>13</sup> Ongeveer evenveel nadeelgemeenten gaan er dan op vooruit als achteruit, en de nadelen zijn zelfs iets groter dan de voordelen. Deze negen vormen van cumulatie laten we dan ook buiten beschouwing. De laatste twee rijen geven het totale effect op de toename van de verklaaringsgraad op gemeenteniveau, wanneer alle zeven tweede-ordecumulatietermen die relevant zijn voor de verklaring van kostenverschillen op gemeenteniveau, tegelijk worden meegenomen.

#### Tabel 4.4

Bijdragen van tweede-ordecumulatietermen aan de verklaarde variantie van kosten van jeugdhulp op gemeenteniveau, 2012 (in procentpunten)

	verklaarde variantie
model met alleen hoofdtermen	52,5
effecten t.o.v. het model met alleen hoofdtermen	
model met hoofdtermen en algemene cumulatie	-0,6
model met hoofd- en tweede-ordecumulatietermen, significant op kindniveau	+4,5
model met hoofd- en tweede- en hogere orde specifieke cumulatietermen, significant op kindniveau	+4,3
effect van beurtelings toevoegen van tweede-ordecumulatietermen aan model met hoofdtermen (alleen tweede-ordecumulatietermen met bijdragen hoger dan 0,1 procentpunt)	
kindlaagopl en bijstand	+0,4
kindlaagopl en andereuitkering	+0,7
kindlaagopl en eenoudergezin	+0,6
kindlaagopl en ouderggz	+0,3
bijstand en niet-westers	+2,7
andereuitkering en niet-westers	+0,6
eenoudergezin en niet-westers	+0,5
alle op gemeenteniveau relevante tweede-ordecumulatietermen	+4,7
alle op gemeenteniveau relevante tweede-ordecumulatietermen, zonder niet-westers	+1,5

Bron: scp (eigen berekeningen op basis van niet-openbare microdata van het cbs. Deze microdata zijn onder voorwaarden toegankelijk voor statistisch en wetenschappelijk onderzoek. Voor nadere informatie [cvb@cbs.nl](mailto:cvb@cbs.nl).)

De grootste afzonderlijke bijdrage komt van de combinatie bijstandsontvanger met niet-westerse migrant. Wanneer we de zeven tweede-ordecumulatietermen in tabel 4.4 toevoegen, stijgt de verklaarde variantie met 4,7 procentpunt. Als we de tweede-ordecumulatietermen met 'niet-westerse migrant' buiten beschouwing laten, dan stijgt de verklaarde variantie veel minder, namelijk met 1,5 procentpunt.

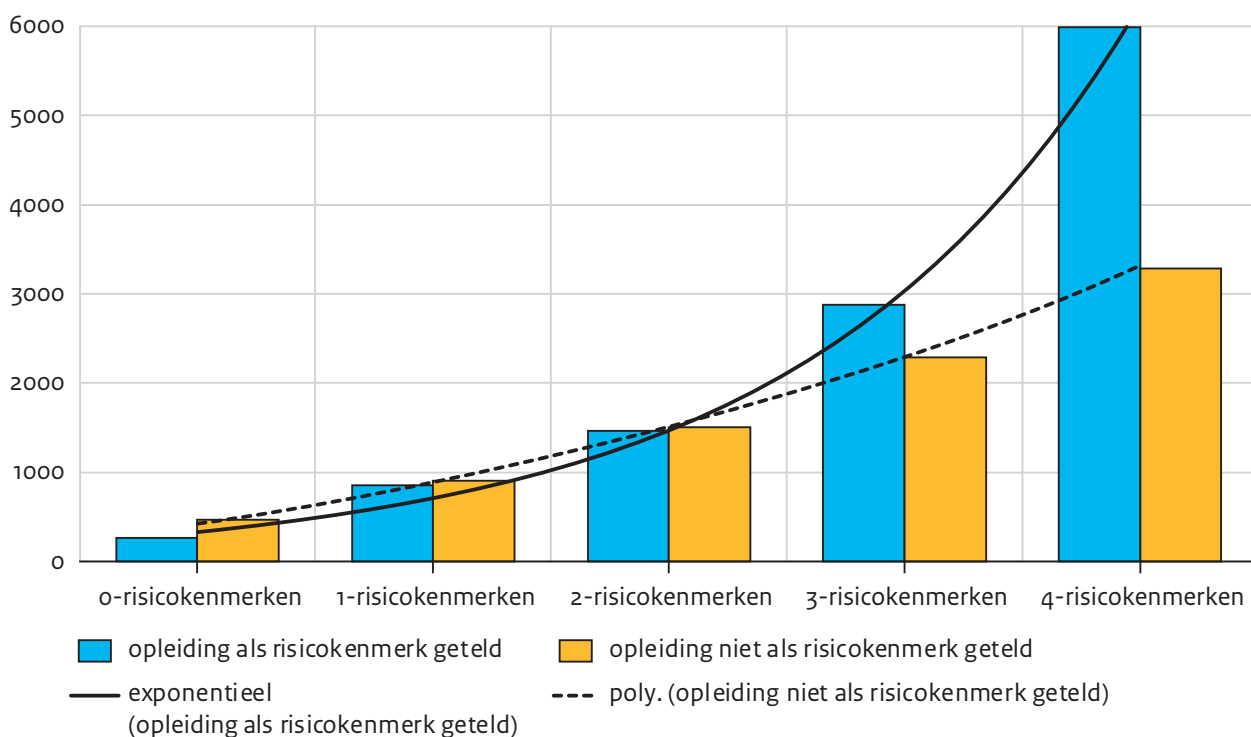
#### 4.4 Specifieke cumulatie zonder opleiding

Het verdeelmodel verschilt op een aantal punten van het verklaringsmodel. Verschillen zijn mogelijk doordat aan een verdeelmodel andere eisen worden gesteld dan aan een verklaringsmodel. Deze betreffen onder meer actualiteit, openbaarheid en stabiliteit van de gegevens en de wens om zoveel mogelijk aan te sluiten bij de bestaande maatstaven die voldoen aan de criteria van het gemeentefonds, en om aanbodgerelateerde effecten juist uit te sluiten.

Voor het verkrijgen van een beter beeld van de relevantie van de cumulatie-effecten voor het verdeelmodel, moet er een goede aansluiting van het verklaringsmodel op het verdeelmodel zijn. Een belangrijk punt hierbij is dat het kenmerk ‘kind volgt lage opleiding’ niet is opgenomen in het verdeelmodel (zie Cebeon 2014).<sup>14</sup> We onderzoeken daarom hier nu de cumulatieproblematiek in een variant van het verklaringsmodel waarin het risicokenmerk ‘kind volgt lage opleiding’ buiten beschouwing is gelaten. We volgen dezelfde algemene aanpak als in het voorgaande. De gemiddelde kosten per kind in termen van algemene cumulatie hangen nu veel minder sterk samen met het aantal risicokenmerken, maar de relatie blijft licht exponentieel (figuur 4.2).

**Figuur 4.2**

Relatie tussen gemiddelde kosten van jeugdhulp, naar het aantal algemene risicokenmerken voor de twee modelspecificaties, 2012, (in euro's)



Bron: SCP (eigen berekeningen op basis van niet-openbare microdata van het CBS. Deze microdata zijn onder voorwaarden toegankelijk voor statistisch en wetenschappelijk onderzoek. Voor nadere informatie [cvb@cbs.nl](mailto:cvb@cbs.nl).)

Het meest onderscheidende kenmerk bij de combinaties van de risicokenmerken in termen van kosten per kind, wordt in deze opzet het risicokenmerk ‘kind in een gezin met uitkering als hoofdkomen’ zonder andere risicokenmerken (tabel 4.5).

Tabel 4.5

Kans op zorg en de gemiddelde kosten van jeugdhulp, naar risicokenmerken, 2012 (in procenten en euro's)

	alle kinderen met dit kenmerk		alle kinderen met <i>alleen</i> dit kenmerk	
	kans op zorg (%)	kosten (euro)	kans op zorg (%)	kosten (euro)
kind in gezin met uitkering als hoofdkomen	18	2500	16	2300
kind in arm gezin zonder uitkering als hoofdkomen	10	850	10	700
kind in eenoudergezin	18	2000	15	1200
ouder gebruikt ggz-medicijnen	19	2000	16	1350
niet-westers	9	100	6	500
geen risicokenmerk	7	450		
een risicokenmerk	10	900		
twee of meer risicokenmerken	15	1700		
gemiddeld Nederland	9	800		

Bron: scp (eigen berekeningen op basis van niet-openbare microdata van het CBS. Deze microdata zijn onder voorwaarden toegankelijk voor statistisch en wetenschappelijk onderzoek. Voor nadere informatie [cvb@cbs.nl](mailto:cvb@cbs.nl).)

Tabel 4.6 geeft informatie over het effect van verschillende specifieke tweede-ordecumulatietermen op de kosten per kind (schattingen op kindniveau). Voor de presentatie hebben we de groepen 'gezinnen in uitkering' en 'herkomst niet-westers' bij de tweede-ordecumulatietermen elk op één rij weergegeven, zonder uitsplitsing. Voor de effecten van de afzonderlijke tweede-ordecumulatietermen verwijzen we naar de tabellen in bijlage A.



Tabel 4.6

Schattingen van de kosten van jeugdhulp per kind: significantie van de effecten van hoofd- en tweede-ordecumulatietermen, analyse op kindniveau, 2012 (backward regression<sup>a</sup>)

	afkorting	alleen hoofd- termen	hoofd- en tweede- ordecumu- latietermen
hoofdtermen			
kind in gezin met bijstandsuitkering als hoofdinkomen	bijstand	+	+
kind in gezin met andere uitkering als hoofdinkomen	andereuitkering	+	+
kind in gezin in armoede, zonder uitkering	armzonderuitkering	+	+
kind in eenoudergezin	eenoudergezin	+	+
ouder gebruikt ggz-medicijnen	ouderggz	+	+
Marokko	niet-westers	-	+
Turkije	niet-westers	-	-
Suriname	niet-westers		
Antillen <sup>b</sup>	niet-westers	+	
Afrika	niet-westers	-	
overig niet-westers	niet-westers	-	
kind in gezin met hoog inkomen (decil 8-10)	hoogink	-	-
extra kenmerken in het model			
Oost- en Midden-Europa		-	-
overig westers		-	-
leeftijd kind 12-17 jaar		+	+
leeftijd kind 5-11 jaar		+	+
kind in gezin met meer dan drie kinderen		-	-
aanbieder aanwezig in de gemeente		+	+
tweede-ordecumulatietermen <sup>c</sup>			
bijstand en eenoudergezin			+
bijstand/andere uitkering en ouderggz			+
bijstand/andere uitkering en niet-westers			-
armzonderuitkering en eenoudergezin			-
armzonderuitkering en ouderggz			+
armzonderuitkering en niet-westers			-/ns/ <sup>d</sup>
eenoudergezin en ouderggz			+
eenoudergezin en niet-westers			+/ns <sup>e</sup>
eenoudergezin en hoogink			-
ouderggz en niet-westers			-/ns <sup>f</sup>
ouderggz en hoogink			-
niet-westers en hoogink			+

Tabel 4.6

(Vervolg)

	afkorting	alleen hoofd- termen	hoofd- en tweede- ordecumu- latietermen
constante		–	–
R <sup>2</sup>		1,9	2,1
N		3,4 miljoen	3,4 miljoen

- + effect is statistisch significant positief (op 1%-significantieniveau).
- effect is statistisch significant negatief (op 1%-significantieniveau).
- ns effect is statistisch niet significant (op 1%-significantieniveau).

- a Deze methode begint met alle variabelen, en verwijdert stap voor stap de variabelen die niet significant blijken te zijn.
- b Inclusief Aruba.
- c Voor de presentatie hebben we de groepen ‘gezinnen in uitkering’ en ‘herkomst niet-westers’ hier elk op één rij weergegeven, zonder uitsplitsing.
- d – bij drie (Marokko, Turkije, overig niet-westers);  
+ bij een (Antillen incl. Aruba);  
ns bij twee (Suriname en Afrika).
- e + bij twee (Marokko, overig niet-westers);  
ns bij de overige vier herkomstgebieden.
- f Alleen bij Marokko en Turkije een minteken.

Dit model op kindniveau heeft een lagere verklaringsgraad dan het oorspronkelijke model met ‘kind volgt lage opleiding’. De gevonden significante effecten van de tweede-ordecumulatietermen met ‘kind volgt lage opleiding’ in het oorspronkelijke model komen hier uiteraard te vervallen. Verder komen de effecten sterk overeen (tabel 4.7). Het verschil in de gevonden effecten ligt in de combinatie van ‘arme gezinnen zonder uitkering’ met ‘niet-westerse herkomstgroepen’ en de combinatie van ‘gezinnen in uitkering’ met ‘ouder gebruikt ggz-medicijnen’. Tabel A.2 in bijlage A geeft weer de effecten uitgesplitst naar verschillende groepen van de niet-westerse migranten.

Tabel 4.7

Effecten tweede-ordecumulatietermen van model met 'kind volgt lage opleiding' en model zonder 'kind volgt lage opleiding', op kindniveau, 2012 (backward regression<sup>a</sup>)

	effect in model 1 (met kind volgt lage opleiding)	effect in model 2 (zonder kind volgt lage opleiding)
kindlaagopl en bijstand/andere uitkering/ armzonderuitkering	+	nvt
kindlaagopl en eenoudergezin	+	nvt
kindlaagopl en ouderggz	+	nvt
kindlaagopl en niet-westers <sup>b</sup>	-	nvt
bijstand en eenoudergezin	+	+
bijstand/andere uitkering en ouderggz	ns	+
bijstand/andere uitkering en niet-westers	-	-
armzonderuitkering en eenoudergezin	-	-
armzonderuitkering en niet-westers	-/ns	-/ns/+ <sup>c</sup>
eenoudergezin en ouderggz	+	+
eenoudergezin en niet-westers	+/ns	+/ns <sup>d</sup>
eenoudergezin en hoogink	-	-
ouderggz en niet-westers	-/ns	-/ns <sup>e</sup>
ouderggz en hoogink	-	-
niet-westers en hoogink	+	+

ns effect is statistisch niet significant (op 1%-significantieniveau).

- a Deze methode begint met alle variabelen, en verwijdert stap voor stap de variabelen die niet significant blijken te zijn.
- b Voor de presentatie hebben we de groepen 'gezinnen in uitkering' en 'herkomst niet-westers' hier elk op één rij weergegeven, zonder uitsplitsing.
- c - bij drie (Marokko, Turkije, overig niet-westers),  
+ bij een (Antillen incl. Aruba)  
ns bij twee (Suriname en Afrika).
- d + bij twee (Marokko, overig niet-westers)  
ns bij de overige vier herkomstgebieden.
- e Alleen bij Marokko en Turkije een minteken.

Bron: scp (eigen berekeningen op basis van niet-openbare microdata van het CBS. Deze microdata zijn onder voorwaarden toegankelijk voor statistisch en wetenschappelijk onderzoek. Voor nadere informatie [cvb@cbs.nl](mailto:cvb@cbs.nl).)

Tabel 4.8 laat zien welke tweede-ordecumulatietermen in de twee verschillende modellen relevante verklaring toevoegen op gemeenteniveau.

Tabel 4.8

Bijdragen van tweede-ordecumulatietermen aan de verklaarde variatie op gemeenteniveau van twee modellen, 2012 (in procentpunten; relatief verschil tussen haken)

	model 1 (met kind volgt lage opleiding)	model 2 (zonder kind volgt lage opleiding)
model met alleen hoofdtermen	52,5	49,1
effecten t.o.v. het model met alleen hoofdtermen		
model met hoofdtermen en algemene cumulatie	-0,6	0,5
model met hoofd- en tweede-ordecumulatietermen; significant op kindniveau	+4,5	+3,8
model met hoofd- en tweede- en hogere orde specifieke cumulatietermen; significant op kindniveau	+4,3	+3,6
effect van beurtelings toevoegen van tweede-ordecumulatietermen aan model met hoofdtermen (alleen tweede-ordecumulatietermen met bijdragen hoger dan 0,1 procentpunt)		
kindlaagopl en bijstand	+0,4	
kindlaagopl en andereuitkering	+0,7	
kindlaagopl en eenoudergezin	+0,6	
kindlaagopl en ouderggz	+0,3	
bijstand en niet-westers	+2,7	+3,6
andereuitkering en niet-westers	+0,6	+0,9
eenoudergezin en niet-westers	+0,5	+0,7
alle tweede-ordecumulatietermen die relevant zijn op gemeenteniveau	+4,7 (8,9%)	+4,2 (8,6%)
idem, zonder niet-westers	+1,5	0,0

Bron: scp (eigen berekeningen op basis van niet-openbare microdata van het cbs. Deze microdata zijn onder voorwaarden toegankelijk voor statistisch en wetenschappelijk onderzoek. Voor nadere informatie [cvb@cbs.nl](mailto:cvb@cbs.nl).)

Uit tabel 4.8 komt naar voren dat de toegevoegde verklaringsgraad in model 1 iets hoger is dan in model 2. De cumulatie-effecten in model 1, die optellen tot 4,7% extra verklaring, zijn verspreid over een zevental tweede-ordecumulatietermen. De tweede-ordecumulatietermen in model 2, die optellen tot 4,2% extra verklaring, zijn beperkt tot een drietal, waarvan de combinatie 'niet-westerse migrant' met 'huishouden met uitkering' met 3,6 procentpunt verreweg het belangrijkste is. Dit laatstgenoemde cumulatie-effect is negatief. Dit wil zeggen dat de combinatie 'niet-westerse migrant' met 'uitkering' een verlagend effect heeft op de kosten van jeugdhulp.

## 4.5 Uitkomsten naar gemeentegrootte

Tabel 4.9 geeft de uitkomsten voor het model zonder en met cumulatie (met ‘kind volgt lage opleiding’) naar gemeentegrootte (kolom 1). Deze tabel is opgenomen, omdat vooral grote gemeenten melden met cumulatie-effecten te maken te hebben. De laatste vier kolommen laten de gemiddelde jeugdhulpkosten (absoluut en relatief) zien op basis van de schattingsvarianten wanneer a) alleen de hoofdtermen meedoen in de schattingen op kindniveau en b) hoofdtermen en tweede-ordecumulatietermen meedoen die relevant zijn bij het verklaren van verschillen op gemeenteniveau.

Tabel 4.9

Cumulatie-effecten naar gemeentegrootte, model 1, 2012 (aantallen, euro's per jeugdige en index)

gemeentegrootte	aantal	gemiddeld aantal kinderen	gemiddelde kosten per kind			schattingen relatief t.o.v. totaal	
			werkelijk (sd)	hoofd- termen <sup>a</sup>	met cumulatie <sup>b</sup>	hoofd- termen <sup>a</sup>	met cumulatie <sup>b</sup>
erg klein	33	1.500	660 (210)	666	658	1,10	1,09
klein	109	3.100	703 (197)	707	704	1,05	1,05
middelklein	193	6.500	748 (180)	764	760	1,05	1,05
middelgroot	46	14.400	925 (234)	856	860	0,96	0,96
groot	27	40.000	886 (142)	864	867	0,99	0,99

sd standaarddeviatie.

a Alleen hoofdtermen.

b Hoofdtermen plus relevante tweede-ordecumulatietermen.

Bron: scp (eigen berekeningen op basis van niet-openbare microdata van het CBS. Deze microdata zijn onder voorwaarden toegankelijk voor statistisch en wetenschappelijk onderzoek. Voor nadere informatie [cvb@cbs.nl](mailto:cvb@cbs.nl).)

Middelgrote gemeenten hebben te maken met de hoogste kosten per kind. De modellen schatten wat hogere gemiddelde kosten bij de kleine en middelkleine gemeenten (rond de 5% hoger) en onderschatten met ongeveer 4% de gemiddelde kosten bij middelgrote gemeenten. Bij de 27 grootste gemeenten zijn de gemiddelde waargenomen kosten en de geschatte kosten bijna gelijk. Het is opvallend dat de verschillende versies van de modellen met of zonder tweede-ordecumulatietermen niet veel van elkaar afwijken. Cumulatie maakt dus niet veel uit voor de verdeling naar gemeentegrootte. De uitkomsten voor de analyse zonder ‘kind volgt lage opleiding’ zijn niet veel anders.

## 4.6 Gevoeligheidsanalyses

We hebben de bovengenoemde bevindingen getoetst op hun stabiliteit door de analyses toe te passen op de groep kinderen voor wie de kosten lager zijn dan 200.000 euro (dus zonder uitbijters). Ook hebben we een modelspecificatie doorgerekend die beter rekening houdt met de verdeling van de kosten op kindniveau. Meer dan 90% van de kinderen is geen gebruiker en heeft dus geen kosten voor jeugdhulp. Daarom kijken we ook naar de uitkomsten op basis van de theoretisch meer geschikte *zero-inflated negative binomial* (ZINB)-analyse.<sup>15</sup>

Al deze analyses veranderen de conclusies uit tabel 4.8 niet. Er komen nergens nieuwe termen bij die de kostenverschillen tussen de gemeenten extra zouden kunnen verklaren. Verder voegt geen van de hogere cumulatietermen extra verklaringsgraad toe bij de kostenverschillen op gemeenteniveau bovenop de effecten van de tweede-ordecumulatietermen.

We hebben ook onderzocht of het weglaten van de 0,6% kinderen met onvolledige gegevens invloed zou kunnen hebben op de analyse. Het betreft kinderen met gemiddeld hogere kosten, die relatief vaak intramurale zorg gebruiken. We konden het model op kindniveau uiteraard niet voor deze groep aanpassen (vanwege de ontbrekende gegevens), maar wel konden we op gemeenteniveau de kosten van deze groep kinderen meenemen bij het bepalen van het gemiddelde. Het blijkt dat deze gemeentelijke kostenverschillen met het verklaringmodel *zonder* cumulatie iets beter worden verklaard, en met het model *met* cumulatie ongeveer even goed als in de hoofdvariant (zonder deze groep kinderen). De conclusie is dat ook in deze variant cumulatie maar een bescheiden verbetering van de verklaring van gemeentelijke kostenverschillen biedt.

Ten slotte hebben we gekeken naar cumulatietermen waar minder dan 5000 kinderen onder vallen. Deze zijn niet opgenomen in de analyse vanwege de lage aantallen.

Wanneer we ze desondanks in de analyse betrekken, zien we dat ze geen effect hebben op gemeentelijke kostenverschillen. De conclusies veranderen dus niet.

### Noten

- 1 De  $R^2$  wordt gecorrigeerd voor het aantal verklarende variabelen in het model.
- 2 Op basis van de *likelihood ratio*-toets tussen twee modellen.
- 3 Dit doen we door het model op kindniveau de kosten te laten schatten, en daarna deze kosten van elk kind op te tellen per woongemeente van het kind (op basis van het woonplaatsbeginsel).
- 4 Er is zelfs sprake van een lichte afname. Het is inderdaad mogelijk dat een model dat op kindniveau iets beter verklaart, de gemeentever verschillen juist iets minder goed verklaart.
- 5 Vijf risicokenmerken waarvan 'gezinnen met laag inkomen en/of uitkering' is uitgesplitst in drie groepen en 'niet-westers' in zes groepen. Daarnaast is de beschermende factor 'kind in gezin met hoog inkomen (decil 8-10)' meegenomen. De combinatie van deze laatste met 'niet-westers' wordt niet naar de zes groepen uitgesplitst, omdat de aantallen dan veel te laag zijn.
- 6 Op basis van de *likelihood ratio*-toets tussen twee modellen.
- 7 Er is getoetst op 1%-significantieniveau.

- 8 In paragraaf 4.6 kijken we, als onderdeel van de gevoeligheidsanalyses, ook naar de effecten van hogere cumulatietermen op de toename van de verklaaringsgraad van de kostenverschillen op gemeenteniveau.
- 9 Er is mogelijk ook een invloed van zorgaanbieders op de kosten van jeugdhulp. Mogelijke verklaringen hiervoor zijn dat ouders met een zorgkind dicht bij de aanbieder gaan wonen, een aanbieder zich dicht bij de clientèle vestigt, of dat aanbod eigen vraag creëert. Om deze invloed uit te schakelen, nemen we in alle analyses per gemeente een variabele op die de aanwezigheid van het aanbod weergeeft (onafhankelijk van het type). De coëfficiënt van deze variabele is in alle modellen positief en varieert weinig in grootte.
- 10 We leggen dit hier uit aan de hand van ‘kind herkomst Marokko’. Uit tabel 3.1 kwam naar voren dat de gemiddelde kosten van kinderen van Marokkaanse afkomst 100 euro hoger zijn dan die van een gemiddeld kind in Nederland. Wanneer we in de analyse corrigeren voor risicokenmerken zoals ‘gezin met uitkering’ en ‘kind is laagopgeleid’ (eerste kolom in tabel 4.3), wordt het teken van het kenmerk ‘Marokkaan’ negatief. Een relatief groot deel van de Marokkaanse kinderen is laagopgeleid en leeft in een gezin met armoede/uitkering. Zonder tweede-ordecumulatietermen komt het effect van herkomst in het risicokenmerk ‘herkomst Marokko’ terecht. Als tweede-ordecumulatietermen meedoen (zie de noten in tabel 4.3 of anders tabel A.1 in bijlage A), komt het grootste deel van het negatieve effect terecht in de term ‘Marokko en uitkering’ en ‘Marokko en opleiding kind laag’. Het effect bij het risicokenmerk Marokko wordt dan bepaald door de kleinere groep zonder uitkering of lage opleiding, en dit effect blijkt soms positief uit te vallen, zoals bij kinderen uit een eenoudergezin of kinderen zonder andere risicokenmerken. Het effect van ‘herkomst Marokko’ is dus vooral negatief ten opzichte van autochtone kinderen, en is gelokaliseerd bij kinderen met een lage opleiding en in gezinnen met uitkering/armoede.
- 11 De te verwachten kosten per kind bij verschillende modellen zijn berekend op kindniveau, en daarna gemiddeld op gemeenteniveau. Op gemeenteniveau hebben we bekeken welk deel van de totale variantie ( $VAR_{total}$ ), dus van de werkelijke kosten per kind, wordt verklaard en welk deel niet. Het gedeelte dat niet wordt verklaard, staat bekend als dat van de residuen ( $VAR_{residuen}$ ). De gebruikte (standaard)formule luidt  $R^2 = 1 - \frac{VAR_{residuen}}{VAR_{total}}$ . We hebben elke gemeente hierbij gewogen met het aantal kinderen in die gemeente. De verklaarde variantie op gemeenteniveau in de eerste rij in tabel 4.4 is lager dan die uit de vorige publicatie (Ras et al. 2014). Dit komt doordat op een ander niveau wordt geoptimaliseerd.
- 12 ‘Niet-westers’ nemen we nu als één groep in deze schatting. Er wordt niet verder onderscheiden naar herkomstland, omdat de groep niet-westers als geheel hier beter verklaart dan de herkomstlanden apart.
- 13 Dit geldt ongeacht of we nadeelgemeenten definiëren als de 50%, 10% of 5% gemeenten die het grootste nadeel ondervinden bij het gekozen model.
- 14 Het lage onderwijsniveau onder middelbare scholieren is alleen goed te meten bij de kinderen van 15 jaar. In het ideale geval zouden we voor kinderen van alle leeftijden een vergelijkbare maat hebben, maar die is niet beschikbaar. Andere verschillen met het verdeelmodel betreffen tweede-ordecumulatietermen die niet in het huidige verdeelmodel zitten, maar in het verklaringsmodel kostenverlagend zijn: kruisingen van de verschillende risicokenmerken met de groep niet-westerse migranten. Via leerlinggewichten (gebaseerd op het aandeel ouders die laagopgeleid zijn) zijn effecten van niet-westerse migranten wel indirect in het verdeelmodel opgenomen. Deze relaties duiden wellicht eerder op onderconsumptie dan op minder gezinsproblematiek (vergeleken met autochtone kinderen) (Gilsing et al. 2015).
- Als laatste zijn er de tweede-ordecumulatietermen die niet in het huidige verdeelmodel zitten en kostenverhogend zijn: de combinaties van eenoudergezinnen of uitkeringsgerechtigden met psychische problematiek. Beide groepen zijn naar verhouding klein (minder dan 9000 kinderen).

- 15 Dit is een schattingsmethodiek die een tweestapsprocedure volgt (maar deze stappen wel simultaan uitvoert): in de eerste stap meten we de effecten die de kans op zorg bepalen en in de tweede stap meten we de effecten op de hoogte van de kosten bij kinderen met jeugdhulp. Deze methodiek houdt rekening met de grote hoeveelheid nullen in de data (geen gebruik) en met scheefheid in de verdeling van de positieve kosten (een grote groep kinderen met betrekkelijk lage kosten en een kleine groep kinderen met betrekkelijk hoge kosten). Vervolgens wordt bepaald welke (combinaties van) kenmerken statistisch gezien invloed hebben (significantie) en in welke mate deze invloed kwantitatief relevant is. Het probleem met de ZINB-analyse is dat deze tijdrovend en complex is en de uitkomsten bovendien lastig te interpreteren zijn. Daarom is deze schattingstechniek alleen ter controle ingezet en is de hoofdanalyse uitgevoerd met regressie-analyse.



## 5 Slotbeschouwing

In dit rapport is nagegaan of cumulatie-effecten een rol spelen bij het verklaren van gemeentelijke kostenverschillen in de jeugdhulp. Onder een cumulatie-effect wordt verstaan dat een combinatie van risicokenmerken een groter of kleiner effect heeft op de kosten van jeugdhulp dan de optelling van de effecten van de afzonderlijke kenmerken. Zo zou het kunnen zijn dat de kosten van jeugdhulp voor eenoudergezinnen met een niet-westers gezinshoofd groter dan wel kleiner zijn dan de kosten die voortvloeien uit de optelling van de afzonderlijke effecten van 'eenoudergezin' en van 'niet-westers gezin'.

We zijn nagegaan of cumulatie-effecten van belang zijn door alle mogelijke combinaties van risicokenmerken toe te voegen aan het verklaringsmodel voor de jeugdhulp op gemeenteniveau. Uit deze analyse is gebleken dat de invloed van combinaties van risicokenmerken bescheiden is en varieert van 4,7 (model 1) tot 4,2 (model 2) procentpunt op de verklaaringsgraad op gemeenteniveau (tabel 4.8). Dit betreft voornamelijk combinaties van twee risicokenmerken. Combinaties van drie of meer risicokenmerken voegen nauwelijks iets toe aan de verklaring van gemeentelijke kostenverschillen.

Risicokenmerken kunnen uitsluitend als verdeelmaatstaf in een gemeentelijk verdeelmodel worden opgenomen als het gaat om concrete combinaties. Verdeelmaatstaven moeten bovendien een plausibele relatie hebben met de betrokken kosten, nauwkeurig en objectief meetbaar zijn, betrekkelijk stabiel zijn in de tijd en niet door de lokale overheden te beïnvloeden (TK 1999/2000). Uit de analyse is gebleken dat twee combinaties potentieel in aanmerking komen om als cumulatie-effect te worden opgenomen in het verdeelmodel voor de jeugdhulp. Het betreft de combinatie van niet-westerse migrant met andere risicokenmerken en de combinatie van kinderen die een lage opleiding volgen met andere risicokenmerken.

Niet-westerse migranten maken minder kosten voor jeugdhulp dan gemiddeld. In combinatie met andere risicokenmerken wordt dit negatieve effect gespecificeerd en wordt het hoofdeffect neutraal. Dit betekent dat de lagere kosten van niet-westerse migranten gelokaliseerd zijn bij specifieke bevolkingsgroepen, zoals niet-westerse uitkeringsontvangers en niet-westerse migranten met laagopgeleide kinderen.

Bij kinderen die een lage opleiding volgen, zijn de jeugdhulpkosten vooral hoog als het eenoudergezinnen betreft en gezinnen die van een uitkering afhankelijk zijn. Het gaat hier om kinderen die onderwijs volgen op middelbaar niveau tot en met kaderberoeps-onderwijs of kinderen die speciaal onderwijs volgen.

Om de betekenis van deze resultaten voor het verdeelmodel in te schatten, hebben we een variant op het verklaringsmodel gebruikt. Hieruit is het risicokenmerk 'kind volgt lage opleiding' weggelaten, omdat het niet in het verdeelmodel aanwezig is. In deze opzet zijn twee cumulatietermen van invloed op de gemeentelijke kostenverschillen: niet-westerse migranten met bijstand als hoofdkomen en niet-westerse migranten met een andere uit-

kering als hoofdkomen. De verklaring van kostenverschillen neemt door deze termen met 4 procentpunt toe.

In beginsel is het nog mogelijk dat kenmerken die in het verklaringsmodel geen aantoonbaar effect hadden, in een cumulatie-analyse wel een significant effect hebben. Dit is echter lastig vast te stellen. Aan de ene kant zijn de mogelijkheden om dit te analyseren beperkt: op kindniveau zijn we gebonden aan beperkingen van de registratiegegevens. Aan de andere kant zou ook de interpretatie lastig worden. Er zullen, als gevolg van de hoeveelheid gegevens, altijd wel enkele effecten van deze aard te vinden zijn, maar hun betekenis is dan niet duidelijk.

Het antwoord op de hoofdvraag van dit onderzoek is dat de effecten van cumulatie van risicokenmerken op de kosten van jeugdhulp beperkt zijn. De combinaties van 'niet-westerse migrant' en 'kind(eren) met een lage opleiding' met enkele andere risicokenmerken leveren een kleine verbetering op van het verklaringsmodel voor de kosten van jeugdhulp. De vraag is of deze verbetering van voldoende betekenis is om het huidige verdeelmodel voor de jeugdhulp aan te passen. Daarbij moet ook worden nagegaan of deze combinaties voldoen aan de eisen die aan verdeelmaatstaven kunnen worden gesteld.

## Bijlage A

In tabel 4.3 en 4.6 hebben we de effecten van de tweede-ordecumulatietermen van de niet-westerse migranten zonder nader onderscheid weergegeven. Daarom geven we in deze bijlage de effecten van de tweede-ordecumulatietermen van elke groep migranten apart. In tabel A.1 doen we dat voor het model met ‘kind volgt lage opleiding’ en in tabel A.2 voor het model zonder ‘kind volgt lage opleiding’. Per combinatie betekent ‘+’ dat er een significant positieve correlatie met de kosten is, ‘-’ dat er een significant negatieve correlatie is en ‘ns’ dat er geen significant effect is. De verschillen tussen de twee tabellen betreffen uiteraard vooral de termen met ‘kind volgt lage opleiding’. De overige verschillen zijn heel klein; ze betreffen alleen de combinaties ‘arm zonder uitkering’ met ‘ouder gebruikt ggz-medicijnen’, ‘overig niet-westers’ met ‘eenoudergezin’, en ‘ouder gebruikt ggz-medicijnen’ in combinatie met ‘Suriname, Afrika en overig niet westers’.

Tabel A.1

Schattingen van de kosten van jeugdhulp per kind, model 1 (kind volgt lage opleiding), naar herkomstgroep (effect tweede-ordecumulatietermen), 2012

	effect	Marokko	Turkije	Suriname	Antillen <sup>a</sup>	Afrika	overig niet-westers
kindlaagopl en bijstand	+						
kindlaagopl en andereuitkering	+						
kindlaagopl en armzonderuitkering	+						
kindlaagopl en eenoudergezin	+						
kindlaagopl en ouderggz	+						
kindlaagopl en niet-westers		-	-	-	ns	-	-
kindlaagopl en hoogink	ns						
bijstand en eenoudergezin	+						
bijstand en ouderggz	+						
bijstand en niet-westers		-	-	-	-	-	-
andereuitkering en eenoudergezin	ns						
andereuitkering en ouderggz	+						
andereuitkering en niet-westers		-	-	ns	-	-	-
armzonderuitkering en eenoudergezin	-						
armzonderuitkering en ouderggz	ns						
armzonderuitkering en niet-westers		-	-	ns	ns	ns	-
eenoudergezin en ouderggz	+						

Tabel A.1  
(Vervolg)

	effect	Marokko	Turkije	Suriname	Antillen <sup>a</sup>	Afrika	overig niet- westers
eenoudergezin en niet- westers		+	ns	ns	ns	ns	+
eenoudergezin en hoogink ouderggz en niet-westers	-	-	-	ns	ns	ns	ns
ouderggz en hoogink hoogink en niet-westers	- +						

+ effect is statistisch significant positief (op 1%-significantieniveau).

- effect is statistisch significant negatief (op 1%-significantieniveau).

ns effect is statistisch niet significant (op 1%-significantieniveau).

a Inclusief Aruba.

Tabel A.2

Schattingen van de kosten van jeugdhulp per kind, model 2 (zonder kind volgt lage opleiding), naar herkomstsgroep (effect tweede-ordecumulatietermen), 2012

	effect	Marokko	Turkije	Suriname	Antillen <sup>a</sup>	Afrika	overig niet-westers
bijstand en eenoudergezin	+						
bijstand en ouderggz	+						
bijstand en niet-westers		-	-	-	-	-	-
andereuitkering en eenoudergezin	ns						
andereuitkering en ouderggz	+						
andereuitkering en niet-westers		-	-	-	-	-	-
armzonderuitkering en eenoudergezin	-						
armzonderuitkering en ouderggz	+						
armzonderuitkering en niet-westers		-	-	ns	+	ns	-
eenoudergezin en ouderggz	+						
eenoudergezin en niet-westers		+	ns	ns	ns	ns	+
eenoudergezin en hoogink	-						
ouderggz en niet-westers		-	-	ns	ns	ns	ns
ouderggz en hoogink	-						
hoogink en niet-westers	+						

+ effect is statistisch significant positief (op 1%-significantieniveau).

- effect is statistisch significant negatief (op 1%-significantieniveau).

ns effect is statistisch niet significant (op 1%-significantieniveau).

a Inclusief Aruba.

Bron: scp (eigen berekeningen op basis van niet-openbare microdata van het CBS. Deze microdata zijn onder voorwaarden toegankelijk voor statistisch en wetenschappelijk onderzoek. Voor nadere informatie [cvb@cbs.nl](mailto:cvb@cbs.nl).)

## Bijlage B

Tabel B.1

Aanwezigheid en effecten van algemene cumulatie, 2012 (backward regression<sup>a</sup>)

	kindniveau	
	kans op zorg (logit-schatting)	kosten per kind (OLS-schatting)
0 risicokenmerken	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>
hoofdtermen		
kind volgt onderwijs t/m kaderberoepsonderwijs, of volgt speciaal onderwijs	+	+
kind in gezin met uitkering	+	+
kind in eenoudergezin	+	+
kind in gezin in armoede	+	+
ouder gebruikt ggz-medicijnen	+	+
leeftijd kind 12-17 jaar	+	+
niet-westers		
Marokko	-	-
Turkije	-	-
Suriname	-	-
Antillen <sup>b</sup>	-	ns
Afrika	-	-
overig niet-westers	-	-
kind in gezin met hoog inkomen (deciel 8-10)	-	-
extra kenmerken in het model		
westers		
Oost- en Midden-Europa	-	-
overig westers	-	-
leeftijd kind 5-11 jaar	+	+
kind in gezin met meer dan drie kinderen	-	-
aanbieder aanwezig in de gemeente	+	+
R <sup>2</sup> zonder cumulatie	11,6%	4,9%
algemene cumulatie		
2 risicokenmerken	-	+
3 risicokenmerken	-	+
4 risicokenmerken	-	+
R <sup>2</sup> met algemene cumulatie	11,7%	4,95%
N	3,4 miljoen	3,4 miljoen

## Tabel B.1

(Vervolg)

- 
- + effect statistisch significant positief (op 1% significantieniveau).
  - effect statistisch significant negatief (op 1% significantieniveau).
  - ns effect statistisch niet significant (op 1% significantieniveau).

- a Deze methode begint met alle variabelen, en verwijdert stap voor stap de variabelen die niet significant blijken te zijn.
- b Inclusief Aruba.

Bron: scp (eigen berekeningen op basis van niet-openbare microdata van het CBS. Deze microdata zijn onder voorwaarden toegankelijk voor statistisch en wetenschappelijk onderzoek. Voor nadere informatie [cvb@cbs.nl](mailto:cvb@cbs.nl).)

## Literatuur

- Aalbers-Van Leeuwen, M., L. van Hees en J. Hermanns (2002). Risico- en protectieve factoren in moderne gezinnen: reden tot optimisme of reden tot pessimisme? In: *Pedagogiek*, jg. 22, nr. 1, p. 41-54.
- Bot, S., S. De Roos, K. Sadiraj, S. Keuzenkamp, A. van den Broek en E. Kleijnen (2013). *Terecht in de jeugdzorg: Voorspellers van kind- en opvoedproblematiek en jeugdzorggebruik*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Cebeon (2014). *Verdeelsystematiek middelen Jeugdhulp: Naar een objectieve verdeling van gemeentelijke budgetten*. Amsterdam: Cebeon.
- Gemeente Rotterdam (2013). *Vraagontwikkelingsonderzoek Rotterdam-Rijnmond: Verdiepend onderzoek naar risicofactoren voor zorggebruik*. Rotterdam: Gemeente Rotterdam.
- Gilsing, R., T. Pels, H. Bellart en B. Tierolf (2015). *Grote verschillen in gebruik jeugdzorg naar herkomst*. Geraadpleegd 11 maart 2015 via <http://www.kis.nl>.
- Hermanns, J., F. Öry en G. Schrijvers (2005). *Helpen bij opgroeien en opvoeden: eerder, sneller en beter. Een advies over vroegtijdige signalering en interventies bij opvoed- en opgroei problemen*. Utrecht: Julius Centrum.
- Pommer, E., H. van Kempen en K. Sadiraj (2011). *Jeugdzorg in groeifase. Ontwikkelingen in gebruik en kosten van de jeugdzorg*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Raad voor Financiële Verhoudingen (2015). *Advies objectief verdeelmodel jeugdhulp. Brief aan de Minister van Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties*. Geraadpleegd 25 november 2015 via [http://www.rob-rfv.nl/documenten/advies\\_objectief\\_verdeelmodel\\_jeugdhulp.pdf](http://www.rob-rfv.nl/documenten/advies_objectief_verdeelmodel_jeugdhulp.pdf).
- Ras, M., E. Pommer en K. Sadiraj (2014). *Kostenverschillen in de jeugdzorg. Een verklaring van verschillen in kosten tussen gemeenten*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Sadiraj, K., E. Pommer en Cebeon (2014). *Verdeling historische middelen jeugdhulp 2012*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Sadiraj, K., M. Ras, L. Putman en J.J. Jonker (2013). *Groeit de jeugdzorg door? Het beroep op de voorzieningen. Realisatie 2001-2011 en raming 2011-2017*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- TK (1999/2000). *Nieuwe regels voor de financiering van de Algemene bijstandswet, de Wet inkomensvoorziening oudere en gedeeltelijk arbeidsongeschikte werkloze werknemers en de Wet inkomensvoorziening oudere en gedeeltelijk arbeidsongeschikte gewezen zelfstandigen (Wet financiering Abw, IOAW en IOAZ)*. Tweede Kamer, vergaderjaar 1999/2000, 27 081, nr. A.
- Zeijl, E., M. Crone, K. Wiefferink, S. Keuzenkamp en M. Reijneveld (2005). *Kinderen in Nederland*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.



## Publicaties van het Sociaal en Cultureel Planbureau

### Werkprogramma

Het Sociaal en Cultureel Planbureau stelt twee keer per jaar zijn Werkprogramma vast. De tekst van het lopende programma is te vinden op de website van het scp: [www.scp.nl](http://www.scp.nl).

### SCP-publicaties

Onderstaande lijst bevat een selectie van publicaties van het Sociaal en Cultureel Planbureau. Deze publicaties zijn in gedrukte vorm verkrijgbaar bij de (internet)boekhandel en zijn als pdf gratis te downloaden via [www.scp.nl](http://www.scp.nl). Een complete lijst is te vinden op [www.scp.nl/publicaties](http://www.scp.nl/publicaties).

### SCP-publicaties 2015

- 2015-1 *Rapportage sport 2014* (2015). Annet Tiessen-Raaphorst. ISBN 978 90 377 0731 1
- 2015-2 *Media:Tijd in beeld. Dagelijkse tijdsbesteding aan media en communicatie* (Het culturele draagvlak, deel 14) (2015). Nathalie Sonck en Jos de Haan. ISBN 978 90 377 0732 8
- 2015-3 *Aanbod van arbeid 2014. Arbeidsdeelname, flexibilisering en duurzame inzetbaarheid* (2015). Jan Dirk Vlasblom, Patricia van Echtelt en Marian de Voogd-Hamelink. ISBN 978 90 377 0595 9
- 2015-4 *Zicht op zorggebruik. Ontwikkelingen in het gebruik van huishoudelijke hulp, persoonlijke verzorging en verpleging tussen 2004 en 2011* (2015). Inger Plaisier en Mirjam de Klerk. ISBN 978 90 377 0641 3
- 2015-5 *Surveying ethnic minorities. The impact of survey design on data quality* (2015). Joost Kappelhof. ISBN 978 90 377 0545 4
- 2015-6 *Maten voor gemeenten. Prestaties en uitgaven van de lokale overheid in de periode 2007-2012* (2015). Evert Pommer, Ingrid Ooms en Saskia Jansen. ISBN 978 90 377 0738 0
- 2015-7 *Concurrentie tussen mantelzorg en betaald werk* (2015). Edith Josten en Alice de Boer. ISBN 978 90 377 0550 8
- 2015-8 *Langer in Nederland. Ontwikkelingen in de leefsituatie van migranten uit Polen en Bulgarije in de eerste jaren na migratie* (2015). Mérove Gijsberts (SCP) en Marcel Lubbers (Radboud Universiteit). ISBN 978 90 377 0571 3
- 2015-9 *Gisteren vandaag. Erfgoedbelangstelling en erfgoedbeoefening* (Het culturele draagvlak, deel 15) (2015). Andries van den Broek en Pepijn van Houwelingen. ISBN 978 90 377 0665 9
- 2015-10 *Vrouwen, mannen en de hulp aan (schoon)ouders* (2015). Alice de Boer, Mirjam de Klerk en Ans Merens. ISBN 978 90 377 0745 8 (elektronische publicatie)
- 2015-11 *Jeugdzorg: verschil tussen budget en contract. Een voorbeeld uit de regio* (2015). Evert Pommer en Klarita Sadiraj. ISBN 978 90 377 0737 3 (elektronische publicatie)

- 2015-12 *Wel trouwen, niet zoenen. De houding van de Nederlandse bevolking tegenover lesbische, homoseksuele, biseksuele en transgender personen 2015* (2015). Lisette Kuyper. ISBN 978 90 377 0742 7
- 2015-13 *Migranten uit Midden- en Oost-Europese landen in Nederland door de tijd gevolgd. Een vergelijking tussen twee panelonderzoeken* (2015). Mérove Gijsberts (SCP), Marcel Lubbers (RU), Jaco Dagevos (SCP/EUR), Joost Jansen (EUR), Godfried Engbersen (EUR) en Erik Snel (EUR). ISBN 978 90 377 0744 1 (elektronische publicatie)
- 2015-14 *Ouderenmishandeling in Nederland. Inzicht in kennis over omvang en achtergrond van ouderen die slachtoffer zijn van ouderenmishandeling* (2015). Inger Plaisier en Mirjam de Klerk (red.) ISBN 978 90 377 0748 9
- 2015-15 *De onderkant van de arbeidsmarkt in 2025* (2015). Marloes de Graaf-Zijl, Edith Josten, Stefan Boeters, Evelien Eggink, Jonneke Bolhaar, Ingrid Ooms, Adri den Ouden en Isolde Woittiez. ISBN 978 90 377 0742 7 (elektronische publicatie)
- 2015-16 *Op afkomst afgewezen. Onderzoek naar discriminatie op de Haagse arbeidsmarkt* (2015). Iris Andriessen, Barbara van der Ent, Manu van der Linden en Guido Dekker. ISBN 978 90 377 0746 5
- 2015-17 *Co-wonen in context. Samenwonende generaties, mantelzorg en de kostendelersnorm in de AOW* (2015). Cok Vrooman, Alice de Boer, Jean Marie Wildeboer Schut, Isolde Woittiez en Mirjam de Klerk. ISBN 978 90 377 0750 2 (elektronische publicatie)
- 2015-18 *Niet van de straat. De lokale samenleving in globaliserende, groeiende steden* (2015). Lotte Vermeij en Jeanet Kullberg. ISBN 978 90 377 0753 3 (elektronische publicatie)
- 2015-19 *Wmo- en AWBZ-voorzieningen 2009-2012; Een nulmeting* (2015). Ab van der Torre en Lisa Putman. ISBN 978 90 377 0539 3
- 2015-20 *Vraag naar arbeid 2015* (2015). Patricia van Echtelt, Roelof Schellingerhout en Marian de Voogd-Hamelink. ISBN 978 90 377 0754 0
- 2015-21 *Nederland in Europees perspectief. Tevredenheid, vertrouwen en opinies* (2015). Jeroen Boelhouwer, Gerbert Kraaykamp en Ineke Stoop.(red.). ISBN 978 90 377 0756 4
- 2015-22 *Opvoeden in niet-westerse migrantengezinnen. Een terugblik en verkenning* (2015). Freek Bucx en Simone de Roos (red.). ISBN 978 90 377 0673 4
- 2015-23 *Vijf jaar Caribisch Nederland. Gevolgen voor de bevolking* (2015). Evert Pommer en Rob Bijl (red.). ISBN 978 90 377 0755 7
- 2015-24 *Meer democratie, minder politiek? Een studie van de publieke opinie in Nederland* (2015). Josje den Ridder en Paul Dekker. ISBN 978 90 377 0757 1
- 2015-25 *Pensioenen: solidariteit en keuzevrijheid. Opvattingen van werkenden over aanvullende pensioenen* (2015). Stella Hoff. ISBN 978 90 377 0758 8 (elektronische publicatie)
- 2015-26 *Vijf jaar Caribisch Nederland | Journalistieke samenvatting. Gevolgen voor de bevolking* (2015). Evert Pommer en Rob Bijl (red.); samengevat door Karolien Bais. ISBN 978 90 377 760 1 (elektronische publicatie)
- 2015-27 *Verzorgd in Europa: kerncijfers 2011. Een vergelijking van de langdurige zorg van 50-plussers in zestien Europese landen* (2015). Debbie Verbeek-Oudijk, Isolde Woittiez, Evelien Eggink en Lisa Putman. ISBN 978 90 377 0761 8 (elektronische publicatie)

- 2015-28 *Roemeense migranten. De leefsituatie in Nederland kort na migratie* (2015). Mérove Gijsberts (SCP) en Marcel Lubbers (RU) ISBN 978 90 377 0763 2
- 2015-29 *Keuzeruimte in de langdurige zorg. Veranderingen in het samenspel van zorgpartijen en cliënten* (2015). Mariëlle Non (CPB), Ab van der Torre (SCP), Esther Mot (CPB), Evelien Eggink (SCP), Pieter Bakx (EUR) en Rudy Douven (CPB). ISBN 978 90 377 0762 5 (elektronische publicatie)
- 2015-30 *55-plussers en seksuele oriëntatie. Ervaringen van lesbische, homoseksuele, biseksuele en heteroseksuele 55-plussers* (2015). Jantine van Lisdonk en Lisette Kuyper. ISBN 978 90 377 0766 3
- 2015-31 *Werelden van verschil. Over de sociaal-culturele afstand en positie van migrantengroepen in Nederland.* (2015). Redactie: Willem Huijnk, Jaco Dagevos, Mérove Gijsberts en Iris Andriessen. ISBN 978 90 377 0767 0
- 2015-32 *Pensions: solidarity and choice. Opinions of working people on supplementary pensions.* (2015). Stella Hoff. ISBN 978 90 377 0771 7 (elektronische publicatie)
- 2015-33 *Public sector achievement in 36 countries. A comparative assessment of inputs, outputs and outcomes* (2015). Benedikt Goderis (red.) ISBN 978 90 377 0741 0
- 2015-34 *De sociale staat van Nederland 2015* (2015). Rob Bijl, Jeroen Boelhouwer, Evert Pommer en Iris Andriessen. ISBN 978 90 377 0768 7
- 2015-35 *Informeel hulp: wie doet er wat? Omvang, aard en kenmerken van mantelzorg en vrijwilligerswerk in de zorg en ondersteuning in 2014* (2015). Mirjam de Klerk, Alice de Boer, Inger Plaisier, Peggy Schyns en Sjoerd Kooiker. ISBN 978 90 377 0769 4
- 2015-36 *Betrokken wijken. Ervaringen van bewoners en professionals met wijkverbetering in vier (voormalige) aandachtswijken* (2015). Jeanet Kullberg, Lonneke van Noije, Esther van den Berg, Wouter Mensink en Malika Igalla, m.m.v. Hanneke Posthumus. ISBN 978 90 377 0764 9
- 2015-37 *Zorg vragen of zorg dragen? Een verkenning van de invloed van netwerken en inkomen op het gebruik van langdurige zorg door Nederlandse 55-plussers* (2015). Isolde Woittiez, Evelien Eggink, Debbie Verbeek-Oudijk en Alice de Boer. ISBN 978 90 377 0765 6 (elektronische publicatie)

#### SCP-publicaties 2016

- 2016-1 *Trust, life satisfaction and opinions on immigration in 15 European countries* (2016). Jeroen Boelhouwer, Gerbert Kraaykamp en Ineke Stoop. ISBN 978 90 377 0775 5
- 2016-2 *Lekker vrij!? Vrije tijd van vrouwen, tijdsdruk en de relatie met de arbeidsduur van vrouwen* (2016). Wil Portegijs (SCP), Mariëlle Cloïn (SCP), Rahil Roodsaz (Atria) en Martin Olsthoorn (SCP). ISBN 978 90 377 0776 2
- 2016-3 *Kiezen bij de kassa. Een verkenning van maatschappelijk bewust consumeren in Nederland* (2016). Peggy Schyns. ISBN 978 90 377 0709 0
- 2016-4 *Kleine gebaren. Het belang van dorpsgenoten voor ouderen op het platteland* (2016). Lotte Vermeij. ISBN 978 90 377 0779 3 (elektronische publicatie)

- 2016-5 *Niet buiten de burger rekenen! Over randvoorwaarden voor burgerbetrokkenheid in het nieuwe omgevingsbestel* (2016). Andries van den Broek, Anja Steenbekkers, Pepijn van Houwelingen en Kim Putter. ISBN 978 90 377 0774 8
- 2016-6 *Een lang tekort. Langdurige armoede in Nederland* (2016). Jean Marie Wildeboer Schut en Stella Hoff. ISBN 978 90 377 0780 9
- 2016-7 *Zorg en ondersteuning in Nederland: kerncijfers 2014* (2016). Lisa Putman, Debbie Verbeek-Oudijk, Mirjam de Klerk en Evelien Eggink. ISBN 978 90 377 0785 4 (elektronische publicatie)
- 2016-8 *LHBT-monitor 2016. Opvattingen over en ervaringen van lesbische, homoseksuele, biseksuele en transgender personen* (2016). Lisette Kuyper. ISBN 978 90 377 0787 8
- 2016-9 *Overall rapportage sociaal domein 2015. Rondom de transitie* (2016). Evert Pommer en Jeroen Boelhouwer (red.). ISBN 978 90 377 0788 5
- 2016-10 *Samenvatting Overall rapportage sociaal domein 2015. Rondom de transitie* (2016). Evert Pommer, Jeroen Boelhouwer, Esther van den Berg en Maaïke den Draak. ISBN 978 90 377 0789 2
- 2016-11 *Societal Pessimism: A Study of its Conceptualization, Causes, Correlates and Consequences* (2016). Eefje Steenvoorden. ISBN 978 90 377 0786 1
- 2016-12 *Cumulaties in de jeugdhulp* (2016). Klarita Sadiraj, Michiel Ras en Evert Pommer. ISBN 978 90 377 0790 8 (elektronische publicatie)
- 2016-13 *Gedeelde waarden en een weerbare democratie. Een verkenning op basis van bevolkingsenquêtes* (2016). Paul Dekker en Josje den Ridder. ISBN 978 90 377 0793 9 (elektronische publicatie)
- 2016-14 *Thuiszorguitgaven en informele hulp. Relatie tussen veranderingen in de thuiszorguitgaven en het gebruik van informele hulp* (2016). Debbie Verbeek-Oudijk en Isolde Woittiez. ISBN 978 90 377 0792 2 (elektronische publicatie)
- 2016-15 *Werkloos toezien? Gevolgen van de crisis voor emancipatie en welbevinden* (2016). Ans Merens en Edith Josten. ISBN 978 90 377 0791 5 (elektronische publicatie)
- 2016-16 *Het brede-welvaartsbegrip volgens het SCP* (2016). Jeroen Boelhouwer. ISBN 978 90 377 0794 6 (elektronische publicatie)
- 2016-18 *Gemiddelde budgetten per cliënt (en dag) voor de cliënten met een voogdijmaatregel en cliënten die 18 jaar of ouder zijn* (2016). Evert Pommer en Klarita Sadiraj. ISBN 978 90 377 0797 7 (elektronische publicatie)
- 2016-19 *Verzorgd in Europa: kerncijfers 2013. Een vergelijking van de zorg en ondersteuning voor 50-plussers in veertien Europese landen* (2016). Debbie Verbeek-Oudijk en Lisa Putman. ISBN 978 90 377 0798 4 (elektronische publicatie)

### Overige publicaties

- Burgerperspectieven 2015 | 1* (2015). Paul Dekker en Josje den Ridder. ISBN 978 90 377 0740 3
- Burgerperspectieven 2015 | 2* (2015). Josje den Ridder, Paul Dekker en Pepijn van Houwelingen. ISBN 978 90 377 0751 9
- Burgerperspectieven 2015 | 3* (2015). Paul Dekker, Pepijn van Houwelingen en Tom van der Meer. ISBN 978 90 377 0759 5

*Burgerperspectieven 2015 | 4* (2015). Paul Dekker, Rozemarijn van Dijk, Pepijn van Houwelingen, Wouter Mensink en Yvette Sol. ISBN 978 90 377 0772 4

*Burgerperspectieven 2016 | 1* (2016). Josje den Ridder, Paul Dekker en Pepijn van Houwelingen, m.m.v. Esther Schrijver. ISBN 978 90 377 0772 4

*Gescheiden werelden?* (2014). Mark Bovens, Paul Dekker en Will Tiemeijer (red.). ISBN 978 90 377 0734 2. Gezamenlijke uitgave van het SCP en de WRR.