



# Bijlagen

## Langer zelfstandig

Cretien van Campen (SCP)

Jurjen Iedema (SCP)

Marjolein Broese van Groenou (VU-LASA)

Dorly Deeg (VUMC-LASA)

## Inhoud

Bijlage 1	LASA bestand.....	2
Bijlage 2	Operationalisering.....	5
	Leeftijd, periode en geboortecohort .....	6
Bijlage 3	Modelconstructie .....	7

## Bijlage 1 LASA bestand

LASA bevat een nationaal representatieve steekproef van Nederlanders van 55 tot 85 jaar (Huisman et al. 2011). Het LASA onderzoek is in 1992/1993 met een eerste meting gestart bij in totaal 3107 ouderen die destijds 55-85 jaar waren. Een steekproef werd getrokken uit elf verschillende gemeenten, verspreid over drie cultureel verschillende delen van Nederland. Hierbij is ernaar gestreefd om de landelijke verhouding tussen plattelandsbewoners en stadsbewoners zo goed mogelijk te weerspiegelen. De volgende gemeenten zijn bij het selecteren van de steekproef betrokken: Amsterdam, Wormerland en Waterland (overwegend gesecculariseerd West-Nederland); Zwolle, Ommen, Genemuiden, Zwartsluis en Hasselt (overwegend protestant Noord-Oost-Nederland); en Oss, Uden en Boekel (overwegend katholiek Zuid-Nederland).

Sinds de eerste meting in 1992/1993 worden elke drie jaar nieuwe metingen verricht, waarbij de meest recente gegevens beschikbaar zijn van de meting in 2011/2012.<sup>1</sup> Bij elke meting worden respondenten thuis bezocht door getrainde interviewers, waarna zij ook medisch worden onderzocht door ervaren verpleegkundigen. Bij een deel van de respondenten is een korter telefonisch of proxy interview afgenomen.

De onderzoeksgroep voor deze studie bestaat uit respondenten die ten tijde van de 1998/1999 waarneming van LASA 65 jaar of ouder waren. Dit betreft 1768 personen van de in totaal 2076 personen. Alle respondenten worden meegenomen, ook degenen die deelnamen aan de telefonische of proxy interviews (11%), of voor wie slechts een verkort interview beschikbaar was. Voor deze laatste groepen is geen informatie beschikbaar over het gebruik van Wmo-voorzieningen en over gebruik van tijdelijke opvang in een verzorgings- of verpleeghuis, wel over de andere vormen van zorggebruik. Van de 1768 respondenten is 56% vrouw, de gemiddelde leeftijd in 1998 is 76,7 jaar (SD=7,4) variërend van 65 tot 92 jaar.

De onderzoeksvragen gaan over het gebruik van zorg en ondersteuning door 65-plussers. Daarom hebben we aanvullend de representativiteit onderzocht van het gebruik van zorg en ondersteuning door deze leeftijdsgroep. Om het gebruik van zorg en ondersteuning in de steekproef te kunnen vergelijken met de bevolking is de LASA-steekproef eerst gewogen naar sekse en leeftijd van de bevolking van 65 jaar en ouder in 1998/1999. Vergelijking van de ongewogen en gewogen prevalenties van het gebruik van zorg en ondersteuning door 65-plussers laat zien dat de LASA-steekproef in het algemeen wat meer gebruikers van zwaardere zorgvormen (bv. thuiszorg) en minder gebruikers van lichtere zorgvormen (bv. huisartsenzorg) bevat. Vervolgens hebben we de gewogen prevalenties van het gebruik van zorg, ondersteuning van 65-plussers van de LASA-studie vergeleken met prevalenties uit andere databronnen van het CBS en het SCP (Van Campen et al. 2013).

De vergelijking liet zien dat onze dataset bij aanvang in 1998 weliswaar een iets geringer zorggebruik laat zien dan andere bestanden, maar dat de patronen heel goed vergelijkbaar zijn. De verschillen zijn

---

<sup>1</sup> cyclus 1: sep 1998 – nov 1999  
cyclus 2: sep 2001 – sep 2002  
cyclus 3: sep 2005 – okt 2006  
cyclus 4: okt 2008 – sep 2009  
cyclus 5: nov 2011 – oct 2012

niet heel groot en deels te wijten aan een niet anderszins manier van vragen stellen. Dit biedt een valide basis voor de modelleringen van zorgtrajecten van 65-plussers.

De representativiteit van de LASA-onderzoeksgroep is uitvoerig en herhaaldelijk onderzocht. De respons was 62% bij de eerste meting en 85% bij de tweede meting (meer info in Huisman et al. 2011).

LASA is een panelstudie en heeft, net als elke andere panelstudie, te maken met uitval, zeker bij deze oudere populatie. De leeftijd- en sekse-specifieke sterftcijfers van de LASA-groep zijn vergeleken met landelijke sterftcijfers in de periode 1994-2007 (Galenkamp 2012). De mortaliteit van de LASA-groep bleek iets hoger (minder dan 1%) dan in de landelijke bevolking. Alleen in de groep van 80-85-jarigen was de sterfte 1,3% hoger. Door de trends in sterfte te vergelijken kon vastgesteld worden dat er geen systematische afwijking was.

Uitval vanwege andere redenen dan overlijden zijn ook onderzocht in het LASA-panel over een periode van 17 jaar (1992-2009; Huisman et al., 2011). Uitval vanwege weigering (9,7%) of door gezondheidsproblemen of geen contact (6,6%) is minimaal vergeleken bij de uitval door sterfte (52,0%).

De totale uitval in de steekproef van het onderhavige onderzoek (65+ populatie 1998-2012) is 60,7%. Ook in deze periode was de uitval door overlijden (47,6%) veel groter dan de uitval door andere redenen (13,1%) (zie tabel B1.1).

Tabel B1.1

Gebruik van zorgpakketten door 65-plussers op vijf waarnemingen, inclusief uitval (ongewogen kolompercentages; de laatste drie rijen zijn aantallen; totale n = 1768)

	cyclus 1	cyclus 2	cyclus 3	cyclus 4	cyclus 5
	1998/99	2001/02	2005/06	2008/09	2011/12
geen of alleen huisarts	13,9	11,4	9,3	5,7	6
medisch specialist/ziekenhuis	12,7	8,8	7,5	8,3	4,2
informele/particuliere zorg	18,6	15,4	9,1	9,3	6,8
woningaanpassing	12,1	9,5	8,8	8,4	7,3
welzijnsvoorziening	17,2	12,8	11,2	12,8	12
huishoudelijke zorg thuis	12,2	11,3	13,9	16,6	18,7
persoonlijke verzorging thuis	5,7	5,7	6,4	7,6	8
tehuiszorg	7,8	8,4	8,3	10,1	13,4
overleden deze cyclus	.	16,8	25,5	21,3	23,6
<i>totaal in analyse</i>	1768	1681	1336	945	716
<i>tijdelijke uitval (ziekte e.d.)</i>	.	87	62	50	28
<i>eerder al overleden (cumulatief)</i>	.	.	283	624	825

Bron: VU (LASA'98/'99-'11/'12)

Uitval door sterfte hoort bij deze groep. Maar omdat sterfte niet willekeurig is wordt sterfte toch als aparte categorie gemodelleerd. In het algemeen verliezen panelstudies door uitval aan representativiteit. Panelstudies kunnen alleen bij aanvang gewogen worden en niet elk type analyse kan gewogen worden uitgevoerd. Na weging zou de eerste cyclus iets representatiever worden, maar kunnen volgende cycli juist meer vertekend raken dan wanneer niet gewogen zou worden. Het

uitgangspunt hier is dat een representatieve groep ouderen van 65-plussers in de tijd gevolgd is en dat de verbanden die hier gevonden worden ook in de werkelijke Nederlandse populatie zullen optreden.

## Bijlage 2 Operationalisering

In tabel B2.1 wordt kolomsgewijs aangegeven hoe de gebruikte begrippen geoperationaliseerd zijn in meetinstrumenten, variabelen en bewerkingen van LASA-data.

Tabel B2.1  
Operationalisering van begrippen in LASA werkbestand 1998-2012

concept	meetinstrumenten	LASA-variabelen	operationalisering voor model
<i>gebruik van (in)formele zorg en ondersteuning (=zorgtrajecten)</i>	8 zorg en ondersteuningspakketten (zie rapport MZOW)	zie operationalisering in MZOW	
<i>predictoren van zorggebruik (of zorgtrajecten)</i>			
persoonskenmerken (predisposing characteristics)	demografische variabelen	leeftijd, geslacht,	– age: leeftijd in jaren. female (1=vrouw; 0=man).
ingrijpende levensgebeurtenissen	overlijden partner en verhuizen	partner (ziek/overleden), verhuizen naar andere woning (niet naar tehuis)	– partst (partner of getrouwd): 1 nooit getrouwd of partner 2 gezonde partner/getrouwd 3 zieke partner/getrouwd 4 (getrouwde) partner verloren – move (verhuisd sinds de vorige waarneming, maar niet naar een tehuis): 0=nee 1=ja
hulpbronnen	sociaaleconomische positie, sociaal netwerk, woonomgeving	opleiding, inkomen, omvang sociaal netwerk, type woning, buurt, stedelijkheid	– aeducat (behaald opleidingsniveau in 9 categorieën: niet afgerond, alleen basisonderwijs, lbo, mavo, mbo, havo, vwo, hbo, wo) – inkomen: nettohuishoudinkomen gecorrigeerd voor partnerstatus in euro's per cyclus – nwsiz (netwerkgrootte) in 3 categorieën: 0/5 personen (1 "klein"); 6/14 personen (2 "midden"); 15/100 personen (3 "groot") – durb (stedelijkheid): 1 = < 500 inwoners, 2 = 500-1000, 3 = 1000-1500, 4 = 1500-2500, 5 = > 2500
gezondheid	ziekten en beperkingenmaten	aantal chronische aandoeningen, aantal functiebeperkingen, depressie, cognitie/dementie + ervaren gezondheid	– nochrom: aantal chronische aandoeningen (van 0 t/m 6) – flwd_6: functionele beperkingen (0 = geen t/m 6 = alle met moeite) – cesdint: depressie dichotoom (depressief is ces-d >= 16) – mmse: cognitief functioneren (dement is mmsesc <= 23) – ervaren gezondheid (1 = uitstekend, 5 = slecht)
ervaren regie	psychologisch instrument	mastery	– mastery: 5 (low) t/m 25 (high)
maatschappelijke gebeurtenissen	jaareffect	cyclus	– cyclus (wave): dummy's voor cyclus, de

---

Bron: VU (LASA'98/'99-'11/'12)

### Leeftijd, periode en geboortecohort

Bij een panelstudie zijn drie tijdsvariabelen betrokken: geboortecohort (jaar van geboorte), cyclus (jaar van onderzoeksafname) en leeftijd. Het onderscheiden van leeftijd, cyclus en geboortecohort in een panelstudie is vaak lastig omdat ze op een bepaalde manier met elkaar verbonden zijn:

$\text{leeftijd} = \text{cyclus} - \text{geboortecohort}$ . In het huidige onderzoek was het belangrijk om te controleren voor mogelijke cyclus-effecten met behulp van dummy's voor de cycli. Daarnaast wilden we leeftijd opnemen, waarbij we konden kiezen voor een variërende leeftijd of een niet-variërende leeftijd – nl. de leeftijd tijdens de eerste cyclus. De niet-variërende leeftijd is op een constante na hetzelfde als het geboortecohort en verklaart dan ook precies hetzelfde in het model. Er is gekozen voor het toepassen van deze niet-variërende leeftijd (en dus feitelijk voor het geboortecohort) omdat dit beter interpreteerbare resultaten gaf. Met niet-variërende leeftijd wordt dus de invloed van geboorteejaar gemeten en de cyclusvariabele meet naast cyclus-effecten ook het ouder worden van de respondenten.

## Bijlage 3 Modelconstructie

In het model voor ex ante beleidsevaluatie (model 2) worden daartoe *lagged* (letterlijk: vertraagde) variabelen gebruikt: alle onafhankelijke variabelen zijn gemeten op  $t-1$  – dus van een cyclus eerder – dan de afhankelijke variabele. Ook de eerdere zorgtrede op  $t-1$  wordt in het model opgenomen. Hierdoor houdt het model rekening met de invloed van de eerdere zorgtrede en wordt het model dynamisch. De vorige zorgtrede is uiteraard van invloed op de volgende zorgtrede van respondenten – in het algemeen zal het zo zijn dat met het klimmen der jaren respondenten grosso modo in dezelfde of in een zwaardere zorgtrede terecht zullen komen. Het model met gelagde zorgtrede als extra onafhankelijke variabele zal dus wat dat betreft een betere voorspelling geven dan het model zonder gelagde zorgtrede. Door ook alle andere onafhankelijke variabelen op  $t-1$  in het model op te nemen kan worden gemeten wat het effect van de onafhankelijke variabelen is op de zorgtrede drie jaar later. Hiermee zullen de onafhankelijke variabelen vooral iets zeggen over de verandering van zorgtrede, drie jaar later. Het model voldoet hiermee aan de eerste voorwaarde voor causaliteit dat een oorzaak in tijd vooraf moet gaan aan het gevolg. De tweede voorwaarde is dat er een verband wordt gevonden tussen de onafhankelijke variabelen en de afhankelijke variabele en de derde voorwaarde is dat alle invloedrijke onafhankelijke variabelen in het model zijn opgenomen. Aan de laatste voorwaarde is vaak moeilijk te voldoen, omdat het altijd denkbaar is dat een belangrijke variabele niet gemeten is waardoor het model minder zuivere schattingen geeft. In het onderhavige onderzoek zijn de meest relevante variabelen aan het model toegevoegd op basis van het onderzoek uit fase 1 – “Met zorg ouder worden” (van Campen et al. 2013).

Met het voorspellend model voor ex ante beleidsevaluatie (model 2) kunnen met behulp van marginale effecten<sup>2</sup> (Statacorp 2015) veranderingen in onafhankelijke variabelen op de zorgtrede worden doorberekend. Hiermee willen we beleidsmakers een eenvoudig rekenmodel in handen geven waarmee vooraf beleidsopties doorgerekend kunnen worden. Wat zijn bijvoorbeeld de effecten van een versterking van de informele zorg en/of een bezuiniging op professionele huishoudelijke zorg op de zorgtrajecten van ouderen?

Met behulp van marginale effecten kunnen de – voor elkaar gecorrigeerde – effecten van onafhankelijke variabelen op de verschillende zorgtrede in termen van kansen worden weergegeven. Met een marginaal effect wordt aangegeven hoeveel de kans op een bepaalde gebeurtenis (bijvoorbeeld het terechtkomen in zorgtrede “medisch specialist en/of ziekenhuisopname”) verandert als een gegeven predictor met een eenheid wordt verhoogd. Een dummy heeft een bereik van 0 tot 1 zodat direct het marginale effect over het totale bereik wordt weergegeven, bijvoorbeeld bij een dummy voor vrouw die het effect weergeeft van 0 (man) naar 1 (vrouw).

Hoe worden de modellen berekend? In dit onderzoek passen we een longitudinale analyse toe van de invloed van statische en dynamische persoonskenmerken van respondenten op de acht zorgtrede. Omdat de gegevens van respondenten op de verschillende cycli niet onafhankelijk van elkaar zijn, dient hiervoor gecorrigeerd te worden, in ieder geval door de gegevens van de waarnemingen te nesten binnen respondent. De afhankelijke variabele zorgtrede is een geordende variabele aan pakketkeuzen waaraan een extra categorie overlijden is toegevoegd. Overlijden kan nl. niet als random uitval worden opgevat en moet daarom in de analyse worden opgenomen. De afhankelijke variabele is daarmee

---

2 De hier berekende marginale effecten staan formeel bekend als *average partial effects*. Het betreft hier niet een marginaal effect dat op één punt berekend wordt (vaak het gemiddelde van een variabele), maar er worden marginale effecten over de hele range van de variabele berekend zoals aangetroffen in de steekproef en hiervan wordt het gemiddelde partiële effect berekend.

categoriaal en vereist een multinomiale regressie analyse. Een bijkomend voordeel van een multinomiale regressie analyse is dat de afstand tussen de categorieën – dus de zorgtrede – variabel is. Bijvoorbeeld, de overgang van zorgtrede drie (informele en/of particulier hulp) naar zorgtrede vier (woningaanpassing) verschilt van de overgang van zorgtrede zeven (persoonlijke verzorging thuis) naar zorgtrede acht (tehuiszorg). Stata biedt twee modellen voor multinomiale regressie: een multilevel multinomiale regressie (gsem, mlogit) of een multinomiale regressie met de robust-cluster methode (mlogit, cluster), waarbij gecorrigeerd is voor clustering van de waarnemingen binnen respondenten door cluster-robuste standaardfouten toe te passen (StataCorp 2015). De coëfficiënten op de onafhankelijke variabelen en de bijbehorende standaardfouten bleken zeer vergelijkbaar te zijn. Maar na een aantal tests bleek dat de aanpak met mlogit qua voorspellingen met marginale effecten beter voldeed dan de gsem-aanpak. Zo maakte het bij de gsem uit welke categorie van de afhankelijke variabele als referentie werd gebruikt (bij mlogit niet). Vandaar dat wij Stata's multinomiale logistische regressie prefereren.

Bij een multinomiale regressie heeft de afhankelijke variabele ook een referentiecategorie, daarvoor is hier gekozen voor “Geen zorg of alleen huisarts”. Respondenten blijven in de analyses meedoen tot ze zijn overleden waarna nog eenmaal het effect van hun scores op de variabelen wordt bepaald op de categorie “overleden”.<sup>3</sup> Bij model 2 zijn er geen predictoren voor de afhankelijke variabele van de eerste cyclus, dus cyclus één valt eruit bij de afhankelijke variabele (zie tabel B3.1).

Tabel B3.1  
De datapunten van de cycli voor de twee gebruikte modellen

beschrijvend model	cyclus				
	1	2	3	4	5
predictoren (t-1) en lag-zorggebruik	-	1	2	3	4

Bron: VU (LASA'98/'99-'11/'12)

Het model werkt met volledig ingevulde datasets. Zodra een waarde op een van de meetmomenten ontbreekt, verdwijnt de respondent voor dat jaar in principe uit de analyse. Dit tast de representativiteit aan. Om deze schade te voorkomen en zoveel mogelijk te beperken hebben we de missings van respondenten op individuele items geanalyseerd. Omdat inkomen niet sterk verandert bij 65-plussers is ervoor gekozen om bij een missing te kijken of de informatie uit een eerdere waarneming beschikbaar was en kon worden gebruikt. Ook bij andere variabelen is gebruik gemaakt van deze mogelijkheid om respondenten voor de analyse te behouden. Ook bij variabelen die veranderen in de tijd is toch deze imputatietechniek gebruikt omdat een benadering van een waarde beter is dan geen waarde. Bijvoorbeeld bij een missende waarde op de variabele ‘aantal chronische aandoeningen’ is de voorgaande waarde een benadering. De carryforward procedure van Stata is toegepast op de inkomensvariabele waarbij in de eerste wave vrijwel geen missings voorkwamen en bij latere waves wel (zie tabel B3.2).

<sup>3</sup> Als een respondent uitvalt dan stoppen de waarnemingen op dat moment. Dit is willekeurige uitval (*missing at random*). Een kanttekening hierbij is dat slechts enkele respondenten na uitval weer meedoen op een later moment.



Tabel B3.2

Aantallen respondenten per wave voor- en nadat *carryforward* is toegepast op de inkomensvariabele

	carryforward		verschil
	voor	na	
1998/99	1382	1382	0
2001/02	976	1252	276
2005/06	632	946	314
2008/09	473	715	242
2011/12	320	534	214
total	3783	4820	1037

Bron: VU (LASA'98/'99-'11/12)

In tabel B3.3 worden twee modellen gepresenteerd (ongestandaardiseerde coëfficiënten (log-odds) van multinomiale logistische regressies waarbij de verschillende cycli genest zijn binnen respondenten):

Model 1 Een multinomiale logistische regressie met als afhankelijke variabele zorgtrede en correctie voor het genest zijn van de responsen binnen een respondent door het toepassen van cluster-robuste standaardfouten.

Model 2 Hetzelfde model maar nu met alle predictoren met een vertraging (met een *lag*) toegevoegd d.w.z. van een cyclus eerder ( $t-1$ ), waaronder *lag*-zorggebruik (de enige variabele waarbij dit in tabel B3.3 ook expliciet zo staat vermeld).

“Geen zorg of alleen huisarts” is steeds de referentiecategorie. In de modellen hieronder blijven respondenten deelnemen tot ze zijn overleden, waarna nog eenmaal het effect van hun scores op de variabelen wordt bepaald op de categorie “overleden”. Omdat bij Model 2 alle predictoren van een cyclus eerder zijn ( $t-1$ ) zijn er geen predictoren voor de afhankelijke variabele van de eerste cyclus, dus cyclus één valt eruit bij de afhankelijke variabele.

Tabel B3.3

De multinomiale logistische regressiecoëfficiënten van de modellen 1 en 2 in termen van log-odds

variable	model 1 N = 5611	model 2 N = 3829
<i>geen_of_alleen_huisarts (referentiecategorie v.d. afhankelijke variabele)</i>		
<i>medisch specialist en/of ziekenhuis</i>		
leeftijd (agew1)	-0,04**	-0,05*
vrouw (female)		
mannen	(base)	(base)
vrouwen	-0,44**	-0,42*
opleiding (aeducat)	0,09*	0,06
inkomen (inc1000_)	-0,07	-0,04
partnerstatus (parst3_)		
nooit getrouwd of gescheiden	-0,31	-0,27
getrouwd/partner	(base)	(base)
verweduwd	-0,36	-0,20
partner ziek	-0,05	0,04
netwerkomvang (nwsiz3)		
klein	(base)	(base)
midden	-0,10	-0,06
groot	-0,09	0,04
ervaren regie (mastery_)	0,01	0,00
verhuisd naar zelfstandige woning (movetehn_)		

niet	(base)	(base)
wel	0,36	0,22
stedelijkheidsgraad (urb_)	0,09	0,13*
aantal chronische aandoeningen (nochrom_)	0,51***	0,40***
aantal fysieke functiebeperkingen (flwd6_)	0,15**	0,02
depressies (depressw_)		
0	(base)	(base)
1	-0,21	-0,08
dementie/cognitieve stoornis (dementw_)		
0	(base)	(base)
1	-0,42	-0,32
cyclus		
w1	0,19	
w2	(base)	(base)
w3	-0,13	-0,04
w4	0,40	0,44
w5	-0,25	-0,40
lag-zorgtrede		
geen of alleen huisarts		(base)
medisch spec e/o ziekenhuis		0,76***
informele zorg		0,28
woonaanpassing		0,88**
Wmvoorziening		0,16
huishoudelijke zorg thuis		0,54
persoonlijke zorg thuis		0,85
tehuis		
<b>_cons</b>	<b>1,31</b>	<b>2,15</b>
<i>informele zorg</i>		
leeftijd	0,04**	0,03*
vrouw		
mannen	(base)	(base)
vrouwen	0,28	0,42**
opleiding	0,14***	0,09*
inkomen	0,59***	0,40**
partnerstatus		
nooit getrouwd of gescheiden	-0,01	-0,36
getrouwd/partner	(base)	(base)
verweduwd	0,30	-0,19
partner ziek	0,06	0,05
netwerkomvang		
klein	(base)	(base)
midden	-0,11	0,12
groot	0,22	0,57
ervaren regie	-0,03	-0,06**
verhuisd naar zelfstandige woning		
niet	(base)	(base)
wel	0,24	-0,03
stedelijkheidsgraad	-0,21***	-0,07
aantal chronische aandoeningen	0,24***	0,25**
aantal fysieke functiebeperkingen	0,23***	0,04
depressies		
0	(base)	(base)
1	0,03	-0,66*
dementie/cognitieve stoornis		
0	(base)	(base)
1	-0,06	-0,12
cyclus		
w1	-0,04	
w2	(base)	(base)
w3	-0,46**	-0,39*
w4	-0,11	0,05
w5	-0,61*	-0,42
lag-zorgtrede		
geen of alleen huisarts		(base)
med spec e/o ziekenhuis		0,13

informele zorg		1,72***
woonaanpassing		1,11***
voorziening		0,98**
hh zorg thuis		1,36*
pers. zorg thuis		0,43
tehuis		
<i>_cons</i>	-3,45**	-3,14**
<hr/>		
<i>woonaanpassing</i>		
leeftijd	0,02	0
vrouw		
mannen	(base)	(base)
vrouwen	0,19	0,16
opleiding	0,07	0,01
inkomen	0,10	0,12
partnerstatus		
nooit getrouwd of gescheiden	-0,90*	-0,44
getrouwd/partner	(base)	(base)
verweduwd	-0,27	-0,47
partner ziek	0,25	0,07
netwerkomvang		
klein	(base)	(base)
midden	0,26	0,34
groot	0,35	0,49
ervaren regie	0	-0,05*
verhuisd naar zelfstandige woning		
niet	(base)	(base)
wel	1,16***	0,26
stedelijkheidsgraad	-0,04	0,04
aantal chronische aandoeningen	0,22**	0,17
aantal fysieke functiebeperkingen	0,30***	0,11
depressies		
0	(base)	(base)
1	0,35	-0,95**
dementie/cognitieve stoornis		
0	(base)	(base)
1	-0,80**	-0,37
cyclus		
w1	0,08	
w2	(base)	(base)
w3	-0,01	0,17
w4	0,41	0,44
w5	0,43	0,07
<i>lag-zorgtrede</i>		
geen of alleen huisarts		(base)
med spec e/o ziekenhuis		0,62*
informele zorg		1,15***
woonaanpassing		3,10***
voorziening		1,40***
hh zorg thuis		1,66**
pers. zorg thuis		1,49
tehuis		
<i>_cons</i>	-3,19**	-1,10
<hr/>		
<i>voorziening</i>		
leeftijd	0,11***	0,10***
vrouw		
mannen	(base)	(base)
vrouwen	0,30	0,48**
opleiding	0,07	0,06
inkomen	0,23	0,05
partnerstatus		
nooit getrouwd of gescheiden	-0,65	-0,37
getrouwd/partner	(base)	(base)
verweduwd	0,21	-0,47
partner ziek	0,62***	0,41*

netwerkomvang		
klein	(base)	(base)
midden	-0,04	0,44
groot	0,29	0,59*
ervaren regie	-0,01	-0,04
verhuisd naar zelfstandige woning		
niet	(base)	(base)
wel	0,63*	-0,07
stedelijkheidsgraad	-0,08	0,01
aantal chronische aandoeningen	0,41***	0,42***
aantal fysieke functiebeperkingen	0,65***	0,27***
depressies		
0	(base)	(base)
1	0,35	-0,55*
dementie/cognitieve stoornis		
0	(base)	(base)
1	-0,16	0,25
cyclus		
w1	0	
w2	(base)	(base)
w3	-0,04	0,27
w4	0,58**	0,76***
w5	0,64*	0,59*
lag-zorgtrede		
geen of alleen huisarts		(base)
med spec e/o ziekenhuis		0,44
informele zorg		1,25***
woonaanpassing		1,90***
voorziening		2,14***
hh zorg thuis		1,64**
pers. zorg thuis		1,73*
tehuis		
<b>_cons</b>	<b>-9,84***</b>	<b>-9,76***</b>
<i>huishoudelijke zorg thuis</i>		
leeftijd	0,12***	0,09***
vrouw		
mannen	(base)	(base)
vrouwen	0,39*	0,66***
opleiding	0,08	0,04
inkomen	-0,43*	-0,30
partnerstatus		
nooit getrouwd of gescheiden	-0,15	-0,75
getrouwd/partner	(base)	(base)
verweduwd	0,76**	-0,28
partner ziek	1,03***	0,38*
netwerkomvang		
klein	(base)	(base)
midden	-0,38	0,13
groot	-0,16	0,45
ervaren regie	-0,03	-0,05*
verhuisd naar zelfstandige woning		
niet	(base)	(base)
wel	0,61*	-0,04
stedelijkheidsgraad	-0,01	0,06
aantal chronische aandoeningen	0,45***	0,35***
aantal fysieke functiebeperkingen	0,57***	0,24***
depressies		
0	(base)	(base)
1	0,38	-0,30
dementie/cognitieve stoornis		
0	(base)	(base)
1	0	0,23
cyclus		
w1	-0,33*	

w2		(base)	(base)
w3		0,50**	0,74***
w4		1,34***	1,10***
w5		1,66***	1,17***
lag-zorgtrede			
geen of alleen huisarts			(base)
med spec e/o ziekenhuis			0,37
informele zorg			0,69*
woonaanpassing			2,09***
voorziening			1,57***
hh zorg thuis			4,40***
pers. zorg thuis			2,32**
tehuis			
_cons		-10,65***	-8,85***
<hr/>			
persoonlijke zorg thuis			
leeftijd		0,15***	0,15***
vrouw			
	mannen	(base)	(base)
	vrouwen	0,11	0,40*
opleiding <sup>a</sup>		0,18**	0,15**
inkomen		-0,23	-0,44*
partnerstatus			
nooit getrouwd of gescheiden		0,54	0,10
getrouwd/partner		(base)	(base)
verweduwd		1,39***	0
partner ziek		1,21***	0,63**
netwerkomvang			
klein		(base)	(base)
midden		-0,20	0,19
groot		-0,01	0,61
ervaren regie		-0,03	-0,05
verhuisd naar zelfstandige woning			
niet		(base)	(base)
wel		0,83**	0,32
stedelijkheidsgraad		-0,20**	-0,07
aantal chronische aandoeningen		0,54***	0,59***
aantal fysieke functiebeperkingen		0,95***	0,47***
depressies			
0		(base)	(base)
1		0,33	-0,40
dementie/cognitieve stoornis			
0		(base)	(base)
1		0,89***	1,09**
cyclus			
w1		-0,69**	
w2		(base)	(base)
w3		0,32	0,95***
w4		1,09***	1,34***
w5		1,17***	1,46***
lag-zorgtrede			
geen of alleen huisarts			(base)
med spec e/o ziekenhuis			1,20*
informele zorg			1,54***
woonaanpassing			2,22***
voorziening			2,18***
hh zorg thuis			3,85***
pers. zorg thuis			3,84***
tehuis			
_cons		-15,36***	-15,48***
<hr/>			
tehuis			
leeftijd		0,19***	0,17***
vrouw			
mannen		(base)	(base)
vrouwen		0,26	0,46*

opleiding <sup>a</sup>	0,22***	0,15**
inkomen	-0,93***	-0,73***
partnerstatus		
nooit getrouwd of gescheiden	0,81	-0,29
getrouwd/partner	(base)	(base)
verweduwd	2,08***	0,43
partner ziek	1,04***	0,60*
netwerkomvang		
klein	(base)	(base)
midden	-0,57	-0,01
groot	-0,60	0,10
ervaren regie	-0,03	-0,10**
verhuisd naar zelfstandige woning		
niet	(base)	(base)
wel	-17,88***	-0,11
stedelijkheidsgraad	-0,17**	-0,04
aantal chronische aandoeningen	0,42***	0,26*
aantal fysieke functiebeperkingen	0,96***	0,38***
depressies		
0	(base)	(base)
1	0,29	-0,20
dementie/cognitieve stoornis		
0	(base)	(base)
1	1,29***	1,51***
cyclus		
w1	-0,90***	
w2	(base)	(base)
w3	0,42*	1,39***
w4	1,45***	1,82***
w5	1,51***	2,41***
lag-zorgtrede		
geen of alleen huisarts		(base)
med spec e/o ziekenhuis		-0,32
informele zorg		0,88*
woonaanpassing		1,47***
voorziening		1,45***
hh zorg thuis		3,28***
pers. zorg thuis		3,13***
tehuis		
<u>_cons</u>	<u>-17,48***</u>	<u>-15,43***</u>
<i>overleden</i>		
leeftijd	0,23***	0,17***
vrouw		
mannen	(base)	(base)
vrouwen	-0,35*	-0,41*
opleiding <sup>a</sup>	0,18***	0,14**
inkomen	-0,78***	-0,55***
partnerstatus		
nooit getrouwd of gescheiden	-0,48	0,04
getrouwd/partner	(base)	(base)
verweduwd	0,34	0,44
partner ziek	0,69***	0,34
netwerkomvang		
klein	(base)	(base)
midden	-0,36	0,01
groot	-0,06	0,22
ervaren regie	-0,01	-0,05*
verhuisd naar zelfstandige woning		
niet	(base)	(base)
wel	0,27	-0,07
stedelijkheidsgraad	-0,10	0,03
aantal chronische aandoeningen	0,52***	0,53***
aantal fysieke functiebeperkingen	0,58***	0,36***
depressies		
0	(base)	(base)

1	0,51*	-0,39
dementie/cognitieve stoornis		
o	(base)	(base)
1	0,60**	1,01**
cyclus		
w1	-19,18***	
w2	(base)	(base)
w3	1,25***	1,18***
w4	2,11***	1,41***
w5	2,62***	1,42***
lag-zorgtrede		
geen of alleen huisarts		(base)
med spec e/o ziekenhuis		0,55
informele zorg		1,39***
woonaanpassing		1,71***
voorziening		1,84***
hh zorg thuis		3,27***
pers. zorg thuis		3,50***
tehuis		
_cons	-18,76***	-14,43***
<hr/>		
Statistics		
Pseudo R2 (McFadden's R2)	0,20	0,22
Log pseudolikelihood		
Wald chi2 (df=136)		
N	5611	3829

- a De effecten van opleiding zijn in de beide modellen niet altijd wat men zou verwachten op grond van ander onderzoek. In de ruwe data is er een negatieve correlatie tussen opleidingsniveau enerzijds en tehuis en overlijden anderzijds. Maar in het model is de relatie tussen enerzijds opleiding en anderzijds thuiszorg, verpleeghuiszorg en overlijden positief. Dat komt doordat het effect van opleiding hier gecorrigeerd wordt voor de andere variabelen in het model.

\* $p < 0,05$ ; \*\* $p < 0,01$ ; \*\*\* $p < 0,001$

Bron: VU (LASA'98/'99-'11/12)

In tabel B3.4 de resultaten van Model 2 in termen van marginale effecten. Met een marginaal effect wordt aangegeven hoeveel de kans op een bepaalde gebeurtenis (bijvoorbeeld het terechtkomen in zorgtrede "medisch specialist en/of ziekenhuisopname") verandert als een gegeven predictor met een eenheid wordt verhoogd. Voor een continu gemeten variabele zoals leeftijd wordt het effect weergegeven als iemand een jaar ouder wordt. Wil men het effect voor 10 jaar dan kan het marginale effect eenvoudig met 10 worden vermenigvuldigd. Een dummy (bv. voor geslacht) heeft slechts een bereik van 0 tot 1 zodat direct het marginale effect over het totale bereik wordt weergegeven, bijvoorbeeld bij een dummy zoals female die het effect weergeeft van 0 (man) naar 1 (vrouw).

Tabel B3.4

Marginale effecten van Model 2, de multinomiale logistische regressie met cluster-robuste standaardfouten voor de cycli op de afhankelijke variabele zorgtrede, maar nu met alle predictoren met een lag toegevoegd (dus t-1) (n=3829)

	geen of alleen huisarts	med spec en of ziekenh.	informe- le zorg	woon- aan- passing	voorzie- ning	hh zorg thuis	pers. zorg thuis	tehuis	overle- den
agew1	-0,003	-0,007	-0,002	-0,005	0,003	0,000	0,002	0,003	0,009
female									
mannen	0	0	0	0	0	0	0	0	0
vrouwen	-0,012	-0,045	0,028	-0,002	0,038	0,060	0,014	0,015	-0,096
aeducat	-0,005	0,001	0,003	-0,004	-0,002	-0,005	0,003	0,003	0,007
inc1000_	0,000	-0,003	0,046	0,014	0,024	-0,010	-0,009	-0,023	-0,040
parst3_c									
ongetrouwd of gescheiden	0,029	-0,002	-0,010	-0,013	-0,013	-0,055	0,023	-0,003	0,044
getrouwd of partner	0	0	0	0	0	0	0	0	0
verweduwd	0,015	-0,005	-0,006	-0,027	-0,042	-0,031	-0,002	0,022	0,075
partner ziek	-0,015	-0,010	-0,016	-0,013	0,019	0,008	0,017	0,012	-0,002
nwsizex									
klein	0	0	0	0	0	0	0	0	0
midden	-0,012	-0,016	-0,002	0,017	0,036	-0,001	0,004	-0,008	-0,018
groot	-0,029	-0,023	0,025	0,011	0,026	0,012	0,016	-0,015	-0,022
mastery_	0,003	0,003	-0,003	-0,001	0,001	0,000	0,000	-0,003	0,000
movetehn_									
niet	0	0	0	0	0	0	0	0	0
wel	-0,006	0,014	-0,008	0,020	-0,013	-0,010	0,023	-0,007	-0,014
urb_	-0,002	0,009	-0,009	0,001	0,000	0,006	-0,006	-0,003	0,003
nochrom_	-0,026	0,010	-0,004	-0,012	0,010	-0,003	0,013	-0,008	0,020
flwd6_	-0,011	-0,009	-0,012	-0,004	0,008	-0,001	0,012	0,005	0,013
depressw_									
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	0,037	0,025	-0,026	-0,042	-0,017	0,013	-0,001	0,011	0,000
dementw_									
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1	-0,011	-0,031	-0,030	-0,042	-0,018	-0,039	0,035	0,065	0,070
cyclus (zonder lag)									
w2	0	0	0	0	0	0	0	0	0
w3	-0,016	-0,019	-0,071	-0,007	-0,021	0,020	0,013	0,028	0,072
w4	-0,042	-0,005	-0,062	-0,014	-0,001	0,023	0,016	0,033	0,052
w5	-0,024	-0,047	-0,086	-0,027	-0,010	0,038	0,024	0,079	0,054
lag-zorgtrede									
geen of alleen huisarts	0	0	0	0	0	0	0	0	0
medisch specialist en/of ziekenhuis	-0,064	0,053	-0,028	0,017	0,003	-0,005	0,043	-0,035	0,015
informele zorg	-0,124	-0,060	0,129	0,013	0,028	-0,032	0,019	-0,014	0,041
woonaanpassing	-0,164	-0,065	-0,052	0,216	0,023	0,043	0,021	-0,017	-0,005
voorziening	-0,137	-0,077	-0,023	0,016	0,142	0,016	0,030	-0,009	0,042
hh zorg thuis	-0,183	-0,102	-0,078	-0,034	-0,094	0,399	0,043	0,010	0,039
pers. zorg thuis	-0,163	-0,066	-0,088	-0,012	-0,045	0,020	0,098	0,043	0,214

Bron: VU (LASA'98/'99-'11/'12)