

BIJLAGEN

Met zorg ouder worden

Zorgtrajecten van ouderen in tien jaar

Cretien van Campen

Marjolein Broese van Groenou

Dorly Deeg

Jurjen Iedema

Inhoud

Bijlage bij hoofdstuk 2	2
Bijlage bij hoofdstuk 3	13
Bijlage bij hoofdstuk 4	16

Sociaal en Cultureel Planbureau

Den Haag, september 2013

Bijlage bij hoofdstuk 2

2.1 Operationalisatie van de zorg en ondersteuningsvariabelen

Huisarts: 'Heeft u in het afgelopen half jaar contact gehad met uw huisarts?' (nee, ja)

Medisch specialist: 'Heeft u in het afgelopen half jaar contact gehad met een medisch specialist?' (nee, ja)

Ziekenhuisopname: 'Bent u in het afgelopen half jaar opgenomen geweest in het ziekenhuis?' (nee, ja).

Informele en/of particuliere zorg: Er zijn twee vragen gesteld naar hulp: 'Krijgt u hulp bij huishoudelijke taken (hiermee wordt bedoeld activiteiten zoals het klaarmaken van maaltijden, boodschappen doen, het huis schoonmaken, de vuilnis buiten zetten of formulieren invullen), en 'Krijgt u hulp bij persoonlijke verzorging (bijvoorbeeld wassen, douchen, toiletgang, aan- of uitkleden, opstaan en gaan zitten)?' Indien de vraag met 'ja' werd beantwoord, is gevraagd van wie deze hulp werd verkregen. Men kon uit een lijst met dertien helperstypen één of meerdere antwoorden aankruisen. Indien men bij minstens een van de twee vragen had aangegeven hulp te krijgen van partner, andere huisgenoot, uitwonend kind, familie, buur, vriend of een particulier betaalde hulp, dan is dit geteld als het verkrijgen van informele en/of particuliere hulp (nee, ja).

Woningaanpassing: De respondent is gevraagd of er sprake was van aanpassingen in de woning (zoals stoellift, aangepast toilet, trapleuning, hellingbaan) (1 = nee, 2 = ja).

Voorziening: hier zijn drie verschillende soorten van voorzieningen geteld. Ten eerste het gebruik van een loopmiddel (rollator, scootmobiel, looprek); ten tweede het gebruikmaken van voorzieningen op gebied van maaltijden, transport, belklusdienst, alarmering e.d. en ten derde, of men hulp kreeg van vrijwilligers bij huishoudelijke taken en/of persoonlijke verzorging, dan wel hulp kreeg van een vrijwilliger van een organisatie als bijv. de Zonnebloem. Indien men op een van deze mogelijkheden positief antwoordde, maakte men gebruik van een voorziening (nee, ja).

Professionele huishoudelijke hulp: Indien men bij bovenstaande vragen naar hulp bij huishoudelijke taken had aangegeven deze hulp te krijgen van de thuiszorg (alphahulp) of hulp uit een nabijgelegen tehuis, dan is dit als hulp genoteerd (nee, ja).

Professionele hulp bij persoonlijke verzorging: Indien men bij bovenstaande vragen naar hulp bij persoonlijke verzorging had aangegeven deze hulp te krijgen van de thuiszorg of van hulp uit een nabijgelegen tehuis; of indien men bij vragen naar het gebruik maken van kortdurende opname in een tehuis (dag of nacht opname, kort verblijf), dan is dit als hulp genoteerd (nee, ja).

Tehuis: we maken een onderscheid tussen 'zelfstandig wonend' en 'woonachtig in een verzorgings- of verpleegtehuis'.

Tabel B2.1 Frequentieverdeling over zorgpakket in 1998, gewogen

pakket		gewogen		ongewogen		factor
		abs.	1998/'99 %	abs.	1998'99 %	
1	geen of alleen huisarts	288	16,3	245	13,9	1,18
2	medisch specialist en/of ziekenhuis	263	14,9	224	12,7	1,17
3	informele zorg	351	19,9	328	18,6	1,07
4	woningaanpassing	231	13,1	214	12,1	1,08
5	voorziening	288	16,3	304	17,2	0,95
6	professionele huishoudelijke zorg thuis	178	10	216	12,2	0,82
7	professionele persoonlijk zorg thuis	74	4,2	100	5,7	0,74
8	tehuis	95	5,4	137	7,7	0,69
	totaal	1770	100	1768	100	1,00

Bron: LASA; 65-plus in 1998/'99

2.2 Mokkenschaalanalyse

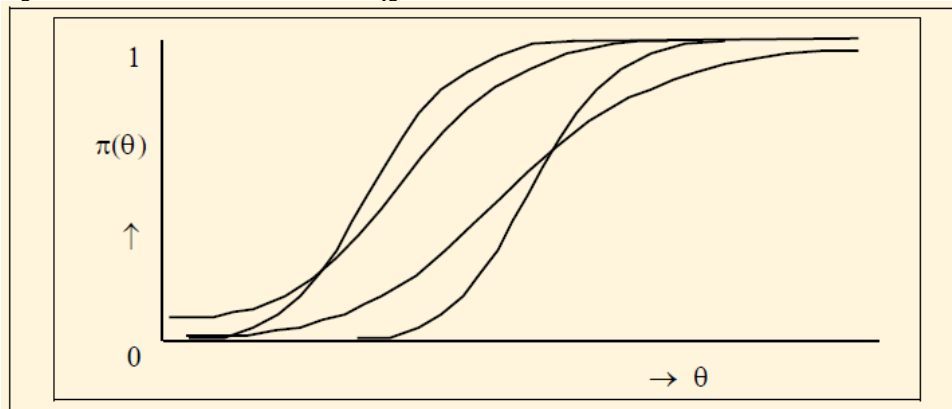
Met een Mokkenschaalanalyse (Mokken, 1971) is in de dataset gezocht naar een latente, continue schaal (ook wel Θ (*theta*) genaamd) op basis van de antwoorden op de in bijlage 2.1 genoemde items. De latente variabele meet meestal een bepaalde vaardigheid, hier de mate van zorgzwaarte. Items die niet aan bepaalde door Mokken vastgestelde criteria voldoen vallen af. De latente variabele is niet direct te meten, maar een goede benadering ervan is een eenvoudige som-score van de items die voldoen aan de Mokkencriteria. Op basis van de gesommeerde antwoordscores van een respondent op de items wordt dus diens positie op de latente variabele bepaald. In het vervolg wordt geregeld gesproken van juiste en onjuiste antwoorden wat ook kan worden geïnterpreteerd als wel of niet een bepaalde zorgvorm ontvangen.

De Mokkenschaalanalyse gaat in eerste instantie uit van drie vooronderstellingen:

- 1 De items zijn uni-dimensionaal; ze passen op één dimensie.
- 2 Lokale onafhankelijkheid; de antwoorden van personen met dezelfde vaardigheid (Θ) op twee even moeilijke items zijn onafhankelijk. Dus ook al heeft persoon A drie van vier even moeilijke items juist beantwoord en persoon B (met dezelfde vaardigheid of Θ) de drie items onjuist beantwoord, dan nog geldt niet dat persoon A meer kans maakt het vierde item juist te beantwoorden dan persoon B. De kans blijft even groot omdat ze dezelfde vaardigheid hebben.
- 3 Voor elk item neemt de kans op een positieve respons van een respondent monotoon toe naarmate θ (de score op de latente variabele) groter is. Dit heet de *monotoniciteitsassumptie*. De functie die de relatie beschrijft tussen deze kans en de latente variabele heet de *itemkarakteristieke curve* (zie figuur B2.1).¹ Een itemkarakteristieke curve mag allerlei vormen aannemen, zolang hij maar nergens daalt (bij toenemende Θ).

¹ De x-as loopt van 0, weinig vaardigheid (Θ), tot een hoge vaardigheid. Op de y-as wordt de kans op een juist antwoord (1) afgebeeld. Op het punt waar een itemkarakteristieke curve de x-as raakt is de kans op een juist antwoord voor personen met die vaardigheid (Θ) 0. De kans op een juist antwoord neemt toe bij toenemende Θ tot de kans 1 wordt.

Figuur B2.1 Vier items met monotoon stijgende itemkarakteristieke curves



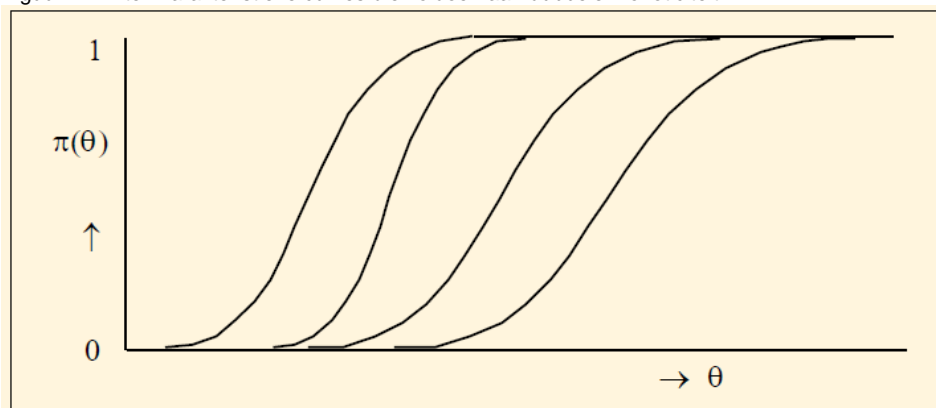
Bron: Molenaar en Sijtsma (2000)

Als voldaan wordt aan een vierde assumptie, krijgt het Mokkenschaalmodel er fijne eigenschappen bij:

- 4 De itemkarakteristieke curves mogen elkaar niet snijden, ze mogen elkaar wel raken en eventueel zelfs volledig overlappen (zie figuur B2.2). Dit heet *dubbele monotoniteit*. Deze vooronderstelling vergemakkelijkt de interpretatie van de Mokkenschaal.

Het voldoen aan de vierde vooronderstelling leidt tot een *invariante itemordering*. Dit betekent dat de moeilijkheidsgraad van de items hetzelfde is voor bepaalde groepen uit de populatie (bijvoorbeeld verschillende leeftijdsgroepen). Als de vierde assumptie niet geldt, dan zou een Mokkenschaal enigszins verschillende eigenschappen kunnen meten voor verschillende groepen.

Figuur B2.2 Itemkarakteristieke curves die voldoen aan dubbele monotoniteit



Bron: Molenaar en Sijtsma (2000)

Verder kan met schaalcoëfficiënt H (van *homogeniteit*: van dezelfde aard of samenstelling) worden bepaald of een item bij een Mokkenschaal hoort. Items die niet minstens een item- H van 0,30 hebben vallen af. Daarnaast heeft ook de schaal als geheel een H -waarde. Mokken (1971, p. 185) vond een schaal:

- zwak als $0,3 \leq H < 0,4$;
- gemiddeld als $0,4 \leq H < 0,5$;
- en sterk als $H \geq 0,5$.
- een set items met $H < 0,3$ vormt geen homogene Mokkenschaal.

Molenaar en Sijtsma (2000) ontwikkelden het *Mokken Scale Program* (MSP), dat een zoveel mogelijk geautomatiseerde Mokkenanalyse op een computer kan uitvoeren. Hiermee kunnen gemakkelijk de vooronderstellingen 3 en 4 worden gecheckt:

- 1 *Summary per item for check of monotonicity* (vooronderstelling 3 Mokken): items mogen op de onderliggende latente variabele nergens dalen, maar moeten monotoon stijgen.
- 2 *Summary per item for check of non-Intersection via Pmatrix* (vooronderstelling 4 Mokken): dit betekent dat de itemkarakteristieke curves op de latente variabele elkaar niet mogen snijden.
- 3 In MSP wordt per item een Crit score bepaald om de vooronderstellingen 3 en 4 te kunnen checken:
 - Bij een Crit > 80 kan het item beter uit de schaal worden verwijderd.
 - Geldt $40 < \text{Crit} < 80$: onderzoek het item en verwijder het eventueel.
 - Bij Crit < 40 zijn er geen wezenlijke problemen.

Tabel B2.2 toont hoe vaak een variabele genoemd is (1: genoemd is wel zorg). Hiermee kan op voorhand een rangorde gemaakt worden van zorg die veel gebruikt wordt naar zeldzamere vormen van zorg.

Tabel B2.2 Frequentie van zorggebruik

item	frequentie (%)	
huisarts (Zvw)	83	vaakst genoemd
ziekenhuis en/of medisch .spec. (Zvw)	52	
informele zorg	45	
woonaanpassing (Wmo)	38	
welzijn (Wmo)	36	
huishoudelijke hulp (Wmo)	15	
tehuisopname (AWBZ)	7	
persoonlijke verzorging (AWBZ)	6	minst vaak genoemd

Bron: LASA; 65-plus in 1998/99

Vervolgens is onderzocht hoe sterk bepaalde Mokken subschalen zijn: bij de hieronder genoemde schalen vormden de *Crit*-waarden bij 'check of monotonicity' en 'check of non-Intersection via Pmatrix' geen probleem.

- 1 Zvw: de items zijn *dlst1c01* en *hospspec*, respectievelijk 'huisarts' en 'ziekenhuisspecialist'. De *H*-waarde is: 0,51 (sterke schaal).
- 2 Wmo: de items zijn *woonaanp*, *welzijn* tot en *ddhelfor*, respectievelijk 'woonaanpassing Wmo', 'Wmo welzijn' en 'huishoudelijke hulp'. De *H*-waarde is: 0,39 (zwakke schaal, bijna gemiddelde schaal).
- 3 AWBZ: de items zijn *perspv* en *tehuis*, respectievelijk 'persoonlijke verzorging' en 'tehuisopname'. Hiermee kan geen schaal worden gevormd, omdat Mokken toetst op hiërarchie: als iemand in een tehuis is geplaatst, dan moet er ook persoonlijke verzorging zijn. In deze data geldt juist dat persoonlijke verzorging op nul is gezet zodra iemand in een tehuis zit.
- 4 Vervolgens is getoetst of de Wmo-items en de variabele 'persoonlijke verzorging' (AWBZ) samen een Mokka-schaal vormen. De *H*-waarde is: 0,43 (gemiddelde schaal).

- 5 Ten slotte is getoetst of de Wmo-items, de ZVW-items en de variabele 'persoonlijke verzorging' (AWBZ) samen een Mokkenschaal vormen. De *H*-waarde is: 0,30 (zwakke schaal).

2.3 Homalsschaalanalyse

Als input voor verdere analyses zijn de geconstrueerde zorg- en ondersteuningspakketvariabele gebruikt van de vier waves (meetmomenten). De zorg- en ondersteuningspakketvariabele bevat de categorieën: 1) geen of alleen huisarts; 2) medisch specialist en/of ziekenhuis; 3) informele of particuliere zorg; 4) woonaanpassing; 5) welzijnsvoorziening; 6) huishoudelijke zorg thuis; 7) persoonlijke zorg thuis; 8) tehuis; 9) uitval; 10) dood.

Er zijn twee verschillen met de Mokkenschaalanalyse: 1) naast de eerste meting worden ook de volgende drie meetmomenten meegenomen, en 2) de categorieën 'uitval' en 'dood' worden ook meegenomen (niet gevuld op eerste meetmoment). Om te toetsen of deze variabelen in elk geval van ordinaal niveau zijn wordt een Homalsschaalanalyse uitgevoerd. Homals gaat uit van een nominaal niveau van de data, zodat aan het categorienummer geen waarde wordt gehecht (net zoals het rugnummer van een voetballer niets zegt over zijn voetbalkwaliteiten). Met Homals kan dus een ordening worden gecheckt, omdat men kan nagaan of de categorienummers door Homals in de juiste, ordinale volgorde gezet worden.

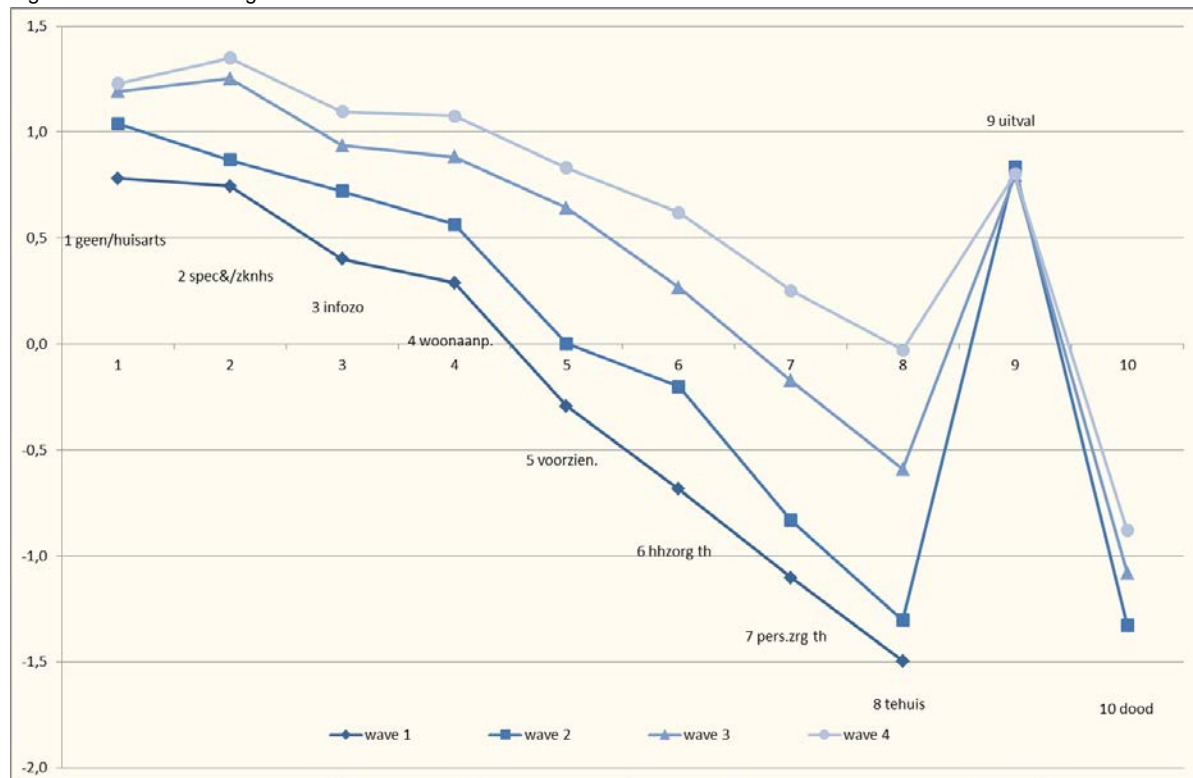
Uit de Homalsschaalanalyse blijkt dat de pakketvariabelen op de eerste dimensie een geordende schaal vormen met oplopende schaalwaarden voor de categorieën (categoriekwantificaties geheten in Homals) met uitzondering van de categorie uitval (9). De categorie uitval krijgt een plaats die enigszins varieert per wave en ook als enige variabele sterk op een tweede dimensie laadt. Zie tabel B2.3.

Tabel B2.3 Homals categoriekwantificaties

	pakket_d3_ pakket wave 1			pakket_e3_ pakket wave 2			pakket_f3_ pakket wave 3			pakket_g3_ pakket wave 4		
	(n)	dimensie		(n)	dimensie		(n)	dimensie		(n)	dimensie	
		1	2		1	2		1	2		1	2
1 geen/huisarts	245	0,78	0,01	191	1,04	0,34	124	1,19	0,50	54	1,23	0,58
2 spec&/zknhs	224	0,75	0,11	148	0,87	0,43	100	1,25	0,58	78	1,35	0,62
3 infozo	328	0,40	-0,06	258	0,72	0,23	122	0,94	0,55	88	1,10	0,63
4 woonaanp.	214	0,29	0,53	160	0,57	0,55	118	0,88	0,60	79	1,08	0,74
5 voorzien.	304	-0,29	-0,07	215	0,00	0,26	149	0,64	0,50	121	0,83	0,64
6 hhzorg th	216	-0,69	-0,27	190	-0,20	-0,01	185	0,27	0,34	157	0,62	0,50
7 pers.zrg th	100	-1,10	-0,09	95	-0,83	0,09	86	-0,17	0,28	72	0,25	0,44
8 tehuis	137	-1,50	-0,26	141	-1,30	-0,21	111	-0,59	0,11	95	-0,03	0,35
9 uitval	0	0	0	87	0,84	-3,56	149	0,79	-3,01	199	0,80	-2,41
10 dood	0	0	0	283	-1,33	0,00	624	-1,08	0,03	825	-0,88	0,08
De categorie uitval (9) komt tussen:				2 spec&/zknhs			4 woonaanp.			5 voorzien.		
				3 infozo			5 voorzien.			6 hhzorg th		

Bron: LASA

Figuur B2.3 Homals categoriekwantificaties van alleen de eerste dimensie^a



a De laatste twee categorieën (uitval en dood) ontbreken bij wave 1.
Bron: LASA.

De categorie uitval belandt bij wave 2 qua categoriekwantificatie tussen de categorieën 2 en 3, bij wave 3 tussen de categorieën 4 en 5 en ten slotte bij wave 4 tussen de categorieën 5 en 6. Op basis van de Homalsschaalanalyse concluderen we dat de pakketvariabelen van ordinaal zijn, echter met uitzondering van de categorie 'uitval'.

2.4 Latente klasse analyse

Latente klasse analyse (LCA: *latent class analysis*) is uitgevoerd met Mplus. Latente klasse analyse (ook wel aangeduid als 'mengselmodel' – *mixture model*) is een systematische manier om gegevens in te delen in homogene, gelijksoortige groepen dus in te onderscheiden groepen met bepaalde kenmerken. De groepen of latente klassen staan niet vast maar worden afgeleid uit de data. De werkwijze met LCA is dat je begint met een oplossing met twee latente klassen en vervolgens kijkt of het onderscheiden van een extra klasse beter bij de data past. Dit proces wordt herhaald totdat een model met meer latente klassen niet meer (significant) beter past en dan is het model met minder klassen het best passende model.

Omdat respondenten in de tijd gevolgd zijn is gekozen voor een longitudinaal mixture model: Latent Class Growth Analysis (LCGA). Hiermee kunnen allerlei trajecten in de tijd worden weergegeven. Zoals de naam doet vermoeden, is dit een combinatie van LCA en *growth analysis*. De datapatronen worden verklaard met een latent intercept (*i*), lineaire parameter (*s*, *slope*: richtingscoëfficiënt, hellingshoek) en kwadratische parameter (*q*, voor kromlijnige effecten zoals een U of omgekeerde U).

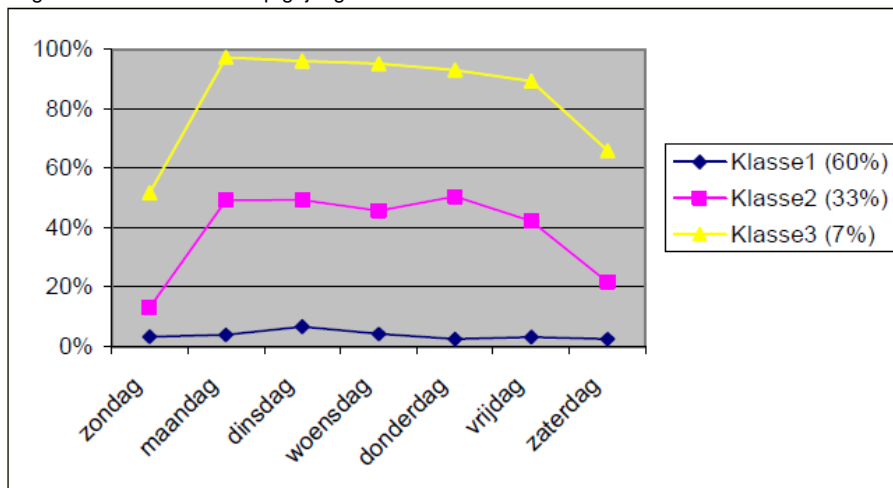
Eerder is aangetoond dat de samengestelde pakketvariabelen geordende schalen vormen met uitzondering van de categorie 'uitval'. Deze categorie wordt hieronder als ontbrekende waarde

beschouwd (*missing value*), waarna Mplus met een bepaalde schattingsmethode (*full information maximum likelihood*) gebruikmaakt van alle wel beschikbare gegevens van respondenten (in de meeste analysetechnieken wordt standaard *listwise deletion* toegepast: verwijdering van respondenten zodra een waarde ontbreekt).

Een voorbeeld van exploratieve data analyse met behulp van latente klasse analyse wordt gegeven door Vermunt (2004). In het tijdsbestedingonderzoek (TBO) van het SCP beantwoorden de deelnemers gedurende een week een groot aantal vragen. Een van de vragen is: *In welke mate heeft u zich vandaag gejaagd gevoeld?*

De antwoorden samengevoegd tot 'niet gejaagd' en 'tamelijk of wel wat gejaagd'. Voor elke dag van de week is dus bekend hoe gejaagd respondenten zich voelden. Er werden zo'n tweehonderd verschillende patronen gevonden. Latent klasse analyse van deze data bleek een zeer eenvoudige (en goed passende) oplossing te geven waarin de antwoordpatronen werden teruggebracht tot drie geordende latente klassen. Zie onderstaande figuur B2.4.

Figuur B2.4 met de kans op gejaagdheid voor drie klassen



Bron: Vermunt (2004)

De grootste groep (60%) heeft voor elk van de dagen een zeer kleine kans op gejaagdheid. Deze klasse bestaat uit mensen met ofwel allemaal nullen ofwel een enkele één. De kleinste groep (klasse 3; 7%) heeft op de doordeweekse dagen een zeer grote kans op gejaagdheid en zelfs in het weekend komt men niet helemaal tot rust. Klasse 2 zit daar een beetje tussenin. Dat zijn de mensen die een aantal dagen gejaagdheid rapporteren, maar vrijwel nooit in het weekend. Het blijkt dus dat de vele patronen van enen en nullen kunnen worden teruggebracht tot iets heel simpels dat bovendien goed (achteraf) te verklaren is, namelijk tot drie groepen met verschillende intensiteiten van gejaagdheid.

Beoordeling van fit

In Mplus kunnen LCA modellen die verschillen in het aantal latente klassen tegen elkaar getoetst worden met:

- de Vuong-Lo-Mendell-Rubin Likelihood Ratio Test;
- de Lo-Mendell-Rubin Adjusted Likelihood Ratio Test.

Daarnaast is het gebruikelijk ook naar de entropie te kijken. Entropie geeft aan hoe duidelijk de latente klassen van elkaar kunnen worden onderscheiden op basis van de voorspelde klassenkansen van de respondenten.

Werkwijze

De Vuong-Lo-Mendell-Rubin likelihood ratio test en Lo-Mendell-Rubin adjusted likelihood ratio test wezen uit dat zes latente klassen volstaan (zie figuur B2.4). De entropie is 0,77.

Tabel B2.4 Extra gegevens van het zes latente klassen model (LCAG met kwadratische component)

Classificatie van respondenten op basis van hun meest waarschijnlijke latente klasse lidmaatschap		
latente klasse	ongewogen aantallen	percentages
1	335	18,9
2	235	13,3
3	460	26,0
4	383	21,7
5	142	8,0
6	213	12,0

Bron: LASA

Gemiddelde kansen op latente klassen (rijgewijs) voor het meest waarschijnlijke latent klasse lidmaatschap (kolommen) (in procenten)

	1	2	3	4	5	6
1	89	2	0	0	6	4
2	3	88	0	1	3	5
3	0	3	85	12	1	0
4	0	4	10	81	0	6
5	19	1	0	0	79	0
6	4	6	1	10	1	78

Bron: LASA

Vuong-Lo-Mendell-Rubin Likelihood Ratio Test for 7 (H0) versus 6 Classes

H0 Loglikelihood Value	-11141,46
2 Times the Loglikelihood Difference	163,02
Difference in the Number of Parameters	4
Mean	120,71
Standard Deviation	193,58
<i>P</i>	0,26
Lo-Mendell-Rubin Adjusted Likelihood Ratio Test Value	157,74
<i>P</i>	0,26

Bron: LASA

De grafieken van patronen van de zes klassen staan in de hoofdtekst. De zes latente klassen zijn alle redelijk gevuld met respondenten. In de middelste deeltabel met gemiddelde kansen op latente klassen is te zien dat de grootste afwijking 19% betreft. Er zal dus inhoudelijk waarschijnlijk enige overlap zijn tussen latente klasse 5 en latente klasse 1.

Omdat 65-plussers een heterogene populatie vormen, is als extra toets gekeken of in een homogenere deelpopulatie van 65-70-jarigen niet andere trajecten naar voren komen. LCGA gaf voor de selecte groep van 65-70-jarigen de beste fit bij vijf klassen. Het zesde traject valt waarschijnlijk weg omdat dit bestaat uit zeer oude tehuisbewoners wier gemiddelde leeftijd ver boven de 70 jaar ligt. Vervolgens is onderzocht in hoeverre deze oplossing afwijkt van de oplossing in de gehele 65-pluspopulatie. Tabel B2.5 laat zien dat er een grote overeenstemming is tussen vijf van de zes trajecten in de 65-pluspopulatie. De Cohen's kappa voor overeenstemming bedraagt 0,78 ($t = 24,42$, $p < 0,0005$). Volgens Landis en Koch (1977) is dit een stevige overeenstemming.

Tabel B2.5 Overeenstemming tussen LCGA klassen voor populaties van 65-plussers en 65-70-jarigen

		klassen van subpopulatie van 65-70-jarigen					totaal
		1	2	3	4	5	
klassen van 65+ populatie	1	0	3	0	0	1	4
	2	27	5	0	0	3	35
	3	0	0	196	40	0	236
	4	1	0	0	103	5	109
	5	0	15	0	0	0	15
	6	0	0	0	4	19	23
totaal		28	23	196	147	28	422

Bron: LASA

2.5 Operationalisering van persoonskenmerken

Opleidingsniveau werd verdeeld in drie groepen: laag, midden, en hoog, waarbij respondenten zonder afgeronde opleiding, of slechts afgerond basisonderwijs werden gecodeerd als laag opgeleid, respondenten met een vorm van middelbaar onderwijs (o.a. mavo, mbo, havo, vwo) werden gecodeerd als middel opgeleid, en respondenten met een afgeronde HBO, of universitaire studie werden gecodeerd als hoog opgeleid.

Bij de longitudinale waarnemingen is een variabele gebruikt die een verandering in de partnerstatus aangeeft: 1 = behoud partner, 2 = verlies partner, 3 = nieuwe partner, 4 = geen partner. Tevens is informatie beschikbaar over het ernstig ziek worden van de partner sinds de vorige waarneming: 0 = geen partner, 1 = partner niet ziek geworden, 2 = partner ziek geworden.

Nettohuishoudeninkomen per maand (in euro's) is bepaald door respondenten te vragen hun netto huishoudinkomen aan te geven in een van de volgende categorieën: 1 = 454-567; 2 = 568-680; 3 = 681-794; 4 = 795-907; 5 = 908-1021; 6 = 1022-1134; 7 = 1135-1361; 8 = 1362-1588; 9 = 1589-1815; 10 = 1816-2042; 11 = 2043-2269; 12 = 2270 of meer euro. Vervolgens is het voor elke categorie het midden van de klasse genomen om de inkomensmaat meer lineair te maken. Voor respondenten die samen met anderen een huishouden voeren is het inkomen vermenigvuldigd met 0,7 om het inkomen vergelijkbaar te maken met dat van alleenstaande ouderen. Indien het inkomen mist op een bepaalde waarneming is het vervangen door het inkomen van een vorige of een volgende waarneming.

Van de acht meest voorkomende chronische ziekten bij Nederlandse ouderen (d.w.z. chronische non-specifieke longziekte, hartziekten, perifere vaatlijden, diabetes mellitus, beroerte, osteoarthritis, reumatoïde artritis, en kanker) werd gevraagd of deze bij de respondenten aanwezig waren. Voor de doeleinden van de analyses voor dit rapport is het aantal ziekten waaraan respondenten leden opgeteld, en is een onderverdeling gemaakt in: geen ziekten, 1 ziekte, en 2 of meer ziekten. Voor het beloop zijn vier categorieën gemaakt op basis van de waarnemingen van 1998 (T1) en 2008 (T2): 1= niet ziek of niet meer ziek, dus T1 of T2 is 0; 2 = ziek geworden, dus T1=0 en T2 minstens 1 ziekte; 3 = stabiel ziek, ofwel T1 kent minstens één ziekte en T2 ook, maar T2 niet meer dan T1; 4 = zieker geworden.

Functionele beperkingen zijn beperkingen in het uitvoeren van fundamentele lichamelijke en cognitieve activiteiten die tijdens het dagelijks leven worden gebruikt, zoals mobiliteit en geheugen. Tijdens het interview werd respondenten gevraagd of zij de volgende activiteiten konden uitvoeren, en zo ja, of zij daar moeite bij hadden of er hulp bij nodig hadden: een trap van 15 treden op/af lopen, het openbaar vervoer gebruiken, teennagels knippen, aan- en uitkleden, gaan zitten en weer opstaan uit een stoel, en buitenshuis wandelen gedurende 5 minuten zonder te moeten stoppen. De volgende antwoordcategorieën werden hierbij onderscheiden: ja, zonder moeite, ja met enige moeite, ja met veel moeite, alleen met hulp, en nee. Voor iedere respondent werd het aantal items geteld waarop 'met enige moeite' of meer (ja met veel moeite, alleen met hulp, en nee) werd gescoord, variërend van 0 tot 6. Vervolgens werden de respondenten verdeeld in drie groepen: een groep zonder beperkingen, een groep met een beperking op slechts 1 van de items, en een groep met beperkingen op meer dan 1 van de items. Voor het beloop van functionele beperkingen zijn dezelfde categorieën als bij chronische aandoeningen gebruikt.

Algemeen cognitief functioneren werd gemeten met de Mini Mental State Examination (MMSE) (Folstein et al. 1975). De MMSE bestaat uit twintig cognitieve taken die het functioneren op verschillende cognitieve domeinen meten, zoals oriëntatie in tijd, oriëntatie op plaats, aandacht en rekenvermogen. In totaal kunnen respondent een score behalen tussen de 0 en 30, waarbij een hogere score een beter cognitief functioneren aangeeft. Voor de verandering in cognitieve beperkingen is een verschilscore bepaald tussen 1998 en 2008. Als deze meer dan één punt verschilt (sd=3,3, dus de gangbare relevante verandering van een halve sd is meer dan één punt), is er sprake van een verbetering of verslechtering. Stabiël wil dus zeggen, niet meer dan één punt verschil.

De aanwezigheid van symptomen van depressie werd gemeten met de Center for Epidemiologic Studies – Depression scale (CES-D) (Radloff 1977). De schaal bestaat uit twintig items die nagaan van welke specifieke symptomen respondenten in de voorafgaande week last hebben gehad.

Antwoordmogelijkheden lopen van 'zelden of nooit' tot 'vaak of altijd', op een vierpuntschaal. De totale score over de twintig items ligt tussen de 0 en 60, waarbij een hogere score aangeeft dat respondenten een hogere mate van depressieve symptomen ervaren. In de telefonische interviews zijn vier items van de CES-D afgenomen.

Veranderingen in de aanwezigheid van symptomen van depressie werd net als bij de voorgaande variabelen uitgedrukt in termen van stabiel goed, verbetering, verslechtering en stabiel slecht. Een verandering van meer dan vier punten (halve sd) verschillen werd beschouwd als een verandering van depressie.

Gevoel van regie werd bepaald met een verkorte 5-item versie van de Mastery Scale (Pearlin en Schooler 1978). Deze schaal bestaat uit enkele items in de vorm van stellingen die zijn gerelateerd aan de mate van controle die respondenten ervaren in hun leven (bijvoorbeeld: 'Ik heb weinig invloed op de dingen die me gebeuren'). Antwoordcategorieën variëren van 'helemaal mee eens' tot 'helemaal mee oneens' op een vijfpuntschaal. Respondenten krijgen een totaalscore (van 5 tot 25) die is gebaseerd op de som van de score van de antwoorden op elk van de afzonderlijke items, waarbij een hogere score aangeeft dat iemand meer regie over het eigen leven ervaart. In de analyses die zijn uitgevoerd voor dit rapport werden respondenten in verschillende groepen verdeeld, op manieren die variëren tussen de afzonderlijke hoofdstukken.

Netwerkomvang werd op basis van de frequentieverdeling verdeeld in vier groepen: 0-5 personen, 6-14 personen, 15 of meer personen. Personen in het netwerk zijn personen die belangrijk zijn voor de respondent, en waarmee de respondent regelmatig contact heeft. De grens van verandering van de omvang van het netwerk werd gelegd bij meer dan vier personen verschil.

Tijdens het mondeling interview zijn kenmerken van de woning vastgesteld, waaronder het gegeven of alle kamers gelijkvloers waren (0 = nee, 1 = ja).

Verhuizen is vastgesteld aan de hand van een vraag 'Bent u in de afgelopen drie jaar verhuisd', 0 = nee, 1 = ja.

De kwetsbaarheid van de deelnemers is gemeten op de vier meetmomenten met een benadering van de Tilburg Frailty Indicator (TFI) (Gobbens et al. 2010). Naast een algemene maat voor kwetsbaarheid werden scores voor drie subdomeinen bepaald: fysieke, psychische en sociale kwetsbaarheid. De mate van kwetsbaarheid werd uitgedrukt in een schaal van 0 tot 1. Personen met een score van 0,4 of hoger werden als kwetsbaar aangeduid (zie verantwoording in Van Campen 2011). Voor de verandering van kwetsbaarheid werden de volgende afkappunten gebruikt: niet kwetsbaar, stabiel: $T1 = T2 = > -0.10$ en < 0.10 ; verbetering: $T2 < 0.10$ en $T2 < T1$; kwetsbaar worden: $T1 \leq 0.10$ en $T2 > T1$; (meer)kwetsbaar: $T2 \geq T1$ en $T1 \geq 0.10$.

De uiteindelijke kwetsbaarheidsscores zijn bepaald voor kwetsbaarheid, en apart voor fysieke, psychische en sociale kwetsbaarheid. Zowel continue als dichotome (wel/niet kwetsbaar) scores werden berekend. Continue scores werden bepaald door het optellen van aantal keren dat 'kwetsbaar' werd gescoord op de afzonderlijke kenmerken en dit aantal te delen door het totaal aantal kenmerken (15 voor algemene kwetsbaarheid, 8 voor fysieke kwetsbaarheid, 4 voor psychische kwetsbaarheid en 3 voor sociale kwetsbaarheid). Feitelijk staat deze continue score voor de proportie van het aantal kenmerken waarop een respondent 'kwetsbaar' heeft gescoord.

De dichotome scores werden als volgt bepaald. Iemand die op vier of meer van de acht afzonderlijke fysieke kwetsbaarheid kenmerken 'kwetsbaar' was werd aangemerkt als fysiek kwetsbaar. Iemand die op twee of meer van de vier afzonderlijke psychische kwetsbaarheid kenmerken 'kwetsbaar' was werd aangemerkt als psychisch kwetsbaar. Iemand die op twee of meer van de drie afzonderlijke sociale kwetsbaarheid kenmerken 'kwetsbaar' was werd aangemerkt als sociaal kwetsbaar. Voor algemene kwetsbaarheid gold dat iemand op minstens vijf van alle 15 kwetsbaarheid kenmerken 'kwetsbaar' moest zijn om als algemeen kwetsbaar te worden aangemerkt.

Bijlage bij hoofdstuk 3

B3.1 Trajecten naar pakketten van ontvangen zorg en ondersteuning in de periode 1998-2009

Traject A (in procenten; n = 550)

	1998/99	2001/02	2005/06	2008/09
uitval		11%	17%	22%
overleden		0%	0%	0%
tehuiszorg (awbz)	0%	0%	0%	0%
pers. verzorging thuis (awbz)	1%	0%	0%	0%
huishoudelijke zorg thuis (wmo)	1%	0%	1%	5%
welzijnsvoorziening (wmo)	7%	5%	5%	10%
woonaanpassing (wmo)	12%	9%	13%	16%
inform./part. hulp	28%	27%	20%	18%
med. spec / ziekenhuis (zvw)	24%	18%	20%	17%
geen of alleen huisarts (zvw)	27%	28%	24%	12%

Traject B (in procenten; n = 430)

	1998/99	2001/02	2005/06	2008/09
uitval		0%	4%	10%
overleden		0%	0%	18%
tehuiszorg (awbz)	0%	0%	3%	13%
pers. verzorging thuis (awbz)	1%	1%	6%	11%
huishoudelijke zorg thuis (wmo)	2%	9%	27%	28%
welzijnsvoorziening (wmo)	15%	23%	31%	18%
woonaanpassing (wmo)	22%	24%	15%	2%
inform./part. hulp	25%	22%	8%	1%
med. spec / ziekenhuis (zvw)	17%	10%	2%	0%
geen of alleen huisarts (zvw)	17%	11%	3%	0%

Traject C (in procenten; n = 211)

	1998/99	2001/02	2005/06	2008/09
uitval		8%	14%	17%
overleden		0%	0%	32%
tehuiszorg (awbz)	5%	8%	23%	22%
pers. verzorging thuis (awbz)	9%	18%	23%	14%
huishoudelijke zorg thuis (wmo)	40%	50%	36%	13%
welzijnsvoorziening (wmo)	36%	13%	4%	2%
woonaanpassing (wmo)	6%	0%	0%	0%
inform./part. hulp	1%	1%	0%	0%
med. spec / ziekenhuis (zvw)	2%	0%	0%	0%
geen of alleen huisarts (zvw)	0%	0%	0%	0%

Traject D (in procenten; n = 121)

	1998/99	2001/02	2005/06	2008/09
uitval		0%	0%	1%
overleden		0%	78%	99%
tehuiszorg (awbz)	0%	1%	16%	0%
pers. verzorging thuis (awbz)	0%	5%	6%	0%
huishoudelijke zorg thuis (wmo)	1%	13%	0%	0%
welzijnsvoorziening (wmo)	27%	31%	0%	0%
woonaanpassing (wmo)	18%	11%	0%	0%
inform./part. hulp	26%	19%	0%	0%
med. spec / ziekenhuis (zvw)	11%	11%	0%	0%
geen of alleen huisarts (zvw)	16%	8%	0%	0%

Traject E (in procenten; n = 232)

	1998/99	2001/02	2005/06	2008/09
uitval		0%	0%	0%
overleden		90%	100%	100%
tehuiszorg (awbz)	0%	9%	0%	0%
pers. verzorging thuis (awbz)	0%	1%	0%	0%
huishoudelijke zorg thuis (wmo)	0%	0%	0%	0%
welzijnsvoorziening (wmo)	36%	0%	0%	0%
woonaanpassing (wmo)	17%	0%	0%	0%
inform./part. hulp	27%	0%	0%	0%
med. spec / ziekenhuis (zvw)	11%	0%	0%	0%
geen of alleen huisarts (zvw)	9%	0%	0%	0%

Traject F (in procenten; n = 550)

	1998/99	2001/02	2005/06	2008/09
uitval		5%	7%	7%
overleden		46%	89%	93%
tehuiszorg (awbz)	38%	32%	4%	0%
pers. verzorging thuis (awbz)	21%	12%	0%	0%
huishoudelijke zorg thuis (wmo)	34%	5%	0%	0%
welzijnsvoorziening (wmo)	7%	0%	0%	0%
woonaanpassing (wmo)	0%	0%	0%	0%
inform./part. hulp	0%	0%	0%	0%
med. spec / ziekenhuis (zvw)	0%	0%	0%	0%
geen of alleen huisarts (zvw)	0%	0%	0%	0%

3.2 Gebruik van verschillende zorgvormen naar klasse

Tabel B3.1 Gebruik van verschillende zorgvormen naar klasse op vier meetmomenten (percentages, gemiddelden)

	klasse A			
	1998/99	2001/02	2005/06	2008/09
huisarts	77	78	79	81
Zvw	61	55	61	53
informele zorg	38	40	35	42
woonaanpassing	15	17	20	29
voorziening	9	7	6	18
huishoudelijke hulp	1	0,5	1	6
persoonlijke zorg	1	0,5	0	0,3
tehuis	0	0	0	0,3
gemiddeld aantal vormen van zorggebruik (sd, range)	1,98 (0,93)	1,97(0,90)	1,98 (0,92)	2,22 (1,1)
range	0-5	0-5	0-5	0-5
(n)	460	411	381	360
	klasse B			
	1998/99	2001/02	2005/ '06	2008/09
huisarts	85	82	88	83
Zvw	58	55	56	60
informele zorg	48	55	46	39
woonaanpassing	32	43	63	69
voorziening	17	27	59	80
huishoudelijke hulp	2	9	33	48
persoonlijke zorg	1	0,5	7	16
tehuis	0	0,3	3	17
gemiddeld aantal vormen van zorggebruik (sd, range)	2,4 (1,1)	2,7 (1,1)	3,4 (1,1)	3,9 (1,2)
range	0-5	0-6	0-7	1-7
(n)	383	382	366	276

klasse C

	1998/'99	2001/'02	2005/'06	2008/'09
huisarts	88	83	81	84
Zvw	50	59	63	69
informele zorg	38	39	26	27
woonaanpassing	59	66	69	70
voorziening	70	76	86	91
huishoudelijke hulp	46	67	63	48
persoonlijke zorg	9	20	26	27
tehuis	5	9	26	43
gemiddeld aantal vormen van zorggebruik (sd, range)	3,6 (1,2)	4,0 (1,2)	4,0 (1,2)	4,0 (1,3)
range	0-6	1-7	1-7	1-7
(n)	213	195	183	108

	klasse D 1998/'99	2001/'02	2005/'06	2008/'09
huisarts	84	87	83	
Zvw	57	49	73	
informele zorg	57	62	29	
woonaanpassing	35	41	23	
voorziening	30	46	96	
huishoudelijke hulp	1	15	17	
persoonlijke zorg	0	6	27	
tehuis	0	1	73	
gemiddeld aantal vormen van zorggebruik (sd, range)	2,6 (1,0)	2,95 (1,24)	3,8 (1,2)	
range	1-5	0-6	1-6	
(n)	235	234	52	0

	klasse E 1998/'99	2001/'02	2005/'06	2008/'09
huisarts	86			
Zvw	52			
informele zorg	66			
woonaanpassing	40			
voorziening	40			
huishoudelijke hulp	0			
persoonlijke zorg	0			
tehuis	0			
gemiddeld aantal vormen van zorggebruik (sd, range)	2,7 (1,2)	3,2 (1,2)		
range	0-5	2-6		
(n)	142	14	0	0

	klasse F 1998/'99	2001/'02	2005/'06	2008/'09
huisarts	84	81		
Zvw	62	76		
informele zorg	40	38		
woonaanpassing	49	32		
voorziening	88	91		
huishoudelijke hulp	46	27		
persoonlijke zorg	21	24		
tehuis	38	64		
gemiddeld aantal vormen van zorggebruik (sd, range)	4,1 (1,3)	4,0 (1,2)		
range	1-7	2-7		
(n)	335	162	13	0

Bijlage bij hoofdstuk 4

4.1 Veranderingen in persoonskenmerken

Met uitzondering van de klassen D, E en F, waarvoor maar één of twee waarnemingen beschikbaar zijn, zijn voor de overige drie klassen overzichten gemaakt van de ontwikkelingen in gezondheid voor de driejaarlijkse perioden en voor de tienjarige periode (1998/'99 - 2008/'09). Er is gekozen voor kruistabellen waarbij de ontwikkeling in gezondheidsmaten steeds wordt uitgedrukt in termen van stabiel goed, verbetering, verslechtering en stabiel slecht. De gemiddelde scores zijn voor alle waarnemingen toegevoegd om enigszins de ernst van de gezondheidsproblemen weer te geven. Omdat de n soms laag is in de tabellen over veranderingen, is een ondergrens van $n = 40$ aangehouden voor de celvulling van een cluster. Tevens zijn bodem- en plafondeffecten in de gaten gehouden bij de duiding van de tabellen.

Tabel B4.1 klassen naar verandering^a in functionele beperkingen over driejaars-perioden en over tien jaar (n = 1597; in procenten)

klassen	A	B	C
(n)	460	383	213
1998/'99 -> 2001/'02	laag + stabiel	Wmo/AWBZ- instroom	AWBZ- instroom
niet beperkt, stabiel	45	25	2
verbetering	10	16	24
beperkt worden	15	20	8
beperkt(er)	18	39	55
uitval in 2001-2002	12	0	11
2001/'02 -> 2005/'06			
niet beperkt, stabiel	28	12	1
verbetering	9	13	12
beperkt worden	20	16	2
beperkt(er)	22	54	63
uitval in 2005/'06	21	5	22
2005/'06 -> 2008/'09			
niet beperkt, stabiel	20	5	0
verbetering	13	12	5
beperkt worden	12	4	1
beperkt(er)	29	45	31
uitval in 2008/'09	26	34	63
1998/'99 -> 2008/'09			
niet beperkt, stabiel	22	5	0
verbetering	4	3	4
beperkt worden	30	24	5
beperkt(er)1998/'99	18	34	29
uitval in 2008/'09	25	36	62

gemiddelde			
1998/99	0,6	1,3	2,9
2001/02	0,8	1,7	3,4
2005/06	1,3	2,6	4,5
2008/09	1,5	3,3	4,4

a Niet beperkt, stabiel: T1 = T2 = 0; verbetering: T2 < T1; beperkt worden: T1 = 0 en T2 > T1; beperkt(er): T2 > T1 en T1 ne 0

Tabel B4.2 klassen naar verandering^a in chronische ziekten over driejaarsperioden en over tien jaar (in procenten; n = 1597)^b

klassen	A	B	C
(n)	460	383	213
1998/99 -> 2001/02	laag + stabiel	Wmo/AWBZ- instroom	AWBZ- instroom
niet ziek, stabiel	24	16	7
ziek worden	10	8	3
ziek zijn	46	62	68
zieker worden	10	14	13
uitval in 2001/02	11	0	8
2001/02 -> 2005/06			
niet ziek, stabiel	17	8	5
ziek worden	8	10	4
ziek zijn	42	52	51
zieker worden	15	25	25
uitval in 2005/06	18	5	14
2005/06 -> 2008/09			
niet ziek, stabiel	14	5	3
ziek worden	3	1	0
ziek zijn	40	43	31
zieker worden	17	17	10
uitval in 2008/09	26	34	56
1998/99 -> 2008/09			
niet ziek, stabiel	13	4	2
ziek worden	17	13	3
ziek zijn	28	27	24
zieker worden	20	27	19
uitval in 2008/09	23	29	51
gemiddelde			
1998/99	1	1,3	1,7
2001/02	1,1	1,4	1,8
2005/06	1,3	1,7	2
2008/09	1,5	1,9	2,1

a Niet beperkt, stabiel of beter worden: T1 = T2 = 0 of T1 > 0 en T2 = 0; ziek worden: T1 = 0 en T2 > 0; ziek stabiel: T1/T2 ne 0 en T2 = T1 of T2 < T1; zieker worden: T2 > T1 en T1 ne 0 en T2 ne 0.

b Herstellen van een chronische ziekte zou niet mogelijk moeten zijn, maar betreft 58 mensen in 2001 (wel ziek in 1998, niet in 2001), 38 mensen in 2005 (tov 2001), 27 mensen in 2008 (tov 2005) en 31 mensen zijn wel ziek in 1998, maar niet meer in 2009. Ze vallen in de categorie stabiel niet ziek.

Tabel B4.3 klassen naar verandering^a in cognitief functioneren over driejaarsperioden en over tien jaar (in procenten; n = 1597)

	A	B	C
(n)	460	383	213
1998/'99 -> 2001/'02	laag + stabiel	Wmo/AWBZ- instroom	AWBZ- instroom
beter	19	24	29
stabiel	55	60	49
slechter	15	16	11
uitval in 2001/'02	12	0	10
2001/'02 -> 2005/'06			
beter	22	34	32
stabiel	49	50	39
slechter	9	11	9
uitval in 2005/'06	21	5	20
2005/'06 -> 2008/'09			
beter	17	22	12
stabiel	45	35	19
slechter	12	11	9
uitval in 2008/'09	26	32	60
1998/'99 -> 2008/'09			
beter	25	27	22
stabiel	44	36	15
slechter	6	5	3
uitval in 2008/'09	25	32	60
gemiddelde			
1998/'99	27,9	27,8	26,5
2001/'02	27,8	27,6	25,4
2005/'06	27,4	26,7	25,1
2008/'09	27	26,1	24,5

a Meer dan één punt verschil op de MMSE, zonder rekening te houden met startpunt of afkappunt.

Tabel B4.4 klassen naar verandering^a in depressieve stemming over driejaarsperiodes en over tien jaar (in procenten; n = 1597)

	A	B	C
(n)	460	383	213
1998/'99 -> 2001/'02	laag + stabiel	Wmo/AWBZ instroom	AWBZ instroom
afname > 4	14	16	17
stabiel	56	59	51
toename > 4	18	26	21
uitval in 2001/'02	12	0	10
2001/'02 -> 2005/'06			
afname > 4	13	16	17
stabiel	52	55	41
toename > 4	15	24	21
uitval in 2005/'06	21	5	21
2005/'06 -> 2008/'09			
afname > 4	10	15	10
stabiel	55	39	23
toename > 4	9	14	6
uitval in 2008/'09	26	32	61
1998/'99 -> 2008/'09			
afname > 4	11	10	9
stabiel	50	34	20
toename > 4	15	24	10
uitval in 2008/'09	25	32	61
gemiddelde			
1998/'99	6,2	7,9	11,9
2001/'02	7,1	9,3	12,4
2005/'06	7,0	10,4	12,9
2008/'09	6,6	10,6	12,5

a Meer dan vier punten verschil op de CES-D, zonder rekening te houden met startpunt of afkappunt

Tabel B4.5 klassen naar verandering in partnerstatus over driejaarsperioden en over tien jaar (in procenten; n = 1597)

	A	B	C
(n)	460	383	213
1998/99 -> 2001/02	laag + stabiel	Wmo/AWBZ instroom	AWBZ instroom
behoud partner	62	56	21
verlies partner	6	6	8
nieuwe partner	1	1	1
geen partner	21	37	61
uitval in 2001/02	11	0	9
2001/02 -> 2005/06			
behoud partner	54	45	14
verlies partner	4	10	6
nieuwe partner	1	0	0
geen partner	24	40	65
uitval in 2005/06	17	5	14
2005/06 -> 2008/09			
behoud partner	48	25	5
verlies partner	5	6	5
nieuwe partner	1	1	1
geen partner	24	40	41
uitval in 2008/09	22	28	49
1998/99 -> 2008/09			
behoud partner	49	25	5
verlies partner	11	18	12
nieuwe partner	1	1	0
geen partner	17	28	34
uitval in 2008/09	22	28	49

Tabel B4.6 klassen naar ziek worden van partner voorafgaand aan de waarneming^a (in procenten; n = 1568)

	A	B	C
(n)	460	383	213
1998/'99	laag + stabiel	Wmo/AWBZ-instroom	AWBZ- instroom
geen partner	23	38	65
partner, niet ziek	61	49	27
ziekte partner	15	14	8
2001/'02			
geen partner	24	43	67
partner, niet ziek	53	42	15
ziekte partner	10	15	7
uitval in 2001/'02	12	0	11
2005/'06			
geen partner	25	48	61
partner, niet ziek	44	30	8
ziekte partner	11	17	6
uitval in 2005/'06	20	6	25
2008/'09			
geen partner	27	41	30
partner, niet ziek	36	18	4
ziekte partner	11	6	0
uitval in 2008/'09	26	35	66

a De vraag naar een ingrijpende levensgebeurtenis is gesteld in elk meetperiode..

Tabel B4.7 klassen naar verhuizen^a, in driejaar- en tienjaarsperioden (n = 1568; percentage verhuisd per cluster

	A	B	C
(n)	460	383	213
Verhuisd	laag + stabiel	Wmo/AWBZ- instroom	AWBZ- instroom
1998/'99-> 2001/'02	4	9	14
2001/'02 -> 2005/'06	9	16	15
2005/'06 -> 2008/'09	6	14	7
1998/'99->2008/'09	15	28	18

a 100% is niet verhuisd + verhuisd + uitval.

Tabel B4.8 klassen naar verandering^a in netwerk omvang over driejaarsperioden en over tien jaar (in procenten; n ≤ 1551)

	A	B	C
(n)	460	383	213
1998/'99 -> 2001/'02	laag + stabiel	Wmo/AWBZ- instroom	AWBZ- instroom
afname > 4	20	24	18
stabiel	46	55	59
toename > 4	21	21	12
uitval in 2001/'02	13	0	12
2001/'02 -> 2005/'06			
afname > 4	16	27	15
stabiel	45	51	50
toename > 4	17	16	10
uitval in 2005/'06	22	6	26
2005/'06 -> 2008/'09			
afname > 4	19	18	7
stabiel	43	34	19
toename > 4	12	12	3
uitval in 2008/'09	27	36	70
1998/'99 -> 2008/'09			
afname > 4	20	23	13
stabiel	36	31	16
toename > 4	17	11	5
uitval in 2008/'09	26	35	66
gemiddelde			
1998/'99	15,6	13,6	12,8
2001/'02	15,4	15,6	12,1
2005/'06	15,6	14,7	11,8
2008/'09	15,1	14,1	10,6

a Meer dan vier punten verschil in netwerk omvang, zonder rekening te houden met startpunt

Tabel B4.9 klassen naar verandering^a in algemene kwetsbaarheid over driejaars-perioden en over tien jaar (in procenten; n ≤ 1497)

	A	B	C
(n)	460	383	213
1998/'99 -> 2001/'02	laag + stabiel	Wmo/AWBZ- instroom	AWBZ- instroom
niet kwetsbaar, stabiel	33	20	2
minder kwetsbaar	11	12	10
kwetsbaar worden	11	14	4
(meer) kwetsbaar	33	54	73
uitval in 2001/'02	12	0	11
2001/'02 -> 2005/'06			
niet kwetsbaar, stabiel	24	10	2
minder kwetsbaar	10	11	11
kwetsbaar worden	10	10	2
(meer) kwetsbaar	35	64	61
uitval in 2005/'06	21	5	23
2005/'06 -> 2008/'09			
niet kwetsbaar, stabiel	20	4	0
minder kwetsbaar	10	8	8
kwetsbaar worden	6	5	1
(meer) kwetsbaar	38	49	27
uitval in 2008/'09	26	34	64
1998/'99 -> 2008/'09			
niet kwetsbaar, stabiel	21	4	0
minder kwetsbaar	5	3	7
kwetsbaar worden	17	16	2
(meer) kwetsbaar	32	43	27
uitval in 2008/'09	26	34	64
gemiddelde			
1998/'99	0,13	0,19	0,33
2001/'02	0,14	0,22	0,38
2005/'06	0,17	0,29	0,43
2008/'09	0,19	0,34	0,4
<i>toename</i>	<i>1,46</i>	<i>1,79</i>	<i>1,21</i>

a Niet kwetsbaar, stabiel: $T1 = T2 = > -0.10$ en < 0.10 ; verbetering: $T2 < 0.10$ en $T2 < T1$; kwetsbaar worden: $T1 \leq 0.10$ en $T2 > T1$; (meer)kwetsbaar: $T2 \geq T1$ en $T1 \geq 0.10$

Tabel B4.10 klassen naar verandering^a in fysieke kwetsbaarheid over driejaars-perioden en over tien jaar (in procenten; n ≤ 1497)

	A	B	C
(n)	460	383	213
1998/'99 -> 2001/'02	laag + stabiel	Wmo/AWBZ- instroom	AWBZ- instroom
niet kwetsbaar, stabiel	27	14	1
minder kwetsbaar	16	20	18
kwetsbaar worden	17	23	9
(meer) kwetsbaar	27	43	61
uitval in 2001/'02	13	0	12
2001/'02 -> 2005/'06			
niet kwetsbaar, stabiel	19	6	2
minder kwetsbaar	17	21	18
kwetsbaar worden	17	16	3
(meer) kwetsbaar	26	52	53
uitval in 2005/'06	22	5	24
2005/'06 -> 2008/'09			
niet kwetsbaar, stabiel	13	1	0
minder kwetsbaar	17	12	10
kwetsbaar worden	14	5	1
(meer) kwetsbaar	29	46	24
uitval in 2008/'09	27	35	65
1998/'99 -> 2008/'09			
niet kwetsbaar, stabiel	15	1	1
minder kwetsbaar	10	7	7
kwetsbaar worden	23	20	2
(meer) kwetsbaar	25	38	24
uitval in 2008/'09	27	34	66
gemiddelde			
1998/'99	0,1	0,16	0,34
2001/'02	0,12	0,21	0,41
2005/'06	0,14	0,29	0,47
2008/'09	0,18	0,37	0,47
<i>toename</i>	<i>1,80</i>	<i>2,31</i>	<i>1,38</i>

a Niet kwetsbaar, stabiel: $T_1 = T_2 = > -0.10$ en < 0.10 ; verbetering: $T_2 < 0.10$ en $T_2 < T_1$; kwetsbaar worden: $T_1 \leq 0.10$ en $T_2 > T_1$; (meer)kwetsbaar: $T_2 \geq T_1$ en $T_1 \geq 0.10$

Tabel B4.11 klassen naar verandering^a in psychische kwetsbaarheid over driejaars-perioden en over tien jaar (in procenten; n ≤ 1497)

	A	B	C
(n)	460	383	213
1998/99 -> 2001/02	laag + stabiel	Wmo/AWBZ- instroom	AWBZ- instroom
niet kwetsbaar, stabiel	41	36	18
minder kwetsbaar	16	19	23
kwetsbaar worden	15	20	19
(meer) kwetsbaar	16	26	30
uitval in 2001/02	12	0	10
2001/02 -> 2005/06			
niet kwetsbaar, stabiel	34	29	16
minder kwetsbaar	16	20	21
kwetsbaar worden	11	17	14
(meer) kwetsbaar	19	29	29
uitval in 2005/06	21	5	20
2005/06 -> 2008/09			
niet kwetsbaar, stabiel	29	15	7
minder kwetsbaar	12	17	13
kwetsbaar worden	13	14	5
(meer) kwetsbaar	21	23	14
uitval in 2008/09	25	32	60
1998/99 -> 2008/09			
niet kwetsbaar, stabiel	29	17	6
minder kwetsbaar	12	12	13
kwetsbaar worden	18	17	12
(meer) kwetsbaar	15	21	10
uitval in 2008/09	25	32	60
gemiddelde			
1998/99	0,14	0,18	0,27
2001/02	0,16	0,21	0,3
2005/06	0,16	0,25	0,34
2008/09	0,18	0,28	0,29
<i>toename</i>	<i>1,29</i>	<i>1,56</i>	<i>1,07</i>

a Niet kwetsbaar, stabiel: $T1 = T2 = > -0.10$ en < 0.10 ; verbetering: $T2 < 0.10$ en $T2 < T1$; kwetsbaar worden: $T1 \leq 0.10$ en $T2 > T1$; (meer)kwetsbaar: $T2 \geq T1$ en $T1 \geq 0.10$

Tabel B4.12 klassen naar verandering^a in sociale kwetsbaarheid over driejaars-perioden en over tien jaar (in procenten; n ≤ 1497)

	A	B	C
(n)	460	383	213
1998/'99 -> 2001/'02	laag + stabiel	Wmo/AWBZ- instroom	AWBZ- instroom
niet kwetsbaar, stabiel	41	37	12
minder kwetsbaar	11	18	19
kwetsbaar worden	11	8	7
(meer) kwetsbaar	25	37	52
uitval in 2001/'02	12	0	11
2001/'02 -> 2005/'06			
niet kwetsbaar, stabiel	35	29	10
minder kwetsbaar	9	11	13
kwetsbaar worden	10	13	11
(meer) kwetsbaar	26	42	46
uitval in 2005/'06	20	5	20
2005/'06 -> 2008/'09			
niet kwetsbaar, stabiel	30	16	5
minder kwetsbaar	13	11	9
kwetsbaar worden	8	7	2
(meer) kwetsbaar	23	33	22
uitval in 2008/'09	26	33	61
1998/'99 -> 2008/'09			
niet kwetsbaar, stabiel	31	15	2
minder kwetsbaar	10	14	12
kwetsbaar worden	14	15	6
(meer) kwetsbaar	21	23	19
uitval in 2008/'09	25	33	61
gemiddelde			
1998/'99	0,18	0,26	0,4
2001/'02	0,2	0,26	0,41
2005/'06	0,23	0,3	0,44
2008/'09	0,24	0,36	0,39
toename	1,33	1,38	0,98

a Niet kwetsbaar, stabiel: $T1 = T2 = > -0.10$ en < 0.10 ; verbetering: $T2 < 0.10$ en $T2 < T1$; kwetsbaar worden: $T1 \leq 0.10$ en $T2 > T1$; (meer)kwetsbaar: $T2 \geq T1$ en $T1 \geq 0.10$

4.2 Verantwoording multivariate analyses

De multinomiale analyses (zie de tabellen 4.5 en 4.6 in de hoofdtekst) worden gehinderd door de uitval bij de klassen. Voor alle zes klassen kan maar een beperkt aantal kenmerken op baseline worden onderzocht. Voor velen van degenen die later uit de studie vallen, zijn maar beperkte gegevens op baseline beschikbaar, omdat zij aan een telefonisch proxy interview meededen, een verkort interview hadden, en informatie uit het medisch interview mist (belangrijk voor het bepalen van kwetsbaarheid). De vergelijking van de klassen op alle kenmerken is dan ook niet mogelijk. Er is gekozen voor een analyse waarin vooral achtergrondkenmerken zijn opgenomen, naast twee gezondheidsindicatoren (functionele beperkingen, chronische aandoeningen, depressie). De test op collineariteit wees uit dat er een hoge samenhang bestaat tussen de kwetsbaarheidsmaat enerzijds en de mate van beperkingen en depressieve stemming anderzijds. De correlaties zijn meer dan .65, zodat de kwetsbaarheidsmaat buiten de analyses is gehouden. De variabele 'cognitief functioneren' is buiten de analyse gehouden, omdat deze een te lage celvulling had in een aantal clusters voor deze groep (inclusief de telefonische interviews).

De maten zijn continu opgenomen. In de tabel zijn odds ratio's en betrouwbaarheidsintervallen weergegeven. De significanties geven aan in of een cluster op een kenmerk verschilt van de referentiegroep. Aan de hand van de betrouwbaarheidsintervallen kan bekeken worden in hoeverre de clusters onderling verschillen op een kenmerk.

In tabel 4.6 is er gekozen voor de optie om zowel basiskenmerken mee te nemen als indicatoren van het voorkomen van een verslechtering in deze kenmerken, bijvoorbeeld achteruitgang in depressieve stemming (nee, ja). Een beloopmaat (stabiel goed, toename, afname, stabiel slecht) kan niet zonder meer in de analyse worden opgenomen, omdat uitval daar ook deel van uitmaakt en een grote voorspeller is voor clusterlidmaatschap. Daarom is gekozen voor een dichotome maat (verslechtering ja of nee) om aan te geven of de verslechtering op enig moment in het hele traject is voorgekomen. Verslechtering van de gezondheid dan wel het verliezen van een partner zou een verandering in zorg teweeg brengen en de kans op een bepaald zorgtraject verhogen. Om te controleren voor de aanvangssituatie zijn zoveel mogelijk aanvangsgegevens van 1998 meegenomen over gezondheid en de sociale situatie. Dat draagt ertoe bij dat de N van deze analyses sterk is verminderd. Vooral gegevens over kwetsbaarheid en netwerkcomvang zijn niet voor iedereen beschikbaar.

Literatuur

- Campen, C. van (red.) (2011). *Kwetsbare ouderen*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau. (bijlagen online te vinden via www.scp.nl)
- Folstein MF, Folstein SE, McHugh PR (1975). "Mini-mental state". A practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician. *Journal of psychiatric research*, jg. 12, nr. 3, p. 189-98 .
- Gobbens, R.J.J., M.A.L.M. van Assen, K.G. Luijkx, M. Wijnen-Sponselee en J.M.G.A. Schols (2010). The Tilburg Frailty Indicator: psychometric properties. In: *J Am Med Dir Assoc*, nr. 11, p. 338-343.
- Landis J. R. en Koch G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. In: *Biometrics*, 33, p. 159-74.
- Mokken, R. J. (1971). *A Theory and Procedure of Scale Analysis*. Den Haag/Berlijn: Mouton/De Gruyter.
- Molenaar, I. W. en K. Sijtsma. (2000). *User's Manual MSP5 for Windows: A Program for Mokken Scale Analysis for Polytomous Items, Version 5.0. Programming: P. Boer*. Groningen: iec Progamma.
- Pearlin, L.I. en C. Schooler (1978). The structure of coping. In: *J Health Soc Behav*, nr. 19, p. 2-21.
- Radloff, L.S. (1977). The CES-D Scale: a Self-Report Depression Scale for Research in the General Population. In: *Appl Psychol Measure*, nr. 1, p. 385-401.
- Vermunt, J. K. (2004). Toepassingen van latente klasse analyse in sociaal wetenschappelijk onderzoek. In: *Sociale Wetenschappen*, jg. 47, nr. 1, p. 2-1