

7 EFFECTEN VAN STRATEGIEËN

7.1 Inleiding

Nu de verschillen in uitgaven en beleidsindicatoren in beeld zijn gebracht, is de vervolgvraag wat de effectiviteit is van deze strategieën. In dit hoofdstuk verken ik deze vraag. Dat doe ik als volgt. Allereerst schat ik modellen die de omgeving van gemeenten in beeld brengen. Deze modellen kennen een grote gelijkenis met de verdeelmodellen die zijn opgesteld in het kader van de budgettering van de bijstand, met dat grote verschil dat ik niet de uitkeringslasten in beeld wil brengen maar de ontwikkelingen in de in- en uitstroom in de bijstand en de bijstandskans. De opgenomen omgevingskenmerken zijn voor gemeenten nauwelijks en zeker niet op korte termijn te beïnvloeden, maar bepalen wel in hoge mate de uitkomsten. In de tweede plaats voeg ik aan deze modellen de beleidsindicatoren toe en beoordeel vervolgens de mate van effectiviteit.

In paragraaf 7.2 ga ik allereerst in op de verschillen in bijstandsafhankelijkheid. In paragraaf 7.3 ga ik in op de niet-beïnvloedbare omgevingskenmerken. In paragraaf 7.4 en 7.5 schat ik achtereenvolgens de bijstandskans en de in- en uitstroom. In 7.6 ga ik de effectiviteit na van de verschillende beleidsindicatoren. In paragraaf 7.7 rond ik af met conclusies. De hier gepresenteerde cijfers en analyses zijn eerder gepubliceerd in Broersma, Edzes & Van Dijk (2009b).

7.2 Gemeentelijke verschillen in uitkomsten

Laat ik om te beginnen vaststellen dat de gemeentelijke verschillen in bijstandsproblematiek groot zijn. Tabel 7.1. laat de gemiddelden en spreiding van bijstandsvolume, in- en uitstroom en ontwikkeling zien over de periode 1998-2003. Kijken we allereerst naar het aantal bijstandsontvangers per 100 huishoudens dan ligt het aantal over de periode 1998-2003 gemiddeld op 3,8 bijstandsontvangers en daalt het in de periode na de invoering van de WWB naar 3,4 bijstandsontvangers op 100 huishoudens. De min-max waarden laten een enorme spreiding zien, van nog geen 1 bijstandsontvanger per 100 huishoudens naar ruim 17. Hierbij moeten we voorzichtig zijn omdat de cijfers van het CBS vanwege anonimiteit worden afgerond op vijftallen wat vooral in kleine gemeenten kan leiden tot afrondingsfouten, grote schommelingen van jaar op jaar en uitschieters. De gemiddelde standaardafwijking ligt op 2,4 bijstandsontvanger per 100 huishoudens in de periode vóór de WWB en 2,1 in de periode 2004-2007. De daling suggereert dat de onderlinge verschillen kleiner zijn geworden. Dezelfde patronen zien we wanneer we kijken naar het aantal instromers dat daalt van 1,3 naar 1,2 instromers per 100 huishoudens in de twee onderzochte perioden. Ook hier neemt de standaarddeviatie af. De uitstroombkans daalt eveneens licht, van 1,4 naar 1,3 uitstromers per 100 huishoudens, hetzelfde geldt voor de gemiddelde standaardafwijking. Over de hele periode van 1999-2007 is er sprake van een gemiddelde jaarlijkse daling, hoewel de gemiddelde jaarlijkse daling in de periode van 2004-2007 met -5,9% de daling in de periode 1999-2003 met -1,1% overtreft. De min-max-waarden laten hier grote verschillen zien tussen gemeenten waarbij in beide perioden forse groei en forse daling

samen kunnen gaan. De conclusie is dat op basis van de aantallen gemeenten aanzienlijk verschillen qua bijstandsproblematiek.

Tabel 7.1 Gemiddelden en spreiding bijstand, instroom, uitstroom en ontwikkeling over periode 1998-2003 en 2004-2007.
Bron: CBS, eigen berekeningen.

	N	Gem.	Min	Max	Std. Dev.
Aantal bijstandsontvangers per 100 huishoudens, gem. over 1998-2003	443	3,8	0,8	17,7	2,4
Aantal bijstandsontvangers per 100 huishoudens, gem. over 2004-2007	443	3,4	0,7	14,5	2,1
Aantal instromers per 100 huishoudens, gem. over 1999-2003	443	1,3	0	4,2	0,75
Aantal instromers per 100 huishoudens, gem. over 2004-2007	443	1,2	0	3,8	0,68
Aantal uitstromers per 100 huishoudens, gem. over 1999-2003	443	1,4	0,3	4,5	0,8
Aantal uitstromers per 100 huishoudens, gem. over 2004-2007	443	1,3	0,4	4,3	0,7
Gemiddelde jaarlijkse groei 1999-2003, in percentage	443	-1,1	-12,9	8,4	3,1
Gemiddelde jaarlijkse groei 2004-2007, in percentage	443	-5,9	-20,6	16,1	4,5

Een andere uitkomstmaat is in tabel 7.2 weergegeven. Het gaat hier om de uitstroom naar werk als percentage van de totale uitstroom. De gemiddelde uitstroom naar werk over de periode neemt toe van 36% in 2004 naar 46% in 2007, een percentage dat fors hoger ligt dan de 39% die op basis van opgave van managers sociale zaken over 2007 wordt gemeld³¹⁴. Overigens kent de uitstroom naar werk forse verschillen tussen gemeenten, getuige de min-max waarden en de standaarddeviatie.

Tabel 7.2 Uitstroom naar werk over de periode 2004-2007. Bron: Kernkaart SZW/CBS, eigen berekeningen.

	N	Gem.	Min	Max	Std. Dev.
Uitstroom naar werk als perc. van totale uitstroom					
2004	443	36	8	65	8
2005	443	40	0	78	9
2006	443	43	18	70	8
2007	443	46	14	100	10

7.3 Niet beïnvloedbare factoren

Welke omgevingskenmerken van een gemeente beïnvloeden de volume-ontwikkelingen in de bijstand? In hoofdstuk 2 heb ik uitgebreid stilgestaan bij deze vraag waarbij ik vooral heb gekeken naar de objectieve factoren die worden gebruikt bij de schatting van de budgetten voor de uitkeringslasten en de

³¹⁴ Vgl: Divosa (2008). Zie paragraaf 5.2.3, tabel 5.9.

re-integratiemiddelen. Er is op dit moment bijna twee decennia onderzoekservaring met het schatten van volumes en kosten van de bijstand aan de hand van niet-beïnvloedbare kenmerken³⁴⁵.

Voor ons doel, het schatten van de invloed van de omgeving op bijstandsontwikkeling en in- en uitstroom heb ik gebruik gemaakt van de verdeelmaatstaven van de Financiële Verhoudingswet die gebruikt worden voor de toedeling van rijksmiddelen aan het Gemeentefonds, aangevuld met de uit de literatuur bekende factoren. Tabel 7.3 geeft een overzicht van de gebruikte indicatoren inclusief de verwachting die ik heb van de invloed op de bijstandsafhankelijkheid³⁴⁶.

Tabel 7.3 Gebruikte onafhankelijke factoren voor modelschattingen.

Naam	Verwachte Invloed op bijstandsontwikkeling	Definitie
Eenoudergezinnen	++	Aantal eenoudergezinnen als percentage van het totaal aantal huishoudens onder 65 jaar
Lage inkomens	++	Aantal huishoudens met een laag inkomen (in laagste 40% van landelijke inkomensverdeling) als percentage van het totaal aantal huishoudens onder 65 jaar
Minderheden	++	Aantal minderheden die tot de minderheden behoren volgens definitie Financiële Verhoudingswet gedeeld door totale bevolking
Woningwaarde WW	-- +/-	Totale waarde van alle woningen gedeeld door totaal aantal woningen
Laag opgeleiden	++	Aantal ontvangers van een werkloosheidswetuitkering als percentage van de bevolking tussen 15-64 jaar.
VU-ratio: krapte-indicator	--	Aantal inwoners tussen 15-64 jaar met een laag inkomen als percentage van de bevolking tussen 15-64 jaar
Werkgelegheidsgraad	--	Aantal openstaande vacatures (bron: CWI) in de corop waarin gemeente valt gedeeld door aantal personen in de werkloze beroepsbevolking in de corop waarin gemeente valt
Omgevingsadressendichtheid	++	Aantal banen van werknemers gedeeld door de bevolking tussen 15-64 jaar
		Aantal adressen dat een adres in zijn omgeving heeft gedeeld door de oppervlakte

De onafhankelijke indicatoren zijn aangevuld met gemeentekennmerken (dummies voor regio, grootteklasse, politieke kleur en intergemeentelijke sociale dienst). Op deze manier kan ik ook voor de bijstandsuitkomsten de onderlinge verschillen tussen gemeenten in beeld brengen.

Om de invloed van de niet-beïnvloedbare kenmerken, de gemeentelijke verschillen en de beleidsstrategieën na te gaan zijn modellen geschat die het niveau en de veranderingen in de bijstand verklaren. Daarbij zijn vijf afhankelijke variabelen gebruikt: twee om het niveau van de bijstand (de bijstandskans en de langdurige bijstandskans) in een gemeente te verklaren en drie om de veranderingen, dat wil zeggen de in- en uitstroom en de uitstroom naar werk te schatten. Deze laatste variabelen zijn uiteindelijk gebruikt om de effecten van beleidsstrategieën vast te stellen.

³⁴⁵ Voor een overzicht van de discussie, zie onder meer: Berkhout et al. (2008); Spijkerman, De Koning & Van der Steen (2005); Keuzenkamp et al. (2000).

³⁴⁶ Een argumentatie voor de verwachte invloed is meerdere malen opgesteld en beproefd. Vgl. Berkhout et al. (2008); Spijkerman, De Koning & Van der Steen (2005); Keuzenkamp et al. (2000).

Aangezien we over een panelbestand beschikken (uitkomsten over in totaal 9 jaren op een selectie van 443 gemeenten) kunnen we verwachten dat een belangrijk deel van de bijstandskans in een jaar wordt bepaald door de waarde in het voorgaande jaar. Immers, het bijstandsbestand wordt niet ieder jaar opnieuw opgebouwd, maar bestaat voor een groot deel uit mensen die een langdurige bijstandsafhankelijkheid hebben. Dat blijkt ook zo te zijn. In eerder verrichte analyses heb ik kunnen vaststellen dat deze 'historische' doorwerking van de afhankelijke variabele in het jaar t een grote rol speelt³¹⁷. Hier heb ik gekozen voor een alternatieve oplossing. Omdat we de effecten van (omgevings)kenmerken en beleidsvariabelen op enig moment in de tijd willen vaststellen, leidt de opname van een vertraagde afhankelijke variabele vermoedelijk tot een vertekening. In dat geval wordt immers veel van de verklaarde variantie bepaald door de situatie in de voorafgaande jaren wat ten koste kan gaan van de invloed van omgevingskenmerken en beleidsindicatoren. Daarom heb ik ervoor gekozen om de modellen te schatten met periode fixed effects. Dit betekent dat de uitkomsten worden gecorrigeerd voor niet-waargenomen jaarlijkse verstoring voor zover deze constant is over de tijd.

Eerst zijn de modellen op basis van de volledige steekproef geschat met behulp van een eenvoudig OLS-regressiemodel. Daarna zijn ze opnieuw geschat op basis van het aantal waarnemingen waarvoor ook (de diverse) beleidsvariabelen beschikbaar zijn en wordt gekeken naar hun effect. Deze uitkomsten komen in paragraaf 7.6 aan de orde.

7.4 Het niveau van de bijstand

In tabel 7.4 is het niveau van de bijstand in een gemeente – gemeten als (de logaritme van) het WWB-volume als percentage van het aantal huishoudens – en de langdurige bijstandskans – gemeten als (de logaritme van) het WWB-volume dat langer dan 1 jaar een uitkering heeft als percentage van het aantal huishoudens – over de periode 1999-2007 geschat. De modellen zijn zoals gezegd geschat met periode fixed effects³¹⁸.

Uit de tabel blijkt dat de variatie in bijstandskans over de periode 1999-2007 voor 86% (adjusted R²) en de variatie in langdurige bijstandskans over de periode 1999-2007 voor 83% (adjusted R²) te verklaren zijn uit onafhankelijke factoren en gemeentelijke kenmerken. De cijfers in de tweede en derde kolom geven de coëfficiënt weer en de t -waarde (tussen haakjes). De coëfficiënt geeft weer met welk percentage de bijstandskans en de langdurige bijstandskans verandert als de bijbehorende verklarende variabele verandert. Bijvoorbeeld, als het aandeel eenoudergezinnen in de gemeente verdubbelt

³¹⁷ Het opnemen van een zogenaamde vertraagde endogeen dient ook een statistisch doel namelijk om autocorrelatie in residuen te vermijden en om zodoende het model statistisch adequaat te doen zijn. Alle in dit hoofdstuk geschatte modellen zijn ook geschat met een vertraagde afhankelijke variabele en eerder gepubliceerd in: Edzes, Broersma & Van Dijk (2009).

³¹⁸ De directe consequentie van het opnemen van de periode fixed effects is dat de adequaatheid van het statistisch model te wensen lijkt over te laten getuige de lage Durbin-Watsonscore (DW is lager dan 2). Dit duidt er immers op dat er sprake is van autocorrelatie in de residuen. Door het opnemen van periode fixed effects wordt dit probleem echter weggelaten omdat het model als het ware één grote cross-sectie is.

(stijgt met 100%) dan stijgt de bijstandskans met 7,9%. De getoonde t-waarde tussen haakjes geeft de significantie weer d.w.z. hoe hoger de t-waarde, hoe kleiner de kans dat de schatting onbetrouwbaar is. In dit geval heb ik gekozen voor een 5%-significantiegrens, dat wil zeggen dat de kans dat de gevonden relatie niet bestaat (dat wil zeggen het effect is nul) minder is dan 5%. De bijbehorende significantieniveaus (t-waarden) moeten in dat geval groter zijn dan 2 (of kleiner dan -2). Een min-teken voor de coëfficiënt en t-waarde geeft aan dat de relatie negatief is, zoals het geval is bij de woningwaarde: hoe hoger de gemiddelde woningwaarde in een gemeente, hoe lager de kans om in de bijstand terecht te komen. Wanneer er geen waarden bij de variabelen staan vermeld dan betekent dit dat de variabele in het model geen significante bijdrage levert aan de verklaring van de variantie.

Kijken we allereerst naar de bijstandskans, gemeten als (de logaritme van) het bijstandsvolume als percentage van het aantal huishoudens, dan zien we dat een hoog aandeel lage inkomens, éénoudergezinnen en niet-westerse minderheden, WW-uitkeringsgerechtigden en een hogere adressendichtheid bijdragen aan een hogere bijstandskans. Een hogere woningwaarde, meer krapte op de arbeidsmarkt en meer banen leiden vervolgens tot een lagere bijstandskans. Tot zover beïnvloeden de omgevingsindicatoren de bijstand in de verwachte richting. Anders ligt dat bij het aantal laag opgeleiden als percentage van de potentiële beroepsbevolking. Ik had verwacht dat een hoog aandeel laag opgeleiden in een gemeente zou bijdragen aan een hogere (langdurige) bijstandskans. Dat is niet wat ik vind. De tekens voor de coëfficiënt zijn negatief wat op een negatief verband duidt. Ik vermoed dat dit van doen heeft met de lange periode die we in ogenschouw hebben en het feit dat de dynamiek in de bijstandsontwikkeling groter is dan het aandeel laag opgeleiden. Vermoedelijk is het zo dat over hele periode de bijstandskans sneller daalt (of stijgt) dan het aandeel laag opgeleiden stijgt (of daalt).

Voor de langdurige bijstandskans, gemeten als (de logaritme van) het bijstandsvolume dat langer dan 1 jaar een uitkering heeft als percentage van het aantal huishoudens, geldt een overeenkomstig beeld als voor de bijstandskans. Uitgezonderd het aantal banen beïnvloeden de omgevingskenmerken de langdurige bijstandskans op eenzelfde manier, zij het dat de waarde en significantie van de coëfficiënten kan verschillen.

Kijken we naar een aantal gemeentelijke kenmerken bovenop de omgevingskenmerken dan valt op dat in het Noorden van het land de bijstandskans hoger is, terwijl deze juist in het Westen lager is. Verder blijkt dat ongeacht de omgeving de bijstandskans toeneemt met de omvang van de gemeente. Voor wat betreft de langdurige bijstandskans gelden overeenkomstige conclusies behalve dat het effect van de Noordelijke regio wegvalt. Daarvoor in de plaats komen twee andere opvallende uitkomsten. Gemeenten met een hoog aandeel raadszetels van lokale partijen hebben een hogere langdurige bijstandskans. Nog opvallender is de constatering dat de kans om langdurig in de bijstand terecht te komen hoger is in gemeenten die zich hebben verenigd in een intergemeentelijke sociale dienst.

Tabel 7.4 Modelschattingen (t-waarden) (langdurige) bijstandskans < 65 jaar op basis van onafhankelijke factoren, alleen significante effecten opgenomen, periode 1999-2007¹.

	Bijstandskans ²		Langdurige bijstandskans ³	
	Coëfficiënt	t-value	Coëfficiënt	t-value
Periode fixed effects	Y		Y	
Intercept	0.352	(2.851)	0.777	(7.142)
Log(hh. laag inkomen)	0.801	(22.23)	0.888	(22.83)
Log(eenoudergezinnen)	0.975	(32.66)	1.079	(33.68)
Log(niet-werterse minderheden)	0.160	(26.53)	0.144	(22.76)
Log(woningwaarde)	-0.452	(-20.05)	-0.435	(-17.41)
Log(WW-uitk. gerechtigden)	0.190	(11.06)	0.207	(11.13)
Log(laag opgeleiden)	-0.128	(-6.044)	-0.130	(-5.933)
Log(adressendichtheid)	0.025	(6.611)	0.027	(6.873)
Log(WU-ratio)	-0.067	(-5.228)	-0.045	(-3.564)
Log(banen)	-0.031	(-2.850)		
Log(aandeel linkse partijen)
Log(locale partijen)	.	.	0.005	(2.998)
IGS	.	.	0.022	(2.338)
Region				
Noord	0.051	(3.333)	.	.
Oost
West	-0.144	(-14.73)	-0.143	(-13.59)
Grootteklasse				
>100k	0.233	(11.75)	0.240	(11.50)
50k-100k	0.121	(7.796)	0.120	(7.223)
20-50k	0.032	(3.787)	0.034	(3.696)
Adjusted R2	0.859		0.830	
Aantal gemeenten (N)	443		439	
Aantal perioden (T)	9		9	
N×T	3987		3934	
Durbin-Watson (DW)	0.308		0.331	

¹ Wanneer geen waarden staan vermeld, dan levert het kenmerk geen significante bijdrage aan de verklaring van de variantie.

² Drie outliers verwijderd: Bergen Noord-Holland, Bergen Limburg, Bergen op Zoom

³ Vier gemeenten zijn niet in de schattingen meegenomen vanwege (te) geringe of nulwaarden (Ameland, Bronkhorst, Rozendaal, Schiermonnikoog)

7.5 In- en uitstroom

De ontwikkeling van de bijstand wordt bepaald door twee grootheden: de instroom en de uitstroom. Tezamen zorgen zij voor de dynamiek in het bestand en vormen zij de aangrijpingspunten voor het beleid. In deze paragraaf beschrijf ik de regressieanalyses van de in- en uitstroom, in paragraaf 7.6 voeg ik aan de modellen de beleidsvariabelen toe om te beoordelen of deze een invloed hebben.

Voor het modelleren van de in- en uitstroom zijn verschillende specificaties voor de te verklaren variabele denkbaar. Ik presenteer hier twee specificaties, de eerste is gebaseerd op de gedachtegang dat de dynamiek in het bijstandsbestand bestaat uit het verschil tussen de in- en uitstroom als percentage van het aantal bijstandsgerechtigden. Voor een goede vergelijkbaarheid is eenzelfde noemer wenselijk. De tweede specificatie is gebaseerd op de gedachte dat de in- en uitstroom uit verschillende populaties afkomstig zijn en daarom verschillende noemers kennen. Aangezien beide specificaties een verschillende uitkomst kunnen hebben voor de schatting van de instroom en de effecten van strategieën presenteer ik hier beide specificaties. Let wel, beide specificaties leiden alleen voor de instroom tot verschillende waarden vanwege de verschillende noemers. Voor de uitstroom en uitstroom naar werk zijn de noemers in beide modellen gelijk!

Modellspecificatie 1

In de eerste modellspecificatie is de ontwikkeling van het bijstandsbestand gedefinieerd als de verhouding tussen de instroom (uitstroom) in de bijstand in jaar t en het totaal aantal bijstandsgerechtigden aan het begin van de periode. De belangrijkste reden om voor deze noemer te kiezen is de onderlinge vergelijkbaarheid van de in- en uitstroom. Het verschil tussen in- en uitstroom benadert de groei van het aantal bijstandsgerechtigden. Het is in dit model belangrijk dat beide ratio's dezelfde noemer hebben, nl. het aantal bijstandsgerechtigden in jaar $t-1$. De technische modellspecificatie is weergegeven in bijlage 12.6.

Modellspecificatie 2

In modellspecificatie 2 wordt ervan uitgegaan dat het bijstandsvolume in het jaar t een resul tante is van de personen die ten opzichte van het jaar daarvoor in de bijstand blijven plus de nieuwe instroom. De instroom wordt anders dan in het eerste model gerelateerd aan het totale aantal huishoudens in het jaar t in een gemeente. Immers, de instroom is afkomstig uit een bredere populatie en niet zoals in het eerste model wordt gesuggereerd uit de bijstand zelf. De uitstroom is daarentegen wel afkomstig uit de bijstand en kan op eenzelfde manier worden gespecificeerd als in het eerste model, nl. als een percentage van het aantal bijstandsgerechtigden in het jaar $t-1$. Ook van het tweede model is een technische modellspecificatie weergegeven in bijlage 12.6.

Data en verklarende variabelen

De verklarende variabelen zijn dezelfde als hiervoor zijn gebruikt voor het schatten van de (langdurige) bijstandskans. Ze omvatten demografische, financiële, onderwijs en arbeidsmarktvariabelen aangevuld met dummies voor regio, grootteklasse en politieke samenstelling van de gemeenteraad. De data bevatten informatie over 443 gemeenten over een tijdsperiode van 1999-2007. Dit impliceert dat we een panelbestand hebben met 443 crosssecties (gemeenten) en 9 tijdsperiodes.

Uitkomsten

Beide modellen zijn geschat met periode fixed effects. Ik ben in dit hoofdstuk immers geïnteresseerd in hoeveel van de variatie in de in- en uitstroom wordt verklaard door beleidsindicatoren bovenop de objectieve variabelen en wil daarom padafhankelijke en conjuncturele effecten uitschakelen. Cross-sectie fixed effects zou interfereren met deze beleidsvariabelen, daarom heb ik deze niet meegenomen³⁴⁹. De specificatie-analyse is van algemeen naar specifiek. Hier presenteer ik alleen de gesimplificeerde modellen. Wanneer bij een variabele geen waarden staan vermeld dan betekent dit dat het kenmerk in het model geen significante bijdrage levert aan de verklaring van de variantie.

Kijken we allereerst naar de instroom dan valt gelijk op dat de beide instroomspecificaties tot verschillende modelschattingen leiden. Bij de instroomspecificatie van het eerste model doen zich een aantal niet verwachte uitkomsten voor. Enerzijds leiden hoge percentages eenoudergezinnen, lage inkomens en minderheden tot een lage instroom, anderzijds leiden ze ook tot een lage uitstroom. Om dat te verklaren moeten we ons eerst realiseren dat de bijstandskans op enig moment in de tijd bestaat uit het verschil tussen de in- en uitstroom. Aangezien eenoudergezinnen en minderheden wel in positieve zin bijdragen aan de

³⁴⁹ Zoals aangegeven zijn de modellen ook geschat met een zogenaamde vertraagde afhankelijke variabele in plaats van periode fixed effects. Vgl. Edzes, Broersma en Van Dijk (2009).

bijstandskans is het effect dat deze bevolkingsgroepen hebben op de lagere uitstroom groter dan de lagere instroom. Het duidt er vervolgens ook op dat de preventieve werking van de WWB vooral op deze bevolkingsgroepen effect heeft gehad. Een hogere woningwaarde en een krappere arbeidsmarkt leiden wel tot de verwachte invloed, namelijk een instroomverlagend effect. Bovenop de omgevingskenmerken gaat er nog een zelfstandige invloed uit van het Noorden, dat wil zeggen dat in het Noorden de instroom hoger is dan elders in het land. Het Noorden heeft daarentegen ook een hogere uitstroom (naar werk). Beide effecten combinerend duidt dit op een relatief kleiner granietenbestand³²⁰.

De instroomspecificatie van het tweede model komt dichterbij wat we op voorhand zouden mogen verwachten. Een hoog aandeel lage inkomens, eenoudergezinnen en niet-westerse minderheden én een hoge adressendichtheid verhogen de instroom, daar waar een hogere woningwaarde en een krappere arbeidsmarkt (UV-ratio) juist een verlagend effect hebben.

Kijken we naar de coëfficiënten voor de uitstroom (naar werk) dan valt het volgende op. Gemeenten met in verhouding veel lage inkomens en niet-westerse minderheden hebben een lage uitstroom (naar werk). Dat geldt ook voor de woningwaarde: een hogere woningwaarde leidt tot een lage uitstroom. Opvallend is ook de UV-ratio, hoe krappere de arbeidsmarkt, hoe lager de uitstroom. Vermoedelijk is het zo dat het granietenbestand in een krappe arbeidsmarkt eerder is bereikt, waardoor de arbeidsmarkt per saldo niet meer bijdraagt aan verdere uitstroom (naar werk). Een krappe arbeidsmarkt heeft kortgezegd invloed op het verminderen van de instroom, maar eenmaal (langdurig) in de bijstand draagt deze eerder negatief bij aan de uitstroom dan dat zij deze uitstroom bevordert. Het gecombineerde effect op de in- en uitstroom is echter wel negatief, getuige de negatieve relatie met de (langdurige) bijstandskans (zie tabel 7.4). Het Noorden draagt zoals gezegd positief bij aan de uitstroom (naar werk), daarentegen heeft het Westen een negatief effect op de uitstroom. Voor wat betreft de totale uitstroom is er geen effect van grootteklasse, wel wanneer we letten op de uitstroom naar werk. Grotere gemeenten hebben een hogere uitstroom naar werk.

Om de bijdrage van omgevingskenmerken aan de in- en uitstroom (naar werk) scherper in beeld te brengen, zijn in tabel 7.6 de omgevingskenmerken gegroepeerd op vier invloedsfactoren: demografie (eenpersoonshuishoudens, niet-westerse minderheden), welvaart (lage inkomens, woningwaarde, WW-uitkeringsgerechtigden), urbanisatie (adressendichtheid) en arbeidsmarkt (VU-ratio, banen). Hieruit blijkt dat de demografische samenstelling van gemeenten voor het overgrote deel de instroom in de bijstand verklaren, gevolgd door welvaartskenmerken en tot slot de regionale arbeidsmarkt. Kijken we naar de uitstroom dan verklaart vooral de welvaart in een gemeente voor een groot deel de variantie, gevolgd door de regionale arbeidsmarkt en de demografische samenstelling. Dat welvaartskenmerken zo'n belangrijke invloed hebben op de uitstroom komt voor rekening van het gecombineerde aandeel van het percentage lage inkomens en WW-uitkeringsgerechtigden en de woningwaarde. Alle drie de kenmerken vertonen een negatieve samenhang met de uitstroom.

³²⁰ Dit wordt ook in ander onderzoek gevonden. Vgl. Broersma & Van Dijk (2002).

Tabel 7.5 Modelchattingen (t-waarden) in- en uitstroom (naar werk) op basis van onafhankelijke factoren, < 65 jaar, alleen gesimplificeerde modellen. Periode in- en uitstroom=1999-2007, periode uitstroom naar werk=2004-2007.

	Instroom als % van bijstandsvolume t-1		Instroom als % van het aantal huishoudens		Uitstroom (naar werk) als % van bijstandsvolume t-1		Uitstroom naar werk	
	Instroom (model 1) Coëfficiënt	t-value	Instroom (model 2) Coëfficiënt	t-value	Uitstroom Coëfficiënt	t-value	Uitstroom naar werk Coëfficiënt	t-value
Periode fixed effects	Y		Y		Y		Y	
Intercept	-2.562	(25.25)	-1.858	(14.83)	-1.760	(-16.54)	-1.913	(-12.95)
Log(hh. laag inkomen)	-0.137	(-3.540)	0.704	(15.52)	-0.135	(-3.682)		
Log(eenoudergezinnen)	-0.325	(-9.761)	0.637	(16.69)	-0.018	(-2.876)	-0.079	(-3.780)
Log(niet-werterse minderheden)	-0.026	(-4.064)	0.127	(16.85)	-0.039	(-5.910)	-0.050	(-4.250)
Log(woningwaarde)	-0.108	(-4.667)	-0.529	(-18.56)	-0.130	(-5.563)		
Log(laag opgeleiden)			-0.140	(-5.124)				
Log(WW-uitk. gerechtigden)			0.202	(9.141)	-0.051	(-2.975)		
Log(VU-ratio)	-0.072	(-4.778)	-0.153	(-9.301)	-0.066	(-4.791)	-0.156	(-5.558)
Log(banen)								
Log(adressendichtheid)	-0.013	(-2.858)	0.011	(2.221)	-0.012	(-2.875)		
Log(aandeel linkse partijen)								
Log(locale partijen)								
Region Noord	0.060	(3.334)	0.1104	(5.251)	0.057	(3.505)	0.189	(6.291)
Oost								
West			-0.139	(-11.04)	-0.023	(-2.284)		
Grootteklasse >100k			0.188	(7.539)			0.251	(3.782)
50k-100k			0.137	(6.944)			0.194	(4.124)
20-50k			0.024	(2.152)			0.113	(4.533)
Adjusted R2	0.231		0.749		0.310		0.553	
Aantal gemeenten (N)	443		443		443		443	
Aantal perioden (T)	9		9		9		4	
N×T	3987		3987		3987		1772	
Durbin-Watson (DW)	1.535		1.241		1.506		1.377	

De invloed van de regionale arbeidsmarkt op de instroom is minder dan de invloed op de uitstroom. Dat is niet onverwacht omdat een belangrijk deel van de instroom niet direct is te herleiden naar het functioneren van de arbeidsmarkt. We zagen in paragraaf 5.2.3., tabel 5.9 al dat voor het jaar 2007 instroomredenen als scheiding, schoolverlaten, de generaal pardon-regeling, detentie enz. genoemd worden. Anders ligt dat bij de uitstroom waarbij werk als hoofdcategory wordt genoemd. Het is dan ook niet vreemd dat de regionale arbeidsmarkt op de uitstroom (naar werk) een substantiële invloed heeft.

Tabel 7.6 Bijdrage aan verklaarde variantie van in- en uitstroom bijstand, periode 1999-2007, en uitstroom naar werk, periode 2004-2007¹.

Bijdrage van	Model 1	Model 2	Uitstroom	Uitstroom naar werk
	Instroom	Instroom		
	Als % van bijstand t-1	Als % van huish	Als % van de bijstand	
- Demografie	81.2	60.4	26.7	72.2
- Welvaart	14.9	25.5	42.7	
- Urbanisatie	1.0	0.7	2.4	8.4
- Regionale arbeidsmarkt	3.0	13.3	28.2	19.5

¹ Berekening is gebaseerd op de gemiddelde absolute waarde tijdscoëfficiënt in tabel 7.5. Vgl. Broersma and Oosterhaven, 2009 – tabellen 5 en 6.

7.6 Effecten van strategieën

Om te beoordelen of de verschillende arbeidsmarktstrategieën ook effect sorteren, kijk ik om te beginnen naar de onderlinge samenhangen tussen de beleidsindicatoren en de in- en uitstroom (naar werk). Tabel 7.7 geeft een overzicht van de correlaties op basis van de cijfers over 2006 (n=108).

Kijken we eerst naar de twee modelspecificaties van de instroom (kolom 2 en 3). De instroom als percentage van het bijstandsvolume (kolom 2) hangt positief samen met de instroom in de WAJONG en negatief samen met het aantal trajecten met en zonder loonkostensubsidie, de omvang van de EZ-uitgaven en de mate van integraal beleid. Kijken we naar de instroom als percentage van het aantal huishoudens (kolom 3) dan valt op dat niet alleen meer samenhangen worden gevonden, maar dat een aantal van deze samenhangen ook positief is in vergelijking met de eerste instroomspecificatie. Vooral het aantal trajecten met en zonder loonkostensubsidie, de EZ-uitgaven en de mate van integraal beleid hangen nu positief samen met de instroom als percentage van het aantal huishoudens. De belangrijkste verklaring voor deze 'verandering van teken' ligt vermoedelijk in het feit dat beide instroomspecificaties verschillende vraagstukken meten. De instroom als percentage van het bijstandsvolume is de meest directe indicator voor het succes van het beleid omdat deze direct is gerelateerd aan het bijstandsvolume. Door de kleinere noemer fluctueert de instroomratio meer en kent deze meer pieken en dalen. De samenhangen gaan dan ook in de verwachte richting: meer trajecten met en zonder loonkostensubsidie, meer EZ-uitgaven en meer integraal beleid voorkomen instroom in de bijstand. De instroom als percentage van het aantal huishoudens geeft meer uitdrukking aan de algemene bijstandsproblematiek in een gemeente. De noemer, het aantal huishoudens, is vele malen groter, waardoor de instroom minder fluctueert en minder pieken en dalen vertoont. Het zorgt er voor dat de causaliteit eerder andersom ligt: een forsere bijstandsproblematiek leidt tot meer controle, activering, werkgelegenheidsbeleid en samenwerking.

Kijken we naar de beide uitstroomspecificaties (kolom 4 en 5) dan valt op dat meer instroom in de WAJONG en WSW, meer gerapporteerde fraude en meer trajecten met en zonder loonkostensubsidie negatief samenhangen met de uitstroom (naar werk). Ook dit vraagt om een nadere verklaring. Bij de indicatoren voor een controlestrategie, zeker wanneer het gaat om de instroom in de WAJONG en de WSW, kan het verband zowel duiden op afwenteling, immers een moeilijk bemiddelbaar bestand gaat samen met hoge instroom in andere regelingen, als op minder gunstige omgevingsfactoren die leiden tot zowel meer instroom in de WAJONG als een geringere uitstroom uit de WWB. Het feit dat een hoge instroom in de WAJONG en WSW eveneens samengaat met een hoge instroom in de WWB als percentage van het aantal huishoudens, doet vermoeden dat het hier gaat om de arbeidsmarktproblematiek in een gemeente. Dat de trajecten met en zonder loonkostensubsidie negatief samenhangen met uitstroom, kan eveneens duiden op slechte omgevingsomstandigheden, maar kan ook duiden op het 'locking-in'-effect van trajecten.

Tabel 7.7 Correlaties tussen in- en uitstroom in de bijstand en beleidsinstrumenten, 2006 (n=108).

	Instroom als % van bijstandsvolume t-1	Instroom als % van het aantal huishoudens	Uitstroom als % van bijstandsvolume t-1	Uitstroom (naar werk) als % van bijstandsvolume t-1
INWAJONG	0,182*	0.344**	-0.228**	-0.120
INWSW	0,088	0.297**	-0.155*	-0.093
FRAUDE1	-0,156	0.575**	-0.276**	-0.193**
LOONK	-0,309**	0.376**	-0.235**	-0.204**
TRAJ	-0,288**	0.696**	-0.344**	-0.200**
NWBED	-0,050	0.136	-0.162*	0.000
EZ	-0,279**	0.373**	-0.061	-0.021
STOT	-0,053	0.219**	0.063	0.091
SBER	-0,033	0.148	0.068	0.075
ITOT	-0,168*	0.288**	-0.044	-0.024
IBER	-0,103	0.273**	0.006	0.094

INWAJONG = instroom WAJONG per pot. ber. bev.; INWSW = instroom WSW per pot. ber. bev.; FRAUDE = gerapporteerde fraude per bijstandsvolume; LOONK = aantal trajecten met loonkostensubs. per pot. ber. bev.; TRAJ = aantal trajecten zonder loonk. subs. per pot. ber. bev.; NWBED = aantal nieuwe bedrijven als perc. van het totaal aantal bedr.; EZ = Uitgaven EZ per inwoner; STOT = inten-siteit van externe samenwerking; SBER = aantal externe partijen waarmee wordt samengewerkt; ITOT = intensiteit van interne samenwerking; IBER = aantal beleidsterreinen waarop intern wordt samengewerkt.

* = significant at level 0,10

** = significant at level 0,05

Om de samenhang met de omgevingskenmerken te neutraliseren heb ik gebruik gemaakt van de hiervoor gepresenteerde modellen voor de schattingen van in- en uitstroom (incl. naar werk). Aan deze modelschattingen zijn telkens de beleidvariabelen afzonderlijk toegevoegd die ik als indicatoren voor de arbeidsmarktstrategie heb gehanteerd. De schatting heeft plaatsgevonden op basis van het aantal waarnemingen die voor de (diverse) beleidsvariabelen beschikbaar zijn (zie hoofdstuk 4, tabel 4.3). Dat betekent dat bijvoorbeeld voor de instroom in de WAJONG en WSW en het aantal trajecten met loonkostensubsidie, de schatting heeft plaatsgevonden over minimaal zeven jaren (2000-2007). Alleen voor de variabelen die betrekking hebben op coördinatie, betreft de schatting een periode van twee jaren: 2004 en 2006. Ook voor het mindere aantal waarnemingen blijven de modellen echter robuust. Het feit dat de beleidsvariabelen zijn toegevoegd aan de bovenstaande modellen, betekent dat de gevonden effecten gezuiverd zijn voor de invloed van regio, de grootteklasse van de gemeente en de sociaaleconomische samenstelling van de bevolking³²¹. Tabel 7.8 geeft de uitkomsten weer.

Controlerende sociale zekerheid

Ten aanzien van de indicatoren van de controlerende sociale zekerheid kunnen we vaststellen dat het aantal gerapporteerde fraudegevallen geen toegevoegde waarde levert wanneer de omgeving wordt geneutraliseerd. Dat hoeft dus niet te betekenen dat fraudebeleid er niet toe doet, we zagen immers wel significante verbanden tussen fraude en de in- en uitstroom in tabel 7.7. Het kan echter betekenen dat gemeenten, gegeven hun omgeving, al een optimale mix hebben bereikt en dat méér doen geen extra toegevoegde waarde meer heeft. Een tweede verklaring is dat de fraude-inspanningen enkel gericht zijn op de rechtmatige uitkeringsverstrekking ('wordt bijstand verstrekt volgens de regels?') in plaats van de doelmatige uitkeringsverstrekking ('bijstand als tijdelijke voorziening ten tijde van werkloosheid?').

³²¹ Er is hierbij niet gecontroleerd voor endogeniteit.

Tabel 7.8 Elasticiteiten van instrumenten van beleidsstrategieën op in- en uitstroom¹.

Beleidsstrategie	Instrumenten	Model 1	Model 2	Uitstroom	Uitstroom naar werk
		Instroom	Instroom		
Controlerende sociale zekerheid	Aandeel fraudegevallen				
	Instroom WAJONG		0.005		
Activerende sociale zekerheid	Instroom WSW		0.006		-0.007
	Aandeel trajecten zonder loonk. subs.	-0.021	0.027		
Werkgelegenheids-strategie	Aandeel trajecten met loonk. subs.	-0.005	0.006		0.019
	Uitgaven EZ (per inwoner)	-0.020			
Coördinatie	Jaarlijkse gemiddelde groei aantal vestigingen				
	Externe samenwerking (bereik)			0.019	0.033
	Interne samenwerking (bereik)			0.130	0.283

¹ Wanneer geen elasticiteiten zijn vermeld dan is het effect van het instrument niet significant.

Ik vind geen extra toegevoegde waarde van de instroom in de WAJONG en WSW op de instroom in de WWB als percentage van bijstandsvolume. Wel vind ik dat een hoge instroom in de WAJONG en WSW samen gaat met een hoge instroom in de WWB als percentage van het aantal huishoudens. Dat kan twee oorzaken hebben. Er kan sprake zijn van (niet gemeten) omgevingsfactoren (conjunctuureffect, demografisch effect) waardoor gemeenten als gevolg van toestroom van werkzoekenden noodzakelijkerwijs de sluisen naar sociale regelingen open zetten. In de tweede plaats kan er sprake zijn van een 'soepele instroomcultuur'. Dat een hoge instroom in de WSW samengaat met een lage uitstroom naar werk kan wel duiden op een substitutie-effect. Immers, in situaties waarin de uitstroom naar werk problemen oplevert, kan een toevlucht worden gevonden in werk onder aangepaste omstandigheden zoals dat in de WSW wordt aangeboden.

Activerende sociale zekerheid

Voor wat betreft de activerende sociale zekerheid vinden we verschillende, zelfs tegengestelde uitkomsten rond de twee instroomspecificaties, vergelijkbaar met de uitkomsten uit de correlatiematrix in tabel 7.7. Wanneer we de instroom specificeren als percentage van het bijstandsvolume vinden we de verwachte effecten: hoge aandelen trajecten met of zonder loonkostensubsidies leiden tot minder instroom in de WWB. Het feit dat beide indicatoren geen effect hebben op de uitstroom duidt erop dat het hier gaat om een ontmoedigings- en een substitutie-effect. Het ontmoedigingseffect wordt veroorzaakt doordat cliënten, geconfronteerd met 'directe' activering (waaronder Work First), besluiten geen beroep te (blijven) doen op de bijstand. Het substitutie-effect wordt veroorzaakt doordat trajecten met loonkostensubsidie als alternatief (de 'verloning') worden ingezet voor een uitkeringstraject. Er zijn voorbeelden bekend van gemeenten die cliënten niet laten instromen in de WWB, maar deze gelijk verlonen aan re-integratie- of uitzendbedrijven, waarbij uit het werkdeel een loonkostensubsidie wordt betaald aan de 'inlener'. Zo worden twee vliegen in één klap geslagen: instroom wordt voorkomen, waardoor het beroep op de uitkering kan worden vermeden, en de cliënt is gelijk weer aan het werk. Hoewel deze werkwijze op het oog zowel profijtelijk is voor de gemeente als voor de (langdurige) bijstandsgerechtigde, is tot op heden weinig bekend over de langere termijn kans op reguliere arbeid.

Wanneer we de instroom specificeren als percentage van het aantal huishoudens vinden we dat hoge aandelen trajecten met of zonder loonkostensubsidies juist samengaan met een hogere instroom in de WWB, eveneens vergelijkbaar met de uitkomsten uit de correlatiematrix in tabel 7.7. Ik vermoed dat de causaliteit in de relatie tussen het aantal trajecten met en zonder loonkostensubsidie en instroom als percentage van het aantal huishoudens dan ook omgekeerd ligt: hoe hoger de instroom, hoe meer trajecten met en zonder loonkostensubsidie worden ingezet.

Een activeringsstrategie heeft geen extra toegevoegde waarde op de uitstroom (naar werk) wanneer de omgeving wordt geneutraliseerd. Ook hier geldt dat we voorzichtig moeten zijn met de interpretatie. Het hoeft dus niet te betekenen dat trajecten met en zonder loonkostensubsidie er niet toe doen, we zagen immers wel significante verbanden tussen trajecten met en zonder loonkostensubsidie en de uitstroom (naar werk) in tabel 7.7. Het kan echter betekenen dat gemeenten, gegeven hun omgeving, al een optimale mix hebben bereikt en dat méér doen geen extra toegevoegde waarde in positieve dan wel negatieve zin meer heeft.

Werkgelegenheidsstrategie

De uitgaven aan economische zaken per inwoner hebben een instroombeperkend effect en vergroten de uitstroom naar werk. Vooral de uitstroom naar werk is opvallend, omdat deze relatie niet zichtbaar was in de onderlinge correlaties in tabel 7.7 en pas zichtbaar wordt na neutralisering van de omgeving. De conclusie ligt wel in de lijn van de verwachting: het toont aan dat de inzet op het terrein van economische zaken, gemeten als de uitgaven per inwoner, blijkbaar de arbeidsmarktkansen vergroot en leidt tot minder instroom en meer uitstroom naar werk. Opvallend genoeg vind ik geen effecten van de groei van het aantal vestigingen, al dan niet als gevolg van een starters- of succesvol acquisitiebeleid, in een gemeente op de in- en uitstroom.

Coördinatie

Tot slot kijk ik naar de mate van samenwerking. Hieruit blijkt dat als gemeenten meer intern en extern samenwerken, gemeten naar het aantal partijen waarmee en het aantal beleidsterreinen waarop wordt samengewerkt, hoe groter de uitstroom (naar werk) is. Een coördinatiestrategie leidt kortom tot het gewenste effect op de uitstroom. Dat geldt echter niet voor de instroom. Ondanks het feit dat ik nog wel een rechtstreeks verband vond tussen de mate van interne samenwerking en de instroom (zie tabel 7.7), blijkt dat ik na neutralisering van de omgeving geen extra toegevoegde waarde meer vindt. Het duidt er op dat meer samenwerking in de keten in de gemeten periode (2004-2006) zich vooralsnog niet vertaald heeft in een geringere instroom.

7.7 Conclusie en interpretatie

In dit hoofdstuk heb ik modellen geschat op basis waarvan we de volumeontwikkelingen in de WWB kunnen verklaren uit omgevings- en gemeentelijke kenmerken, zoals het aantal eenoudergezinnen en het aandeel minderheden, de krapte op de arbeidsmarkt en het aantal WW-ers. Deze oefening is nodig om vervolgens de indicatoren van de arbeidsmarktstrategieën te kunnen toevoegen aan het model om te beoordelen welke invloed deze hebben op de in- en uitstroom in de bijstand.

Ik kan de variatie in de kans op (langdurige) bijstand in de periode 1999-2007 voor ruim 85% verklaren uit omgevings- en gemeentelijke kenmerken. De kans op bijstand is in het Noorden hoger en in het Westen lager. Verder blijkt dat ongeacht de omgevingskenmerken de kans op bijstand in grotere gemeenten hoger is dan in kleine gemeenten. De kans om langdurig in de bijstand terecht te komen is hoger in gemeenten die zich hebben verenigd in een intergemeentelijke sociale dienst dan in gemeenten die de uitvoering in eigen beheer doen.

Voor wat betreft de in- en uitstroom heb ik twee modellen gespecificeerd, die vooral verschillend uitwerken voor de instroom. Meet ik de instroom als percentage van het bijstandsvolume in t-1 dan valt op dat ongeacht de omgevingskenmerken de instroom in het Noorden hoger is. Daar staat overigens ook een hogere uitstroom tegenover, wat duidt op een kleiner granietenbestand. Meet ik de instroom als percentage van het aantal huishoudens, dan blijft de instroom, ongeacht de omgevingskenmerken, in het Noorden hoog, maar scoort het Westen tegelijk laag. De instroom als percentage van het aantal huishoudens blijkt daarnaast in grotere gemeenten hoger dan in kleinere gemeenten.

Kijken we naar de effecten van de beleidsstrategieën dan ontstaat een gemêleerd beeld, onder meer afhankelijk van de specificatie van de instroom. Ik vind geen extra toegevoegde waarde van de gerapporteerde fraude in gemeenten op de in- en uitstroom, na neutralisering van de omgeving, wel van de instroom in de WSW en WAJONG. Deze duiden echter op eerder (niet gemeten) demografische en conjunctuureffecten dan op substitutie. De enige indicatie voor een substitutie-effect wordt gevonden bij de instroom in de WSW; deze houdt verband met een lage uitstroom uit de WWB. Een activerende sociale zekerheidsstrategie heeft een effect op de instroom, zij het dat de effecten tegengesteld zijn afhankelijk van de instroomspecificatie. Trajecten met en zonder loonkostensubsidie leiden tot minder instroom, gemeten als percentage van het bijstandsvolume in t-1, maar vergroten de instroom, gemeten als percentage van het aantal huishoudens. Ik vind geen extra toegevoegde waarde van het aantal trajecten op de uitstroom (naar werk), na neutralisering van de omgeving. Indicaties voor de effectiviteit van een werkgelegenheidsstrategie vind ik aan de hand van de effecten van de uitgaven aan economische zaken per inwoner: hoe meer uitgaven, hoe lager de instroom en hoe hoger de uitstroom naar werk. Een coördinerende strategie blijkt vooral positief uit te werken op de uitstroom (naar werk).

De resultaten leiden tot een aantal conclusies. In de eerste plaats is het effect van omgevingsfactoren op de (langdurige) bijstandskans en de in- en uitstroom hoog. Binnen deze omgevingsfactoren is vooral het effect van de demografische samenstelling en de welvaart van gemeenten hoog. Het effect van de regionale arbeidsmarkt levert een in verhouding geringe bijdrage aan de instroom in de bijstand. Daarentegen is de bijdrage van de regionale arbeidsmarkt aan de uitstroom substantieler. Deze uitkomsten zeggen wat over de invloedssfeer van gemeenten, die niet te hoog moet worden ingeschat. Dit is geheel in lijn met de theoretische beschouwing in hoofdstuk 2. Een tweede conclusie staft deze redenering. We kunnen vaststellen dat het gemeentelijk beleid er toe doet, zij het dat de effecten van de gemeten beleidsstrategieën klein zijn.