

LANGDURIG IN DE BIJSTAND

DEELONDERZOEK TEN BEHOEVE VAN DE VERDELING VAN
BIJSTANDSBUDGETTEN

NOTITIE

seo • economisch onderzoek

AUTEURS

REMCO VAN EIJKEL, NIENKE DIJKSTRA, WOUTER VERMEULEN

IN OPDRACHT VAN

MINISTERIE VAN SZW

AMSTERDAM, JUNI 2023

Samenvatting

Een verleden in de bijstand leidt tot een grotere kans op bijstandsgebruik in het heden. Uit de economische literatuur blijkt dat dit komt door een verlies aan vaardigheden en verslechtering van gezondheid tijdens langdurige werkloosheid. Er zijn verschillende varianten om (kenmerken van) langdurig bijstandsgebruik op te nemen in het bijstandsverdeelmodel.

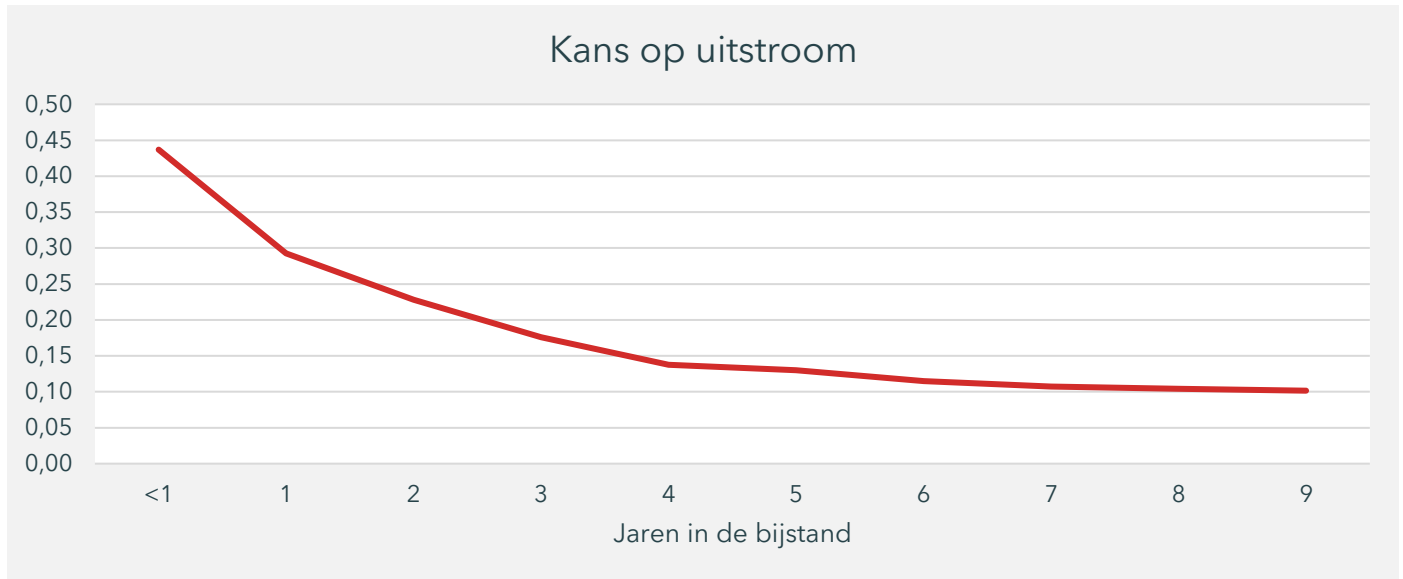
Personen die in het verleden een beroep deden op de bijstand, hebben een grotere kans op bijstandsgebruik in het heden. Over het algemeen geldt hierbij dat deze kans toeneemt met de lengte van het bijstandsgebruik in het verleden. Dat wil zeggen, bij bijstandsgebruik is er sprake van duurzaamheid: een verleden in de bijstand verhoogt *ceteris paribus* de huidige kans op bijstandsgebruik.

Deze conclusie volgt uit de bestudering van de internationale, economische literatuur over (langdurige) werkloosheid. Centraal binnen deze stroming staat het begrip *scarring*, oftewel de schade die werkloosheid toebrengt aan de persoon in kwestie. Deze schade neemt de vorm aan van verlies van kennis en vaardigheden of een verslechtering van de fysieke of mentale gezondheid. Ook kan werkloosheid door werkgevers worden gezien als een signaal met betrekking tot de kwaliteit van de werkzoekende in kwestie. Dit alles zorgt voor een slechtere arbeidsmarktpositie van de werkloze persoon.

Onze verkennende data-analyse duidt erop dat ook in Nederland duurzaamheid een rol speelt bij bijstandsgebruik. Zo laat Figuur S.1 zien dat de jaar-op-jaar kans om uit de bijstand te stromen, kleiner wordt naarmate men langer in de bijstand zit. Daarnaast blijkt dat mensen met een hogere leeftijd, mensen met een niet-Westerse migratieachtergrond en eenouderhuishoudens vaker relatief lang in de bijstand zitten. Langdurig bijstandsgebruik komt ook relatief vaak voor bij mensen met een slechtere gezondheid, bijvoorbeeld in de vorm van een chronische aandoening, ggz-gebruik of hoge zorgkosten.¹ Naast deze selectie-effecten biedt onze data-analyse voorzichtige aanwijzingen dat bepaalde gezondheidskenmerken ook verslechteren naarmate iemand langer in de bijstand zit.

¹ Chronische aandoeningen zijn gedefinieerd op basis van medicijngebruik. Zie Vermeulen et al. (2023b) voor uitgebreide toelichting op de kenmerken.

Figuur S.1 De jaar-op-jaar kans op uitstroom uit de bijstand neemt af naarmate men langer in de bijstand zit



Bron: SEO Economisch Onderzoek

De duurzaamheid van bijstandsgebruik maakt dat het bijstandsverleden een goede voorspeller is voor het huidige bijstandsgebruik en dus in beginsel een mogelijk kenmerk voor het bijstandsverdeelmodel. Er bestaan verschillende varianten om (kenmerken van) langdurig bijstandsgebruik op te nemen in het bijstandsverdeelmodel. Naast de optie om langdurig bijstandsgebruik als zodanig als kenmerk te includeren, zijn er ook varianten waarbij kenmerken die samenhangen met langdurig bijstandsgebruik worden opgenomen in het model. Specifiek gaat het dan om vertraagde waarden van gezondheidskenmerken. Het voordeel van deze laatstgenoemde opties is dat zij de prikkel voor gemeenten om mensen aan het werk te helpen minder verstoren. Het nadeel is dat door de meer indirecte link de voorspelkracht minder groot is.

Inhoudsopgave

Samenvatting		i
1	Inleiding	1
2	Relevante wetenschappelijke literatuur	2
	2.1	Het effect van <i>scarring</i> op de arbeidsmarktpositie 2
	2.2	Onderliggende mechanismen 3
	2.3	Deelconclusie 5
3	Data-analyse	6
	3.1	Resultaten voor de instromers in 2009 6
	3.2	Resultaten voor het huidige bijstandsbestand 9
	Deelconclusie	15
4	Appreciatie van mogelijke varianten	16
	4.1	Varianten 16
	4.2	Appreciatie van de varianten 17
	4.3	Toetsen van varianten 20
	4.4	Conclusie 20
Referenties		22
Bijlage A	Aanvullende tabellen	23

1 Inleiding

Uit onderzoek naar meerjarige tekorten en overschotten² is gebleken dat langdurig bijstandsgebruik in het verleden een sterke voorspeller is voor het huidige bijstandsgebruik. Deze samenhang wordt niet direct veroorzaakt door achtergrondkenmerken van de bijstandsgerechtigde, deze zijn immers al als aparte kenmerken opgenomen in het bijstandsverdeelmiddel. Dit betekent dat er bij bijstandsgebruik sprake is van duurzaamheid: een verleden in de bijstand verhoogt *ceteris paribus* de huidige kans op bijstandsgebruik.

Dit rapport bespreekt de mogelijkheden en de daarbij behorende voor- en nadelen van het opnemen van langdurig bijstandsgebruik – of daarmee samenhangende factoren – als kenmerk in het bijstandsverdeelmiddel. Aan de hand van een literatuurstudie over de gevolgen van (langetermijn)werkloosheid voor latere arbeidsmarktkansen en een verkennende data-analyse werken we een aantal opties uit om langdurig bijstandsgebruik op te nemen in het bijstandsverdeelmiddel. Daarbij verkennen we niet alleen de mogelijkheid van het opnemen van het daadwerkelijke bijstandsverleden als kenmerk, maar ook opties waarbij de relatie tussen langdurig bijstandsgebruik in het verleden en actueel bijstandsgebruik op een minder directe manier wordt geïncorporeerd in het bijstandsverdeelmiddel.

De indeling van het tussenrapport is als volgt. Het volgende hoofdstuk behandelt de wetenschappelijke literatuur over de duurzaamheid van werkloosheid en de onderliggende mechanismen die langdurige werkloosheid verklaren. Hoofdstuk 3 bespreekt de bevindingen van de verkennende data-analyse. Deze resultaten laten zien de duur van bijstandsgebruik in Nederland zien en welke factoren samenhangen met langdurig bijstandsgebruik. Tot slot bespreekt hoofdstuk 4 een aantal opties om (kenmerken van) langdurig bijstandsgebruik op te nemen in het bijstandsverdeelmiddel, inclusief een appreciatie van deze varianten op de criteria uitlegbaarheid, prikkelwerking voor gemeenten en voorspelkracht. Onderdeel van deze appreciatie is dat enkele varianten getoetst worden in de volumecomponent van het bijstandsverdeelmiddel. Deze appreciatie biedt handvatten voor de afweging om al dan niet (kenmerken van) langdurig bijstandsgebruik als kenmerk aan het bijstandsverdeelmiddel toe te voegen.

² Vermeulen et al. (2022) laten dit zien voor vijftien gemeenten met meerjarige tekorten en vijftien gemeenten met meerjarige overschotten op het bijstandsbudget. Vermeulen et al. (2023a) laten hetzelfde zien door langdurig bijstandsgebruik op te nemen als kenmerk in het bijstandsverdeelmiddel.

2 Relevante wetenschappelijke literatuur

Binnen de wetenschappelijke economische literatuur wordt *scarring* als een belangrijke verklaring gezien voor de duurzaamheid van bijstandsgebruik.³ *Scarring* houdt in dat (langdurige) werkloosheid schade toebrengt aan de persoon in kwestie, wat de toekomstige baankans en inkomsten van deze persoon negatief beïnvloedt. Deze schade kan verschillende vormen aannemen, zoals we hieronder verder zullen toelichten. Inzicht in hoe *scarring* toekomstige arbeidsmarktkansen beïnvloedt, welke vormen het kan aannemen en welke typen werkzoekenden er onevenredig hard door worden geraakt, helpt bij de vormgeving van het vervolg van het onderzoek. Hierin willen we namelijk uiteindelijk, op basis van de bestaande literatuur en onze eigen data-analyses, komen tot verschillende varianten voor het includeren van langdurig bijstandsgebruik in het bijstandsverdeelmiddel.

Hieronder bespreken we de meest relevante empirische studies naar dit thema, waarbij we ons grotendeels beperken tot vrij recente artikelen (gepubliceerd in 2000 of later) die in hoog aangeschreven tijdschriften zijn verschenen. We sluiten af met een korte deelconclusie, waarin besproken wordt op welke manier we in het vervolg van het onderzoek voortborduren op de behaalde inzichten van deze literatuurstudie.

2.1 Het effect van *scarring* op de arbeidsmarktpositie

De empirische literatuur laat overwegend substantiële langetermijneffecten zien van *scarring* op de latere arbeidsmarktstatus van de getroffen. Zo vinden Eliason en Storrie (2006), gebruikmakend van Zweedse data over afgevloede werknemers, dat baanverlies niet alleen negatieve gevolgen heeft in de overgangperiode naar nieuw werk maar ook nog op de lange termijn. Na 12 jaar is er nog steeds sprake van een daling aan jaarlijkse inkomsten van ongeveer 1.500 euro.⁴ Ook ligt de kans op werkloosheid voor de groep afgevloede werknemers 3,7 procentpunten hoger dan een vergelijkbare groep zonder baanverlies. Daarnaast zijn de arbeidsmarktuitskomsten voor degenen met baanverlies in het verleden gevoeliger voor macro-economische schokken: in slechte tijden worden zij extra zwaar getroffen.

Guvenen et al. (2017) bestuderen de effecten van inactieven op langetermijn arbeidsuitskomsten. Deze studie kijkt naar een groep die breder is dan alleen personen die werkloos zijn geworden door ontslag. Ook mensen die bijvoorbeeld arbeidsongeschikt zijn geraakt of vanwege een andere reden geen meer deel uitmaken van de beroepsbevolking behoren tot de onderzoekspopulatie. Voor de gehele populatie vinden de auteurs een negatief effect van werkloosheid op jaarlijkse inkomsten van tussen de 35 en 40 procent na tien jaar nadat de persoon inactief werd. Dit effect wordt grotendeels veroorzaakt door een lagere arbeidsparticipatie: conditioneel op het hebben van een baan na tien jaar is het inkomensverlies als gevolg van inactiviteit in het verleden 'slechts' 8 tot 10 procent. Verder vinden de auteurs dat de effecten van *scarring* het grootst zijn voor lage inkomensgroepen en voor de hoogste inkomensgroep (de top 5 procent van de inkomensverdeling).

Op basis van een representatieve steekproef onder Britse mannen komen Gregory en Jukes (2001) tot de bevinding dat werkloos raken op zichzelf enkel een voorbijgaand negatief effect heeft op de latere arbeidsmarktstatus. De

³ Een andere verklaring die in de literatuur wordt aangedragen is het ontmoedigende effect van werkloosheidsuitkeringen. Zie bijv. Lalive (2007).

⁴ De auteurs geven het inkomensverlies weer in 1999 dollars (US\$869). Gebruikmakend van een inflatiecorrectie en de actuele wisselkoers levert het bedrag in 2023 euro's op.

werkloosheidsduur daarentegen heeft permanente gevolgen: elk jaar extra werkloosheid verlaagt de latere inkomsten uit arbeid met 10 procentpunt. Voor jonge of laagopgeleide mannen ligt dit percentage lager, voor dertigers en hoogopgeleide mannen hoger. In een studie gericht op pas afgestudeerden in België die niet direct aan een baan raken, komen Cockx en Picchio (2013) tot een soortgelijke conclusie. Zij vinden voor deze groep dat de baankans een sterke negatieve duurzaamheidsduur heeft, ook als er wordt gecorrigeerd voor achtergrondkenmerken. Zo verkleint een extra jaar werkloosheid, na een initiële werkloosheidsperiode van negen maanden, de baankans voor mannen met 46 procentpunt (van 60 procent naar 16 procent) en voor vrouwen met 34 procentpunt (van 47 naar 13 procent). De werkloosheidsduur heeft echter geen effect op de hoogte van het startsalaris *als* er werk wordt gevonden.

2.2 Onderliggende mechanismen

Uit de empirische literatuur komt dus duidelijk naar voren dat werkloosheid negatieve langetermijneffecten heeft voor iemands arbeidsmarktperspectief en dat vooral de werkloosheidsduur een belangrijke rol lijkt te spelen. Vervolgens is de vraag welke mechanismen ervoor zorgen dat een periode van werkloosheid zo'n grote impact heeft op de latere arbeidsloopbaan van de werkloze. In de economische literatuur worden er grofweg drie manieren onderscheiden waarop (langdurige) werkloosheid de toekomstige arbeidsmarktkansen kan schaden:

1. gedurende de periode van werkloosheid kan de werkloze persoon geen werkgerelateerde skills ontwikkelen, terwijl werkenden dat wel kunnen;
2. gedurende de periode van werkloosheid gaat een deel van het menselijke kapitaal verloren. Dit kan zijn in de vorm van verlies van eerder opgedane (bedrijfsspecifieke en meer generieke) vaardigheden, maar ook in de vorm van een verslechterde gezondheid of verminderde motivatie en effectiviteit van het zoeken naar werk;
3. werkgevers interpreteren (langdurige) werkloosheid als een slecht signaal voor wat betreft de kwaliteit van de werknemer en zijn daardoor minder geneigd om de persoon in kwestie aan te nemen. Dit is het stigmatiserende effect van werkloosheid.

Het niet kunnen ontwikkelen van werkgerelateerde skills

Met betrekking tot deze vorm van *scarring* is er veel onderzoek gedaan naar jongvolwassenen die op een ongunstig moment de arbeidsmarkt betreden. In een overzichtartikel bespreekt Von Wachter (2020) de uitkomsten van studies naar de langetermijneffecten van het betreden van de arbeidsmarkt in tijden van een recessie. Een aantal algemene conclusies is uit deze studies te destilleren. Ten eerste zorgt een ongunstige arbeidsmarkt bij de start ervoor dat de inkomsten uit arbeid in de eerste jaren erna met zo'n 10 tot 15 procent afnemen. Pas na zo'n 15 jaar zijn de inkomsten weer op het niveau van vergelijkbare personen die niet tijdens een recessie hun arbeidsloopbaan begonnen zijn. De daling in inkomsten wordt grotendeels veroorzaakt door een lager loon, maar ook het aantal gewerkte uren ligt lager. Lager opgeleiden en niet-witte mensen ('non-whites') worden harder getroffen door een ongunstige arbeidsmarkt bij de start. En verder blijkt dat het betreden van de arbeidsmarkt tijdens een recessie leidt tot meer gezondheidsproblemen, waaronder hart- en vaatziekten, longkanker en leveraandoeningen, en hierdoor uiteindelijk tot een hogere mortaliteit. Ook zorgt het voor meer criminaliteit en echtscheidingen en vergroot het de kans op een alleenstaand leven. Volgens Von Wachter zijn er in de literatuur grofweg twee mechanismen te vinden die een rol spelen bij het betreden van een ongunstige arbeidsmarkt: een verminderde accumulatie van vaardigheden bij de start en een verstoorde zoektocht naar een goede baan.

Het verlies van menselijk kapitaal

Tijdens de periode van werkloosheid gaat eerder opgebouwd menselijk kapitaal vaak verloren, met negatieve arbeidsmarktkansen in de toekomst als gevolg. Zo constateren Mooi-Reci en Ganzeboom (2015) op basis van

Nederlandse data dat vrouwen als gevolg van werkloosheid een significante loondaling (bij een volgende baan) incasseren en dat dit kan worden toegeschreven aan een verlies van menselijk kapitaal. De door de auteurs aangedragen verklaring voor dit verlies is dat (vaak jonge) vrouwen na een eerste keer baanverlies geregeld hun toevlucht nemen tot 'moedervriendelijke' sectoren. Hierdoor verliezen zij de sectorspecifieke vaardigheden die zij eerder hebben opgedaan. Voor mannen geldt het verlies van menselijk kapitaal ook, maar lijkt het effect van stigma (zie hieronder) te domineren.

Een andere manier waarop menselijk kapitaal verloren kan gaan gedurende een periode van werkloosheid is door een verslechtering van fysieke of mentale gezondheid. Het hierboven besproken overzichtsartikel van Von Wachter (2020) bespreekt de negatieve effecten op de fysieke gesteldheid. Voor wat betreft het mentale welzijn vinden Clark et al. (2003) voor werkzame personen in Duitsland dat de ervaren levenstevredenheid kleiner is als men in het verleden een periode van werkloosheid heeft gekend. Verder blijkt uit deze studie dat het negatieve effect op levenstevredenheid afneemt naarmate iemand vaker werkloos raakt, wat er op duidt dat er sprake is van gewoontevorming. Gebruikmakend van grotendeels dezelfde data, constateren Knabe en Rätzl (2011) dat de door Clark et al. gevonden effect op het mentale welzijn vooral wordt veroorzaakt door een grotere angst om in de toekomst werkloos te raken.

Al met al bestaat er duidelijk empirisch bewijs dat werkloosheid zowel de fysieke als mentale gezondheid schaadt en tot een verlies van menselijk kapitaal leidt. Voor wat betreft de verslechtering in de fysieke gezondheid is het veilig om te stellen dat dit vrijwel in alle gevallen tot een slechter arbeidsmarktperspectief leidt. Voor wat betreft een afname in het mentale welzijn is dit minder eenduidig. Zo kan een lagere levenstevredenheid samengaan met bijvoorbeeld depressies, overmatig drank- en drugsgebruik en andersoortige psychologische problematiek. In dat geval zal het de toekomstige baankans schaden. Maar een lagere levenstevredenheid door werkloosheid kan mensen ook doen bewegen om in actie te komen en nieuw werk te zoeken, zoals Clark et al. in hun onderzoek constateren.

Werkloosheid als signaal voor de kwaliteit van de werkzoekende

Er zijn verschillende papers die aantonen dat werkgevers minder bereid zijn om langdurig werklozen aan te nemen, ongeacht de werkelijke kwaliteiten van deze personen. Het gaat dan om het stigma dat op langdurige werkloosheid rust. Hierbij hoeft er overigens geen sprake te zijn van pure discriminatie. Werkgevers kunnen in situaties waarin de kwaliteit van de potentiële werknemer niet goed te observeren is, langdurig bijstandsgebruik als signaal zien voor de werkelijke kwaliteit van een werkzoekende. Zo komen Eriksson en Rooth (2014) op basis van een veldexperiment tot de conclusie dat werkgevers een negatieve waarde hechten aan een actuele werkloosheidsduur van meer dan negen maanden in het geval van middel- of laaggeschoold werk. Voor hooggeschoold werk is er geen negatief effect gevonden. Ook hechten werkgevers geen negatieve waarde aan langdurige periodes van werkloosheid in het verleden, ongeacht het benodigde opleidingsniveau voor het werk. Dit doet vermoeden dat werkervaring het negatieve signaal dat uitgaat van langdurige werkloosheid teniet doet.

Uit de literatuur blijkt ook dat de mate waarin het stigma effect heeft op de arbeidsmarktkansen afhangt van in hoeverre werkloosheid als iets afwijkends wordt gezien. Zo blijkt uit een studie van Lupi en Ordine (2022) dat het effect van *scarring* op latere arbeidsmarkttuitkomsten in Zuid-Italiaanse regio's veel kleiner is dan in Noord-Italiaanse regio's. De reden die de auteurs hiervoor aandragen, is dat in de zuidelijke regio's in Italië werkloosheid als gangbaar wordt beschouwd en daarom niet als signaal voor een lage kwaliteit van de werkzoekende wordt geïnterpreteerd. Een soortgelijke conclusie volgt uit papers die het effect van *scarring* meten voor verschillende stadia van de conjunctuurencyclus. Zo vinden Biewen en Steffes (2010) dat de baankans voor werklozen een sterkere

negatieve duurzaamheidskansen heeft in goede economische tijden dan in slechte tijden. Volgens de auteurs komt dit doordat werkgevers werkloosheid in goede tijden als een slechter signaal interpreteren dan in slechte tijden.

2.3 Deelconclusie

Uit de empirische literatuur over *scarring* komt overduidelijk naar voren dat periodes van werkloosheid schadelijk zijn voor de latere kans op een baan en de inkomsten als de werkloze een nieuwe baan vindt. Deze negatieve effecten zijn niet tijdelijk, maar doen zich ook nog na 10 tot 15 jaar voor. Het gevolg is dat er bij werkloosheid sprake is van duurzaamheidskansen: als je eenmaal werkloos bent vergroot, dit de kans op werkloosheid in de toekomst. Een hiermee samenhangende bevinding in de literatuur is dat de duur van een werkloosheidsperiode veel meer van belang is dan de incidentie van werkloosheid. Een andere robuuste bevinding is dat de effecten van *scarring* het grootst zijn voor laagopgeleiden.

Scarring kan door verschillende onderliggende mechanismen optreden. Op basis van de literatuur lijkt het moment van toetreding tot de arbeidsmarkt een belangrijk mechanisme te zijn. Jongvolwassenen die de arbeidsmarkt betreden in tijden van recessie ondervinden daar vele jaren later nog de nadelige gevolgen van. Een ander mechanisme is het verlies van menselijk kapitaal. Het gaat dan niet alleen om het verlies van bedrijfsspecifieke of generieke vaardigheden, maar ook om een verslechtering van de fysieke en mentale gezondheid. Verder komt uit een aantal studies naar voren dat werkloosheid als signaal voor werkgevers geldt betreffende de kwaliteit van de werkzoekende. Hierbij geldt dat het uitmaakt in wat voor type arbeidsmarkt de werkzoekende actief is: wordt werkloosheid als afwijkend gezien of juist niet.

In het vervolg van het onderzoek bouwen we voort op deze inzichten. In het volgende hoofdstuk geven we aan de hand van beschrijvende statistieken en een regressieanalyse inzicht in de duur van bijstandsgebruik in Nederland en welke factoren samenhangen met langdurig bijstandsgebruik. Deze analyses vormen op hun beurt weer input voor de uitwerking van de verschillende varianten die er zijn om in het bijstandsverdeelmodel rekening te houden met de duurzaamheidskansen.

3 Data-analyse

Om een idee te krijgen van de duurzaamheid van bijstandsgebruik en de factoren die samenhangen met langdurig bijstandsgebruik, voeren we een verkennende data-analyse uit. Allereerst kijken we naar de personen die in 2009 zijn ingestroomd in de bijstand. Dit zijn in totaal 115.950 personen. Van deze mensen weten we tot 5 januari 2020 of en wanneer ze zijn uitgestroomd uit de bijstand. Als zij in deze periode zijn uitgestroomd en later weer zijn ingestroomd, zit deze tweede periode van bijstandsgebruik niet in het analysebestand. Er zijn van deze totale groep 15.042 personen die op 5 januari 2020 nog steeds in de bijstand zitten. De in de volgende paragraaf gerapporteerde kenmerken van deze personen zijn gemeten op het moment van instroom, dus in het jaar 2009.

Vervolgens kijken we naar de samenstelling van het bestand van huidige bijstandsgebruikers. We gaan hierbij in het bijzonder na in hoeverre de langdurige bijstandsgebruikers binnen dit bestand verschillen van de personen die nog maar kort in de bijstand zitten. Voor het aanmaken van het bestand met huidig bijstandsgebruik gebruiken we als peildatum 5 januari 2020. Iedereen die op 5 januari 2020 bijstand ontvangt is geïnccludeerd in dit onderzoek. Dit zijn in totaal 511.557 personen. De beschreven kenmerken voor deze groep zijn gemeten in het jaar van instroom. We kijken 11 jaar terug, tot 1 januari 2009. Van personen die voor 2009 zijn ingestroomd weten we niet wanneer deze instroom was en gebruiken we de kenmerken zoals gemeten in 2009. Het gaat om 109.479 personen voor wie dit geldt.

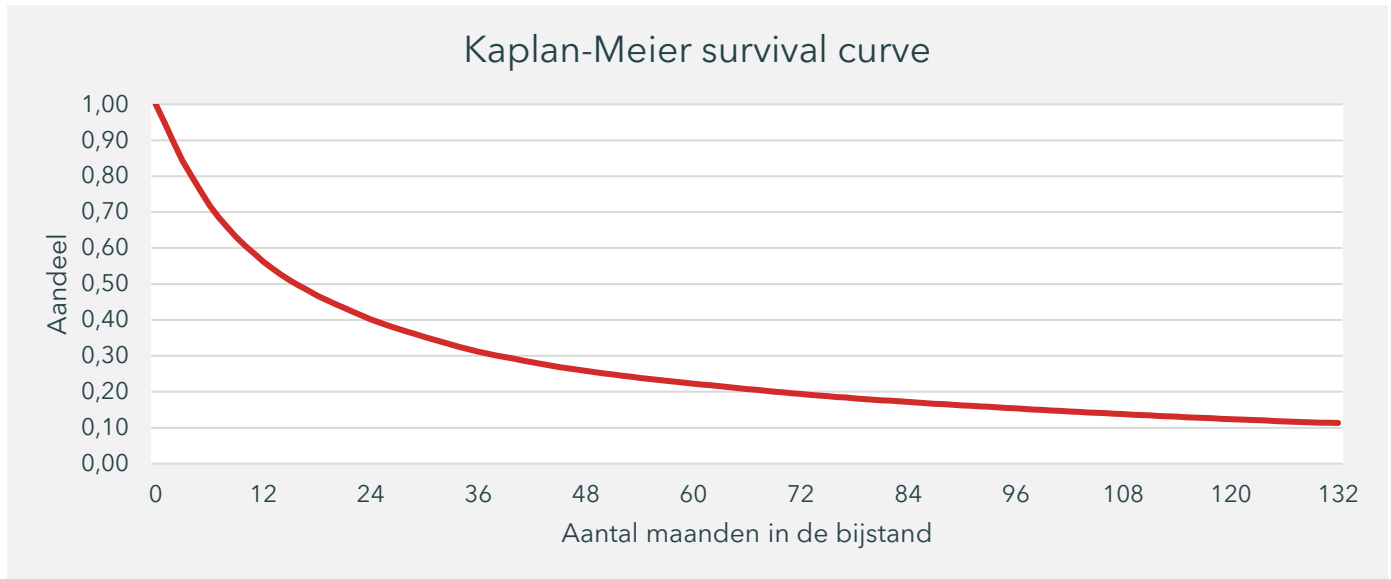
3.1 Resultaten voor de instromers in 2009

Duurafhankelijkheid

Figuur 3.1 en Figuur 3.2 geven de zogenoemde *Kaplan-Meier survival curves* voor de gehele populatie en uitgesplitst naar leeftijdsgroepen. Deze curves laten zien welk deel van de populatie die in 2009 is ingestroomd in de bijstand, na een bepaalde tijd nog niet is uitgestroomd. Als we de gehele populatie bekijken (Figuur 3.1) zien we dus dat na 36 maanden nog ruim 30 procent in de bijstand zit. Na 66 maanden (5,5 jaar) is dit percentage geslonken tot circa 20 procent. Na 5,5 jaar wordt de kans om uit te stromen uit de bijstand flink kleiner: na 10 jaar bevindt zich nog altijd ruim 12 procent van de 2009 instromers in de bijstand.

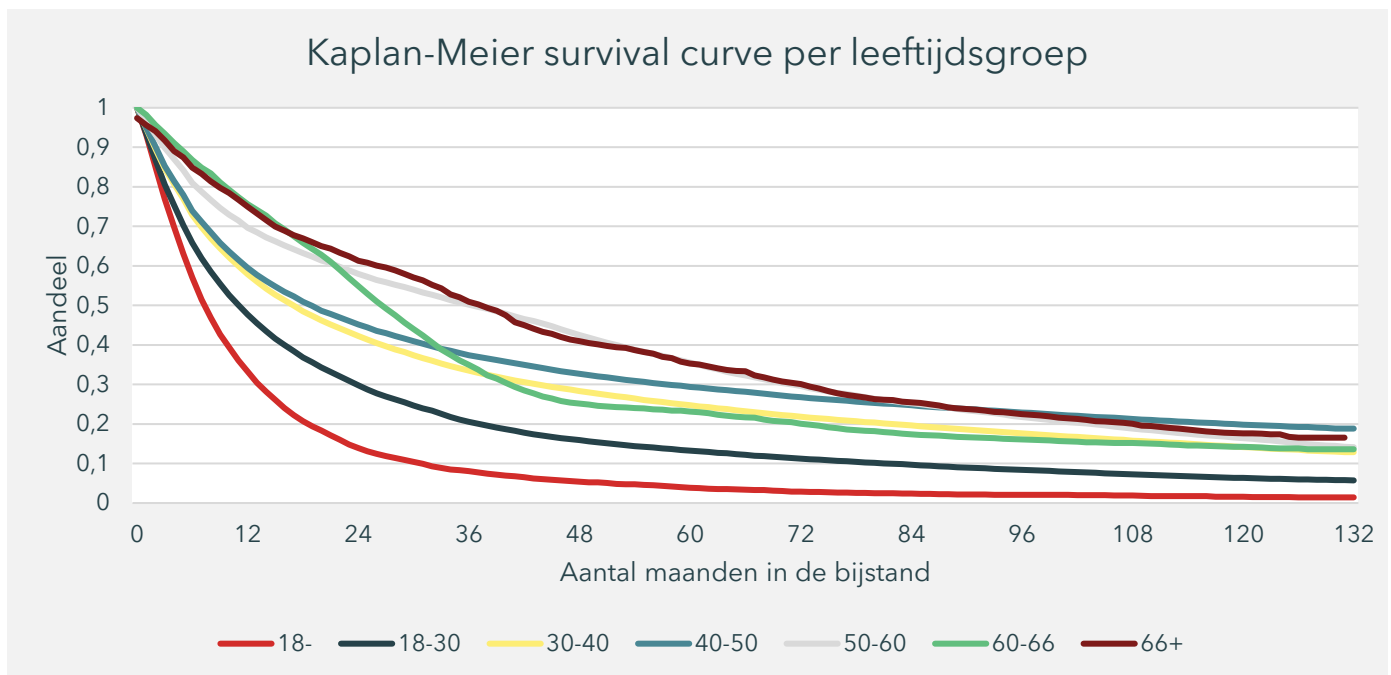
Uit Figuur 3.2 blijkt dat de kans op langdurig bijstandsgebruik voor de oudere leeftijdsgroepen het grootst is. Merk op dat de curves voor de oudste leeftijdsgroepen, dat wil zeggen de leeftijdscategorieën 60-66 en 66+, een vertekend beeld geven met betrekking tot langdurig bijstandsgebruik. De meeste mensen ontvangen vanaf de AOW-leeftijd geen bijstand meer en stromen door naar de AOW.

Figuur 3.1 Na 36 maanden is circa 30 procent nog niet uitgestroomd uit de bijstand



Bron: SEO Economisch Onderzoek

Figuur 3.2 De kans op langdurig bijstandsgebruik is het grootst voor oudere leeftijdsgroepen



Bron: SEO Economisch Onderzoek

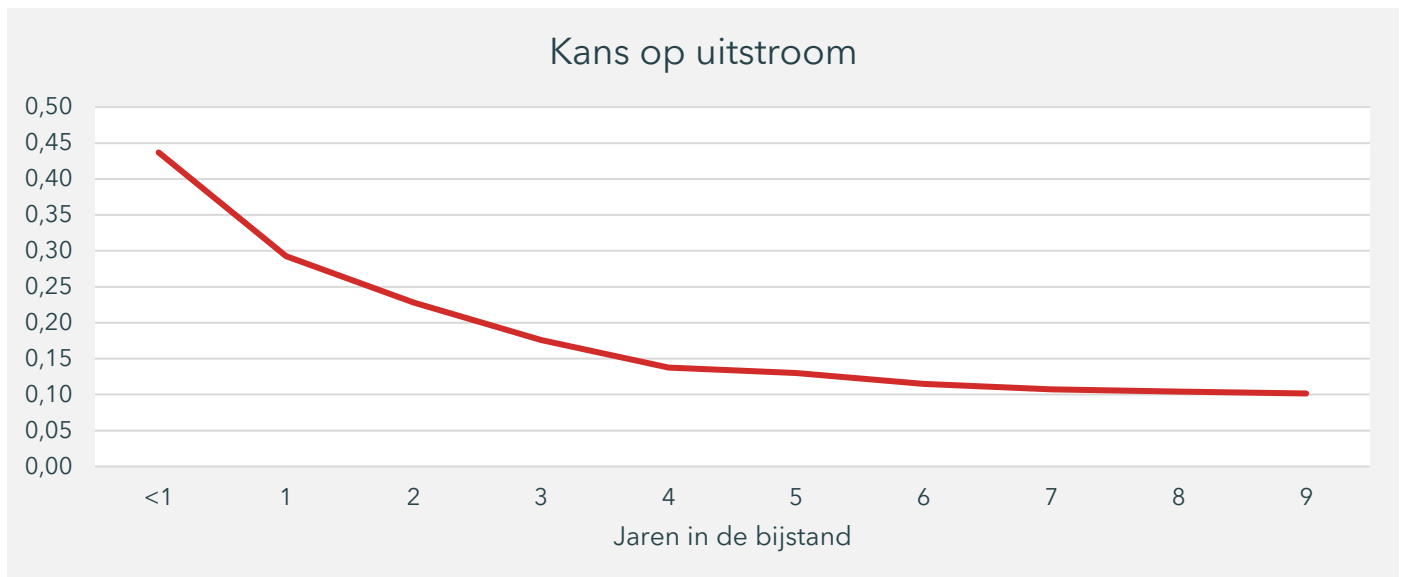
Uitstroomkans

Figuur 3.3 en Tabel A.1 in de bijlage laten de jaar-op-jaar kans op uitstroom uit de bijstand zien, voor de gehele populatie en voor verschillende subgroepen. Hieruit blijkt dat hoe langer iemand in de bijstand zit hoe kleiner de kans is dat de persoon in kwestie binnen een jaar uitstroomt. De kans om in het eerste jaar uit te stromen is 44 procent, na ongeveer 4 jaar bijstand is de kans om binnen een jaar uit te stromen 14 procent. Na het vierde jaar is

de jaar-op-jaar kans om uit te stromen min of meer constant. Als we in Tabel A.1 naar verschillende leeftijdsgroepen kijken, zien we dat voor alle jaren de kans op uitstroom het grootst is voor jongvolwassenen.

De laatste kolom in Tabel A.1 in de bijlage geeft het percentage personen dat na 10 jaar nog steeds in de bijstand zit. Personen die medicatie gebruikten tegen verslaving, depressie of een andere chronische aandoening, personen met ggz-gebruik en personen die hoge zorgkosten hadden op het moment van instroom, hebben een grotere kans op langdurig bijstandsgebruik dan personen die dit niet hadden.

Figuur 3.3 De jaar-op-jaar kans op uitstroom uit de bijstand neemt af naarmate men langer in de bijstand zit



Bron: SEO Economisch Onderzoek

Het tweede deel van Tabel A.1 in de bijlage geeft de jaar-op-jaar kans op uitstroom uit de bijstand, uitgesplitst naar verschillende gezondheidskenmerken. Hierbij kijken we naar of iemand in de eerste vijf jaar na instroom in de bijstand medicatie tegen verslaving, depressie of een andere chronische aandoening of ggz heeft gebruikt of minstens één jaar zorgkosten boven de 5.000 euro heeft gehad.⁵ Anders dan in het bovenste deel van Tabel A.1 kijken we dus niet naar één meetmoment, maar over een langere periode. We constateren dat het voor de uitstroomkansen weinig uitmaakt of de gezondheidskenmerken op het moment van instroom worden gemeten of over een periode van vijf jaar na instroom. Voor de medicatiekenmerken ligt dit in de lijn der verwachting. Medicatie tegen verslaving, depressie of een andere chronische aandoening worden meestal meerdere jaren gebruikt.

Gezondheidskenmerken per jaar

De voorgaande resultaten beschrijven de relatie tussen de jaar-op-jaar kans op uitstroom en verschillende achtergrondkenmerken. Deze sectie bekijkt de samenhang tussen gezondheidskenmerken en bijstandsduur voor de groep die in 2009 instroomde in de bijstand. Tabel A.2 rapporteert per jaar de gezondheidskenmerken voor de bijstandsgebruikers die in het betreffende jaar nog in de bijstand zitten. Zo zitten van de instromers in 2019 na tien jaar nog 16.663 personen in de bijstand, waarvan in 2019 2,6 procent medicatie tegen verslaving gebruikte. Uit de tabel blijkt dat het aandeel mensen met een chronisch aandoening toeneemt over de jaren. Dit kan erop duiden

⁵ Wanneer we in plaats van vijf jaar het zorggebruik over een periode van tien jaar meten, komen we tot vergelijkbare resultaten.

dat mensen met langdurig bijstandsgebruik een chronische aandoening ontwikkelen. Een andere mogelijke verklaring voor dit resultaat is dat mensen met een chronische aandoening relatief vaker langdurig in de bijstand verblijven, een selectie-effect dus. Ook het aandeel met jaarlijkse zorgkosten boven de 5.000 euro en het aandeel dat antidepressiva gebruikt is groter bij langdurig bijstandsgebruik.

Tabel A.3 rapporteert de gezondheidskenmerken per jaar voor langdurig bijstandsgebruikers. De populatie bestaat uit mensen die minimaal 5 jaar bijstand ontvangen. We houden deze groep nu constant, zodat selectie-effecten geen rol spelen. Het aandeel mensen met een chronische aandoening is in voor deze groep in 2009 al hoger dan in Tabel A.2. Dat bevestigt de rol van selectie-effecten. Tegelijk zien we het aandeel mensen met een chronische aandoening tussen 2009 en 2014 nog steeds toenemen. Dit wijst erop dat mensen minder gezond worden doordat ze in de bijstand zitten.

Bij medicatie tegen depressie en hoge zorgkosten lijken selectie-effecten dominant. Mensen die langdurig in de bijstand zitten gebruiken vaker antidepressiva en maken vaker hoge zorgkosten in 2009 dan in Tabel A.2. Tegelijk veranderen de aandelen voor deze kenmerken nauwelijks tussen 2009 en 2014.

Regressie op bijstandsduur

Om na te gaan welke achtergrondkenmerken het sterkst samenhangen met langdurig bijstandsgebruik, hebben we een regressieanalyse uitgevoerd. Hierbij is de bijstandsduur gemeten in maanden de afhankelijke variabele. Als onafhankelijke (verklarende) variabelen zijn opgenomen: leeftijdsgroep, migratieachtergrond, huishoudtype, medicijngebruik tegen verslaving, medicijngebruik tegen depressie, ggz-gebruik, hoge zorgkosten en chronische aandoeningen. Model 1 bevat de gezondheidskenmerken op het moment van instroom, Model 2 de gezondheidskenmerken gemeten in de eerste vijf jaar na instroom in de bijstand.

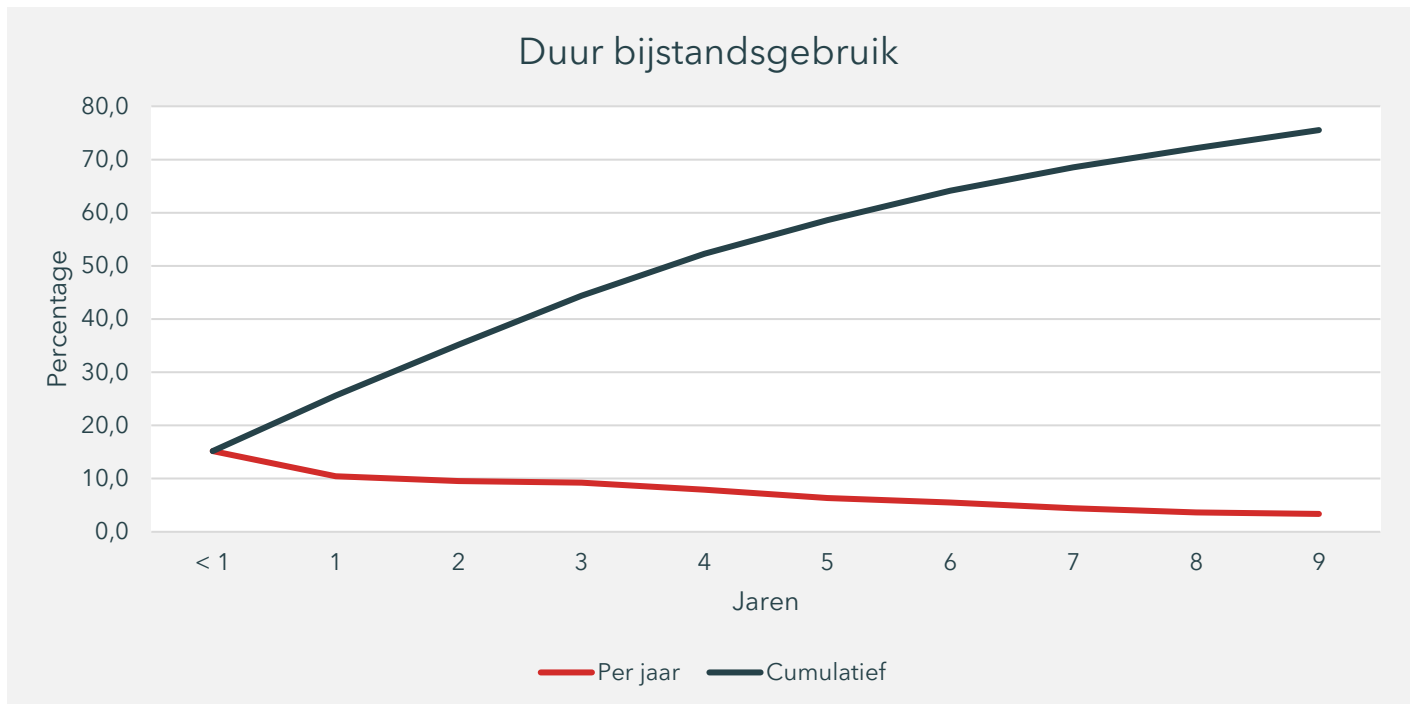
In Tabel A.4 in de bijlage staan de coëfficiënten van deze lineaire regressie vermeld. De uitkomsten van de regressieanalyse schetsen een vergelijkbaar beeld met de in Tabel A.1 gerapporteerde statistieken. De meeste achtergrondkenmerken die zijn opgenomen in de regressievergelijking hebben een significant effect op de bijstandsduur. Leeftijd heeft het sterkste effect, gevolgd door eenouderhuishoudens en personen met een niet-Westerse migratieachtergrond. Ten opzichte van de referentiecategorie (66 plussers) zit de leeftijdsgroep 60-66 ongeveer 17 maanden korter in de bijstand, terwijl dit voor de groep 30-40 circa twee jaar is en voor de groep 18-minners bijna vier jaar. De effecten van de gezondheidskenmerken zijn minder groot - het effect van antidepressiva van zeven maanden is het grootst - en in het geval van medicijngebruik tegen verslaving ook niet statistisch significant. Met uitzondering van het gebruik van antidepressiva, zijn de effecten van de gezondheidskenmerken gemeten in de eerste vijf jaar iets groter dan de effecten van de gezondheidskenmerken gemeten op moment van instroom (Model 2 versus Model 1).

3.2 Resultaten voor het huidige bijstandsbestand

Samenhang met achtergrondkenmerken

Figuur 3.4 laat zien dat het percentage mensen in de bijstand langzaam afneemt met het aantal jaren bijstandsgebruik. Van de mensen die op die peildatum bijstand ontvingen, is 15 procent in dat jaar ervoor ingestroomd. We tonen cumulatieve percentages. Hieruit dat de helft van de huidige bijstandsontvangers korter dan vijf jaar in de bijstand zit.

Figuur 3.4 Van de huidige bijstandsontvangers zit ongeveer de helft langer dan vijf jaar in de bijstand

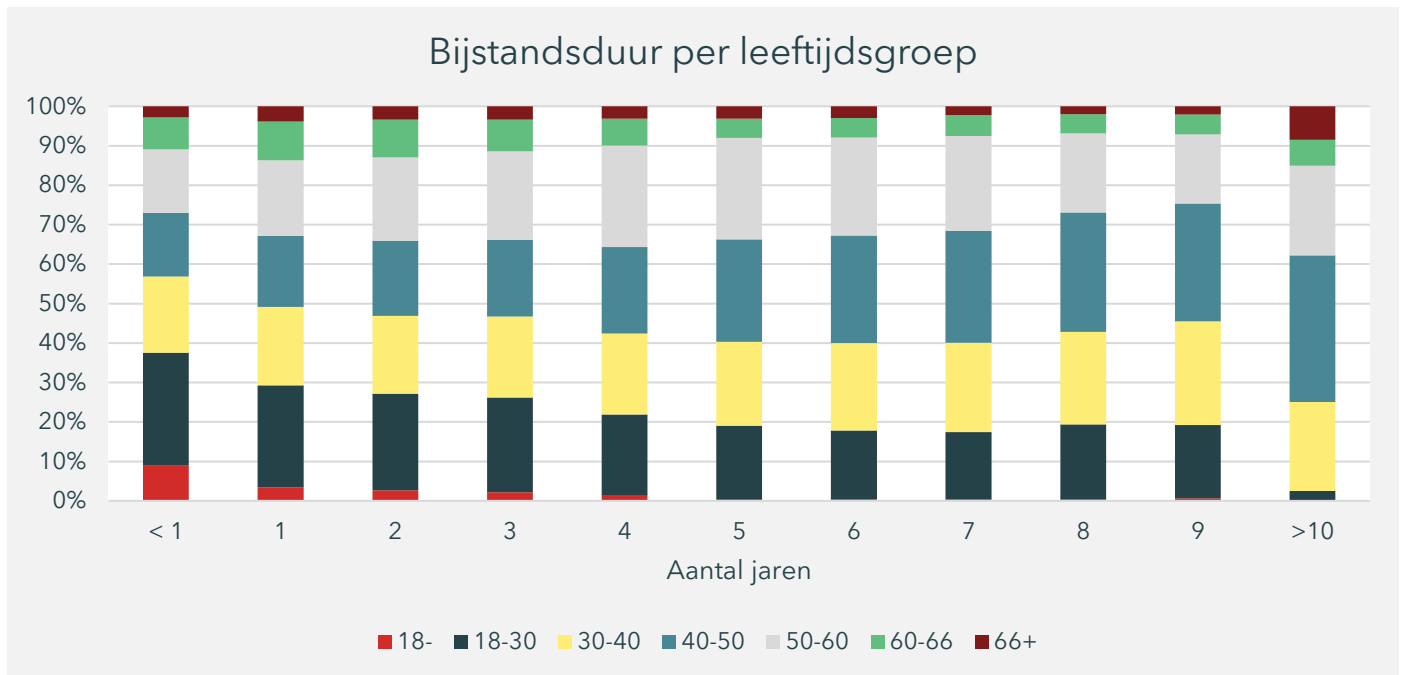


Bron: SEO Economisch Onderzoek

Uit Figuur 3.5 blijkt dat het aandeel 18-30 jarigen licht afneemt met de lengte van het bijstandsgebruik, terwijl het aandeel 30-40-jarigen en 40-50-jarigen juist toeneemt. Het aandeel personen met een (niet-Westerse) migratieachtergrond neemt toe met de duur van het bijstandsgebruik, zie Figuur 3.6.⁶ Een overzicht van de bijstandsduur van de personen die op peildatum is 5 januari 2020 bijstand ontvangen, voor de gehele populatie en uitgesplitst naar subgroepen, is terug te vinden in Tabel A.1 in de bijlage.

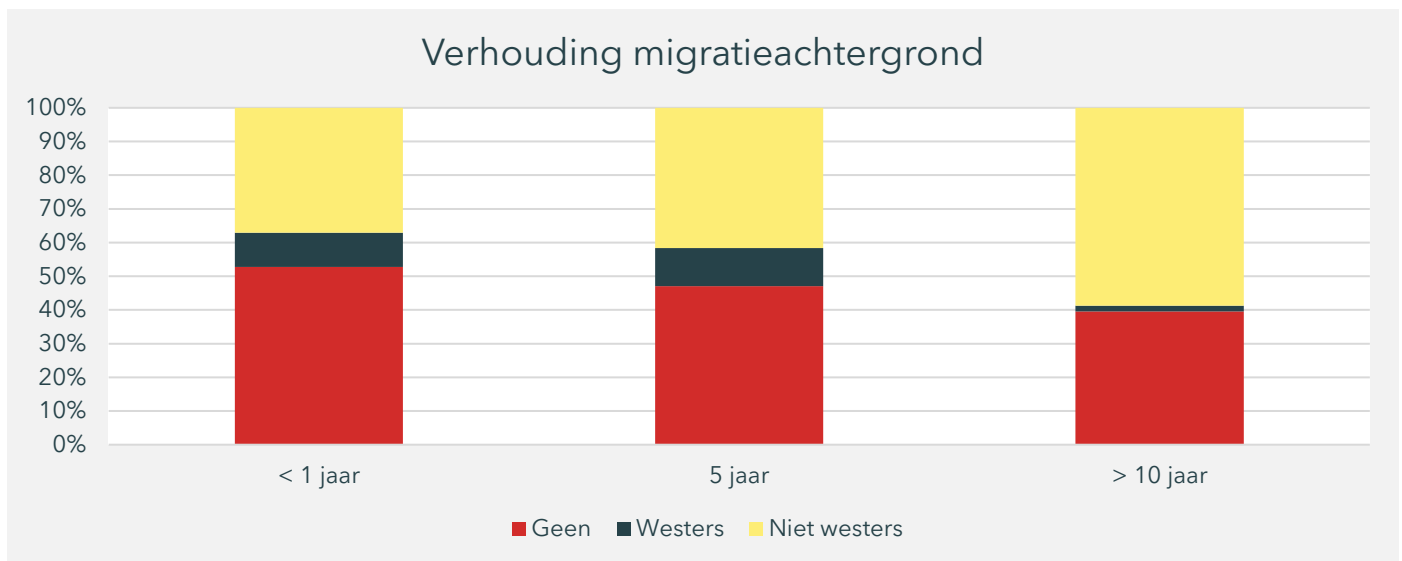
⁶ Voor een aantal personen is de migratieachtergrond onbekend. Het gaat om respectievelijk 20.5% bij mensen die <1 jaar in de bijstand zitten en 13% voor mensen die 5 jaar in de bijstand zitten. Deze gegevens zijn niet meegenomen in de grafiek.

Figuur 3.5 De groep die momenteel lang in de bijstand zit, bevat relatief weinig jongvolwassenen



Bron: SEO Economisch Onderzoek

Figuur 3.6 Mensen die al lang in de bijstand zitten hebben relatief vaak een niet-Westerse migratieachtergrond



Bron: SEO Economisch Onderzoek

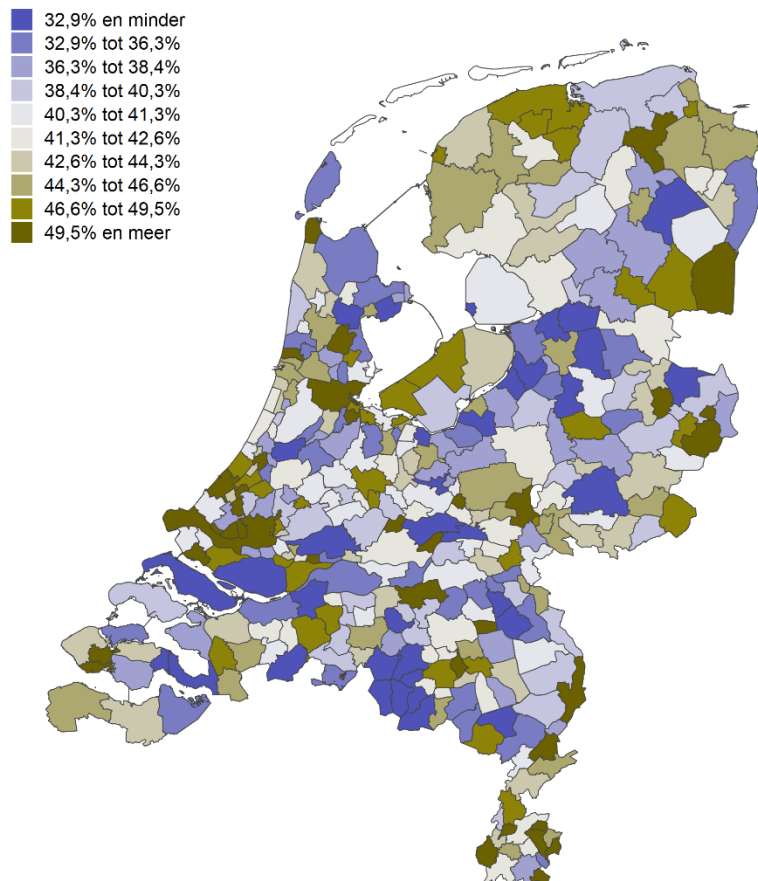
Geografische spreiding van langdurig bijstandsgebruik

Figuur 3.7 en Figuur 3.8 tonen per gemeente het aantal langdurig bijstandsgebruikers als percentage van het totale bijstandsbestand. Met name de grote steden en enkele krimpregio's hebben een relatief groot aandeel langdurige bijstandsgebruikers. In Amsterdam, Rotterdam en Den Haag zit ongeveer de helft van de bijstandsgebruikers langer dan vijf jaar in de bijstand. Figuur 3.9 geeft de uitstroom van langdurig bijstandsgebruikers uit de bijstand voor het

jaar 2020 weer. Hierbij kijken we naar personen die op 5 januari 2020 meer dan 5 jaar in de bijstand zitten en of zij vóór 31 december 2020 zijn uitgestroomd. De uitstroom was buiten de Randstad relatief het grootst.⁷

Figuur 3.7 Vooral de grote steden, Friesland, Oost-Groningen en Drenthe hebben relatief veel mensen die langer dan vijf jaar in de bijstand zitten

Aandeel langer dan 5 jaar in de bijstand t.o.v. zittend bijstandsbestand

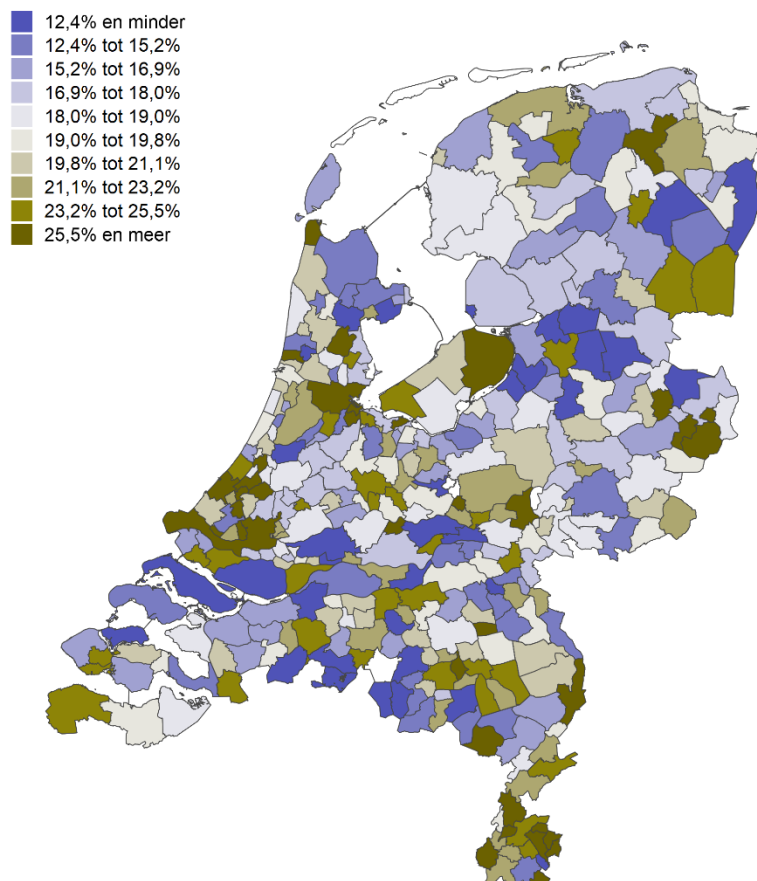


Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research

⁷ Een aantal gemeenten hebben geen kleurcodering, omdat er geen waarden kleiner dan 10 geëxporteerd kunnen worden uit de remote access-omgeving van het CBS.

Figuur 3.8 Vooral de grote steden en enkele krimpregio's hebben relatief veel mensen die langer dan tien jaar in de bijstand zitten

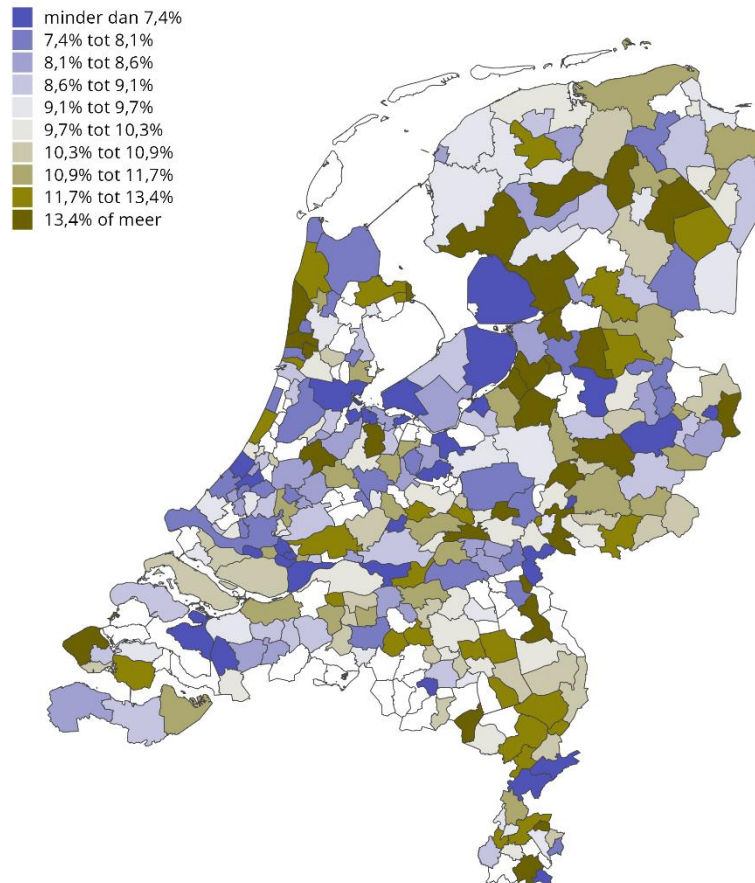
Aandeel langer dan 10 jaar in de bijstand t.o.v. zittend bijstandsbestand



Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research

Figuur 3.9 De uitstroom van langdurig bijstandsgebruikers uit de bijstand was in 2020 relatief het grootst buiten de Randstad

Aandeel uitgestroomd na peildatum 2020 t.o.v. bijstandsbestand (5 jaar)



Bron: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research

Deelconclusie

De verkennende data-analyse toont aan dat mensen die langer in de bijstand zitten een kleinere kans hebben om uit te stromen dan mensen die pas kort bijstand ontvangen. Hoewel dit niet direct bewijs is voor de duurzaamheid is van bijstandsgebruik - in theorie kan het mogelijk zijn dat de duur in de bijstand volledig gedreven wordt door (tijdsinvariante) achtergrondkenmerken - zien we dit wel als een indicatie dat langdurig bijstandsgebruik op zichzelf de kans op uitstroom verkleint. Dit sluit ook aan bij de eerder besproken wetenschappelijke literatuur over duurzaamheid van werkloosheid en *scarring*. Verder zien we dat binnen de populatie van alle bijstandsontvangers enkele achtergrondkenmerken sterk samenhangen met langdurig bijstandsgebruik. Specifiek mensen met een hogere leeftijd, eenouderhuishoudens, mensen met een niet-Westerse migratieachtergrond en mensen met psychische problematiek (wat tot uiting komt in gebruik van ggz of medicatie tegen depressie) hebben een relatief hoge kans op een lange duur in de bijstand.

In het volgende hoofdstuk lopen we enkele mogelijke varianten langs die de duurzaamheid van het bijstandsgebruik in het bijstandsverdeelmiddel brengen. Hierbij maken we gebruik van de inzichten van zowel de literatuurstudie als de verkennende data-analyse. Ook scoren we de verschillende varianten op de criteria uitlegbaarheid, beïnvloedbaarheid en aanvulling op bestaande kenmerken.

4 Appreciatie van mogelijke varianten

Aan de hand van de literatuurstudie en de verkennende data-analyse concluderen we dat er sterke aanwijzingen zijn dat bijstandsgebruik gekenmerkt wordt door duurzaamheid. Dat betekent dat bijstandsgebruik in het verleden, los van achtergrondkenmerken, op zichzelf een verklarend kenmerk is voor huidig bijstandsgebruik. Het opnemen van het historische bijstandsgebruik (of kenmerken die daarmee samenhangen) in het bijstandsverdeelmodel verbetert dus de voorspelkracht van het model. Dit is ook gebleken uit Vermeulen et al. (2022) en Vermeulen et al. (2023a).

Er zijn verschillende varianten denkbaar om informatie over het bijstandsverleden op te nemen in het bijstandsverdeelmodel. Net als voor alle andere mogelijke toe te voegen kenmerken geldt dat een variant alleen een realistische kandidaat voor opname in het bijstandsverdeelmodel is als deze aan drie voorwaarden voldoet. Ten eerste moet er vanuit theoretisch oogpunt een plausibele verklaring zijn voor de verwachte invloed op het huidige bijstandsgebruik (uitlegbaarheid). Ten tweede dient de prikkelwerking voor gemeenten om bijstandsontvangers te activeren in tact blijven (beïnvloedbaarheid). En als laatste is het noodzakelijk dat de voorspelkracht van het model significant toeneemt (aanvulling op bestaande kenmerken).

4.1 Varianten

Hieronder bespreken we een aantal mogelijke varianten die (informatie over) langdurig bijstandsgebruik in het bijstandsverdeelmodel brengen. De eerste drie varianten die we bespreken gaan uit van (een vorm van) daadwerkelijk langdurig bijstandsgebruik als toe te voegen kenmerk. De laatste variant omvat het gebruik van factoren die samenhangen met langdurig bijstandsgebruik maar niet langdurig bijstandsgebruik zelf.

Variant 1: Een bijstandsduur van minstens vijf jaar als kenmerk opnemen

In deze variant gaan we uit van een bijstandsduur van vijf jaar of langer als iemand in het jaar $t-1$ al minstens vijf jaar achtereen gebruikmaakt van de bijstand. In andere woorden, de persoon in kwestie heeft in de periode $t-1$ t/m $t-5$ een aaneengesloten periode van bijstandsgebruik. Deze informatie kan geoperationaliseerd worden tot een kenmerk voor het modeljaar t van het bijstandsverdeelmodel.⁸

Variant 2: Een bijstandsduur van minstens tien jaar als kenmerk opnemen

Dit is in wezen hetzelfde kenmerk als onder variant 1, maar nu gaat het om een aangesloten periode van minstens tien jaar (dus van $t-10$ t/m $t-1$). Overigens wordt in zowel variant 1 als 2 een enigszins arbitraire *cut-off* gekozen om langdurig bijstandsgebruik af te bakenen. Uiteraard is het ook mogelijk om een alternatieve *cut-off* te kiezen. Hierbij speelt de afruil tussen prikkelwerking voor gemeenten en voorspelkracht een rol en hoeveel gewicht aan beide criteria gehangen wordt. Grof gezegd geldt: hoe lager de *cut-off*, hoe hoger de voorspelkracht en hoe zwakker de prikkelwerking voor gemeenten om bijstandsgerechtigden te activeren (zie ook bij de appreciatie van deze varianten hieronder).

Een mogelijke subvariant van varianten 1 en 2 is om enkel voor bepaalde subpopulaties langdurig bijstandsgebruik als kenmerk op te nemen in het bijstandsverdeelmodel. Zo blijkt uit de data-analyse dat voor hogere

⁸ Specifiek gaat het dan om een dummy variabele met de waarde 1 als iemand minstens vijf jaar aaneengesloten in de bijstand zit en 0 als dat niet het geval is.

leeftijdsgroepen de uitstroomkans snel afneemt met de bijstandsduur. Een aanzienlijk deel van deze groepen zal überhaupt niet meer de potentie hebben om werk te vinden, waardoor de prikkelwerking voor gemeenten een minder grote rol speelt. Een andere subvariant is om langdurig bijstandsontvangers uit het bijstandsverdeelmiddel te halen en gemeenten te compenseren voor deze groep op basis van historische realisatie. Qua prikkelwerking voor gemeenten komt deze subvariant sterk overeen met varianten 1 en 2.

Variant 3: De verhouding tussen duur in en uit de bijstand in het verleden als kenmerk opnemen

Bij deze variant gaat het niet om een aaneengesloten periode van bijstandsgebruik maar om de relatieve bijstandsduur in de afgelopen tien jaar. Dit kan op verschillende manieren geoperationaliseerd worden. Een mogelijkheid is om een dummy variabele te construeren waarbij alle personen die minstens vijf van de afgelopen tien jaar in de bijstand hebben gezeten de waarde één krijgen en alle andere personen de waarde nul.

Variant 4: Vertraagde waarden van kenmerken opnemen die samenhangen met langdurig bijstandsgebruik

Uit de data-analyse in het vorige hoofdstuk blijkt dat sommige achtergrondkenmerken sterk samenhangen met de kans op langdurig bijstandsgebruik. Een aantal van deze achtergrondkenmerken is tijdsinvariant en zit dus al in het bijstandsverdeelmiddel - denk aan migratieachtergrond - maar een aantal is tijdsvariant. Het gaat dan bijvoorbeeld om huishoudsamenstelling, medicijn- en ggz-gebruik en chronische aandoeningen. Een mogelijke variant is dus om de vertraagde waarden voor deze achtergrondkenmerken op te nemen als kenmerken in het bijstandsverdeelmiddel.

4.2 Appreciatie van de varianten

Tabel 4.1 laat zien hoe bovenstaande varianten scoren op de voorwaarden uitlegbaarheid, beïnvloedbaarheid en aanvulling op bestaande kenmerken. Deze appreciatie biedt handvatten voor de keuze om al dan niet (kenmerken van) langdurig bijstandsgebruik op te nemen in het bijstandsverdeelmiddel en zo ja, op welke wijze. Geen enkele variant is op alle criteria superieur aan alle andere varianten. Er is een duidelijke afruil zichtbaar tussen aan de ene kant uitlegbaarheid en voorspelkracht en aan de andere kant prikkelwerking voor gemeenten. Het vervolg van deze paragraaf licht dit nader toe.

Tabel 4.1 Geen enkele variant is op alle criteria superieur aan de andere varianten

	Uitlegbaarheid	Prikkelwerking	Voorspelkracht
Variant 1	+	-	+
Variant 2	+	+/-	+/-
Variant 3	+/-	+/-	+/-
Variant 4	+/-	+	+/-

Bron: SEO Economisch Onderzoek

Variante 1: Een bijstandsduur van minstens vijf jaar als kenmerk opnemen

Verwachte invloed op huidig bijstandsgebruik (uitlegbaarheid): +

Uit de wetenschappelijke literatuur zoals hierboven beschreven komt duidelijk naar voren dat er bij langdurige werkloosheid, controlerend voor achtergrondkenmerken, sprake is van duurzaamheid. Er is een duidelijke verklaring waarom langdurige werkloosheid op zichzelf invloed heeft op latere baankansen, namelijk de schade (scarring) die het toebrengt aan de persoon in kwestie.

Prikkelwerking voor gemeenten (beïnvloedbaarheid): -

Deze variant verkleint de prikkel voor gemeenten om mensen die al langere tijd in de bijstand zitten aan werk te helpen. Het activeren van mensen in de bijstand vergt namelijk een investering, waar bij deze variant minder tegenover staat dan onder het huidige verdeelmodel. Zeker in het geval de kans op duurzame uitstroom klein is, wordt het voor gemeenten financieel onaantrekkelijk om iemand aan (tijdelijk) werk te helpen. Deze variant gaat namelijk uit van ononderbroken periodes van bijstandsgebruik, dus als iemand korte tijd werkt en dan weer terugkomt in de bijstand duurt het weer vijf jaar voor de gemeente voor zij gecompenseerd wordt voor het bijstandsgebruik. Deze verzwakte financiële prikkel tot activering heeft betrekking op een aanzienlijke groep. Zo blijkt uit onze data-analyse dat zo'n tien procent van alle bijstandsontvangers uitstroomt tussen de 3 en 5,5 jaar.

Voor mensen die pas kort in de bijstand zitten bestaat bij de financiële prikkel om te investeren in re-integratie nog wel tot op zekere hoogte. Ook bij deze variant geldt namelijk dat de gemeente voor de eerste jaren dat iemand in de bijstand zit niet vergoed wordt voor het bijstandsgebruik.

Voorspelkracht (aanvulling op bestaande kenmerken): +

Uit het onderzoek naar meerjarige tekorten en overschotten⁹ is gebleken dat langdurig bijstandsgebruik in het verleden een sterke voorspeller is voor het huidige bijstandsgebruik.

Variante 2: Een bijstandsduur van minstens tien jaar als kenmerk opnemen

Verwachte invloed op huidig bijstandsgebruik (uitlegbaarheid): +

Net als voor variante 1 geldt voor deze variant dat er in de wetenschappelijke literatuur overtuigend bewijs is voor de duurzaamheid van werkloosheid.

Prikkelwerking voor gemeenten (beïnvloedbaarheid): +/-

Ten opzichte van variante 1 is de financiële prikkel voor gemeenten om bijstandsgerechtigden aan het werk te helpen groter. Pas nadat tien jaar aaneengesloten in de bijstand zit, wordt de gemeente daarvoor vergoed. Dus als een gemeente iemand die pas kort in de bijstand zit weet te activeren, levert dan tien jaar lang een baat op voor de gemeente. Maar ook voor deze variant geldt dat het voor gemeenten financieel onaantrekkelijk is om mensen die al langere tijd aaneengesloten in de bijstand zitten, aan tijdelijk werk te helpen. Bij herinstroom in de bijstand verliest de gemeente gedurende tien jaar de compensatie voor de extra bijstandsuitgaven. Een kanttekening hierbij is dat een groot deel van de personen met een heel lange bijstandsduur naar verwachting überhaupt niet de potentie heeft om (tijdelijk) uit te stromen.

Voorspelkracht (aanvulling op bestaande kenmerken): +/-

In vergelijking met variante 1 betreft het een kleinere groep waarvoor dit kenmerk geldt. Na tien jaar bevindt zich nog maar 13 procent in de bijstand. Personen die langer dan vijf maar minder dan tien jaar aaneengesloten in de

⁹ Vermeulen et al. (2022).

bijstand zitten, vallen hier buiten. Uit onze data-analyse blijkt dat dit om circa 7 procent van de gehele populatie bijstandsontvangers gaat. Het is aannemelijk dat ook voor deze groep het historisch bijstandsgebruik een goede voorspeller is voor het actuele bijstandsgebruik. Deze additionele verklarende variatie wordt onder deze variant niet meegenomen.

Variant 3: De verhouding tussen duur in en uit de bijstand in het verleden als kenmerk opnemen

Verwachte invloed op huidig bijstandsgebruik (uitlegbaarheid): +/-

Net als voor de vorige varianten geldt dat in deze variant de duurzaamheid van bijstandsgebruik op een directe manier als kenmerk in het bijstandsverdeelmodel wordt gebracht. In sommige gevallen is de verwachte relatie tussen het kenmerk en het huidige bijstandsgebruik minder sterk. Zo zal voor iemand die eerst vijf jaar in de bijstand zat en daarna vijf jaar heeft gewerkt, de periode van bijstandsgebruik naar verwachting geen grote invloed hebben op de kans op huidig bijstandsgebruik.

Prikkelwerking voor gemeenten (beïnvloedbaarheid): +/-

In vergelijking tot de vorige varianten worden gemeenten niet direct benadeeld als zij iemand met een langdurige bijstandsduur aan tijdelijk werk helpen. De verhouding tussen de periode in de bijstand en de periode uit de bijstand komt daarmee namelijk niet direct onder de grenswaarde waarbij de gemeente niet meer wordt gecompenseerd. Maar ook onder deze variant is de financiële prikkel voor gemeenten om bijstandsontvangers te activeren niet optimaal. Voor gemeenten is het namelijk financieel ongunstig om personen te activeren die een relatieve duur in de bijstand hebben die rond de grenswaarde voor compensatie ligt.

Voorspelkracht (aanvulling op bestaande kenmerken): +/-

Zoals vermeld in bij deze variant de link tussen het kenmerk dat de duurzaamheid omvat en de huidige bijstandskans voor sommige personen minder direct. Daarmee neemt naar verwachting de voorspelkracht af.

Variant 4: Vertraagde waarden van kenmerken opnemen die samenhangen met langdurig bijstandsgebruik

Verwachte invloed op huidig bijstandsgebruik (uitlegbaarheid): +/-

Uit de data-analyse volgt dat een aantal tijdsvariante kenmerken significant samenhangt met langdurig bijstandsgebruik. Zo is de duurzaamheid van bijstandsgebruik groter voor eenoudergezinnen en mensen die ggz of medicatie tegen depressies gebruiken op het moment dat ze in de bijstand instromen. Deze kenmerken op het moment van instroom hebben echter een minder directe relatie met de kans op huidig bijstandsgebruik dan het daadwerkelijke bijstandsgebruik in het verleden.

Prikkelwerking voor gemeenten (beïnvloedbaarheid): +

Ten opzichte van de vorige varianten is de financiële prikkel voor gemeenten om bijstandsgerechtigden aan het werk te helpen groter. Hoewel er naar verwachting een indirect verband bestaat tussen bovengenoemde kenmerken en actueel bijstandsgebruik via de duurzaamheid, is het niet aannemelijk dat gemeenten hierop kunnen en willen sturen om een hoger bijstandsbudget te verwerven.

Voorspelkracht (aanvulling op bestaande kenmerken): +/-

In vergelijking met de eerder besproken varianten is het verband tussen de vertraagde waarden van bovengenoemde tijdsvariante kenmerken en de kans op huidig bijstandsgebruik minder sterk. Daardoor is de voorspelkracht van de vertraagde waarden van deze kenmerken ook minder groot.

4.3 Toetsen van varianten

Een aantal van de varianten hierboven beschreven is getoetst in de volumecomponent van het bijstandsverdeelmiddel. Voor variant 1 en 2 zijn ook de subvarianten met het kenmerk langdurig bijstandsgebruik onder de subpopulatie 50-plussers getoetst. Bij variant 4 geven de gezondheidskenmerken aan of iemand de afgelopen 5 jaar ggz heeft gebruikt of jaarlijkse zorgkosten boven de 5.000 euro heeft gehad.

Tabel 4.2 laat zien dat alle (sub)varianten zorgen voor een verbetering van de AIC en de BIC. Het opnemen van langdurig bijstandsgebruik (minstens vijf jaar achtereen in de bijstand, gemeten op t-1 en minstens tien jaar achtereen in de bijstand, gemeten op t-1) als kenmerk laat een forse verbetering zien van respectievelijk 23 en 8 procent. Daarnaast wordt de GAA verlaagd met respectievelijk 17 en 4 huishoudens. Het includeren van vertraagde gezondheidskenmerken zorgt voor een minder sterke verbetering van het model.

Tabel 4.2 Het opnemen van langdurig bijstandsgebruik als kenmerk zorgt voor een sterke verbetering van het bijstandsverdeelmiddel.

	Coëfficiënt	Sig	AIC	% t.o.v. (1)	BIC	% t.o.v. (1)	GAA	t.o.v. (1)
Origineel (1)			1.248.838		1.249.789		59,96	
Variant 1								
5 jaar bijstandsgebruik in t-1	9.90	***	958180	-23.27%	959145	-23.26%	42.67	-17.29
Subvariant 1a								
5 jaar bijstandsgebruik in t-1 en 50+	13.03	***	1080007	-13.52%	1080972	-13.51%	51.46	-8.50
Variant 2								
10 jaar bijstandsgebruik in t-1	8.69	***	1148332	-8.05%	1149297	-8.04%	55.66	-4.30
Subvariant 2a								
10 jaar bijstandsgebruik in t-1 en 50+	11.45	***	1179773	-5.53%	1180738	-5.53%	57.47	-2.49
Variant 4								
Zorgkosten boven 5000 euro	0,56	***	1.225.072	-1,90	1.226.051	-1,90	58,2	-1,75
GGZ gebruik	0,65	***						

Bron: SEO Economisch Onderzoek. Berekeningen op basis van het bijstandsverdeelmiddel voor 2023

4.4 Conclusie

De duurzaamheid van bijstandsgebruik maakt dat het bijstandsverleden een goede voorspeller is voor het huidige bijstandsgebruik en dus in beginsel een mogelijk kenmerk voor het bijstandsverdeelmiddel. Er bestaan verschillende varianten om (kenmerken van) langdurig bijstandsgebruik op te nemen in het bijstandsverdeelmiddel. Geen enkele variant is op alle criteria superieur aan alle andere varianten. Naast de optie om langdurig bijstandsgebruik als zodanig als kenmerk te includeren, zijn er ook varianten waarbij kenmerken die samenhangen

met langdurig bijstandsgebruik worden opgenomen in het model. Specifiek gaat het dan om vertraagde waarden van gezondheidskenmerken.

Er is een duidelijke afruil zichtbaar tussen aan de ene kant uitlegbaarheid en voorspelkracht en aan de andere kant prikkelwerking voor gemeenten. Een variant waarbij het model met het kenmerk tenminste vijf jaar bijstandsgebruik scoort goed op uitlegbaarheid en voorspelkracht, maar verzwakt de prikkelwerking voor gemeenten. Het omgekeerde geldt voor een variant met vertraagde waarden van gezondheidskenmerken. Er zijn allerlei tussenvarianten denkbaar met bijvoorbeeld een hogere *cut-off* voor bijstandsduur of een leeftijdsgrens.

Referenties

- Biewen, M., & Steffes, S. (2010). Unemployment persistence: Is there evidence for stigma effects?. *Economics Letters*, 106(3), 188-190.
- Clark, A. E. (2003). Unemployment as a social norm: Psychological evidence from panel data. *Journal of labor economics*, 21(2), 323-351.
- Cockx, B., & Picchio, M. (2013). Scarring effects of remaining unemployed for long-term unemployed school-leavers. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 176(4), 951-980.
- Eliason, M., & Storrie, D. (2006). Lasting or latent scars? Swedish evidence on the long-term effects of job displacement. *Journal of Labor Economics*, 24(4), 831-856.
- Eriksson, S., & Rooth, D. O. (2014). Do employers use unemployment as a sorting criterion when hiring? Evidence from a field experiment. *American Economic Review*, 104(3), 1014-1039.
- Gregory, M., & Jukes, R. (2001). Unemployment and subsequent earnings: estimating scarring among British men 1984-94. *The Economic Journal*, 111(475), 607-625.
- Guvenen, F., Karahan, F., Ozkan, S., & Song, J. (2017). Heterogeneous scarring effects of full-year nonemployment. *American Economic Review*, 107(5), 369-373.
- Knabe, A., & Rätzl, S. (2011). Scarring or scaring? The psychological impact of past unemployment and future unemployment risk. *Economica*, 78(310), 283-293.
- Lalive, R. (2007). Unemployment benefits, unemployment duration, and post-unemployment jobs: A regression discontinuity approach. *American Economic Review*, 97(2), 108-112.
- Lupi, C., & Ordine, P. (2002). Unemployment scarring in high unemployment regions. *Economics Bulletin*, 10(2), 1-8.
- Mooi-Reci, I., & Ganzeboom, H. B. (2015). Unemployment scarring by gender: Human capital depreciation or stigmatization? Longitudinal evidence from the Netherlands, 1980-2000. *Social science research*, 52, 642-658.
- Vermeulen W., et al. (2022). Meerjarige tekorten en overschotten op het bijstandsbudget: een verkenning van objectieve verklaringen. SEO Rapport 2022-59. Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek en Atlas Research.
- Vermeulen, W., Athmer, J., Schwartz, T., Middeldorp, M. & Burema, F. (2023a). Doorontwikkeling bijstandsverdeelmiddel. Tussenrapportage. Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek & Atlas Research.
- Vermeulen, W., Schwartz, T., Athmer, J., Middeldorp, M. & Burema, F. (2023b). Doorontwikkeling bijstandsverdeelmiddel. Eindrapportage. Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek & Atlas Research.
- Wachter, T. V. (2020). The persistent effects of initial labor market conditions for young adults and their sources. *Journal of Economic Perspectives*, 34(4), 168-194.

Bijlage A Aanvullende tabellen

Tabel A.1 Uitstroomkans is lager bij depressie, ggz-gebruik of chronische aandoeningen

	Uitstroomkans naar aantal jaren in de bijstand										
	<1	1	2	3	4	5	6	7	8	9	>10
Populatie	0.44	0.29	0.23	0.18	0.14	0.13	0.11	0.11	0.10	0.10	0.12
Leeftijdsgroep											
<18	0.67	0.59	0.43	0.36	0.23	0.27					0.01
18-30	0.52	0.38	0.31	0.23	0.17	0.15	0.14	0.14	0.14	0.13	0.06
30-40	0.42	0.28	0.21	0.16	0.13	0.12	0.10	0.10	0.10	0.10	0.14
40-50	0.40	0.25	0.17	0.13	0.10	0.09	0.07	0.08	0.07	0.07	0.19
50-60	0.30	0.18	0.14	0.15	0.16	0.17	0.15	0.14	0.13	0.13	0.16
60-66	0.24	0.27	0.36	0.29	0.08	0.12	0.14	0.08	0.06	0.06	0.14
66+	0.12	0.12	0.16	0.21	0.13	0.16	0.15	0.11	0.11	0.13	0.22
Migratieachtergrond											
Geen	0.47	0.31	0.25	0.19	0.15	0.14	0.12	0.12	0.11	0.11	0.10
Westers	0.43	0.29	0.23	0.17	0.12	0.13	0.12	0.11	0.09	0.10	0.13
Niet westers	0.39	0.27	0.21	0.16	0.13	0.12	0.11	0.10	0.10	0.09	0.15
Type huishouden											
Eenpersoonshuishouden	0.44	0.28	0.22	0.16	0.13	0.12	0.11	0.11	0.10	0.10	0.13
Paar zonder kinderen	0.41	0.29	0.27	0.23	0.18	0.18	0.13	0.11	0.12	0.10	0.10
Paar met kinderen	0.46	0.30	0.22	0.18	0.13	0.13	0.10	0.10	0.10	0.10	0.12
Eenouderhuishouden	0.41	0.29	0.21	0.16	0.12	0.12	0.12	0.10	0.10	0.10	0.14
Overig huishouden	0.55	0.38	0.32	0.20	0.14	0.16	0.16	0.14	0.08	0.10	0.07
Institutioneel huishouden	0.47	0.32	0.23	0.17	0.15	0.13	0.11	0.11	0.12	0.09	0.11
Medicatie tegen verslaving											
Nee	0.44	0.29	0.23	0.18	0.14	0.13	0.12	0.11	0.11	0.10	0.12
Ja	0.39	0.25	0.20	0.14	0.12	0.10	0.09	0.09	0.11	0.05	0.17
Medicatie tegen depressie											
Nee	0.45	0.30	0.24	0.18	0.14	0.13	0.12	0.11	0.11	0.11	0.11
Ja	0.36	0.24	0.19	0.15	0.12	0.11	0.09	0.10	0.09	0.09	0.18
GGZ gebruik											
Nee	0.44	0.30	0.23	0.18	0.14	0.13	0.12	0.11	0.11	0.11	0.11
Ja	0.41	0.28	0.21	0.15	0.13	0.11	0.09	0.11	0.10	0.08	0.15

Zorgkosten boven 5.000 euro												
Nee	0.45	0.30	0.23	0.18	0.14	0.13	0.12	0.11	0.11	0.10	0.12	
Ja	0.37	0.27	0.20	0.17	0.13	0.13	0.11	0.10	0.10	0.09	0.15	
Chronische aandoeningen												
Nee	0.47	0.32	0.25	0.18	0.14	0.14	0.12	0.12	0.11	0.11	0.10	
Ja	0.39	0.26	0.21	0.17	0.13	0.13	0.11	0.10	0.10	0.10	0.15	
Medicatie tegen verslaving in 1^e 5 jaar												
Nee	0.44	0.29	0.23	0.18	0.14	0.13	0.12	0.11	0.10	0.10	0.12	
Ja	0.40	0.27	0.20	0.14	0.13	0.11	0.10	0.08	0.11	0.09	0.16	
Medicatie tegen depressie in 1^e 5 jaar												
Nee	0.46	0.31	0.24	0.19	0.14	0.14	0.12	0.11	0.11	0.11	0.10	
Ja	0.37	0.24	0.19	0.15	0.12	0.11	0.10	0.10	0.09	0.09	0.17	
GGZ gebruik in 1^e 5 jaar												
Nee	0.45	0.30	0.24	0.19	0.14	0.14	0.13	0.11	0.11	0.11	0.11	
Ja	0.42	0.28	0.21	0.16	0.13	0.12	0.10	0.10	0.10	0.09	0.14	
Zorgkosten boven 5.000 euro in 1^e 5 jaar												
Nee	0.46	0.31	0.24	0.18	0.14	0.13	0.12	0.11	0.11	0.11	0.11	
Ja	0.38	0.26	0.20	0.16	0.13	0.12	0.11	0.10	0.10	0.10	0.15	
Chronische aandoeningen in 1^e 5 jaar												
Nee	0.52	0.37	0.29	0.20	0.15	0.14	0.13	0.12	0.11	0.12	0.08	
Ja	0.41	0.27	0.22	0.17	0.14	0.13	0.11	0.10	0.10	0.10	0.13	

Bron: SEO Economisch Onderzoek. Toelichting: Aandeel mensen dat uitstroomt ten opzichte van het aantal mensen dat op dat moment nog in de bijstand zit. De laatste kolom geeft de fractie personen die na 10 jaar nog steeds in de bijstand zit. Sommige cellen zijn leeg vanwege lage aantallen, waardoor cijfers niet uit de microdataomgeving van het CBS kunnen worden geëxporteerd.

Tabel A.2 Personen met een lange bijstandsduur hebben vaker een chronische aandoening en maken hoge zorgkosten.

	Bijstandsgebruik per jaar										
	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Populatie (N)	131265	9774 6	61067	45495	3619 3	3063 8	2660 2	2330 1	2080 3	1861 3	16663
Medicatie tegen verslaving (%)											
Nee	98.8	98.6	97.9	98.4	97.9	97.9	97.8	97.4	97.1	97.4	97.4
Ja	1.2	1.4	2.1	1.6	2.1	2.1	2.2	2.6	2.9	2.6	2.6
Medicatie tegen depressie (%)											
Nee	89.1	87.7	85.8	85.1	84.2	84.3	84.3	84.1	84.5	84.2	83.8
Ja	10.9	12.3	14.2	14.9	15.8	15.7	15.7	15.9	15.5	15.8	16.2
GGZ gebruik (%)											
Nee	84.9	83.7	81.8	84.8	85.5	87.1	87.7	87.0	87.2	87.1	87.0
Ja	15.1	16.3	18.2	15.2	14.5	12.9	12.3	13.0	12.8	12.9	13.0
Zorgkosten boven 5.000 euro (%)											
Nee	88.5	87.0	85.7	86.6	85.9	86.1	85.6	83.8	82.1	80.8	79.6
Ja	11.5	13.0	14.3	13.4	14.1	13.9	14.4	16.2	17.9	19.2	20.4
Chronische aandoeningen (%)											
Nee	56.2	51.3	45.6	43.3	41.3	40.7	39.5	38.6	37.8	36.9	35.7
Ja	43.8	48.7	54.4	56.7	58.7	59.3	60.5	61.4	62.2	63.1	64.3

Bron: SEO Economisch Onderzoek. Toelichting: Percentage mensen met gezondheidskenmerken ten opzichte van het aantal mensen dat op dat moment nog in de bijstand zit.

Tabel A.3 Personen met een lange bijstandsduur hebben vaker een chronische aandoening, maken hoge zorgkosten of gebruiken medicatie tegen verslaving of depressie

	Bijstandsgebruik per jaar					
	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Populatie (N)	28665	28665	28665	28665	28665	28665
Medicatie tegen verslaving (%)						
Nee	98.5	98.3	97.6	98.4	97.8	97.9
Ja	1.5	1.7	2.4	1.6	2.2	2.1
Medicatie tegen depressie (%)						
Nee	84.9	83.2	83.2	83.6	83.6	84.2
Ja	15.1	16.8	16.8	16.4	16.4	15.8
GGZ gebruik (%)						
Nee	82.8	80.8	79.8	83.6	85.0	87.0
Ja	17.2	19.2	20.2	16.4	15.0	13.0
Zorgkosten boven 5.000 euro (%)						
Nee	86.0	83.8	84.1	86.1	85.6	86.0
Ja	14.0	16.2	15.9	13.9	14.4	14.0
Chronische aandoeningen (%)						
Nee	48.2	43.1	41.2	41.0	40.4	40.4
Ja	51.8	56.9	58.8	59.0	59.6	59.6

Bron: SEO Economisch Onderzoek. Toelichting: Percentage mensen met gezondheidskenmerken ten opzichte van het aantal mensen dat op dat moment nog in de bijstand zit. In deze tabel zijn alleen de mensen die langer dan 5 jaar in de bijstand zitten meegenomen.

Tabel A.4 Leeftijd heeft het sterkste effect op bijstandsduur.

	Coëfficiënt	
	Model 1	Model 2
Leeftijdsgroep		
<18	-46.94***	-48.23***
18-30	-35.09***	-36.28***
30-40	-23.40***	-24.58***
40-50	-17.57***	-18.41***
50-60	-8.497***	-8.559***
60-66	-17.07***	-16.80***
66+		
Migratieachtergrond		
Geen	-3.627***	-3.807***
Westers		
Niet westers	5.923***	6.046***
Type huishouden		
Eenpersoonshuishouden	2.847***	3.791***
Paar zonder kinderen	-2.279***	-1.286*
Paar met kinderen	3.223***	4.146***
Eenouderhuishouden	7.533***	8.161***
Overig huishouden	-3.122***	-1.901*
Institutioneel huishouden		
Medicatie tegen verslaving	0.345	
Medicatie tegen depressie	7.145***	
GGZ gebruik	4.610***	
Zorgkosten boven 5.000 euro	3.065***	
Chronische aandoeningen	3.851***	
Medicatie tegen verslaving in 1 ^e 5 jaar		-0.560
Medicatie tegen depressie in 1 ^e 5 jaar		6.647***
GGZ gebruik in 1 ^e 5 jaar		4.817***
Zorgkosten boven 5.000 euro in 1 ^e 5 jaar		3.374***
Chronische aandoeningen in 1 ^e 5 jaar		4.902***
Constante	53.08***	48.69***

Bron: SEO Economisch Onderzoek. Toelichting: Model 1 bevat achtergrondkenmerken op het moment van instroom; in Model 2 zijn de gezondheidskenmerken gemeten over de eerste 5 jaar.

Tabel A.5 De samenstelling van de groepen bijstandsgebruikers met verschillende bijstandsduur

	Percentage naar aantal jaren bijstandsgebruik										
	<1	1	2	3	4	5	6	7	8	9	>10
Populatie (N)	77641	53370	48890	47137	40386	32341	28180	22578	18638	17197	125199
Populatie (%)	15.2	10.4	9.6	9.2	7.9	6.3	5.5	4.4	3.6	3.4	24.5
Leeftijdsgroep (%)											
<18	8.9	3.4	2.7	2.2	1.3	0.5	0.3	0.4	0.3	0.6	0.1
18-30	28.6	25.9	24.5	24.0	20.6	18.6	17.5	17.0	19.0	18.6	2.3
30-40	19.3	19.8	19.8	20.5	20.5	21.3	22.1	22.7	23.5	26.3	21.3
40-50	16.2	18.0	19.0	19.4	21.9	25.9	27.3	28.4	30.3	29.9	35.2
50-60	16.0	19.2	21.1	22.5	25.7	25.7	24.8	24.0	20.0	17.5	21.5
60-66	8.2	9.8	9.6	8.0	6.8	4.9	4.9	5.3	4.8	5.0	6.2
66+	2.8	3.8	3.3	3.4	3.1	3.2	3.0	2.2	2.0	2.1	8.0
Migratie-achtergrond (%)											
Geen	52.8	51.6	51.7	51.3	49.2	47.0	46.8	45.6	44.0	41.7	39.6
Westers	10.1	10.4	10.3	10.9	11.0	11.3	11.4	11.4	11.6	10.9	1.7
Niet westers	37.1	38.0	38.0	37.8	39.8	41.7	41.8	42.9	44.4	47.4	58.8
Type huishouden (%)											
Eenpersoons-huishouden	27.8	28.2	26.6	25.8	27.1	31.3	31.1	32.2	32.2	30.4	36.5
Paar zonder kinderen	11.5	12.7	13.0	12.5	13.6	12.6	13.3	11.9	10.5	10.9	12.0
Paar met kinderen	22.4	21.3	20.3	19.2	22.4	24.1	25.7	26.1	25.4	26.4	21.2
Eenouder-huishouden	14.6	14.2	13.0	12.5	13.4	15.6	16.4	17.4	17.6	17.7	27.0
Overig huishouden	0.9	0.8	0.8	0.6	0.8	0.8	1.0	0.9	0.7	0.9	0.4
Institutioneel huishouden	7.8	10.5	9.8	6.7	5.8	4.5	4.6	4.5	4.5	4.9	1.7
Medicatie tegen verslaving (%)											
Nee	98.5	98.5	98.3	98.5	98.5	98.5	98.3	98.7	98.2	98.5	98.7
Ja	1.5	1.5	1.7	1.5	1.5	1.5	1.7	1.3	1.8	1.5	1.3

Medicatie tegen depressie (%)											
Nee	86.6	86.0	86.4	86.6	85.3	84.0	82.8	82.9	83.5	83.9	80.1
Ja	13.4	14.0	13.6	13.4	14.7	16.0	17.2	17.1	16.5	16.1	19.9
GGZ gebruik (%)											
Nee	81.2	81.7	83.5	85.2	85.0	83.5	81.7	82.4	79.8	82.0	82.7
Ja	18.8	18.3	16.5	14.8	15.0	16.5	18.3	17.6	20.2	18.0	17.3
Zorgkosten boven 5.000 euro (%)											
Nee	80.6	81.1	82.9	85.3	85.9	85.7	85.4	86.2	85.1	85.5	84.3
Ja	19.4	18.9	17.1	14.7	14.1	14.3	14.6	13.8	14.9	14.5	15.7
Chronische aandoeningen (%)											
Nee	53.0	50.8	50.2	52.5	49.3	46.3	45.3	44.4	46.2	46.5	35.0
Ja	47.0	49.2	49.8	47.5	50.7	53.7	54.7	55.6	53.8	53.5	65.0

Bron: SEO Economisch Onderzoek. Voor een aantal personen is de migratieachtergrond onbekend. Deze observaties zijn weggelaten bij de berekening van de percentages naar migratieachtergrond.



“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 winstoogmerk en investeren continu in het intellectueel kapitaal van de medewerkers via promotietrajecten, het uitbrengen van wetenschappelijke publicaties, kennisnetwerken en congresbezoek.

SEO-rapport 2023-99

ISBN 978-90-5220-328-7

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 © 2023 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.

Roetersstraat 29
1018 WB, Amsterdam

+31 20 399 1255
secretariaat@seo.nl
www.seo.nl