

## Bijstandsverdeelmodel 2020





Amsterdam, april 2020  
In opdracht van ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid

## Bijstandsverdeelmodel 2020

Stabiliteit en regionale patronen

Marloes Lammers  
Lennart Kroon  
Marten Middeldorp (Atlas Research)  
Tim Schwartz  
Sandra Muilwijk-Vriend (Atlas Research)



seo economisch onderzoek



“De wetenschap dat het goed is”

*SEO Economisch Onderzoek doet onafhankelijk toegepast onderzoek in opdracht van overheid en bedrijfsleven. Ons onderzoek helpt onze opdrachtgevers bij het nemen van beslissingen. SEO Economisch Onderzoek is gelieerd aan de Universiteit van Amsterdam. Dat geeft ons zicht op de nieuwste wetenschappelijke methoden. We hebben geen winst oogmerk en investeren continu in het intellectueel kapitaal van de medewerkers via promotietrajecten, het uitbrengen van wetenschappelijke publicaties, kennisnetwerken en congresbezoek.*

SEO-rapport nr. 2020-11

ISBN 978-90-5220-043-9

**Informatie & Disclaimer**

SEO Economisch Onderzoek heeft op de verkregen informatie en data geen onderzoek uitgevoerd dat het karakter draagt van een accountantscontrole of due diligence. SEO is niet verantwoordelijk voor fouten of omissies in de verkregen informatie en data.

**Copyright © 2021 SEO Amsterdam.** Alle rechten voorbehouden. Het is geoorloofd gegevens uit dit rapport te gebruiken in artikelen, onderzoeken en collegesyllabi, mits daarbij de bron duidelijk en nauwkeurig wordt vermeld. Gegevens uit dit rapport mogen niet voor commerciële doeleinden gebruikt worden zonder voorafgaande toestemming van de auteur(s). Toestemming kan worden verkregen via [secretariaat@seo.nl](mailto:secretariaat@seo.nl)

## Samenvatting

*De belangrijkste veroorzakers van budgetmutaties tussen model 2019 en model 2020 zijn veranderingen in de bijdragen van regionale kenmerken, buurtkenmerken, en enkele huishoudkenmerken (de Human Capital Index en personen van 50 jaar tot AOW-leeftijd in het huishouden). De regionale patronen in de budgetmutaties sluiten het best aan bij de ontwikkeling in de kenmerken beschikbaarheid van werk, aandeel WW en personen van 50 jaar tot AOW-leeftijd in het huishouden. Gebruik van meerjaarsgemiddelden van regionale kenmerken leidt tot kleinere budgetmutaties. Enkele verfijningen van regionale kenmerken leiden niet tot verbetering van het model.*

### Aanleiding

De verdeling van de bijstandsgelden over gemeenten wordt (mede) bepaald op basis van een objectief verdeelmodel. Dit model voorspelt de ontvangst van een bijstandsuitkering (volumecomponent) en de hoogte van de uitkering (prijscomponent). Beide componenten houden rekening met een groot aantal objectieve kenmerken die zijn gebaseerd op integrale gegevens van alle huishoudens in Nederland. Het verdeelmodel wordt ieder jaar opnieuw geschat op basis van de meest recente gegevens.

De budgetaandelen van gemeenten verschillen van jaar op jaar. Bij het vaststellen van de budgetten voor 2020 bleek dat de budgetmutaties bovendien een licht regionaal patroon vertonen: gemeenten in West-Nederland gaan er relatief vaak op vooruit, terwijl de budgetaandelen in Oost-Nederland relatief vaak dalen. In deze rapportage is onderzocht wat de oorzaken zijn van fluctuaties in het (objectieve) budgetaandeel en welke aanpassingen in het bijstandsverdeelmodel deze fluctuaties kunnen dempen.

### Stabiliteit

Budgetaandelen wijzigen van jaar op jaar wanneer de waarde van kenmerken ( $x$ ) verandert, of wanneer de waarde van het schattingsgewicht voor dat kenmerk ( $\beta$ ) verandert. Per kenmerk is bepaald wat de bijdrage is van dit kenmerk ( $x*\beta$ ) aan de budgetmutaties.

Veranderingen in budgetaandelen tussen 2019 en 2020 worden met name veroorzaakt door veranderingen in de volumecomponent die de kans op bijstand voorspelt. De belangrijkste veroorzakers van budgetmutaties zijn veranderingen in de bijdragen van regionale kenmerken (met name beschikbaarheid van werk en werken onder niveau), buurtkenmerken (overlast in de buurt) en van enkele huishoudkenmerken (de Human Capital Index (HCI) en personen van 50 jaar tot AOW-leeftijd in het huishouden).

Dit zijn kenmerken waarin als gevolg van maatschappelijke en economische (regionale) ontwikkelingen relatief veel verandert van jaar op jaar. Bijvoorbeeld de regionale ontwikkeling in het aantal banen en de beroepsbevolking zorgt voor een verandering in de regionale kenmerken. Regionale verschuivingen in het opleidingsniveau van de beroepsbevolking kan leiden tot verandering in opleidingsniveau indicatoren, en regionale verschuivingen in leeftijdsopbouw kan leiden tot verandering in leeftijdsgroep indicatoren.

Voor de huishoudkenmerken 'leeftijd 50 jaar tot AOW' en 'laag HCI in huishouden' geldt bovendien dat deze aan een jaarlijkse update onderhevig zijn, wat kan zorgen voor (regionale) wijzigingen in het kenmerk. De HCI wordt deels bepaald aan de hand van het opleidingsniveau en deels op

basis van het arbeidsverleden. De reden hiervoor is dat de onderwijsregistraties voor oudere personen niet compleet zijn. De gehanteerde leeftijdsgrens voor het gebruik van opleidingsniveau of arbeidsverleden schuift ieder jaar op omdat de registratie van opleidingsniveau ieder jaar ook steeds een jaar extra volledig is. Een mogelijke oplossing is om de leeftijdsgrens niet meer op te schuiven. Ook het kenmerk 'Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden' verandert ieder jaar als gevolg van de geleidelijke verhoging van de AOW-leeftijd. In model 2020 krijgen gebieden met veel 66-jarigen door verhoging van de AOW-leeftijd meer budget om ook de uitkeringen van hun 66-jarigen te kunnen bekostigen. De verschuivingen als gevolg van de update van dit kenmerk zijn dus valide.

### **Regionale patronen**

Voor de belangrijkste veroorzakers van budgetmutaties (regionale kenmerken, leeftijd 50 tot AOW en HCI) is getoetst in hoeverre hun regionale patroon overeenkomt met het Oost-West patroon in de budgetmutaties.

De bijdrage van drie kenmerken aan het voorspeld aantal bijstandshuishoudens laat een patroon zien dat lijkt op het regionale patroon in de budgetmutaties. Het gaat om de kenmerken 'beschikbaarheid van werk', 'aandeel WW' en 'leeftijd 50 tot AOW'. Er is geen regionaal patroon in budgetmutaties te zien wanneer regionale kenmerken niet meegenomen worden in de schattingen.

Ook de bijdrage van andere kenmerken aan het voorspeld aantal bijstandshuishoudens laat regionale patronen zien. De mate van regionale clustering in het kenmerk HCI is vergelijkbaar met de clustering van 'beschikbaarheid van werk' en 'aandeel WW'. De regionale clustering van het kenmerk 'werken onder niveau' is veel groter. De regionale patronen in deze kenmerken komen echter niet overeen met de uiteindelijke patronen in de budgetmutaties.

### **Verfijning regionale kenmerken**

Geen van de geteste verfijningen van de bestaande regionale kenmerken zorgt voor een modelverbetering. Het meten van de regionale arbeidsmarkt op een lager schaalniveau, het stabiel maken van het kenmerk 'buurten waar werken niet de norm is', en het toevoegen van 'beschikbaarheid van laaggeschoold werk' aan de volumecomponent zorgen allen voor een verslechtering van de verklaringskracht van het model. Daarnaast blijkt het niet mogelijk om in de correctie voor grenspendel bij het kenmerk 'beschikbaarheid van werk' rekening te houden met de woon- en werkplaats van arbeidsmigranten, omdat hier onvoldoende gegevens voor beschikbaar zijn.

### **Oplossingen en advies**

Om de jaarlijkse fluctuaties in regionale kenmerken te dempen, kan gebruik gemaakt worden van meerjaarsgemiddelden van regionale factoren. Het gebruik van meerjaarsgemiddelden voor de regionale indicatoren beschikbaarheid van werk, werken onder niveau en aandeel WW in de volume-component vergroot de verklaringskracht van model 2020 niet. Wel leidt het tot een kleinere GGAA, lagere budgetmutaties, en een minder sterk regionaal patroon. Het model met driejaarsgemiddelden presteert het beste van alle alternatieven. Model 2019 met meerjaarsgemiddelden presteert echter slechter dan het originele model 2019: de verklaringskracht neemt af en de GGAA neemt toe. Advies is daarom om in model 2021 de modelvariant met driejaarsgemiddelden nogmaals te toetsen.

Het gebruik van meerjaarsgemiddelden voor de regionale indicator beschikbaarheid van laaggeschoold werk in de prijscomponent vergroot de verklaringskracht van het model niet en leidt zelfs tot hogere budgetmutaties. Echter: de kwalitatieve reden om meerjaarsgemiddelden op te nemen (bijstandsgerechtigden profiteren wellicht niet als eerste van verbeteringen op de arbeidsmarkt) is voor de prijscomponent en volumecomponent nagenoeg gelijk. Advies is daarom om voor model 2021 zowel een variant te toetsen met meerjaarsgemiddelden in de volumecomponent, als een variant met meerjaarsgemiddelden in de volumecomponent én de prijscomponent.

Een variant waarin de leeftijdsgrens voor HCI van nu af aan wordt bevroren is niet uitlegbaar. Bevriezen van de leeftijdsgrens zorgt ervoor dat er meer dan noodzakelijk gebruik wordt gemaakt van het arbeidsverleden van personen (en minder van het opleidingsniveau). Dit is ongewenst, omdat arbeidsverleden wordt beïnvloed door bijstandsontvangst in het verleden. Opnemen van arbeidsverleden ondermijnt dus de prikkelwerking van het model. Advies is daarom om voor model 2021 het kenmerk HCI zoals gebruikelijk te updaten met nieuwe informatie over het opleidingsniveau.

Door het bijstandsverdeelmiddel niet jaarlijks te herschatten blijven de schattingsgewichten ( $\beta$ ) stabiel, maar sluiten zij minder goed aan bij de actuele situatie. Dit leidt tot een fors hogere GGAA, hogere budgetmutaties en sterkere regionale patronen. Advies is daarom om het model jaarlijks te blijven herschatten.

Geen van de geteste varianten voor de verdere verfijning van bestaande regionale kenmerken geeft een modelverbetering. Het advies is daarom om deze niet nogmaals te toetsen in het regulier onderhoud voor model 2021.





# Inhoud

<b>Samenvatting</b> .....	<b>i</b>
<b>1 Inleiding</b> .....	<b>1</b>
1.1 Onderzoeksaanpak.....	1
1.2 Leeswijzer .....	2
<b>2 Stabiliteit</b> .....	<b>3</b>
2.1 Mogelijke oorzaken budgetmutaties.....	3
2.2 Methode .....	4
2.3 Bijdrages kenmerken aan budgetverschuivingen .....	5
2.4 Conclusie.....	12
<b>3 Regionale patronen</b> .....	<b>15</b>
3.1 Mogelijke oorzaken regionale patronen.....	16
3.2 Methode .....	17
3.3 Actualisatieslag.....	19
3.4 Regionale kenmerken.....	20
3.5 Huishoudkenmerken.....	27
3.6 Conclusies.....	30
<b>4 Oplossingen: modelvarianten</b> .....	<b>33</b>
4.1 Meerjaarsgemiddelden .....	34
4.2 De Human Capital Index (HCI).....	37
4.3 Niet herschatten modelgewichten .....	38
4.4 Conclusies en advies .....	39
<b>5 Verfijning regionale kenmerken</b> .....	<b>41</b>
5.1 Regionale arbeidsmarkt meten op een lager schaalniveau.....	41
5.2 Correctie voor arbeidsmigranten .....	43
5.3 Buurten waar werken niet de norm is.....	44
5.4 Beschikbaarheid van laaggeschoold werk in de volumecomponent.....	45
5.5 Conclusies en advies .....	46
<b>Literatuur</b> .....	<b>49</b>
<b>Bijlage A Het bijstandsverdeelmiddel</b> .....	<b>51</b>
<b>Bijlage B Analyses stabiliteit</b> .....	<b>55</b>
<b>Bijlage C Analyses regionale patronen</b> .....	<b>59</b>



# 1 Inleiding

*Gemeenten hebben te maken met fluctuaties in het aan hen toegekende bijstandsbudget van jaar op jaar. Dit heeft deels te maken met wijzigingen in het (objectief) budgetaandeel zoals voorspeld door het bijstandsverdeelmiddel. In deze rapportage is onderzocht wat de oorzaken zijn van fluctuaties in het budgetaandeel en welke aanpassingen in het bijstandsverdeelmiddel deze fluctuaties kunnen dempen.*

De verdeling van de bijstandsgelden over gemeenten wordt (mede) bepaald op basis van een objectief verdeelmiddel. Dit model voorspelt de ontvangst van een bijstandsuitkering (volumecomponent) en de hoogte van de uitkering (prijscomponent), zie Muilwijk-Vriend et al. (2019). Beide componenten houden rekening met een groot aantal objectieve factoren die zijn gebaseerd op integrale gegevens van alle huishoudens in Nederland. Zie Bijlage A voor een uitleg van het bijstandsverdeelmiddel.

Het verdeelmiddel wordt ieder jaar opnieuw geschat op basis van de meest recente gegevens. Het idee hierachter is dat daardoor de uitkomsten zo goed mogelijk aansluiten bij de actuele situatie. Mede hierdoor komt het voor dat er fluctuaties zijn in het budget van een gemeente van jaar op jaar. In deze rapportage is onderzocht wat de belangrijkste oorzaken van fluctuaties in het objectieve budgetaandeel zijn en wat mogelijke oplossingen zijn.

Daarnaast viel bij het vaststellen van de budgetten voor 2020 op dat er bepaalde regionale patronen waren in de uitkomsten van het verdeelmiddel die niet in lijn zijn met feitelijke ontwikkelingen in de bijstandsafhankelijkheid. Zo dalen de budgetaandelen van gemeenten in Oost-Nederland relatief vaak in 2020 ten opzichte van 2019, terwijl de budgetaandelen van gemeenten in West-Nederland relatief vaak stijgen.<sup>1</sup> Ook hiervoor is onderzocht wat de belangrijkste oorzaken zijn en wat mogelijke oplossingen zijn.

Het is goed om hierbij op te merken dat regionale patronen in de budgetmutaties die niet overeenkomen met de *feitelijke* ontwikkeling, niet per se een signaal zijn dat het verdeelmiddel de *objectieve* ontwikkeling in het aantal bijstandshuishoudens niet goed volgt. De objectieve ontwikkeling is de ontwikkeling in het aantal bijstandshuishoudens bij gelijkblijvende verschillen in effectiviteit van beleid tussen gemeenten. Idealiter volgen de budgetmutaties deze objectieve ontwikkeling. De objectieve ontwikkeling is echter onbekend, omdat betrouwbare en complete gegevens over (de ontwikkeling van) effectiviteit van beleid ontbreken.

## 1.1 Onderzoeksaanpak

Het onderzoek bestaat uit vier stappen:

1. Analyse (in)stabiliteit
2. Analyse regionale patronen
3. Oplossingen: modelvarianten

---

<sup>1</sup> De mutaties in budgetaandelen van 2018 op 2019 lieten een soortgelijk regionaal patroon zien (zie Tempelman et al., 2019).

#### 4. Verfijning regionale kenmerken

De eerste stap bestaat uit het in beeld brengen van de belangrijkste oorzaken van fluctuaties in budgetaandelen van jaar op jaar. Hierbij is gekeken naar de bijdrage van individuele verdeelkenmerken aan verschuivingen in budgetaandelen. De tweede stap gaat in op de regionale patronen in de uitkomsten van het verdeelmodel. Allereerst is gekeken in hoeverre er inderdaad sprake is van ruimtelijke autocorrelatie. In het geval er bewijs is van een ruimtelijk patroon, is onderzocht welke ontwikkelingen in kenmerken samenhangen met dit ruimtelijke patroon. Op basis van de uitkomsten van de eerste twee stappen zijn modelvarianten geschat die instabiliteit en regionale patronen mogelijk verminderen. Deze varianten zijn vervolgens beoordeeld op verklaringskracht, stabiliteit en aanwezigheid van regionale patronen. Tot slot zijn er verschillende verfijningen getoetst van de regionale kenmerken in het model. Deze verfijningen hebben niet direct tot doel om stabiliteit te verminderen of regionale patronen te dempen, maar leiden mogelijk wel tot een betere verklaringskracht van het model.

## 1.2 Leeswijzer

Hoofdstuk 2 gaat in op de stabiliteit van het bijstandsverdeelmodel en de belangrijkste oorzaken van fluctuaties in budgetten. In Hoofdstuk 3 volgt een analyse van regionale patronen in de modeluitkomsten. Hoofdstuk 4 beschrijft de mogelijke oplossingen voor grote modelfluctuaties en regionale patronen in de uitkomsten en doet aanbevelingen voor mogelijke aanpassingen aan het bijstandsverdeelmodel. Tot slot toetst Hoofdstuk 5 enkele verfijningen van de regionale kenmerken.

## 2 Stabiliteit

*Gemeenten hebben te maken met fluctuaties in het aan hen toegekende bijstandsbudget van jaar op jaar. De belangrijkste veroorzakers van budgetmutaties zijn de veranderingen in de bijdragen van regionale kenmerken, buurtkenmerken, en van enkele huishoudkenmerken (de Human Capital Index en personen van 50 jaar tot AOW-leeftijd in het huishouden).*

Het bijstandsverdeelmodel wordt ieder jaar herschat op de meest recente gegevens. Het idee hierachter is dat daardoor de uitkomsten zo goed mogelijk aansluiten bij de actuele situatie. Het herschatten kan er wel aan bijdragen dat gemeenten fluctuaties ervaren in het aan hen toegekende budget. Deze fluctuaties van jaar op jaar zijn beoogd: wanneer kenmerken van huishoudens in een gemeente veranderen, vertaalt dat zich in een andere (voorspelde) bijstandskans en dus ook in een ander budgetaandeel. Grote fluctuaties zouden dus veroorzaakt moeten worden door veranderingen in huishoud- en regionale kenmerken in de gemeente. In dit hoofdstuk wordt in beeld gebracht wat de grootste drijvers zijn van veranderingen in budgetten.

### 2.1 Mogelijke oorzaken budgetmutaties

Een verandering in het budget(aandeel) van een gemeente kan verschillende oorzaken hebben (zie Tempelman et al., 2019):

- De samenstelling van de populatie huishoudens in een gemeente kan wijzigen;
  - Als er meer huishoudens zonder risicokenmerken of meer huishoudens met recht op een laag normbedrag in een gemeente zijn gekomen, leidt dit tot een afname van het voorspelde aantal bijstandshuishoudens en een afname in het budgetaandeel.
- De regionale situatie kan wijzigen;
  - Als in de gemeente de arbeidsmarkt verbetert, daalt de kans op bijstand en daarmee het budgetaandeel.
- Definities van kenmerken zijn gewijzigd;
  - Het is soms noodzakelijk of onvermijdelijk om de definities van kenmerken aan te passen (wijzigingen in kenmerken staan beschreven in Muilwijk-Vriend et al. (2019)). Dit kan ertoe leiden dat het voorspelde aantal bijstandsuitkeringen verandert.
- Gewichten van kenmerken zijn gewijzigd;
  - Het model wordt ieder jaar herschat op basis van actuelere gegevens dan het voorgaande jaar. Dit resulteert in gewijzigde gewichten voor alle kenmerken. Een hoger gewicht voor een bepaald risicokenmerk, leidt tot hogere kans op bijstand en dus een hoger voorspeld aantal bijstandshuishoudens.

De eerste drie redenen hebben betrekking op veranderingen in de waarde van het kenmerk (de 'x'), de laatste reden heeft betrekking op veranderingen in het geschatte gewicht van het kenmerk (de 'β'). Per kenmerk is daarom bepaald wat de bijdrage is van dit kenmerk aan het voorspeld aantal bijstandshuishoudens (volumecomponent), de voorspelde fractie van het normbedrag (prijscomponent), en de budgetmutaties. De bijdrage van een kenmerk is bepaald door de waarde van het kenmerk (de 'x') en de schattingsgewichten van het kenmerk (de 'β') met elkaar te vermenigvuldigen.

Naast bovengenoemde redenen kan het budgetaandeel ook wijzigen als in de gemeente zelf niets wijzigt, dus het aantal voorspelde uitkeringen gelijk blijft, maar in andere gemeenten het aantal huishoudens met een relatief hoge kans op bijstand groeit. Paragraaf 2.3.4 gaat hier verder op in.

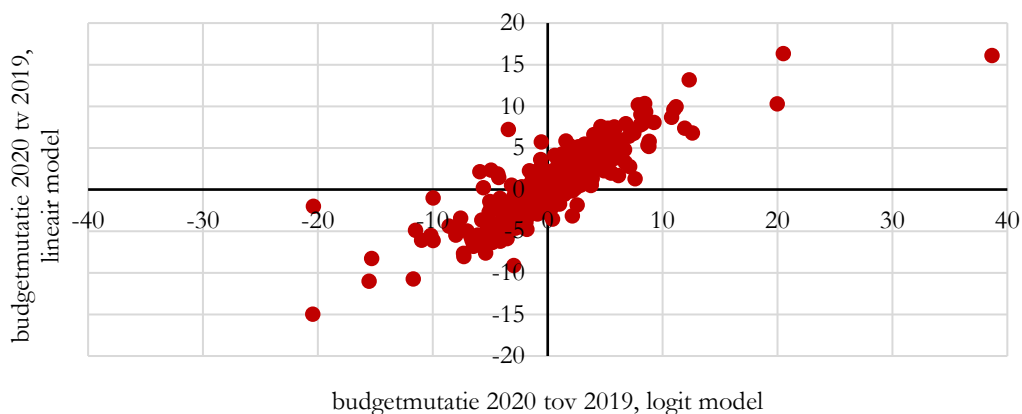
## 2.2 Methode

Zowel het prijs- als het volumemodel worden geschat op basis van een logit kansmodel.<sup>2</sup> Het logit model is een niet-lineair model. Hierdoor is het niet mogelijk om de bijdrages van individuele kenmerken aan de voorspelde bijstandskans (of fractie) uit te splitsen. Om deze reden is voor de analyses in dit hoofdstuk gebruikt gemaakt van lineaire modellen. Met een lineair model kan eenvoudig worden berekend wat een specifiek verdeelkenmerk bijdraagt aan de uiteindelijke voorspelling. Een lineair model leidt echter tot een andere voorspelde bijstandskans of voorspelde fractie van het normbedrag dan de modellen die daadwerkelijk gebruikt worden in de budgetverdeling. Om deze reden is eerst onderzocht in hoeverre de uitkomsten van beide modellen overeenkomen.

### 2.2.1 Validiteit lineair model

De voorspelde bijstandskans op huishoudniveau op basis van het lineaire model hangt sterk samen met de voorspelde kans op basis van een logit model: de correlatie (op individuniveau) is 83 procent. De correlatie tussen de voorspelde fractie van het normbedrag op basis van het lineaire en logit model is zelfs 98 procent. Ook op gemeentenniveau zijn de uitkomsten van het lineaire en het logit model vergelijkbaar. De budgetmutaties tussen 2020 en 2019 op basis van het lineaire en het logit model zijn voor 81 procent gecorreleerd. Deze correlatie is sterker wanneer alleen gekeken wordt naar de budgetgemeenten van 15.000 inwoners of meer (85 procent) of de volledige gebudgetteerde gemeenten van 40.000 inwoners of meer (90 procent). Figuur 2.1 laat deze sterke correlatie zien.

**Figuur 2.1** Sterke correlatie tussen de budgetmutaties op basis van een logit model en een lineair model



Toelichting: De figuur laat voor de budgetgemeenten (15.000 inwoners of meer) de budgetmutaties tussen 2020 en 2019 zien op basis van het logit model (x-as) en een lineair model (y-as).  
Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS Microdata.

Hoewel er een duidelijk verband is tussen de budgetmutaties op basis van het lineaire model en op basis van het logit model, zijn er voor individuele gemeenten soms wel grote verschillen – zie

<sup>2</sup> Het prijsmodel wordt geschat op basis van een *fractional* logit model. Dit omdat de afhankelijke variabele (de fractie van het normbedrag dat wordt ontvangen) een waarde heeft die tussen 0 en 1 ligt.

Figuur 2.1. Er is bijvoorbeeld een gemeente waarvoor de werkelijke budgetmutatie (op basis van het logit model) +40 procent is, terwijl de budgetmutatie op basis van het lineaire model slechts +15 procent is. Ook is er een gemeente met een werkelijke budgetmutatie van -20 procent, terwijl de budgetmutatie op basis van het lineaire model dicht bij 0 procent ligt. Oorzaken van deze uitschieters zijn dus op basis van het lineaire model niet te achterhalen.

## 2.2.2 Nadelen lineair model

De hoge samenhang tussen de uitkomsten van het lineaire en logit model op zowel huishoud- als gemeenteniveau maakt dat het gebruik van een lineair model de belangrijkste veroorzakers van budgetmutaties in Nederland waarschijnlijk wel kan achterhalen. Hoe groot de bijdragen van de individuele kenmerken aan de budgetmutatie *precies* is kunnen we niet bepalen op basis van het lineaire model. Dit model wordt immers niet gebruikt in de daadwerkelijke verdeling. Echter, ook in het logit model kan de bijdrage van individuele kenmerken aan de budgetmutatie niet exact bepaald worden. Omdat het logit model een niet-lineair model is, bestaat de individuele bijdrage van verschillende kenmerken aan de totale budgetmutatie eenvoudigweg niet.<sup>3</sup>

Er zijn goede redenen om de lineaire modellen niet te gebruiken voor de daadwerkelijke verdeling:

- Bij de ontwikkeling van model 2017 (de eerste versie van het huidige objectieve model voor de volumecomponent) bleek dat een logit model het werkelijk aantal bijstandshuishoudens significant beter benadert dan een lineair model. Een logit model heeft in het geval van voorspellen van bijstand dus een hogere *voorspelkracht* in vergelijking tot een lineair model.
- Een logit model voorspelt kansen tussen nul en één. Dit is niet het geval voor een lineair model. Een huishouden kan dan een negatieve kans op bijstand hebben of een kans groter dan één. Het is dus mogelijk dat het lineaire model voor een gemeente een negatief aantal bijstandshuishoudens voorspelt.

## 2.3 Bijdrages kenmerken aan budgetverschuivingen

### 2.3.1 Volumecomponent

#### Methode

Het aantal voorspelde bijstandshuishoudens in een gemeente verandert van jaar op jaar als gevolg van een verandering in de bijdrage van huishoud- en regionale kenmerken. In een lineair model is deze relatie eenvoudig. Het voorspeld aantal bijstandshuishoudens is dan immers simpelweg de som van de bijdrages van de individuele kenmerken.<sup>4</sup> De bijdrage van een kenmerk kan positief of negatief zijn, afhankelijk van het teken van het schattingsgewicht van dat kenmerk. De *verandering* in de bijdrage van een kenmerk tussen model 2019 en model 2020 kan ook zowel positief als negatief zijn. Dit is zowel afhankelijk van de verandering in de schattingsgewichten als de verandering in de samenstelling van huishoudens en de regionale situatie van een gemeente. Bijvoorbeeld: stel dat een gemeente een relatief sterke groei heeft van het aantal huishoudens met een laag opleidingsniveau, en dat het schattingsgewicht niet verandert. Het schattingsgewicht van het kenmerk *Laag*

<sup>3</sup> Het logit model voorspelt de kans op bijstand voor een huishouden door de bijdragen van kenmerken met elkaar te vermenigvuldigen. De bijdrage van een kenmerk hangt dus af van de waarden van alle andere kenmerken. De bijdragen kunnen daarom niet los van elkaar gezien worden.

<sup>4</sup>  $\hat{y} = \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \dots + \hat{\beta}_N x_N$ , met  $\hat{y}$  het voorspeld aantal bijstandshuishoudens,  $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_N$  de schattingsgewichten en  $x_1, x_2, \dots, x_N$ , de huishoud- en regionale kenmerken van een gemeenten. De bijdrage van kenmerk 1 is vervolgens  $\hat{\beta}_1 x_1$ .

*HCI in huishouden* is positief. De bijdrage van dit kenmerk aan de voorspelde bijstandskans neemt daarom toe.

In deze paragraaf is per gemeente gekeken hoe de verandering in de bijdrages van groepjes van individuele kenmerken zich verhouden tot de *totale absolute verandering in bijdrages* voor die gemeente.<sup>5</sup> Bijlage B geeft een uitgebreide uitleg van de gehanteerde methode. Box 2.1 geeft een fictief rekenvoorbeeld. Voor het indelen van individuele verdeelkenmerken in groepen is aangesloten bij de groepen zoals in tabel 2.1 in Muilwijk-Vriend e.a. (2019). Zie tabel B.1 in Bijlage B voor een overzicht van welke individuele kenmerken tot welke groepen behoren.

**Box 2.1 Fictief rekenvoorbeeld voor de relatieve bijdrages van kenmerken aan veranderingen in de volumecomponent**

Onderstaande tabel geeft een fictief voorbeeld van de berekening van de relatieve bijdrages van (groepjes) van kenmerken aan de verandering in de volumecomponent voor één specifieke gemeente. Dit voorbeeld gaat er gemakshalve van uit dat de volumecomponent alleen opleidingsniveaukenmerken en woonsituatiekenmerken bevat.

In een lineair model is het voorspeld aantal bijstandshuishoudens de som van de bijdrages van individuele kenmerken. De *verandering* in het voorspeld aantal bijstandshuishoudens is dan de som van de *verandering* in bijdrages van individuele kenmerken. De relatieve bijdrage van een (groep van) kenmerk(en) is berekend door de verandering in de bijdrage van dat (groepje van) kenmerk(en) te delen door de som van de absolute veranderingen van alle individuele kenmerken. Het totaal van de absolute relatieve bijdragen van alle kenmerken (laatste kolom) telt op tot 100% - alle kenmerken tezamen verklaren immers 100% van de verandering in het voorspeld aantal bijstandshuishoudens in de gemeente.

Modelkenmerk	Bijdrage (x $\beta$ ) 2019 (1)	Bijdrage (x $\beta$ ) 2020 (2)	Verandering in bijdrage = (1) – (2)	Absolute verandering in bijdrage	Relatieve bijdrage aan verandering vo- lument
<b>Opleidingsniveau</b>					
- Lage HCI in huishouden	40	30	-10	10	-33% (-10/30)
- Middelbare/hoge HCI in huishouden	-50	-60	-10	10	-33% (-10/30)
- (V)SO/PrO in huishouden	5	10	5	5	17% (5/30)
<b>Woonsituatie</b>					
- Corporatiewoning	10	15	5	5	17% (5/30)
- Standplaats	15	15	0	0	0% (0/30)
Voorspeld aantal bijstandshuishoudens (som van individuele bijdrages)	20	10	-10		
Som van absolute veranderingen in bijdrages individuele kenmerken				30	

<sup>5</sup> Als gevoeligheidsanalyse is ook gekeken hoe de verandering in de bijdrages van groepjes van individuele kenmerken zich verhouden tot *het objectieve budget 2019* voor die gemeente. Dit geeft (kwalitatief) dezelfde resultaten. Dat wil zeggen: uit deze analyse komen dezelfde belangrijkste veroorzakers van budgetmutaties naar voren.



### Uitkomsten

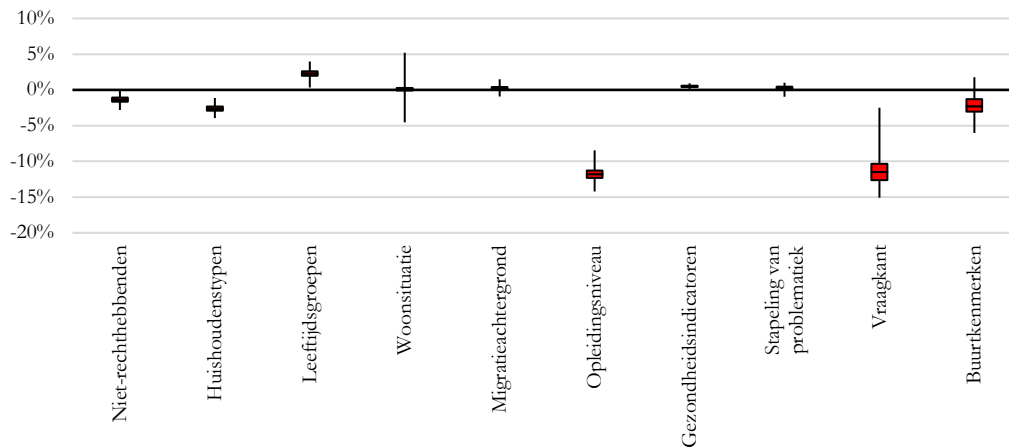
Figuur 2.2 laat zien dat voor alle gemeenten met name de veranderingen in opleidingsniveau-kenmerken en vraagkantkenmerken sterk bijdragen aan de veranderingen in het voorspeld aantal bijstandshuishoudens (volumecomponent). In beide gevallen gaat het om een negatieve verandering van de bijdrage. Dat wil zeggen dat het aantal voorspelde bijstandshuishoudens is afgenomen als gevolg van een verandering in deze kenmerken.

Dat veranderingen in bepaalde kenmerken relatief sterk bijdragen aan veranderingen in het voorspeld aantal bijstandshuishoudens wil niet direct zeggen dat dit ook gevolgen heeft voor veranderingen in de *budgetaandelen*. Wanneer de impact van (een verandering in) het kenmerk relatief even is voor alle gemeenten, verandert er niets in de budgetaandelen. Juist wanneer een verandering in een kenmerk voor veel gemeenten verschillend uitpakt, heeft dit invloed op de budgetaandelen.

Juist de spreiding in de relatieve bijdrages van verdeelkenmerken zorgt dus voor mutaties in budgetaandelen. Deze spreiding wordt weergegeven door de rode blokjes in figuur 2.2. Hoe langgerechter dit blokje, hoe groter de onderlinge verschillen tussen gemeenten in de verandering van de bijdrages van dat kenmerk en hoe waarschijnlijker het is dat er een effect is op de budgetaandelen. De buitenste lijnen geven respectievelijk de gemeenten met de laagste en hoogste relatieve bijdrage aan en zeggen dus vooral wat over uitschieters.

De figuur leert dat, kijkend naar de spreiding van de veranderingen in de bijdrages van kenmerken (de rode blokjes), met name vraagkant-, buurt- en opleidingsniveaukenmerken verschillen tussen gemeenten veroorzaken en dus mogelijk bijdragen aan veranderingen in budgetaandelen. Een verdere uitsplitsing van de opleidingsniveaukenmerken laat zien dat vooral de verandering in de bijdrage van de kenmerken ‘Laag HCI in huishouden’ ‘Middelbare/hoge HCI in huishouden’ sterk bijdragen aan de mutaties in de volumecomponent. Een uitsplitsing van de vraagkantkenmerken toont aan dat de kenmerken ‘Beschikbaarheid van werk in gemeente’ en ‘Werken onder niveau in gemeente’ een belangrijke rol spelen in verschuivingen van de volumecomponent. Voor de buurtkenmerken veranderen de bijdrages van het kenmerk ‘Overlast in de buurt’ het sterkst. Ook de spreiding in de bijdrage van de woonsituatie kenmerken valt op. Enerzijds is er een gemeente waarvoor een verandering in de bijdrages van deze kenmerken heeft gezorgd voor een relatief grote daling (min vijf procent) van het aantal bijstandshuishoudens. Anderzijds is er ook een gemeente waarbij de woonsituatie kenmerken hebben geleid tot een relatief grote stijging (plus vijf procent) van het aantal bijstandshuishoudens. Voor het overgrote deel van de gemeente is de bijdrage van de woonsituatie kenmerken echter beperkt (rond de nul procent).

**Figuur 2.2** Veranderingen in de bijdrages van opleidingsniveau- en vraagkantkenmerken dragen het sterkst bij aan mutaties van de volumecomponent



Toelichting: De figuur geeft voor de budgetgemeenten (15.000 inwoners of meer) de bijdrages van de verandering in groepjes variabelen aan de verandering van het voorspeld aantal bijstandshuishoudens. De bovenkant van een lijn laat zien wat de maximale bijdrage is voor een individuele gemeente, de onderkant de minimale bijdrage. De bovenste helft van het rode vakje geeft de waarden die vallen tussen het 50° en 75° percentiel. De onderste helft geeft de waarden die vallen tussen het 25° en 50° percentiel. Dit zijn zogenaamde box plots.

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS Microdata.

### 2.3.2 Prijscomponent

#### Methode

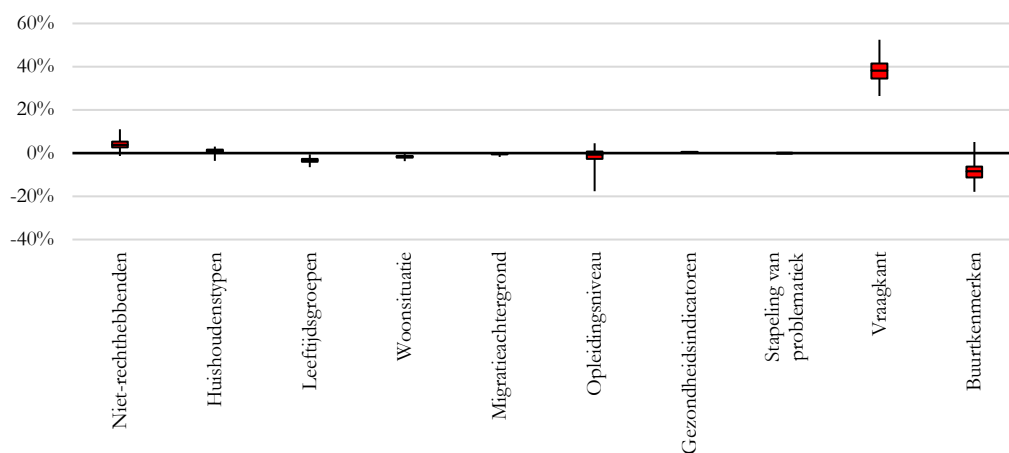
Voor de prijscomponent is eenzelfde analyse gedaan als voor de volumecomponent – zie bijlage B voor een uitleg. Er is gekeken naar de veranderingen in de bijdrages van groepjes van kenmerken aan de voorspelde fracties in een gemeente, ten opzichte van de *totale absolute veranderingen* in bijdrages van groepjes van kenmerken aan de voorspelde fracties in die gemeente. Opnieuw zijn individuele kenmerken gegroepeerd. Zie tabel B.2 in bijlage B voor een overzicht van deze groepen.

#### Uitkomsten

Uit de analyse van de prijscomponent blijkt dat de veranderingen in de bijdrages van de vraagkantvariabelen sterk bijdragen aan de veranderingen in de fracties – zie figuur 2.3. Het gaat om een positieve verandering in de bijdrage. Dat wil zeggen dat de voorspelde fracties zijn toegenomen als gevolg van een verandering in dit groepje van kenmerken. Een nadere uitsplitsing van het groepje van vraagkantindicatoren leert dat vooral de verandering in de bijdrage van het kenmerk 'Beschikbaarheid van laaggeschoold werk in gemeente' een belangrijke rol speelt in de verandering in fracties. Ook veranderingen in de bijdrage van buurtkenmerken hebben een relatief grote (negatieve) invloed.

Net als voor de volumecomponent, zorgt vooral spreiding in de verandering in bijdrages aan de voorspelde fractie voor mutaties in budgetaandelen. Op basis van de analyse van de prijscomponent is de conclusie dat vraagkantindicatoren en buurtkenmerken de meest waarschijnlijke veroorzakers van mutaties in budgetaandelen zijn. De verandering in bijdrages van huishoudkenmerken dragen relatief weinig bij aan de totale verandering in bijdrages en verschillen bovendien weinig tussen gemeenten.

**Figuur 2.3** Veranderingen in de bijdrages van de vraagkantindicatoren spelen een belangrijke rol in de mutaties in de prijscomponent



Toelichting: De figuur geeft voor de budgetgemeenten (15.000 inwoners of meer) de verdeling van de bijdrages van de verandering in groepjes variabelen aan de verandering van de voorspelde fracties. De bovenkant van een lijn geeft het maximum, de onderkant het minimum. De bovenste helft van het rode vakje geeft de waarden die vallen tussen het 50<sup>e</sup> en 75<sup>e</sup> percentiel. De onderste helft geeft de waarden die vallen tussen het 25<sup>e</sup> en 50<sup>e</sup> percentiel.

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS Microdata.

### 2.3.3 Objectieve budgetaandelen

#### Methodie

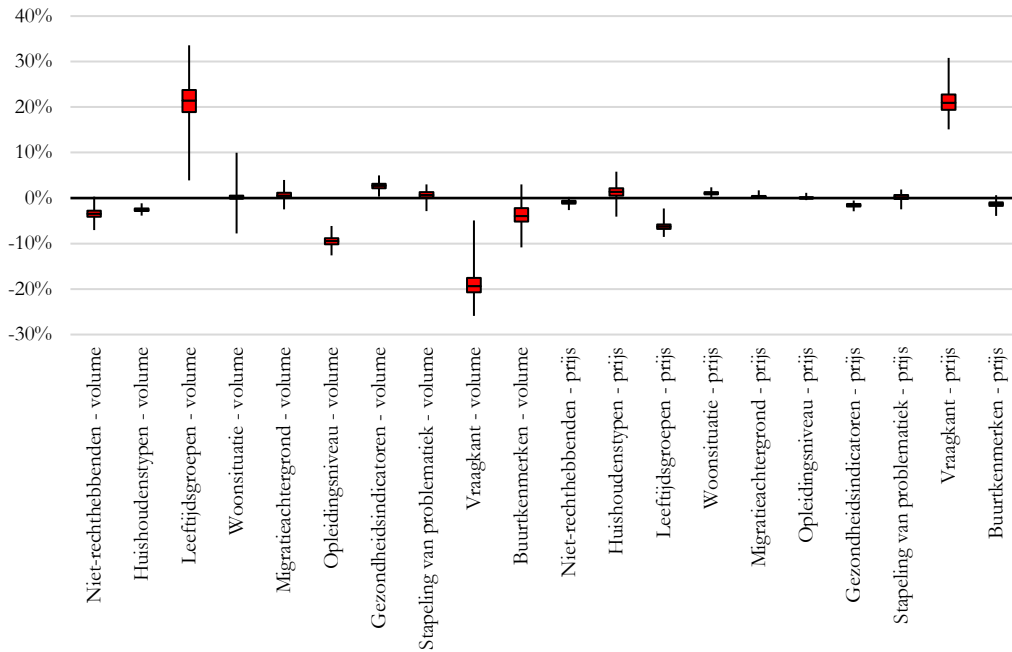
In deze paragraaf is onderzocht welke kenmerken het sterkst bijdragen aan verschuivingen in budgetaandelen. Hiervoor is een model geschat waarbij de mutaties in budgetaandelen per gemeente verklaard zijn uit de veranderingen in bijdrages van kenmerken aan zowel het voorspeld aantal bijstandshuishoudens (volumecomponent) als de voorspelde fractie (prijscomponent). De  $R^2$  (de maat voor de verklaringskracht van een model) van het geschatte model is 95 procent. Dit houdt in dat de mutaties in budgetaandelen bijna geheel te verklaren zijn uit de veranderingen in bijdrages aan het voorspeld aantal bijstandshuishoudens en de veranderingen in de bijdrages aan de voorspelde fracties. Dit is niet verrassend, het objectieve budget is immers het product van het voorspeld aantal bijstandshuishoudens, de voorspelde fracties en de wettelijke geldende normbedragen. Het *budgetaandeel* van een gemeente volgt door dit objectieve budget te delen door het totaal aan objectieve budgetten van alle gemeenten. Zie bijlage B voor een uitleg van de gebruikte methode.

#### Uitkomsten

Figuur 2.4 laat zien dat veranderingen in de bijdrages van de vraagkantindicatoren van zowel de volume- als de prijscomponent sterk bijdragen aan de veranderingen in budgetaandelen tussen 2020 en 2019. De verandering in de bijdrages van deze kenmerken is relatief groot en verschilt bovendien relatief veel tussen gemeenten (de rode blokjes zijn relatief langgerekt). Voor de vraagkantindicatoren in de volumecomponent gaat het met name om de indicatoren 'Beschikbaarheid van werk in gemeente' en 'Werken onder niveau in gemeente'. Voor de vraagkantindicatoren van de prijscomponent gaat het met name om 'Beschikbaarheid van laaggeschoold werk in gemeente'. Ook veranderingen in de bijdrages van leeftijdsgroepen indicatoren, buurtkenmerken en (in mindere mate) opleidingsniveau indicatoren van de volumecomponent dragen relatief veel bij aan de budgetmutaties. Over het algemeen geldt dat de spreiding in de bijdrages van de kenmerken in de volumecomponent groter is dan de spreiding in de bijdrages van de kenmerken in de prijscomponent. Dit

wijst erop veranderingen in de volumecomponent in vergelijking tot de veranderingen in de prijscomponent sterker bijdragen aan de veranderingen in budgetaandelen.

**Figuur 2.4** Vraagkantindicatoren van zowel de prijs- en volumecomponent en leeftijdsindicatoren in de volumecomponent dragen sterk bij aan de veranderingen in budgetaandelen



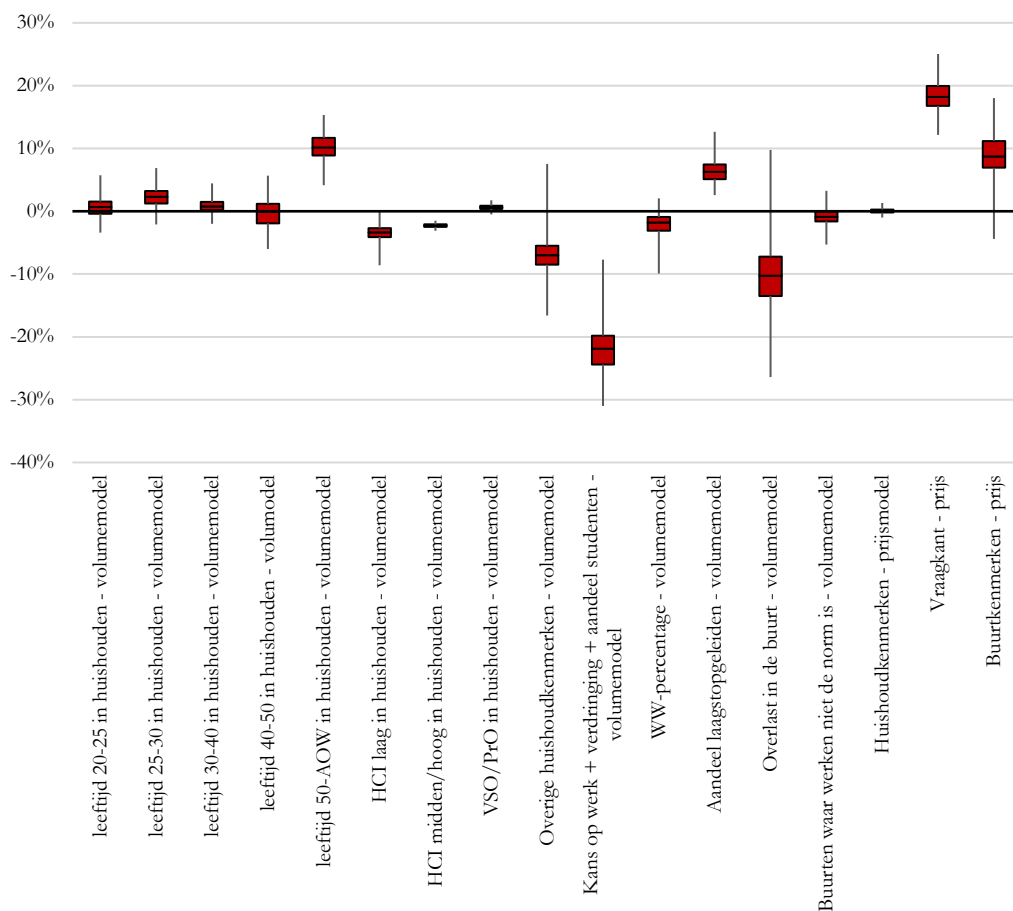
Toelichting: De figuur geeft voor de budgetgemeenten (15.000 inwoners of meer) de verdeling van de bijdrages van de verandering in groepjes variabelen aan de verandering van het voorspelde budgetaandeel. De bovenkant van een lijn geeft het maximum, de onderkant het minimum. De bovenste helft van het rode vakje geeft de waarden die vallen tussen het 50° en 75° percentiel. De onderste helft geeft de waarden die vallen tussen het 25° en 50° percentiel. De  $R^2$  van het onderliggende model is 95 procent.

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS Microdata.

Figuur 2.5 laat zien dat binnen de leeftijdsgroepen indicatoren het met name de veranderingen in de bijdrage van het kenmerk 'Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden' is die relatief veel bijdragen aan de budgetmutaties. Voor de opleidingsniveau indicatoren draagt met name het kenmerk 'HCI laag in huishouden' bij aan budgetmutaties. Bij de vraagkantkenmerken in het volumemodel komen vooral 'beschikbaarheid van werk' en 'werken onder niveau/verdringing' naar voren.<sup>6</sup> Voor de buurtkenmerken geldt dat met name 'overlast in de buurt' bijdraagt aan de budgetmutaties.

<sup>6</sup> In de figuur is de invloed van 'beschikbaarheid van werk', 'werken onder niveau' en 'aandeel studenten' gezamenlijk weergegeven. Deze drie vraagkantkenmerken zijn niet verder opgesplitst omdat 'werken onder niveau' en 'aandeel studenten' een correctie zijn op de 'beschikbaarheid van werk' en het dus niet informatief is om deze kenmerken los van elkaar te zien: gemeenten met een toename in 'beschikbaarheid van werk' zijn doorgaans dezelfde gemeenten met een toename in 'werken onder niveau'.

**Figuur 2.5 Met name regionale kenmerken dragen sterk bij aan mutaties in budgetaandelen**



**Toelichting:** De figuur geeft voor de budgetgemeenten (15.000 inwoners of meer) de verdeling van de bijdrages van de verandering in (groepjes) variabelen aan de verandering van de voorspelde fracties. De bovenkant van een lijn geeft het maximum, de onderkant het minimum. De bovenste helft van het rode vakje geeft de waarden die vallen tussen het 50<sup>e</sup> en 75<sup>e</sup> percentiel. De onderste helft geeft de waarden die vallen tussen het 25<sup>e</sup> en 50<sup>e</sup> percentiel.

**Bron:** SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS Microdata.

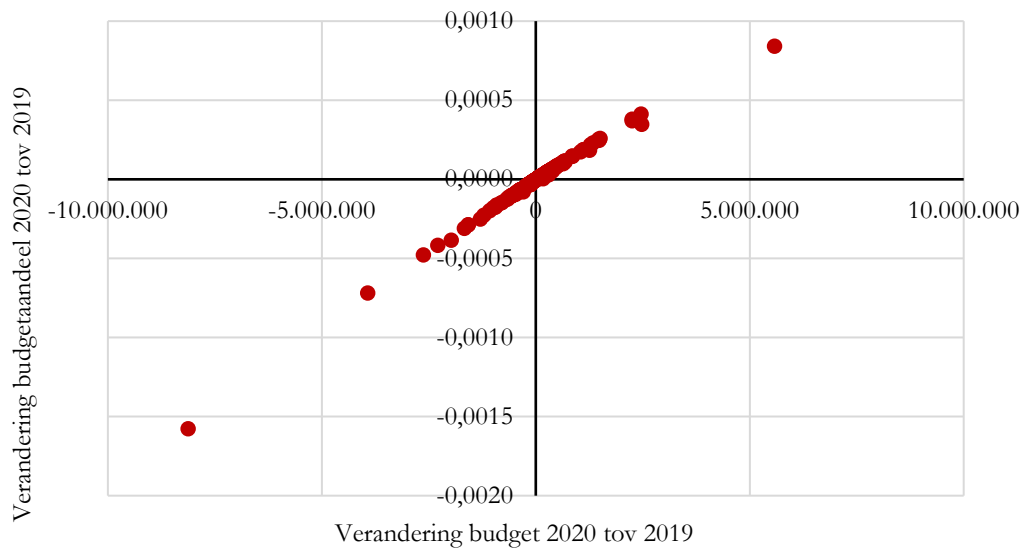
### 2.3.4 Mutaties in budgetten en budgetaandelen

Welk deel van het macrobudget voor de bijstand een gemeente toegewezen krijgt hangt af van hoe het objectieve budget van een gemeente (som van voorspelde kans op bijstand \* voorspelde fractie \* normbedrag voor alle huishoudens in de gemeente) zich verhoudt tot de objectieve budgetten van andere gemeenten. In theorie is het mogelijk dat er in een gemeente niets verandert (de huishoudsamenstelling en de regionale arbeidsmarkt veranderen niet) maar dat het budgetaandeel van die gemeente toch wijzigt. Dit is dan het gevolg van veranderingen in andere gemeenten.

In de praktijk blijkt echter dat de veranderingen in budgetaandelen zeer sterk samenhangen met de veranderingen in objectieve budgetten – zie figuur 2.6. De correlatie is 99,6 procent.<sup>7</sup> Veranderingen in het budgetaandeel van een gemeente zijn dus vrijwel uitsluitend het gevolg van veranderingen in de huishoudsamenstelling en de regionale arbeidsmarkt van de gemeente zelf.

<sup>7</sup> De correlatie tussen de verandering in budgetten en budgetaandelen tussen 2020 en 2019 voor het lineaire model dat is gebruikt voor de analyses in dit hoofdstuk is iets lager, 94,4 procent.

**Figuur 2.6** De verandering in het budgetaandeel hangt sterk samen met de verandering in het objectieve budget



**Toelichting:** De figuur laat voor de budgetgemeenten (15.000 inwoners of meer) het verschil in budget tussen 2020 en 2019 zien (x-as) en het verschil in budgetaandeel tussen 2020 en 2019 (y-as), op basis van een logit model voor de volume- en prijscomponent.

**Bron:** SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS Microdata.

## 2.4 Conclusie

Veranderingen in budgetaandelen tussen 2020 en 2019 worden met name veroorzaakt door veranderingen in de bijdrages van vraagkantindicatoren en buurtkenmerken in de volume- én prijscomponent en door leeftijdsgroepen indicatoren en (in mindere mate) opleidingsniveau indicatoren in de volumecomponent. Voor de vraagkantindicatoren in de volumecomponent gaat het met name om de indicatoren 'Beschikbaarheid van werk in gemeente' en 'Werken onder niveau in gemeente'. Voor de vraagkantindicatoren van de prijscomponent gaat het met name om 'Beschikbaarheid van laaggeschoold werk in gemeente'. Bij buurtkenmerken speelt met name 'overlast in de buurt' een rol in beide componenten. Binnen de leeftijdsgroepen indicatoren zijn het met name de veranderingen in de bijdrages van het kenmerk 'Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden' die relatief veel bijdragen aan de budgetmutaties. Bij de opleidingsniveau indicatoren draagt met name het kenmerk 'laag HCI in huishouden' relatief sterk bij aan budgetmutaties.

Met name de regionale arbeidsmarktindicatoren, buurtkenmerken, en enkele huishoudkenmerken spelen dus een belangrijke rol bij de budgetmutaties. Dit zijn kenmerken waarin als gevolg van maatschappelijke en economische (regionale) ontwikkelingen relatief veel verandert van jaar op jaar. Bijvoorbeeld de regionale ontwikkeling in het aantal banen en de beroepsbevolking zorgt voor een verandering in de regionale kenmerken. Regionale verschuivingen in het opleidingsniveau van de beroepsbevolking kan leiden tot verandering in opleidingsniveau indicatoren, en regionale verschuivingen in leeftijdsopbouw kan leiden tot verandering in de leeftijdsgroep indicatoren. Voor de huishoudkenmerken 'leeftijd 50 jaar tot AOW' en 'laag HCI in huishouden' geldt bovendien dat deze aan een jaarlijkse update onderhevig zijn, wat kan zorgen voor (regionale) wijzigingen in het kenmerk. De HCI wordt deels bepaald aan de hand van het opleidingsniveau en deels op basis van het arbeidsverleden. De reden hiervoor is dat de onderwijsregistraties voor oudere personen niet compleet zijn. De gehanteerde leeftijdsgrens voor het gebruik van opleidingsniveau of arbeidsverleden schuift ieder jaar op omdat de registratie van opleidingsniveau ieder jaar ook steeds een jaar extra volledig is. Hierdoor verandert elk jaar ook indirect de definitie van de HCI-kenmerken. Ook

het kenmerk 'Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden' verandert ieder jaar als gevolg van de geleidelijke verhoging van de AOW-leeftijd.



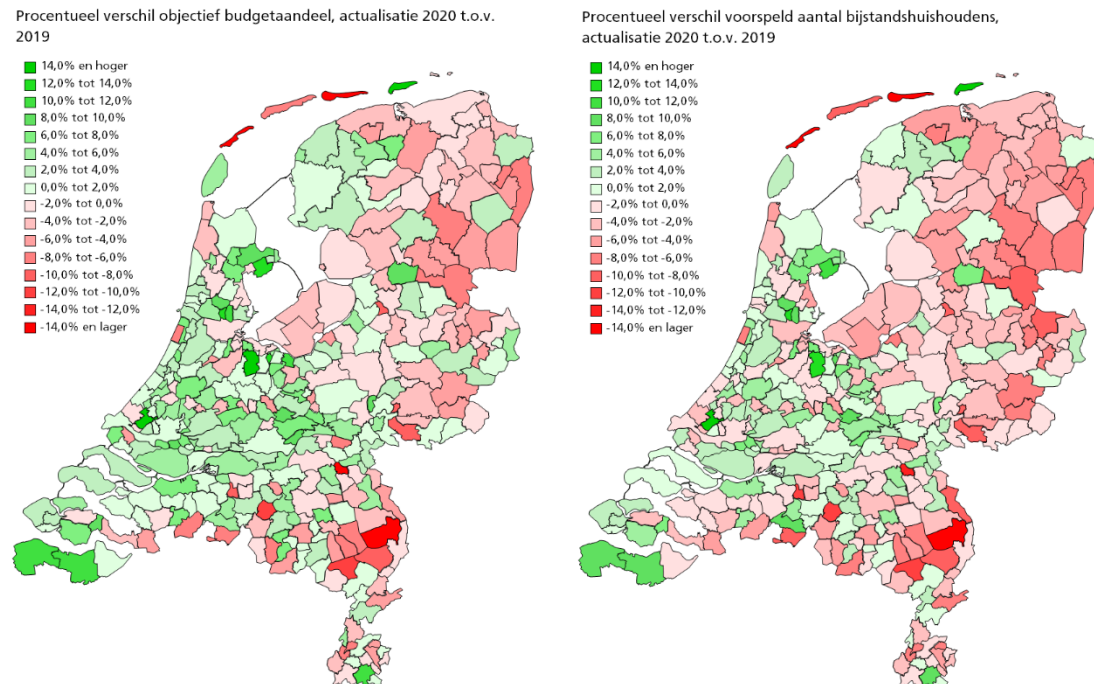


### 3 Regionale patronen

*De budgetaandelen van gemeenten in Oost-Nederland dalen relatief vaak in 2020 ten opzichte van 2019. Zowel regionale kenmerken als huishoudkenmerken vertonen regionale patronen. De regionale patronen in de verschuiving van budgetaandelen 2020 hangen samen met de ontwikkeling in 'beschikbaarheid van werk', 'aandeel WW' en 'leeftijd 50 tot AOW'.*

De budgetaandelen van gemeenten in Oost-Nederland dalen relatief vaak in 2020 ten opzichte van 2019, terwijl de budgetaandelen van gemeenten in West-Nederland relatief vaak stijgen – zie figuur 3.1 linker figuur. Deze regionale verschuiving van budgetaandelen is terug te zien in de wijziging van het voorspeld aantal bijstandshuishoudens – zie figuur 3.1 rechter figuur.<sup>8</sup> De mutaties in budgetaandelen van 2018 op 2019 lieten een soortgelijk (maar sterker) regionaal patroon zien (Temelman et al., 2019).

**Figuur 3.1 Budgetaandeel model 2020 daalt voor gemeenten in de oostelijke helft van Nederland**



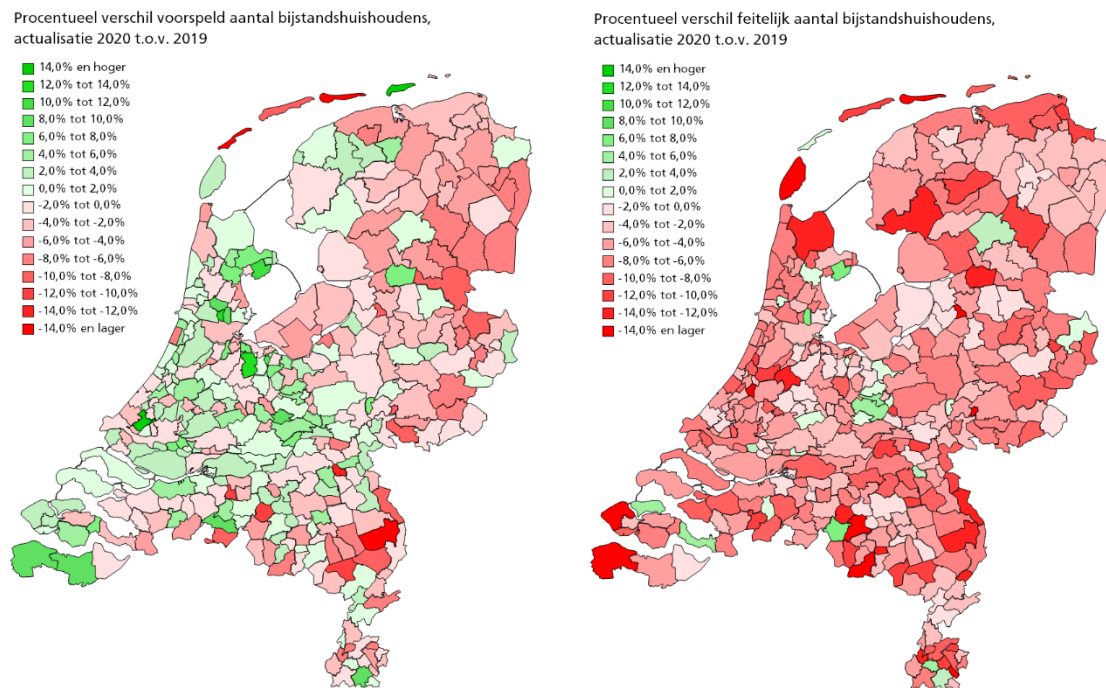
Toelichting: De linker figuur toont het procentueel verschil tussen het objectief budgetaandeel van model 2020 en het objectief budgetaandeel van model 2019. De rechter figuur toont het verschil tussen het voorspeld aantal bijstandshuishoudens in model 2020 en model 2019, ten opzichte van het voorspeld aantal bijstandshuishoudens in model 2019. Beide na actualisatie en in gemeentelijke indeling 2020.

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata

<sup>8</sup> In de rest van dit hoofdstuk worden de mutaties in budgetaandelen tussen 2019 en 2020 ook wel kortweg aangeduid met 'budgetmutaties'.

Een daling (stijging) van het budgetaandeel van een gemeente is eenvoudig uitlegbaar wanneer ook het feitelijk aantal bijstandshuishoudens in die gemeente daalt (stijgt), ten opzichte van het aantal bijstandshuishoudens in andere gemeenten. Bijvoorbeeld wanneer de arbeidsmarkt in Oost-Nederland sterk verbetert en bijstandsgerechtigden uit die gemeenten daardoor uit de bijstand stromen. In model 2020 laat de *feitelijke ontwikkeling* van het aantal bijstandshuishoudens echter geen regionaal patroon zien – zie figuur 3.2 rechter figuur. De vraag is waar dit verschil in de ontwikkeling van het voorspeld aantal bijstandshuishoudens en het feitelijk aantal huishoudens vandaan komt.<sup>9</sup>

**Figuur 3.2 Wel regionaal patroon in voorspeld aantal bijstandshuishoudens, niet in feitelijk aantal bijstandshuishoudens**



Toelichting: De linker figuur toont het verschil tussen het voorspeld aantal bijstandshuishoudens in model 2020 en model 2019, ten opzichte van het voorspeld aantal bijstandshuishoudens in model 2019. De rechter figuur toont het verschil tussen het feitelijk aantal bijstandshuishoudens in model 2020 en model 2019, ten opzichte van het feitelijk aantal bijstandshuishoudens in model 2019. Beide na actualisatie en in gemeentelijke indeling 2020.

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata.

### 3.1 Mogelijke oorzaken regionale patronen

Alle factoren die van invloed zijn op het budgetaandeel van een gemeente (zie paragraaf 2.1) kunnen ook regionale patronen veroorzaken. Kort gezegd kan er iets veranderen in:

<sup>9</sup> Het valt daarnaast op dat het werkelijk aantal bijstandshuishoudens in vrijwel alle gemeenten afneemt, terwijl het voorspeld aantal huishoudens in veel gemeenten toeneemt. Dit niveauverschil tussen werkelijk en voorspeld aantal huishoudens komt omdat het voorspeld aantal huishoudens is gebaseerd op gewichten uit de schattingsfase van het model. Een niveauverschil dat gelijk is voor alle gemeenten beïnvloedt de verdeling van de bijstandsbudgetten niet. Zie ook Muilwijk-Vriend et al. (2019).

1. De waarde van een kenmerk ( $\bar{x}$ )
2. Het gewicht van een kenmerk ( $\beta$ )

De waarde van een kenmerk kan veranderen omdat de regionale situatie en/of de samenstelling van huishoudens daadwerkelijk wijzigt, of omdat de definitie van een kenmerk wijzigt. Net als in de analyse naar stabiliteit is per kenmerk bepaald wat de bijdrage ( $\bar{x} \cdot \beta$ ) is van dit kenmerk aan de budgetmutaties. Paragraaf 3.4 gaat in op mogelijke regionale patronen in regionale kenmerken. Paragraaf 3.5 gaat in op mogelijke regionale patronen in (een selectie van) huishoudkenmerken. Daarbij zijn de huishoudkenmerken geselecteerd waarvan in hoofdstuk 2 is gebleken dat zij in belangrijke mate bijdragen aan de budgetmutaties tussen model 2019 en model 2020. Dit zijn de kenmerken 'laag HCI in huishouden' en 'leeftijd 50 tot AOW in huishouden'. Kenmerken die weinig bijdragen aan de budgetmutaties, zullen logischerwijs ook weinig bijdragen aan een eventueel regionaal patroon. Het is wel mogelijk dat kenmerken die weinig bijdragen aan budgetmutaties, gezamenlijk wel een (sterk) regionaal patroon vertonen. Dit is niet onderzocht.

De jaarlijkse (gedeeltelijke) actualisatie van kenmerken zorgt ook voor wijzigingen in de waarde van kenmerken. Tijdens de actualisatie wordt de waarde van de kenmerken zoveel mogelijk geüpdatet – zie box 3.1 voor een uitleg. Niet alle kenmerken kunnen worden geüpdatet, waardoor de gewichten van kenmerken niet meer helemaal aansluiten op de waarde waarmee vermenigvuldigd wordt. Paragraaf 3.3 gaat daarom in op mogelijke regionale patronen als gevolg van de actualisatieslag.

#### Box 3.1 Schattingsfase en actualisatiefase

De modelgewichten voor model 2020 (2019) worden geschat op basis van de gegevens begin 2017 (2016). Deze *schattingsfase* vindt ieder jaar in het voorjaar plaats. Vervolgens vindt in de zomer de *actualisatiefase* plaats. In deze fase worden de schattingsgewichten toegepast op de situatie eind december 2018 (2017) en op basis hiervan worden de budgetten vastgesteld.

De reden voor de actualisatieslag is om de uitkomsten zo goed mogelijk te laten aansluiten bij de situatie in het jaar waarvoor de budgetten worden verdeeld. De reden dat de schattingsgewichten worden bepaald aan de hand van een eerder peilmoment heeft te maken met het feit dat sommige gegevens pas in het najaar op een recenter peilmoment beschikbaar komen. Het model in de zomer herschatten op de (gedeeltelijk) geactualiseerde gegevens is niet wenselijk. De relatie van een bepaald kenmerk met de kans op bijstand kan immers niet goed ingeschat worden wanneer de bijstandsafhankelijkheid op een ander moment wordt vastgesteld dan het kenmerk.

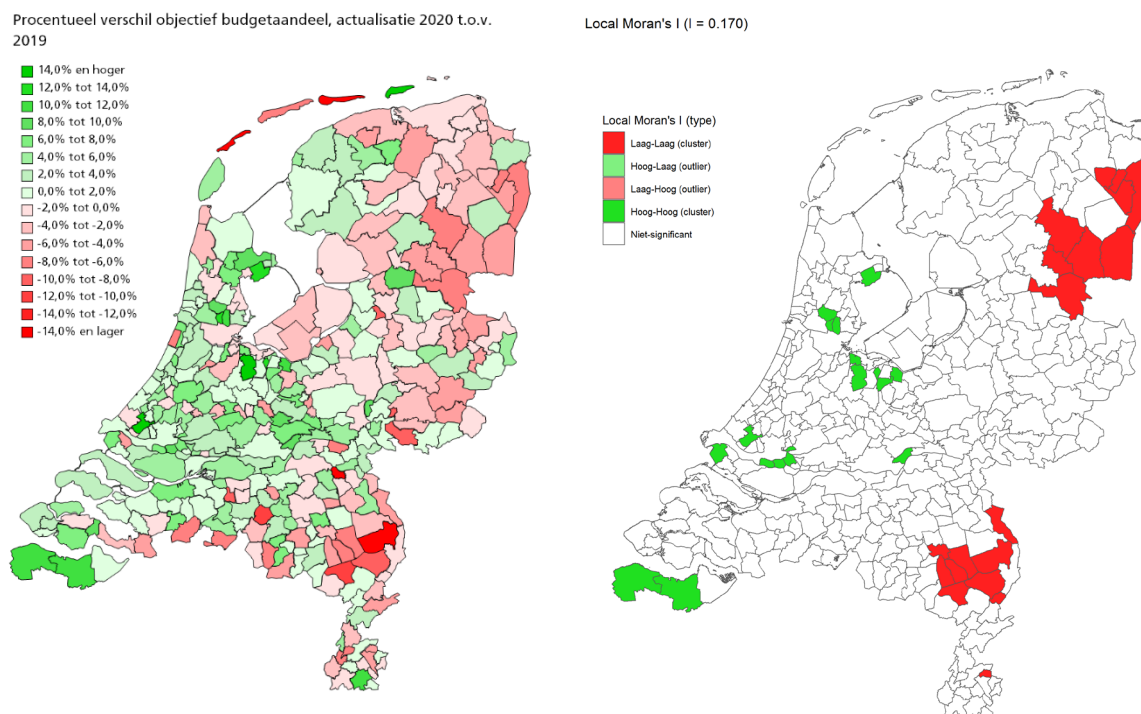
## 3.2 Methode

Dit hoofdstuk brengt mogelijke regionale patronen in beeld door kaarten van Nederland te laten zien. Op basis van deze kaarten ontstaat een visueel beeld van de aanwezigheid van regionale patronen. Nadeel van de kaarten is dat het menselijk oog erop is getraind om patronen te ontdekken in informatie. Als gevolg hiervan kan het voorkomen dat patronen in ruimtelijke gegevens worden gezien, terwijl in feite geen sprake is van ruimtelijke clustering van deze gegevens. Daarom is met behulp van ruimtelijk-econometrische analyse vastgesteld of daadwerkelijk sprake is van regionale clustering. Hiervoor is gebruikt gemaakt van *Moran's I*. De globale *Moran's I* is een maat voor ruimtelijke autocorrelatie, vergelijkbaar met de reguliere correlatiecoëfficiënt: een waarde van 0 betekent geen ruimtelijke autocorrelatie, een waarde van 1 betekent perfecte (positieve) ruimtelijke autocorrelatie. Vervolgens wordt in een kaartje van Nederland de Lokale *Moran's I* getoond: hierin kleuren

gemeenten rood (groen) wanneer zij het middelpunt vormen van een cluster van gemeenten met negatieve (positieve) waarden. Bijlage C geeft een uitleg van de gehanteerde methode.

Figuur 3.3 (rechter figuur) toont Moran's I voor de budgetmutaties. De (ruimtelijke) autocorrelatie tussen de budgetmutaties van de verschillende gemeenten in Nederland is klein: 0,170. Er zijn dus niet veel gebieden in Nederland waarbij meerdere aangrenzende gemeenten een daling of juist een stijging van het budget kennen. De figuur laat zien in welke gebieden dit wel het geval is: Drenthe/Groningen kent een gebied met dalende budgetten, en dit geldt ook voor een deel van Limburg.<sup>10</sup> In Overijssel en Gelderland zijn geen clusters van aangrenzende gemeenten met negatieve (of positieve) budgetmutaties. Er is dus niet zozeer sprake van een algemeen Oost/West patroon, maar wel van een (zwak) regionaal patroon in de budgetmutaties dat zich centreert in enkele deelgebieden in het Oosten van Nederland.

**Figuur 3.3 Daling van budgetaandelen 2020 in Drenthe/Groningen en Limburg vertoont regionale clustering**



Toelichting: De linker figuur toont het procentueel verschil tussen het objectief budgetaandeel van model 2020 en het objectief budgetaandeel van model 2019. Na actualisatie en in gemeentelijke indeling 2020. De rechter figuur toont lokale clusters op basis van Moran's I.

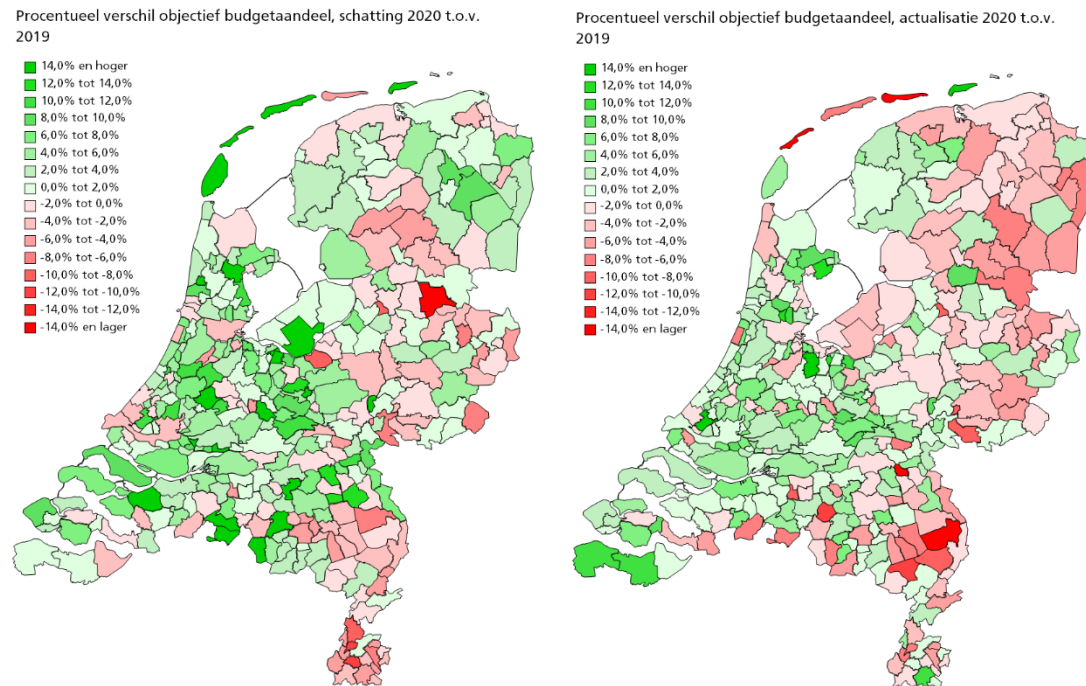
Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata.

<sup>10</sup> Het 'rode' gebied in Drenthe/Groningen kende in 2019 juist een stijging van het budgetaandeel (na toepassing van de volumecomponent en na actualisatie). Zie Figuur 2 in Tempelman et al. (2019).

### 3.3 Actualisatieslag

In de schattingsfase is een beperkt regionaal patroon te zien in de budgetmutaties. Na actualisatie lijkt er een duidelijker regionaal patroon te zijn in de budgetmutaties – zie figuur 3.4. Mogelijk ligt dit aan de actualisatie van de kenmerken: de waarden van de kenmerken wijzigen van jaar op jaar, terwijl de gewichten van de kenmerken niet wijzigen. Het betreffende gewicht sluit dan niet meer aan bij de waarde waarmee vermenigvuldigd wordt.

**Figuur 3.4** Verschillen in regionaal patroon budgetmutaties tussen schatting en actualisatie

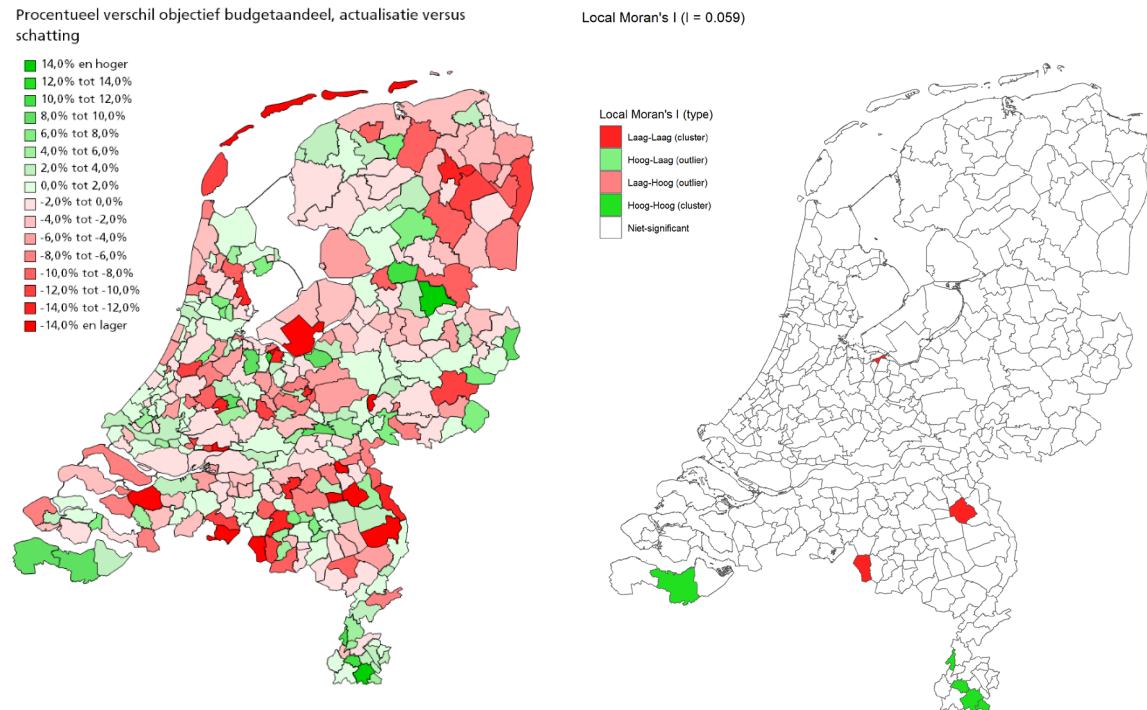


Toelichting: De linker figuur toont het verschil tussen het budgetaandeel in de schattingsfase van model 2020 en model 2019, ten opzichte van het budgetaandeel in model 2019. De rechter figuur toont het verschil tussen het budgetaandeel in de actualisatiefase van model 2020 en model 2019, ten opzichte van het budgetaandeel in model 2019. Beide in gemeentelijke indeling 2020.

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata.

Analyse met behulp van Moran's I toont aan dat de actualisatieslag het regionale patroon in de objectieve budgetmutaties (na actualisatie) niet kan verklaren. Er is weinig verschil in de *mate* van regionale clustering. De ruimtelijke autocorrelatie voor respectievelijk de schattings- en actualisatiefase zijn 0,135 en 0,170. Er is dus met name sprake van *andere* regionale patronen in de actualisatiefase ten opzichte van de schattingsfase maar niet per se *meer* regionale clustering. Figuur 3.5 (linker figuur) toont het verschil tussen de verschuiving in het budgetaandeel na actualisatie en de verschuiving in het budgetaandeel na schatting, dus het verschil tussen het linker kaartje en het rechter kaartje van figuur 3.4. De ruimtelijke autocorrelatie van dit verschil is zeer laag: 0,059. Figuur 3.5 (rechter figuur) toont de local Moran's I. Hierin is wederom duidelijk te zien dat door actualisatie nauwelijks ruimtelijke autocorrelatie wordt geïntroduceerd.

**Figuur 3.5** Jaarlijkse actualisatie van gegevens leidt niet tot versterking regionale patronen



Toelichting: De linker figuur toont het verschil tussen de verschuiving in het budgetaandeel na actualisatie, en de verschuiving in het budgetaandeel na schatting. De rechter figuur toont lokale clusters op basis van Moran's I. De cijfers zijn in gemeentelijke indeling 2020.

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata.

Omdat actualisatie van de gegevens het regionale patroon in de objectieve budgetmutaties (na actualisatie) niet kan verklaren, toont de rest van dit hoofdstuk alleen figuren en analyses *na actualisatie*. De budgetmutaties na actualisatie zijn immers daadwerkelijk van belang voor de verdeling van de bijstandsbudgetten over gemeenten, terwijl de budgetmutaties na schatting slechts een tussenproduct zijn in de jaarlijkse update van het bijstandsverdeelmiddel.

### 3.4 Regionale kenmerken

Het opnemen van regionale kenmerken in het bijstandsverdeelmiddel levert een belangrijke bijdrage aan de verklaringskracht van het model. Door toevoegen van regionale kenmerken krijgt het Westen van Nederland (met relatief veel bereikbare banen) een kleiner budgetaandeel. Vooral het Oosten en Noorden van Nederland gaan erop vooruit door toevoegen van de regionale kenmerken aan het model, zie Tempelman et al. (2019).

Het toevoegen van regionale kenmerken aan het bijstandsverdeelmiddel zorgt er dus voor dat gecorrigeerd wordt voor feitelijke verschillen in bijstandsafhankelijkheid tussen gemeenten als gevolg van verschillende regionale situaties *op een bepaald moment*. Daarnaast kunnen regionale kenmerken zorgen voor regionale wijzigingen in het budgetaandeel *van jaar op jaar*. Deze regionale wijzigingen zijn ook beoogd: wanneer bijvoorbeeld in het Oosten de beschikbaarheid van werk relatief sterk

toeneemt, vertaalt dat zich in een lager (voorspeld) aantal bijstandshuishoudens en dus ook een lager budgetaandeel.

Hoofdstuk 2 laat zien dat de ontwikkeling in regionale kenmerken een belangrijke oorzaak is van verschuivingen in budgetaandelen 2020. Maar in hoeverre zorgen de verschuivingen in regionale kenmerken ook voor een *regionaal patroon* in budgetmutaties?

### 3.4.1 Uitkomsten model zonder regionale kenmerken

Figuur 3.6 laat zien dat de budgetmutaties in een model zonder regiokenmerken geen regionaal patroon vertonen. De ruimtelijke autocorrelatie tussen de budgetmutaties is dan ook zeer beperkt: 0,041 versus 0,170 in het huidige model met regiokenmerken. Dit is een indicatie dat de geobserveerde patronen in budgetmutaties samenhangen met ontwikkelingen in regiokenmerken.

Voor zover regiokenmerken bijdragen aan het regionale patroon, moet de verklaring gezocht worden in het model voor het voorspeld aantal huishoudens (volumecomponent), de voorspelde fractie van het normbedrag (prijscomponent) speelt niet of nauwelijks een rol.<sup>11</sup> Figuur 3.7 laat dit zien. De figuur toont de budgetmutaties wanneer de regiokenmerken alleen uit de prijscomponent worden verwijderd. Deze budgetmutaties lijken nog altijd sterk op de werkelijke objectieve budgetmutaties uit figuur 3.3. Ook de ruimtelijke autocorrelatie neemt nauwelijks af: van 0,170 naar 0,156 voor het model zonder regiokenmerken in de prijscomponent.

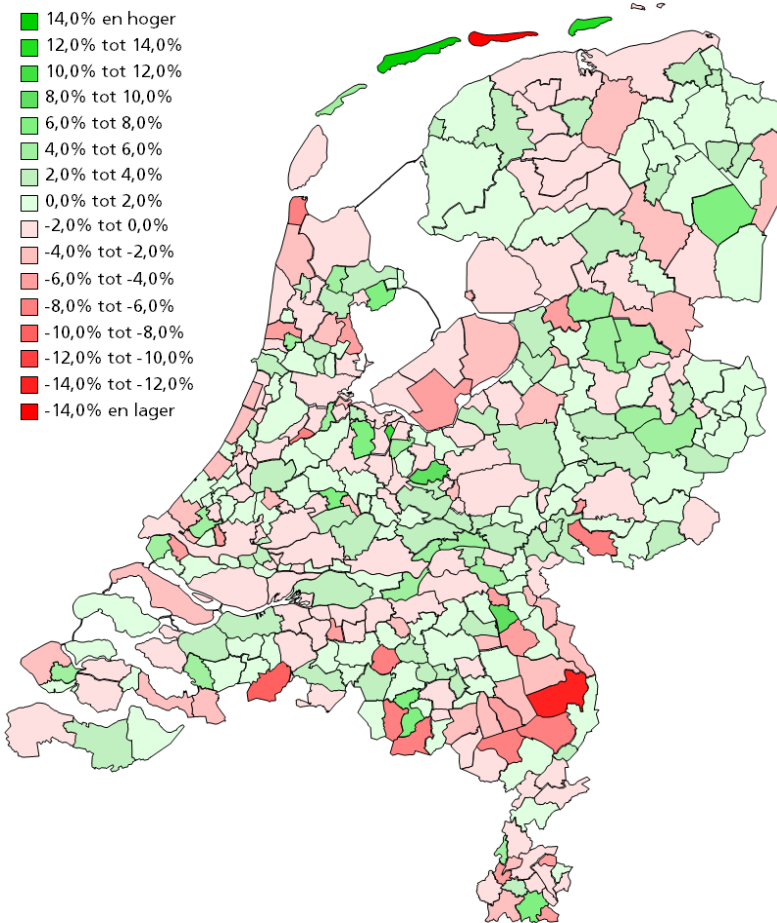
Het is goed om op te merken dat deze resultaten als indicatief moeten worden beschouwd. Door het model opnieuw te schatten zonder regionale kenmerken, bestaat het risico dat de overige (huishoud)kenmerken een deel van het regionale effect oppikken. Hierdoor ontstaat geen zuiver beeld van het effect van de regiokenmerken. Met name de gewichten van migratiekenmerken wijzigen relatief sterk bij weglaten van de regiokenmerken. Bij één voor één weglaten van de regiokenmerken is deze verstoring nog groter, omdat de regiokenmerken voornamelijk samenhangen met elkaar (en minder met de huishoudkenmerken) en dus makkelijker elkaars effect oppikken. Met het kansmodel dat gebruikt wordt voor de werkelijke verdeling is het niet mogelijk om de precieze bijdrage van individuele kenmerken te bepalen – zie paragraaf 2.2. Daarom is met lineaire modellen berekend wat een specifiek verdeelkenmerk bijdraagt ( $x^*\beta$ ) aan de uiteindelijke voorspelling.

---

<sup>11</sup> Dit resultaat is verwacht, omdat de prijscomponent een relatief kleine rol speelt in de bepaling van de budgetten: de budgetten worden vooral gedreven door de voorspellingen in de volumecomponent.

**Figuur 3.6** Geen regionaal patroon in budgetmutaties bij model zonder regiokenmerken ( $I = 0.041$ )

Procentueel verschil objectief budgetaandeel prijsmodel zonder regiokenmerken volumemodel zonder regiokenmerken, actualisatie 2020 t.o.v. 2019

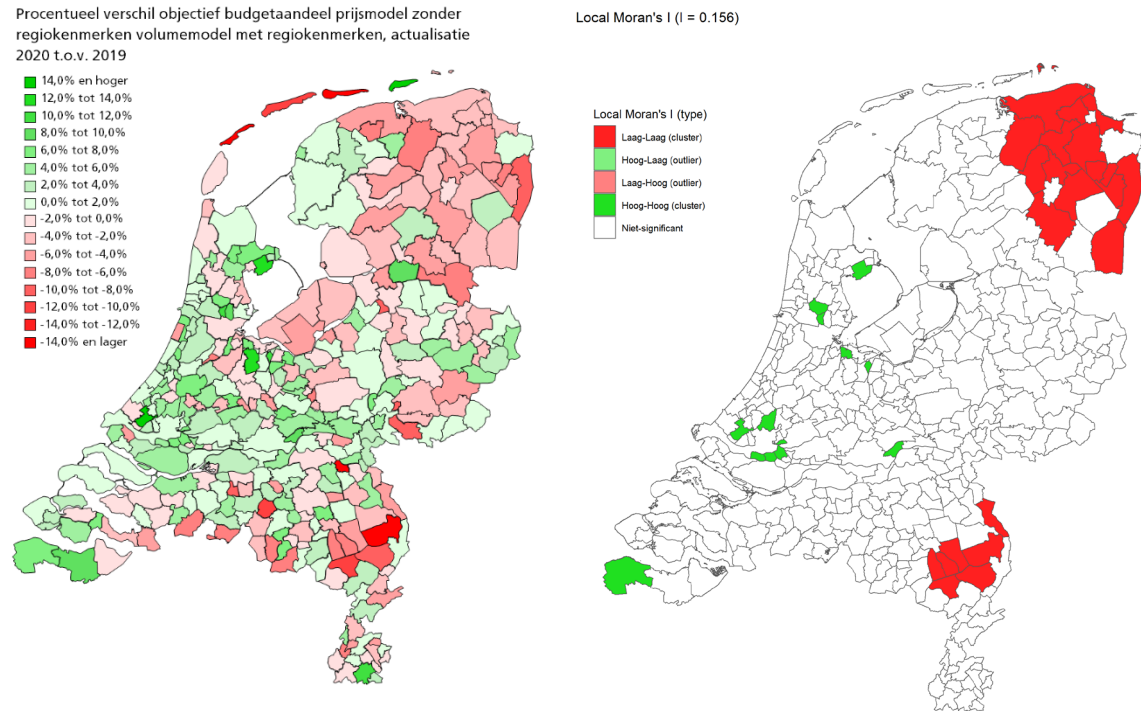


Toelichting: De figuur toont de procentuele verandering in budgetaandelen van model 2020 zonder regionale kenmerken ten opzichte van model 2019 zonder regionale kenmerken. Zowel de volumecomponent als de prijscomponent zijn hier geschat zonder regionale kenmerken. De cijfers zijn in gemeentelijke indeling 2020.

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata.



**Figuur 3.7 Regionaal patroon nog altijd zichtbaar wanneer regiokenmerken alleen uit prijsmodel worden verwijderd**



Toelichting: De linker figuur toont de procentuele verandering in budgetaandelen van model 2020 zonder regionale kenmerken ten opzichte van model 2019 zonder regionale kenmerken. Alleen de prijscomponent is hier geschat zonder regionale kenmerken. De cijfers zijn in gemeentelijke indeling 2020. De rechter figuur toont lokale clusters op basis van Moran's I.

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata.

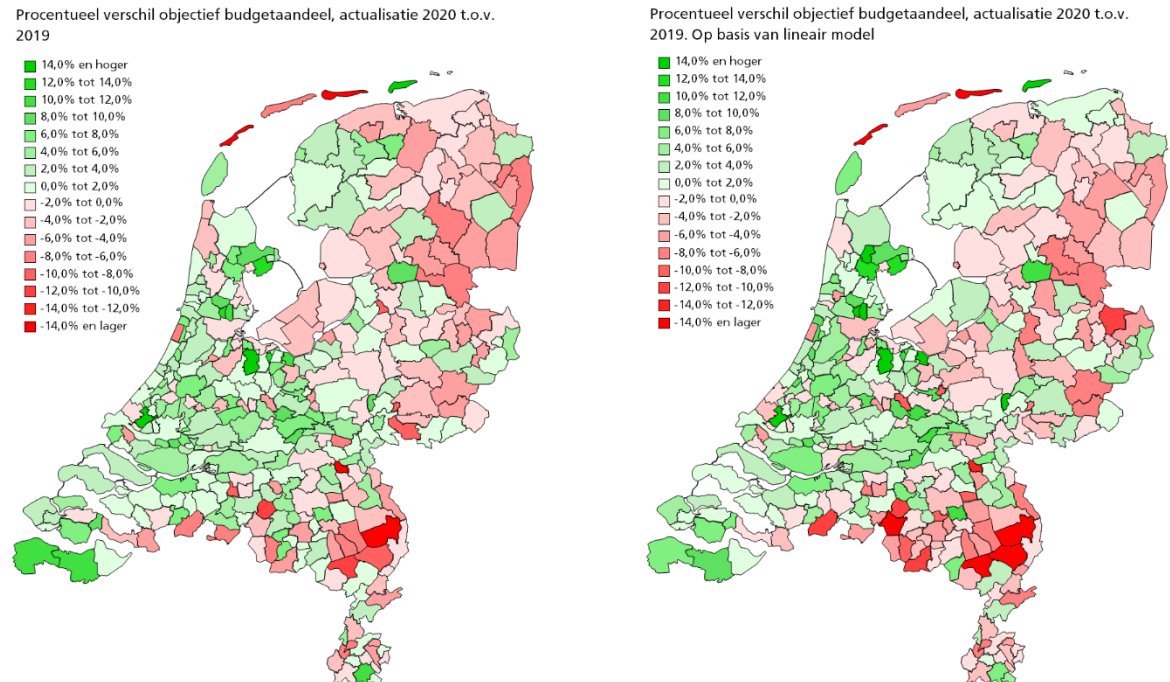
### 3.4.2 Bijdrage regionale kenmerken op basis van lineair model

#### Validiteit lineair model

Op basis van het lineaire model is berekend wat de bijdrage is van individuele regionale kenmerken aan de mutatie in het voorspeld aantal huishoudens per gemeente.<sup>12</sup> Figuur 3.8 laat zien dat de regionale spreiding van de budgetmutaties nauwelijks verschilt tussen het kansmodel en het lineaire model. De ruimtelijke autocorrelatie komt ook zeer overeen: 0,170 voor het kansmodel en 0,179 voor het lineaire model. Het lineair model kan daarom de belangrijkste veroorzakers van het regionale patroon waarschijnlijk wel achterhalen.

<sup>12</sup> Er is een lineaire variant geschat van de volumecomponent van zowel model 2019 als model 2020. Per kenmerk is het voorspeld aantal huishoudens met bijstand op basis van dat kenmerk berekend door eerst per huishouden de geschatte coëfficiënt ( $\beta$ ) te vermenigvuldigen met de score op dat kenmerk. Dit is vervolgens opgeteld over alle huishoudens in een gemeente, dit is de bijdrage van het kenmerk ( $x*\beta$ ). Vervolgens is het verschil berekend tussen de bijdrage van het kenmerk in model 2020 en de bijdrage van het kenmerk in model 2019. Zie Bijlage B stap 1 – 5 voor details. Om gemeenten met een verschillend aantal huishoudens met elkaar te kunnen vergelijken is dit verschil vervolgens gedeeld door de bijdrage van het kenmerk in model 2019, conform Tempelman et al. (2019).

**Figuur 3.8** Vergelijkbaar regionaal patroon op basis van kansmodel (links) en lineair model (rechts)



Toelichting: De linker figuur toont het procentueel verschil tussen het objectief budgetaandeel van model 2020 en het objectief budgetaandeel van model 2019. Op basis van de kansmodellen die worden gebruikt in de daadwerkelijke verdeling. De rechter figuur toont dezelfde gegevens, maar dan op basis van lineaire modellen. Beide na actualisatie en in gemeentelijke indeling 2020.

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata.

### Regionaal patroon ‘beschikbaarheid van werk’, ‘aandeel WW’ en ‘werken onder niveau’

De regionale kenmerken ‘beschikbaarheid van werk’, ‘aandeel WW’ en ‘werken onder niveau’ vertonen allen een regionaal patroon.

De bijdrage aan het voorspeld aantal huishoudens van het kenmerk ‘beschikbaarheid van werk’ vertoont regionale patronen die deels overeenkomen met het regionale patroon in de budgetmutaties – vergelijk figuur 3.3 en figuur 3.9. Het voorspeld aantal huishoudens op basis van alleen het kenmerk beschikbaarheid van werk neemt af in Drenthe/Groningen, net als de budgetmutaties. Muilwijk-Vriend et al. (2019) lieten eerder al zien dat de ‘beschikbaarheid van werk’ vooral gestegen is in het Oosten van het land. Deze stijging van beschikbaarheid van werk zorgt dus voor een daling van de budgetten in het Oosten.

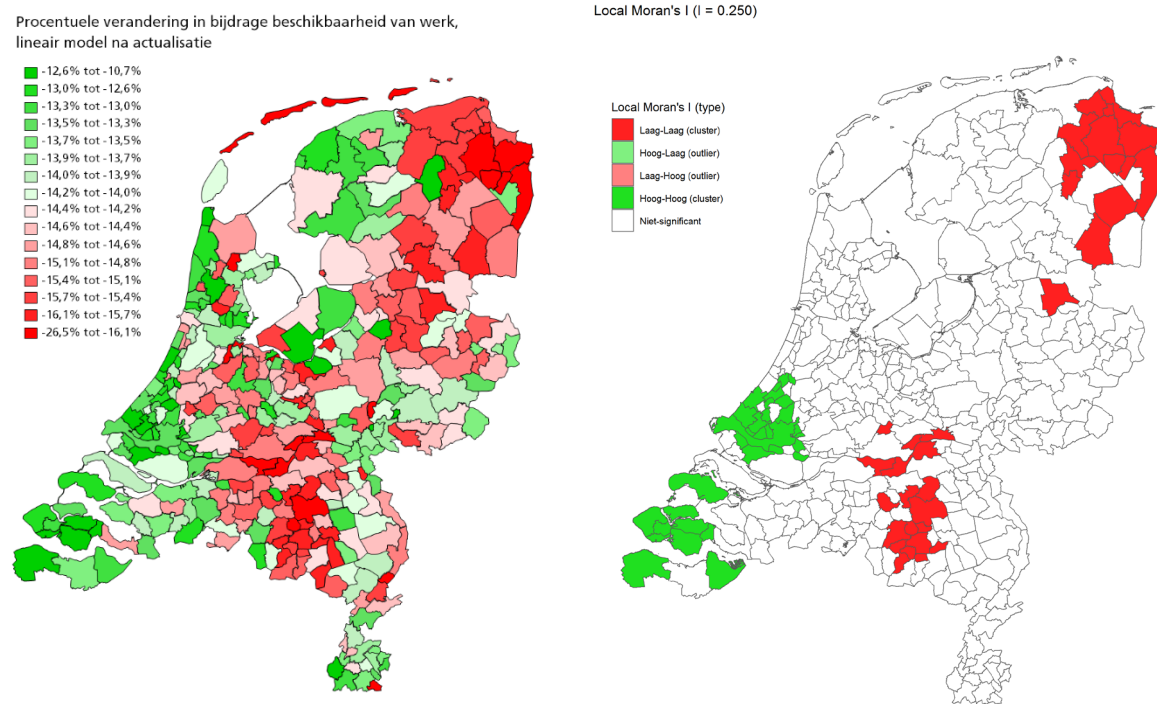
De bijdrage aan het voorspeld aantal huishoudens van het kenmerk ‘aandeel WW’ vertoont ook regionale patronen die deels overeenkomen met het regionale patroon in de budgetmutaties – vergelijk figuur 3.3 en figuur 3.10. De rechter figuur (Moran’s I) laat echter zien dat de negatieve bijdrage van alleen het kenmerk aandeel WW geclusterd is in Gelderland/Overijssel, terwijl de budgetmutaties geen negatieve clustering lieten zien in Gelderland/Overijssel. Muilwijk-Vriend et

al. (2019) lieten eerder al zien dat het ‘aandeel WW’ vooral afneemt in het Oosten van het land. Deze daling van het aandeel WW zorgt dus voor een daling van de budgetten in het Oosten.

De bijdrage aan het voorspeld aantal huishoudens van het kenmerk ‘werken onder niveau’ vertoont een sterk regionaal patroon (Moran’s I = 0,582) maar deze komen niet overeen met het regionale patroon in de budgetmutaties – vergelijk figuur 3.3 en figuur 3.11. De negatieve clustering in het midden van Nederland en in de kustgebieden zien we niet terug in de uiteindelijke budgetmutaties. Wat opvalt is dat de bijdrage van het kenmerk ‘werken onder niveau’ relatief sterk wijzigt tussen model 2019 en 2020, op basis van het lineaire model: figuur 3.11 toont wijzigingen van ruim 200%. Dit komt omdat het schattingsgewicht in het lineaire model sterk wijzigt: van 0,00497 in model 2019 naar 0,01661 in model 2020 (+234%). De absolute verschuiving van het schattingsgewicht in het logit model is vergelijkbaar. Voor zicht op een regionaal patroon is echter niet het niveau, maar de variatie tussen gemeenten van belang.

Het regionale patroon in de overige regionale kenmerken is zeer beperkt (Moran’s I= 0,013) en draagt dus niet bij aan het waargenomen regionale patroon in de budgetmutaties.

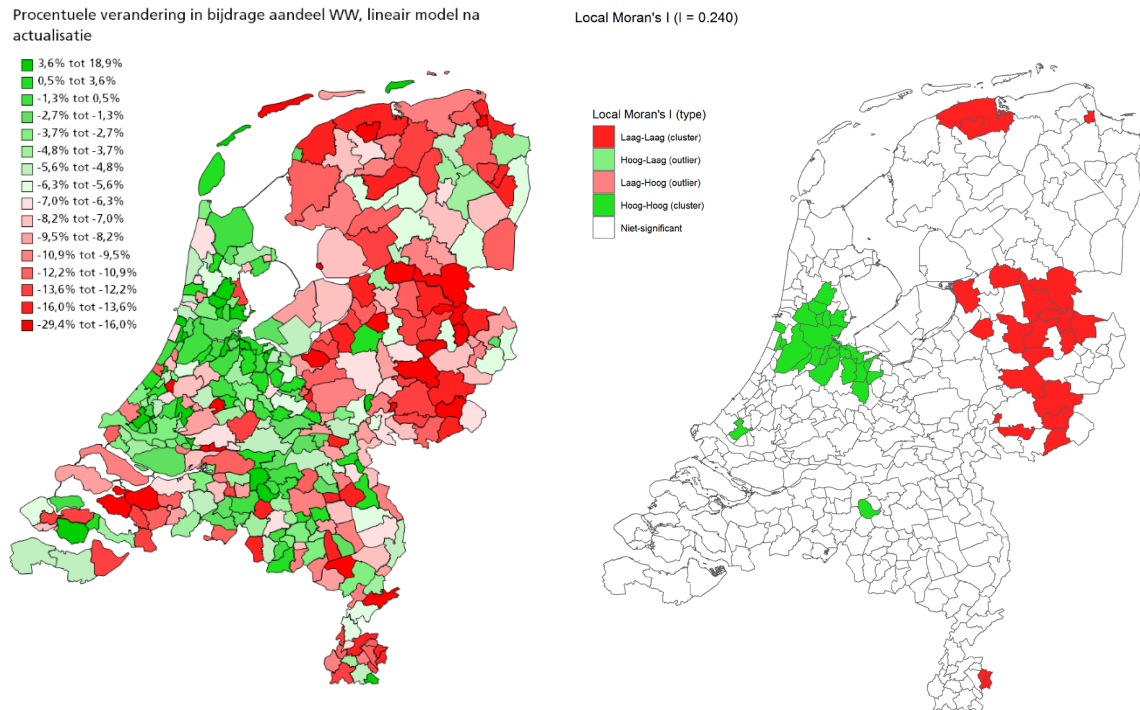
**Figuur 3.9** Verandering in ‘beschikbaarheid van werk’ zorgt voor daling budgetten in Drenthe/Groningen



Toelichting: De linker figuur toont de procentuele verandering in het voorspeld aantal huishoudens met bijstand op basis van het kenmerk ‘beschikbaarheid van werk’ uit model 2020 ten opzichte van het voorspeld aantal huishoudens met bijstand op basis van het kenmerk ‘beschikbaarheid van werk’ uit model 2019. Na actualisatie, in gemeentelijke indeling 2020. De rechter figuur toont lokale clusters op basis van Moran’s I.

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata

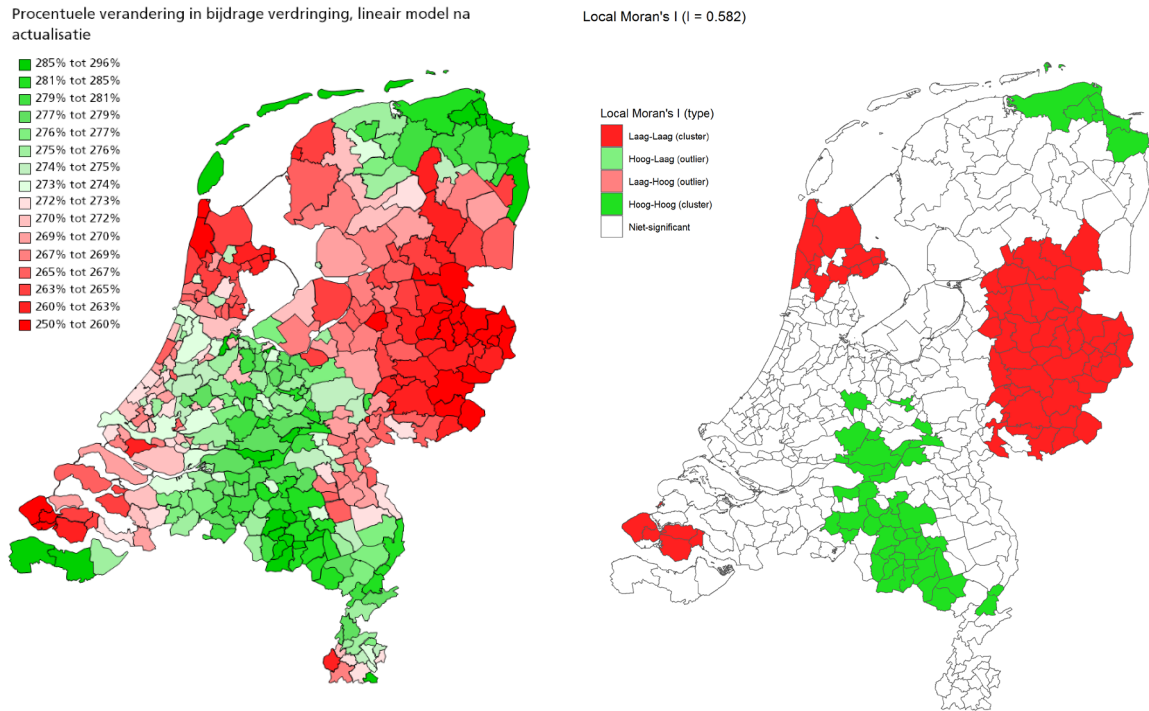
**Figuur 3.10 Verandering in 'aandeel WW' zorgt voor daling budgetten in Gelderland/Overijssel**



Toelichting: De linker figuur toont de procentuele verandering in het voorspeld aantal huishoudens met bijstand op basis van het kenmerk 'aandeel WW' uit model 2020 ten opzichte van het voorspeld aantal huishoudens met bijstand op basis van het kenmerk 'aandeel WW' uit model 2019. Na actualisatie, in gemeentelijke indeling 2020. De rechter figuur toont lokale clusters op basis van Moran's I.

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata

**Figuur 3.11** Verandering in ‘werken onder niveau’ zorgt voor daling budgetten in Gelderland/Overijssel



Toelichting: De linker figuur toont de procentuele verandering in het voorspeld aantal huishoudens met bijstand op basis van het kenmerk ‘werken onder niveau’ uit model 2020 ten opzichte van het voorspeld aantal huishoudens met bijstand op basis van het kenmerk ‘werken onder niveau’ uit model 2019. Na actualisatie, in gemeentelijke indeling 2020. De rechter figuur toont lokale clusters op basis van Moran's I.

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata

### 3.5 Huishoudkenmerken

Niet alleen regionale kenmerken, maar ook huishoudkenmerken kunnen zorgen voor regionale wijzigingen in het budgetaandeel *van jaar op jaar*. Ook deze regionale wijzigingen zijn beoogd: wanneer in het Oosten bijvoorbeeld het aantal ouderen (50 tot AOW) relatief weinig toeneemt, vertaalt dat zich in een lager (voorspeld) aantal bijstandshuishoudens en dus ook een lager budgetaandeel.

Hoofdstuk 2 laat zien dat qua huishoudkenmerken met name de HCI-kenmerken en ‘leeftijd 50 tot AOW in huishouden’ bijdragen aan verschuivingen in budgetaandelen. Voor deze kenmerken is gekeken naar de regionale verschuiving in bijdrages. Hiervoor is opnieuw gebruikt gemaakt van het lineaire (volume)model.

#### Regionaal patroon ‘HCI’ en ‘leeftijd 50 tot AOW’

De kenmerken ‘HCI-kenmerken’ en het kenmerk ‘leeftijd 50 tot AOW in huishouden’ vertonen allebei een regionaal patroon.

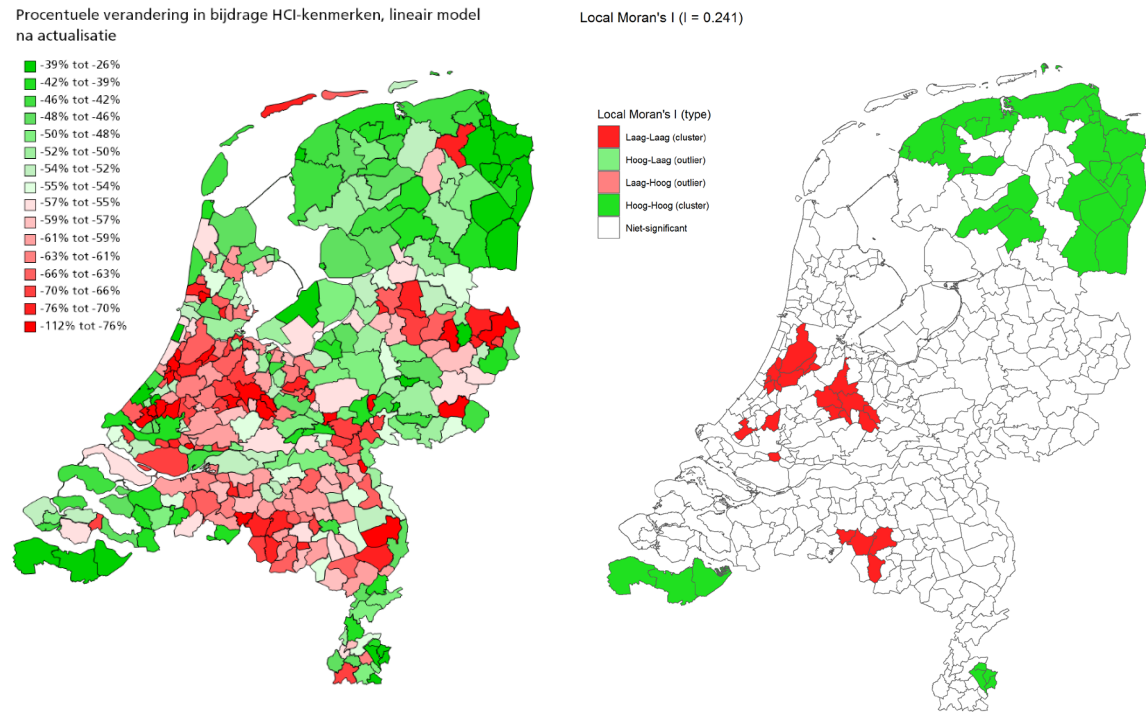
De bijdrage aan het voorspeld aantal huishoudens van de ‘HCI-kenmerken’ vertoont regionale patronen (Moran’s  $I = 0,241$ ) maar die komen niet overeen met het regionale patroon in de budgetmutaties – vergelijk figuur 3.3 en figuur 3.12. Het voorspeld aantal huishoudens op basis van alleen het kenmerk HCI neemt af in de Randstad en Brabant.

Mogelijk komt dit omdat de beroepsbevolking steeds hoger opgeleid is, en dan met name de beroepsbevolking in de Randstad en bijvoorbeeld de stad Groningen (de ‘rode’ gebieden in figuur 3.12). Daarnaast speelt de jaarlijkse update van het kenmerk HCI mogelijk een rol. In model 2019 werd voor dit kenmerk het arbeidsverleden gebruikt voor personen vanaf 42 jaar, en het opleidingsniveau voor personen t/m 41 jaar. In model 2020 werd voor dit kenmerk het arbeidsverleden gebruikt voor personen vanaf 43 jaar, en het opleidingsniveau voor personen t/m 42 jaar.<sup>13</sup> Model 2020 gebruikt dus opleidingsniveau voor personen van 42 jaar, waar model 2019 (nog) het arbeidsverleden gebruikte. Personen met een hoog opleidingsniveau hebben een relatief lage (voorspelde) kans op bijstand, dus gebieden met veel hoogopgeleide 42-jarigen gaan er door deze update op achteruit.

---

<sup>13</sup> Dit is omdat opleidingsniveau telkens een jaar extra beschikbaar is, en er dus meer gebruik gemaakt kan worden van de opleidingsgegevens in het kenmerk HCI.

**Figuur 3.12 HCl met name negatief effect in Randstad en Noord-Brabant, positief in het Noorden**



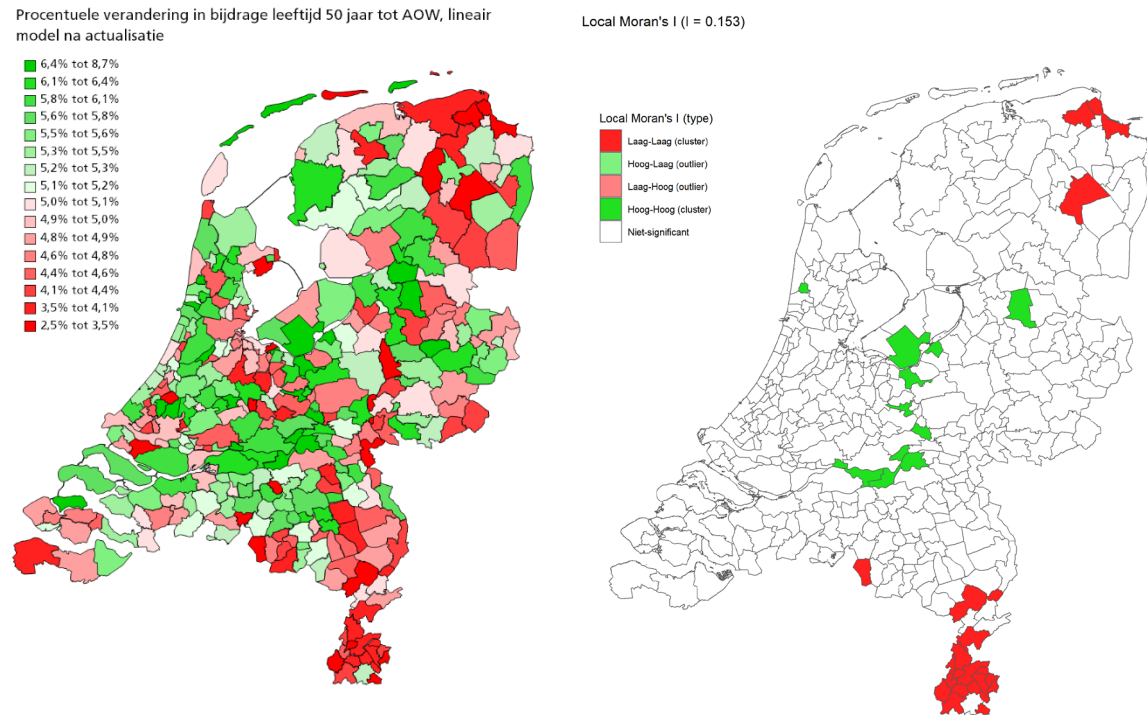
Toelichting: De linker figuur toont de procentuele verandering in het voorspeld aantal huishoudens met bijstand op basis van het kenmerk 'HCl' uit model 2020 ten opzichte van het voorspeld aantal huishoudens met bijstand op basis van het kenmerk 'HCl' uit model 2019. Na actualisatie, in gemeentelijke indeling 2020. De rechter figuur toont lokale clusters op basis van Moran's I.

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata

De bijdrage aan het voorspeld aantal huishoudens van het kenmerk 'leeftijd 50 jaar tot AOW' vertoont beperkte regionale patronen (Moran's I = 0,153) die deels overeenkomen met het regionale patroon in de budgetmutaties – vergelijk figuur 3.3 en figuur 3.13. Het voorspeld aantal huishoudens op basis van alleen het kenmerk leeftijd 50 jaar tot AOW neemt af in Limburg en grote delen van Drenthe en Groningen.

Mogelijk komt dit omdat er regionale verschillen zijn in de ontwikkeling van het aantal ouderen (die de AOW-leeftijd nog niet hebben bereikt). Gebieden met veel ouderen hebben een hogere (voorspelde) kans op bijstand, dus gebieden met veel ouderen krijgen meer budget, dat zij nodig hebben om de bijstandsuitkering van hun ouderen te kunnen betalen.

**Figuur 3.13** Leeftijd 50 tot AOW met name negatief effect in Limburg en Drenthe/Groningen



Toelichting: De linker figuur toont de procentuele verandering in het voorspeld aantal huishoudens met bijstand op basis van het kenmerk 'leeftijd 50 jaar tot AOW' uit model 2020 ten opzichte van het voorspeld aantal huishoudens met bijstand op basis van het kenmerk 'leeftijd 50 jaar tot AOW' uit model 2019. Na actualisatie, in gemeentelijke indeling 2020. De rechter figuur toont lokale clusters op basis van Moran's I.

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata

## 3.6 Conclusies

De budgetaandelen van gemeenten in Oost-Nederland dalen relatief vaak in 2020 ten opzichte van 2019, terwijl de budgetaandelen van gemeenten in West-Nederland relatief vaak stijgen. Een regionaal patroon is niet per se onverwacht of incorrect. De regionale situatie kan immers wijzigen waardoor de bijstandsafhankelijkheid verandert. Dit kan komen door wijzigingen in de regionale economie, (regionale) maatschappelijke ontwikkelingen, en/of (regionale) wijzigingen in huishoudkenmerken. In model 2020 volgt de lagere (voorspelde) bijstandskans in Oost-Nederland echter niet de feitelijke ontwikkeling van het aantal bijstandshuishoudens.

De bijdrage van drie kenmerken aan het voorspeld aantal bijstandshuishoudens laat een patroon zien dat lijkt op het regionale patroon in de budgetmutaties. Het gaat om de kenmerken 'beschikbaarheid van werk', 'aandeel WW' en 'leeftijd 50 tot AOW'. Er is geen regionaal patroon in budgetmutaties te zien wanneer regionale kenmerken niet meegenomen worden in de schattingen.



Ook de bijdrage van andere kenmerken aan het voorspeld aantal bijstandshuishoudens laat regionale patronen zien. De mate van regionale clustering in het kenmerk HCI is vergelijkbaar met de clustering van 'beschikbaarheid van werk' en 'aandeel WW'. De regionale clustering van het kenmerk 'werken onder niveau' is veel groter. De regionale patronen in deze kenmerken komen echter niet overeen met de uiteindelijke patronen in de budgetmutaties.

De mutaties in budgetaandelen van 2018 op 2019 lieten een soortgelijk (maar sterker) Oost-West patroon zien (Tempelman et al., 2019). Ook in deze jaren was een soortgelijk regionaal patroon te zien in het kenmerk 'beschikbaarheid van werk' en 'aandeel WW', maar ook in het kenmerk 'werken onder niveau'. Huishoudkenmerken zijn destijds niet individueel onderzocht.



## 4 Oplossingen: modelvarianten

*Gebruik van meerjaarsgemiddelden van regionale kenmerken leidt tot kleinere budgetmutaties. De leeftijdsgrenzen bij de Human Capital Index constant houden is niet uitlegbaar, maar leidt wel tot een verbetering van de verklaringskracht van het bijstandsverdeelmiddel. Wanneer gewichten van het model niet jaarlijks herschat worden, resulteren slechtere modeluitkomsten.*

De voorgaande twee hoofdstukken leren dat de fluctuaties in budgetaandelen en regionale patronen daarin vooral worden veroorzaakt door veranderingen in de volumecomponent:

- Ontwikkelingen in regionale kenmerken  
(met name beschikbaarheid van werk, werken onder niveau en aandeel WW)
- HCI-samenstelling van huishoudens in een gemeente
- Opschuiven van de AOW-leeftijd

Om de jaarlijkse fluctuaties in regionale kenmerken te dempen, kan gebruik gemaakt worden van meerjaarsgemiddelden van regionale factoren. Om de fluctuaties in HCI-indeling te dempen kan besloten worden om de leeftijdsgrenzen voor het gebruik van opleidingsniveau versus arbeidsverleden niet meer op te schuiven. Het opschuiven van de AOW-leeftijd is een beleidsbeslissing en kan niet worden gewijzigd door aanpassing van het bijstandsverdeelmiddel.

Naast veranderingen in de waarden van specifieke kenmerken ( $x$ ) kan ook de jaarlijkse verandering van gewichten ( $\beta$ ) leiden tot fluctuaties van jaar op jaar. Een mogelijke oplossing is om het bijstandsverdeelmiddel niet jaarlijks te herschatten. De gewichten blijven dan stabiel. Daarom is ook een variant getoetst waarbij de gewichten uit model 2019 zijn toegepast op de kenmerken uit 2020.

Voor alle alternatieve kenmerken (en specificaties van die kenmerken) en wijzigingen in de schattingsmethode, geldt dat zij de toetsing volgens het eerder ontwikkeld afwegingskader moeten doorstaan (zie Marlet e.a., 2016). Dus er is in theorie een (betere) *uitlegbare relatie* tussen kans op bijstand/fractie bijstand en het alternatieve kenmerk. Het kenmerk is *niet beïnvloedbaar* door gemeenten, en is *aanvullend* op de andere kenmerken in het model. Als dat zo is, komt het kenmerk in aanmerking voor een kwantitatieve toets in het model.<sup>14</sup>

De kwantitatieve toets is gebaseerd op de verklaringskracht van het model (AIC/BIC en GGAA).<sup>15</sup> Wanneer de AIC en BIC met minimaal 0,01 procent afnemen (een lagere AIC/BIC betekent een betere verklaringskracht) verbetert de verklaringskracht van het model en wordt het gewijzigde kenmerk opgenomen in het model. Bij de GGAA geldt een afname tussen werkelijk en voorspeld aantal bijstandhuishoudens met 0,1 huishouden als een modelverbetering. Bij regionale kenmerken kan het voorkomen dat de verklaringskracht van het model *op huishoudniveau* (gemeten aan de hand van de AIC/BIC) niet of nauwelijks verbetert, terwijl de verklaringskracht op gemeenteniveau

<sup>14</sup> Voor wijziging van kenmerken die al in het model zitten (zoals meerjaarsgemiddelden van regionale kenmerken en wijzigen van de leeftijdsgrens bij HCI) geldt dat zij per definitie niet beïnvloedbaar en aanvullend zijn. Dit is immers in eerdere jaren al eens positief beoordeeld.

<sup>15</sup> De Gewogen Gemiddelde Absolute Afwijking (GGAA) is berekend door per gemeente het absolute verschil te berekenen tussen het werkelijk aantal huishoudens in de bijstand en het voorspelde aantal huishoudens in de bijstand, en deze te middelen over alle gemeenten.

(GGAA) toeneemt, of de budgetmutaties op gemeenteniveau afnemen. Er is daarom aanvullend gekeken naar de budgetmutaties op gemeenteniveau.

Hierbij moet opgemerkt worden dat een lagere GGAA en/of lagere budgetmutaties niet per se inhoudt dat het model verbetert. Een afwijking tussen het voorspelde en werkelijke aantal huishoudens is immers (deels) het resultaat van het verschil in gevoerd beleid en dient niet gehonoreerd te worden.

## 4.1 Meerjaarsgemiddelden

### Volumecomponent

#### **Kwalitatieve toets: uitlegbaar**

Een verandering in een regionaal kenmerk, zoals de beschikbaarheid van werk, vertaalt zich mogelijk niet meteen in meer bijstand. Een toename van het aantal bijstandsontvangers treedt wellicht pas op langere termijn op, bijvoorbeeld omdat bij een verslechtering van de arbeidsmarktsituatie eerst aanspraak wordt gemaakt op WW-uitkeringen. Of omdat bij een verbetering van de arbeidsmarkt eerst niet-bijstandsgerechtigden (met wellicht een kortere afstand tot de arbeidsmarkt) profiteren van de toegenomen werkgelegenheid. In dat geval is niet alleen de huidige arbeidsmarkt bepalend voor de kans op bijstand, maar ook de arbeidsmarkt een aantal jaren geleden. In het model kan dit worden verwerkt door gebruik te maken van meerjaarsgemiddelden van de regionale kenmerken in de volumecomponent.

Het gebruik van meerjaarsgemiddelden is niet alleen relevant voor de beschikbaarheid van werk, maar kan ook bij andere regionale kenmerken nuttig zijn. Daarom is het gebruik van meerjaarsgemiddelden voor de beschikbaarheid van werk, werken onder niveau en aandeel WW-uitkeringen in de volumecomponent getoetst.

#### **Kwantitatieve toets: prestatie op huishoudniveau**

Tabel 4.1 laat zien dat de verklaringskracht van model 2020 met meerjaarsgemiddelden nagenoeg gelijk is aan het originele model 2020 (AIC/BIC nemen met minder dan 0,01 procent af). De verklaringskracht van model 2019 met meerjaarsgemiddelden neemt echter af (niet in de Tabel).

Er zijn in totaal 16 modelvarianten met meerjaarsgemiddelden getoetst. In tabel 4.1 zijn enkel de varianten opgenomen met een gelijk meerjaarsgemiddelde voor alle drie de regiokenmerken. Er zijn ook varianten getoetst waar enkel voor één van de indicatoren een meerjaarsgemiddelde is opgenomen. Deze modellen presteren slechter dan de modellen waarin voor alle drie de regionale kenmerken een meerjaarsgemiddelde is opgenomen.

#### **Kwantitatieve toets: prestatie op gemeenteniveau**

Model 2020 met meerjaarsgemiddelden laat een duidelijke verbetering zien van de GGAA (tussen 0,4 en 1,5 huishoudens). Dit geldt echter niet voor model 2019 met meerjaarsgemiddelden, daar neemt de GGAA juist toe (niet in de Tabel).

De budgetmutaties tussen model 2019 en 2020 zijn lager bij het gebruik van meerjaarsgemiddelden in beide modellen. Bij het originele model is er sprake van een gemiddelde budgetmutatie van 4,0 procent, terwijl de gemiddelde budgetmutatie voor de modelvarianten met meerjaarsgemiddelden rond de 3,6 procent liggen. Dit geldt zowel voor de budgetmutaties ten opzichte van het originele model 2019, als voor de budgetmutaties ten opzichte van model 2019 met meerjaarsgemiddelden. De eerste budgetmutatie geeft een indicatie van de budgetmutaties in het overgangsjaar, dus wanneer wordt overgegaan naar de nieuwe indicator. De tweede budgetmutatie geeft een indicatie van de budgetmutaties in de daaropvolgende jaren.

**Tabel 4.1** Opname van meerjaarsgemiddelden regionale kenmerken resulteert in lagere budgetmutaties - volumecomponent

	Origineel model 2020	2jaars gemiddelden	3jaars gemiddelden	4jaars gemiddelden	5jaars gemiddelden	Gewichten 2019 vast
<b>AIC</b>	1.510.547	1.510.501	1.510.485	1.510.499	1.510.569	
Procentuele verschil t.o.v. origineel 2020		-0,00%	-0,00%	-0,00%	0,00%	
<b>BIC</b>	1.511.496	1.511.45	1.511.434	1.511.448	1.511.518	
Procentuele verschil t.o.v. origineel 2020		-0,00%	-0,00%	-0,00%	0,00%	
<b>GGAA</b>	64,0	62,9	62,5	62,6	63,6	72,6
<b>Budgetmutaties t.o.v. origineel model 2019</b>						
gemiddelde	4,0	3,5	3,6	3,7	3,7	4,0
minimum	-22,8	-22,9	-23,1	-22,8	-22,6	-26,1
maximum	41,2	40,7	40,7	40,1	39,5	43,3
<b>Budgetmutaties t.o.v. model 2019 met meerjaarsgemiddelden</b>						
gemiddelde		3,6	3,6	3,6	3,7	
minimum		-21,8	-22,5	-22,4	-22,2	
maximum		39,0	39,8	39,6	39,8	

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata

#### Voorkeursmodel: driejaarsgemiddelden

Het model met driejaarsgemiddelden heeft de hoogste verklarende kracht (laagste AIC/BIC) en de laagste GGAA en heeft daarom de voorkeur.<sup>16</sup> Tabel 4.2 laat nogmaals zien dat voor dit model de budgetmutaties kleiner zijn dan de (werkelijke) budgetmutaties op basis van het huidige model 2020. Het model met meerjaarsgemiddelden leidt dus tot minder verschuivingen in de budgetten.

Figuur 4.1 laat zien dat bij gebruik van driejaarsgemiddelden het regionale patroon in budgetmutaties afneemt, ten opzichte van het originele model 2020 in Figuur 3.4 (linker figuur, schattingsfase). Bij het originele model 2020 is er een duidelijke clustering in het noord- en zuidoosten. Deze autocorrelatie is bij het gebruik van driejaarsgemiddelden nagenoeg verdwenen. De ruimtelijke autocorrelatie daalt van 0,135 naar 0,088. Het kaartje toont de budgetmutatie van model 2020 met driejaarsgemiddelden t.o.v. model 2019 met driejaarsgemiddelden. Kaartjes van de budgetmutaties t.o.v. model 2019 zonder driejaarsgemiddelden zijn zeer vergelijkbaar.

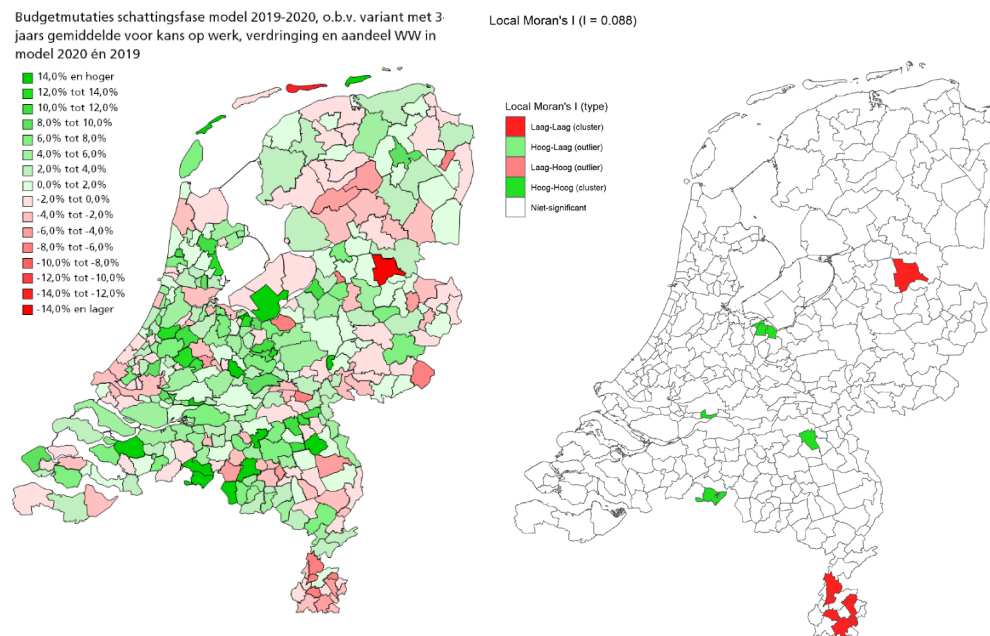
<sup>16</sup> Gedetailleerde resultaten voor het model met 4-jaarsgemiddelden zijn zeer vergelijkbaar en worden niet getoond.

Tabel 4.2 Budgetmutaties model met driejaarsgemiddelden lager dan budgetmutaties originele model

Budgetmutaties	Origineel Model 2020					Model 2020 met driejaarsgemiddelden				
	Gem	min	max	#neg	#pos	gem	min	max	#neg	#pos
Gemeentegrootte	Budgetmutaties versus origineel model 2019					Budgetmutaties versus model 2019 met driejaarsgemiddelden				
15.000-25.000	5,7	-22,8	41,2	27	57	5,3	-22,5	39,8	27	57
25.000-50.000	3,8	-7,8	17,0	52	88	3,4	-8,0	16,5	46	94
50.000-100.000	3,0	-8,4	11,3	17	37	2,6	-6,6	8,2	23	31
100.000-250.000	2,2	-4,7	7,9	12	15	2,0	-3,7	8,0	11	16
minstens 250.000	1,5	-2,6	0,4	3	1	1,7	-3,0	0,3	3	1
<b>Totaal (n = 309)</b>	<b>4,0</b>	<b>-22,8</b>	<b>41,2</b>	<b>111</b>	<b>198</b>	<b>3,6</b>	<b>-22,5</b>	<b>39,8</b>	<b>110</b>	<b>199</b>

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata.

Figuur 4.1 Vrijwel geen regionaal patroon in budgetmutaties bij model met 3-jaars gemiddelden



Toelichting: De linker figuur toont het procentueel verschil tussen het objectief budgetaandeel van model 2020 met driejaarsgemiddelden en het objectief budgetaandeel van model 2019 met driejaarsgemiddelden. Na actualisatie en in gemeentelijke indeling 2020. De rechter figuur toont lokale clusters op basis van Moran's I.

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata.

## Prijscomponent

### Kwalitatieve toets: uitlegbaar

Ook bij de prijscomponent geldt dat een verandering in 'beschikbaarheid van laaggeschoold werk' (de enige indicator voor de regionale arbeidsmarkt in deze component) zich mogelijkwijs niet meteen vertaalt in meer bijstand. Een grotere beschikbaarheid van laaggeschoold werk vergroot de

kans op een (deeltijd) baan voor een bijstandsgerechtigde, en verlaagt daarmee de bijstandsuitkering. Een daling van de prijs van de uitkering treedt wellicht pas op langere termijn op, bijvoorbeeld omdat eerst niet-bijstandsgerechtigden (met wellicht een kortere afstand tot de arbeidsmarkt) profiteren van de toegenomen werkgelegenheid. In dat geval is niet alleen de huidige arbeidsmarkt bepalend voor de uitkeringshoogte, maar ook de arbeidsmarkt een aantal jaren geleden. In het model kan dit worden verwerkt door gebruik te maken van meerjaarsgemiddelden van het kenmerk 'beschikbaarheid van laaggeschoold werk' in de prijscomponent.

#### Kwantitatieve toets: prestaties op huishoudniveau en gemeenteniveau

Meerjaarsgemiddelden opnemen voor 'beschikbaarheid van laaggeschoold werk' in de prijscomponent leidt niet tot een verbetering van de verklaringskracht van het model, en leidt zelfs tot een toename van de budgetmutaties tussen model 2019 en model 2020 – zie Tabel 4.3. Blijkbaar is de huidige arbeidsmarkt toch de beste indicator voor de huidige kans op deeltijdwerk van bijstandsgerechtigden.

**Tabel 4.3** Opname van meerjaarsgemiddelde 'beschikbaarheid van laaggeschoold werk' resulteert in hogere budgetmutaties - prijscomponent

	Origineel model 2020	2jaars gemiddelden	3jaars gemiddelden	4jaars gemiddelden	5jaars gemiddelden
<b>AIC</b>	297.479	297.470	297.461	297.456	297.454
Procentuele verschil t.o.v. origineel 2020		-0,00%	-0,00%	-0,00%	-0,00%
<b>BIC</b>	297.807	297.799	297.789	297.784	297.782
Procentuele verschil t.o.v. origineel 2020	-0,00%	-0,00%	-0,00%	-0,00%	-0,00%
<b>Budgetmutaties t.o.v. origineel model 2019</b>					
gem	4,0	4,9	4,8	4,8	4,7
min	-22,8	-22,9	-22,8	-22,8	-22,8
max	41,2	71,0	66,9	64,8	64,6
<b>Budgetmutaties t.o.v. model 2019 met meerjaarsgemiddelden</b>					
gem		4,8	4,8	4,7	4,7
min		-22,9	-22,9	-22,9	-22,9
max		65,6	61,4	57,6	56,5

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata

## 4.2 De Human Capital Index (HCI)

De Human Capital Index (laag/middelbaar/hog) is een combinatie van opleiding en arbeidsverleden. Voor jongeren wordt opleidingsniveau gebruikt. Voor ouderen wordt arbeidsverleden gebruikt, omdat opleidingsniveau voor de meeste ouderen niet bekend is.

De leeftijdsgrenzen voor de groep waarvoor het opleidingsniveau bekend is, schuiven elk jaar op met één jaar. Dit komt doordat elk jaar meer personen in de doelpopulatie zitten waarvoor het opleidingsniveau bekend is. Dit betekent dat de groep waarvoor de HCI wordt bepaald op basis van arbeidsverleden kleiner wordt en groep op basis van opleidingsniveau groter.

Hoofdstukken 2 en 3 lieten zien dat HCI-kenmerken fluctuaties in budgetaandelen veroorzaken en bovendien een regionaal patroon vertonen. Dit kán komen doordat deze indicator jaarlijks wordt aangepast en niet gelijk is aan de indicator in het voorgaande model. Mogelijk is de oplossing om een model te schatten waarbij de leeftijdsgrenzen voor het bepalen van de HCI op basis van opleidingsniveau en arbeidsverleden constant worden gehouden.

**Kwalitatieve toets: niet uitlegbaar**

Personen met een lage opleiding hebben een lagere verdien capaciteit en (mede) daardoor een hogere kans op werkloosheid, zie Marlet et al. (2016). Personen met een beperkt arbeidsverleden hebben uiteraard ook een hogere kans op werkloosheid. Iemand met een recent arbeidsverleden is immers aantrekkelijker voor een werkgever.

Het probleem met arbeidsverleden is dat het hebben van een bijstandsuitkering van invloed is op het arbeidsverleden. Op het moment dat iemand een (volledige) bijstandsuitkering ontvangt, zal deze persoon immers niet werken. Het opnemen van arbeidsverleden in het verklaringsmodel leidt ertoe dat de kans op bijstand impliciet wordt gerelateerd aan bijstandsontvangst in het verleden. Dit ondergraaft de prikkelwerking in het model. Arbeidsverleden is dus niet uitlegbaar als indicator in het model, en wordt in het bijstandsverdeelmodel daarom alleen gebruikt als *tijdelijk* alternatief voor personen voor wie opleidingsniveau nog niet beschikbaar is.

Omdat het vastzetten van de leeftijdsgrenzen voor het bepalen van de HCI niet uitlegbaar is, volgt er geen kwantitatieve toets.

## 4.3 Niet herschatten modelgewichten

**Kwalitatieve toets: beperkt uitlegbaar**

Jaarlijks worden gewichten voor het model opnieuw geschat. De jaarlijkse verandering van gewichten kan leiden tot fluctuaties van jaar op jaar. Een mogelijke oplossing is om het bijstandsverdeelmodel niet jaarlijks te herschatten. De gewichten blijven dan stabiel. Daarom is ook een variant getoetst waarbij de gewichten uit model 2019 zijn toegepast op de kenmerken uit 2020. De relatie tussen de kenmerken in het verdeelmodel en de te verklaren kans op bijstand is dan wel minder actueel. En sluit dus minder goed aan bij de actuele situatie. Bovendien zijn er van jaar op jaar kleine wijzigingen in de definities van kenmerken, waardoor oude schattingsgewichten niet meer goed aansluiten op de actuele kenmerken. Niet herschatten is dus beperkt uitlegbaar.

**Kwantitatieve toets: prestatie op huishoudniveau en gemeenteniveau**

Wanneer niet wordt herschat is de GGAA 72,6, wat aanzienlijk hoger is dan het originele model 2020 – zie Tabel 4.4. Budgetmutaties blijven ongeveer gelijk. Figuur 4.2 toont dat er sprake is van een sterker regionaal patroon indien de gewichten van het model niet worden herschat. De ruimtelijke autocorrelatie stijgt van 0,135 naar 0,226. Negatieve autocorrelatie speelt vooral in Noord-oost en Zuidoost-Nederland.

De stijging in regionale patronen laat zien dat het van belang is dat de gewichten jaarlijks worden herschat. De gewichten sluiten dan beter aan bij de actuele situatie.



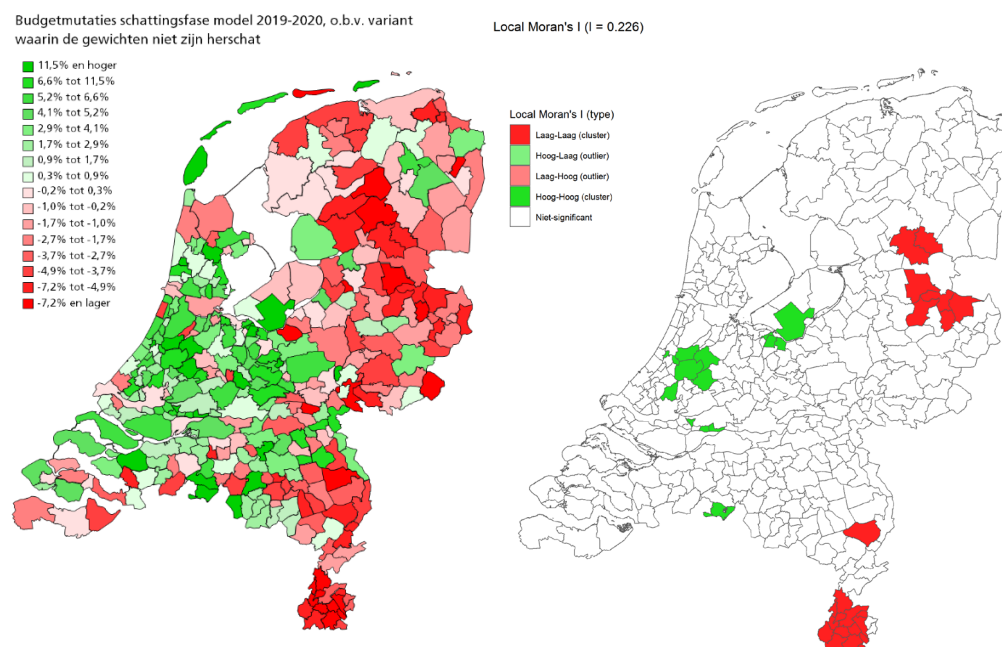
Tabel 4.4 toont geen AIC en BIC omdat model 2020 niet wordt herschat in deze variant. De schattingsgewichten uit 2019 worden gebruikt.

Tabel 4.4 Niet herschatten leidt tot sterke stijging van de GGAA

	Origineel model 2020	Gewichten 2019 vast (niet herschatten)
<b>GGAA</b>	64,0	72,6
<b>Budgetmutaties t.o.v. origineel model 2019</b>		
gemiddelde	4,0	4,0
Minimum	-22,8	-26,1
Maximum	41,2	43,3

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata

Figuur 4.2 Het niet herschatten van de gewichten leidt tot sterkere regionale clustering



Toelichting: De linker figuur toont het procentueel verschil tussen het objectief budgetaandeel van model 2020 bij niet herschatten van de gewichten en het objectief budgetaandeel van model 2019. Na actualisatie en in gemeentelijke indeling 2020. De rechter figuur toont lokale clusters op basis van Moran's I.

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata.

## 4.4 Conclusies en advies

Om de jaarlijkse fluctuaties in regionale kenmerken te dempen, kan gebruik gemaakt worden van meerjaarsgemiddelden van regionale factoren.

Het gebruik van meerjaarsgemiddelden voor de regionale indicatoren beschikbaarheid van werk, werken onder niveau en aandeel WW in de volumecomponent vergroot de verklaringskracht van het model niet. Wel leidt het tot een kleinere GGAA, lagere budgetmutaties, en een minder sterk

regionaal patroon. Model 2020 met driejaargemiddelden presteert het best van alle alternatieven. Model 2019 met meerjaarsgemiddelden presteert echter minder goed dan het originele model 2019: de verklaringskracht neemt af en de GGAA neemt toe. Advies is daarom om voor model 2021 de modelvariant met driejaarsgemiddelden opnieuw te onderwerpen aan een kwantitatieve toets en daarbij ook weer de budgetmutaties te onderzoeken.

Het gebruik van meerjaarsgemiddelden voor de regionale indicator beschikbaarheid van laaggeschoold werk in de prijscomponent vergroot de verklaringskracht van het model niet, en leidt zelfs tot hogere budgetmutaties. Echter: de kwalitatieve reden om meerjaarsgemiddelden op te nemen (bijstandsgerechtigden profiteren wellicht niet als eerste van verbeteringen op de arbeidsmarkt) is voor de prijscomponent en volumecomponent nagenoeg gelijk. Advies is daarom om voor model 2021 zowel een variant te toetsen met meerjaarsgemiddelden in de volumecomponent, als een variant met meerjaarsgemiddelden in de volumecomponent én de prijscomponent.

Een variant waarin de leeftijdsgrenzen voor HCI van nu af aan wordt bevroren is niet uitlegbaar. Bevriezen van de leeftijdsgrens zorgt ervoor dat er meer dan noodzakelijk gebruik wordt gemaakt van het kenmerk 'arbeidsverleden' (en minder van 'opleidingsniveau'). Dit is ongewenst, omdat arbeidsverleden wordt beïnvloed door bijstandsontvangst in het verleden. Opnemen van arbeidsverleden ondermijnt dus de prikkelwerking van het model. Advies is daarom om voor model 2021 het kenmerk HCI zoals gebruikelijk te updaten met nieuwe informatie over het opleidingsniveau.

Door het bijstandsverdeelmiddel niet jaarlijks te herschatten blijven de gewichten stabiel, maar sluiten zij minder goed aan bij de actuele situatie. Dit leidt tot een fors hogere GGAA, hogere budgetmutaties en sterkere regionale patronen. Advies is daarom om het model jaarlijks te blijven herschatten.

## 5 Verfijning regionale kenmerken

*Geen van de geteste verfijningen van de regionale kenmerken zorgt voor een modelverbetering. Het meten van de regionale arbeidsmarkt op een lager schaalniveau, stabiel maken van 'buurten waar werken niet de norm is', en het toevoegen van 'beschikbaarheid van laaggeschoold werk' aan de volumecomponent zorgen allen juist van een verslechtering van de verklaringskracht van het model. Er zijn onvoldoende gegevens beschikbaar om in het kenmerk 'beschikbaarheid van werk' te corrigeren voor arbeidsmigranten.*

Dit hoofdstuk gaat in op de vraag of bestaande indicatoren in het bijstandsverdeelmiddel verfijnd moeten en kunnen worden. Omdat het om factoren gaat die al in het model zitten, hoeft niet opnieuw naar het afwegingskader gekeken te worden. De regionale kenmerken 'beschikbaarheid van werk', 'beschikbaarheid van laaggeschoold werk', 'werken onder niveau' en 'buurt waar werken niet de norm is' zijn onderzocht. Voor 'beschikbaarheid van (laaggeschoold) werk' en 'werken onder niveau' is allereerst gekeken naar het gebruik van een lager schaalniveau. Bovendien is onderzocht of het mogelijk is om in de correctie voor grenspendel bij het kenmerk 'beschikbaarheid van werk' rekening te houden met de woon- en werkplaats van arbeidsmigranten. Voor het kenmerk 'buurt waar werken niet de norm is', is gekeken of de jaarlijkse fluctuaties in de scores op dit kenmerk gedempt kunnen worden. Tot slot is getoetst of 'beschikbaarheid van werk' nog altijd de beste indicator is voor de baankansen van de bijstandspopulatie.

### 5.1 Regionale arbeidsmarkt meten op een lager schaalniveau

#### **Mogelijkheid voor verfijning**

De kenmerken 'beschikbaarheid van werk', 'beschikbaarheid van laaggeschoold werk' en 'werken onder niveau' weerspiegelen de regionale arbeidsmarkt van een gemeente. Niet alleen banen in de gemeente zelf tellen mee, maar ook banen in de regionale arbeidsmarkt die binnen acceptabele reistijd zijn. Ook de beroepsbevolking binnen en buiten de eigen gemeente weegt mee in deze kenmerken.

De kenmerken worden berekend op gemeenteniveau. De impliciete aanname is daarom dat alle banen zich in het centrum van de gemeente bevinden. De exacte locatie van banen en beroepsbevolking wordt niet gebruikt. Wanneer banen of beroepsbevolking geconcentreerd zijn op een bepaalde locatie in een gemeente, tellen ze mogelijk minder mee dan zou moeten. Daarnaast kunnen er ook binnen gemeenten grote verschillen zijn in de bereikbaarheid van werk, zoals bijvoorbeeld tussen Rotterdam-Noord en Rotterdam-Zuid (Bastiaanssen & Martens, 2013). Deze verschillen wegen in de bestaande indicator niet mee. Dit is voor het totaalbeeld niet problematisch. De mate waarin de bereikbaarheid onderschat wordt hangt af van de reistijd. Doordat bij berekening van het aantal bereikbare banen (en beroepsbevolking) op grote afstand gekeken wordt, wordt de invloed van individuele locaties beperkt. Daarnaast worden de vraag naar en het aanbod van arbeid in de regionale arbeidsmarkt beide meegenomen en op dezelfde wijze berekend. Hierdoor tellen lokale concentraties van zowel banen als beroepsbevolking minder mee en zullen lokale onnauw-

keurigheden over het algemeen uitmiddelen. Voor individuele gemeenten kan het echter voorkomen dat berekening op gemeenteniveau zorgt voor een verstoord beeld van de kansen op de arbeidsmarkt.

Een kenmerk op gemeenteniveau is dus minder precies dan een kenmerk op wijk- of buurtniveau. Conceptueel is het dus beter om de kenmerken op een lager schaalniveau te berekenen. Omdat niet alle benodigde gegevens voor het berekenen van het kenmerk door CBS gepubliceerd worden op het niveau van wijken en buurten is gebruik gemaakt van deaggregatie op basis van bronnen met vergelijkbare gegevens die wel op het lagere niveau beschikbaar zijn.<sup>17</sup> Voor elke gemeente wordt op basis van deze bronnen berekend welk aandeel van de banen respectievelijk potentiële beroepsbevolking zich in elk van de in die gemeente gelegen postcodegebieden bevindt. Vervolgens worden die gegevens gebruikt om de brongegevens van elk van de drie kenmerken om te rekenen naar een lager schaalniveau. Alleen het schaalniveau van de achterliggende berekening van de kenmerken verandert, het gebruik van reistijdwaardering, de grenscorrectie en het bepalen van de verhouding tussen beroepsbevolking en banen gaat op dezelfde wijze als in de reguliere kenmerken.

#### **Kwantitatieve toets volumecomponent: prestatie op huishoudniveau en gemeenteniveau**

Tabel 5.1 laat zien dat de verklaringskracht van de modellen met ‘beschikbaarheid van werk’ en ‘werken onder niveau’ op een lager schaalniveau (in de volumecomponent) verslechtert ten opzichte van het originele model 2020: zowel de AIC/BIC als de GGAA, en ook de budgetmutaties (t.o.v. het originele model 2019) nemen toe.

Er zijn in totaal vier modelvarianten met ‘beschikbaarheid van werk’ en ‘werken onder niveau’ getoetst. Eén model met ‘beschikbaarheid van werk’ en ‘werken onder niveau’ berekend op een lager schaalniveau en vervolgens ook op postcode4-niveau opgenomen in het model (kolom 2). Eén model met ‘beschikbaarheid van werk’ en ‘werken onder niveau’ berekend op een lager schaalniveau maar vervolgens weer geaggregeerd naar gemeenteniveau opgenomen in het model (kolom 3). En twee vergelijkbare modellen maar dan met driejaarsgemiddelden voor ‘beschikbaarheid van werk’ en ‘werken onder niveau’.

<sup>17</sup> Voor de vraagkant (werk) wordt gebruikgemaakt van werkgelegenheidsgegevens op vier-positie-postcode-niveau (LISA), voor de aanbodkant (potentiële werknemers) wordt gebruikgemaakt van het de potentiële beroepsbevolking (het aantal inwoners in de leeftijd van 15 t/m 74 jaar) op datzelfde niveau (CBS). De bruto participatiegraad (die vermenigvuldigd wordt met de potentiële beroepsbevolking om de beroepsbevolking te berekenen) is alleen beschikbaar op gemeenteniveau.

Tabel 5.1 'Beschikbaarheid van werk' en 'werken onder niveau' op een lager schaalniveau in de volumecomponent levert geen verbetering op

	Origineel model 2020	Pc4 niveau	Gemeente niveau	Pc4 niveau – 3jaarsgemiddelden	Gemeente niveau – 3jaarsgemiddelden
<b>AIC</b>	1.510.548	1.511.081	1.511.202	1.511.071	1.511.191
Procentuele verschil t.o.v. origineel 2020		0,04%	0,04%	0,03%	0,04%
<b>BIC</b>	1.511.496	1.512.030	1.512.151	1.512.020	1.512.140
Procentuele verschil t.o.v. origineel 2020		0,04%	0,04%	0,03%	0,04%
<b>GGAA</b>	64,0	66,0	66,4	65,3	65,5
<b>Budgetmutaties tov origineel model 2019</b>					
gem	4,0	4,6	4,6	4,2	4,2
min	-22,8	-22,7	-22,4	-22,0	-21,8
max	41,2	43,1	43,9	41,6	42,3

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata

#### Kwantitatieve toets prijscomponent: prestatie op huishoudniveau

Tabel 5.2 laat zien dat de verklaringskracht van de modellen met 'beschikbaarheid van laaggeschoold werk' op een lager schaalniveau (in de prijscomponent) niet verbetert ten opzichte van het originele model 2020: de AIC/BIC en de budgetmutaties zijn stabiel.

Tabel 5.2 'Beschikbaarheid van laaggeschoold werk' op een lager schaalniveau in de prijscomponent levert geen verbetering op

	Origineel model 2020	Pc4 niveau	Gemeenteniveau
<b>AIC</b>	297.479	297.485	297.485
Procentuele verschil t.o.v. origineel 2020		0,00%	0,00%
<b>BIC</b>	297.808	297.813	297.813
Procentuele verschil t.o.v. origineel 2020		0,00%	0,00%
<b>Budgetmutaties tov origineel model 2019</b>			
gem	4,0	4,0	4,0
min	-22,8	-22,8	-22,8
max	41,2	41,3	41,3

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata

## 5.2 Correctie voor arbeidsmigranten

Het huidige kenmerk 'beschikbaarheid van werk' houdt rekening met de ligging van gemeenten aan de grens door het aantal beschikbare banen voor een bepaalde gemeente te corrigeren voor grenspendel: het aantal mensen dat in het buitenland woont maar in Nederland werkt, en omgekeerd. Het daarnaast meenemen van de (bereikbare) banen en (beroeps-)bevolking over de grens is in de

schattingsfase van model 2018 getoetst, maar bleek geen verbetering van de verklaringskracht van het model op te leveren.

De correctie voor grenspendel houdt in haar huidige vorm uitsluitend rekening met de pendel van mensen die in België of Duitsland wonen en in Nederland werken, of andersom. Arbeidsmigranten uit andere landen (die niet zijn ingeschreven bij een gemeente) zijn niet meegenomen in de correctie voor grenspendel. Deze arbeidsmigranten zijn niet gelijk verspreid over Nederland, waardoor het ontbreken van deze groep kan leiden tot regionale verschillen in de gemeten beschikbaarheid van werk ten opzichte van de werkelijkheid. Cijfers over de verdeling van arbeidsmigranten en hun banen over Nederland zijn in onvoldoende mate beschikbaar om de indicator 'beschikbaarheid van werk' aan te passen. De nauwkeurigheid waarmee de woon- en werklocaties van arbeidsmigranten worden geregistreerd is onvoldoende om een correctiefactor op gemeenteniveau te kunnen bepalen. Ten eerste werken arbeidsmigranten vaker via uitzendbureaus en doen zij vaker seizoenswerk. Hierdoor worden hun banen geregeld niet of op onjuiste (werk)locaties geregistreerd. Ten tweede registreren slechts 17 gemeenten in het land de woonlocaties van arbeidsmigranten die zich niet in de GBA inschrijven (niet-ingezetenen), waardoor de informatie over woongemeenten van deze personen onnauwkeurig is.

### 5.3 Buurten waar werken niet de norm is

Het kenmerk 'buurt waar werken niet de norm is' meet het aandeel van de bevolking in een gemeente dat woont op een plek waar het aandeel niet-werkenden beduidend hoger ligt dan in de direct omliggende omgeving. Het kenmerk wordt sinds model 2018 bepaald op basis van zes-posities-postcodegebieden (6ppc-gebieden) en biedt inzicht in de concentratie van niet-werkenden in een gemeente.<sup>18</sup> Het kenmerk vertoont relatief grote schommelingen in de tijd, zoals bijvoorbeeld tussen 1 januari 2016 en 1 januari 2017 (zie Muilwijk-Vriend et al., 2019). Dat terwijl de verwachting is dat buurten voor een langere periode als 'buurt waar werken niet de norm is' aangemerkt worden. Om de buurten die worden aangemerkt als 'buurt waar werken niet de norm' is constanter te maken over tijd, is gevarieerd met de grootte van de nabije omgeving. Wanneer de nabije omgeving groter is zal een groter aantal buurten worden meegewogen. Dat vermindert naar verwachting de jaar-op-jaar fluctuaties in de buurten die worden aangemerkt als buurt waar werken niet de norm is. Er zijn vijf verschillende verfijningsvarianten onderzocht, waarbij de omvang van de nabije omgeving in stappen van honderd meter varieert tussen honderd tot vijfhonderd meter. De brongegevens, de wijde van de buitenstraal en het percentage van de potentiële beroepsbevolking dat in zo'n buurt woont zijn constant gehouden. Deze verfijning heeft op buurniveau tot gevolg dat het aandeel buurten dat (tussen 1 januari 2016 en 1 januari 2017) tweemaal op rij wordt aangewezen als buurt waar werken niet de norm is toeneemt: bij een binnenstraal van honderd meter geldt dat voor 74 procent van de buurten, bij een binnenstraal van vijfhonderd meter is dat voor 83 procent van de

<sup>18</sup> Bij het berekenen van het kenmerk is het aandeel niet-werkende werkzoekenden in een straal van honderd meter rondom elk 6ppc-gebied (de 'binnenstraal') vergeleken met het aandeel in de 6ppc-gebieden in een straal van vijf kilometer (de 'buitenstraal'). Buurten met het grootste verschil in aandeel niet-werkende werkzoekenden worden aangemerkt als buurt waar werken niet de norm is, totdat 10 procent van de potentiële beroepsbevolking in zo'n buurt woont. Per gemeente is tot slot het aandeel van de potentiële beroepsbevolking bepaald dat in een dergelijke buurt woont. In gemeenten waar het kenmerk een hogere waarde heeft, woont een groter aandeel van de bevolking op plekken waar veel niet-werkenden wonen.

buurten het geval. Op gemeenteniveau lijkt deze verfijning de schommelingen in de scores echter niet te dempen.

### Kwantitatieve toets: prestatie op huishoudniveau en gemeenteniveau

Tabel 5.3 laat zien dat de verklaringskracht van de modellen met de verfijningen van 'buurt waar werken niet de norm is' (in de volumecomponent) niet verbetert ten opzichte van het originele model 2020: de AIC/BIC zijn stabiel en de GGAA neemt marginaal toe.

**Tabel 5.3** Variaties in 'buurt waar werken niet de norm is' in de volumecomponent levert geen verbetering op

	Origineel model 2020	Variant 1	Variant 2	Variant 3	Variant 4	Variant 5
<b>AIC</b>	1.510.548	1.510.549	1.510.560	1.510.572	1.510.566	1.510.567
Procentuele verschil t.o.v. origineel 2020		0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
<b>BIC</b>	1.511.496	1.511.498	1.511.509	1.511.521	1.511.515	1.511.516
Procentuele verschil t.o.v. origineel 2020		0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
<b>GGAA</b>	64,0	64,0	64,4	64,7	64,7	64,7
<b>Budgetmutaties tov origineel model 2019</b>						
gem	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0	4,0
min	-22,8	-22,8	-22,6	-22,7	-22,8	-22,7
max	41,2	41,2	40,4	40,5	40,5	40,5

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata

## 5.4 Beschikbaarheid van laaggeschoold werk in de volumecomponent

Een laatste mogelijke verfijning is om behalve beschikbaarheid van werk, ook beschikbaarheid van van *laaggeschoold* werk mee te nemen in de volumecomponent. In de huidige volumecomponent worden de baankansen voor een huishouden ingeschat door de combinatie van 'beschikbaarheid van werk' en 'werken onder niveau' in de volumecomponent. Tijdens de verfijning van het bijstandsmodel 2018 (Tempelman et al., 2017) is al eens getoetst of het bij de beschikbaarheid van werk van toegevoegde waarde is om een onderverdeling te maken tussen de beschikbaarheid van banen voor lager, middelbaar en hoger opgeleiden. Het bleek dat deze onderverdeling zorgde voor een lagere voorspelkracht van het model. Dit kwam omdat beschikbaarheid van laaggeschoold werk sterk samenhangt met 'werken onder niveau' (correlatiecoëfficiënt van 0,80) en daarom niets toevoegde aan het model. Destijds is daarom besloten om geen onderverdeling in de beschikbaarheid van banen te hanteren in de volumecomponent.

Vraag is of 'beschikbaarheid van werk' en 'werken onder je niveau' nog altijd de beste indicatoren zijn voor de daadwerkelijke baankansen van de bijstandspopulatie, of dat de toevoeging van de beschikbaarheid van laaggeschoold werk zorgt voor een hogere voorspelkracht. Er zijn twee varianten getest: een variant waarbij 'beschikbaarheid van laaggeschoold werk' is toegevoegd aan het

uitgangsmodel voor de volumecomponent en een variant waarbij ‘beschikbaarheid van werk’ is vervangen door ‘beschikbaarheid van laaggeschoold werk’ in het uitgangsmodel.

#### **Kwantitatieve toets: prestatie op huishoudniveau en gemeenteniveau**

Het toevoegen van ‘beschikbaarheid van laaggeschoold werk’ aan de volumecomponent zorgt voor een verslechtering van het model (AIC en BIC zijn hoger) – zie Tabel 5.4. Het vervangen van ‘beschikbaarheid van werk’ door ‘beschikbaarheid van laaggeschoold werk’ zorgt zelfs voor een aanzienlijke verslechtering van het model. Ook de GGAA en budgetmutaties nemen in dat geval sterk toe. Dit komt omdat in het volumemodel de kans op bijstand voor alle Nederlanders wordt bepaald, dus ook voor middelbaar en hoogopgeleiden. In dat geval is de totale beschikbaarheid van werk een betere voorspeller dan de beschikbaarheid van laaggeschoold werk. Bovendien blijkt dat in gebieden met veel laaggeschoold werk ook relatief veel middelbaar en hoogopgeleiden werken op banen voor laaggeschoolden (die ‘werken onder hun niveau’). Dit heeft juist een neerwaarts effect op de kans op werk in gebieden met relatief veel banen voor laagopgeleiden. Daar is in het huidige model met de totale kans op werk en een correctie voor verdringing waarschijnlijk al voldoende rekening mee gehouden. Zie Tempelman et al., 2017.

**Tabel 5.4** De varianten met ‘beschikbaarheid van laaggeschoold werk’ hebben een lagere voorspelkracht dan het uitgangsmodel

	<b>Origineel model 2020</b>	<b>Beschikbaarheid van werk &amp; beschikbaarheid van laaggeschoold werk</b>	<b>Beschikbaarheid van laaggeschoold werk</b>
<b>AIC</b>	1.510.548	1.510.550	1.516.083
Procentuele verschil t.o.v. origineel 2020		0,00%	0,37%
<b>BIC</b>	1.511.496	1.511.513	1.517.031
Procentuele verschil t.o.v. origineel 2020		0,00%	0,37%
<b>GGAA</b>	64,0	64,2	91,7
<b>Budgetmutaties tov origineel model 2019</b>			
gem	4,0	4,0	7,1
min	-22,8	-22,8	-25,5
max	41,2	41,2	45,4

Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research, berekeningen op basis van CBS Microdata

## **5.5 Conclusies en advies**

Dit hoofdstuk onderzoekt of een aantal bestaande regionale kenmerken in het bijstandsverdeelmodel verfijnd moeten en kunnen worden. Omdat het om factoren gaat die al in het model zitten, is niet opnieuw naar het afwegingskader gekeken. De mogelijke verfijningen zijn beoordeeld op de verklaringskracht en afwijkingen op gemeenteniveau, ten opzichte van het uitgangsmodel.

Ten eerste blijkt dat meten op een lager schaalniveau van de kenmerken ‘beschikbaarheid van werk’, ‘beschikbaarheid van laaggeschoold werk’ en ‘werken onder niveau’ niet leidt tot een verbetering van het model. De verklaringskracht van het model neemt zelfs af en de afwijkingen op



gemeenteniveau nemen toe. Ten tweede is gebleken dat cijfers over de verdeling van arbeidsmigranten en hun banen over Nederland in onvoldoende mate beschikbaar zijn om in de indicator 'beschikbaarheid van werk' te corrigeren voor arbeidsmigranten. De derde mogelijkheid voor verfijning heeft betrekking op het kenmerk 'buurten waar werken niet de norm is'. Dit kenmerk meet het aandeel van de bevolking in een gemeente dat woont op een plek waar het aandeel niet-werkenden beduidend hoger ligt dan in de direct omliggende omgeving. Om dit kenmerk stabiel te maken, is gevarieerd met de grootte van de nabije omgeving. Geen van de geteste varianten gaf een modelverbetering. Ten slotte is onderzocht wat het effect is als het kenmerk 'beschikbaarheid van laaggeschoold werk' aan de volumecomponent wordt toegevoegd of 'beschikbaarheid van werk' vervangt. Beide varianten leiden tot een verslechtering van het model.

Geen van de onderzochte verfijningen in dit hoofdstuk leiden tot verbeteringen van het model. Het advies is daarom om deze niet nogmaals te toetsen in het regulier onderhoud voor model 2021.



## Literatuur

- Bastiaanssen, J., Martens, C. J. C. M., & Polhuijs, G. J. (2013). Geen rijbewijs, geen fiets, geen ov-aansluiting, geen baan: vervoersarmoede in Rotterdam-Zuid.
- Marlet G., Ponds R., Woerkens C. van, Zwart R. (2016). Individuele en regionale ongelijkheid. Atlas voor Gemeenten, Utrecht, 2016. SEO-rapport nummer 2019-73.
- Muilwijk-Vriend S., Kroon L., Schwartz T., Marlet G., Woerkens C. van, Middeldorp M. (2019). Vaststellen van de bijstandsbudgetten 2020. Herschatting en verdeling van de budgetten. SEO-rapport nummer 2019-73.
- Tempelman C., Vriend S., Kroon L., Market G., Woerkens C. van (2017). Verfijning bijstandsverdeelmodel 2018. SEO-rapport nummer 2017-29
- Tempelman C., Muilwijk-Vriend S., Marlet G., Woerkens C. van (2019). Analyse regionale patronen budgetmutaties. Notitie d.d. 21 maart 2019. SEO-Rapportnummer 2019-11.



## Bijlage A Het bijstandsverdeelmiddel

Het ministerie van SZW werkt met een objectief verdeelmodel om de noodzakelijke bijstandsuitgaven in te schatten. Het model bestaat uit twee delen: de ontvangst van een uitkering (volume-component) en de hoogte van de uitkering (prijscomponent). Figuur A.1 illustreert het model voor budgetjaar 2020. De volumecomponent schat de kans op bijstand van een huishouden in op basis van objectieve factoren. De prijscomponent schat de hoogte van de uitkering, als fractie van het wettelijk normbedrag voor het huishouden, in op basis van objectieve factoren. De combinatie van de volume- en de prijscomponent resulteert in een voorspeld bijstandsbudget voor elk huishouden, wat vervolgens bij elkaar opgeteld tot een voorspeld gemeentelijk budget leidt.

De volume- en prijscomponent worden geschat op gegevens met peildatum begin januari 2017. Dit levert gewichten op voor beide componenten. Voor de budgetverdeling worden die gewichten toegepast op zo actueel mogelijke gegevens, namelijk met peildatum ultimo 2018.

### Volumecomponent

De kans op bijstand van een huishouden wordt ingeschat op basis van een groot aantal objectieve factoren, zoals de huishoudenssamenstelling, leeftijd, migratieachtergrond, et cetera (zie tabel A.1). Dit model is gebaseerd op integrale gegevens van alle huishoudens in Nederland, zie Muilwijk-Vriend et al. (2019).

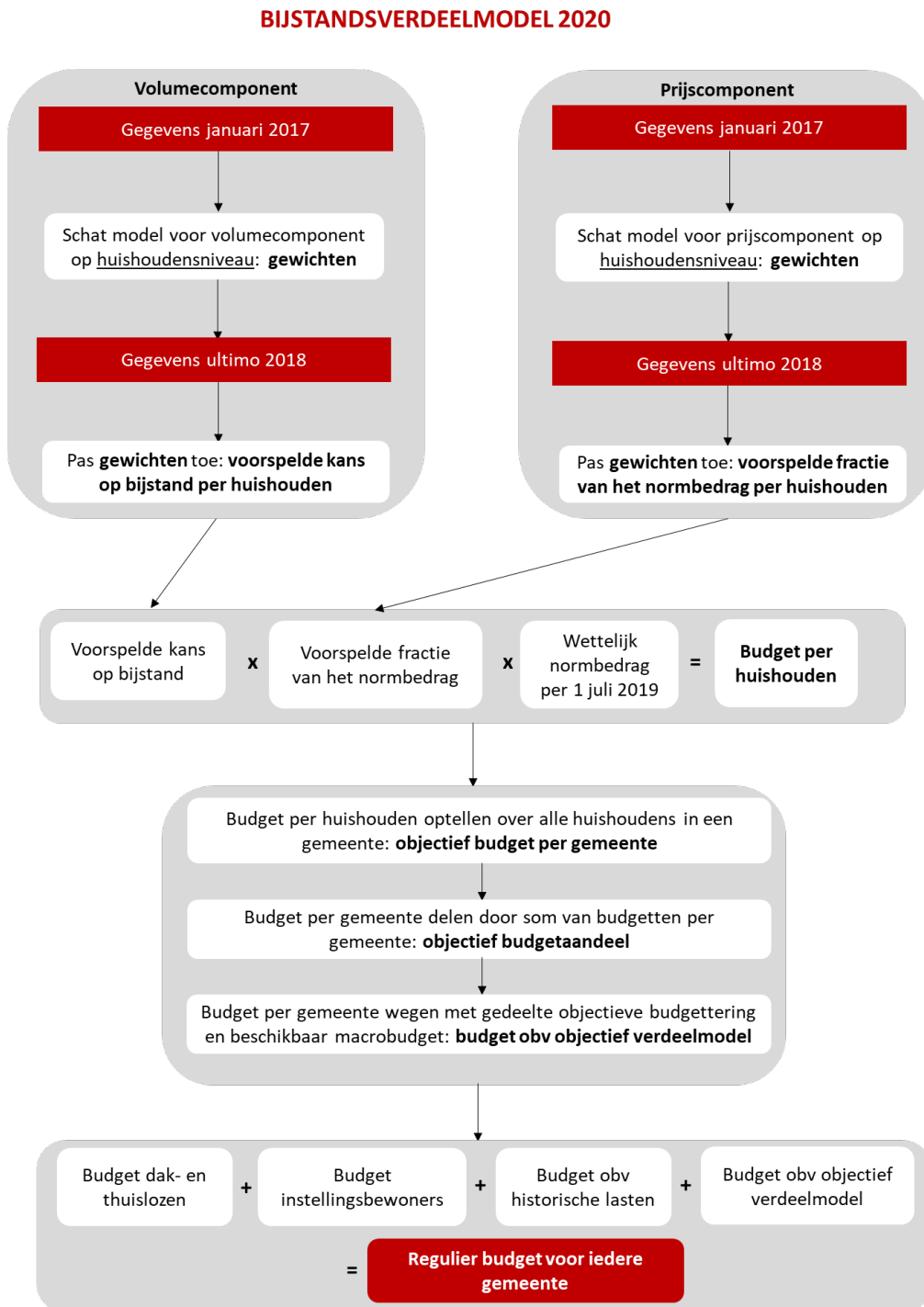
**Tabel A.1** De volumecomponent in het bijstandsverdeelmiddel is gebaseerd op een groot aantal factoren

<b>Geen recht</b>	<b>Aanbodkant</b>
Vermogen en overwaarde woning	Leeftijd
AO-, WW-, ANW-uitkering, Ziektewet, wachtgeld of overige uitkering en pensioenuitkering	Huishoudenssamenstelling (o.a. alleenstaande, eenouderhuishouden, paar)
Student	Corporatiewoning en standplaats
	Herkomst ((niet-)westerse migratieachtergrond)
<b>Vraagkant</b>	Human Capital Index (HCI)
Beschikbaarheid van werk in gemeente	Zorgkosten, medicijngebruik
Werkend onder niveau in gemeente	Niet-westerse migratieachtergrond & 50 tot AOW-leeftijd
Aandeel studenten in gemeente	Niet-westerse migratieachtergrond & gezondheidsproblemen
Aandeel WW'ers in de beroepsbevolking in gemeente	HCI laag & gezondheidsproblemen
	(V)SO/PrO onderwijs gevolgd
<b>Buurteffecten</b>	
Buurt waar werken niet de norm is	
Overlast en onveiligheid in de buurt	

Toelichting: De tabel geeft de factoren weer die zijn opgenomen in de volumecomponent van het bijstandsverdeelmiddel voor 2020.

Bron: Muilwijk-Vriend et al. (2019)

Figuur A.1 Overzicht van het bijstandsverdeelmodel



Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research.

### Prijscomponent

De hoogte van een uitkering, als fractie van het wettelijk normbedrag voor een huishouden, wordt inschat op basis van een aantal objectieve factoren, zoals de huishoudenssamenstelling, leeftijd, et cetera (zie tabel A.2). Dit model is gebaseerd op integrale gegevens van alle huishoudens met bijstand in Nederland, zie Muilwijk-Vriend et al. (2019).

**Tabel A.2 De prijscomponent bevat een aantal objectieve factoren**

<b>Kans op (inkomsten uit) werk</b>	<b>Andere uitkering</b>
Leeftijd	AO-, WW-, ANW-uitkering, Ziektewet, wachtgeld of overige uitkering en pensioenuitkering
Huishoudenssamenstelling (eenoudermoeder naar leeftijd jongste kind, paar met/zonder kinderen, thuiswonend meerderjarig kind)	
Corporatiewoning of standplaats	
Herkomst (niet-westerse migratieachtergrond) (uitgesplitst)	
Human Capital Index (HCI)	
Gebruik GGZ-zorg, gebruik medicijnen tegen depressie	
HCI laag & gezondheidsproblemen	
Beschikbaarheid van laagopgeleid werk in gemeente	
Aandeel studenten in gemeente	
Overlast en onveiligheid in de buurt	
Toelichting:	De tabel geeft de factoren weer die zijn opgenomen in de prijscomponent van het bijstandsverdeelmiddel voor 2020.
Bron:	Muilwijk-Vriend et al. (2019).





## Bijlage B Analyses stabiliteit

Hieronder volgt een uitleg van de analyses aan de hand waarvan de oorzaken van budgetmutaties onderzocht zijn.

### Volumecomponent

De relatieve bijdragen van veranderingen in individuele kenmerken aan de veranderingen in de volumecomponent zijn aan de hand van de volgende stappen berekend:

1. De volumecomponent van model 2019 is geschat aan de hand van een lineair model. Dit levert schattingsgewichten op voor alle verdeelkenmerken (de  $\widehat{\beta}_i^{2019}$ 's).
2. De schattingsgewichten zijn toegepast op het geactualiseerde analysebestand. Vanwege het lineaire model is het mogelijk om per verdeelkenmerk een bijdrage te berekenen: de score op dat kenmerk (de  $x_i^{2019}$ ) maal het schattingsgewicht (de  $\widehat{\beta}_i^{2019}$ ). De som van deze individuele bijdragen tellen in het lineaire model per huishouden op tot de voorspelde bijstandskans.
3. De bijdrages van de individuele verdeelkenmerken per huishouden zijn geaggregeerd naar gemeenteniveau. Per gemeente tellen de bijdrages van de individuele verdeelkenmerken (in een lineair model) op tot het voorspeld aantal bijstandshuishoudens in die gemeente.
4. Stappen 1 t/m 3 zijn vervolgens ook uitgevoerd voor de volumecomponent van model 2020. Dit levert ook voor model 2020 bijdrages van individuele verdeelkenmerken op ( $\widehat{\beta}_i^{2020} x_i^{2020}$ )

5. Per verdeelkenmerk  $i$  is op gemeenteniveau de verandering in de bijdrage berekend:

$$\Delta \text{bijdrage}_i = \widehat{\beta}_i^{2020} x_i^{2020} - \widehat{\beta}_i^{2019} x_i^{2019}$$

6. Per gemeente is vervolgens de totale absolute verschuiving in bijdrages berekend:

$$\sum_{i=1}^N \left| \widehat{\beta}_i^{2020} x_i^{2020} - \widehat{\beta}_i^{2019} x_i^{2019} \right|$$

7. De veranderingen in bijdrages per verdeelkenmerk zijn geschaald aan de hand van de totale absolute verschuiving. Dit geeft de relatieve verandering in de bijdrage van een kenmerk.

$$\frac{\widehat{\beta}_i^{2020} x_i^{2020} - \widehat{\beta}_i^{2019} x_i^{2019}}{\sum_{i=1}^N \left| \widehat{\beta}_i^{2020} x_i^{2020} - \widehat{\beta}_i^{2019} x_i^{2019} \right|}$$

Dit schalen maakt het mogelijk om cijfers tussen gemeenten te kunnen vergelijken.

8. Ten slotte zijn voor groepjes van kenmerken de relatieve veranderingen in bijdrage samengenomen – zie tabel B.1. Dit zijn de groepen die in Figuur 2.2 en Figuur 2.4 getoond zijn.

Tabel B.1 Groepen van verdeelkenmerken voor de volumecomponent

<b>Niet-rechthebbenden – volume</b>	<b>Huishoudtypen - volume</b>
Alleenstaande, vermogen boven € 5.000	Eenouder-moeder, jongste kind tot 5
Alleenstaande, vermogen tot en met € 5.000, overwaarde boven € 50.000	Eenouder-moeder, jongste kind 5-12
Paar, vermogen boven € 10.000	Eenouder-moeder, jongste kind 12-18
Paar, vermogen tot en met € 10.000, overwaarde boven € 50.000	Eenouder-moeder, jongste kind 18+

<b>Niet-rechthebbenden – volume</b>	<b>Huishoudtypen - volume</b>
Student (mbo/hbo/wo) in huishouden	Eenouder-vader, jongste kind tot 5
WW-uitkering in huishouden	Eenouder-vader, jongste kind 5-12
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	Eenouder-vader, jongste kind 12-18
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	Eenouder-vader, jongste kind 18+
ANW-uitkering in huishouden	Paar, jongste kind 18-
Ziekte-uitkering, wachtgeld of overige uitkering in huishouden	Paar, jongste kind 18+
Pensioenuitkering in huishouden	Paar zonder kinderen
	Overig huishouden
	Thuiswonend meerderjarig kind
<b>Leeftijdsgroepen – volume</b>	<b>Woonsituatie - volume</b>
Leeftijd 20 tot 25 jaar in huishouden	Corporatiewoning
Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	Standplaats
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	
<b>Migratieachtergrond – volume</b>	<b>Opleidingsniveau - volume</b>
Migratieachtergrond (Turks) in hh	Lage HCl in huishouden
Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	Middelbare/hoge HCl in huishouden
Migratieachtergrond (Antilliaans) in hh	(V)SO/PrO in huishouden
Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	
Migratieachtergrond (Marokko) in hh	
Migratieachtergrond (Ghana) in hh	
Migratieachtergrond (Somalië of Eritrea) in hh	
Migratieachtergrond (Afghaans) in hh	
Migratieachtergrond (Irakees) in hh	
Migratieachtergrond (Syrisch) in hh	
Migratieachtergrond (Iraneees) in hh	
Migratieachtergrond (Chinees) in hh	
Migratieachtergrond (Indiaas) in hh	
Migratieachtergrond (Overig niet-westers) in hh	
Migratieachtergrond (voormalig Joegoslavisch) in hh	
Migratieachtergrond (voormalig Sovjet-Unie) in hh	
Migratieachtergrond (Overig westers) in hh	
<b>Gezondheidsindicatoren – volume</b>	<b>Stapeling van problematiek - volume</b>
Zorgkosten boven de € 50.000 in hh	Niet-westerse migratieachtergrond in hh & 50 tot AOW-leeftijd in hh
Gebruik GGZ-zorg in hh	Niet-westerse migratieachtergrond in hh & gezondheidsproblemen in hh
Gebruik medicijn tegen verslaving in hh	HCl laag in hh & gezondheidsproblemen in hh
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	
Gebruik medicijn tegen psychose in hh	
Gebruik 4 tot 6 medicijngroepen in hh	
Gebruik 6 tot 8 medicijngroepen in hh	
Gebruik 8 of meer medicijngroepen in hh	
<b>Vraagkant – volume</b>	<b>Buurtkenmerken - volume</b>
Werken onder niveau in gemeente	Aandeel bbv in een buurt waar werken niet de norm is in gemeente o.b.v. 6-ppc gebieden
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	Overlast in de buurt

<b>Niet-rechthebbenden – volume</b>	<b>Huishoudtypen - volume</b>
Aandeel WW in beroepsbevolking van gemeente	
Beschikbaarheid van werk in gemeente	

### Prijscomponent

De relatieve bijdragen van veranderingen in individuele kenmerken aan de veranderingen in de prijscomponent zijn aan de hand van de volgende stappen berekend:

1. De prijscomponent van model 2019 is geschat aan de hand van een lineair model. Dit levert schattingsgewichten op voor alle verdeelkenmerken (de  $\widehat{\beta}_i^{2019}$ 's).
2. De schattingsgewichten zijn toegepast op het geactualiseerde analysebestand. Vanwege het lineaire model is het mogelijk om per verdeelkenmerk een bijdrage te berekenen: de score op dat kenmerk (de  $x_i^{2019}$ ) maal het schattingsgewicht (de  $\widehat{\beta}_i^{2019}$ ). De som van deze individuele bijdragen tellen in het lineaire model per huishouden op tot de voorspelde fractie.
3. De bijdrages van de individuele verdeelkenmerken per huishouden zijn geaggregeerd naar gemeenteniveau. Per gemeente tellen de bijdrages van de individuele verdeelkenmerken (in een lineair model) op tot de voorspelde fracties in die gemeente.
4. Stappen 1 t/m 3 zijn vervolgens ook uitgevoerd voor de prijscomponent van model 2020. Dit levert ook voor model 2020 bijdrages van individuele verdeelkenmerken op ( $\widehat{\beta}_i^{2020} x_i^{2020}$ ).
5. Per verdeelkenmerk  $i$  is op gemeenteniveau de verandering in de bijdrage berekend:

$$\Delta \text{bijdrage}_i = \widehat{\beta}_i^{2020} x_i^{2020} - \widehat{\beta}_i^{2019} x_i^{2019}$$

6. Per gemeente is vervolgens de totale absolute verschuiving in bijdrages berekend:

$$\sum_{i=1}^N \left| \widehat{\beta}_i^{2020} x_i^{2020} - \widehat{\beta}_i^{2019} x_i^{2019} \right|$$

7. De veranderingen in bijdrages per verdeelkenmerk zijn geschaald aan de hand van de totale absolute verschuiving. Dit geeft de relatieve verandering in de bijdrage van een kenmerk.

$$\frac{\widehat{\beta}_i^{2020} x_i^{2020} - \widehat{\beta}_i^{2019} x_i^{2019}}{\sum_{i=1}^N \left| \widehat{\beta}_i^{2020} x_i^{2020} - \widehat{\beta}_i^{2019} x_i^{2019} \right|}$$

Dit schalen maakt het mogelijk om cijfers tussen gemeenten te kunnen vergelijken.

8. Ten slotte zijn voor groepjes van kenmerken de relatieve veranderingen in bijdrage samengenomen – zie tabel B.2. Dit zijn de groepen die in Figuur 2.3 en Figuur 2.4 getoond zijn.

Tabel B.2 Groepen van verdeelkenmerken voor de prijscomponent

<b>Niet-rechthebbenden – prijs</b>	<b>Huishoudtypen - prijs</b>
WW-uitkering in huishouden	Eenouder-moeder, jongste kind tot 5
AO-uitkering (15%-80% of onbekend) in huishouden	Eenouder-moeder, jongste kind 5+
AO-uitkering (80%-100%) in huishouden	Paar met kinderen
ANW-uitkering in huishouden	Paar zonder kinderen of overig huishouden
Ziekte-uitkering, wachtgeld of overige uitkering in huishouden	Thuiswonend meerderjarig kind
Pensioenuitkering in huishouden	
WW-uitkering in huishouden	
<b>Leeftijdsgroepen – prijs</b>	<b>Woonsituatie - prijs</b>

Leeftijd 25 tot 30 jaar in huishouden	Corporatiewoning of standplaats
Leeftijd 30 tot 40 jaar in huishouden	
Leeftijd 40 tot 50 jaar in huishouden	
Leeftijd 50 jaar tot AOW-leeftijd in huishouden	
<b>Migratieachtergrond – prijs</b>	<b>Opleidingsniveau - prijs</b>
Migratieachtergrond (Marokko) in hh	Lage HCl in huishouden
Migratieachtergrond (Turks) in hh	Middelbare/hoge HCl in huishouden
<b>Migratieachtergrond – prijs</b>	<b>Opleidingsniveau - prijs</b>
Migratieachtergrond (Surinaams) in hh	
Migratieachtergrond (overig Afrika) in hh	
Migratieachtergrond (Midden-Oosten) in hh	
<b>Gezondheidsindicatoren – prijs</b>	<b>Stapeling van problematiek - prijs</b>
Gebruik GGZ-zorg in hh	HCl laag in hh & gezondheidsproblemen in hh
Gebruik medicijn tegen depressie in hh	
<b>Vraagkant – prijs</b>	<b>Buurtkenmerken - prijs</b>
Aandeel studenten (hbo/wo) in gemeente	Overlast in de buurt
Beschikbaarheid van laaggeschoold werk in gemeente	

### Budgetmutaties

De relatieve bijdragen van veranderingen in individuele kenmerken aan de veranderingen in de budgetmutaties zijn aan de hand van de volgende stappen berekend:

1. Per gemeente is het objectieve budget voor 2019 en 2020 op basis van het lineaire model berekend door het voorspeld aantal bijstandshuishoudens te vermenigvuldigen met de voorspelde fractie en de wettelijk geldende normbedragen. Het objectieve budgetaandeel per gemeente is vervolgens het objectieve budget gedeeld door de som van de objectieve budgetten van alle gemeenten.
2. De verandering in budgetaandeel tussen 2020 en 2019 is berekend per gemeente:  

$$\Delta \text{budgetaandeel} = \text{budgetaandeel}_{2020} - \text{budgetaandeel}_{2019}$$
3. Er zijn modellen geschat waarbij de verandering in budgetaandeel ( $\Delta \text{budgetaandeel}$ ) is verklaard uit de verandering in de bijdrages van (groepjes van) verdeelkenmerken ( $\Delta \text{bijdrage}_i$ ) uit de volume- en prijscomponent. Deze veranderingen zijn berekend in stap 5 van de analyse van de volume- en prijscomponent. Dit geeft voor elk (groepje van) verdeelkenmerk(en) dat als verklarende variabele is opgenomen een coëfficiënt  $\tilde{\beta}_i$ .
4. De bijdrage van een (groepje van) verdeelkenmerk(en) aan de budgetmutatie is berekend door de coëfficiënt  $\tilde{\beta}_i$  te vermenigvuldigen met de verandering in de bijdrage van dat (groepje van) kenmerk(en) aan de prijs- of volumecomponent ( $\Delta \text{bijdrage}_i$ ).

$$\widetilde{\text{bijdrage}}_i = \tilde{\beta}_i * \Delta \text{bijdrage}_i$$

5. Per gemeente is vervolgens som van bijdrages aan de budgetmutaties berekend:

$$\sum_{i=1}^N |\widetilde{\text{bijdrage}}_i|$$

6. De bijdrage van een (groepje van) verdeelkenmerk(en) aan de budgetmutatie is geschaald aan de hand van de som van bijdrages aan de budgetmutaties. Dit geeft de relatieve bijdrage van een (groepje van) kenmerk(en) aan de budgetmutaties.

$$\frac{\widetilde{\text{bijdrage}}_i}{\sum_{i=1}^N |\widetilde{\text{bijdrage}}_i|}$$

## Bijlage C Analyses regionale patronen

Hieronder volgt een uitleg van de analyses aan de hand waarvan de regionale patronen onderzocht zijn. Hiervoor maken we gebruik van Moran's I, een maat voor ruimtelijke autocorrelatie.

### Spatial weights matrix

De eerste stap bij het berekenen van de (globale en lokale) Moran's I is het bepalen van de te gebruiken *spatial weights matrix* (ruimtelijke gewichtenmatrix). De gewichtenmatrix beoogt inzicht te geven in de mate waarin gegevens in elkaars nabijheid zijn. Met behulp van deze gewichtenmatrix kan vervolgens de *spatial lag* (ruimtelijk vertraagd gemiddelde) en de ruimtelijke autocorrelatie van gegevens worden berekend. Er zijn veel manieren om de ruimtelijke gewichtenmatrix te bepalen; in dit onderzoek tellen voor elke gemeente de gemeenten die direct aan die gemeente grenzen plus de gemeenten die aan de aangrenzende gemeenten grenzen mee (eerste- of tweede-orde aangrenzendheid).<sup>19</sup> De Waddeneilanden grenzen aan geen enkele gemeente en worden dan ook buiten beschouwing gelaten. Vervolgens wordt, bij conventie, de gewichtenmatrix per rij gestandaardiseerd zodat de gewichten optellen tot één.

### Globale Moran's I

Vervolgens wordt steeds eerst de globale Moran's I berekend. De globale Moran's I is een maat voor de ruimtelijke autocorrelatie van een gegeven en de interpretatie ervan is vergelijkbaar met die van een normale correlatiecoëfficiënt. Wanneer hoge vaker naast lage waarden voorkomen zal Moran's I dan ook richting -1 tenderen; bij clustering (hoge bij hoge waarden) zal deze richting +1 tenderen. Hoe groter de (absolute) waarde van de coëfficiënt, hoe groter de mate van (positieve of negatieve) autocorrelatie. De vergelijking hieronder geeft de berekening van Moran's I:

$$I = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} q_i q_j}{\sum_i q_i^2}$$

Hierbij is  $q$  de afwijking van het (landelijke) gemiddelde van de variabele, en  $w$  de ruimtelijke gewichtenmatrix.

Vervolgens wordt getest of de gevonden (ruimtelijke) correlatiecoëfficiënt ook het gevolg had kunnen zijn van een willekeurig patroon. Hierbij wordt er niet van uitgegaan – zoals vaak gebruikelijk in de econometrische literatuur – dat de variabele de normaalverdeling volgt, maar wordt randomisering gebruikt om te schatten wat de waarschijnlijkheid is dat de gevonden coëfficiënt het gevolg had kunnen zijn van toeval.

### Lokale Moran's I

Voor die variabelen waar de absolute waarde van Moran's I groter is dan 0,1 en waar de waarschijnlijkheid dat de coëfficiënt het gevolg is van toeval kleiner is dan vijf procent, is mogelijk sprake van regionale clustering. Om deze reden wordt voor die gegevens vervolgens de lokale Moran's I berekend. De lokale Moran's I meet voor elke regio of die regio een bovengemiddelde bijdrage levert

<sup>19</sup> De gepresenteerde resultaten veranderen niet beduidend wanneer alleen eerste-orde aangrenzendheid wordt gebruikt voor het bepalen van de *spatial lags*.

aan regionale clustering en of deze bijdrage statistisch significant is. De volgende vergelijking geeft de berekening van de lokale Moran's I:

$$I_i = q_i \sum_j w_{ij} q_j$$

Hierbij is  $q$  de afwijking van het gemiddelde van de variabele, en  $w$  de ruimtelijke gewichtenmatrix. De gemiddelde waarde van de lokale Moran's I komt overeen met de waarde van de globale Moran's I. Bij het bepalen van statistische significantie wordt een Bonferroni-correctie toegepast waarbij het aantal opeenvolgende toetsen gelijk is aan het aantal omliggende gemeenten plus één.

Wanneer zowel  $q_i$  als het gemiddelde van  $q$  in de omgeving bovengemiddeld is, zal de waarde van de lokale Moran's I ook hoog zijn, wat wijst op een cluster van hoge waarden rondom regio  $i$ . Omgekeerd geldt hetzelfde voor een lage waarde van  $q_i$  en het gemiddelde van  $q$  in de omgeving; in dat geval is er sprake van een cluster van lage waarden. Hiermee kan de lokale Moran's I ook aanduiden dat een bepaalde regio een *outlier* is: ofwel omdat de variabele in regio  $i$  negatief afwijkt van het gemiddelde terwijl deze in de omgeving positief afwijkt, ofwel omdat de variabele in regio  $i$  positief afwijkt van het gemiddelde terwijl deze in de omgeving juist negatief afwijkt.

In de kaarten in het hoofdstuk van de analyses van ruimtelijke autocorrelatie zullen daarom steeds clusters (hoog-hoog of laag-laag) en *outliers* (hoog-laag of laag-hoog) worden aangewezen. Wanneer een enkele gemeente wordt aangewezen als cluster betekent dit uiteraard dat de gegevens in de omgeving van die gemeente ook afwijken (in dezelfde richting). De kaarten geven dus de centra van clustering.





# seo economisch onderzoek

Roetersstraat 29 . 1018 WB Amsterdam . T (+31) 20 525 16 30 . F (+31) 20 525 16 86 . [www.seo.nl](http://www.seo.nl)