

Datum

8 juli 2021

Opdrachtgever

Ministerie van Binnenlandse Zaken en Koninkrijksrelaties

Contact

Irene Niessen (i.niessen@aef.nl)

Lieke Groen (Lgroen@aef.nl)

Gillian Lustermans (g.lustermans@aef.nl)

Referentie

GB280/onderzoeksverantwoording herijking gemeentefonds sociaal domein

Inhoud

| | | |
|----------|--|-----------|
| 1 | Introductie | 4 |
| 2 | Werkwijze | 6 |
| 3 | De verschillende modellen | 11 |
| 3.1 | Participatie..... | 11 |
| 3.2 | Wmo | 15 |
| 3.3 | Jeugd..... | 18 |
| 3.4 | Sociale basisvoorzieningen | 22 |
| 3.5 | Totaalbeeld | 26 |
| | Bijlagen | 37 |
| A | Verdeelmodel participatie | 38 |
| A.1 | Uitgangsmodel participatie (voorkeursmodel) | 38 |
| A.2 | Participatie: varianten | 38 |
| A.3 | Geactualiseerde model uit het oorspronkelijke rapport | 38 |
| B | Verdeelmodel Wmo | 40 |
| B.1 | Uitgangsmodel Wmo | 40 |
| B.2 | Varianten Wmo (inclusief voorkeursmodel) | 41 |
| B.3 | Geactualiseerde model uit het oorspronkelijke rapport | 44 |
| C | Verdeelmodel jeugd | 46 |
| C.1 | Uitgangsmodel jeugd (voorkeursmodel) | 46 |
| C.2 | Jeugd: varianten | 47 |
| C.3 | Geactualiseerde model uit het oorspronkelijke rapport | 51 |
| D | Verdeelmodel sociale basisvoorzieningen | 52 |
| D.1 | Uitgangsmodel sociale basisvoorzieningen | 52 |
| D.2 | Sociale basisvoorzieningen: varianten (inclusief voorkeursmodel) | 53 |
| D.3 | Geactualiseerde model uit het oorspronkelijke rapport | 57 |
| E | Getoetste maatstaven per cluster | 58 |

1 *Introductie*

Het onderzoek naar het verdeelmodel sociaal domein is ongeveer een jaar geleden afgerond. Sindsdien zijn er echter nog verschillende ontwikkelingen geweest, die aanleiding vormen om een aanvullende analyse te doen van enkele alternatieve maatstaven. In opdracht van het ministerie van BZK zijn deze aanvullende analyses uitgevoerd in afstemming met een bestuurlijke kopgroep en een klankbordgroep.

Aanleiding

In deze paragraaf staan we stil bij de aanleiding voor deze aanvullende analyse en de manier waarop wij deze genomen hebben in het onderzoek. We lichten deze punten later in deze rapportage nog nader toe.

- Er is gebleken dat het CBS een andere bron beschikbaar heeft voor de maatstaf gebruik van specialistische GGZ dan in de modellen in het rapport gehanteerd is. In theorie zouden deze bronnen hetzelfde moeten zijn, maar dat blijkt niet het geval. De oorspronkelijke bron bleek onvolledig te zijn en de komende jaren steeds onvollediger te worden, dus de nieuwe bron is van betere kwaliteit. De gegevens in deze bron hebben een andere verdeling dan de bron die eerder in het onderzoek gebruikt is. Dit geeft aanleiding om te onderzoeken welke modellen uit de analyse volgen als gewerkt wordt met de nieuwe bron voor de maatstaf GGZ.
- In de modellen voor het klassiek domein wordt een andere maatstaf gehanteerd voor centrumfunctie dan in het sociaal domein (deze centrumfunctie is aangescherpt nadat het onderzoek naar het sociaal domein al afgerond was). In het kader van eenvoud is het wenselijk dat in beide modellen dezelfde maatstaf gebruikt wordt. Daarom onderzoeken we modellen waarin de nieuwe lokale en regionale centrumfunctie gebruikt wordt in plaats van de oude maat voor de centrumfunctie (regionaal en lokaal klantenpotentieel).
- Daarnaast heeft de centrumfunctie in het sociale domein in tegenstelling tot het klassieke domein geen causale relatie met de kosten. Het effect van (groot)stedelijke problematiek in het sociaal domein wordt breed onderkend, maar de ROB vraagt zich af of het niet mogelijk is om dit te vangen met de omgevingsadressendichtheid, een maatstaf met een minder uitgesproken betekenis dan de centrumfunctie. Daarom wordt, naar aanleiding van een vraag van de ROB, ook in beeld gebracht wat het effect is van het verwijderen van de centrumfunctie uit de modellen.
- Bij de harmonisatie tussen het klassiek en sociaal domein is een drempel van 10% van het aantal woonruimten gehanteerd voor de maatstaf huishoudens met een laag inkomen bij de schatting van de modellen sociaal domein. In de modellen sociaal domein was deze drempel gedefinieerd ten opzichte van het aantal huishoudens. Bij de nieuwe schatting van de modellen nemen we deze drempel ten opzichte van het aantal woonruimten, zodat dezelfde maatstaf wordt gebruikt in alle modellen.

Andersson Elffers Felix

- Na afloop van het onderzoek naar het verdeelmodel sociaal domein is in het klassiek domein besloten tot een andere omgang met algemene eigen middelen. Hoewel gezien de geringere beleidsvrijheid in het sociaal domein op voorhand verwacht kan worden dat de effecten voor de meeste clusters kleiner zullen zijn dan in het klassieke domein, is het nuttig om te verkennen of het een verklaring is voor de kostenpatronen.
- In reactie op de publicatie van de modellen zijn nog verschillende specifieke vragen opgeworpen door diverse gemeenten en regio's, met name over het al dan niet opnemen van specifieke maatstaven. De meeste van de genoemde maatstaven waren al aanwezig in de maatstavenset, maar kwamen niet in het model. We maken inzichtelijk wat het effect is als deze maatstaven expliciet toegevoegd worden aan het model.
- De maatstaf kernen maal inwoners bevat een prikkel voor herindelingen. Er is behoefte om inzichtelijk te maken wat het zou betekenen voor de modellen als deze maatstaf niet wordt opgenomen in de regressie. Als deze maatstaf opgenomen wordt, maken we daarom ook een variant zonder deze maatstaf.
- In gesprekken met de ROB is naar voren gekomen dat er een behoefte is om maatstaven zoals levensverwachting, of het aantal gezonde levensjaren te toetsen voor de modellen sociaal domein. De wenselijkheid van deze maatstaf is ook in het proces besproken.

Begeleiding van het onderzoek

Het oorspronkelijke onderzoek naar het verdeelmodel sociaal domein werd begeleid door een stuurgroep en een begeleidingscommissie. Belangrijke bespreekpunten zijn gedurende het volledige proces steeds voorgelegd aan de begeleidingscommissie en vervolgens aan de stuurgroep. Op basis van de uitkomsten van deze bijeenkomsten werd het onderzoek waar nodig bijgestuurd. Alle keuzes die hierin gemaakt of bevestigd zijn, worden in dit document toegelicht.

Het huidige proces is begeleid door een bestuurlijke kopgroep en een klankbordgroep. De bijeenkomst met de klankbordgroep diende als ambtelijke voorbereiding voor de bijeenkomst met de bestuurlijke kopgroep. De bestuurlijke kopgroep heeft uiteindelijk een advies uitgebracht aan de fondsbeheerders.

2 Werkwijze

De werkwijze die we hebben gehanteerd bij het ontwikkelen van de onderstaande modellen sluit grotendeels aan bij de werkwijze uit het oorspronkelijke onderzoek naar de herijking van het gemeentefonds. Een uitgebreide technische beschrijving van de regressieanalyse die we hebben uitgevoerd is te vinden in hoofdstuk 11 van de onderzoeksverantwoording¹. In appendices F en G van deze onderzoeksverantwoording is ook een overzicht te vinden van alle maatstaven die zijn gesuggereerd en getoetst. Ook de keuzes aan de hand waarvan we de modellen in het voorliggende stuk hebben ontwikkeld, sluiten grotendeels aan bij de keuzes die zijn gemaakt in het oorspronkelijke onderzoek. Deze keuzes zijn terug te vinden in appendices Q t/m T van de onderzoeksverantwoording, waarin per cluster in detail de methode wordt beschreven aan de hand waarvan het desbetreffende model is ontwikkeld.

Ten opzichte van het oorspronkelijke onderzoek is er voor het huidige traject sprake van enkele nuances die hebben geleid tot kleine aanpassingen aan de gehanteerde werkwijze om tot de uiteindelijke modellen te komen. Hieronder beschrijven we de belangrijkste verschillen in werkwijze of gemaakte keuzes ten opzichte van het oorspronkelijke onderzoek. Verder is de gehanteerde werkwijze hetzelfde geweest als in het oorspronkelijke onderzoek. Eerdere richtinggevende kaders van de stuurgroepen over bijvoorbeeld de omgang met negatieve maatstaven en de onwenselijkheid van een negatief gewicht per inwoner zijn nog steeds leidend in deze werkwijze.

Aanpassingen in enkele maatstafdefinities

Van een aantal maatstaven die getoetst zijn in de regressieanalyse is de definitie licht veranderd ten opzichte van het oorspronkelijke onderzoek. De aanpassingen aan de definities van de maatstaven wordt hieronder beschreven.

- De maatstaf huishoudens met een laag inkomen (2^e, 3^e, 4^e percentiel) kent een semi-cosmetische drempel. In het oorspronkelijke onderzoek betrof deze drempel 8% van het aantal huishoudens. Bij de harmonisatie tussen het klassiek en sociaal domein is een drempel van 10% ten opzichte van het aantal woonruimten gehanteerd. Bij de schatting van onderstaande modellen is deze tweede definitie gebruikt. Over het algemeen is het verschil tussen beide definities vrij beperkt. Voor gemeenten waarin het aantal particuliere huishoudens relatief veel afwijkt van het aantal woningen, treden er echter wel verschillen op. Het betreft hier typisch kleine gemeenten met veel vakantiewoningen.
- Voor de maatstaf omgevingsadressendichtheid is in het oorspronkelijke onderzoek de volgende definitie gehanteerd: “het gemiddelde aantal hoofdadressen per km² dat een hoofdadres binnen een kilometer van zijn woning heeft, zoals berekend door het CBS. Deze maatstaf wordt in de modellen vermenigvuldigd met het aantal inwoners van de gemeente, omdat de omgevingsadressendichtheid samen kan hangen met de kosten per

¹ Zie “Herijking gemeentefonds sociaal domein (onderzoeksverantwoording)”, AEF 2020. ([Onderzoeksverantwoording - Herijking gemeentefonds sociaal domein | Rapport | Rijksoverheid.nl](#))

inwoner en de schaalfactor van deze modellen inwoners is.” Deze definitie wekt iets af van de berekening in het huidige gemeentefondsmodel, waarin deze maatstaf met het aantal woonruimtes vermenigvuldigd wordt. Bij de harmonisatie van klassiek en sociaal domein is gekozen om deze laatste definitie van de maatstaf (gelijk aan de maatstaf in het huidige verdeelmodel) te hanteren. Deze is ook gehanteerd bij de schattingen voor deze rapportage.

- In de modellen voor het klassiek domein wordt een andere maatstaf gehanteerd voor de centrumfunctie dan in het sociaal domein. Deze centrumfunctie is aangescherpt nadat het onderzoek naar het sociaal domein was afgerond. Omdat het wenselijk is om dezelfde maatstaf te gebruiken in beide domeinen, is de centrumfunctie uit het klassiek domein gebruikt bij het opnieuw schatten van de modellen voor het sociaal domein.
- Voor de maatstaf gebruik specialistische GGZ is een andere bron gebruikt bij het schatten van de onderstaande modellen. In het oorspronkelijke onderzoek werden cijfers uit de DIS (het DBC Informatiesysteem) van de NZa gebruikt. De gegevens van recente jaren zijn echter onvolledig vanwege de doorlooptijden van DBC's, waardoor er een ophoogfactor moet worden gehanteerd. Dit kan regionaal tot verschillen leiden als een lokale aanbieder nog geen gegevens heeft aangeleverd voor de DIS. Een algemene ophoogfactor kan dit namelijk niet corrigeren. Bijkomend nadeel is dat de DIS in de toekomst zal ophouden te bestaan. Als nieuwe bron voor deze maatstaf worden de kosten gebruikt die zijn gedeclareerd bij zorgverzekeraars. Het blijkt dat deze dataset completer is, en dat lokale afwijkingen die in de DIS-bron zaten niet optreden in de nieuwe bron.

Afwegingen rondom gezonde levensverwachting

Naar aanleiding van de vragen van de Rob hebben we stilgestaan bij de wenselijkheid van de maatstaven WSW en gezonde levensverwachting. De omgang met WSW wordt besproken bij het cluster participatie.

De maatstaf 'gezonde levensjaren' was niet opgenomen in de maatstaven-set. Er zijn wel gegevens hierover beschikbaar op gemeentenniveau, maar alleen voor 2016. Het CBS publiceert deze cijfers niet per GGD-regio omdat de marges op deze cijfers groot zijn. Voor uitsplitsingen naar gemeente zijn de cijfers volgens het CBS überhaupt niet toereikend. Daarnaast zijn de gegevens gebaseerd op een combinatie van de levensverwachting en de ervaren kwaliteit van leven.

- De levensverwachting is slechts om het jaar beschikbaar, en op dit moment slechts tot 2016.
- De maatstaf 'ervaren gezondheid' is wel getoetst in het onderzoek, maar de stuurgroep heeft wegens de subjectiviteit van deze maatstaf op voorhand sterke bedenkingen uitgesproken bij een model met deze maatstaf. Daarnaast is de maatstaf niet jaarlijks beschikbaar. Deze bedenkingen gelden onverkort voor een maatstaf gezonde levensjaren.

Voor een maatstaf 'gezonde levensverwachting' zijn dus geen betrouwbare gegevens beschikbaar, en de stuurgroep heeft eerder op inhoudelijke gronden uitgesproken dat dergelijke subjectieve maatstaven niet de voorkeur genieten. Dit oordeel werd gedeeld door de bestuurlijke kopgroep en de fondsbeheerders, dus de maatstaf is niet verder getoetst in de modellen.

Tweetrapsmodel om toevalligheden te voorkomen

Een aandachtspunt bij de gehanteerde regressiemethodiek in de context van het gemeentefonds is dat kleine verschillen in maatstafdefinitie leiden tot een andere maatstafselectie. De reden hiervoor is dat de forward-stepwise-regressie telkens de maatstaf

Andersson Elffers Felix

toevoegt aan een model die in combinatie met de eerder toegevoegde maatstaven tot de grootste verklaringsgraad leidt. Vaak blijken meerdere maatstaven ongeveer even veel te verklaren in combinatie met de eerder toegevoegde maatstaven. Een kleine verandering van definitie van één van deze maatstaven kan er dan voor zorgen dat deze maatstaf wel of juist niet wordt toegevoegd aan het model, in plaats van een andere maatstaf. In de volgende stap van de regressie weegt deze maatstaf dan mee bij het bepalen welke nieuwe maatstaf er toe moet worden gevoegd. Dit betekent effectief dat het wel of niet toevoegen van een bepaalde maatstaf, vaak ook gevolgen heeft voor alle maatstaven die daarna zouden worden toegevoegd aan het model.

In het oorspronkelijke onderzoek is voor ieder cluster een lijst van maatstaven samengesteld die voor het desbetreffende cluster getoetst moeten worden bij het ontwikkelen van het model. In deze set zitten maatstaven die zeer uitlegbaar en plausibel zijn voor het cluster (bijvoorbeeld bijstandsontvangers voor het cluster participatie). Er zijn echter ook maatstaven die wel een deel van de kosten zouden kunnen verklaren, maar inhoudelijk minder voor de hand liggen. Zoals eerder beschreven wordt het al dan niet toevoegen van een maatstaf tijdens de regressieanalyse in grote mate beïnvloed door de maatstaven die eerder al aan het model zijn toegevoegd. Indien een minder goed uitlegbare maatstaf door een toevalligheid vroeg wordt toegevoegd aan een model, kan dat er dus voor zorgen dat beter uitlegbare maatstaven in een later stadium niet meer worden toegevoegd.

In het eerdere proces zijn veel richtinggevende uitspraken gedaan over de rol van maatstaven in verschillende modellen. Daarbij bleek regelmatig dat maatstaven die relatief vroeg geselecteerd werden onvoldoende uitlegbaar waren en daarom uit de modellen verwijderd werden. Daarom maken we bij het opnieuw schatten van de modellen gebruik van een meer inhoudelijke methode.

- Eerst definiëren we per cluster een subset van alle maatstaven die voor dat cluster getoetst dienen te worden. Deze beperkte set bestaat uit maatstaven die inhoudelijk het meest voor de hand liggen voor het desbetreffende cluster. Het model wordt vervolgens opgebouwd in twee stappen.
 - In de eerste stap wordt alleen de beperkte set maatstaven getoetst. Dit geeft een model dat alleen bestaat uit inhoudelijk voor de hand liggende maatstaven.
 - In de tweede stap wordt vervolgens de volledige set maatstaven getoetst, waarbij de maatstaven die uit de eerste stap naar voren kwamen, geforceerd worden opgenomen in het model. Hierdoor zal de kern van het model bestaan uit inhoudelijk relevante maatstaven, die eventueel aangevuld kunnen worden met minder voor de hand liggende maatstaven om een kleiner deel van de kosten te verklaren. De beperkte en uitgebreide set met maatstaven zijn afgestemd met de huidige bestuurlijke kopgroep.

Gebruik beoordelingskader

Om de modellen te beoordelen maken we in principe gebruik van hetzelfde beoordelingskader als in het oorspronkelijke onderzoek. Ten opzichte van de criteria in dat kader is voor de hieronder beschreven modellen geen validatie gedaan met Iv3-data en 2018-data. De reden hiervoor is dat deze validatie weinig onderscheidend bleek te zijn in het oorspronkelijke onderzoek. Omdat er niet voor alle nieuwe definities van de maatstaven gegevens uit 2016 beschikbaar waren, is de stabiliteit van de modellen niet gekwantificeerd. Wel zijn er kwalitatieve aandachtspunten benoemd waar deze aan de orde waren. Daarnaast is de interne validatie opgenomen, waarin getoetst wordt of de uitkomsten van de regressie stabiel zijn door het model te schatten met slechts een deel van de gemeenten.

Doorsnedes

Verschillende gemeenten hebben vragen gesteld over de modellen sociaal domein en daarbij suggesties gedaan voor toe te voegen maatstaven. De meeste van die maatstaven waren al in de maatstaven set opgenomen. Er bestond echter de zorg dat sommige maatstaven statistisch niet opgepikt worden, terwijl ze voor enkele gemeenten wel van belang zijn om de kosten te verklaren. Daarom zijn als extra toets doorsnedes gemaakt naar verschillende eigenschappen van gemeenten. Bij die doorsnedes worden gemeenten verdeeld in klassen, waarbij bij klasse I een bepaalde eigenschap het minst voorkomt, en bij klasse V het meest. Onderstaand lichten we toe hoe we de klassen bepaald hebben voor verschillende eigenschappen.

- Voor de meeste maatstaven is per steekproefgemeente de waarde per inwoner bepaald. Vervolgens zijn alle gemeenten ingedeeld in vijf vrijwel gelijke groepen (van 18 of 19 gemeenten), waarbij de eerste gemeenten met de laagste score (per inwoner) in de eerste groep (I) zitten, en de gemeenten met de hoogste score in de vijfde groep (V).
- Voor de maatstaven kernen en kernen met 500 of meer adressen zijn de gemeenten ingedeeld naar gelang in werkelijke aantal kernen (niet per inwoner), hierdoor verschillen deze groepen iets qua omvang.
- Daarnaast zijn er ook doorsnedes gemaakt naar groei- en krimpregio's. Voor de groei- en krimpregio's bevatten de groepen I t/m V respectievelijk 12, 11, 41, 11, en 16 gemeenten. In groep I zitten de regio's die een zeer sterke krimp kennen, en in groep V de regio's met een zeer sterke groei. Voor de sociale structuur zijn er slechts IV groepen onderscheiden.
- Tot slot is er een doorsnede naar sociale structuur van gemeenten. De gemeenten in groep I kennen een zwakke sociale structuur, terwijl de gemeenten in groep IV een goede sociale structuur hebben. De groepen I t/m IV bevatten respectievelijk 14, 16, 25, en 31 gemeenten. 5 gemeenten zijn niet opgenomen in de set voor sociale structuur.²

Van elk van de klassen is het gewogen gemiddelde aansluitverschil en/of herverdeeffect per inwoner berekend. Bij het kijken naar doorsnedes is het van belang om in gedachten te houden dat gemiddelden gemakkelijk vertekend kunnen worden door een enkele sterk afwijkende gemeente, zeker als het een categorie betreft waar slechts weinig gemeenten in zitten. Als categorieën iets anders gedefinieerd worden, kunnen de resultaten al sterk anders zijn. Er kunnen dan ook alleen conclusies getrokken worden uit doorsnedes als een zeer sterk patroon zichtbaar is. Een zwak 'patroon' kan aanleiding zijn om dieper te kijken, maar kan evenzogoed op een toevalligheid berusten.

Algemene eigen middelen en specifieke vaste bedragen

In het onderzoek naar het klassiek domein is ook onderzoek gedaan naar het effect van algemene eigen middelen (AEM) op de verdeling. De gedachte hierachter is dat gemeenten die in staat zijn veel eigen inkomsten te genereren wellicht hogere netto lasten hebben dan gemeenten die daar minder mogelijkheden voor hebben. Voorkomen moet worden dat dergelijke hoge netto lasten gereflecteerd worden in de verdeling. Een vergelijkbaar argument geldt voor de specifieke vaste bedragen die de G4 en de Waddengemeenten krijgen vanuit de huidige gemeentefondsverdeling. De omgang met dit 'kip-ei-probleem' is veranderd nadat het onderzoek naar het sociale domein al afgerond was.

In het sociale domein hebben gemeenten minder beleidsvrijheid dan in het fysieke domein. Op voorhand is dus te verwachten dat dergelijke dynamiek minder speelt in het sociaal domein. Naast dit kwalitatieve argument is in dit onderzoek ook kwantitatief getoetst in hoeverre de AEM en specifieke vaste bedragen de kosten verklaarden. Dit is gedaan door deze

² Het betreft de G4-gemeenten en Vlissingen. Deze worden door het ministerie van BZK niet meegenomen voor de vergelijkingen t.b.v. het POR. In deze doorsnedes zijn we aangesloten bij de gegevens die verstrekt zijn door het ministerie van BZK.

variabelen – die bekend zijn voor alle steekproefgemeenten – als maatstaf aan het voorkeursmodel toe te voegen. Vervolgens zijn drie zaken getoetst:

- Of al deze ‘maatstaven’ met het juiste teken in het model opgenomen werden (waarbij dit vooral voor de specifieke vaste bedragen voor de G4 en de AEM gold, aangezien de resultaten voor waddengemeenten mogelijk vertekend zijn doordat er slechts twee waddengemeenten in de steekproef zijn opgenomen). Het ‘kip-ei-probleem’ bestaat immers alleen als het consequent voor alle ‘extra’ inkomsten zichtbaar is.
- In geval ze met het juiste teken werden opgenomen, is gekeken naar het effect op het model: in hoeverre is deze toevoeging statistisch relevant, en wat is het effect op de andere maatstaven in het model? Op inhoudelijke gronden zou, in navolging met het klassieke domein, bijvoorbeeld verwacht worden dat het toevoegen van AEM en specifieke vaste bedragen vooral effect heeft op de centrumfunctie. Als andere maatstaven sterk van gewicht veranderen of zelfs met het verkeerde teken in het model komen terwijl de AEM statistisch weinig toevoegt, berust dit waarschijnlijk op een toevalligheid.
- De laatste relevante afweging is met welk gewicht de AEM in het model komt. Als dit zeer beperkt is, kan de vraag gesteld worden of dit relevant is. Ook het cluster is van belang voor deze inhoudelijke interpretatie: bij een cluster als participatie – met zeer weinig beleidsvrijheid – ligt het minder voor de hand dat de AEM een rol speelt bij dan bij een beleidsvrij cluster zoals sociale basisvoorzieningen.

De beschrijving van deze verkenning is opgenomen in de bijlage. Bij geen van de modellen bleken AEM en vaste bedragen een rol te spelen. Daarom zijn deze niet toegevoegd.

Centrumfunctie

De centrumfunctie heeft in een aantal modellen een belangrijke rol. Om, naar aanleiding van een vraag van de Rob, te onderzoeken of het mogelijk is om modellen zonder centrumfunctie te maken, is daarom niet uitgegaan van de voorkeursmodellen, maar zijn de modellen vanaf nul opgebouwd, waarbij geen centrumfunctie toegestaan werd. Vervolgens is gekeken of deze modellen tot zinvolle resultaten leiden, zowel statistisch gezien (verklaringsgraad) als inhoudelijk (uitlegbaarheid). Ook deze verkenningen zijn beschreven in de bijlage.

Actualisatie oude modellen

Op verzoek van de klankbordgroep is ook een vergelijking gemaakt met de modellen uit de eerdere rapporten, waarbij de maatstaven geactualiseerd zijn naar de huidige definities. Deze modellen leverden geen verbetering op ten opzichte van de voorkeursmodellen die uit dit onderzoek volgden en zijn daarom opgenomen in de bijlagen.

3 De verschillende modellen

In dit hoofdstuk bespreken we de voorkeursmodellen voor de vier clusters. Daarnaast schetsen we het totaalbeeld dat op basis van deze voorkeursmodellen ontstaat. We maken in dit rapport per cluster onderscheid tussen het *voorkeursmodel* en het *uitgangsmodel*. Het uitgangsmodel is het model dat uit de regressieanalyse komt inclusief de gebruikelijke inhoudelijke aanpassingen. De uitgangsmodellen voor de verschillende clusters worden besproken in bijlagen A t/m D. Van dit uitgangsmodel zijn doorsnedes gemaakt naar verschillende potentiële maatstaven, en varianten uitgewerkt. Het voorkeursmodel is het model dat gekozen is door de fondsbeheerders met input van de adviezen van de bestuurlijke kopgroep en de klankbordgroep.

3.1 Participatie

Om tot het voorkeursmodel voor participatie te komen is eerst alleen de beperkte set met relevante maatstaven (zie bijlage E) voor dit cluster getoetst, die vervolgens aangevuld is met de uitgebreide set. Er is een aantal bewerkingen gedaan:

- Het doelgroepregister gemeentelijke doelgroep is geforceerd opgenomen.³
- De maatstaf omgevingsadressendichtheid kwam met een niet-uitlegbaar hoog gewicht terug in het model. Daarom is een model opgebouwd zonder deze maatstaf.
- Het gewicht per inwoner is op nul geforceerd, aangezien een negatief gewicht per inwoner onwenselijk is.⁴
- Het resulterende model bevatte de maatstaf jongeren met armoederisico (verdeelde 40 % door een wisselwerking met de maatstaf bijstandsonvangers). Deze maatstaf is met dit gewicht niet uitlegbaar in het model participatie. Een hoog gewicht levert ook aandachtspunten op in de stabiliteit van het model, aangezien deze maatstaf niet erg stabiel is. Inhoudelijke heeft de maatstaf een gelijkens met huishoudens met een laag inkomen. Omdat deze laatstgenoemde maatstaf in andere modellen terugkomt, is onderzocht of jongeren met armoederisico te vervangen was door huishoudens met een laag inkomen. Dit bleek het geval te zijn. Daarom is deze maatstaf opgenomen in het voorkeursmodel participatie.
- Het aldus resulterende model (het uitgangsmodel in de bijlage) bevatte een te laag gewicht voor het doelgroepregister. Voor het onderstaande voorkeursmodel is het gewicht van deze maatstaf gekozen zodat het totale volume van de maatstaf doelgroepregister gelijk is aan het huidige volume voor de nieuwe doelgroep.

³ Ook de maatstaf bijstandsonvangers plus loonkostensubsidie dient verplicht in dit model opgenomen te worden op grond van uitlegbaarheid, maar deze komt vanzelf in het model.

⁴ Voor meer informatie zie “Herijking gemeentefonds sociaal domein” (AEF, 2020), H. 11.4

Andersson Elffers Felix

De varianten die onderzocht zijn voor het cluster participatie in aanvulling op het voorkeursmodel worden besproken in bijlage A.

Participatie voorkeursmodel: overzicht van de uitkomsten

Het voorkeursmodel is in onderstaande tabel weergegeven.

Tabel 1: Overzicht uitkomsten voorkeursmodel participatie

| Maatstafnaam | Verdeelt | Cum. r ² | Cum. AIC |
|---|----------|---------------------|----------|
| Inwoners | 0% | | |
| Bijstandsontvangers en loonkostensubsidie samen | 80% | 83% | 631 |
| Huishoudens met laag inkomen 2,3,4 deciel met drempel | 18% | 85% | 623 |
| Doelgroepregister gemeentelijke doelgroep | 2% | 85% | 623 |

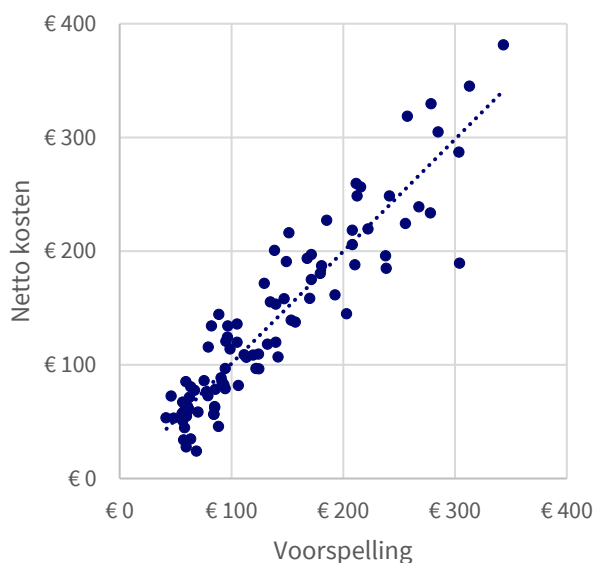
Dit is een model dat goed uitlegbaar is voor het cluster participatie: het grootste gedeelte van het budget wordt verdeeld met de maatstaf bijstandsontvangers, het doelgroepregister gemeentelijke doelgroep dient om het budget voor de nieuwe doelgroep te verdelen (eerder is al geadviseerd het nieuwe budget voor deze doelgroep in de toekomst aan deze maatstaf toe te voegen), en tot slot wordt een deel verdeeld door huishoudens met laag inkomen. Dit zijn allemaal maatstaven die voor de hand liggen voor het cluster participatie.

In de verdeling van het oorspronkelijke herijkingsonderzoek was ook de maatstaf gebruik specialistische GGZ opgenomen. Deze verklaarde toen de kosten goed. Er is destijds besproken of deze maatstaf voldoende uitlegbaar was. De conclusie was dat hij weliswaar geen grote bijdrage aan de inhoudelijke uitlegbaarheid van het model leverde, maar voldoende uitlegbaar was mits het gewicht niet te hoog was. Het vervallen van deze maatstaf doet dus geen afbreuk aan de uitlegbaarheid van het model. De maatstaf huishoudens met laag inkomen, die ten opzichte van het oorspronkelijke onderzoek nieuw is in het model, heeft zelfs een directere relatie met het cluster participatie (bijvoorbeeld via minimabeleid).

In de figuur hiernaast is voor elk van de gemeenten in de regressieanalyse getoond hoe de voorspelling van het model en de kosten per inwoner zich tot elkaar verhouden. Zoals verwacht kan worden bij een verklaringsgraad van 85%, sluit de voorspelling goed op de kosten aan.

Participatie voorkeursmodel: aandachtspunten ten opzichte van het beoordelingskader

In onderstaande tabel vatten we kort samen hoe het voorkeursmodel zich verhoudt tot het beoordelingskader.



Figuur 1 Verhouding voorspelling voorkeursmodel participatie tot kosten voor steekproefgemeenten

Tabel 2 Aandachtspunten voorkeursmodel participatie t.o.v. het beoordelingskader

| criterium | Toelichting |
|-------------------------|--|
| Kostenoriëntatie | Verklaringsgraad van 85%: hoog |
| Globaal | — De maatstaven bijstandsonvangers, loonkostensubsidie en doelgroepregister zijn erg direct gerelateerd aan de kosten en hebben daarmee een risico op een ervaren bestedingsverplichting |
| Objectief | — Gewicht bijstandsonvangers is lager dan € 5000 |
| Stabiel | — Aandachtspunt ivm dynamiek bijstandsonvangers en doelgroepregister |
| Flexibel | — Geen aandachtspunten |
| Plausibel | — Geen aandachtspunten |
| Uitschieters | — Voor 95% van de gemeenten wijkt de voorspelling minder dan € 62,11 per inwoner af van de kosten. Dat is 40% van het gemiddelde bedrag per inwoner |
| # maatstaven | 3 maatstaven (loonkostensubsidie en bijstandsonvangers samen genomen) |
| Validatie | — Verwaarloosbaar risico op overfitting op basis van interne validatie (gemiddeld $r^2=85\%$ voorspeld door model en $r^2=85\%$ voorspeld door kleinere dataset) |

Participatie voorkeursmodel: inzicht in verschillen per grootteklasse

In onderstaande tabel zijn de aansluitverschillen per grootteklasse opgenomen. Twee grootteklassen kennen gemiddeld een negatief aansluitverschil. Hier is geen collectief effect in zichtbaar, en de verschillen binnen elke groep zijn groot. Alleen alle G4-gemeenten kennen een groot gemiddeld negatief aansluitverschil.

Tabel 3 Inzicht in verschillen per grootteklasse voorkeursmodel participatie

| Grootteklasse | Aantal in steekproef | Gemiddelde verschil voorspelling en kosten per inwoner | Grootste verschil negatief | Grootste verschil positief |
|-------------------|----------------------|--|----------------------------|----------------------------|
| 0 – 20.000 | 18 | € 2,52 | € -27,20 | € 54,03 |
| 20.000 – 50.000 | 36 | € 0,29 | € -61,63 | € 45,26 |
| 50.000 – 100.000 | 15 | € -9,95 | € -41,67 | € 25,69 |
| 100.000 – 250.000 | 18 | € 4,39 | € -64,06 | € 115,23 |
| 250.000+ | 4 | € -36,28 | € -50,35 | € -19,46 |

Participatie voorkeursmodel: relevante doorsnedes

Naast het inzicht in de gemiddelde verschillen tussen voorspelling en kosten per grootteklasse, hebben we een aantal doorsnedes gemaakt naar aanleiding van verzoeken die we vanuit de bestuurlijke kopgroep, klankbordgroep, fondsbeheerders en gemeenten ontvangen hebben. We hebben een doorsnede gemaakt naar de maatstaf WSW, naar groei- en krimpregio's en naar sociale structuur (met de methode die toegelicht is in hoofdstuk 2). De resultaten zijn opgenomen in onderstaande tabel.

Tabel 4 Inzicht in de gemiddelde verschillen tussen voorspelling en kosten per inwoner voor de doorsnede naar de maatstaf WSW, Groei/Krimp en sociale structuur.

| Groep | WSW | Groei / Krimp | Soc. Struc. |
|-------|----------|---------------|-------------|
| I | € -10,11 | € -13,00 | € 22,51 |
| II | € -30,45 | € 24,73 | € -10,45 |
| III | € 4,44 | € -5,76 | € -2,59 |
| IV | € 4,47 | € -25,51 | € -0,18 |
| V | € 3,19 | € -13,75 | n.v.t. |

Bij krimp en sociale structuur zijn er geen patronen zichtbaar. Bij WSW lijkt dit wel enigszins het geval te zijn, al betreft het geen sterk patroon.

Over de kosten WSW

De kosten voor WSW (en beschut werk) zijn geen onderdeel van het onderzoek. Dit was expliciet opgenomen in de onderzoeksopdracht, omdat het niet zuiver is om tekorten van andere uitkeringen te compenseren in de algemene uitkering van het Gemeentefonds. De Rob heeft echter als hypothese benoemd dat gemeenten met veel kosten voor WSW deze kosten dekken met middelen participatie, en daardoor kunstmatig lage kosten op het cluster participatie zouden kunnen hebben. Dit zou leiden tot een positief aansluitverschil voor gemeenten met relatief hoge kosten voor WSW. Met de bestuurlijke kopgroep zijn twee opties besproken:

- Het meenemen van de tekorten in het cluster Participatie. Dit komt neer op het ‘oplossen’ van budgetvraagstukken van een ander model in de Algemene Uitkering, wat onwenselijk is. Daarnaast leidt dit naar verwachting tot een groter volume van het cluster Participatie en een slechtere aansluiting van dit model, zelfs als de maatstaf WSW opgenomen wordt. De tekorten WSW zijn namelijk slechts beperkt gerelateerd aan het aantal WSW’ers, maar hebben ook te maken met de bedrijfsvoering van de SW-bedrijven. Statistisch gezien levert dit dus extra ‘ruis’ op in de regressie, want een risico met zich meebrengt op een slechtere kwaliteit van het model.
- Het meenemen van een maatstaf voor het aantal WSW’ers. De suggestie van de Rob was om het aantal WSW’ers als maatstaf met positief gewicht mee te nemen. Gezien de resultaten van de doorsnede corrigeert het verdeelmodel echter al voor eventuele lagere kosten voor participatie naar aanleiding van veel WSW’ers: de aansluitverschillen voor gemeenten met veel WSW’ers zijn immers positief, terwijl die voor gemeenten met weinig WSW’ers juist negatief zijn.

Beide opties leiden dus niet tot een beter model. Er is daarom geen correctie gedaan voor de kosten WSW.

Vergelijking met het oude model

Grote delen van het oude model participatie (apparaatslasten werk en inkomen, minimabeleid incl. schuldhulpverlening en re-integratie klassieke doelgroep) zijn in 2014 herijkt. Hierdoor valt het te verwachten dat het oude model participatie al relatief goed paste op te kosten. Dit valt dan ook terug te zien in de herverdeeleeffecten. De overgrote meerderheid (meer dan 80%) van de steekproefgemeenten kent een herverdeeleeffect dat kleiner is dan plus of minus € 10 per inwoner.

Andersson Elffers Felix

De grootste positieve en negatieve herverdeeeffecten zijn 23% en -43%. De gemeente met het grootste negatieve herverdeeeffect betreft een uitzondering: de gemeente met het op een na grootste verschil kent een positief herverdeeeffect van -15%. De gemeenten die procentueel de grootste herverdeeeffecten kennen, hebben relatief lage budgetten per inwoner.

Gemeenten met relatief grote aantallen bijstandsontvangers per inwoner hebben relatief vaak wat grotere herverdeeeffecten. Deze zijn echter zowel positief als negatief. Gemeenten met relatief grote aantallen bijstandsontvangers kennen typisch kleinere herverdeeeffecten. Dit hangt waarschijnlijk samen met het toegenomen gewicht van de maatstaf bijstandsontvangers in het model.

3.2 Wmo

Voor het voorkeursmodel Wmo is eerst alleen de beperkte set met maatstaven (zie bijlage E) voor dit cluster getoetst. Het model dat hieruit voortkwam is vervolgens aangevuld door alle overige maatstaven voor het cluster Wmo te toetsen. Daarop zijn enkele bijstellingen gedaan:

- De maatstaf bijstandsontvangers zit met een relatief groot gewicht in het voorkeursmodel participatie. Omdat de dynamiek van de maatstaf niet overeenkomt met de dynamiek van het cluster Wmo en het onwenselijk is dat deze maatstaf (over alle modellen heen) meer dan € 5.000 verdeelt, is hij verwijderd uit de maatstaven set voor het voorkeursmodel Wmo.
- Het model dat op deze wijze ontstond bleek een negatief gewicht per inwoner te bevatten. Daarom is het gewicht per inwoner voor het voorkeursmodel op nul geforceerd. Om het effect dat dit heeft op de verklaaringsgraad te verkleinen, is gewerkt met (semi)-cosmetische drempels voor de maatstaven waarvoor dit relevant is.
- Tot slot is de maatstaf kernen maal inwoners verwijderd uit het model, omdat deze maatstaf een positieve prikkel voor herindelingen bevat. Deze maatstaf is vervangen door de maatstaf kernen omdat bleek dat deze maatstaf de scheefheid die ontstond door kernen maal inwoners te verwijderen kon oplossen. Deze maatstaf bleek het model ook vanuit het oogpunt van statistiek beter te maken.

De varianten die onderzocht zijn voor het cluster Wmo in aanvulling op het voorkeursmodel worden besproken in bijlage B.

Wmo voorkeursmodel: overzicht van de uitkomsten

Het voorkeursmodel is in onderstaande tabel weergegeven.

Tabel 5 Samenvatting voorkeursmodel Wmo

| Maatstafnaam | Verdeelt | Cum. r ² | Cum. AIC |
|---|----------|---------------------|----------|
| Inwoners | 0% | | |
| Huishouden met laag inkomen 2,3,4 deciel met drempel | 24% | 41% | 692 |
| Eenpersoonshuishoudens | 16% | 55% | 669 |
| Inwoners 75+ (semi-cosmetische drempel) | 14% | 65% | 649 |
| Regionale centrumfunctie | 27% | 67% | 644 |
| Laag opleidingsniveau (CBS definitie), semi-cosmetische drempel | 16% | 71% | 636 |
| Aantal kernen | 3% | 72% | 634 |

Andersson Elffers Felix

Dit model is redelijk vergelijkbaar met het model in het oorspronkelijke herijkingsonderzoek. Het belangrijkste verschil is dat gebruik GGZ vervangen is door eenpersoonshuishoudens. Hoewel dit geen exacte vervanging is, en GGZ-problematiek nu niet meer expliciet opgenomen is in het model, zijn ook eenpersoonshuishoudens een plausibele maatstaf voor dit model. Daarnaast is in plaats van het aantal kernen maal inwoners het aantal kernen opgenomen, wat het model beter bestand maakt tegen herindelingen.

Een aandachtspunt bij dit model is dat in 2019 de wetgeving rondom eigen bijdragen veranderd is. In de data is gecorrigeerd voor de inkomstenderving ten gevolge van het abonnementstarief, maar het was niet mogelijk om te corrigeren voor een aanzuigende werking. Inmiddels blijkt dat deze vooral plaatsgevonden heeft bij de hogere inkomens. Dit is echter niet verwerkt in deze verdeling. De gegevens hiervoor zijn op dit moment niet beschikbaar. Dit is dus een aandachtspunt bij het onderhoud van dit cluster.

In de figuur hiernaast is voor elk van de gemeenten in de regressieanalyse getoond hoe de voorspelling van het model en de kosten per inwoner zich tot elkaar verhouden. Voor de meeste gemeenten sluit de voorspelling redelijk goed op de kosten aan.

Wmo voorkeursmodel: aandachtspunten ten opzichte van het beoordelingskader

In onderstaande tabel vatten we kort samen hoe het voorkeursmodel zich verhoudt tot het beoordelingskader.



Figuur 2 Verhouding voorspelling voorkeursmodel Wmo tot kosten voor steekproefgemeenten

Tabel 6 Aandachtspunten ten opzichte van het beoordelingskader voor het voorkeursmodel Wmo

| Criterion | Toelichting |
|-------------------------|---|
| Kostenoriëntatie | Verklaringsgraad van 72% |
| Globaal | — Geen aandachtspunten |
| Objectief | — Geen aandachtspunten |
| Stabiel | — Geen aandachtspunten |
| Flexibel | — De dynamiek van de maatstaven hangt redelijk goed samen met de dynamiek van de kosten |
| Plausibel | — Geen aandachtspunten |

| | |
|---------------------|---|
| Uitschieters | — Voor 95% van de gemeenten wijkt de voorspelling minder dan € 64,18 per inwoner af van de kosten. Dat is 35% van het gemiddelde bedrag per inwoner |
| # maatstaven | 6 maatstaven |
| Validatie | — Enig risico op overfitting op basis van interne validatie (gemiddeld $r^2=72\%$ voorspeld door model en $r^2=65\%$ voorspeld door kleinere dataset) |

Wmo voorkeursmodel: inzicht in verschillen per grootteklasse

In onderstaande tabel zijn de aansluitverschillen per grootteklasse opgenomen. Drie grootteklassen hebben gemiddeld een negatief aansluitverschil. Hier is geen collectief effect in zichtbaar, en de verschillen binnen elke groep zijn groot. Het grote aansluitverschil van de G4 wordt veroorzaakt door één sterk afwijkende gemeente.

Tabel 7 Inzicht in verschillen per grootteklasse voor het voorkeursmodel Wmo

| Grootteklasse | Aantal in steekproef | Gemiddelde verschil voorspelling en kosten per inwoner | Grootste verschil negatief | Grootste verschil positief |
|-------------------|----------------------|--|----------------------------|----------------------------|
| 0 – 20.000 | 18 | € 4,39 | € -30,06 | € 102,89 |
| 20.000 – 50.000 | 36 | € -0,67 | € -53,10 | € 75,18 |
| 50.000 – 100.000 | 15 | € 9,47 | € -19,33 | € 48,58 |
| 100.000 – 250.000 | 18 | € -3,61 | € -54,83 | € 55,86 |
| 250.000+ | 4 | € -13,71 | € -94,06 | € 50,38 |

Wmo voorkeursmodel: relevante doorsnedes

Naast het inzicht in de gemiddelde verschillen tussen voorspelling en kosten per grootteklasse, hebben we een aantal doorsnedes gemaakt (met de methode die toegelicht is in hoofdstuk 2) naar aanleiding van verzoeken die we vanuit de bestuurlijke kopgroep, klankbordgroep, fondsbeheerders en gemeenten ontvangen hebben. De resultaten zijn opgenomen in onderstaande tabel.

Tabel 8 Inzicht in de gemiddelde verschillen tussen voorspelling en kosten per inwoner voor doorsnedes naar verschillende maatstaven.

| | Kernen 500 adressen | Opp. land | Gebruik spec. GGZ | Verpleging top 3,5% | Groei / Krimp | Soc. Struct. |
|-----|---------------------|-----------|-------------------|---------------------|---------------|--------------|
| I | € 5,03 | € -5,22 | € 2,91 | € -9,67 | € -9,51 | € -21,81 |
| II | € 16,39 | € -4,43 | € 6,60 | € 11,11 | € -14,71 | € 11,59 |
| III | € -7,36 | € -4,83 | € -1,94 | € 4,64 | € -1,49 | € -5,13 |
| IV | € 4,80 | € -3,45 | € 8,21 | € -13,10 | € -31,34 | € 7,38 |
| V | € -42,84 | € 2,72 | € -11,21 | € -11,82 | € 10,21 | n.v.t. |

Er is geen duidelijk patroon zichtbaar waarbij gemeenten die hoger of lager scoren op de betreffende maatstaf consequent grotere of kleinere aansluitverschillen kennen.

Vergelijking met het oude model

Het cluster Wmo bevat onder andere het voormalige subcluster maatwerkvoorzieningen. Dit cluster, dat middelen bevat gerelateerd aan rolstoelen, trapliften en dergelijke, is in 2002 voor het laatst herijkt, terwijl de kostenstructuur in de tussentijd sterk is veranderd. De kosten die gemeenten maakten voor maatwerkvoorzieningen Wmo in 2017 waren slechts een derde van het budget in het subcluster maatwerkvoorzieningen in de Algemene Uitkering. Voor het cluster Wmo vallen dan ook forse herverdeeeffecten te verwachten.

De herverdeeeffecten voor het cluster Wmo lopen uiteen van +48% tot -49%. Doordat de positieve herverdeeeffecten in absolute zin groter zijn dan de negatieve herverdeeeffecten, is het aantal gemeenten met een negatief herverdeeeffect kent groter dan dat met een positief herverdeeeffect.

Onder de gemeenten met de grootste herverdeeeffecten zijn er zowel gemeenten met positieve aansluitverschillen als negatieve aansluitverschillen. Aangezien de aansluitverschillen in het oude model groter waren, kan gesteld worden dat de aansluiting op het model voor deze gemeenten over het algemeen beter is dan in het oude model.

Gemeenten met een relatief groot positief aansluitverschil hebben vaak een relatief groot aantal eenpersoonshuishoudens (per inwoner). Daarnaast hebben deze gemeenten vaak een bovengemiddelde centrumfunctie. Gemeenten met relatief grote negatieve aansluitverschillen hebben vaak minder inwoners van 75 jaar en ouder (per inwoner). Ook is de centrumfunctie van deze gemeente vaker relatief lager. De verschuiving van gemeenten met veel ouderen naar gemeenten met minder ouderen is inhoudelijk te verklaren door het afnemen van het budget dat is opgenomen voor maatwerkvoorzieningen. Deze voorzieningen worden immers relatief vaak verstrekt aan ouderen. Nu deze minder verstrekt worden, maken juist gemeenten met veel ouderen minder kosten dan ze in 2002 deden. Doordat het model kostengeoriënteerd is, vertaalt dit zich naar de modeluitkomsten.

3.3 Jeugd

Voor het voorkeursmodel jeugd is eerst alleen de beperkte set met relevante maatstaven (zie bijlage E) voor dit cluster getoetst. Het model dat hieruit voortkwam is vervolgens aangevuld door alle overige maatstaven voor het cluster jeugd te toetsen. Daarop zijn de volgende bijstellingen gedaan:

- De maatstaf bijstandsontvangers zit met een relatief groot gewicht in het voorkeursmodel voor participatie. Omdat het onwenselijk is dat er meer dan € 5.000 wordt verdeeld door bijstandsontvangers, is de maatstaf bijstandsontvangers met kinderen verwijderd uit het voorkeursmodel jeugd.⁵ Daarnaast is de maatstaf bijstandsontvangers met kinderen conjunctuurgevoelig, terwijl de kosten voor het cluster jeugd dit niet per se zijn.
- Ook het totale doelgroepregister is verwijderd uit het model aangezien deze maatstaf niet goed uitlegbaar is.
- Daarnaast is de maatstaf scheidingen verwijderd, vanwege het risico op instabiliteit en het feit dat deze maatstaf het gewicht van de maatstaf jongeren verlaagt. Als gevolg van het verwijderen van de maatstaf scheidingen komt ook de maatstaf gebruik van specialistische GGZ niet meer terug in het voorkeursmodel voor jeugd. Deze was in het oorspronkelijke onderzoek ook niet opgenomen in de verdeling jeugd.

⁵ Het model waarbij deze maatstaf niet is verwijderd, is toegevoegd als variant 6 in bijlage C.

Andersson Elffers Felix

De varianten die onderzocht zijn voor het cluster jeugd in aanvulling op het voorkeursmodel worden besproken in bijlage C.

Jeugd voorkeursmodel: overzicht van de uitkomsten

Het voorkeursmodel is in onderstaande tabel weergegeven.

Tabel 9 Overzicht uitkomsten voorkeursmodel jeugd

| Maatstafnaam | Verdeelt | Cum. r ² | Cum. AIC |
|---|----------|---------------------|----------|
| Inwoners 0 - 18 jaar | 20% | | |
| Huishoudens met laag inkomen 2,3,4 deciel met drempel | 73% | 78% | 971 |
| Regionale centrumfunctie | 15% | 79% | 967 |
| Omgevingsadressendichtheid | -8% | 80% | 965 |

Wat opvalt in dit model, is dat het percentage dat verdeeld wordt door jongeren of jongerengerelateerde maatstaven klein is: het grootste gedeelte van het budget wordt verdeeld door de maatstaf huishoudens met laag inkomen terwijl slechts 20% wordt verdeeld door het aantal jeugdigen. Dit is zowel in het oorspronkelijke onderzoek als in de verdieping uitgebreid besproken. Hoewel deze uitkomst wellicht contra-intuïtief oogt en ook verschillende gemeenten er vragen over gesteld hebben naar aanleiding van de uitkomsten, is hij vanuit de jeugdzorgkosten wel degelijk goed uitlegbaar. Dat hangt samen met twee aspecten:

- De omgeving van jongeren, zowel binnen als buiten huis, is in hoge mate van belang voor het ontwikkelen van problematiek en de mate waarmee gezinnen in staat zijn problemen binnen het eigen netwerk op te lossen. In dat licht is het dus niet verrassend dat algemene armoedemaatstaven en stedelijkheidsmaatstaven belangrijker zijn dan jongerenmaatstaven.
- Gemeenten zien naast de problematiek van lage inkomens ook dat juist hoogopgeleide ouders de weg naar jeugdhulp goed weten te vinden. Dat roept de vraag op hoe dat zich verhoudt tot een hoog aandeel van de maatstaf lage inkomens. Hiervoor is van belang dat het verdeelmodel niet gebaseerd is op aantallen, maar op kosten. De kosten van de trajecten van kinderen van hoogopgeleide ouders zijn over het algemeen veel lager: het betreft bijvoorbeeld over het algemeen ambulante zorg, waar juist jongeren uit gezinnen met lagere inkomens meer gebruik maken van jeugdzorg met verblijf. De zware trajecten drukken veel zwaarder op de kosten dan de lichte trajecten, en dit wordt gereflecteerd door de maatstaven in het verdeelmodel.

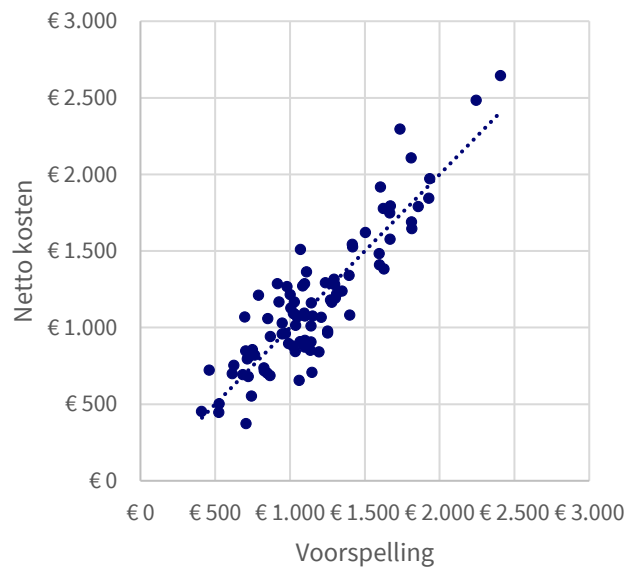
Tot slot is het goed om op te merken dat er twee stedelijkheidsmaatstaven in het model zitten met tegengesteld teken. Dit was niet het geval bij het oorspronkelijke model op basis van regionaal klantenpotentieel, dus het is aannemelijk dat deze maatstaven samenwerken om aspect te beschrijven dat door de afzonderlijke maatstaven niet beschreven kan worden.

Andersson Elffers Felix

In de figuur hiernaast is voor elk van de gemeenten in de regressieanalyse getoond hoe de voorspelling van het model en de kosten per inwoner zich tot elkaar verhouden. Zoals verwacht kan worden bij een verklaaringsgraad van 80%, sluit de voorspelling goed op de kosten aan.

Jeugd voorkeursmodel: aandachtspunten ten opzichte van het beoordelingskader

In onderstaande tabel vatten we kort samen hoe het voorkeursmodel zich verhoudt tot het beoordelingskader.



Figuur 3 Verhouding voorspelling voorkeursmodel jeugd tot kosten voor steekproefgemeenten

Tabel 10 Aandachtspunten t.o.v. het beoordelingskader voor het voorkeursmodel Jeugd

| criterium | Toelichting |
|-------------------------|---|
| Kostenoriëntatie | Verklaringsgraad van 80%: vrij hoog voor jeugd |
| Globaal | — Geen aandachtspunten |
| Objectief | — Geen aandachtspunten |
| Stabiel | — Geen aandachtspunten |
| Flexibel | — Een deel van de maatstaven lijkt gerelateerd aan de kosten, voor een ander deel is deze dynamiek minder plausibel. |
| Plausibel | — Het model bevat weinig ‘jongerenmaatstaven’. Dit is contra-intuïtief. Tegelijkertijd zijn er steeds meer aanwijzingen dat de omgeving waarin jongeren opgroeien (binnen, maar ook buiten het gezin) een belangrijke factor is bij problematiek. |
| Uitschieters | — Voor 95% van de gemeenten wijkt de voorspelling minder dan € 79,27 per inwoner af van de kosten. Dat is 34% van het gemiddelde bedrag per inwoner |
| # maatstaven | 3 maatstaven |
| Validatie | — Zeer klein risico op overfitting op basis van interne validatie (gemiddeld $r^2=78\%$ voorspeld door model en $r^2=77\%$ voorspeld door kleinere dataset) |

Jeugd voorkeursmodel: inzicht in verschillen per grootteklasse

In onderstaande tabel zijn de aansluitverschillen per grootteklasse opgenomen. De aansluitverschillen wisselen per grootteklasse, maar er is geen collectief effect zichtbaar. De verschillen binnen de groepen zijn groot.

Tabel 11 Inzicht in verschillen per grootteklasse voorkeursmodel Jeugd

| Grootteklasse | Aantal in steekproef | Gemiddelde verschil voorspelling en kosten per inwoner | Grootste verschil negatief | Grootste verschil positief |
|-------------------|----------------------|--|----------------------------|----------------------------|
| 0 – 20.000 | 18 | € 0,99 | € -66,55 | € 54,46 |
| 20.000 – 50.000 | 36 | € -1,38 | € -89,13 | € 115,61 |
| 50.000 – 100.000 | 15 | € 12,53 | € -52,42 | € 60,49 |
| 100.000 – 250.000 | 18 | € -6,95 | € -90,55 | € 56,54 |
| 250.000+ | 4 | € 11,75 | € -21,45 | € 48,38 |

Jeugd voorkeursmodel: relevante doorsnedes

Naast het inzicht in de gemiddelde verschillen tussen voorspelling en kosten per grootteklasse, hebben we een aantal doorsnedes gemaakt (met de methode die toegelicht is in hoofdstuk 2) naar aanleiding van verzoeken die we vanuit de bestuurlijke kopgroep, klankbordgroep, fondsbeheerders en gemeenten ontvangen hebben. De resultaten zijn opgenomen in onderstaande tabel.

Tabel 12 Inzicht in de gemiddelde verschillen tussen voorspelling en kosten per inwoner voor doorsnedes naar verschillende maatstaven.

| | Kernen | Kernen 500 adressen | Opp. Land | Jongeren | Laag opl. Niveau | Laag opl. niveau ouders | Groei / Krimp | Soc. Struct. | Stedelijk |
|-----|---------|---------------------|-----------|----------|------------------|-------------------------|---------------|--------------|-----------|
| I | € -6,23 | € 1,34 | € 7,99 | € -8,84 | € -6,00 | € 2,16 | € -5,12 | € -16,53 | € -3,12 |
| II | € 10,60 | € 4,00 | € -1,51 | € -10,05 | € -1,95 | € -6,23 | € -3,65 | € 5,38 | € 0,94 |
| III | € -7,84 | € 15,64 | € -7,23 | € 30,18 | € 0,18 | € -1,00 | € -7,70 | € 4,78 | € 5,95 |
| IV | € 2,93 | € -15,28 | € -9,24 | € 1,28 | € 33,49 | € -16,53 | € 24,80 | € -6,59 | € -6,50 |
| V | € -1,24 | € 17,96 | € 9,88 | € -5,92 | € -9,71 | € 21,11 | € 1,28 | n.v.t. | € 9,03 |

Voor geen van deze doorsnedes is een duidelijk patroon zichtbaar waarbij gemeenten die hoger of lager scoren op de betreffende maatstaf consequent grotere of kleinere aansluitverschillen kennen.

Vergelijking met het oude model

Voor het cluster jeugd lopen de herverdeeeffecten uiteen van -69% tot +67%. Hierbij dient wel vermeld te worden dat zowel positief als negatief sprake is van slechts één of enkele (kleine) gemeenten, en dat de herverdeeeffecten van de overige gemeenten tussen de -40% en +39% vallen.

De herverdeeeffecten voor het cluster jeugd worden in grote mate beïnvloed door het historisch verdeelde gedeelte van het budget. In 2017 bedroeg dit meer dan 13% van het budget. Zeker voor kleine gemeenten heeft dit relatief grote herverdeeeffecten als gevolg.

Gemeenten met relatief grote positieve herverdeel-effecten hebben vaak een relatief laag aantal jongeren (per inwoner). Dit kan verklaard worden door het feit dat het percentage van het budget dat door het aantal jongeren verdeeld wordt in het huidige voorkeursmodel lager ligt dan in het model uit het oorspronkelijke onderzoek. Gemeenten met grote positieve herverdeel-effecten hebben daarnaast een relatief lage waarde voor de maatstaf omgevingsadressendichtheid, die met een negatief gewicht in het model zit.

3.4 Sociale basisvoorzieningen

Voor het voorkeursmodel sociale basisvoorzieningen is eerst alleen de beperkte set met relevante maatstaven (zie bijlage E) voor dit cluster getoetst. Het model dat hieruit voortkwam is vervolgens aangevuld door alle overige maatstaven voor het cluster sociale basisvoorzieningen te toetsen. Voor sociale basisvoorzieningen is, net als in de oorspronkelijke rapportage, één gemeente niet meegenomen in de regressie, aangezien deze een zeer afwijkend kostenpatroon had.

- De maatstaf langdurig psychisch medicijngebruik is op advies van de bestuurlijke kopgroep en de klankbordgroep niet opgenomen in het voorkeursmodel. De voornaamste reden hiervoor is dat deze maatstaf onderhevig is aan veranderingen als er de definities binnen de Zvw wisselen. Daarnaast is de uitlegbaarheid van deze maatstaf in dit cluster een aandachtspunt, en heeft de Tweede Kamer bij motie verzocht om een dergelijke maatstaf niet in het gemeentefonds op te nemen.
- Als gevolg van het niet opnemen van de maatstaf langdurig psychisch medicijngebruik komt ook de maatstaf vast bedrag niet meer terug in het voorkeursmodel.
- De maatstaf kernen komt niet terug in het resulterende model, en er is ook geen scheefheid zichtbaar ten opzichte van kernen. Inhoudelijk maakt deze maatstaf de uitkomst echter wel uitlegbaarder. De fondsbeheerders hebben daarom besloten de maatstaf kernen wel op te nemen in het voorkeursmodel.

De varianten die onderzocht zijn voor het cluster sociale basisvoorzieningen in aanvulling op het voorkeursmodel worden besproken in bijlage D.

Sociale basisvoorzieningen voorkeursmodel: overzicht van de uitkomsten

Het voorkeursmodel is in onderstaande tabel weergegeven.

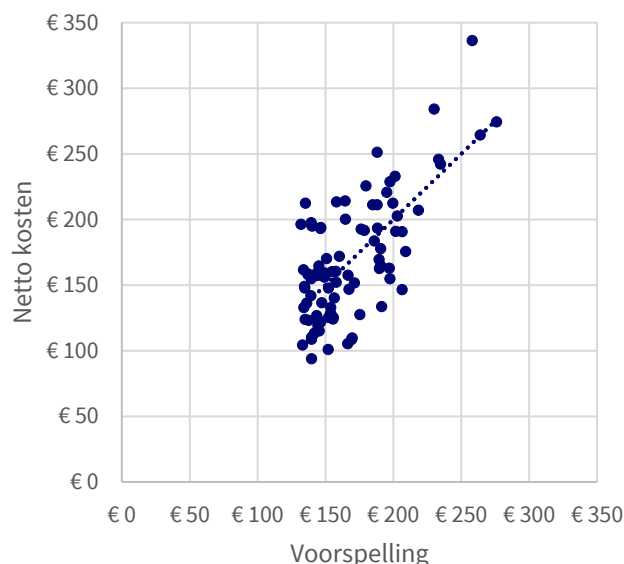
Tabel 13 Samenvatting voorkeursmodel sociale basisvoorzieningen

| Maatstafnaam | Verdeelt | Cum. r ² | Cum. AIC |
|----------------------------|----------|---------------------|----------|
| Inwoners | 66% | | |
| Omgevingsadressendichtheid | 8% | 41% | 639 |
| Regionale centrumfunctie | 15% | 47% | 632 |
| Migratieachtergrond | 10% | 48% | 632 |
| Aantal kernen | 1% | 48% | 634 |

Andersson Elffers Felix

Dit model lijkt erg op het model dat ook uit het oorspronkelijke herijkingsonderzoek kwam, behalve dat de maatstaf GGZ niet is opgenomen, en in plaats van alleen de regionale centrumfunctie ook de omgevingsadressendichtheid als stedelijkheidsfactor is meegenomen. Het totale gewicht van de stedelijkheidsfactoren is echter beperkt toegenomen. Het beeld dat stedelijker gemeenten meer kosten hiervoor maken dan plattelandsgemeenten wordt breed onderschreven. Voor gemeenten met veel kernen is daarnaast de maatstaf kernen toegevoegd.

Als de gemeente die niet meegenomen is in de regressieanalyse toegevoegd wordt aan de berekening van de verklaringsgraad, verandert deze naar 34%. Deze gemeente is niet opgenomen in de figuur hiernaast, waarin voor elk van de overige gemeenten in de regressieanalyse getoond is hoe de voorspelling van het model en de kosten per inwoner zich tot elkaar verhouden. Zoals verwacht kan worden bij een lagere verklaringsgraad, is de spreiding ten opzichte van de lijn groter dan bij de andere clusters.



Figuur 4 Verhouding voorspelling voorkeursmodel sociale basisvoorzieningen tot kosten voor steekproefgemeenten

Sociale basisvoorzieningen voorkeursmodel: aandachtspunten ten opzichte van het beoordelingskader

In onderstaande tabel vatten we kort samen hoe het voorkeursmodel zich verhoudt tot het beoordelingskader.

Tabel 14 Aandachtspunten t.o.v. het beoordelingskader voor het voorkeursmodel sociale basisvoorzieningen

| criterium | Toelichting |
|-------------------------|---|
| Kostenoriëntatie | Verklaringsgraad van 48% |
| Globaal | — Geen aandachtspunten. |
| Objectief | — Geen aandachtspunten. |
| Stabiel | — Geen aandachtspunten. |
| Flexibel | — De meeste maatstaven lijken gerelateerd te zijn aan de dynamiek van de kosten. |
| Plausibel | — De maatstaven zijn redelijk goed uitlegbaar. |
| Uitschieters | — Voor 95% van de gemeenten wijkt de voorspelling minder dan € 68,02 per inwoner af van de kosten. Dat is 37% van het gemiddelde bedrag per inwoner |

| | |
|---------------------|--|
| # maatstaven | 4 maatstaven |
| Validatie | — Beperkt risico op overfitting op basis van interne validatie (gemiddeld $r^2=44\%$ voorspeld door model en $r^2=40\%$ voorspeld door kleinere dataset) |

Een lage verklaringsgraad voor sociale basisvoorzieningen ligt voor de hand

De verklaringsgraad van het voorkeursmodel sociale basisvoorzieningen is lager dan voor de voorkeursmodellen van de andere clusters. Dit hangt samen met de hoge mate van beleidsvrijheid die gemeenten hebben op het gebied van sociale basisvoorzieningen. Het ligt dan ook voor de hand dat de verschillen in kosten tussen gemeenten groot zijn, zonder dat dit verklaard wordt door objectieve kenmerken. In de stuurgroep van het oorspronkelijke onderzoek naar de herijking van het gemeentefonds is aangegeven dat het streven naar een zo hoog mogelijke verklaringsgraad voor dit cluster minder van belang is dan voor andere clusters.

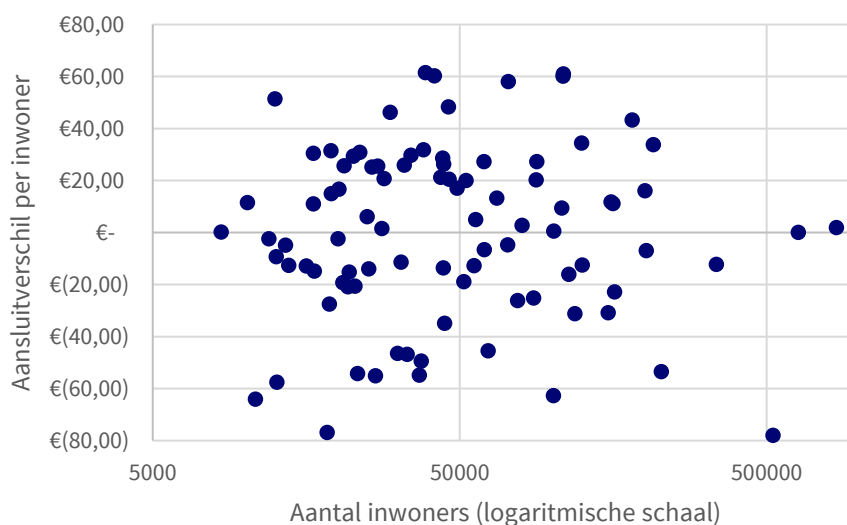
Sociale basisvoorzieningen voorkeursmodel: inzicht in verschillen per grootteklasse

In onderstaande tabel zijn de aansluitverschillen per grootteklasse opgenomen. Over het algemeen zijn de aansluitverschillen binnen grootteklassen gemiddeld beperkt. Voor de G4 wordt het gemiddelde aansluitverschil sterk beïnvloed door de grootste uitschieter.

Tabel 15 Inzicht in verschillen per grootteklasse voorkeursmodel sociale basisvoorzieningen

| Grootteklasse | Aantal in steekproef | Gemiddelde verschil voorspelling en kosten per inwoner | Grootste verschil negatief | Grootste verschil positief |
|-------------------|----------------------|--|----------------------------|----------------------------|
| 0 – 20.000 | 17 | € -7,51 | € -76,91 | € 51,45 |
| 20.000 – 50.000 | 36 | € 5,96 | € -55,07 | € 61,46 |
| 50.000 – 100.000 | 15 | € 2,95 | € -45,51 | € 58,06 |
| 100.000 – 250.000 | 18 | € 1,93 | € -62,75 | € 61,03 |
| 250.000+ | 4 | € -18,47 | € -77,92 | € 1,96 |

Een dergelijke doorsnede lijkt te suggereren dat hier sprake is van een ‘badkuip’, zoals die ook in het klassieke domein voorkwam. Dit is echter niet het geval: de spreiding onder gemeenten is groot, en dat vertaalt zich toevallig naar bovenstaande doorsnede. Dit is te zien in onderstaande figuur. Hierin zijn de aansluitverschillen afgezet naar het aantal inwoners. Om te voorkomen dat de linkerkant van de grafiek erg vol is en de rechterkant niet, is het aantal inwoners van de gemeente met een logaritmische schaal weergegeven, waardoor grotere waarden dichter bij elkaar liggen dan kleinere waarden. In de grafiek is te zien dat de afwijking van de G4 grotendeels veroorzaakt wordt door één uitschieter, en dat bij kleine gemeenten aansluitverschillen verschillende kanten op gaan.



Sociale basisvoorzieningen voorkeursmodel: relevante doorsnedes

Naast het inzicht in de gemiddelde verschillen tussen voorspelling en kosten per grootteklasse, hebben we een aantal doorsnedes gemaakt (met de methode die toegelicht is in hoofdstuk 2) naar aanleiding van verzoeken die we vanuit de bestuurlijke kopgroep, klankbordgroep, fondsbeheerders en gemeenten ontvangen hebben. De resultaten zijn opgenomen in onderstaande tabel.

Tabel 16 Inzicht in de gemiddelde verschillen tussen voorspelling en kosten per inwoner voor doorsnedes naar verschillende maatstaven.

| | Kernen 500 adressen | Opp. land | Opp. Binnenwater | Groei / Krimp | Soc. Struct |
|-----|---------------------|-----------|------------------|---------------|-------------|
| I | € 3,31 | € -12,11 | € -24,15 | € 1,58 | € 8,56 |
| II | € -1,45 | € 8,54 | € 10,01 | € 12,86 | € -1,18 |
| III | € -37,41 | € 4,61 | € -3,00 | € -2,79 | € 0,17 |
| IV | € 1,59 | € -2,02 | € 8,66 | € 11,37 | € 5,49 |
| V | € -2,40 | € -7,25 | € 9,76 | € -16,65 | n.v.t. |

Voor geen van deze doorsnedes is een duidelijk patroon zichtbaar waarbij gemeenten die hoger of lager scoren op de betreffende maatstaf consequent grotere of kleinere aansluitverschillen kennen.

Vergelijking met het oude model

Het oude model sociale basisvoorzieningen sloot niet goed aan op de kosten. Ook voor dit cluster zijn er dus herverdeeffecten te verwachten. Het grootste negatieve herverdeeffect bedraagt -22%, terwijl het grootste positieve herverdeeffect overeenkomt met 34%. Desondanks kent bijna 60% van de gemeenten een herverdeeffect dat (positief dan wel negatief) kleiner is dan € 10 per inwoner.

Gemeenten met relatief grote negatieve herverdeeffecten hebben vaak een relatief laag aantal inwoners met een migratieachtergrond (per inwoner). Daarnaast hebben gemeenten

met relatief grote negatieve herverdeeleffecten een relatief lage waarde voor de maatstaf omgevingsadressendichtheid.

3.5 Totaalbeeld

In de voorgaande paragrafen zijn de afzonderlijke clusters besproken. In deze paragraaf bespreken we het totaalbeeld.

In de stuurgroep is eerder besloten dat het relatieve volume van de clusters bepaald zal worden op basis van de uitkomsten van de verdeelformules. Deze keuze is toegelicht in de onderzoeksverantwoording herijking gemeentefonds sociaal domein.

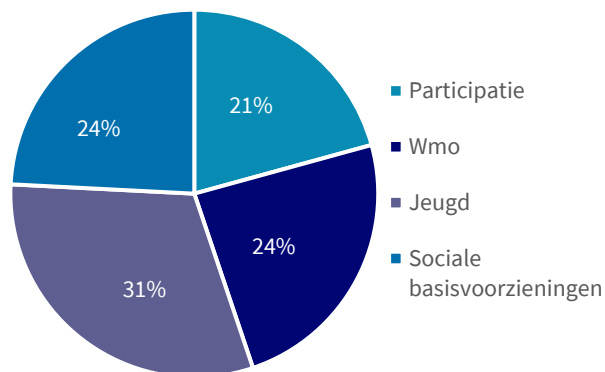
Per model worden dus de uitkomsten van alle gemeenten bij elkaar opgeteld. De verhouding tussen de uitkomsten voor de verschillende modellen bepaalt de relatieve omvang van de clusters. Het overall model voor het sociale domein (exclusief beschermd wonen) is daarmee het totaalbeeld van bovenstaande modellen opgeteld. Dit levert een totaalmodel op met 13 maatstaven⁶. Definities van deze maatstaven zijn terug te vinden in bijlage E.

Tabel 17 Het resulterende totale model

| Maatstaf | Gewicht (bedrag per eenheid) | Percentage verdeeld landelijk |
|---|------------------------------|-------------------------------|
| Huishouden met laag inkomen 2,3,4 deciel met drempel | € 2.867,37 | 32% |
| Bijstandsontvangers en loonkostensubsidie samen | € 4.957,75 | 17% |
| Inwoners | € 120,13 | 16% |
| Regionale centrumfunctie | € 112,33 | 15% |
| Inwoners 0 - 18 jaar | € 234,06 | 6% |
| Laag opleidingsniveau (CBS definitie), semi-cosmetische drempel | € 259,77 | 4% |
| Eenpersoonshuishoudens | € 164,58 | 4% |
| Inwoners 75+ (semi-cosmetische drempel) | € 1.305,20 | 3% |
| Migratieachtergrond | € 140,76 | 2% |
| Aantal kernen | € 28.744,84 | 1% |
| Doelgroepregister gemeentelijke doelgroep | € 1.007,77 | 0,4% |
| Omgevingsadressendichtheid (huidige definitie) | € -3,34 | -0,4% |

⁶ Als bijstandsontvangers en loonkostensubsidie apart geteld worden. Het model dat uit het oorspronkelijk onderzoek volgde, telde 15 maatstaven.

De relatieve omvang van de verschillende clusters is weergegeven in de figuur hiernaast. Op afrondingsverschillen na is dit hetzelfde beeld als het resultaat van het grote herijkingsonderzoek. Met een omvang van 4 miljard is jeugd het grootste cluster. Het kleinste cluster is participatie en heeft een omvang van 2,7 miljard. De twee andere clusters hebben allebei een ongeveer even grote omvang van 3,1 miljard. Het is van belang om te benoemen dat deze omvang niet definitief is: de definitieve omvang wordt immers ook bepaald door de inkomstenverevening en het totale budget dat in de Algemene Uitkering verdeeld wordt.



Figuur 5 De omvang van de clusters op basis van de verdeelformules

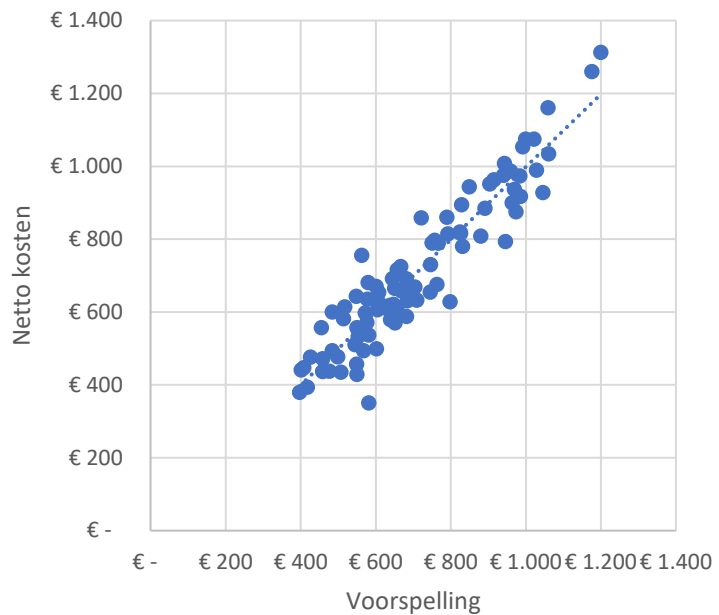
De omvang van de clusters verschuift wel ten opzichte van de omvang in het model van voor de herijking. De twee belangrijkste veranderingen zijn:

- Het cluster jeugd is groter dan het budget dat is opgenomen in de huidige verdeling. Dit hangt uiteraard samen met de tekorten in de jeugdzorg, hoewel die in 2017 nog niet volledig zichtbaar waren.⁷ In de huidige berekening van herverdeeleeffecten is uitgegaan van de clusteromvang die uit de berekening volgt. Dat betekent ook dat gemeenten die erop vooruitgaan bij Jeugd hier dubbel door vooruitgaan: zowel door de vooruitgang binnen het cluster als doordat het cluster groter wordt. Dit is dan ook een belangrijke bron van positieve herverdeeleeffecten. Het ligt voor de hand om voor de uiteindelijke omvang van het cluster jeugd aan te sluiten bij de bestuurlijke afspraken over het macrobudget. Dat betekent dat de ‘extra’ verdeelde middelen op basis van 2017 over de andere clusters verdeeld worden.
- Onderdeel van het cluster Wmo is naast de huishoudelijke hulp en begeleiding ook het voormalige subcluster maatwerkvoorzieningen. Het gaat dan om trapliften rolstoelen, etc. Dit subcluster is sinds 2002 niet meer herijkt, terwijl de wereld sindsdien wel veranderd is. Dit blijkt ook uit de kosten: die waren in 2017 slechts een derde van het bedrag dat in het subcluster was opgenomen. Gemeenten hadden deze middelen in de praktijk dus allang op andere domeinen ingezet, maar dit werd nog niet gereflecteerd door het gemeentefonds. Deze herijking reflecteert het feitelijke gedrag dat in de afgelopen twee decennia in gemeenten is gegroeid, waardoor het cluster Wmo in omvang afneemt. Dit veroorzaakt met name negatieve herverdeeleeffecten voor gemeenten die relatief hoog scoorden op dit oude subcluster; typisch gemeenten met relatief veel ouderen. De stijging van de kosten voor Wmo begeleiding en vooral huishoudelijke hulp sinds de invoering van het abonnementstarief is (met uitzondering van de inkomstenderving) niet verwerkt in dit model.

⁷ Stelsel in groei, AEF, 2020.

Andersson Elffers Felix

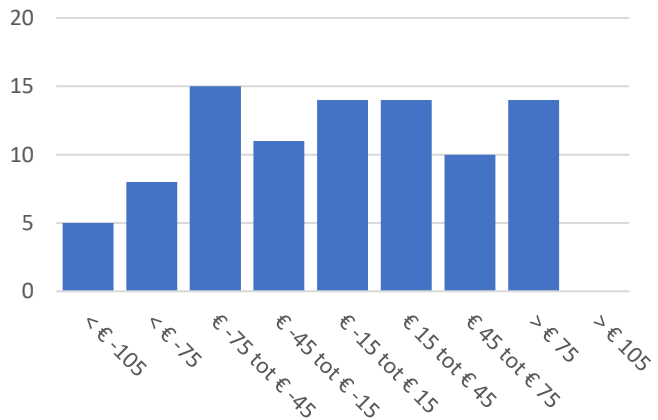
De verklaringsgraad ten opzichte van de kosten is 88%. De verhouding tussen kosten en voorspelling voor alle gemeenten in de steekproef is weergegeven in Figuur 6. In deze figuur is te zien dat het totale model beter aansluit dan de afzonderlijke modellen. Tegelijkertijd zijn ook aansluitverschillen die relatief klein zijn uiteraard niet verwaarloosbaar gezien de omvang van het totale bedrag.



Figuur 6 Verhouding voorspelling totale model tot kosten voor steekproefgemeenten

De aansluitverschillen zijn weergegeven in Figuur 7. Hierin is getoond hoeveel gemeenten een aansluitverschil binnen een bepaalde bandbreedte hebben. Hiervoor zijn de clustertotalen van het nieuwe model geschaald naar de clustertotalen van de huidige modellen.

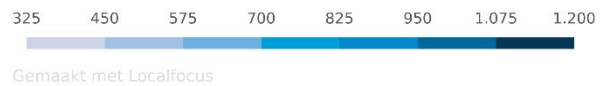
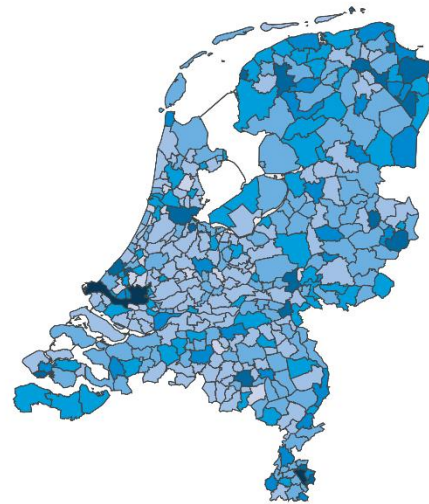
Uit Figuur 7 is duidelijk dat de aansluitverschillen van de totale verdeling geen klokvorm zijn en dus een evenrediger spreiding hebben dan van de afzonderlijke modellen. Dat is conform verwachting: het totaal is immers een optelling van afzonderlijke verdeelmodellen, die bovendien van verschillende omvang zijn. Voor veel gemeenten middelen uiterste aansluitverschillen in modellen elkaar uit. Dat is ook de verklaring van de relatief hoge verklaringsgraad van het totale model ten opzichte van de afzonderlijke modellen.



Figuur 7 Aantal gemeenten met aansluitverschillen per bandbreedte (geschaald naar huidige clustertotalen)

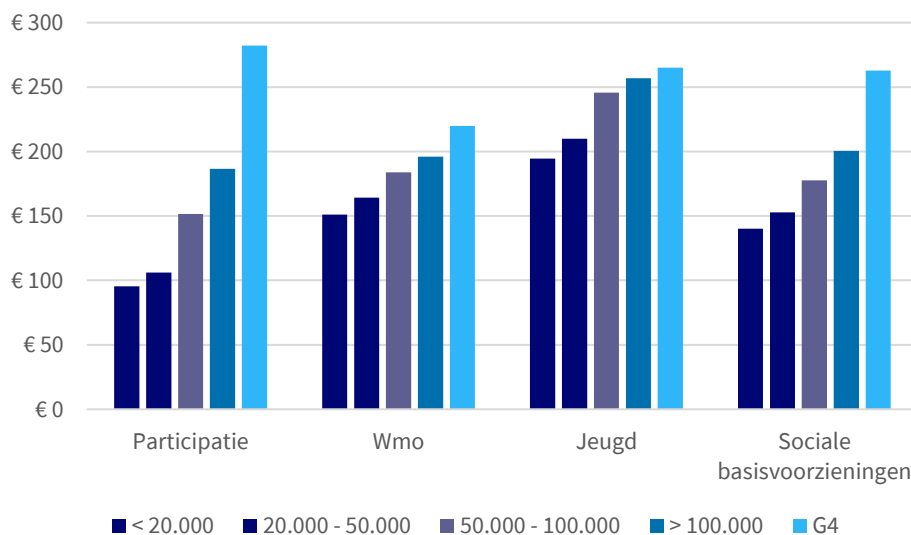
Andersson Elffers Felix

In Figuur 8 is de verdeling over het land te zien. In het totale model is een grote range in bedragen per inwoner te zien. Daarnaast is een patroon te zien dat de kosten voor gemeenten in het oosten van het land typisch wat hoger voorspeld worden dan voor gemeenten in de Randstad en Brabant. Een uitzondering hierop zijn de grote steden, waarvoor typisch hogere bedragen per inwoner voorspeld worden. Dit hangt uiteraard samen met de samenstelling (en daarmee problematiek) in verschillende delen van het land.



Figuur 8 Verdeling van de voorspelling van het totale budget per inwoner over het land.

In Figuur 9 is per cluster weergegeven wat het budget per inwoner is op basis van de voorspelling. Dit is een gewogen gemiddelde van alle gemeenten in Nederland.



Figuur 9 Gemiddeld budget per inwoner per cluster uitgesplitst naar grootteklasse.

Gemiddeld zijn per grootteklasse verschillen zichtbaar in de mate waarin de kosten voor verschillende grootteklassen aansluiten. Dit is weergegeven in onderstaande tabel. In deze tabel zijn de gemiddelde voorspelling per inwoner te vinden voor de verschillende grootteklassen van gemeenten. Daarnaast is het gemiddelde aansluitverschil en herverdeeldeffect per inwoner weergegeven voor de verschillende grootteklassen.

Tabel 18 Gemiddelde voorspellingen en aansluitverschillen per grootteklasse

| Grootteklasse | Aantal in steekproef | Gemiddelde voorspelling per inwoner alle gemeenten | Gemiddelde aansluitverschil per inwoner steekproef-gemeenten | Gemiddelde herverdeeeffect per inwoner alle gemeenten |
|-------------------|----------------------|--|--|---|
| 0 – 20.000 | 18 | € 580,89 | € 0,55 | € -40,87 |
| 20.000 – 50.000 | 36 | € 633,05 | € 4,20 | € -19,62 |
| 50.000 – 100.000 | 15 | € 758,69 | € 15,01 | € -11,36 |
| 100.000 – 250.000 | 18 | € 839,78 | € -4,23 | € 20,37 |
| 250.000+ | 4 | € 1.029,86 | € -56,71 | € 59,17 |

Het negatieve aansluitverschil van de G4 wordt veroorzaakt door verschillende clusters: in drie van de vier clusters is er een G4-gemeente met een sterk negatief aansluitverschil. Dit leidt in de optelling tot drie gemeenten met een negatief aansluitverschil en één met een positief aansluitverschil, wat zeker in het gewogen gemiddelde tot een nogal sterk negatief bedrag optelt. De oorzaak hiervan is echter voor al die gemeenten verschillend, wat betekent dat het niet voor de hand ligt om hier een oplossing voor te zoeken binnen de modellen. Als er wordt gekeken naar alle gemeenten die een negatief aansluitverschil kennen, dan blijken de aansluitverschillen (per inwoner) van de G4-gemeenten geen uitschieter te zijn. Ten opzichte van alle andere negatieve aansluitverschillen vallen die van de G4-gemeenten net onder de mediaan van alle andere gemeenten. Daarnaast blijkt uit de herverdeeeffecten dat het aansluitverschil in het oude model twee keer zo groot was als in het nieuwe model.

Voor de andere grootteklassen zijn de aansluitverschillen gemiddeld kleiner. Uit de herverdeeeffecten blijkt daarnaast dat voor alle grootteklasseniveau de gemiddelde aansluitverschillen kleiner zijn geworden dan ze in het oude model waren.

Ter referentie zijn in Tabel 19 de aansluitverschillen en herverdeeeffecten per inwoner weergegeven van de modellen uit de rapportage “Herijking gemeentefonds sociaal domein”.

Tabel 19 Gemiddelde aansluitverschillen en herverdeeeffecten per grootteklasse volgens de modellen uit het rapport “Herijking gemeentefonds sociaal domein”.

| Grootteklasse | Gemiddelde aansluitverschil per inwoner steekproef-gemeenten | Gemiddelde herverdeeeffect per inwoner alle gemeenten |
|-------------------|--|---|
| 0 – 20.000 | € -5,49 | € -58,20 |
| 20.000 – 50.000 | € -3,52 | € -33,35 |
| 50.000 – 100.000 | € 23,72 | € -9,08 |
| 100.000 – 250.000 | € -1,71 | € 18,02 |
| 250.000+ | € -1,13 | € 106,43 |

Hieruit valt op te maken dat de herverdeeeffecten van de voorkeursmodellen in dit document minder groot zijn dan die van de modellen uit het oorspronkelijke rapport. Opvallend is het aansluitverschil van de G4, dat in de oorspronkelijke rapportage dicht bij nul lag, maar in de nieuwe modellen negatief is. Hierdoor kennen de andere gemeenten, voornamelijk de kleinste, een positief aansluitverschil. Een van de redenen hiervoor is het ontbreken van de maatstaf gebruik specialistisch GGZ in de nieuwe modellen. In de oude definitie piekte die sterk naar de grote steden.

In Tabel 20 is het gemiddelde aansluitverschil en herverdeeeffect (per inwoner) weergegeven voor de verschillende landsdelen. Alleen Noord-Nederland kent een positief aansluitverschil, maar ook een negatief herverdeeeffect.

Tabel 20 Gemiddeld aansluitverschil en herverdeeeffect per inwoner naar landsdeel.

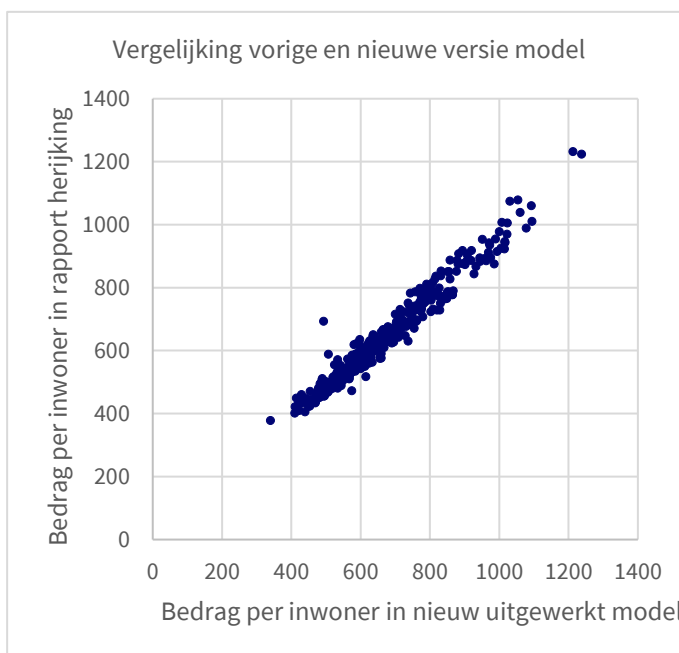
| Landsdeel | Gemiddeld aansluitverschil per inwoner steekproefgemeenten | Gemiddeld herverdeeeffect per inwoner alle gemeenten |
|-----------------|--|--|
| Noord-Nederland | € 27,44 | € -17,21 |
| Zuid-Nederland | € -1,14 | € 8,34 |
| West-Nederland | € -31,53 | € 4,27 |
| Oost-Nederland | € -13,63 | € -9,80 |

In deze tabel is zichtbaar dat voor de meeste landsdelen de herverdeeeffecten ertoe leiden dat de aansluitverschillen kleiner worden dan in de huidige verdeling. Per landsdeel geven we een korte reflectie.

- Noord-Nederland, de regio met het grootste negatieve herverdeeeffect, heeft ook het grootste positieve aansluitverschil. Een verfijning van de modellen die erop gericht is de aansluitverschillen te verkleinen, zal dus leiden tot een sterker negatief herverdeeeffect. Als voor Noord-Nederland wordt gekeken naar G40-gemeenten enerzijds en kleinere gemeenten anderzijds, dan blijken de G40-gemeenten gemiddeld een positief herverdeeeffect te hebben. Het herverdeeeffect voor de kleinere gemeenten is gemiddeld negatief, maar de aansluitverschillen zijn juist positief. De gemiddelde aansluitverschillen voor G40-gemeenten en kleinere gemeenten zijn zeer vergelijkbaar, hoewel het beeld bij de G40-gemeenten onderling minder eenduidig is.
- In Zuid-Nederland is het herverdeeeffect positief, en bestaat er een klein negatief aansluitverschil.
- In West-Nederland wordt het aansluitverschil sterk gekleurd door de uitkomst van de G4-gemeenten. Omdat het gewogen gemiddelden betreft, wegen deze gemeenten relatief zwaar mee in het gemiddelde, wat zich in West-Nederland vertaalt in een negatief aansluitverschil en een positief herverdeeeffect (zie ook de aansluitverschillen en herverdeeeffecten naar grootteklassen).
- Ook in Oost-Nederland valt op dat enkele grotere gemeenten – die dus relatief zwaar meewegen in het gewogen gemiddelde, een relatief groot negatief aansluitverschil hebben. Er is echter geen patroon zichtbaar: zo bevinden bijvoorbeeld zowel de gemeente met het grootste positieve aansluitverschil als de gemeente met het grootste negatieve aansluitverschil zich in dit landsdeel.

Vergelijking van deze verdeling met de vorige uitkomst van het herijkingstraject

Het onderzoek is gestart naar aanleiding van vragen over de uitkomsten van het herijkingstraject. De uitkomst op maatstafniveau is in dit herijkingstraject hier en daar gewijzigd, wat geleid heeft tot een wat lagere verklaringsgraad van het model als geheel. Dit heeft echter slechts beperkt geleid tot andere uitkomsten. Dit is zichtbaar in de grafiek hiernaast. Hierin is de uitkomst van het oude en het nieuwe model voor alle gemeenten tegen elkaar afgezet. Daaruit wordt zichtbaar dat gemeenten die een hoog of juist laag bedrag kregen in de vorige versie van het model dat nu weer kregen. Tegelijkertijd komt een afwijking van de uitkomst van 10% relatief vaak voor. Bij ongeveer 10% van de gemeenten wijkt de uitkomst meer dan 10% af. Dit is niet verrassend bij een model met relatief weinig maatstaven waarin een aantal belangrijke definities veranderd worden. Het benadrukt wel dat uit tekorten ten opzichte van het model niet afgeleid kan worden dat gemeenten 'goed' of 'slecht' presteren.



Vergelijking van het totale model met de oude verdeling

De aandachtspunten en verbeteringen van dit model zijn sterk vergelijkbaar met die van de modellen in het oorspronkelijke onderzoek. Wel is de aansluiting op de kosten minder goed dan in het oorspronkelijke onderzoek, waar de verklaringsgraad van het totale model 91% bedraagt. Dit komt enerzijds door de andere definities van lage inkomens en centrumfunctie en anderzijds doordat de maatstaf gebruik specialistische GGZ, die gebaseerd was op een onvolledige bron, wel zorgde voor een betere aansluiting op de kosten. In onderstaande tabel vatten we kort samen hoe het resulterende model zich verhoudt tot het beoordelingskader dat is opgenomen in hoofdstuk 4 van het oorspronkelijke onderzoek, en vergelijken we dat met de oude modellen in het gemeentefonds. Onderstaande tabel is op een aantal punten een samenvatting van de tabellen van de afzonderlijke clusters.

Tabel 21 Samenvatting van hoe het resulterende totale model zich verhoudt tot het beoordelingskader

| | Criterium | Resulterend model | Huidige model |
|----------------------------------|-------------------------|---|---|
| Financiële verhoudingswet | Kostenoriëntatie | 88% | 86% |
| | Globaal | De meeste maatstaven zijn voldoende globaal, alleen de maatstaf kernen heeft maar op een beperkt aantal gemeenten een groot effect. Wel is er een risico op een suggestie van een bestedingsverplichting bij bijstandsonvangers, loonkostensubsidie en doelgroepregister | <i>Verschillende erg specifieke doorsnedes en/of samengestelde maatstaven Risico op suggestie bestedingsverplichting bijstandsonvangers en loonkostensubsidie De maatstaf kernen is relatief specifiek</i> |
| | Objectief | Gewicht bijstandsonvangers is € 4.957,75, wat binnen de door de stuurgroep vastgestelde marge van € 5000 is | <i>Totale gewicht bijstandsonvangers niet goed te bepalen wegens afwijkende opbouw van re-integratie klassiek, in ieder geval meer dan € 3000</i> |
| | Stabiel | Aandachtspunt i.v.m. dynamiek bijstandsonvangers en doelgroepregister | <i>Aandachtspunt i.v.m. dynamiek bijstandsonvangers</i> |
| | Flexibel | Dynamiek maatstaven is op hoofdlijnen vergelijkbaar met dynamiek kosten. Alle maatstaven zijn opgenomen met plausibele gewichten en kunnen geactualiseerd worden. | <i>Model nieuwe doelgroep participatie staat vast op historische instroom. Verschillende maatstaven worden niet meer jaarlijks geactualiseerd. Enkele maatstaven zijn met het verkeerde teken opgenomen</i> |
| Uitlegbaarheid | Methode | De methode is uitgebreid beschreven en op alle onderdelen afgestemd met twee begeleidingscommissies en een stuurgroep. In het vervolgonderzoek is een kleine aanpassing gedaan, die besproken is met de bestuurlijke kopgroep en in lijn is met de eerdere besluiten van de stuurgroep. | <i>Methode minder uitgebreid beschreven</i> |
| | Clusterindeling | Er is een beperkt aantal clusters, waarvan de afbakening grotendeels gelijk loopt met de lv3-indeling. | <i>Verdeeld over meer modellen, budgetten hangen niet altijd samen met de inhoudelijke afbakening of de lv3-indeling</i> |

Andersson Elffers Felix

| | Criterium | Resultierend model | Huidige model |
|----------------------------------|--------------------------------|---|---|
| | Plausibel | De maatstaven en gewichten zijn inhoudelijk goed uitlegbaar | <i>Het model re-integratie is anders opgebouwd en verschillende modellen bevatten soms maatstaven of gewichten die niet plausibel zijn</i> |
| | Vergelijkbare gemeenten | Geen opvallende verschillen | <i>Geen opvallende verschillen</i> |
| | Uitschieters | 4 gemeenten in steekproef buiten de bandbreedte | <i>9 gemeenten in steekproef buiten de bandbreedte</i> |
| | Reproduceerbaar | Volledig reproduceerbaar | <i>Methode minder goed reproduceerbaar</i> |
| Vereenvoudiging | # maatstaven | 13 | 43 |
| | Type maatstaven | Overzichtelijke definities, wel met enkele cosmetische en semi-cosmetische drempels | <i>Een aantal gecombineerde maatstaven en maatstaven met drempels. Maatstaven waar wordt gewerkt met afwijking van het gemiddelde</i> |
| | Kosten onderhoud | Allen beschikbaar via het CBS | <i>De meeste maatstaven zijn beschikbaar via het CBS. Sommige privaat geconstrueerd</i> |
| Betrouwbaarheid onderzoek | Data | Uitgebreide controle op de basisgegevens | <i>Gebaseerd op inmiddels verouderde gegevens</i> |
| | Achtergronden | Bij alle gemeenten in de steekproef nagevraagd | <i>Destijds onderzocht, maar voor een groot deel van deze budgetten is dat lang geleden of hadden gemeenten er destijds nog niet zoveel zicht op</i> |
| | Validatie | Geen van de deelmodellen heeft een groot risico op overfitting, hoewel de maatstaf kernen in sociale basisvoorzieningen wel enig risico hierop heeft. | <i>Onbekend, maar gezien het grote aantal maatstaven is het risico op overfitting aanzienlijk. Het aandachtspunt bij de validatie 2018 sociale basisvoorzieningen geldt ook hier.</i> |

| | Criterium | Resultierend model | Huidige model |
|---|-----------------------------------|--|---|
| | Kwalitatief onderzoek | Vrijwel alle aandachtspunten uit het kwalitatieve onderzoek verdeelmodellen sociaal domein zijn opgelost. Het enige openstaande punt is dat er geen maatstaf is voor jongeren met een LVB. | <i>Er zijn verschillende discrepanties die nog niet in het beoordelingskader zijn benoemd. Het betreft omgang met eigen bijdragen Wmo, de maatstaf medicijngebruik en de afwezigheid van maatstaven voor opleidingsniveau en jongeren met LVB</i> |
| Ondersteunend aan de transformatie | Ontschot werken | Geen belemmering | <i>Geen belemmering</i> |
| | Lokaal maatwerk | Geen belemmering | <i>Geen belemmering</i> |
| | Beweging indiv. naar coll. | Geen belemmering | <i>Geen belemmering</i> |
| | Volgen specifieke middelen | Clusterindeling sluit grotendeels aan op lv3, maar gemeentefonds is beperkt geschikt voor volgen budgetten | <i>Meer deelbudgetten, die niet volledig aansluiten op lv3 en gemeentefonds is beperkt geschikt voor volgen budgetten</i> |

Voor een grote groep gemeenten (meer dan 80%) wijkt het nieuwe budget minder dan 10% af van het oude budget. Aan de andere kant zijn er gemeenten met herverdeeeffecten van -28% tot +35%. De gemeenten met de grootste procentuele herverdeeeffecten (zowel positief als negatief) zijn, logischerwijs, kleine gemeenten.

Grote negatieve herverdeeeffecten op het totale sociaal domein hangen voor een groot deel samen met negatieve herverdeeeffecten op het cluster Wmo, hoewel ze ook vaak samenhangen met negatieve herverdeeeffecten voor het cluster jeugd. Voor positieve herverdeeeffecten geldt hetzelfde, hoewel de correlatie met herverdeeeffecten voor het cluster jeugd daar iets groter lijkt dan die met het cluster Wmo. De belangrijkste redenen hiervoor zijn eerder beschreven.

Doordat de herverdeeeffecten op het totale model een optelling zijn van de herverdeeeffecten over alle clusters, zijn ze minder goed te relateren aan specifieke maatstaven.

Analyse van de uitschieters

Net als in het oorspronkelijke onderzoek hebben we een analyse gedaan van de uitschieters, dat wil zeggen, de gemeenten met de grootste aansluitverschillen. De voorspelling van het model wijkt voor deze gemeenten relatief veel af van de feitelijke kosten. We hebben dezelfde definitie van een uitschieter gehanteerd als in het oorspronkelijke onderzoek, namelijk de 18 gemeenten met de grootste absolute aansluitverschillen. Dit betekent dat gemeenten met een aansluitverschil van meer dan € 94 zijn meegenomen in de analyse. Het betreft 8 gemeenten met een positief aansluitverschil en 10 gemeenten met een negatief aansluitverschil.

Wat opvalt is dat twee derde van de gemeenten die in het oorspronkelijke onderzoek een uitschieter waren op basis van de nieuwe modellen wederom een uitschieter zijn. Dit geldt zowel voor de positieve als de negatieve uitschieters. Dit betekent dus ook dat er zes gemeenten zijn die in het oorspronkelijke onderzoek geen uitschieter waren, maar dat op basis van de nieuwe modellen wel zijn. Voor vier van deze zes gemeenten geldt dat deze in het oorspronkelijke onderzoek al dicht tegen de groep van uitschieters aanzaten, dus slechts beperkt geschoven zijn.

Wat daarnaast opvalt is dat de uitschieters grotere aansluitverschillen hebben dan in het oorspronkelijke onderzoek. Dit geldt zowel voor de positieve als de negatieve aansluitverschillen. Dit hangt samen met de lagere verklaringsgraad van het huidige model ten opzichte van het model uit het oorspronkelijke onderzoek.

De verklaringen die in de oorspronkelijke rapportage van de uitschieteranalyse worden benoemd, zijn nog steeds van toepassing op de huidige uitschieters. Dit geldt niet alleen voor het deel van de uitschieters dat hetzelfde is gebleven, maar ook voor de zes gemeenten die in het oorspronkelijk onderzoek geen uitschieter waren, maar dat voor het nieuwe model wel zijn. Zo is er een gemeente met een grote jeugdhulpinstelling, die een negatieve uitschieter is met name door een groot negatief aansluitverschil voor het cluster jeugd. Een verklaring voor waarom gemeenten met veel of grote zorginstellingen mogelijk een groot negatief aansluitverschil hebben, is te vinden in de Uitschieteranalyse herijking gemeentefonds sociaal domein⁸. In deze rapportage worden ook de overige gevonden verklaringen voor het feit dat gemeenten uitschieters zijn toegelicht.

⁸ Zie “Uitschieteranalyse herijking gemeentefonds sociaal domein, AEF 2020.
([Uitschieteranalyse herijking gemeentefonds sociaal domein | Rapport | Rijksoverheid.nl](#))

Bijlagen

In de bijlagen bespreken we de resultaten voor de afzonderlijke modellen en de varianten en additionele toetsen daarop.

A *Verdeelmodel participatie*

In deze bijlage lichten we de varianten van het model participatie toe. Eerst beschrijven we het uitgangsmodel van dit cluster in detail. Dit is het model dat voortkomt uit de technische regressieanalyse zoals beschreven in hoofdstuk 2.

A.1 **Uitgangsmodel participatie (voorkeursmodel)**

Het uitgangsmodel participatie is ook het voorkeursmodel geworden. Dit wordt beschreven in hoofdstuk 3.

A.2 **Participatie: varianten**

Met de maatstaven van het uitgangsmodel als basis hebben we een aantal varianten getoetst, waarin specifieke maatstaven zijn toegevoegd aan het uitgangsmodel. Deze maatstaven zijn toegevoegd naar aanleiding van verzoeken die we vanuit de bestuurlijke kopgroep, klankbordgroep, fondsbeheerders en gemeenten ontvangen hebben. Deze bleken echter niet tot zinvolle uitkomsten te leiden:

- Er is een variant verkend waarin de maatstaf WSW is toegevoegd aan het uitgangsmodel. Deze toevoeging bleek het gewicht van een eerdere maatstaf negatief te maken en loste de scheefheid omtrent de WSW niet op (met de notie dat de vraag is of het wenselijk is deze op te lossen).
- Ook een variant waarin de maatstaf oppervlakte land is toegevoegd aan het uitgangsmodel is verkend. Deze maatstaf bleek met het verkeerde gewicht in het model terecht te komen.
- De gemaakte doorsnedes gaven geen aanleiding tot verdere varianten.

Algemene eigen middelen en specifieke vaste bedragen

Als de AEM en specifieke vaste bedragen voor de G4 en de Waddengemeenten worden toegevoegd, krijgt het gewicht van AEM het verkeerde teken. Dit is dus geen zinvol model.

A.3 **Geactualiseerde model uit het oorspronkelijke rapport**

Onderstaand is een versie van het model participatie opgenomen zoals in de oorspronkelijke onderzoeksverantwoording gerapporteerd. Ten opzichte van het model in dat rapport is de maatstaven gebruik specialistische GGZ vervangen door de nieuwe definitie (zie hoofdstuk 2). Door deze aanpassing zijn de gewichten van de maatstaven (en daarmee de percentages die ze verdelen) ook veranderd.

Tabel 22 Samenvatting geactualiseerd rapportmodel participatie

| Maatstafnaam | Verdeelt | Cum. r ² | Cum. AIC |
|---|----------|---------------------|----------|
| Inwoners | 0% | | |
| Bijstandsontvangers en loonkostensubsidie samen | 78% | 84% | 632 |
| Doelgroepregister gemeentelijke doelgroep | 4% | 84% | 630 |
| Gebruik specialistische GGZ | 18% | 85% | 625 |

De percentages die de verschillende maatstaven verdelen zijn vergelijkbaar met die van het voorkeursmodel. In het voorkeursmodel is het gewicht van het doelgroepregister echter bepaald zodat het totale volume van de maatstaf gelijk is aan het huidige volume voor de nieuwe doelgroep. In het hier weergegeven model is dit niet het geval. Het voorkeursmodel bevat de maatstaf huishoudens laag inkomen, terwijl dit model de maatstaf gebruik specialistische GGZ kent. De maatstaf specialistische GGZ komt in het voorkeursmodel niet voor. De percentages die deze maatstaven verdelen zijn gelijk. De verklaringsgraad van beide modellen bedraagt 85%.

B Verdeelmodel Wmo

In deze bijlage lichten we de varianten van het model individuele voorzieningen Wmo toe. Eerst beschrijven we het uitgangsmodel van dit cluster in detail. Dit is het model dat voortkomt uit de technische regressieanalyse zoals beschreven in hoofdstuk 2.

B.1 Uitgangsmodel Wmo

Voor het uitgangsmodel Wmo is eerst alleen de beperkte set met relevante maatstaven (zie bijlage E) voor dit cluster getoetst. Het model dat hieruit voortkwam is vervolgens aangevuld door alle overige maatstaven voor het cluster Wmo te toetsen. Daarop zijn enkele bijstellingen gedaan:

- De maatstaf bijstandsonvangers zit met een relatief groot gewicht in het uitgangsmodel voor participatie. Omdat het onwenselijk is dat deze maatstaf (over alle modellen heen) meer dan € 5.000 verdeelt en de dynamiek van de maatstaf niet overeenkomt met de dynamiek van het cluster Wmo, is hij verwijderd uit de maatstavenset voor het uitgangsmodel Wmo.
- Het model dat op deze wijze ontstond bleek een negatief gewicht per inwoner te bevatten. Daarom is het gewicht per inwoner voor het uitgangsmodel op nul geforceerd. Om het effect dat dit heeft op de verklaringsgraad te verkleinen, is gewerkt met drempels voor de maatstaven waarvoor dit relevant is.
- Tot slot is de maatstaf kernen maal inwoners verwijderd uit het model, omdat deze maatstaf een positieve prikkel voor herindelingen bevat.

Uitgangsmodel Wmo: overzicht van de uitkomsten

Het uitgangsmodel is in onderstaande tabel weergegeven.

Tabel 23 Samenvatting uitgangsmodel Wmo

| Maatstafnaam | Verdeelt | Cum. r^2 | Cum. AIC |
|---|----------|------------|----------|
| Inwoners | 0% | | |
| Huishouden met laag inkomen 2,3,4 deciel met drempel | 21% | 41% | 692 |
| Eenpersoonshuishoudens | 20% | 55% | 669 |
| Inwoners 75+ (semi-cosmetische drempel) | 15% | 65% | 649 |
| Regionale centrumfunctie | 24% | 67% | 644 |
| Laag opleidingsniveau (CBS definitie), semi-cosmetische drempel | 20% | 71% | 636 |

Uitgangsmodel Wmo: relevante doorsnedes

Ter toets op eventuele ontbrekende maatstaven hebben we een aantal doorsnedes gemaakt (met de methode die toegelicht is in hoofdstuk 2). De resultaten zijn opgenomen in onderstaande tabel.

Tabel 24 Inzicht in de gemiddelde verschillen tussen voorspelling en kosten per inwoner voor doorsnedes naar verschillende maatstaven.

| | Kernen | Kernen 500 adressen | Opp. land | Gebruik spec. GGZ | Groei / Krimp | Soc. Struct. |
|-----|----------|---------------------|-----------|-------------------|---------------|--------------|
| I | € 1,25 | € 6,39 | € -4,68 | € -1,30 | € -7,29 | € -21,89 |
| II | € 11,63 | € 17,07 | € -3,98 | € 4,38 | € -15,52 | € 13,29 |
| III | € -7,92 | € -6,65 | € -4,49 | € -1,76 | € -1,26 | € -8,71 |
| IV | € -21,11 | € 3,14 | € -5,50 | € 10,56 | € -30,91 | € 8,20 |
| V | € -10,03 | € -44,99 | € -3,74 | € -11,66 | € 9,09 | n.v.t. |

Voor de meeste van deze doorsnedes is geen duidelijk patroon zichtbaar waarbij gemeenten die hoger of lager scores op de betreffende maatstaf consequent grotere of kleinere aansluitverschillen kennen. Een uitzondering hierop is de maatstaf kernen: gemeenten met relatief weinig kernen hebben gemiddeld positieve aansluitverschillen, terwijl gemeenten met veel kernen gemiddeld negatieve aansluitverschillen kennen. De spreiding tussen gemeenten is groot, en de relatief hoge waarden bij categorie II en IV worden veroorzaakt doordat de grootste positieve respectievelijk negatieve uitschieter in deze categorie zit, maar er is wel een patroon zichtbaar. Naar aanleiding van bovenstaande resultaten is getoetst of de maatstaf kernen een goede toevoeging zou zijn aan het model. Deze is onderstaand beschreven bij variant 1.

B.2 Varianten Wmo (inclusief voorkeursmodel)

Met de maatstaven van het uitgangsmodel als basis hebben we een aantal varianten getoetst, waarin specifieke maatstaven zijn toegevoegd aan het uitgangsmodel. Deze maatstaven zijn toegevoegd naar aanleiding van verzoeken die we vanuit de bestuurlijke kopgroep, klankbordgroep, fondsbeheerders en gemeenten ontvangen hebben. Dit heeft geresulteerd in de onderstaande vijf varianten op het uitgangsmodel.

Wmo variant 1: uitgangsmodel aangevuld met maatstaf kernen (uitgangsmodel)

In aanvulling op het uitgangsmodel is een model getoetst waarbij de maatstaf kernen is toegevoegd aan de maatstaven van het uitgangsmodel. Deze variant heeft een verklaringsgraad van 72%, ten opzichte van een verklaringsgraad van 71% van het uitgangsmodel. De maatstaf kernen verdeelt 3% van het budget. De percentages verdeeld door de andere maatstaven stijgen of dalen met maximaal 4% ten opzichte van het uitgangsmodel. De AIC daalt met 2 ten opzichte van het uitgangsmodel. De maatstaf kernen voegt dus ook statistisch iets toe aan het model. Dit is niet verrassend, aangezien het model oorspronkelijk kernen maal inwoners bevatte. Dit is beter uitlegbaar gezien de achtergrond van de kosten, maar wegens problemen die dit veroorzaakt met herindelingen minder wenselijk. De maatstaf kernen blijkt hier dus een goede vervanging te zijn. In de onderstaande tabel zijn de aansluitverschillen van een doorsnede naar deze maatstaf weergegeven voor zowel het uitgangsmodel als deze variant.

Tabel 25 Vergelijking van de doorsnede naar kernen tussen het uitgangsmodel Wmo en variant 1.

| Groep | Uitgangsmodel | Variante 1 |
|-------|---------------|------------|
| I | € 1,25 | € -4,13 |
| II | € 11,63 | € 11,39 |
| III | € -7,92 | € -8,11 |
| IV | € -21,11 | € -20,19 |
| V | € -10,03 | € -4,82 |

In bovenstaande tabel is te zien dat het toevoegen van de maatstaf kernen een positief effect heeft op de gemiddelde aansluitverschillen per categorie wanneer er een doorsnede naar deze maatstaf wordt gemaakt.

Wmo variant 2: uitgangsmodel aangevuld met maatstaf kernen met 500 of meer adressen

Daarnaast is een variant getoetst waarbij de maatstaf kernen met 500 of meer adressen is toegevoegd aan het uitgangsmodel. Deze variant heeft ook een verklaringsgraad van 72%. De maatstaf kernen met 500 of meer adressen verdeelt 2% van het budget. Het percentage dat de maatstaf huishoudens met een laag inkomen verdeelt stijgt naar 32%. De maatstaven eenpersoonshuishoudens en laag opleidingsniveau verdelen allebei 7% minder dan in het uitgangsmodel. De AIC van dit model daalt met 1 ten opzichte van het uitgangsmodel. Vanuit statistisch oogpunt is dit dus een slechter model dan het uitgangsmodel. In de onderstaande tabel zijn de aansluitverschillen van een doorsnede naar deze maatstaf weergegeven voor zowel het uitgangsmodel als deze variant.

Tabel 26 Vergelijking van de doorsnede naar kernen met 500 of meer adressen tussen het uitgangsmodel Wmo en variant 2.

| Groep | Uitgangsmodel | Variante 2 |
|-------|---------------|------------|
| I | € 6,39 | € 5,36 |
| II | € 17,07 | € 15,83 |
| III | € -6,65 | € -7,78 |
| IV | € 3,14 | € 3,94 |
| V | € -44,99 | € -43,17 |

In bovenstaande tabel is te zien dat het toevoegen van de maatstaf kernen met 500 of meer adressen geen overkoepelend effect heeft op de aansluitverschillen per categorie wanneer er een doorsnede naar deze maatstaf wordt gemaakt.

Wmo variant 3: uitgangsmodel aangevuld met maatstaf oppervlakte land

Bij de derde variant is de maatstaf oppervlakte land toegevoegd aan de maatstaven van het uitgangsmodel. Deze variant heeft een verklaringsgraad van 72%. De maatstaf oppervlakte land verdeelt 2%. De verschuivingen in de percentages die de verschillende maatstaven verdelen zijn nagenoeg gelijk aan die van variant 2. De AIC van deze variant daalt met 1 ten

Andersson Elffers Felix

opzichte van het uitgangsmodel. In de onderstaande tabel zijn de aansluitverschillen van een doorsnede naar deze maatstaf weergegeven voor zowel het uitgangsmodel als deze variant.

Tabel 27 Vergelijking van de doorsnede naar oppervlakte land tussen het uitgangsmodel Wmo en variant 3.

| Groep | Uitgangsmodel | Variante 3 |
|-------|---------------|------------|
| I | € -4,68 | € -5,54 |
| II | € -3,98 | € -4,06 |
| III | € -4,49 | € -5,56 |
| IV | € -5,50 | € -5,33 |
| V | € -3,74 | € 1,07 |

In bovenstaande tabel is te zien dat het toevoegen van de maatstaf oppervlakte land geen overkoepelend effect heeft op de aansluitverschillen per categorie wanneer er een doorsnede naar deze maatstaf wordt gemaakt.

Wmo variant 4: uitgangsmodel aangevuld met maatstaf specialistische GGZ

Bij de vierde variant is de maatstaf specialistische GGZ toegevoegd aan het uitgangsmodel. De verklaringsgraad van deze variant is gelijk aan de verklaringsgraad van het uitgangsmodel (71%). De maatstaf specialistische GGZ verdeelt 3%. De percentages van het budget die de overige maatstaven verdelen veranderen nauwelijks. De AIC van dit model stijgt met 2, wat duidt op een risico dat door het toevoegen van de maatstaf specialistische GGZ statistische toevalligheden verklaard worden. In de onderstaande tabel zijn de aansluitverschillen van een doorsnede naar deze maatstaf weergegeven voor zowel het uitgangsmodel als deze variant.

Tabel 28 Vergelijking van de doorsnede naar specialistische GGZ tussen het uitgangsmodel Wmo en variant 4.

| Groep | Uitgangsmodel | Variante 4 |
|-------|---------------|------------|
| I | € -1,30 | € -1,96 |
| II | € 4,38 | € 4,38 |
| III | € -1,76 | € -1,38 |
| IV | € 10,56 | € 10,75 |
| V | € -11,66 | € -11,67 |

In bovenstaande tabel is te zien dat het toevoegen van de maatstaf specialistische GGZ geen overkoepelend effect heeft op de aansluitverschillen per categorie wanneer er een doorsnede naar deze maatstaf wordt gemaakt.

Algemene eigen middelen en specifieke vast bedragen

Om te toetsen of een kip-ei-probleem bestaat zijn de maatstaven algemene eigen middelen en de maatstaven vast bedrag voor de G4 en vast bedrag voor de Waddengemeenten toegevoegd aan het voorkeursmodel. Deze variant heeft een verklaringsgraad van 73% ten opzichte van 72% van het voorkeursmodel. De maatstaf algemene eigen middelen verklaart

2% van het budget. De maatstaven vast bedrag voor de G4 en vast bedrag voor de Waddengemeenten verklaren respectievelijk 0,35% en 0,01% van het budget. Het percentage van het budget dat wordt verdeeld met de maatstaf huishoudens met laag inkomen stijgt naar 36%, terwijl het percentage van eenpersoonshuishoudens daalt naar 8%. Het percentage van laag opleidingsniveau daalt licht naar 11%. De verdeelde percentages van de overige maatstaven blijven nagenoeg gelijk. De AIC daalt met 1 na het toevoegen van de maatstaf algemene eigen middelen aan het voorkeursmodel. De AIC stijgt met 3 ten opzichte van het voorkeursmodel na het toevoegen van de maatstaven vast bedrag voor de G4 en vast bedrag voor de Waddengemeenten.

Hoewel de specifieke vaste bedragen en AEM allen met het juiste teken in het model komen, lijkt dit vooral veroorzaakt te worden door een multicorrelatie met huishoudens met laag inkomen en eenpersoonshuishoudens. Waar verwacht zou worden dat deze toevoeging effect zou hebben op de centrumfunctie, blijft dit gewicht vrijwel onveranderd. Daarnaast is er in het cluster Wmo minder beleidsvrijheid dan in het cluster sociale basisvoorzieningen, waar ook geen effect zichtbaar is (zie bijlage D). Daarom is in overleg met de fondsbeheerders besloten hier geen correctie door te voeren.

Centrumfunctie

In een model zonder centrumfunctie wordt deze rol niet overgenomen door de OAD. Het blijkt dat geen van de maatstaven de rol van de centrumfunctie overneemt: in plaats daarvan wordt de maatstaf oppervlakte land toegevoegd. Dit resulteert in een model waarin bijna 50% verdeeld wordt met huishoudens laag inkomen en daarnaast gebruik specialistische GGZ en mensen met hoge kosten voor verpleging in de Zvw een belangrijke rol hebben. Dit model is inhoudelijk slecht uitlegbaar, dus is niet verder verkend.

B.3 Geactualiseerde model uit het oorspronkelijke rapport

Onderstaand is een versie van het model Wmo opgenomen zoals in de oorspronkelijke onderzoeksverantwoording gerapporteerd. Ten opzichte van het model in dat rapport zijn de maatstaven gebruik specialistische GGZ en huishoudens laag inkomen vervangen door de nieuwe definities (zie hoofdstuk 2), en is het regionaal klantenpotentieel vervangen door de nieuwe regionale centrumfunctie. Door deze aanpassingen zijn de gewichten van de maatstaven (en daarmee de percentages die ze verdelen) ook veranderd.

Tabel 29 Samenvatting geactualiseerd rapportmodel Wmo

| Maatstafnaam | Verdeelt | Cum. r ² | Cum. AIC |
|---|----------|---------------------|----------|
| Inwoners | 0% | | |
| Huishouden met laag inkomen 2,3,4 deciel met drempel | 15% | 41% | 692 |
| Gebruik specialistische GGZ | 19% | 51% | 676 |
| Inwoners 75+ (niet-cosmetische drempel) | 15% | 62% | 657 |
| Regionale centrumfunctie | 27% | 66% | 649 |
| Laag opleidingsniveau (CBS definitie), niet-cosmetische drempel | 21% | 70% | 639 |
| Kernen maal inwoners | 3% | 71% | 639 |

Andersson Elffers Felix

In dit model verdeelt de maatstaf huishoudens met een laag inkomen 15%, waar dat in het voorkeursmodel 24% is. Laag opleidingsniveau verdeelt 21%, tegenover 16% in het voorkeursmodel. De maatstaven inwoners 75+ en regionale centrumfunctie verdelen een ongeveer even groot deel in beide gevallen. Ook het percentage verdeeld door de maatstaf kernen maal inwoners is vergelijkbaar met dat van de maatstaf kernen in het voorkeursmodel. Dit model bevat de maatstaf gebruik specialistische GGZ (19%), waar het voorkeursmodel de maatstaf eenpersoonshuishoudens (16%) kent. De maatstaf specialistische GGZ komt in het voorkeursmodel niet voor. Het hier getoonde model kent een iets lagere verklaringsgraad dan het voorkeursmodel voor het cluster Wmo.

C Verdeelmodel jeugd

In deze bijlage lichten we de varianten van het model individuele voorzieningen jeugd toe. Eerst beschrijven we het uitgangsmodel van dit cluster in detail. Dit is het model dat voortkomt uit de technische regressieanalyse zoals beschreven in hoofdstuk 2.

C.1 Uitgangsmodel jeugd (voorkeursmodel)

Voor het uitgangsmodel jeugd is eerst alleen de beperkte set met relevante maatstaven (zie bijlage E) voor dit cluster getoetst. Het model dat hieruit voortkwam is vervolgens aangevuld door alle overige maatstaven voor het cluster jeugd te toetsen. Daarop zijn de volgende bijstellingen gedaan:

- De maatstaf bijstandsontvangers zit met een relatief groot gewicht in het uitgangsmodel voor participatie. Omdat het onwenselijk is dat er meer dan € 5.000 wordt verdeeld door bijstandsontvangers, is de maatstaf bijstandsontvangers met kinderen verwijderd uit het uitgangsmodel jeugd.⁹
- Ook het totale doelgroepregister is verwijderd uit het model aangezien deze maatstaf niet goed uitlegbaar is.

Uitgangsmodel jeugd: overzicht van de uitkomsten

Het uitgangsmodel is in onderstaande tabel weergegeven.

Tabel 30 Samenvatting uitgangsmodel Jeugd

| Maatstaf | Verdeelt | Cum. r ² | Cum. AIC |
|--|----------|---------------------|----------|
| Inwoners 0 - 18 jaar | 6% | | |
| Huishouden met laag inkomen 2,3,4 deciel met drempel | 60% | 78% | 971 |
| Regionale centrumfunctie | 14% | 79% | 967 |
| Omgevingsadressendichtheid | -12% | 80% | 965 |
| Scheidingen | 16% | 81% | 963 |
| Gebruik specialistische GGZ | 15% | 81% | 963 |

Het blijkt dat vooral de maatstaf scheidingen het gewicht per jongere sterk verlaagt. Deze maatstaf is ook een aandachtspunt voor de stabiliteit van het model, aangezien de waarden van deze maatstaf sterk kunnen fluctueren.

⁹ Het model waarbij deze maatstaf niet is verwijderd is toegevoegd als variant 6.

Uitgangsmodel jeugd: relevante doorsnedes

Ter toets op eventuele ontbrekende maatstaven hebben we een aantal doorsnedes gemaakt (met de methode die toegelicht is in hoofdstuk 2). De resultaten zijn opgenomen in onderstaande tabel.

Tabel 31 Inzicht in de gemiddelde verschillen tussen voorspelling en kosten per inwoner voor doorsnedes naar verschillende maatstaven.

| | Kernen | Kernen 500 adressen | Opp. land | Jong- eren | Laag opl. Niveau | Laag opl. niveau ouders | Groei / Krimp | Soc. Struct. | Stede- lijk |
|-----|---------|---------------------------|--------------|---------------|------------------------|----------------------------------|------------------|-----------------|----------------|
| I | € -7,21 | € 2,70 | € 2,25 | € -11,84 | € -7,92 | € 4,26 | € -4,68 | € -15,29 | € -6,32 |
| II | € 11,02 | € 3,07 | € 0,36 | € -8,91 | € 1,03 | € -10,56 | € -0,40 | € 7,94 | € 2,87 |
| III | € -7,17 | € 11,79 | € -2,69 | € 24,54 | € -4,12 | € -1,71 | € -6,44 | € 3,56 | € 1,90 |
| IV | € -5,16 | € -19,37 | € -14,13 | € 0,42 | € 25,79 | € -15,71 | € 17,09 | € -7,30 | € -3,52 |
| V | € -2,75 | € 11,20 | € 6,97 | € -9,61 | € -10,54 | € 14,70 | € -2,71 | n.v.t. | € 3,46 |

Voor geen van deze doorsnedes is een duidelijk patroon zichtbaar waarbij gemeenten die hoger of lager scoren op de betreffende maatstaf consequent grotere of kleinere aansluitverschillen kennen.

C.2 Jeugd: varianten

Met de maatstaven van het uitgangsmodel als basis hebben we een aantal varianten getoetst, waarin specifieke maatstaven zijn toegevoegd aan het uitgangsmodel. Deze maatstaven zijn toegevoegd naar aanleiding van verzoeken die we vanuit de bestuurlijke kopgroep, klankbordgroep, fondsbeheerders en gemeenten ontvangen hebben. Dit heeft geresulteerd in de onderstaande zes varianten op het uitgangsmodel. In aanvulling op onderstaande varianten is ook een model getoetst waarbij de maatstaf opleidingsniveau van ouders is toegevoegd aan de maatstaven van het uitgangsmodel. Deze maatstaf kwam echter met een negatief gewicht in het model, dus hebben we deze variant hieronder niet nader uitgewerkt.

Jeugd variant 1: uitgangsmodel aangevuld met maatstaf kernen

In aanvulling op het uitgangsmodel is een model getoetst waarbij de maatstaf kernen is toegevoegd aan de maatstaven van het uitgangsmodel. Deze variant heeft een verklaaringsgraad van 82 %, ten opzichte van een verklaaringsgraad van 81 % van het uitgangsmodel. De maatstaf kernen verdeelt een verwaarloosbaar deel (0,5 %) van het budget. De percentages verdeeld door de andere maatstaven blijven nagenoeg gelijk. De AIC stijgt met 1 ten opzichte van het uitgangsmodel. Dit betekent dat er een reële kans bestaat dat met de toevoeging van de maatstaf kernen statistische toevalligheden verklaard worden. In de onderstaande tabel zijn de aansluitverschillen van een doorsnede naar deze maatstaf weergegeven voor zowel het uitgangsmodel als deze variant.

Tabel 32 Vergelijking van de doorsnede naar kernen tussen het uitgangsmodel jeugd en uitgangsmodel.

| Groep | Uitgangsmodel | Variant 1 |
|-------|---------------|-----------|
| I | € -7,21 | € -8,34 |
| II | € 11,02 | € 11,02 |
| III | € -7,17 | € -8,01 |
| IV | € -5,16 | € -4,12 |
| V | € -2,75 | € -2,00 |

In bovenstaande tabel is te zien dat het toevoegen van de maatstaf kernen geen overkoepelend effect heeft op de aansluitverschillen per categorie wanneer er een doorsnede naar deze maatstaf wordt gemaakt.

Jeugd variant 2: uitgangsmodel aangevuld met maatstaf kernen met 500 of meer adressen

Als tweede variant is een model getoetst waarbij de maatstaf kernen met 500 of meer adressen is toegevoegd aan de maatstaven van het uitgangsmodel. Deze variant heeft een verklaaringsgraad van 82%, gelijk aan die van uitgangsmodel. De maatstaf kernen verdeelt 1% van het budget. De percentages verdeeld door de andere maatstaven stijgen of dalen nauwelijks. De AIC stijgt met 1 ten opzichte van het uitgangsmodel. Dit betekent wederom dat er een reële kans bestaat dat met de toevoeging van de maatstaf kernen met 500 of meer adressen statistische toevalligheden verklaard worden. In de onderstaande tabel zijn de aansluitverschillen van een doorsnede naar deze maatstaf weergegeven voor zowel het uitgangsmodel als deze variant.

Tabel 33 Vergelijking van de doorsnede naar kernen met 500 of meer adressen tussen het uitgangsmodel jeugd en variant 2.

| Groep | Uitgangsmodel | Variant 2 |
|-------|---------------|-----------|
| I | € 2,70 | € 1,91 |
| II | € 3,07 | € 2,50 |
| III | € 11,79 | € 11,74 |
| IV | € -19,37 | € -18,65 |
| V | € 11,20 | € 12,25 |

In bovenstaande tabel is te zien dat het toevoegen van de maatstaf kernen met 500 of meer adressen geen overkoepelend effect heeft op de aansluitverschillen per categorie wanneer er een doorsnede naar deze maatstaf wordt gemaakt.

Jeugd variant 3: uitgangsmodel aangevuld met maatstaf oppervlakte land

Als derde variant is een model getoetst waarbij de maatstaf oppervlakte land is toegevoegd aan de maatstaven van het uitgangsmodel. Deze variant heeft een verklaaringsgraad van 82%, gelijk aan die van de voorgaande varianten. De maatstaf oppervlakte land verdeelt een verwaarloosbaar deel (0,3%) van het budget. De percentages verdeeld door de andere maatstaven blijven nagenoeg gelijk. Ook voor deze variant stijgt de AIC met 1 ten opzichte van

Andersson Elffers Felix

het uitgangsmodel. In de onderstaande tabel zijn de aansluitverschillen van een doorsnede naar deze maatstaf weergegeven voor zowel het uitgangsmodel als deze variant.

Tabel 34 Vergelijking van de doorsnede naar oppervlakte land tussen het uitgangsmodel jeugd en variant 3.

| Groep | Uitgangsmodel | Variante 3 |
|-------|---------------|------------|
| I | € 2,25 | € 2,65 |
| II | € 0,36 | € -0,30 |
| III | € -2,69 | € -3,36 |
| IV | € -14,13 | € -14,20 |
| V | € 6,97 | € 7,98 |

In bovenstaande tabel is te zien dat het toevoegen van de maatstaf oppervlakte land geen overkoepelend effect heeft op de aansluitverschillen per categorie wanneer er een doorsnede naar deze maatstaf wordt gemaakt.

Jeugd variant 4: uitgangsmodel aangevuld met maatstaf opleidingsniveau

Voor de vierde variant is de maatstaf opleidingsniveau toegevoegd aan de maatstaven van het uitgangsmodel. Net als de eerdere varianten heeft deze variant een verklaaringsgraad van 82%. De maatstaf opleidingsniveau verdeelt 3% van het budget. De grootste verandering is de maatstaf huishoudens met een laag inkomen, die 3% minder verdeelt dan in het uitgangsmodel. De AIC stijgt met 1 ten opzichte van het uitgangsmodel. Dit betekent dat er een reële kans bestaat dat met de toevoeging van de maatstaf opleidingsniveau statistische toevalligheden verklaard worden. In de onderstaande tabel zijn de aansluitverschillen van een doorsnede naar deze maatstaf weergegeven voor zowel het uitgangsmodel als deze variant.

Tabel 35 Vergelijking van de doorsnede naar opleidingsniveau tussen het uitgangsmodel jeugd en variant 4.

| Groep | Uitgangsmodel | Variante 4 |
|-------|---------------|------------|
| I | € -7,92 | € -8,97 |
| II | € 1,03 | € 0,68 |
| III | € -4,12 | € -4,04 |
| IV | € 25,79 | € 27,03 |
| V | € -10,54 | € -9,47 |

In bovenstaande tabel is te zien dat het toevoegen van de maatstaf opleidingsniveau geen overkoepelend effect heeft op de aansluitverschillen per categorie wanneer er een doorsnede naar deze maatstaf wordt gemaakt.

Jeugd variant 5: huishoudens laag inkomen met kinderen in plaats van generieke huishoudens laag inkomen

Als vijfde variant hebben we de mogelijkheid om de maatstaf huishoudens met een laag inkomen te vervangen door de maatstaf huishoudens met laag inkomen met kinderen. Deze

Andersson Elffers Felix

ingreep zorgt ervoor dat de maatstaf scheidingen niet langer deel uitmaakt van het model. De overige maatstaven blijven wel in het model. Huishoudens laag inkomen met kinderen verdeelt 39% van het budget (tegenover 60% van huishoudens met een laag inkomen uit het uitgangsmodel). Gebruik specialistische GGZ verdeelt in dit geval maar liefst 67% van het budget (tegenover 15% in het uitgangsmodel). Omgevingsadressendichtheid gaat van -12% in het uitgangsmodel naar -21% in deze variant. De overige maatstaven veranderen weinig. Wel daalt de verklaaringsgraad fors van 81% naar 73%. Zeker het hoge percentage dat verdeeld wordt met specialistische GGZ is slecht uitlegbaar.

Jeugd variant 6: bijstandsonvangers met kinderen toestaan in het model

Als zesde variant is gekeken naar het model dat ontstaat als de maatstaf bijstandsonvangers met kinderen wel wordt toegestaan (zoals benoemd in de inleiding van deze bijlage). Zoals eerder vermeld zorgt dit ervoor dat het totale budget dat verdeeld wordt door bijstandsonvangers over alle clusters meer dan € 5.000 bedraagt. Naast bijstandsonvangers met kinderen (waarmee 9% verdeeld wordt) komt ook de maatstaf Wajong in deze variant terecht. Deze maatstaf verdeelt 12% van het budget. Gebruik specialistische GGZ daalt van 15% in het uitgangsmodel naar 1% in deze variant, en huishoudens met een laag inkomen van 60% naar 50%. De overige maatstaven blijven nagenoeg hetzelfde percentage verdelen. De verklaaringsgraad blijft met 83% ook ongeveer gelijk aan het uitgangsmodel. Dit is samengevat in onderstaande tabel.

Tabel 36 Samenvatting model jeugd variant 6

| Maatstafnaam | Verdeelt | Cum. r ² | Cum. AIC |
|--|----------|---------------------|----------|
| Inwoners 0 - 18 jaar | 6% | | |
| Huishouden met laag inkomen 2,3,4 deciel met drempel | 50% | 78% | 971 |
| Regionale centrumfunctie | 14% | 79% | 967 |
| Omgevingsadressendichtheid | -9% | 80% | 965 |
| Bijstandontvangers met kinderen | 9% | 81% | 963 |
| Gebruik specialistische GGZ | 1% | 82% | 962 |
| Wajong | 12% | 83% | 959 |
| Scheidingen | 19% | 83% | 957 |

Dit model zou met enige aanpassingen (bijvoorbeeld het verwijderen van de maatstaven Wajong en scheidingen) wellicht meer uitlegbaar zijn dan de andere modellen. Gezinnen in de bijstand hebben immers een hoger risico op jeugdzorgproblematiek. Tegelijkertijd kent deze maatstaf grote nadelen: hij volgt namelijk de conjuncturele dynamiek van de maatstaf bijstandsonvangers (wat een andere dynamiek is dan de jeugdzorgkosten) en is gezien de lage aantallen bijzonder instabiel. Deze instabiliteit kan niet opgelost worden met een driejarig gemiddelde: voor één gemeente zagen we dat het aantal bijstandsonvangers met kinderen van het ene jaar op het andere met meer dan een factor twee fluctueerde. Ook met een meerjarig gemiddelde leveren dergelijke fluctuaties grote instabiliteit op in de gemeentelijke financiën.

Algemene eigen middelen en specifieke vaste bedragen

Hoewel jeugdzorg niet als bijzonder beleidsvrij beleidsterrein ervaren wordt, zijn ter toets de algemene eigen middelen en vast bedrag voor de G4 en de Waddengemeenten toegevoegd

aan het voorkeursmodel. Het vaste bedrag voor de G4 komt echter met het verkeerde gewicht in het model. Dat betekent dat het niet zinvol is om deze variant verder te verkennen.

Centrumfunctie

Als een model opgebouwd wordt zonder centrumfunctie, komen hier vooral participatiegerelateerde maatstaven in waarvan het verband met jeugd slecht uitlegbaar is, die nadelen hebben op het gebied van stabiliteit en die qua dynamiek de jeugdkosten niet goed volgen: zowel bijstandsontvangers als uitkeringsontvangers worden opgenomen, waarbij de maatstaf uitkeringsontvangers bijna 40% van het budget verdeelt. Eerder is in de stuurgroep uitgesproken dat een dergelijk model onwenselijk is. Dit is dus niet verder verkend.

C.3 Geactualiseerde model uit het oorspronkelijke rapport

Onderstaand is een versie van het model jeugd opgenomen zoals in de oorspronkelijke onderzoeksverantwoording gerapporteerd. Ten opzichte van het model in dat rapport is de maatstaf huishoudens laag inkomen vervangen door de nieuwe definitie (zie hoofdstuk 2), en is het regionaal klantenpotentieel vervangen door de nieuwe regionale centrumfunctie. Door deze aanpassingen zijn de gewichten van de maatstaven (en daarmee de percentages die ze verdelen) ook veranderd.

Tabel 37 Samenvatting geactualiseerd rapportmodel jeugd

| Maatstafnaam | Verdeelt | Cum. r^2 | Cum. AIC |
|--|----------|------------|----------|
| Inwoners 0 - 18 jaar | 21% | | |
| Huishouden met laag inkomen 2,3,4 deciel met drempel | 73% | 78% | 971 |
| Regionale centrumfunctie | 9% | 79% | 967 |
| Jongeren met armoederisico | 0% | 79% | 969 |
| Gestandaardiseerd inkomen maal inwoners in 1000 euro (drempel) | -2% | 79% | 970 |

De percentages die in dit model worden verdeeld met jongeren en huishoudens laag inkomen zijn vergelijkbaar met die in het voorkeursmodel. De regionale centrumfunctie zit er iets minder zwaar in (9% tegenover 15%). Dit model bevat daarnaast de maatstaf jongeren met armoederisico, die een zeer klein deel van het budget verdeelt. Tot slot bevat dit model de maatstaf gestandaardiseerd inkomen, die -2% verdeelt, terwijl in het voorkeursmodel -8% wordt verdeeld door omgevingsadressendichtheid. De verklaringsgraad van dit model ligt iets lager dan die van het voorkeursmodel. Daarbij stijgt de AIC fors voor de laatste twee maatstaven, wat waarschijnlijk betekent dat er toevalligheden worden verklaard door dit model.

D Verdeelmodel sociale basisvoorzieningen

In deze bijlage lichten we de varianten van het model sociale basisvoorzieningen toe. Eerst beschrijven we het uitgangsmodel van dit cluster in detail. Dit is het model dat voortkomt uit de technische regressieanalyse zoals beschreven in hoofdstuk 2.

D.1 Uitgangsmodel sociale basisvoorzieningen

Voor het uitgangsmodel sociale basisvoorzieningen is eerst alleen de beperkte set met relevante maatstaven (zie bijlage E) voor dit cluster getoetst. Het model dat hieruit voortkwam is vervolgens aangevuld door alle overige maatstaven voor het cluster sociale basisvoorzieningen te toetsen. Voor sociale basisvoorzieningen is, net als in de rapportage, één gemeente niet meegenomen in de regressie, aangezien deze een zeer afwijkend kostenpatroon had.

Uitgangsmodel sociale basisvoorzieningen: overzicht van de uitkomsten

Het uitgangsmodel is in onderstaande tabel weergegeven.

Tabel 38 Samenvatting uitgangsmodel sociale basisvoorzieningen

| Maatstaf | Verdeelt | Cum. r ² | Cum. AIC |
|-------------------------------------|----------|---------------------|----------|
| Inwoners | 39% | | |
| Omgevingsadressendichtheid | 6% | 41% | 639 |
| Regionale centrumfunctie | 15% | 47% | 632 |
| Migratieachtergrond | 14% | 48% | 632 |
| Langdurig psychisch medicijngebruik | 22% | 49% | 632 |
| Vast bedrag | 4% | 50% | 632 |

Een belangrijk nadeel van dit model is dat langdurig psychisch medicijngebruik is opgenomen, terwijl de Tweede Kamer een motie heeft aangenomen deze maatstaf niet op te nemen. Hoewel de maatstaf gebruik specialistische GGZ opgenomen was in het model van het oorspronkelijke herijkingsonderzoek, is dit inhoudelijk geen noodzakelijke maatstaf. Ook aan het vaste bedrag kleven nadelen: ook in het fysieke domein is al een fors vast bedrag opgenomen, en dit kan problemen opleveren bij herindelingen.

Uitgangsmodel sociale basisvoorzieningen: relevante doorsnedes

Ter toets op eventuele ontbrekende maatstaven hebben we een aantal doorsnedes gemaakt (met de methode die toegelicht is in hoofdstuk 2). De resultaten zijn opgenomen in onderstaande tabel.

Tabel 39 Inzicht in de gemiddelde verschillen tussen voorspelling en kosten per inwoner voor doorsnedes naar verschillende maatstaven.

| | Kernen | Kernen 500 adressen | Opp. land | Opp. binnenwater | Groei / Krimp | Soc. Struct |
|-----|----------|---------------------|-----------|------------------|---------------|-------------|
| I | € 16,58 | € 3,24 | € -13,48 | € -24,19 | € 6,40 | € 10,36 |
| II | € -17,93 | € -0,91 | € 8,14 | € 7,99 | € 12,00 | € -1,68 |
| III | € 9,07 | € -36,79 | € 5,08 | € -6,74 | € -3,24 | € -3,27 |
| IV | € -3,49 | € -2,54 | € -4,43 | € 9,97 | € 10,01 | € 2,68 |
| V | € -7,46 | € -4,35 | € -11,49 | € 7,48 | € -19,30 | n.v.t. |

Voor geen van deze doorsnedes is een duidelijk patroon zichtbaar waarbij gemeenten die hoger of lager scores op de betreffende maatstaf consequent grotere of kleinere aansluitverschillen kennen.

D.2 Sociale basisvoorzieningen: varianten (inclusief voorkeursmodel)

Met de maatstaven van het uitgangsmodel als basis hebben we een aantal varianten getoetst, waarin specifieke maatstaven zijn toegevoegd aan het uitgangsmodel. Deze maatstaven zijn toegevoegd naar aanleiding van verzoeken die we vanuit de bestuurlijke kopgroep, klankbordgroep, fondsbeheerders en gemeenten ontvangen hebben. Dit heeft geresulteerd in de onderstaande varianten op het uitgangsmodel.

Sociale basisvoorzieningen variant 1: geen langdurig psychisch medicijngebruik

Naast varianten waarbij er maatstaven zijn toegevoegd aan het uitgangsmodel, hebben we ook een variant getoetst waarbij de maatstaf langdurig psychisch medicijngebruik niet toegestaan is. In dit geval valt ook de latere maatstaf vast bedrag uit het model voor sociale basisvoorzieningen. De verklaringsgraad daalt dan van 50% naar 48%. In deze variant stijgt het percentage van het budget dat verdeeld wordt door de maatstaf inwoners van 39% naar 67%. Het percentage dat omgevingsadressendichtheid verdeelt stijgt met 2% en het percentage van migratieachtergrond daalt met 4%. Dit is samengevat in onderstaande tabel.

Tabel 40 Samenvatting uitgangsmodel sociale basisvoorzieningen

| Maatstaf | Verdeelt | Cum. r ² | Cum. AIC |
|----------------------------|----------|---------------------|----------|
| Inwoners | 67% | | |
| Omgevingsadressendichtheid | 8% | 41% | 639 |
| Regionale centrumfunctie | 15% | 47% | 632 |
| Migratieachtergrond | 10% | 48% | 632 |

Sociale basisvoorzieningen variant 2: uitgangsmodel en variant 1 aangevuld met maatstaf kernen (inclusief voorkeursmodel)

In aanvulling op het uitgangsmodel is een model getoetst waarbij de maatstaf kernen is toegevoegd aan de maatstaven van het uitgangsmodel. Deze variant heeft een verklaaringsgraad van 51%, nagenoeg gelijk aan het uitgangsmodel. De maatstaf kernen verdeelt 1% van het budget. De percentages verdeeld door de andere maatstaven stijgen of dalen nauwelijks. De grootste verandering is de maatstaf inwoners, die 4% minder verdeelt dan in het uitgangsmodel. De AIC stijgt met 1 ten opzichte van het uitgangsmodel. Dit betekent dat er een reële kans bestaat dat met de toevoeging van de maatstaf kernen statistische toevalligheden verklaard worden. In de onderstaande tabel zijn de aansluitverschillen van een doorsnede naar deze maatstaf weergegeven voor zowel het uitgangsmodel als deze variant.

Tabel 41 Vergelijking van de doorsnede naar kernen tussen het uitgangsmodel sociale basisvoorzieningen en variant 2.

| Groep | Uitgangsmodel | Variante 2 |
|-------|---------------|------------|
| I | € 16,58 | € 15,43 |
| II | € -17,93 | € -17,64 |
| III | € 9,07 | € 8,48 |
| IV | € -3,49 | € -1,85 |
| V | € -7,46 | € -6,35 |

In bovenstaande tabel is te zien dat het toevoegen van de maatstaf kernen geen overkoepelend effect heeft op de aansluitverschillen per categorie wanneer er een doorsnede naar deze maatstaf wordt gemaakt.

Ook als de maatstaf kernen wordt toegevoegd aan variant 1, in plaats van aan het uitgangsmodel, verdeelt deze slechts 1%. In dat geval verandert de verklaaringsgraad niet en blijven ook de percentages die de andere maatstaven verdelen gelijk. De AIC stijgt voor dat model met 2 ten opzichte van uitgangsmodel, waardoor ook daar het risico bestaat dat er statistische toevalligheden worden verklaard. Dit model is in de hoofdttekst opgenomen als voorkeursmodel.

Sociale basisvoorzieningen variant 3: uitgangsmodel aangevuld met de maatstaf kernen met 500 of meer adressen

Als derde variant is een model getoetst waarbij de maatstaf kernen met 500 of meer adressen is toegevoegd aan de maatstaven van het uitgangsmodel. Deze variant heeft een verklaaringsgraad van 51%, gelijk aan die van variant 2. De maatstaf kernen verdeelt 2% van het budget. Het percentage dat verdeeld wordt door de maatstaf inwoners daalt naar 32%, waardoor alle andere maatstaven een iets hoger percentage verdelen. De AIC stijgt met 1 ten opzichte van het uitgangsmodel. Dit betekent dat er een reële kans bestaat dat met de toevoeging van de maatstaf kernen statistische toevalligheden verklaard worden. In de onderstaande tabel zijn de aansluitverschillen van een doorsnede naar deze maatstaf weergegeven voor zowel het uitgangsmodel als deze variant.

Tabel 42 Vergelijking van de doorsnede naar kernen met 500 of meer adressen tussen het uitgangsmodel sociale basisvoorzieningen en variant 3.

| Groep | Uitgangsmodel | Variant 3 |
|-------|---------------|-----------|
| I | € 3,24 | € 1,80 |
| II | € -0,91 | € -1,41 |
| III | € -36,79 | € -34,54 |
| IV | € -2,54 | € 0,39 |
| V | € -4,35 | € -1,08 |

In bovenstaande tabel is te zien dat het toevoegen van de maatstaf kernen met 500 of meer adressen geen overkoepelend effect heeft op de aansluitverschillen per categorie wanneer er een doorsnede naar deze maatstaf wordt gemaakt.

Ook als de maatstaf kernen met 500 of meer adressen wordt toegevoegd aan variant 1, in plaats van aan het uitgangsmodel, verdeelt deze 2%. In dat geval verandert de verklaringsgraad naar 49%. De maatstaf inwoners verdeelt 62% (ten opzichte van 67% in uitgangsmodel), en de percentages die de andere maatstaven verdelen stijgen of dalen met maximaal 2%. De AIC stijgt voor dat model met 1 ten opzichte van uitgangsmodel, waardoor ook daar het risico bestaat dat er statistische toevalligheden worden verklaard.

Sociale basisvoorzieningen variant 4: uitgangsmodel aangevuld met maatstaf oppervlakte land

Voor de vierde variant is de maatstaf oppervlakte land toegevoegd aan de maatstaven van het uitgangsmodel. Deze variant heeft een verklaringsgraad van 51%, gelijk aan de verklaringsgraad van varianten 2 en 3. De maatstaf oppervlakte land verdeelt 1% van het budget. De percentages verdeeld door de andere maatstaven blijven hierdoor nagenoeg gelijk. De AIC stijgt met 1 ten opzichte van het uitgangsmodel. Dit betekent dat er een reële kans bestaat dat met de toevoeging van de maatstaf kernen statistische toevalligheden verklaard worden. In de onderstaande tabel zijn de aansluitverschillen van een doorsnede naar deze maatstaf weergegeven voor zowel het uitgangsmodel als deze variant.

Tabel 43 Vergelijking van de doorsnede naar oppervlakte land tussen het uitgangsmodel sociale basisvoorzieningen en variant 4.

| Groep | Uitgangsmodel | Variant 4 |
|-------|---------------|-----------|
| I | € -13,48 | € -12,10 |
| II | € 8,14 | € 7,22 |
| III | € 5,08 | € 4,46 |
| IV | € -4,43 | € -4,69 |
| V | € -11,49 | € -8,90 |

In bovenstaande tabel is te zien dat het toevoegen van de maatstaf oppervlakte land de meeste aansluitverschillen per categorie iets kleiner maakt wanneer er een doorsnede naar deze maatstaf wordt gemaakt. De verschillen zijn echter zeer beperkt, en er is geen duidelijk patroon zichtbaar dat hier aanleiding toe geeft.

Ook als de maatstaf oppervlakte land wordt toegevoegd aan variant 1, in plaats van aan het uitgangsmodel, verdeelt deze slechts 1%. In dat geval verandert de verklaringsgraad niet en blijven ook de percentages die de andere maatstaven verdelen nagenoeg gelijk. De AIC stijgt voor dat model met 2 ten opzichte van uitgangsmodel, waardoor ook daar het risico bestaat dat er statistische toevalligheden worden verklaard.

Sociale basisvoorzieningen variant 5: uitgangsmodel aangevuld met maatstaf oppervlakte binnenwater

Voor de vierde variant is de maatstaf oppervlakte binnenwater toegevoegd aan de maatstaven van het uitgangsmodel. Net als de eerdere varianten heeft deze variant een verklaringsgraad van 51%. De maatstaf oppervlakte binnenwater verdeelt een verwaarloosbaar deel (0,3%) van het budget. De percentages verdeeld door de andere maatstaven blijven nagenoeg gelijk. De AIC stijgt met 2 ten opzichte van het uitgangsmodel. Dit betekent dat er een reële kans bestaat dat met de toevoeging van de maatstaf kernen statistische toevalligheden verklaard worden. In de onderstaande tabel zijn de aansluitverschillen van een doorsnede naar deze maatstaf weergegeven voor zowel het uitgangsmodel als deze variant.

Tabel 44 Vergelijking van de doorsnede naar oppervlakte binnenwater tussen het uitgangsmodel sociale basisvoorzieningen en variant 5.

| Groep | Uitgangsmodel | Variante 5 |
|-------|---------------|------------|
| I | € -24,19 | € -24,33 |
| II | € 7,99 | € 7,45 |
| III | € -6,74 | € -6,56 |
| IV | € 9,97 | € 10,07 |
| V | € 7,48 | € 9,00 |

In bovenstaande tabel is te zien dat het toevoegen van de maatstaf oppervlakte binnenwater geen overkoepelend effect heeft op de aansluitverschillen per categorie wanneer er een doorsnede naar deze maatstaf wordt gemaakt.

Als de maatstaf oppervlakte binnenwater wordt toegevoegd aan variant 1, in plaats van aan het uitgangsmodel, krijgt deze een negatief gewicht.

Sociale basisvoorzieningen variant 6: geen langdurig psychisch medicijngebruik, maar wel gebruik specialistische GGZ.

Als zesde variant is de mogelijkheid onderzocht om de maatstaf gebruik specialistische GGZ toe te voegen aan variant 1. Deze maatstaf kan op deze manier dienen als een soort vervanging voor de verwijderde maatstaf langdurig psychisch medicijngebruik. In deze variant verdeelt gebruik specialistische GGZ 4% van het budget. Ten opzichte van variant 1 blijven de andere percentages nagenoeg gelijk. Ook de verklaringsgraad van deze variant blijft 48%. Dit model heeft dus dezelfde nadelen als variant 1.

Algemene eigen middelen en specifieke vaste bedragen

Sociale basisvoorzieningen zijn het meest beleidsvrije beleidsterrein in het sociale domein. Als in een cluster een effect verwacht wordt van algemene eigen middelen en specifieke vaste bedragen, is het in dit cluster. Het blijkt echter dat als deze toegevoegd worden aan de

regressie het gewicht van de maatstaf kernen negatief wordt. Dit leidt dus tot een aanpassing in het voorkeursmodel die niet uitlegbaar is.

Centrumfunctie

Als de centrumfunctie uit het voorkeursmodel verwijderd wordt, wordt de rol overgenomen door de omgevingsadressendichtheid. Dit resulteert echter in een model waarbij 40% van het budget verdeeld wordt door de maatstaf medicijngebruik, en een verlaging van de verklaringsgraad naar 46%.

D.3 Geactualiseerde model uit het oorspronkelijke rapport

Onderstaand is een versie van het model sociale basisvoorzieningen opgenomen zoals in de oorspronkelijke onderzoeksverantwoording gerapporteerd. Ten opzichte van het model in dat rapport is de maatstaf gebruik specialistische GGZ vervangen door de nieuwe definitie (zie hoofdstuk 2), en is het regionaal klantenpotentieel vervangen door de nieuwe regionale centrumfunctie. Door deze aanpassingen zijn de gewichten van de maatstaven (en daarmee de percentages die ze verdelen) ook veranderd.

Tabel 45 Samenvatting geactualiseerd rapportmodel sociale basisvoorzieningen

| Maatstafnaam | Verdeelt | Cum. r^2 | Cum. AIC |
|---------------------------------|----------|------------|----------|
| Inwoners | 56% | | |
| Regionale centrumfunctie | 16% | 40% | 641 |
| Migratieachtergrond | 15% | 47% | 631 |
| Gebruik specialistische GGZ | 11% | 48% | 633 |
| Kernen met 500 of meer adressen | 2% | 48% | 634 |

Het percentage dat door inwoners wordt verdeeld is in dit model 10% lager dan in het voorkeursmodel, terwijl het percentage verdeeld door migratieachtergrond iets hoger ligt. Waar het voorkeursmodel de maatstaf omgevingsadressendichtheid bevat, kent dit model daarentegen de maatstaf gebruik specialistische GGZ. Tot slot is de laatste maatstaf van dit model kernen met 500 of meer adressen, terwijl het voorkeursmodel de maatstaf kernen bevat. De verklaringsgraad van dit model is gelijk aan die van het voorkeursmodel. Omdat de AIC na de maatstaf migratieachtergrond stijgt, is er echter wel een risico dat er toevalligheden worden verklaard met de laatste twee maatstaven.

E Getoetste maatstaven per cluster

In deze bijlage is de maatstaven set per cluster opgenomen. Daarin is opgenomen hoe de maatstaf in het betreffende cluster getoetst is: als schaalfactor (s), in de beperkte maatstaven set (b) of in de uitgebreide maatstaven set (u).

| Demografische maatstaven | Indiv. Wmo | Indiv. jeugd | Participatie | Sociale basisvoorz. |
|-------------------------------|------------|--------------|--------------|---------------------|
| Inwoners Totaal | s | u | s | s |
| Inwoners 0 - 18 jaar | | s | u | b |
| Inwoners 18 - 65 jaar | u | | u | u |
| Inwoners 18 - 27 jaar | u | | u | u |
| Inwoners 65 - 75 jaar | u | | | u |
| Inwoners 75 - 85 jaar | u | | | u |
| Inwoners 85+ | u | | | u |
| Inwoners 0-4 | | u | | u |
| Inwoners 4-12 | | u | | u |
| Inwoners 12-18 | | u | | u |
| Inwoners 0-6 | | u | | u |
| Inwoners 6-12 | | u | | u |
| Inwoners 18+ | u | | u | u |
| Inwoners 65+ | b | | | b |
| Inwoners 15-75 | u | | u | u |
| Inwoners 0-65 | u | | | u |
| Inwoners 75+ | b | | | b |
| Particuliere huishoudens | u | u | u | u |
| Eenpersoonshuishoudens Totaal | b | | b | u |

Andersson Elffers Felix

| Demografische maatstaven | Indiv. Wmo | Indiv. jeugd | Participatie | Sociale basisvoorz. |
|---|------------|--------------|--------------|---------------------|
| Eenpersoonshuishoudens 65+ | b | | | u |
| Eenpersoonshuishoudens 65 -75 jaar | u | | | u |
| Eenpersoonshuishoudens 75 - 85 jaar | u | | | u |
| Eenpersoonshuishoudens 85+ | u | | | u |
| Eenouderhuishoudens Totaal | | b | b | u |
| Eenouderhuishoudens met twee of meer kinderen | u | b | u | u |
| Migratieachtergrond Totaal | b | u | b | b |
| Migratieachtergrond leeftijd 0 t/m 18 | | b | u | u |
| Verhuisbeweging naar of binnen gemeente | u | u | u | u |
| Verhuisbeweging naar gemeente toe | u | u | u | u |

| Sociaaleconomische maatstaven | Indiv. Wmo | Indiv. jeugd | Participatie | Sociale basisvoorz. |
|--|------------|--------------|--------------|---------------------|
| Huishoudens met laag inkomen exclusief studenten | b | b | b | b |
| Huishoudens met laag inkomen en kinderen | u | b | u | u |
| Eenouderhuishoudens onder lage inkomensgrens | | b | | |
| Huishoudens met laag inkomen leeftijd 65 t/m 75 | u | | | u |
| Huishoudens met laag inkomen leeftijd 75+ | b | | u | u |
| Gestandaardiseerd inkomen (in 1000 euro) | u | b | u | u |
| Inkomensongelijkheid maal inwoners | u | u | u | u |
| Jongeren met armoederisico | | b | u | b |
| Bijstandontvangers huishoudens per jaar | u | u | u | u |
| Bijstandontvangers personen per jaar | u | u | u | u |
| Eenouder bijstandontvangers | u | b | u | u |

Andersson Elffers Felix

| Sociaaleconomische maatstaven | Indiv. Wmo | Indiv. jeugd | Participatie | Sociale basisvoorz. |
|--|-------------------|---------------------|---------------------|----------------------------|
| Bijstandontvangers met kinderen | u | b | u | u |
| Bijstandontvangers huishoudens 3 jarig gemiddelde | b | b | b | b |
| Bijstandontvangers personen 3 jarig gemiddelde | u | b | u | u |
| Uitkeringsontvangers | u | u | u | u |
| Wajong | u | u | u | u |
| Loonkostensubsidie | u | u | b | u |
| Doelgroepregister (alleen gemeentelijke doelgroep) | u | | b | u |
| Laag opleidingsniveau (twee definities) | b | b | b | u |
| Opleidingsniveau van ouders (twee definities) | | b | u | u |
| Doelgroepregister (totale doelgroep incl Wajong) | b | u | u | u |
| Banen | | | u | u |
| Banenratio | | | u | u |
| Scheidingen | u | u | u | u |
| Verbroken samenwoonsituaties | u | u | u | u |
| Sociale huurwoningen | u | u | u | u |

| Gezondheidsmaatstaven | Indiv. Wmo | Indiv. jeugd | Participatie | Sociale basisvoorz. |
|---------------------------------------|-------------------|---------------------|---------------------|----------------------------|
| Ervaren gezondheid | b | u | b | b |
| Gebruik specialistische GGZ | b | b | b | b |
| Psychisch medicijngebruik door ouders | | b | u | u |
| Langdurig psychisch medicijngebruik | b | b | b | b |
| Medicijngebruik ¹⁰ | b | u | u | b |
| Personen met hoge zorgkosten | u | | | |

¹⁰ Voor alle maatstaven medicijngebruik geldt dat de Tweede Kamer een motie heeft aangenomen om ze niet te gebruiken. Gezien de hoge verklaringskracht in de huidige modellen is echter besloten om ze wel mee te nemen in het onderzoek.

Andersson Elffers Felix

| Gezondheidsmaatstaven | Indiv. Wmo | Indiv. jeugd | Participatie | Sociale basisvoorz. |
|---------------------------|------------|--------------|--------------|---------------------|
| Chronische ziek | b | | | |
| Hulpmiddelen Zvw | u | | | |
| Meerjarig hoge kosten Zvw | u | | | |
| Verpleging Zvw | u | | | |

| Fysieke maatstaven | Indiv. Wmo | Indiv. jeugd | Participatie | Sociale basisvoorz. |
|---|------------|--------------|--------------|---------------------|
| Omgevingsadressendichtheid x inwoners | b | b | u | b |
| Oppervlakte binnenwater | u | u | u | u |
| Oppervlakte buitenwater | u | u | u | u |
| Kernen | | | | b |
| Kernen maal inwoners | u | u | u | |
| Kernen met 500 of meer adressen | | | | b |
| Kernen met 500 of meer adressen maal inwoners | u | u | u | |
| Oppervlakte woonkern | u | u | | u |
| Oppervlakte land | u | u | | b |
| Centrumfuncties fysiek | b | b | b | b |
| Vast bedrag | u | u | u | b |

F Uitkomsten ten opzichte van gesignaleerde (potentiële) discrepanties in het kwalitatief onderzoek verdeelmodellen sociaal domein

In het kwalitatief onderzoek naar verdeelmodellen in het sociaal domein is een groot aantal (potentiële) discrepanties gesignaleerd. Een deel van deze discrepanties valt buiten de scope van dit onderzoek omdat er al ander onderzoek naar gedaan is, of omdat het vooral opmerkingen over het macrobudget betrof. Voor zover de potentiële discrepanties wel onderwerp zijn van dit onderzoek, is hieronder beschreven op welke manier er in de nieuwe verdeelmodellen mee omgegaan is.

Tabel 46 Potentiële discrepanties uit het kwalitatief onderzoek naar verdeelmodellen in het sociaal domein die ook onderwerp zijn van dit onderzoek

| Potentiële discrepantie | Nieuwe verdeelmodellen |
|---|---|
| Bereik nieuwe doelgroepen | De maatstaf “migratieachtergrond” is getoetst. Voor de relevante clusters Wmo en Jeugd komt de maatstaf niet (of met een negatief gewicht) terecht in de modellen. De maatstaf komt wel naar voren in het cluster sociale basisvoorzieningen, waar er 10% van het cluster mee wordt verdeeld. |
| Gebrek aan woonruimten | Dit heeft alleen betrekking op beschermd wonen, wat geen onderdeel was van dit nadere onderzoek. |
| Verschuiving naar ander type zorg | De ontwikkelingen t/m 2017 zijn meegenomen in dit onderzoek. Geregeld onderhoud aan de verdeelmodellen blijft nodig gezien de grote veranderingen in de nabije toekomst. Dit sluit aan bij de conclusies uit het onderzoek “Zoeken naar balans”. |
| Verschuiving van PGB naar ZiN | Conclusie uit het onderzoek “Zoeken naar balans” is dat er geen aanleiding is om rekening te houden met de verdeling PGB/ZiN. Een eventuele verschuiving tot 2017 is meegenomen in de basis voor de kosten. |
| Ontbrekende kosten in historische verdeelmodellen | Opgelost in de nieuwe verdeelmodellen door uit te gaan van de actuele en volledige kosten van gemeenten. In de basis dataset waar de modellen op gebaseerd zijn, ontbreken dus geen kosten meer. |
| Eigen bijdragen | Opgelost in de nieuwe verdeelmodellen door uit te gaan van de feitelijk geïnde eigen bijdragen 2017 en te corrigeren voor een inkomstenderiving als gevolg van het abonnementstarief. |

| Potentiële discrepantie | Nieuwe verdeelmodellen |
|--|---|
| Maatstaf achterstandsleerlingen | Opgelost in de nieuwe verdeelmodellen. De verdeelmodellen bevatten geen vastgezette maatstaven. Verder zijn slecht uitlegbare negatieve gewichten van maatstaven vermeden. |
| Effect van stedelijkheid | De nieuwe verdeelmodellen kennen twee stedelijkheidsmaatstaven: omgevingsadressendichtheid en de regionale centrumfunctie. Het cluster jeugd bevat beide maatstaven, waarbij omgevingsadressendichtheid een negatief gewicht kent, en de regionale centrumfunctie een positief gewicht. Ook het cluster sociale basisvoorzieningen bevat beide maatstaven, maar dit maal allebei met een positief gewicht. Het cluster Wmo bevat tot slot alleen de regionale centrumfunctie (met een positief gewicht). Als het verdeelmodel als geheel bekeken wordt is het gewicht van omgevingsadressendichtheid minimaal (-0,4%), waarmee het effect van deze maatstaf op het sociaal domein als geheel dus beperkt lijkt. |
| Medicijngebruik als maat voor gezondheid | Opgelost in de nieuwe verdeelmodellen. De maatstaf “medicijngebruik” komt niet meer voor. |
| Definitie van maatstaf medicijngebruik | Opgelost in de nieuwe verdeelmodellen. De maatstaf “medicijngebruik” komt niet voor in de nieuwe verdeelmodellen. |
| Verfijning op maatstaven | Meer verfijnde maatstaven zijn overwogen en in veel gevallen getoetst. Over het algemeen bleken deze maatstaven niet veel toe te voegen aan de modellen. Daarbij dragen meer verfijnde maatstaven ook niet bij aan de gewenste vereenvoudiging van de modellen. |
| Het gemiddelde inkomen als maat voor problematiek | In de modellen is naast het gestandaardiseerd inkomen ook de Gini-coëfficiënt getoetst als maat voor inkomensongelijkheid. Deze bleek echter geen toegevoegde waarde te hebben. Ook het gemiddelde inkomen komt als maatstaf niet voor in de nieuwe verdeelmodellen. Het percentage huishoudens met een laag inkomen blijkt een belangrijker maat dan het gemiddeld inkomen. |
| Maatstaf Wajong in verdeelmodel | Opgelost in de nieuwe verdeelmodellen. De maatstaf “Wajong” (actuele gegevens) is getoetst maar komt niet voor in de modellen. In plaats daarvan komt de nieuwe maatstaf “doelgroepregister gemeentelijke doelgroep”, die beter aansluit bij de dynamiek van de kosten, voor in het cluster participatie. |
| Effect van vergrijzing | In de nieuwe verdeelmodellen verdeelt de maatstaf “inwoners 75+” 14% van het cluster Wmo. Op basis van actuele gegevens blijkt het effect van vergrijzing op de verdeling dus beperkt te zijn. |
| Historische verdeling nieuwe doelgroep Participatiewet | De middelen voor de nieuwe doelgroep Participatiewet zijn in het nieuwe model opgenomen in de objectieve verdeling via de maatstaf doelgroepregister gemeentelijke doelgroep. |
| Budget klassieke doelgroep Wwb | In het kwalitatief onderzoek is al geconcludeerd dat deze potentiële discrepantie incorrect was. Het budget is nu meeverdeeld in het cluster participatie. |

| Potentiële discrepantie | Nieuwe verdeelmodellen |
|--|---|
| Zorggebruik in verdeelmodellen | Maatstaven die gezondheidsfactoren representeren zijn getoetst. Voorbeelden hiervan zijn “gebruik specialistische GGZ”, “meerjarige hoge zorgkosten (top 15%)”, “verpleging top 3,5%”, “chronisch ziek” en “hulpmiddelen”. Geen van deze maatstaven blijkt een meerwaarde te hebben voor de verdeelmodellen. |
| Aanwezigheid landelijke voorzieningen | De omgang met de aanwezigheid van landelijke voorzieningen is uitgebreid afgewogen in de begeleidingscommissies en de stuurgroep. Op basis daarvan is besloten dat het niet wenselijk is om ze expliciet als maatstaf in de modellen op te nemen. |
| Aanzuigende werking door centrumfunctie | In de verdeelmodellen komt de maatstaf “regionale centrumfunctie”, voor als maat voor de centrumfunctie in de clusters sociale basisvoorzieningen, jeugd en Wmo. De maatstaf verdeelt 15% van het totale gemeentefonds en is daarmee prominent aanwezig. |
| Opeenstapeling sociale problematiek | Als opeenstapeling van sociale problematiek tot niet-lineaire effecten leidt, kan dit onderzocht worden door producten of machten van maatstaven op te nemen. Dergelijke maatstaven hebben als nadeel dat ze gevoelig zijn voor gemeentelijke herindelingen. Bij sociale basisvoorzieningen zijn machten van het aantal inwoners onderzocht, en bleek daar van beperkte meerwaarde. De andere modellen gaven geen aanleiding tot dergelijk onderzoek. |
| LVB-problematiek en perspectief voor de jeugd | Een maatstaf LVB is niet mogelijk gebleken wegens een gebrek aan gegevens. De LVB-proxy maatstaf “scores eindtoets basisschool” is overwogen, maar uiteindelijk niet meegenomen in de analyse omdat deze gepaard gaat met veel onzekerheden. |
| Geen maatstaf opleidingsniveau | Opgelost in de nieuwe verdeelmodellen. De maatstaf “laag opleidingsniveau” is opgenomen in het model voor Wmo. Hiermee is middels een kwantitatieve toets dus ook de hypothese dat het opleidingsniveau de Wmo-kosten beïnvloedt bewezen. |
| Hoog opleidingsniveau van ouders | Er is geen maatstaf voor hoog opleidingsniveau getoetst. Het oordeel uit het onderzoek “Zoeken naar balans” is dat er geen aanleiding lijkt om dit specifieke punt uitgebreid te onderzoeken, aangezien het niet gerelateerd is aan het noodzakelijke kostenniveau van de gemeente. |
| Aard van krimpregio’s zorgt voor grotere uitdagingen | In het kwalitatief onderzoek is geconstateerd dat het niet voor de hand ligt om deze potentiële discrepantie op te lossen binnen de AU. Dit is ook geconcludeerd in het onderzoek naar het fysieke domein. In dit onderzoek is de maatstaf overwogen en is besloten om het fysieke domein te volgen. Daar kwam de maatstaf echter niet terug, dus is hij in het sociale domein ook niet getoetst. |
| Landelijke toegankelijkheid | Dit heeft alleen betrekking op het model beschermd wonen, dat geen onderdeel was van dit nadere onderzoek. |
| Gerechtelijke uitspraken | Het onderzoek “Zoeken naar balans” meldt dat er geen gerechtelijke uitspraken ter sprake zijn gekomen die direct kunnen leiden tot verdeelstoornissen. |

| Potentiële discrepantie | Nieuwe verdeelmodellen |
|--|---|
| Verwijzingen door huisartsen en andere medici | De conclusie van het onderzoek “Zoeken naar balans” luidt dat de mogelijkheid tot verwijzen door huisartsen mogelijk een kostenopdrijvende factor is, maar geen plaats heeft in de verdeelmodellen vanwege de beleidsmogelijkheden van gemeenten. De maatstaf “verwijzingen naar jeugdhulp door huisartsen” is overwogen, maar vanwege precies deze prikkelwerking niet getoetst. |
| Invzet rondom personen met verward gedrag | Het onderzoek “Zoeken naar balans” meldt dat er geen redenen zijn om aan te nemen dat de aanpak van personen met verward gedrag een significant verdeelvraagstuk betreft. De maatstaf “verwarde personen” is overwogen, maar vanwege onzekerheid in de data niet getoetst. Kosten die hiervoor gemaakt zijn, zijn wel meegenomen. |
| Opdeling cliëntgroepen Wlz/gemeentelijk domein | In de kosten is uitgegaan van de feitelijke opdeling zoals hij in 2017 gold. Daarmee zijn eventuele discrepanties in de verdeling doordat de opdeling anders uitpakte dan historisch voorzien opgelost. |
| Afbouw bedden bij GGZ-klinieken | De beddenafbouw in de GGZ is vooral een macro-vraag. Kosten voor gemeenten die hier tot 2017 uit voortkwamen, zijn meegenomen in het onderzoek. |
| Passend onderwijs | De maatstaf “speciaal onderwijs” is overwogen, maar vanwege de gevoeligheid voor het beleid van gemeenten en samenwerkingsverbanden passend onderwijs uiteindelijk niet getoetst. |
| Complexere zorgvragen | De problematiek die vechtscheidingen met zich meebrengen werd genoemd als mogelijke oorzaak van een stijging in het kostenniveau van specifieke gemeenten. Voornamelijk de invloed van vechtscheidingen op de jeugdhulp is bekend. Het aantal vechtscheidingen wordt echter niet geregistreerd. Het totaal aantal echtscheidingen en het aantal verbroken samenwonenrelaties is wel getoetst, maar komt niet in de verdeelmodellen terecht. |
| Opgetelde werking van de maatstaf bijstandsonvangers | Opgelost in de nieuwe verdeelmodellen. In het traject is aangegeven dat er over alle clusters heen een maximaal bedrag van € 5000 verdeeld mag worden door de maatstaf “bijstandsonvangers”. Het bedrag dat hierdoor wordt verdeeld in de nieuwe verdeelmodellen ligt hieronder. Daarnaast is de maatstaf alleen nog maar opgenomen in het cluster Participatie. |
| Fluctuaties in budgetten en niet-stabiele maatstaven | Voor iedere getoetste maatstaf is de mate van fluctuatie afgewogen. In sommige gevallen is hierdoor gewerkt met driejarige gemiddelden en in andere gevallen zijn maatstaven niet opgenomen omdat ze te grote fluctuaties in het budget zouden veroorzaken. |