Verslaglegging van de modellering van de ouderenzorg ten behoeve van het Ramingsmodel zorg

Werkdocument 78

Edwin van Gameren
Isolde Woittiez
Ingrid Ooms

Sociaal en Cultureel Planbureau
Den Haag, november 2001

Het Sociaal en Cultureel Planbureau is ingesteld bij Koninklijk Besluit van 30 maart 1973.

Het Bureau heeft tot taak:

a. wetenschappelijke verkenningen te verrichten met het doel te komen tot een samenhangende beschrijving van de situatie van het sociaal en cultureel welzijn hier te lande en van de op dit gebied te verwachten ontwikkelingen;

b. bij te dragen tot een verantwoorde keuze van beleidsdoelen, benevens het aangeven van voor- en nadelen van de verschillende wegen om deze doeleinden te bereiken;

c. informaties te verwerven met betrekking tot de uitvoering van interdepartementaal beleid op het gebied van sociaal en cultureel welzijn, teneinde de evaluatie van deze uitvoering mogelijk te maken.

Het Bureau verricht zijn taak in het bijzonder waar problemen in het geding zijn, die het beleid van meer dan één departement raken.
De minister van Volksgezondheid, Welzijn en Sport is als coördinerend minister voor het sociaal en cultureel welzijn verantwoordelijk voor het door het Bureau te voeren beleid. Omtrent de hoofdzaken van dit beleid treedt de minister in overleg met de minister van Algemene Zaken, van Justitie, van Binnenlandse Zaken en Koninkrijkrelaties, van Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen, van Financiën, van Volkshuisvesting, Ruimtelijke Ordening en Milieubeheer, van Economische Zaken, van Landbouw, Natuurbeheer en Visserij, van Sociale Zaken en Werkgelegenheid.

© Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag, november 2001
Werkdocument 78

Sociaal en Cultureel Planbureau
Parnassusplein 5
2511 VX Den Haag
Tel. (070) 340 70 00
Fax (070) 340 70 44

Website: http://www.scp.nl
E-mail: info@scp.nl

INHOUD

1	Inleiding	5
2	Hulpbehoefte	9
2.1	Inleiding	9
2.2	Data	9
2.3	Fysieke beperkingen	11
2.4	Hulpbehoefte	18
3	Vraagontwikkeling	25
3.1	Inleiding	25
3.2	Constructie van de vraag	25
3.3	Determinanten van de vraag	27
4	Het stroommodel	35
4.1	Inleiding	35
4.2	Theoretische modelspecificatie	37
4.3	Empirische modelspecificatie	41
4.3.1	Inleiding	41
4.3.2	Het gebruik van de voorzieningen	42
4.3.3	De uitstroom uit de voorzieningen	47
4.3.4	De vraag naar de voorzieningen	49
4.3.5	Totaalbeeld	51
5	Samenvatting	53
BIJLAGEN		
A	Bepaling van de maat voor hulpbehoefte	55
A1	Factoranalyse	55
A2	Alternatieve maten van hulpbehoefte	56
B	Het stroommodel in formules	67
C	Afleiding gebruiksvergelijking van het stroommodel	69
D	Gehanteerde gegevensbronnen	75
E	Basisgegevens	79
F	Micromodelbevolking	87
LITERATUUR		91
PUBLICATIES SCP		95

1 INLEIDING

In dit werkdocument wordt de modellering van de ouderenvoorzieningen beschreven zoals die uitgevoerd is ten behoeve van het Ramingsmodel zorg (RMZ). Het geeft achtergrondinformatie bij de rapportage over de derde fase van het RMZ, die verschijnt als CPB/SCP-publicatie (RMZ3; 2001a). Die rapportage beschrijft de vernieuwingen met betrekking tot de modellering van de care-sector die in het RMZ zijn doorgevoerd sinds de publicatie van de rapportage over de tweede fase van de ontwikkeling van het model (CPB/SCP 1999). Uitgebreide informatie over de opzet van het RMZ kan in de CPB/SCP rapportage van 1999 worden gevonden.

Het theoretische kader dat als uitgangspunt voor de modellering van het RMZ is gehanteerd is uitgebreid besproken in hoofdstuk 3 van de rapportage *Ramingsmodel zorg* (CPB/SCP 1999, tweede fase). Voor het RMZ is een hoog aggregatieniveau gekozen en een daarbijbehorende macro-economische invalshoek. Zowel de care- als de cure-sector worden onderzocht. Voor de care-sector wordt ook aandacht besteed aan de onderbouwing op microniveau. De behoefte en de vraag zijn op persoonsniveau geanalyseerd, en vervolgens naar macroniveau vertaald. De relaties tussen vraag, aanbod en gebruik zijn evenals de relatie tussen kosten en gebruik op macro-niveau gemodelleerd. De uitkomsten van de analyses zijn verwerkt in een simulatiemodel dat ook de andere zorgsectoren bevat.[1] Met behulp van dit simulatiemodel kunnen ramingen gemaakt worden en is het mogelijk om beleidsvarianten door te rekenen.

Het RMZ is ontwikkeld binnen het kader van de *Zorgnota* (voorheen Jaaroverzicht zorg). De totale kosten in het kader van de *Zorgnota*-sector verpleging, verzorging en ouderen bedragen in 1996 ruim 14 miljard gulden en in 1999 bijna 16,5 miljard gulden (zie VWS 2000).[2] De financiering geschiedt via de AWBZ, waarbij in totaal ongeveer 16% door eigen betalingen van gebruikers wordt opgebracht. Het overgrote deel (ongeveer 97%) van de uitgaven in de sector wordt gedaan binnen drie voorzieningen: verpleeghuizen, verzorgingshuizen en thuiszorg.[3] Deze drie voorzieningen worden gezamenlijk gemodelleerd in het ouderenmodel. De voorzieningen worden in hun geheel gemodelleerd, er wordt geen onderscheid gemaakt naar verschillende zorgfuncties binnen de voorzieningen. Omdat het gaat om het ontwikkelen van een ouderenmodel, worden gebruikers tot 65 jaar buiten beschouwing gelaten.

Door het kader van de *Zorgnota* waarbinnen het RMZ is ontwikkeld komen alternatieven voor de collectief gefinancierde zorg die een substituut zouden kunnen vormen in het model niet voor. Dit betekent bijvoorbeeld dat er geen

---

1 Het simulatiemodel wordt beheerd door het CPB.

2 1999 is het laatste jaar waarvoor (gerealiseerde) gegevens beschikbaar zijn in de zorgnota 2001; 1996 is het basisjaar van het RMZ3.

3 Een uitgebreide beschrijving van de sector is te vinden in Woittiez et al. (2001).

aandacht wordt geschonken aan particuliere verzorgingshuizen en particuliere thuiszorg.[4]

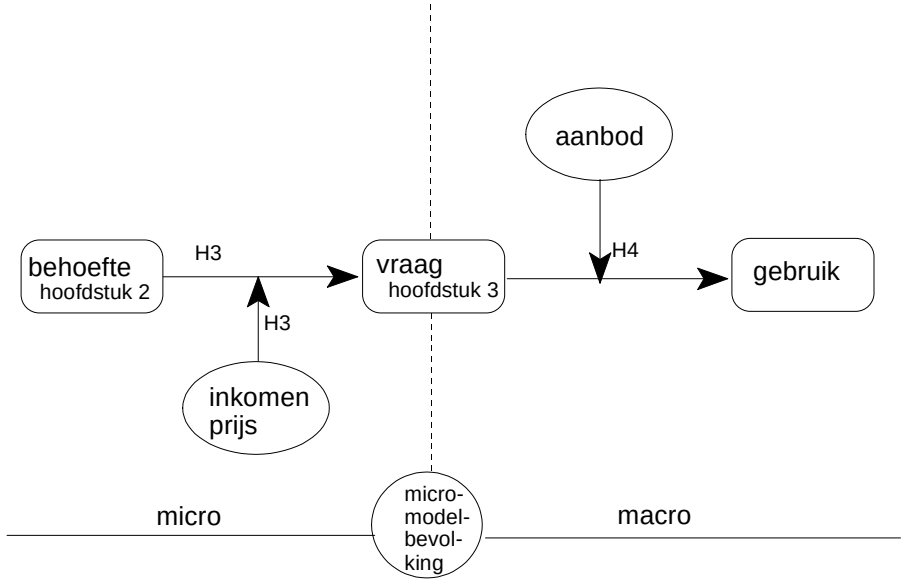
Het model is gebaseerd op het onderscheid hulpbehoefte, vraag en aanbod. De hulpbehoefte geeft aan hoeveel personen behoefte aan zorg hebben op basis van hun persoonlijke kenmerken (waaronder fysieke gesteldheid en huishoudensvorm). Behoefte aan zorg zal niet altijd worden omgezet in vraag naar een voor-ziening. Het kan zijn dat het inkomen van de hulpbehoevende te laag is om de eigen bijdrage voor een voorziening te betalen of juist zo hoog, dat duurdere alternatieven gekozen kunnen worden. Uit de hulpbehoefte, inkomen en prijzen (van de voorzieningen) kan de vraag naar een voorziening worden afgeleid. De vraag zal echter niet altijd omgezet worden in gebruik. Bijvoorbeeld omdat het aanbod te kort schiet. Uit de confrontatie van vraag en aanbod volgt het gebruik van een voorziening, waarna de kosten bepaald kunnen worden. Uit het verschil tussen vraag en gebruik kan een indicatie van de grootte van de wachtlijst worden afgeleid. De behoefte aan en de vraag naar een voorziening worden bepaald met behulp van analyses op microniveau. Met behulp van een micro-modelbevolking worden de microgegevens omgezet naar macrogegevens. Deze vormen een deel van de invoer voor het stroommodel, waarin vraag, aanbod en gebruik aan elkaar gerelateerd worden. Het stroommodel is ontwikkeld op macroniveau.
In het stroommodel wordt ook rekening gehouden met stromen tussen verschil-lende voorzieningen, waardoor zichtbaar kan worden gemaakt in hoeverre een wachtlijst voor bijvoorbeeld verpleeghuizen gevolgen heeft voor de vraag naar thuiszorg.

In figuur 1.1 is een schematische weergave te vinden van hetgeen hiervoor staat beschreven. Tevens kan hier globaal de hoofdstukindeling worden gevonden.

---

4 Bij de thuiszorg vindt nog geen 1% van de verpleging en verzorging (uitgedrukt in exploitatieopbrengsten) plaats binnen niet-toegelaten instellingen. De toegelaten instellingen hadden een exploitatie-opbrengst van 3.272 miljoen gulden in 1998, terwijl de niet-toegelaten instellingen 31 miljoen gulden aan opbrengsten binnen kregen (zie LVT/NZi (1998), CBS (2001)).

Figuur 1.1
Schematische weergave model en hoofdstukindeling



De opbouw van dit werkdocument is als volgt: in hoofdstuk 2 wordt ingegaan op het bepalen van de hulpbehoefte. Hoofdstuk 3 geeft weer hoe van daaruit de vraag is afgeleid en welke determinanten bepalend zijn voor de vraag. In hoofdstuk 4 wordt het stroommodel voor de ouderenvoorzieningen beschreven, waarin vraag, aanbod en gebruik aan elkaar gerelateerd worden. Hoofdstuk 5 geeft de samenvatting en conclusies weer. Om een beeld te krijgen van de ramingsmogelijkheden met het model wordt verwezen naar de CPB/SCP-rapportage (CPB/SCP 2001a) en naar CPB/SCP (2001b), waarin ramingen gemaakt met het model voor de periode 2003-2006 gepresenteerd worden.

2 HULPBEHOEFTE

2.1 Inleiding

In dit hoofdstuk wordt ingegaan op de hulpbehoefte. Hulpbehoefte staat aan het begin van het zorgtraject, zoals te zien is in figuur 1.1. Als er geen behoefte aan hulp is, zal er ook geen vraag naar een bepaalde voorziening zijn. Daarmee is hulpbehoefte een van de belangrijkste determinanten van de vraag, zoals zal blijken in hoofdstuk 3 (zie ook Timmermans et al. (1997). Om de hulpbehoefte op te kunnen nemen als een determinant van de vraag, zal de hulpbehoefte gekwantificeerd moeten worden. Dat doen we door op basis van fysieke beperkingen[5] en een aantal sociaal-economische variabelen een inschatting te maken hoe groot de hulpbehoefte van iemand is.[6]

Eerst zal na een korte beschrijving van het gebruikte databestand (§ 2.2) aangegeven worden hoe fysieke beperkingen gerelateerd zijn aan een aantal raambare determinanten (§ 2.3). Op basis van de geschatte relatie tussen fysieke beperkingen en deze determinanten wordt een raming van de fysieke beperkingen gemaakt. Vervolgens zal duidelijk gemaakt worden hoe de fysieke beperkingen samen met een aantal sociaal-economische variabelen tot een maat voor hulpbehoefte kunnen worden gecomprimeerd (§ 2.4).[7] Deze maat wordt in hoofdstuk 3 gebruikt als determinant van de vraag. Ter illustratie zal in § 2.4 de op microgegevens gefundeerde hulpbehoefte opgehoogd worden naar macroniveau en tevens voor een aantal jaren vooruit geraamd worden. Dat gebeurt op basis van prognoses voor de determinanten van de hulpbehoefte en de in paragraaf 2.3 gepresenteerde ramingen van de fysieke beperkingen.

2.2 Data

De hulpbehoefte van ouderen en ook de vraag naar ouderenvoorzieningen die in het volgende hoofdstuk aan de orde komt, wordt bepaald op basis van individuele enquêtegegevens. Er is gebruik gemaakt van een steekproefonderzoek uit 1995/1996 onder thuiswonende en in een tehuis wonende ouderen. Het bestand

---

5 Psychische beperkingen bepalen eveneens de hulpbehoefte, maar omdat over psychische beperkingen geen informatie beschikbaar is in ons databestand, kan dat niet worden meegenomen in de analyse. Dit heeft consequenties voor de mate waarin we de behoefte aan (psycho-geriatrische) verpleeghuiszorg en (GGZ-gerelateerde) thuiszorg kunnen voorspellen (zie tabel 2.10).

6 Bij de Regionale Indicatie Organen (RIO's) wordt eveneens op basis van een aantal gegevens de hulpbehoefte bepaald. Die wordt vertaald in een indicatie en op die manier zouden indicatiegegevens van de RIO's een maat voor de hulpbehoefte kunnen opleveren. Door verschillen in de wijze van registratie tussen de diverse RIO's zijn deze gegevens nog niet geschikt om ramingen te maken.

7 In CPB/SCP (1999) is ervoor gekozen om fysieke beperkingen en een aantal sociaal-economische variabele als aparte determinanten van de vraag op te nemen. Om beter aan te sluiten bij het algemene concept van het RMZ, zoals dat beschreven is in figuur 1.1 is voor de huidige modellering via hulpbehoefte gekozen.

van thuiswonende ouderen bevat 9.230 personen van 65 jaar of ouder.[8] Van hen is onder andere bekend of ze informele hulp en/of thuiszorg ontvangen. Het bestand van in een tehuis wonende ouderen bevat 611 permanente bewoners van een verzorgingshuis en 367 van een verpleeghuis.[9] Beide bestanden zijn gecombineerd tot een representatieve steekproef van alle ouderen.[10] Dit gecombineerde bestand bevat informatie over zowel de gezondheid van de (potentiële) gebruikers als over de sociaal-economische status van personen. De grote hoeveelheid beschikbare informatie over de gezondheid van de personen is met behulp van factoranalyse samengevat in een maat voor fysieke beperkingen (zie De Wit 1997).
Tabel 2.1 bevat een overzicht van de variabelen die in de analyses gehanteerd zijn. De tabel geeft het gemiddelde weer uitgesplitst naar type hulp.

Tabel 2.1 Steekproefgemiddelden van de in de analyses gebruikte variabelen naar type zorg, 65-plussers, 1996

	geen zorg	alleen informele zorg	thuis-zorg	verzorgings-huiszorg	verpleeg-huiszorg	totaal
geslacht	0,53	0,62	0,66	0,75	0,66	0,58
0 = man						
1 = vrouw						
opleiding	0,74	0,59	0,55	0,27	0,42	0,66
0 = alleen basisonderwijs						
1 = meer dan basisonderwijs						
huishoudensvorm	0,71	0,49	0,43	0,17	0,27	0,60
0 = alleenstaand						
1 = niet-alleenstaand						
leeftijd	2,00	2,72	2,93	4,58	3,84	2,42
1 = 65-69 jaar						
2 = 70-74 jaar						
3 = 75-79 jaar						
4 = 80-84 jaar						
5 = 85-89 jaar						
6 = ≥90 jaar						
maat van fysieke beperkingen	0,69	1,33	1,86	2,55	2,96	1,10
0 = geen						
1 = lichte						
2 = matige						
3 = ernstige						
aantal (n =)	6.425	1.616	1.070	584	322	10.017

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

8 De Enquête beroepsbevolking-ouderen (EBO'96) is gehouden in 1995/1996 en onderdeel van de Enquête beroepsbevolking (EBB). Het steekproefonderzoek omvat 9.230 personen van 65 jaar of ouder die samen 7.213 huishoudens vormen. Zie voor een uitgebreide beschrijving van het bestand Timmermans et al. (1997)

9 De enquête Ouderen-in-instellingen (OII) is gehouden in 1996 onder permanente bewoners van verzorgingshuizen, verpleeghuizen en psychiatrische ziekenhuizen. De bewoners van psychiatrische ziekenhuizen laten we hier buiten beschouwing. Een uitgebreide beschrijving van het bestand is te vinden in Timmermans et al. (1997).

10 Het gecombineerde bestand wordt in dit werkdocument aangeduid als EBB/OII'96. Van het totaal aantal van 10.208 waargenomen personen van 65 jaar of ouder zijn er 10.017 waarvoor voldoende informatie beschikbaar is om ze in de analyses mee te nemen.

Tabel 2.1 laat enkele interessante verschillen zien tussen ouderen met verschillende typen zorg. Opvallend is het relatief hoge percentage vrouwen in verzorgingshuizen en het lage percentage ouderen met een vervolgopleiding in verzorgingshuizen. In de groep die zonder zorg toe kan vormen niet-alleenstaanden de meerderheid. Onder thuiswonenden met informele of thuiszorg houden alleenstaanden en niet-alleenstaanden elkaar ongeveer in evenwicht, terwijl veruit de meeste ouderen in een verzorgings- of verpleeghuis alleenstaand zijn. De gemiddelde leeftijd in verzorgingshuizen is hoog, tussen de 85 en 89 jaar. De ernst van de fysieke beperkingen is zoals verwacht in de verpleeghuizen het hoogst, gevolgd door de verzorgingshuizen.

2.3 Fysieke beperkingen

Om ramingen te kunnen genereren van de hulpbehoefte moeten er eerst ramingen voor de fysieke beperkingen worden gemaakt en dat betekent dat fysieke beperkingen gerelateerd moeten worden aan raambare determinanten. De gegevens zijn afkomstig uit het gecombineerde EBB/OII'96 bestand. De grote hoeveelheid beschikbare informatie over de gezondheid van de personen is samengevat in een maat voor fysieke beperkingen (zie tabel 2.1). Deze maat is gebaseerd op het optreden van beperkingen bij het zitten en staan, problemen bij het gebruik van arm en hand, beperkingen bij de persoonlijke verzorging, mobiliteitsbeperkingen en beperkingen bij de huishoudelijke dagelijkse levensverrichtingen. De variabele fysieke beperkingen is in vier klassen verdeeld, namelijk 'niet beperkt', 'licht beperkt', 'matig beperkt' en 'ernstig beperkt' (De Wit 1997). Uit Timmermans et al. (1997) blijkt dat leeftijd, type huishouden, opleidingsniveau en geslacht determinanten zijn van de fysieke beperkingen. Daarom worden deze determinanten opgenomen in een ordered probit model om fysieke beperkingen te verklaren. Het ordered probit model houdt rekening met het feit dat de variabele 'fysieke beperkingen' in klassen is verdeeld die oplopend van zwaarte zijn. Voor een uitgebreide beschrijving van het type model wordt verwezen naar Maddala (1983). Het model ziet er als volgt uit:

$$y^*_i = \beta x_i + u_i \qquad (2.1)$$

$$y_i = 0 \qquad \text{als } y^*_i \leq 0$$

$$y_i = 1 \qquad \text{als } 0 < y^*_i \leq \alpha_{1i}$$

$$y_i = 2 \qquad \text{als } \alpha_{1i} < y^*_i \leq \alpha_{2i}$$

$$y_i = 3 \qquad \text{als } \alpha_{2i} < y^*_i$$

met

y^*_i	latente respons variabele die weergeeft welke mate van fysieke beperkingen een persoon heeft,
y_i	waargenomen mate van fysieke beperkingen,
β	te schatten coëfficiënten die de relatie weergeven tussen mate van fysieke beperkingen en zijn determinanten,

x_i	vector van determinanten die mate van fysieke beperkingen bepalen,
α_{1i}, α_{2i}	te schatten drempelwaarden,
u_i	standaard-normaal verdeelde storingsterm.

Tabel 2.2 geeft de schattingsresultaten. De interpretatie van de tabel is als volgt. Een persoon tussen de 70 en 74 jaar heeft een grotere kans op fysieke beperkingen dan een persoon met dezelfde opleiding, huishoudensvorm en geslacht tussen de 65 en 69 jaar. Dat valt af te lezen uit de positieve waarde van de coëfficiënt (0,27). Hoeveel groter de kans is hangt af van de waarde van de andere variabelen. De (geschatte) kans dat iemand ernstig fysiek beperkt is, wordt als volgt bepaald:

$$p_3 = \hat{P}(y_i=3) = \Phi(\hat{\beta}x_i - \hat{\alpha}_{2i}) \tag{2.2}$$

met Φ de cumulatieve normale verdelingsfunctie.

Zo is de kans dat deze persoon matig beperkt is:

$$p_2 = \hat{P}(y_i=2) = \Phi(\hat{\beta}x_i - \hat{\alpha}_{1i}) - \Phi(\hat{\beta}x_i - \hat{\alpha}_{2i}). \tag{2.3}$$

Op vergelijkbare wijze kunnen de kansen p_0 en p_1 berekend worden. De drempelwaarde α_{2i} geeft aan hoeveel de latente waarde van de fysieke beperkingen moet zakken voor de geobserveerde maat van 3 naar 2 gaat. Het geschatte verschil in de latente waarde van fysieke beperkingen tussen een 86-jarige en een 92-jarige met overigens dezelfde karakteristieken is 1,94-1,48 = 0,46 (zie tabel 2.2). Dat is niet genoeg om de score op de maat voor fysieke beperkingen te laten afnemen met 1, omdat beide drempelwaarden en ook het verschil daartussen groter zijn dan 0,46.

De resultaten zijn zoals verwacht (Timmermans et al. (1997), de Klerk et al. (2001)); hoe ouder hoe ernstiger de fysieke beperkingen, alleenstaanden hebben vaker fysieke beperkingen dan samenwonenden, laag opgeleiden meer dan hoog opgeleiden en vrouwen meer dan mannen. Om de verklaringskracht van het model als geheel te kunnen evalueren berekenen we de G_M- statistic en de R^2_L.[11] Voor het model dat ten grondslag ligt aan tabel 2.2 is de G_M-statistic gelijk aan 2.696, waarmee de hypothese dat alle parameters gelijk zijn aan nul ruimschoots word verworpen. De conclusie is gerechtvaardigd dat de determinanten helpen de voorspelling van de mate van fysieke beperkingen te verbeteren. De verklaringsgraad R^2_L is te vergelijken met de R^2 in een gewoon regressiemodel. Voor tabel 2.2 is de waarde van de R^2_L gelijk aan 0,10 wat een matige relatie suggereert tussen de afhankelijke en de onafhankelijke variabelen.

[11] Zie ook Menard (1995).

Tabel 2.2 Schattingsresultaten van een ordered probit model ter verklaring van fysieke beperkingen van 65-plussers, 1996

variabele	coëfficiënt	t-waarde
constante	−0,08	−2,14
leeftijd		
65-69 jaar (referentie categorie)	0	–
70-74 jaar	0,27	8,93
75-79 jaar	0,57	17,23
80-84 jaar	0,95	24,71
85-89 jaar	1,48	28,10
≥ 90 jaar	1,94	24,70
type huishouden		
alleenstaand (ref.categorie)	0	–
samenwonend	−0,10	−4,11
opleidingsniveau		
laag (referentiecategorie)	0	–
hoog	−0,31	−12,86
geslacht		
man (referentiecategorie)	0	–
vrouw	0,32	13,24
α_{1i}	0,71	54,74
α_{2i}	1,42	76,83
G_M	2.696	
R^2_L	0,10	
aantal observaties	10.017	

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

Om de mate waarin het model goed voorspelt te kunnen evalueren, wordt gebruik gemaakt van de λ_p index. De λ_p index is gebaseerd op het verschil tussen het aantal foute voorspellingen met en zonder model:

$$\lambda_p = \frac{\text{aantal foute voorspellingen zonder model} - \text{aantal foute voorspellingen met model}}{\text{aantal foute voorspellingen zonder model}} \qquad (2.4)$$

De voorspelde waarde van de afhankelijke variabele zonder model is gelijk aan de modus van die variabele (het punt waar de kansverdeling de grootste waarde aanneemt). Om λ_p uit te rekenen, maken we gebruik van de tabel waarin de geobserveerde en voorspelde waarden van de afhankelijke variabele met elkaar vergeleken worden (tabel 2.3).

Tabel 2.3 Vergelijking van geobserveerde en voorspelde waarden van de mate van fysieke beperkingen

	voorspeld				
geobserveerd	0	1	2	3	totaal
0	3.834	49	34	220	4.137
1	1.877	66	50	395	2.388
2	1.251	32	47	509	1.839
3	674	52	47	880	1.653
totaal	7.636	199	178	2.004	10.017

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

De modus is 0, daarom is het aantal foute voorspellingen zonder model gelijk aan de niet-0 observaties. Op basis van tabel 2.3 is dat gelijk aan 2.388+1.839+1.653 = 2.381. Het aantal foute voorspellingen met het model is gelijk aan de som van de niet-diagonaal elementen, in casu: 10.017–3.834–66–47–880 = 5.190. De bij tabel 2.3 behorende λ_p is gelijk aan (5.880–5.190)/5.880 = 0,12. De waarde van 0,12 geeft aan dat het model redelijk goed in staat is om de juiste voorspellingen te genereren.

Alles bij elkaar geven de statistics aan dat het model een redelijk model is, al blijft er nog een belangrijk onverklaard deel over. Ook andere modellen ter verklaring van de mate van fysieke beperkingen (De Klerk et al. (2001), Timmermans et al. (1997) en De Boer (1999)) concluderen dat fysieke beperkingen niet alleen verklaard kan worden uit determinanten als leeftijd, type huishouden, opleidingsniveau en geslacht, maar dat ook andere (niet beschikbare en/of raambare) determinanten een rol spelen. Dit impliceert dat de ramingen van de mate van fysieke beperkingen voor de komende jaren met de nodige voorzichtigheid gepresenteerd worden. Deze constatering wordt bevestigd door tabel 2.4. Daarin wordt het percentage personen met een bepaalde mate van fysieke beperkingen weergegeven naar type zorg, zoals die is waargenomen in de steekproef, evenals de voorspelling daarvan, gebaseerd op de schattingsresultaten van het boven beschreven model.

Tabel 2.4 Mensen met fysieke beperkingen naar type zorg, 65-plussers, 1996 (verticaal geperceneerd)

	geen	informele hulp	thuiszorg	verzorgingshuis	verpleeghuis	totaal
niet beperkt, waargenomen	54,9	27,4	14,4	2,7	0,0	41,3 (4.137)
niet beperkt, voorspeld[a]	48,0	36,0	33,0	12,0	22,0	41,0 (4.107)
licht beperkt, waargenomen	25,8	28,8	21,1	6,5	0,0	23,8 (2.388)
licht beperkt, voorspeld[a]	24,0	24,0	24,0	17,0	21,0	24,0 (2.404)
matig beperkt, waargenomen	14,7	27,0	28,9	23,5	3,7	18,4 (1.839)
matig beperkt, voorspeld[a]	17,0	20,0	21,0	23,0	22,0	18,0 (1.803)
ernstig beperkt, waargenomen	4,6	16,8	35,6	67,3	96,3	16,5 (1.653)
ernstig beperkt, voorspeld[a]	11,0	19,0	22,2	47,0	35,0	17,0 (1.703)
totaal	100 (6.425)	100 (1.616)	100 (1.070)	100 (589)	100 (322)	100 (10.017)

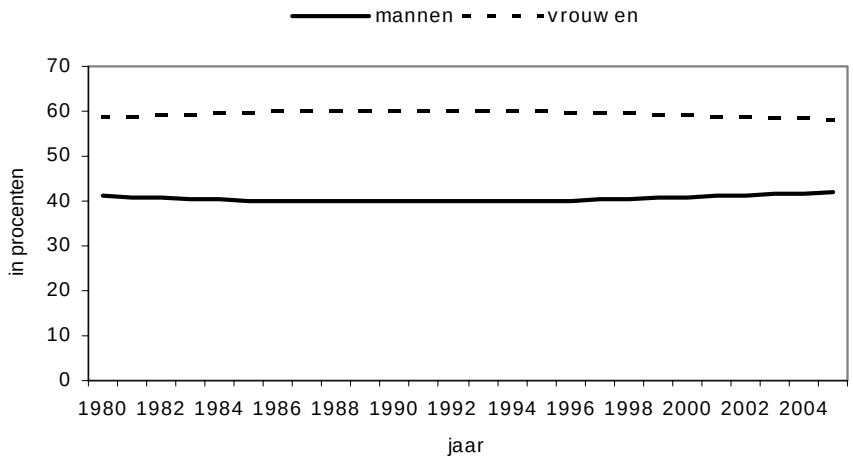
a De voorspelde beperking is p_0 (niet beperkt) als $p_0 > p_1, p_2, p_3$, vergelijkingen (2.2) en (2.3).

Tabel 2.4 laat zien dat van alle 10.017 65-plussers in de steekproef 41,3% niet beperkt is, 23,8% licht beperkt, 18,4% matig beperkt en 16,5% ernstig beperkt. De uit het model volgende voorspelling van het percentage licht beperkten is 41,0% en ligt daarmee dicht bij het waargenomen percentage. Datzelfde geldt voor het percentage van de licht, matig en ernstig beperkten. Van de mensen zonder hulp is het overgrote deel niet beperkt, maar toch ook nog bijna 5% ernstig beperkt. De modelvoorspelling ligt dicht in de buurt van het waargenomen percentage. Bij informele hulp en thuiszorg vinden we zoals verwacht minder niet beperkten en

meer ernstig beperkten dan bij de mensen zonder hulp. De modelvoorspelling ligt hier wat verder uit de buurt van de waargenomen percentages. Bij de informele zorg wordt het percentage niet beperkten overschat en vooral het percentage matig beperkten onderschat. Bij de thuiszorg wordt het percentage niet beperkten nogal overschat en het percentage ernstig beperkten onderschat. Het model heeft de meeste moeite met het voorspellen van het aantal ernstig beperkten in een verzorgingshuis en verpleeghuis. Het voorspelde percentage is veel te laag. Het aantal niet en licht beperkten wordt juist weer te hoog voorspeld.

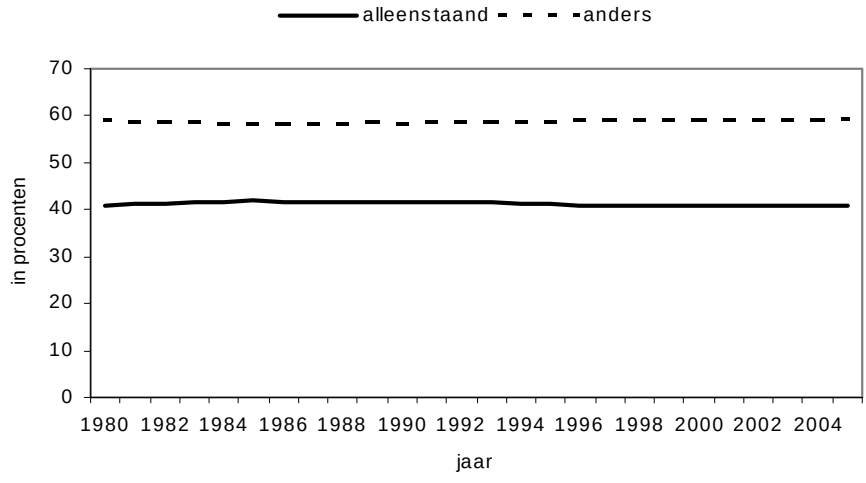
Op basis van de kennis van de relatie tussen fysieke beperkingen en de determinanten daarvan en de ontwikkelingen in de tijd van deze determinanten wordt de ontwikkeling in de mate van fysieke beperkingen geraamd. De ontwikkelingen in de tijd van de determinanten worden bepaald met behulp van een zogenoemde micromodelbevolking (zie bijlage F). De micromodelbevolking geeft een gedetailleerde beschrijving van de populatie ouderen naar in tabel 2.1 vermelde achtergrondkenmerken. In onderstaande figuren worden de ontwikkelingen van de determinanten weergegeven.

Figuur 2.1
De ontwikkeling van het aantal ouderen in de bevolking naar geslacht, 1980-2005



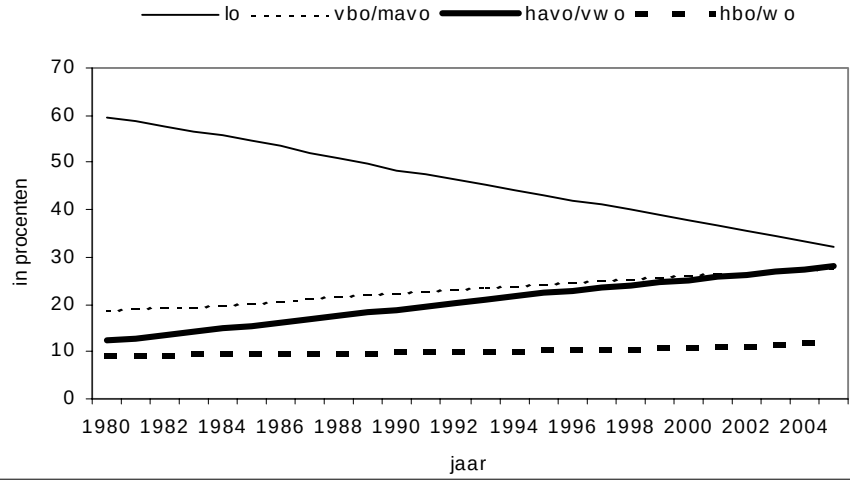
Figuur 2.2

De ontwikkeling van het aantal ouderen in de bevolking naar huishoudenssituatie, 1980-2005

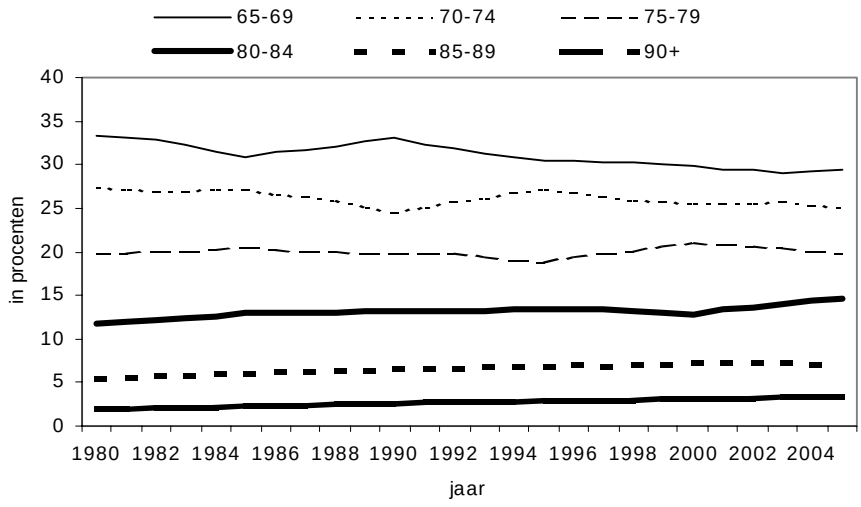


Figuur 2.3

De ontwikkeling van het aantal ouderen in de bevolking naar opleidingsniveau, 1980-2005



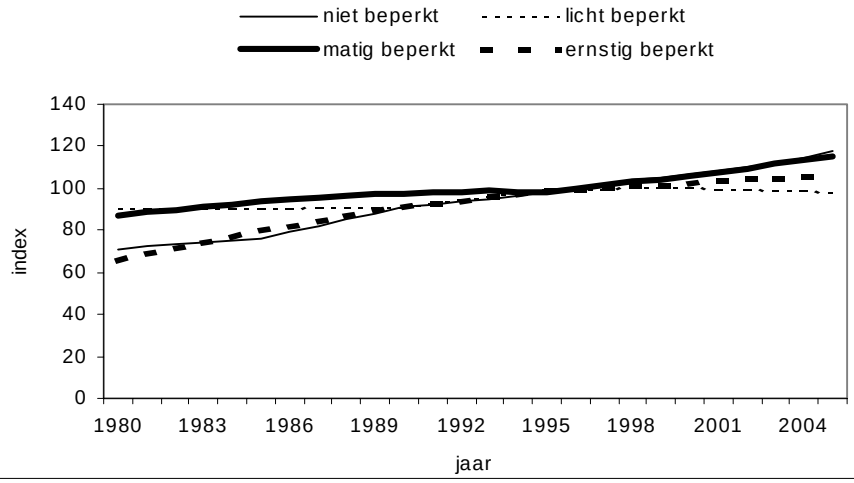
Figuur 2.4
De ontwikkeling van het aantal ouderen in de bevolking naar leeftijdsklasse, 1980-2005



Naar verwachting zal het verschil in aantal oudere mannen en vrouwen afnemen door de toegenomen levensverwachting van mannen (figuur 2.1). Het aandeel alleenstaanden onder de ouderen (figuur 2.2) verandert mede daardoor niet. Wat betreft opleidingsniveau (figuur 2.3) zal het aandeel ouderen met alleen lager onderwijs sterk afnemen, ten gunste van de aandelen van ouderen met middelbaar onderwijs (en in mindere mate hoger onderwijs). Het percentage 65-plussers met alleen lager onderwijs neemt af van 43 in 1995 naar 32 in 2006. Figuur 2.4 laat zien dat er de komende vijf jaar sprake is van vergrijzing, en zelfs van een lichte dubbele vergrijzing. Volgens de middenvariant van de CBS-bevolkingsprognose neemt het aantal 65-plussers tot 2006 met 6% toe en het aantal 80-plussers met bijna 12%.

Op basis van het in tabel 2.2 geschatte model en de in de figuren 2.1 tot en met 2.4 getoonde ontwikkelingen in de determinanten zijn ramingen gemaakt van het voorkomen van fysieke beperkingen onder de oudere bevolking. In figuur 2.5 wordt de ontwikkeling in de ramingen voor de periode 1980-2005 gepresenteerd in indexcijfers.

Figuur 2.5
Raming van de ontwikkeling in het aantal personen met fysieke beperkingen, 1980-2005 (index 1996 = 100)



Opvallend is vooral de stijging in het aantal ouderen zonder beperkingen. De stijging van het opleidingsniveau heeft een verhogend effect op het aantal ouderen zonder beperkingen. Deze stijging gaat echter gepaard met een stijging in het aantal ouderen dat ernstig beperkt is ten gevolge van de dubbele vergrijzing. Het aantal ouderen met lichte of matige beperkingen stijgt licht.

2.4 Hulpbehoefte

De in de vorige paragraaf ontwikkelde beperkingenmaat op persoonsniveau wordt gecombineerd met de sociaal-economische variabelen geslacht, leeftijd, huishoudenstype en opleidingsniveau om tot de hulpbehoefte te komen. Het idee daarachter is dat niet alleen beperkingen bepalend zijn voor iemands hulpbehoefte, maar ook hoe groot iemands zelfredzaamheid is en of er hulp in de directe nabijheid beschikbaar is (bijvoorbeeld door de partner). De beschikbare informatie over bovengenoemde variabelen wordt samengevat in een maat voor de hulpbehoefte. Hiervoor wordt factoranalyse gebruikt (zie appendix A1). Hulpbehoefte wordt beschouwd als een niet direct observeerbare factor, die de wel observeerbare informatie over hulpbehoefte samenvat. Het representeert de relatie tussen de vijf geobserveerde variabelen waarvan verondersteld wordt dat ze informatie bevatten over de grootte van de hulpbehoefte.[12]

Als eerste stap bij factor analyse wordt de correlatiematrix tussen de geobserveerde variabelen bekeken. Als de correlaties tussen de variabelen klein zijn is het

[12] In bijlage A2 wordt verslag gedaan van alternatieve maten van de hulpbehoefte.

onwaarschijnlijk dat ze een gezamenlijke factor delen. In tabel 2.5 is de correlatiematrix weergegeven. Deze laat zien dat alle vijf variabelen een redelijke correlatie hebben met ten minste één van de andere variabelen. De Bartlett test en de KMO-maat (zie bijlage A2) duiden er op dat er voldoende correlatie is om één of meer gezamenlijke onderliggende factoren te hebben.

Tabel 2.5 Correlatiematrix tussen de variabelen die ten grondslag liggen aan de factor hulpbehoefte, 65-plussers, 1996

	test-waarde	geslacht	leeftijd	opleidings-niveau	huishou-denstype	fysieke beper-kingen
geslacht		1				
leeftijd		0,11	1			
opleidingsniveau		−0,17	−0,25	1		
huishoudenstype		−0,32	−0,35	0,13	1	
fysieke beperkingen		0,17	0,47	−0,25	−0,24	1
Bartlett test	0,000[a]					
Kaiser-Meyer-Olkin maat	0,64[b]					

a Significantieniveau.
b Correlatiecoëfficiënt.

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

Vervolgens wordt nagegaan of het mogelijk is om de vijf geobserveerde variabelen te representeren door één factor of dat er meer voor nodig zijn. Daarvoor bekijken we welk percentage van de totale variantie (dat is de som van de variantie van elke variabele) verklaard wordt door elke factor. Elke variabele is gestandaardiseerd (gemiddelde 0 en variantie 1), wat betekent dat de totale variantie in ons geval gelijk is aan 5 (vijf variabelen met variantie 1). De totale variantie verklaard door een bepaalde factor, wordt weergegeven door de eigenwaarde die in tabel 2.6 vermeld staat.

Tabel 2.6 Toedeelbare variantie aan elke factor bij factoranalyse van hulpbehoefte, 1996

	eigenwaarde	toedeelbare percentage variantie	cumulatieve variantie
factor 1	2,01	40,3	40,3
factor 2	0,99	19,8	60,1
factor 3	0,86	17,2	77,3
factor 4	0,66	13,1	90,5
factor 5	0,48	9,5	100,0

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

De verklaarde variantie door factor 1 is 2,01 en dat is 40,3% van de totale variantie. De verklaarde variantie door factoren 2, 3, 4 en 5 is kleiner dan 1 (de variantie van een geobserveerde variabele) en elk van die factoren geeft dus minder informatie dan een enkele variabele, en dus is het niet zinvol om meer dan één factor op te nemen. Dat is in ons geval gunstig omdat wij ook trachten de

informatie uit de vijf geobserveerde variabelen te comprimeren tot één onderliggende factor.

Tabel 2.7 geeft de resultaten van de factoranalyse. In de tabel staan de waarden van de gestandaardiseerde onafhankelijke variabelen (gemiddelde 0 en variantie 1) vermeld en de factor score coëfficiënten die uit de analyse volgen (zie appendix A1). De interpretatie van de resultaten kan geïllustreerd worden aan de hand van de onderste rijen van de tabel. Het verschil in hulpbehoefte tussen ouderen die niet fysiek beperkt zijn en die ernstig fysiek beperkt zijn is 0,99 (= 1,99*0,35 – (–0,84)*0,35). Zo vinden we ook dat ouderen die matig beperkt zijn een 0,46 (= 0,46*0,35 – (–0,84)*0,35) hogere hulpbehoefte hebben dan niet beperkten, en licht beperkten een 0,20 (= –0,26*0,35 – (–0,84)*0,35) hogere hulpbehoefte dan niet beperkten. Dus hoe ernstiger de fysieke beperkingen, hoe hoger de waarde van de hulpbehoefte. Uit de tabel valt verder af te lezen dat vrouwen hulpbehoevender zijn dan mannen, ouderen hulpbehoevender dan jongeren, laag opgeleiden hulpbehoevender dan hoog opgeleiden (–0,26* –1,38 is groter dan –0,26*0,72) en alleenstaanden hulpbehoevender dan samenwonenden.

Tabel 2.7 Resultaten factoranalyse hulpbehoefte van 65-plussers, 1996

variabele	waarde gestandaardiseerde variabele	factor score
geslacht		0,25
man	−1,16	
vrouw	0,86	
leeftijd		0,37
65-69 jaar	−0,85	
70-74 jaar	−0,44	
75-79 jaar	0,19	
80-84 jaar	1,08	
85-89 jaar	2,06	
≥90 jaar	3,10	
opleidingsniveau		−0,26
laag	−1,38	
hoog	0,72	
type huishouden		−0,32
alleenstaand	−1,23	
samenwonend	0,81	
fysieke beperkingen		0,35
niet	−0,84	
licht	−0,26	
matig	0,46	
ernstig	1,99	

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

Om te beoordelen hoe goed het 1-factor model de oorspronkelijke variabelen beschrijft, wordt berekend welke proportie van de variantie van elke variabele verklaard wordt door de factor (tabel 2.8). Als de proportie 0 is, verklaart de onderliggende factor niets van de variantie van de betreffende variabele, als hij 1 is, verklaart de onderliggende factor alles van de variantie. Wij vinden proporties tussen de 0,25 en 0,55 wat aangeeft dat het factormodel goed de oorspronkelijke variabelen beschrijft.

Tabel 2.8 Proportie van de variantie van elke variabele verklaard door de gezamenlijke factor, 1996

variabele	proportie van de variantie van elke variabele verklaard door de gezamenlijke factor
geslacht	0,25
leeftijd	0,55
opleidingsniveau	0,28
huishoudenstype	0,43
fysieke beperkingen	0,51

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

Met behulp van de factor score coëfficiënten kan de variabele hulpbehoefte worden geconstrueerd. De hulpbehoefte wordt berekend door de factor score coëfficiënten te vermenigvuldigen met de gestandaardiseerde waarden van de variabelen. Zo heeft een hoog opgeleide alleenstaande man van 91 die matig beperkt is een hulpbehoefte van:

$$0{,}25*(-1{,}16) + 0{,}37*3{,}10 - 0{,}26*0{,}72 - 0{,}32*(-1{,}23) + 0{,}35*0{,}46 = 1{,}22.$$

De op deze manier voor iedereen berekende hulpbehoefte is een continue variabele, die blijkt te variëren tussen de –0,91 en 3,06. Dit is de maat van hulpbehoefte die gebruikt wordt als determinant in het model dat de vraag verklaart. Uit oogpunt van presentatie wordt deze continue maat omgezet in een discrete maat voor hulpbehoefte.[13] Er worden vier klassen onderscheiden (niet, licht, matig en ernstig hulpbehoevend). Tabel 2.9 geeft de verdeling van hulpbehoevenden aan binnen de verschillende typen zorg.

13 De indeling die gebruikt is om de continue hulpbehoefte om te zetten in een discrete variabele is gebaseerd op de gemiddelde hulpbehoefte per zorgtype. De volgende zorgtypes zijn onderscheiden: 1) geen hulp, 2) informele hulp of thuiszorg en 3) zorg in een verzorgingshuis of verpleeghuis. De gemiddelde hulpbehoefte in de groep mensen zonder hulp is 0,07 de gemiddelde hulpbehoefte in de groep mensen met informele hulp of thuiszorg is 0,70, en de gemiddelde hulpbehoefte in de groep mensen in een verpleeg- of verzorgingshuis is 1,74. De volgende transformaties zijn vervolgens toegepast:

niet hulpbehoevend:		hulpbehoefte < 0,07
licht hulpbehoevend:	0,07 ≤	hulpbehoefte < 0,70
matig hulpbehoevend:	0,70 ≤	hulpbehoefte < 1,74
ernstig hulpbehoevend:	1,74 ≤	hulpbehoefte

Tabel 2.9 Percentages hulpbehoevenden naar type zorg[a], 65-plussers, 1996

hulpbehoevend	geen	informele hulp	thuiszorg	verzorgings-huis	verpleeg-huis	totaal
niet	54,8	26,2	16,7	0,9	0,0	41,2 (4.131)
licht	30,5	32,0	27,9	5,1	14,0	28,4 (2.847)
matig	13,5	35,0	41,5	37,7	43,2	22,3 (2.237)
ernstig	1,2	6,8	13,9	56,3	42,9	8,0 (802)
totaal	100 (6.425)	100 (1.616)	100 (1.070)	100 (589)	100 (322)	100 (10.017)

a De mate van hulpbehoefte is bepaald op basis van de waargenomen mate van fysieke beperkingen, en niet op basis van de voorspelde mate van fysieke beperkingen.

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

Zoals te verwachten is, zijn alle verpleeghuisbewoners en bijna alle verzorgingshuisbewoners hulpbehoevend. Opvallend is wel dat het percentage ernstig hulpbehoevenden in verzorgingshuizen groter is dan in verpleeghuizen. Dit is een gevolg van de hoge gemiddelde leeftijd in verzorgingshuizen en de sterke invloed van leeftijd op de mate van hulpbehoefte (tabel 2.7). Verder is duidelijk te zien dat de hulpbehoefte toeneemt naarmate de zwaarte van de voorziening toeneemt (in de tabel van links naar rechts). Dit wijst erop dat we redelijk goed in staat zijn de mate van hulpbehoefte te bepalen.

De analyse heeft als doel om voorspellingen te genereren van de hulpbehoefte op macroniveau voor een aantal jaren vooruit. Om dat te kunnen doen is het belangrijk de hulpbehoefte te bepalen op basis van de voorspelde waarde van de determinanten die gebruikt zijn in de analyse. Daarom wordt in tabel 2.10 het percentage hulpbehoevenden naar type zorg gegeven, waarbij de hulpbehoefte bepaald is op basis van de verwachte mate van fysieke beperkingen (zie § 2.3). De reden dat tabel 2.10 van tabel 2.9 verschilt heeft te maken met de mate waarin fysieke beperkingen juist worden voorspeld. Door de verwachte mate van beperkingen te gebruiken in plaats van de feitelijke, vinden we in verpleeghuizen te veel niet hulpbehoevenden en te weinig ernstig hulpbehoevenden.

Tabel 2.10 Percentages hulpbehoevenden naar type zorg[a], 65-plussers, 1996

hulpbehoevend	geen	informele hulp	thuiszorg	verzorgings-huis	verpleeg-huis	totaal
niet	56,6	30,3	23,5	0,7	10,9	44,1 (4.416)
licht	24,6	26,5	25,8	6,3	16,1	23,7 (2.274)
matig	15,6	31,1	33,6	29,1	33,5	21,4 (2.140)
ernstig	3,2	12,1	17,1	63,9	39,4	10,9 (1.087)
totaal	100 (6.425)	100 (1.616)	100 (1.070)	100 (589)	100 (322)	100 (10.017)

a De mate van hulpbehoefte is bepaald op basis van de verwachte mate van fysieke beperkingen.

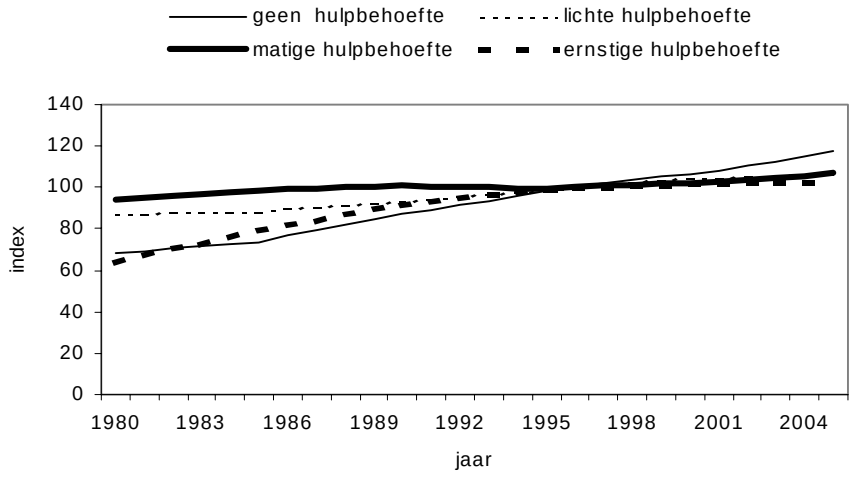
Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

Wanneer op deze wijze de hulpbehoefte op microniveau is bepaald, kan met behulp van een micromodelbevolking de hulpbehoefte op macroniveau voor de jaren 1980-2005 worden bepaald. Voor de jaren 1980-1996 is de hulpbehoefte gebaseerd op waargenomen trends in de onafhankelijke variabelen, voor de jaren

daarna op ramingen. Zie voor uitgebreide uitleg van de werking van de micromodelbevolking en de ontwikkeling van de determinanten, paragraaf 2.3.

Figuur 2.6 geeft een overzicht van de ontwikkeling van het aantal ouderen naar mate van hulpbehoefte zoals deze resulteert uit bovenbeschreven model.

Figuur 2.6
Raming van het aantal ouderen naar mate van hulpbehoefte, 1980-2005 (index 1996 = 100)



Het aantal niet hulpbehoevende ouderen neemt sterk toe, het aantal licht of matig hulpbehoevende ouderen neemt licht toe. Het aantal ernstig hulpbehoevende ouderen neemt eerst toe, maar vanaf 1994 blijft het constant en neemt in de laatste jaren zelfs licht af. Vergelijking met figuur 2.5 maakt duidelijk dat de verwachte ontwikkeling in de hulpbehoefte van ouderen gelijk opgaat met de verwachte ontwikkeling in de mate van fysieke beperkingen. Dit komt overeen met de bevindingen in Timmermans et al. (1997).

3 VRAAGONTWIKKELING

3.1 Inleiding

De tweede stap in het model, na de bepaling van de hulpbehoefte, is de bepaling van de vraag naar een bepaalde voorziening. Deze wordt in het algemeen, net als de hulpbehoefte, op microniveau niet direct gemeten, maar moet worden afgeleid uit andere, wel gemeten, variabelen. Wel is het voor sommige voorzieningen mogelijk om op geaggregeerd niveau de (landelijke) vraag af te leiden uit het waargenomen gebruik en de hoogte van de wachtlijst. De wachtlijstgegevens zijn echter vaak onbetrouwbaar en het is op geaggregeerd niveau niet eenvoudig determinanten van de vraag te bepalen. In de huidige fase is er daarom voor gekozen de vraag op microwaarnemingen te funderen. In dit hoofdstuk wordt beschreven hoe de vraag op microniveau geconstrueerd is, en vervolgens hoe nagegaan is welke determinanten bepalend zijn voor de vraag. De analyses zijn verricht op hetzelfde EBB/OII'96 bestand dat beschreven is in het vorige hoofdstuk. Ten slotte wordt met behulp van een micromodelbevolking de vraag naar macroniveau opgehoogd.

3.2 Constructie van de vraag

De vraag van een oudere naar een voorziening is in het EBB/OII'96 niet waargenomen, maar wordt afgeleid op basis van de kenmerken van gebruikers van diverse voorzieningen. De aannames zijn gebaseerd op de kenmerken leeftijd, huishoudenssamenstelling en mate van beperkingen van gebruikers van de verscheidene voorzieningen. Omdat er geen informatie over de vraag aanwezig is valt er niet aan te ontkomen deze enigszins arbitraire aannames te maken.
Er worden vier voorzieningen onderscheiden, namelijk informele zorg en thuiszorg (die beide zorg aan huis bieden) en verzorgingshuis of verpleeghuis (samen de intramurale zorg). Wegens het ontbreken van gegevens blijft particuliere hulp buiten beschouwing. Er wordt voor elk type voorziening drie categorieën vragers onderscheiden.

- vraag door bestaande gebruikers die geen vraag uitoefenen naar een andere voorziening;
- vraag door niet-gebruikers van de betreffende voorziening (deze categorie zal in hoofdstuk 4 nog worden uitgesplitst);
- vraag door gebruikers die eigenlijk vraag uitoefenen naar een zwaardere voorziening (dit noemen we doorgeschoven vraag).

In hoofdstuk 4 wordt uitgebreid ingegaan op deze drie categorieën.

Voor de *verpleeghuizen* maken we de volgende veronderstellingen: de vraag wordt gevormd door de huidige bewoners, aangevuld met de 65-80-jarige alleenstaanden met ernstige fysieke beperkingen die thuiswonen of in een verzorgingshuis. Deze veronderstelling is gebaseerd op het feit dat een groot deel van de 65-80-jarige alleenstaanden met ernstige fysieke beperkingen in een verpleeghuis wonen. Er is voor verpleeghuizen geen doorgeschoven vraag, want dit is de zwaarste voorziening.

We veronderstellen dat de vraag naar *verzorgingshuizen* deels bestaat uit de vraag door de huidige bewoners in een verzorgingshuis. Een deel van die vraag is echter doorgeschoven vraag. Dat is de vraag uitgeoefend door 65-80-jarige alleenstaande bewoners met ernstige fysieke beperkingen. Er wordt namelijk verondersteld dat zij vraag uitoefenen naar een verpleeghuis, maar omdat ze daar (nog) niet terecht kunnen in een verzorgingshuis wonen. De vraag naar verzorgingshuizen wordt aangevuld met de thuiswonende 80-plussers met matige of ernstige beperkingen. Op dezelfde wijze wordt de vraag naar *thuiszorg* op basis van aannames geconstrueerd. Deels bestaat zij uit de gebruikers van thuiszorg. Een deel van die gebruikers bestaat weer uit doorgeschoven vraag. Dat is de vraag uitgeoefend door 65-80-jarige alleenstaanden met ernstige fysieke beperkingen (zij oefenen vraag uit naar een verpleeghuis, maar ontvangen thuiszorg) en de vraag die wordt uitgeoefend door de thuiswonende 80-plussers met matige of ernstige beperkingen (zij oefenen vraag uit naar een verzorgingshuis). De vraag naar thuiszorg bestaat verder uit de matig en ernstig beperkten zonder formele hulp.
De vraag naar *informele hulp* bestaat, naast de gebruikers van informele hulp (met weer doorgeschoven vraag van bovengenoemde voorzieningen), ook uit de licht of matig beperkten zonder enige vorm van zorg.

In Tabel 3.1 is precies aangegeven welke veronderstellingen ten grondslag liggen aan de constructie van de vraag. Er zijn ook een aantal andere veronderstellingen uitgeprobeerd, maar die leidden tot minder plausibele uitkomsten. Hier wordt nogmaals benadrukt dat de veronderstellingen hoewel willekeurig op dit moment onontkoombaar zijn.[14] De tabel laat zich als volgt lezen: een samenwonende oudere tussen de 65 en 70 jaar die niet beperkt is (eerste rij in de tabel), vraagt geen hulp als hij geen hulp ontvangt (geen), vraagt informele hulp als hij informele hulp ontvangt (inf1), vraagt thuiszorg als hij thuiszorg ontvangt (th1), vraagt zorg in een verzorgingshuis als hij bewoner is van een verzorgingshuis (vzh1) en vraagt zorg in een verpleeghuis als hij bewoner is van een verzorgingshuis (vzh1). Om de tabel wat leesbaarder te maken zijn deze aanduidingen (geen, of met een '1' achter de zorgsoort) vervangen door een . (punt). In dat geval is de vraag gelijk aan de huidige zorgsituatie. Uit de vierde regel lezen we dat een samenwonende oudere tussen de 65 en 70 jaar met ernstige beperkingen verondersteld wordt vraag naar thuiszorg uit te oefenen, ook als hij momenteel geen of alleen informele hulp ontvangt. Als hij geen hulp ontvangt is hij vrager maar geen gebruiker, vandaar de th2. Als hij informele zorg ontvangt, is er sprake van doorgeschoven vraag. Hij ontvangt al informele zorg, maar dit is niet genoeg (inf3) en hij vraagt om een zwaarder voorziening thuiszorg (th2).

Op basis van bovengenoemde aannames vinden we dat van de 7.532 personen in de steekproef[15] (EBB/OII'96) 55% vraag uitoefent naar enige vorm van zorg. Daarvan vraagt 66% een vorm van zorg thuis (47% daarvan informele zorg en 53% thuiszorg). Van de ouderen die intramurale zorg vragen (34% van de ouderen

---

14 In 2002 wordt naar verwachting een eerste versie van een vraagmodel naar ouderenvoorzieningen door het SCP opgeleverd, waarbij gebruik gemaakt wordt van vraaggegevens afkomstig van RIO's.

15 Dit is het aantal waarnemingen dat overblijft nadat waarnemingen met missings verwijderd zijn uit de steekproef.

die zorg vragen) oefent 30% vraag uit naar een verpleeghuis en 70% vraag naar een verzorgingshuis.

Tabel 3.1 Bepaling van de vraag naar voorzieningen 65-plussers, 1996

		huidige zorgsituatie				
		geen	informele hulp	thuiszorg	vzh	vph
samen, 65-70 jr, niet beperkt	1	.	.	.	.	.
samen, 65-70 jr, licht beperkt	2	.	.	.	.	.
samen, 65-70 jr, matig beperkt	3	.	.	.	.	.
samen, 65-70 jr, ernstig beperkt	4	th2	th2=inf3	.	.	.
samen, 70-75 jr, niet beperkt	5	.	.	.	.	.
samen, 70-75 jr, licht beperkt	6	.	.	.	.	.
samen, 70-75 jr, matig beperkt	7	inf2	.	.	.	.
samen, 70-75 jr, ernstig beperkt	8	th2	th2=inf3	.	.	.
samen, 75-80 jr, niet beperkt	9	.	.	.	.	.
samen, 75-80 jr, licht beperkt	10	inf2	.	.	.	.
samen, 75-80 jr, matig beperkt	11	th2	th2=inf3	.	.	.
samen, 75-80 jr, ernstig beperkt	12	th2	th2=inf3	.	.	.
samen, 80-plus, niet beperkt	13	.	.	.	.	.
samen, 80-plus, licht beperkt	14	th2	th2=inf3	.	.	.
samen, 80-plus, matig beperkt	15	vzh2	vzh2=inf3	vzh2=th3	.	.
samen, 80-plus, ernstig beperkt	16	vzh2	vzh2=inf3	vzh2=th3	.	.
alleen, 65-70 jr, niet beperkt	17	.	.	.	.	.
alleen, 65-70 jr, licht beperkt	18	inf2	.	.	.	.
alleen, 65-70 jr, matig beperkt	19	th2	th2=inf3	.	.	.
alleen, 65-70 jr, ernstig beperkt	20	vph2	vph2=inf3	vph2=th3	vph2=vzh3	.
alleen, 70-75 jr, niet beperkt	21	.	.	.	.	.
alleen, 70-75 jr, licht beperkt	22	inf2	.	.	.	.
alleen, 70-75 jr, matig beperkt	23	th2	th2=inf3	.	.	.
alleen, 70-75 jr, ernstig beperkt	24	vph2	vph2=inf3	vph2=th3	vph2=vzh3	.
alleen, 75-80 jr, niet beperkt	25	.	.	.	.	.
alleen, 75-80 jr, licht beperkt	26	inf2	.	.	.	.
alleen, 75-80 jr, matig beperkt	27	th2	th2=inf3	.	.	.
alleen, 75-80 jr, ernstig beperkt	28	vph2	vph2=inf3	vph2=th3	vph2=vzh3	.
alleen, 80-plus, niet beperkt	29	th2	th2=inf3	.	.	.
alleen, 80-plus, licht beperkt	30	th2	th2=inf3	.	.	.
alleen, 80-plus, matig beperkt	31	vzh2	vzh2=inf3	vzh2=th3	.	.
alleen, 80-plus, ernstig beperkt	32	vzh2	vzh2=inf3	vzh2=th3	.	.

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

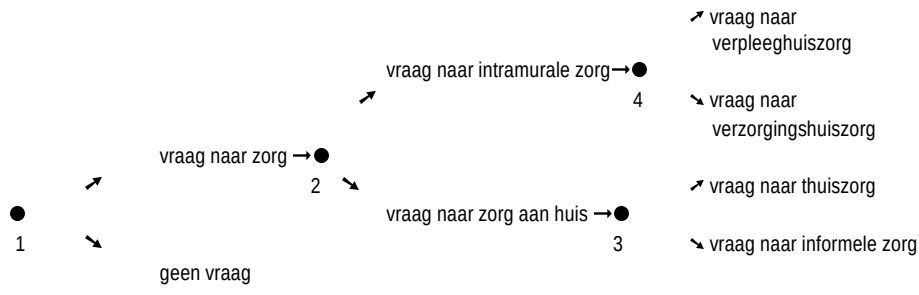
3.3 Determinanten van de vraag

In dit hoofdstuk (3) wordt toe gewerkt naar ramingen voor de vraag. De eerste stap daarbij is het bepalen van de hoogte van de vraag. Dat is gebeurd in paragraaf 3.2. De tweede stap is het bepalen van de determinanten van de vraag. En op basis van de determinanten kan ten slotte een raming van de vraag gemaakt worden. De aldus geconstrueerde vraag is vervolgens gerelateerd aan de determinanten hulpbehoefte (uit hoofdstuk 2), de eigen bijdragen voor de verschillende voorzieningen en het huishoudensinkomen. Het model waarmee de relatie wordt geschat is een

logit-model (Cramer 1991). Er is een bepaalde hiërarchie in de beslissingen omtrent de vraag naar zorg verondersteld. De eerste beslissing betreft de keuze tussen wel of geen zorg. Als er gekozen is voor enige vorm van zorg, dan is de volgende keuze die tussen zorg aan huis of intramurale zorg. Zorg aan huis kan op twee verschillende manieren geleverd worden, namelijk als informele zorg of als thuiszorg. Intramurale zorg kan betekenen opname in een verzorgingshuis of opname in een verpleeghuis.

Bovenstaande veronderstelde hiërarchie zorgt ervoor dat het model sequentieel is. Daardoor is het mogelijk om vier onafhankelijke logit-modellen te schatten, in plaats van bijvoorbeeld een multinomiaal model[16] (zoals bv. in Propper (2000) en De Boer (1999) gebeurt). Het multinomiale model veronderstelt impliciet dat alle vormen van zorg substituten van elkaar zijn, dus bijvoorbeeld ook dat verpleeghuiszorg een substituut is van informele zorg. Dit is onwaarschijnlijk. Bovendien heeft het sequentiële model het rekentechnische voordeel dat de nullen en enen in de analyses gelijkmatiger verdeeld zijn dan in het multinomiale model. Cramer (1998) gaat in op de problemen die ontstaan bij het schatten van een logitmodel als de verdeling tussen nullen en enen erg scheef is. In figuur 3.1 is het gehele model grafisch weergegeven.

Figuur 3.1
Grafische weergave van het model van de vraag naar ouderenvoorzieningen



In tabel 3.2 staan de resultaten vermeld van de schattingen van de vier modellen. Elke kolom geeft de keuze tussen twee (soms geaggregeerde) typen zorg aan. In de eerste kolom staan de determinanten van de keuze tussen wel of geen zorg. De te verklaren variabele is de vraag naar zorg, geen zorg is de referentiegroep. Deze analyse is verricht op alle waarnemingen in het bestand. De tweede kolom geeft aan welke determinanten bepalend zijn voor de keuze tussen zorg aan huis of intramurale zorg, gegeven dat er vraag naar zorg is. De te verklaren variabele is de vraag naar intramurale zorg, zorg thuis is de referentiegroep. Deze analyse is verricht op de personen in de steekproef die een vorm van zorg vragen. De derde kolom beschrijft de keuze tussen informele zorg of thuiszorg van de mensen die zorg aan huis vragen. De te verklaren variabele is de vraag

16 In Schram en van Ophem (1989) wordt een theoretisch algemeen model ontwikkeld wat zowel het sequentiële als het multinomiale model omvat.

naar thuiszorg, informele zorg is de referentiegroep. De laatste kolom, ten slotte, geeft aan welke determinanten bepalend zijn voor de vraag naar een bepaald type intramurale zorg. De te verklaren variabele is de vraag naar verpleeghuiszorg, verzorgingshuiszorg is de referentiegroep. Deze analyse is verricht op de groep mensen die vraag uitoefenen naar één van de twee typen intramurale zorg. Als een coëfficiënt van een bepaalde determinant groter dan 0 is, betekent dit dat deze determinant een positief effect heeft op de te verklaren variabele. Tussen haakjes staan de t-waarden. Deze geven aan hoe groot de foutenmarge is bij de gevonden relatie. Absolute waarden groter dan 2 geven aan dat de coëfficiënt significant van nul verschilt.

Tabel 3.2 Schattingsresultaten van de vraag naar ouderenvoorzieningen, t-waarden tussen haakjes

determinanten	wel zorg / geen zorg		zorg intramuraal/ zorg aan huis		thuiszorg/ informele zorg		verpleeghuis/ verzorgingshuis	
hulpbehoefte	1,33	(18,04)	2,09	(12,86)	0,47	(4,81)	−2,75	(−8,49)
hulpbehoefte-kwadraat	0,20	(4,02)	−0,05	(−0,76)	0,53	(6,85)	0,38	(4,07)
inkomen/100	−0,38	(−9,61)	0,07	(1,18)	−0,03	(−1,55)	−1,11	(−9,35)
inkomen-kwadraat/10000	0,0006	(8,73)	−0,0008	(−1,47)	–		0,0097	(8,87)
eigen bijdrage thuiszorg/10	−0,21	(−15,44)	−0,54	(6,58)	−0,60	(−10,47)	–	
eigen bijdrage thuiszorg-kwadraat/100	0,02	(22,48)	0,04	(10,49)	0,05	(13,65)	–	
eigen bijdrage verzorgingshuis/100	0,10	(−11,26)	0,05	(0,76)	–		1,44	(10,21)
eigen bijdrage verzorging kwadraat/10000	−0,0011	(−10,79)	−0,0001	(−0,13)	–		−0,018	(−9,62)
eigen bijdrage verpleeghuis/100	−0,12	(−1,00)	0,41	(4,09)	–		0,01	(0,05)
eigen bijdrage verpleging kwadraat/10000	−0,0077	(−2,31)	−0,02	(−6,60)	–		−0,0077	(−2,48)
constante	0,95	(12,01)	−4,78	(−8,86)	1,08	(5,13)	7,28	(7,68)
pseudo-R^2		0,41		0,39		0,20		0,22
aantal waarnemingen		9.532		4.169		2.754		1.415

Kwadratische termen zijn opgenomen om eventueel niet-lineaire effecten van determinanten op de te verklaren variabelen te meten. Op basis van het besproken theoretische model is verondersteld dat alleen hulpbehoefte, eigen bijdragen en inkomen determinanten van de vraag zijn. Omdat de specificatie met de hoogste verklaringsgraad is gepresenteerd, zijn in sommige kolommen enkele determinanten buiten de vergelijking gelaten. Het inkomen is nettohuishoudensinkomen per maand, de eigen bijdragen zijn berekende eigen bijdragen per maand.

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

Ten eerste valt op dat de verklaringsgraad van de modellen goed tot zeer goed is (pseudo-R^2 van 0,22 tot 0,41). De laatste twee kolommen in de tabel zijn het gemakkelijkst te interpreteren. Bij de vraag naar thuiszorg ten opzichte van vraag naar informele zorg (kolom 3) heeft de hulpbehoefte een positief effect: hoe groter de hulpbehoefte, hoe groter de vraag naar thuiszorg. Het inkomen speelt hierbij nauwelijks een rol. Hoe hoger de eigen bijdrage voor de thuiszorg is (gemiddeld is die ongeveer 85 gulden per maand), hoe groter de vraag naar informele zorg ten opzichte van thuiszorg zal zijn.
De laatste kolom beschrijft welke determinanten van belang zijn voor de vraag naar een verpleeghuis ten opzichte van de vraag naar een verzorgingshuis. De hulpbehoefte heeft

een positief effect op de vraag naar een verzorgingshuis[17], dit is vooral een gevolg van het leeftijdseffect. Leeftijd heeft een sterk positief effect op de hulpbehoefte en de gemiddelde leeftijd in verzorgingshuizen is veel hoger dan in verpleeghuizen. Het effect van het (maand)inkomen op de vraag naar een verpleeghuis is in eerste instantie negatief (dus kleinere vraag naar verpleeghuiszorg bij een hoger inkomen), maar voor hogere maandinkomens is dit effect positief. De eigen bijdrage voor een verpleeghuis (gemiddeld ongeveer 1.800 gulden per maand) speelt in deze beslissing geen rol (niet significant), maar hoe hoger de eigen bijdrage voor een verzorgingshuis (gemiddeld 1.600 gulden per maand), hoe kleiner de vraag naar een verzorgingshuis (ten opzichte van verpleeghuiszorg). Dit wijst erop dat de noodzaak van opnamen in een verpleeghuis zo groot is dat geld nauwelijks een rol speelt. Voor een verzorgingshuis geldt dit in mindere mate.

De eerste twee kolommen van de tabel geven aan hoe de vraag naar zorg (ten opzichte van geen vraag naar zorg) en de vraag naar intramurale zorg (ten opzichte van de vraag naar zorg thuis) afhangen van de verschillende determinanten. Deze resultaten zijn moeilijker interpreteerbaar omdat de afhankelijke variabele zo heterogeen is. Als voorbeeld daarvan kan dienen het effect van de eigen bijdrage voor thuiszorg op de vraag naar zorg. Een verhoging van de eigen bijdrage zal enerzijds leiden tot een reductie in de vraag naar thuiszorg, en anderzijds tot een verhoging van de vraag naar informele zorg of misschien ook van de vraag naar een verzorgingshuis. Het gezamenlijke effect op de vraag naar zorg is de som van de effecten op vraag naar thuiszorg, de vraag naar informele zorg en de vraag naar een verzorgingshuis. Hoewel de verklaringsgraad hoog is, zullen de resultaten uit de eerste twee kolommen dan ook niet geïnterpreteerd worden. Ze zijn echter wel van belang, ze zijn immers nodig om de vraag naar een bepaald type zorg te berekenen. De kans dat iemand thuiszorg vraagt is namelijk het product van de kans dat iemand zorg vraagt (eerste kolom) met de kans dat iemand zorg thuis vraagt, gegeven dat hij of zij zorg vraagt (tweede kolom) en de kans dat iemand thuiszorg vraagt, gegeven dat hij of zij zorg aan huis vraagt (derde kolom). In formulevorm:

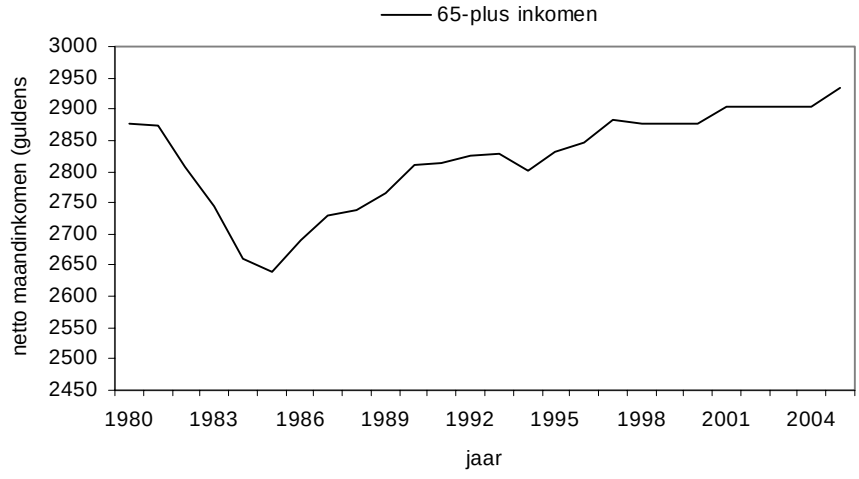
$$P\,(\textit{thuiszorg}) = P\,(\textit{zorg}) \cdot P\,(\textit{zorg thuis}|\textit{zorg}) \cdot P\,(\textit{thuiszorg}|\textit{zorg thuis}) \qquad (3.1)$$

Met behulp van een micromodelbevolking wordt de verandering in de vraag naar verschillende typen zorg van jaar op jaar berekend. De micromodelbevolking geeft een gedetailleerde beschrijving van de populatie ouderen naar de in tabel 2.1 vermelde achtergrondkenmerken (zie bijlage F). De ontwikkeling in de tijd van deze achtergrondkenmerken gecombineerd met de geschatte relatie tussen de achtergrondkenmerken en de vraag per type zorg (tabel 3.2) levert een geraamde ontwikkeling in de vraag op. Voor de eigen bijdrage is de veronderstelde groei in de toekomst gebaseerd op de trends uit het verleden. In figuur 3.2 wordt de ontwikkeling van het inkomen van ouderen weergegeven, voor de overige determinanten wordt verwezen naar paragraaf 2.3.

---

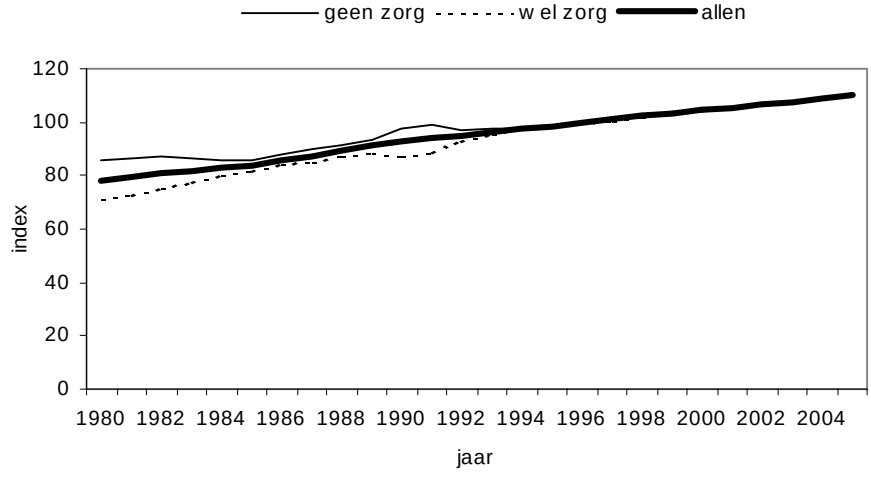
17 Het effect van hulpbehoefte wordt pas negatief als de hulpbehoefte zo groot is dat de kwadratische term meer invloed heeft dan de lineaire term. Dat geldt voor waarden van de hulpbehoefte groter dan 3,6. Deze waarden komen niet voor want de hulpbehoefte heeft als maximum waarde ongeveer 3.

Figuur 3.2
Het gemiddeld nettomaandinkomen van 65-plussers, 1979-2004



In de volgende figuren wordt analoog aan het model de vraag naar zorg weergegeven, gedifferentieerd naar type. In figuur 3.3 wordt de ontwikkeling in de totale ouderenbevolking weergegeven en het aantal ouderen dat respectievelijk wel en geen zorg vraagt.

Figuur 3.3
De vraag naar zorg 1980-2005; index 1996 = 100

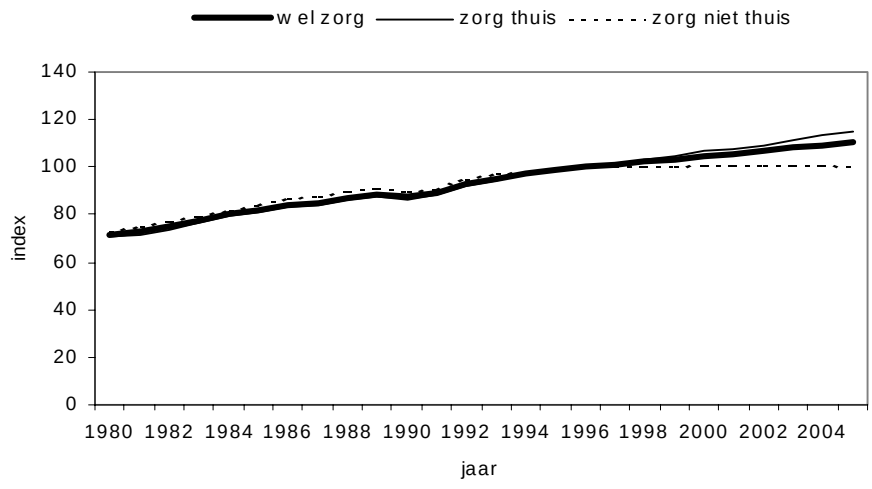


Duidelijk is dat door de vergrijzing het aantal ouderen flink stijgt, en ook dat het percentage ouderen dat zorg vraagt ongeveer constant blijft. Figuur 3.4 laat zien welk

deel van de ouderen die zorg vragen zorg aan huis vragen en welk deel intramurale zorg vraagt.

Figuur 3.4

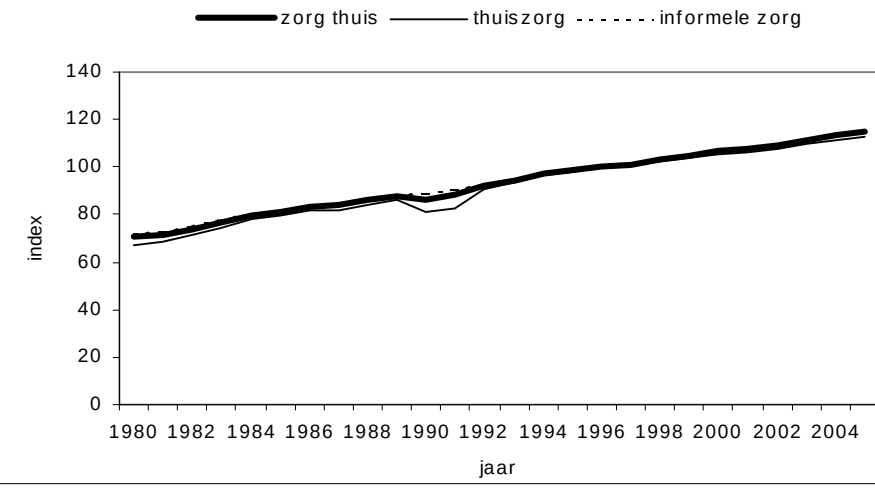
De vraag naar zorg aan huis en de vraag naar intramurale zorg 1980-2005 (index 1996 = 100)



De stijging in het aantal ouderen dat zorg vraagt uit zich vooral in een stijging in het aantal ouderen dat zorg aan huis vraagt, de stijging in de vraag naar intramurale zorg is beduidend lager. Figuur 3.5 laat zien hoeveel ouderen die zorg aan huis vragen, thuiszorg vragen en hoeveel informele zorg.

Figuur 3.5

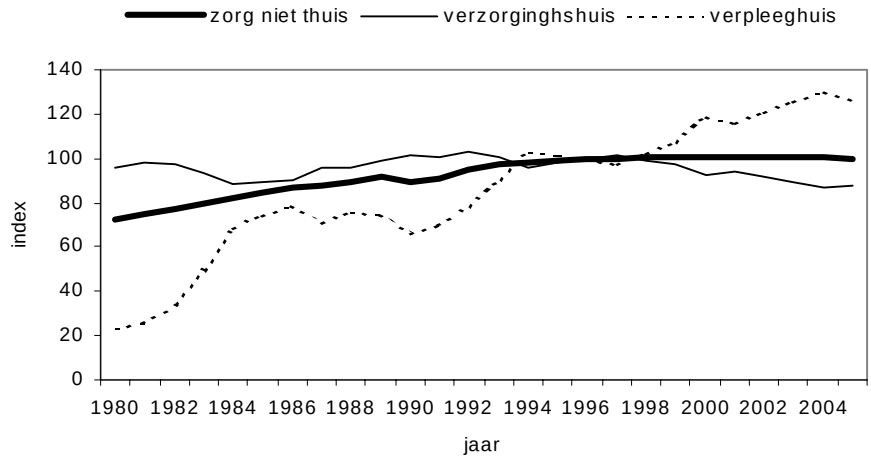
De vraag naar zorg aan huis gedifferentieerd naar thuiszorg en informele zorg, 1980-2005 (index 1996 = 100)



Figuur 3.6 ten slotte laat zien hoeveel ouderen die intramurale zorg vragen verzorgingshuiszorg vragen en hoeveel verpleeghuiszorg

Figuur 3.6

De vraag naar intramurale zorg (zorg niet thuis) gedifferentieerd naar verzorgingshuiszorg en verpleeghuiszorg 1980-2005 (index 1996 = 100)



De stijging in het aantal ouderen dat verpleeghuiszorg vraagt is groter dan het aantal ouderen dat verzorgingshuiszorg vraagt. De stijging in het aantal ouderen dat informele zorg vraagt is sterker dan de stijging in het aantal ouderen dat thuiszorg vraagt. Opvallend is dat vooral de vraag naar thuiszorg een stijgend verloop kent, terwijl de vraag naar verzorgingshuizen op hetzelfde niveau blijft. Wellicht zien we hier de veranderde preferenties ten aanzien van het thuis blijven wonen ten opzichte van het wonen in een verzorgingshuis. De vraag naar verpleeghuizen kent eveneens een stijgend verloop. Dit wordt veroorzaakt door de stijging in het aantal ernstig hulpbehoevende ouderen.

4 HET STROOMMODEL

4.1 Inleiding

In dit hoofdstuk wordt een beschrijving gegeven van de opzet van het stroommodel voor de ouderenvoorzieningen. Het gebruik van een voorziening wordt bepaald door de vraag van ouderen naar die voorziening, het beschikbare aanbod van de voorziening, maar ook de mogelijke interactie met andere voorzieningen voor ouderen. De voorzieningen kunnen daardoor niet los van elkaar bezien worden. Het model beschrijft de stromen tussen de verschillende voorzieningen en houdt er rekening mee dat mensen veelal eerst op een wachtlijst komen voor ze van een voorziening gebruik kunnen maken.

In de vorige versie van het RMZ is het model voor de ouderen opgezet als voorraad-model. Dat houdt in dat het aantal gebruikers de centrale variabele in het model is. In de huidige versie wordt gebruik gemaakt van een stroommodel. In dit type model worden in plaats van de huidige gebruikers de nieuwe gebruikers of de instroom in een voorziening als centrale variabele beschouwd. Stroommodellen zijn beter in staat om het gedrag in deze sector te beschrijven. Kenmerkend is namelijk dat cliënten vaak langdurig gebruikmaken van een voorziening. Een oudere die eenmaal naar een verzorgingshuis verhuist, zal niet snel weer terugkeren naar een thuissituatie. Door de lange verblijfsduren levert een raming op basis van stroomgegevens betere resultaten dan een raming op basis van voorraadgegevens.
Analyses die op voorraadgegevens zijn gebaseerd, maken gebruik van de gegevens van mensen waarvan sommigen al lang in een woonvoorziening verblijven en die instroomden op een moment dat er geheel andere toelatingscriteria golden. Deze groep mensen is (waarschijnlijk) niet representatief voor de in de nabije toekomst te verwachten instroom, waardoor een onjuist beeld van de instroomdeterminanten verkregen zou worden. Het is daarom van belang om analyses op (recente) instroomgegevens uit te voeren en daarmee inzicht te verkrijgen in de op dit moment geldende determinanten van instroom.

De verschillende ouderenvoorzieningen in het model worden met elkaar verbonden via de vraag. De totale vraag naar een voorziening kan verdeeld worden in een aantal categorieën.

a. bestaande gebruikers die niet uitstromen (de zogenaamde blijvers);
b. personen die voor de eerste maal geïndiceerd zijn voor een voorziening (de nieuwe vraag);
c. personen die op de wachtlijst staan, maar nog niet de kans kregen om in te stromen (de nog wachtenden);
d. personen die gebruikmaken van een voorziening maar door verandering in hun fysieke gesteldheid inmiddels behoefte hebben aan een andere (meestal zwaardere) voorziening (doorstroomvraag);
e. personen die niet in de gewenste zorgvoorziening terecht kunnen en daarom (tijdelijk) gebruik willen maken van een andere (meestal minder zware, minder passende) voorziening (de zogenaamde doorgeschoven vraag). Deze personen blijven ook op de wachtlijst staan bij de voorziening waarvoor ze oorspron-kelijk geïndiceerd waren.

De categorieën b, c en d zijn in paragraaf 3.2 samengevat tot één categorie. De vraagcategorieën onder d. en e. zorgen ervoor dat de voorzienigen onderling met elkaar verbonden zijn. Onder d. bevinden zich de personen die al één of andere vorm van zorg krijgen binnen de in het model beschreven voorzieningen, maar inmiddels behoefte hebben aan een andere vorm van ouderenzorg. Het is niet ongebruikelijk dat ouderen eerst toekunnen met uitsluitend thuiszorg, maar naarmate ze hulpbehoevender worden behoefte krijgen aan opname in een verzorgingshuis of een verpleeghuis.
De doorschuifvraag (categorie e.) wordt gebaseerd op een veronderstelde hiër-archische structuur in de ouderenzorg. De hiërarchische structuur houdt in dat personen met de grootste hulpbehoefte een plaats in een verpleeghuis vragen, iets minder hulpbehoevenden kunnen geholpen worden met een plaats in een verzorgingshuis, terwijl de minst hulpbehoevenden voldoende zullen hebben aan thuiszorg. De doorschuifveronderstelling komt er op neer dat we aannemen dat een deel van de ouderen die niet in een verpleeghuis terecht kunnen hun vraag doorschuiven naar een verzorgingshuis of de thuiszorg. Op die manier proberen ze toch zoveel mogelijk zorg te verkrijgen in plaats van te wachten tot er plaats is in de gevraagde voorziening. Een zelfde mechanisme laat vragers naar een verzorgingshuis hun vraag eventueel verleggen naar de thuiszorg.

In figuur 4.1 is een schematische weergave van het ouderenmodel te vinden.[18] Hierin komt duidelijk naar voren welke stromen (van, naar en tussen voorzieningen) er voor kunnen komen. In de kaders staan de situaties waarin een persoon zich kan bevinden. Een oudere die geen gebruik maakt van één van de drie onderscheiden ouderenvoorzieningen en ook niet op een wachtlijst staat voor een voorziening, bevindt zich in het kader 'Ouderen buiten het model'. Een oudere die thuis woont en thuiszorg ontvangt bevindt zich in het kader 'Geb^{tz} (thuiszorg)'. De thuiswonende die nog geen thuiszorg ontvangt, maar wel op de wachtlijst staat bevindt zich in het kader 'Buiten modelvoorzieningen en $Wacht^{tz}$'. Thuiswonende ouderen met thuiszorg die vraag uitoefenen naar bijvoorbeeld een verzorgingshuis (ze staan daarvoor dan op de wachtlijst) bevinden zich in het kader 'Geb^{tz} en $Wacht^{vz}$'. De verschillende lijnen in het model geven de stromen tussen de kaders weer. De lijn van het kader 'Buiten modelvoorzieningen en $Wacht^{tz}$' naar het kader 'Geb^{tz} (thuiszorg)' geeft de stroom aan van personen die vanuit de wachtlijst instromen in de voorziening thuiszorg.

Een persoon kan bijvoorbeeld op de volgende wijze het model doorlopen: Een oudere die thuis woont en geen gebruik maakt van een modelvoorziening kan vraag uit gaan oefenen naar bijvoorbeeld een verzorgingshuis. Deze persoon stroomt dan van het kader 'Ouderen buiten het model' naar het kader 'Buiten modelvoorzieningen en $Wacht^{vz}$'. Als blijkt dat er geen plaats is in een verzorgingshuis kan deze persoon de vraag verschuiven van de voorziening verzorgingshuizen naar de voorziening thuiszorg (doorgeschoven vraag) en doorstromen naar het kader 'Buiten modelvoorzieningen en $Wacht^{tz}$'. Vervolgens stroomt deze persoon naar de voorziening thuiszorg. Omdat het hier om doorgeschoven vraag gaat, zal de persoon nog steeds op de wachtlijst staan voor een verzorgingshuis en dus instromen in het subkader 'Geb^{tz} en $Wacht^{vz}$'. In een volgende periode kan deze persoon dan doorstromen naar de voorziening verzorgingshuizen en terechtkomen in het kader 'Geb^{vz} (verzorgingshuizen)'. Na een bepaalde tijd in het verzorgingshuis zou deze persoon kunnen overlijden en uitstromen uit het model,

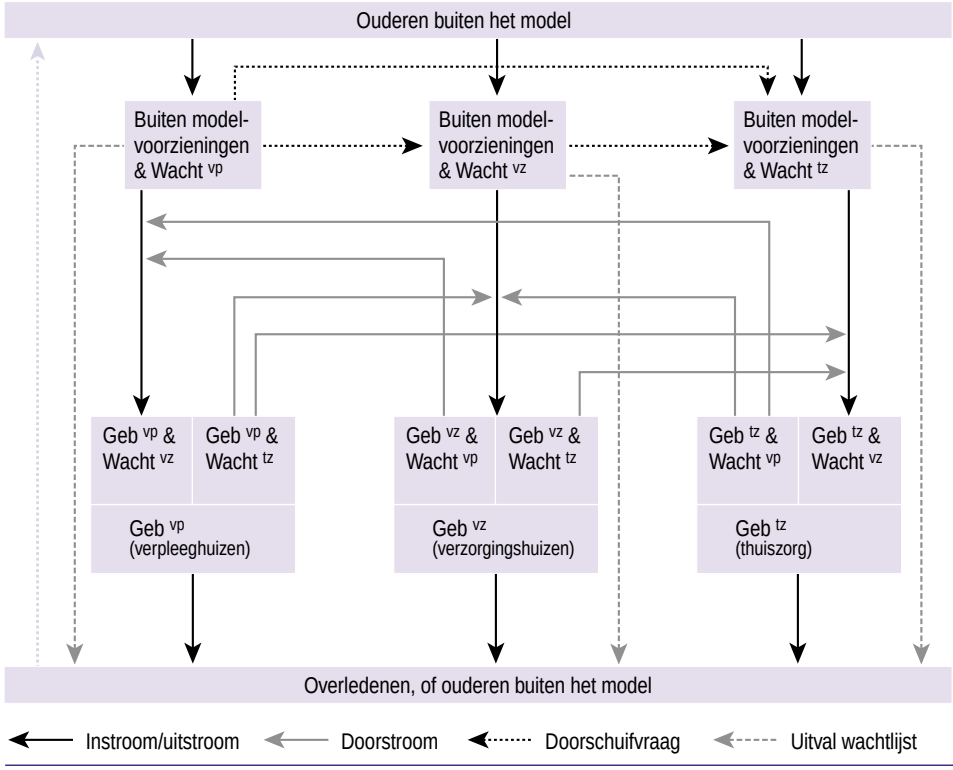
---

[18] De technische specificatie van het stroommodel wordt besproken in paragraaf 4.2.

naar het kader 'Overledenen, of ouderen buiten het model'. Ouderen die om een andere reden dan overlijden buiten het model raken (doordat geen zorg meer nodig is, of doordat er op een andere wijze zorg wordt verkregen via bijvoorbeeld een particuliere instelling), stromen van het kader 'Overledenen, of ouderen buiten het model' aan het begin van de volgende periode terug naar 'Ouderen buiten het model'.

Figuur 4.1

Schematische weergave van het ouderenmodel



4.2 Theoretische model specificatie

De drie zorgvoorzieningen die onderscheiden worden zijn, zoals gezegd, verpleeghuizen (*vp*), verzorgingshuizen (*vz*) en thuiszorg (*tz*). We nemen aan dat instellingsmanagers er naar streven om het nut van hun instelling te maximaliseren. Voor elke voorziening veronderstellen we het bestaan van een representatieve instellingsmanager, die in elke periode *t* de optimale grootte van de instroom $Instr_t^j$ ($j=vp, vz, tz$) in zijn instelling bepaalt.

In de nutsfunctie worden de directe kosten en opbrengsten van het gebruik van de voorziening tegen elkaar afgewogen. Daarnaast is er een term die een straf oplegt als de feitelijke instroom afwijkt van de gevraagde instroom. In symbolen:

$$U_t^j = \alpha^j \left(BP_t^j Geb_t^j - K^j(Geb_t^j) \right) - \frac{1}{2}\mu^j \left(Vr2_t^j + Vr3_t^j - Instr_t^j \right)^2 - \frac{1}{2}\nu^j \left(Cap_t^j - Geb_t^j \right)^2. \qquad (4.1)$$

De betekenis van de variabelen:

U_t^j	nut in periode *t* van een instellingsmanager van voorziening *j*;
Cap_t^j	capaciteit van voorziening *j* in periode *t*;
Geb_t^j	gebruik van voorziening *j* in periode *t*;
BP_t^j	budgetparameter van voorziening *j* in periode *t*, exogeen;
$K^j(.)$	kostenfunctie van voorziening *j*, zie vergelijking 4.2 hierna;
$Instr_t^j$	instroom gedurende periode *t* in voorziening *j*;
$Vr2_t^j$, $Vr3_t^j$	componenten van de vraag in periode *t* naar voorziening *j*, zie vergelijkingen 4.8 (vraag van niet-gebruikers) en 4.9 (doorschuifvraag) hierna;
α^j, μ^j, ν^j	modelparameters.

Gebruik, instroom, uitstroom, en vraag zullen gemeten worden in aantallen personen. Er had ook voor gekozen kunnen worden om bijvoorbeeld met aantallen verpleegdagen te werken of met aantallen uren zorg. Verpleegdagen zou vooral aansluiten bij de praktijk in verpleeg- en verzorgingshuizen. Echter, aangezien we ons zullen concentreren op bewoners (en niet op dagbehandelingsplaatsen) zullen aantallen bewoners en aantallen verpleegdagen nauw verweven zijn. Door met aantallen personen te werken is het makkelijker om de aansluiting met de thuiszorg te maken. Bewoners van verpleeghuizen en verzorgingshuizen kunnen 24 uur per dag beschikken over zorg. In de thuiszorg is een grote variatie in het aantal uren dat mensen (willen) gebruiken (zie bv. Van Gameren en Woittiez 2001).

Het eerste deel van de nutsfunctie beschrijft hoe een instellingsmanager omgaat met het budget en de kosten van de verzorging. De werkelijke kosten worden gezet naast het budget dat de instelling ter beschikking heeft. Wat betreft de hoogte van het budget veronderstellen we dat de instelling een vastgestelde vergoeding per patiënt krijgt, BP_t^j.[19] In ons model is de budgetparameter BP_t^j hiermee een (exogeen) beleidsinstrument geworden, en kan het totaal beschikbare budget gedefinieerd kan worden als het product van de budgetparameter met het aantal gebruikers. Onder de aanname dat $\alpha^j>0$ kunnen we concluderen dat een instellingsmanager als (deel-)doelstelling zal hebben om de werkelijke kosten zo ver mogelijk onder het beschikbare budget te laten liggen. We zien af van de mogelijkheid tot vermogens- of reservevorming; de besteding van een eventueel overschot dat optreedt als het budget groter is dan de feitelijke kosten ($Budget_t^j>K_t^j$) wordt niet meegenomen in het model. De instellingsmanager kan dit gebruiken om de kwaliteit van de zorg te vergroten (vgl. Blank en Eggink (1996), waarin verondersteld wordt dat de managers van verpleeghuizen streven naar maximalisatie van de kwaliteit van de aangeboden zorg).

---

19 Tarieven worden vastgesteld door het College Tarieven Gezondheidszorg (CTG) en zijn afhankelijk van een groot aantal factoren waaronder bijvoorbeeld de zorgzwaarte, waardoor een instellingsmanager wel enige invloed op (toekomstige) vergoeding per patiënt heeft. Omdat we in het in het model geen onderscheid maken naar de zorgzwaarte van patiënten binnen een voorziening hebben we gekozen we voor een vaste budgetparameter. Het budgetteringssysteem voor verpleeghuizen (zie bv. Blank en Eggink (1996:45) komt er op neer dat de vergoeding per patiënt per verpleegdag gebaseerd wordt op de beschikbare capaciteit en op de gemaakte productie-afspraken. De productie-afspraken worden weer gebaseerd op o.a. het gebruik in voorgaande periode. We hebben ervoor gekozen om de budgetparameter niet te endogeniseren, maar als exogene (beleids-)variabele in het model op te nemen.

De tweede term in de nutsfunctie legt als het ware een straf op als de feitelijke instroom afwijkt van de gevraagde instroom. In het streven naar nutsmaximalisatie zal de instellingsmanager er voor willen zorgen dat de instroom zo min mogelijk afwijkt van wat gewenst wordt door degenen die behoefte hebben aan zorg. Bestaande gebruikers hebben in deze term geen invloed; we gaan er van uit dat instellingsmanagers geen sturingsmogelijkheden hebben op de uitstroom. Uitstroom uit een voorziening wordt bepaald door het ziektebeeld van de gebruiker, zolang er geen medische redenen zijn (positief dan wel negatief) stroomt iemand die eenmaal is opgenomen niet meer uit. Als er alleen naar dit deel van de nutsfunctie gekeken wordt kan het idee ontstaan dat de instellingsmanager er altijd voor zal zorgen dat alle vragers instromen. Wachtlijsten zouden in dat geval niet voorkomen. Het eerste en derde deel van de nutsfunctie dwingen echter een optimaal instroom- en gebruiksniveau af dat niet hoeft aan te sluiten bij de maximale instroom. Als dat het geval is zullen er wachtlijsten ontstaan.

De derde term in de nutsfunctie zorgt ervoor dat het onbenut laten van een deel van de capaciteit tot negatief nut leidt en dat gebruik niet structureel boven het aanbod kan liggen. De instellingsmanager zal er naar streven om de bestaande, toegewezen capaciteit zoveel mogelijk te gebruiken. We maken geen onderscheid naar de mate van zorg die individuele personen nodig hebben In het model is iedere gebruiker even behoeftig. Er zijn dus geen 'goedkope' en 'dure' cliënten.

De parameters van de nutsfunctie kunnen zo gekozen worden, dat de instellingsmanager streeft naar kostenminimalisatie, ongeacht de instroom en het gebruik, of naar maximalisatie van het gebruik, ongeacht de kosten en de instroom of juist naar maximalisatie van de instroom, zonder rekening te houden met de kosten en het gebruik.

We veronderstellen dat de feitelijke kosten (voor de instellingsmanager) van het gebruik van voorziening *j* benaderd kunnen worden door een functie $K^j(.)$ die kwadratisch is in het gebruik van de voorziening:

$$K_t^j = \alpha_0^j + \beta^j Geb_t^j + \frac{1}{2}\gamma^j (Geb_t^j)^2. \tag{4.2}$$

Het ligt voor de hand om $\gamma^j > 0$ te veronderstellen, zodat de kostenfunctie, indien los van het model beschouwd, een minimum kostenniveau heeft.

Instellingsmanagers hebben via de gekozen nutsfunctie uitsluitend invloed op de instroom. Uit de nutsmaximalisatie leiden we daarom de instroom $Instr_t^j$ ($j=vp, vz, tz$) af (zie Bijlage C).
De instroom is afhankelijk van het budget per gebruiker, het gebruik, de beschikbare capaciteit en van de vraag door mensen die nog geen gebruik van de betreffende voorziening maakten. Bij het specificeren van het model is er voor gekozen om de instroomvergelijking te herschrijven naar een vergelijking die het gebruik van een voorziening beschrijft (vergelijking 4.5). Hierbij wordt gebruik gemaakt van een definitievergelijking voor de instroom (vergelijking 4.3) en een vergelijking voor de uitstroom (vergelijking 4.4). Voor de verpleeghuizen geeft dit de volgende drie vergelijkingen:

$$Instr_t^{vp} = Geb_t^{vp} - Geb_{t-1}^{vp} + Uitstr_t^{vp} \tag{4.3}$$

$$Uitstr_t^{vp} = (\delta^{vp} + \sigma^{vp,vz} + \sigma^{vp,tz}) Geb_{t-1}^{vp} \tag{4.4}$$

$$Geb_t^{vp} = \frac{1}{\alpha^{vp}\gamma^{vp} + \mu^{vp} + \nu^{vp}} \left[-\alpha^{vp}\beta^{vp} + \alpha^{vp} BP_t^{vp} + \mu^{vp} Vraag_t^{vp} + \nu^{vp} Cap_t^{vp} \right] \tag{4.5}$$

In het belang van de leesbaarheid is er voor gekozen om de modelvergelijkingen hier alleen voor de verpleeghuizen te presenteren; voor de verzorgingshuizen en de thuiszorg wordt het model op vergelijkbare wijze opgezet.

De parameters in de uitstroomvergelijking (4.4) geven aan waar de uitstromers terechtkomen. Er wordt verondersteld dat een deel geen gebruik meer maakt van enigerlei voorziening binnen het ouderenmodel (δ^j), veelal wegens overlijden of wegens opname in een ziekenhuis en een deel naar een andere voorziening doorstroomt ($\sigma^{j,j'}$, $j' \neq j$). Voor de thuiszorg is uitstroomfractie (uitstroom gedeeld door gebruik) constant verondersteld. In de andere sectoren is die veronderstelling niet realistisch. Voor deze sectoren is verondersteld dat de uitstroomfractie afhangt van de uitstroomfractie in het verleden en van de capaciteit (zie verder bij de empirische modelspecificatie in § 4.3).

Vergelijking (4.5) is de centrale vergelijking in het model en beschrijft de relatie tussen vraag, aanbod en gebruik. Deze vergelijking zal (soms met enkele sector-specifieke aanpassingen) worden geschat met behulp van tijdreeksgegevens. Los daarvan wordt ook de vergelijking die de uitstroom uit een voorziening beschrijft geschat, eveneens op basis van tijdreeksen. De schattingen worden gepresenteerd in paragraaf 4.3. De vergelijkingen van de basisformulering van het stroommodel worden overzichtelijk samengevat in bijlage B.

In vergelijking (4.5), die het gebruik van een voorziening *j* beschrijft, komt de vraag naar de betreffende voorziening, $Vraag_t^j$, als verklarende variabele voor. Deze bestaat o.a. uit de twee vraag-categorieën $Vr2_t^j$ en $Vr3_t^j$ die in de nutsfunctie zijn opgenomen. $Vr2_t^j$ omvat alle mensen die geen gebruikmaken van voorziening *j*, maar die dit wel graag zouden willen, zie vergelijking (4.8): (a) mensen die nog op de wachtlijst voor voorziening *j* stonden (de nog wachtenden), (b) mensen die gebruikmaken van een andere voorziening maar nu voorziening *j* willen (de doorstroomvraag), en (c) mensen die voor het eerst gebruik willen gaan maken van een voorziening (de nieuwe vraag). De andere term in de nutsfunctie is $Vr3_t^j$, deze bestaat uit mensen die eigenlijk een andere voorziening willen hebben maar daar niet terecht kunnen en als alternatief proberen van voorziening *j* gebruik te maken (de doorschuifvraag), zie vergelijking (4.9). Daarnaast oefenen natuurlijk ook bestaande gebruikers die niet uitstromen nog steeds vraag uit naar *j* (de blijvers), deze worden in vergelijking (4.7) $Vr1_t^j$ genoemd. Vergelijkingen (4.7), (4.8) en (4.9) geven tezamen de totale vraag, vergelijking (4.6).

$$Vraag_t^{vp} = Vr1_t^{vp} + Vr2_t^{vp} + Vr3_t^{vp} \tag{4.6}$$

$$Vr1_t^{vp} = Geb_{t-1}^{vp} - Uitstr_t^{vp} \tag{4.7}$$

$$Vr2_t^{vp} = \varepsilon^{vp} Wacht_{t-1}^{vp} + \tau^{vz,vp} Geb_{t-1}^{vz} + \tau^{tz,vp} Geb_{t-1}^{tz} + NVr_t^{vp} \tag{4.8}$$

$$Vr3_t^{vp} = \varphi^{vz,vp} Wacht_t^{vz} + \varphi^{tz,vp} Wacht_t^{tz} \tag{4.9}$$

Tot slot hebben we nog een vergelijking waarin de wachtlijst gedefinieerd wordt. In het algemeen is de wachtlijst het verschil tussen vraag en gebruik. De vraag zoals wij die gedefinieerd hebben bestaat ook uit mensen die eigenlijk een andere voorziening vragen maar bij gebrek aan mogelijkheden om daarin te komen doorschuiven. Als we zonder meer van deze vraag gebruik zouden maken introduceren we wachtlijstvervuiling in het model. In het model zullen we werken met geschoonde wachtlijsten, waarbij we mensen alleen op de wachtlijst van hun eerste voorkeur laten staan. Dit betekent dat we de wachtlijsten corrigeren voor de doorschuifvraag *Vr3*, waarna we vergelijking (4.10) krijgen:

$$Wacht_t^{vp} = (Vraag_t^{vp} - Vr3_t^{vp}) - Geb_t^{vp} \qquad (4.10)$$

De doorschuifvraag *Vr3* wordt gezien als een mogelijkheid om mensen die niet in de gewenste (en vereiste) voorziening terecht kunnen, toch een (minder geschikte) vorm van zorg te geven. Als dat niet lukt, dan blijft hij alleen op de wachtlijst voor de eerste voorkeur opgenomen (maar kan in de volgende periode wel opnieuw doorschuifvraag uitoefenen). Als het wel lukt om de doorschuifvraag te vervullen, dan zal deze persoon als gebruiker in een andere voorziening geboekt worden, en tevens op de wachtlijst voor de voorziening van eerste voorkeur blijven staan. De parameter ε in vergelijking (4.8) voorkomt dat deze persoon in de volgende periode tweemaal vraag uitoefent, als wachtende ($Wacht^j_{t-1}$) en als gebruiker (Geb^j_{t-1}).

Merk op dat mensen in het model dus slechts op één wachtlijst voor kunnen komen, zodat we kunnen stellen dat het totaal aantal wachtenden gelijk is aan de som van de wachtlijsten voor de drie voorzieningen. Hetzelfde geldt voor gebruikers: op elk tijdstip gebruikt men maximaal één voorziening. Sommatie over de voorzieningen geeft dus het totale aantal gebruikers. Mensen kunnen echter wel tegelijkertijd gebruiker van een voorziening zijn en op de wachtlijst staan voor een andere voorziening. Optellen van het aantal gebruikers en het aantal wachtenden geeft dus een getal dat groter is dan het totaal aantal mensen dat in het systeem voorkomt.

Op basis van een nutsfunctie (vergelijking 4.2) voor de instellingsmanager en een aantal definities hebben we een stelsel van acht vergelijkingen (vergelijkingen 4.3- 4.10) verkregen dat de stromen van en naar de verpleeghuizen beschrijft. Voor de andere voorzieningen (verzorgingshuizen, thuiszorg) kunnen vergelijkbare stelsels van vergelijkingen gespecificeerd worden. De stelsels kunnen niet los van elkaar gezien worden; de mogelijkheden om door te stromen van de ene voorziening naar een andere (omdat de gezondheidstoestand dit nodig maakt) of om geplaatst te worden in een voorziening die niet de meest passende is (omdat er geen plaats gevonden kan worden, de zogenoemde 'doorschuifvraag') maken dat gebruik en wachtlijsten van een voorziening terugkomen in de modellen voor de andere voorzieningen.

4.3 Empirische modelspecificatie

4.3.1 Inleiding

Het in de vorige paragraaf besproken model zal in deze paragraaf worden geschat met behulp van empirische gegevens. In principe moeten alle kaders (voorraadgrootheden) en lijntjes (stromen) van figuur 4.1 voorzien worden van waarden. Voor een aantal

variabelen, zoals het aantal gebruikers, zijn gegevens voor een reeks van jaren beschikbaar (zogenaamde tijdreeksen). Voor andere variabelen, zoals de doorstroom tussen twee voorzieningen, moet soms volstaan worden met een waarneming voor één bepaald jaar. De ramingen die met het model gemaakt kunnen worden betreffen gebruik, uitstroom, instroom, vraag en wachtlijsten. Om deze ramingen te kunnen maken zijn tevens gegevens nodig voor enkele variabelen die niet door het stroommodel worden beïnvloed, de zogenaamde exogene variabelen of stuurvariabelen. Het betreft de capaciteit van de voorzieningen en het instellingsbudget per gebruiker voor de voorzieningen.

Doordat in de gebruiksvergelijking van een voorziening via de vraag (en meer specifiek via de doorschuifvraag (*Vr3*)) ook de aantallen gebruikers van de andere voorzieningen voorkomen (op hetzelfde tijdstip) betreft het hier een simultaan model. Dit betekent dat alle vergelijkingen voor de drie voorzieningen tegelijk geschat zouden moeten worden. Het bepalen van herleide vormen voor de drie gebruiksvergelijkingen (waarin gebruik dan alleen afhankelijk is van de exogene variabelen 'nieuwe vraag', 'budgetparameter' en 'capaciteit') biedt een mogelijkheid voor het schatten van afzonderlijke vergelijkingen. Het herschrijven van het model in herleide vorm komt echter de inzichtelijkheid niet ten goede. Als we gebruikmaken van de veronderstelde hiërarchische structuur in de ouderenvoorzieningen (zie § 4.2), dan is het niet meer noodzakelijk om de herleide vormen te bepalen. Het model kan dan recursief doorgerekend worden. De hiërarchische structuur vertaalt zich in de veronderstelling dat mensen slechts doorschuifvraag uitoefenen naar een lagere voorziening dan de oorspronkelijk gewenste. Dit impliceert dat voor verpleeghuizen de doorschuifvraag ($Vr3^{vp}$) gelijk is aan nul. Het gevolg hiervan is dat het gebruik in jaar *t* van verzorgingshuizen en thuiszorg niet voorkomt in de gebruiksvergelijking van verpleeghuizen voor datzelfde jaar. Het model voor verpleeghuizen kan dus worden doorgerekend zonder dat het nodig is om tegelijkertijd de modellen voor de andere voorzieningen door te rekenen. Op dezelfde wijze komt in het gebruik van verzorgingshuizen het gebruik van de thuiszorg in hetzelfde jaar niet voor. Wel komt het verpleeghuisgebruik voor, maar dat is geen probleem aangezien dat gebruik inmiddels berekend is. Ook het gebruik van de voorzieningen in het voorgaande jaar, dat wel in alle vergelijkingen voorkomt (via *Vr2*) levert geen problemen op als het volledig model recursief wordt doorgerekend.

In het navolgende zal per onderdeel van het stroommodel worden aangegeven op welke wijze de gegevens zijn verwerkt in het model. De bronvermelding van alle gegevens is te vinden in bijlage D.

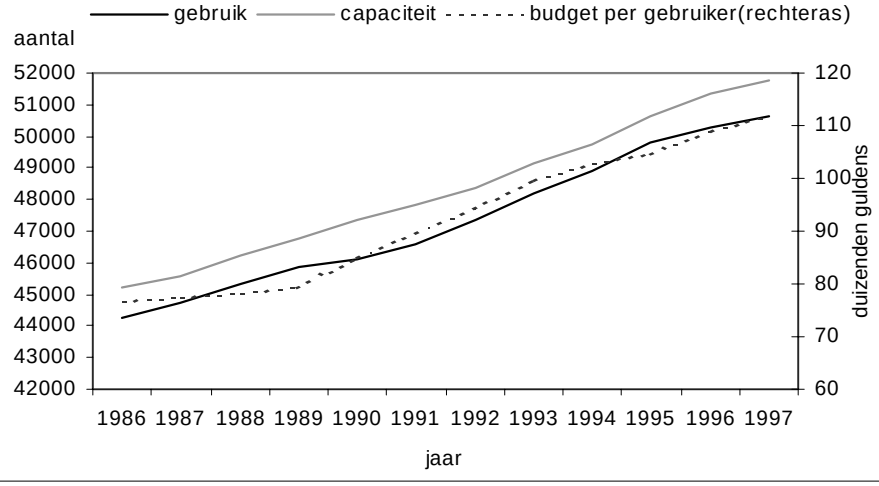
4.3.2 Het gebruik van de voorzieningen

In bijlage C is te vinden hoe in eerste instantie uit een theoretisch model voor het stroommodel een instroomvergelijking per voorziening wordt afgeleid. Deze vergelijking legt een relatie tussen de instroom in een voorziening en het aanbod, de vraag en het instellingsbudget. Voor de empirische invulling van het model is er voor gekozen om de instroomvergelijking om te zetten naar een gebruiksvergelijking, vergelijking (4.5). Voor de hier beschreven voorzieningen worden de gebruiks- en de uitstroomvergelijking geschat, waarna de instroom kan worden berekend met behulp van vergelijking (4.3).

De gebruiksvergelijking relateert het gebruik van een voorziening aan het instellingsbudget per gebruiker, de vraag naar de voorziening en de capaciteit van de voorziening. Hiervoor zijn dus gegevens nodig met betrekking tot het gebruik zelf, de capaciteit, de totale vraag naar een voorziening en het instellingsbudget per gebruiker.

Voor verpleeghuizen zijn er gegevens beschikbaar voor de periode 1986 tot en met 1997. Figuur 4.2 laat het verloop van de variabelen capaciteit, instellingsbudget per gebruiker en gebruik zien. Tussen 1986 en 1997 is het aantal bewoners van verpleeghuizen toegenomen van ongeveer 44.000 tot meer dan 50.000 (een groei van ongeveer 1% per jaar). De capaciteit is in hetzelfde tempo gegroeid. Het instellingsbudget per gebruiker vertoont een stijging van ongeveer 3½% per jaar.[20]

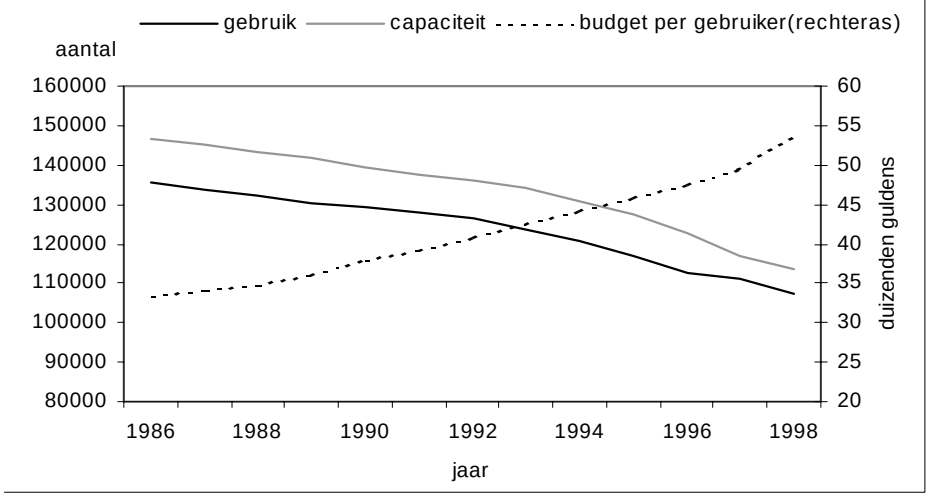
Figuur 4.2
Gebruik, capaciteit en instellingsbudget per gebruiker; verpleeghuizen



De gegevens voor verzorgingshuizen zijn beschikbaar van 1986 tot en met 1998. Het verloop van de variabelen is te vinden in figuur 4.3. In de beschouwde periode is de capaciteit afgenomen met ongeveer 2% per jaar. Het gebruik daalde in hetzelfde tempo meht 28.000 bewoners tot een totaal van ruim 107.000 bewoners in 1998. Tegelijkertijd groeide het instellingsbudget per gebruiker met ongeveer 4% per jaar, iets meer dan bij de verpleeghuizen.

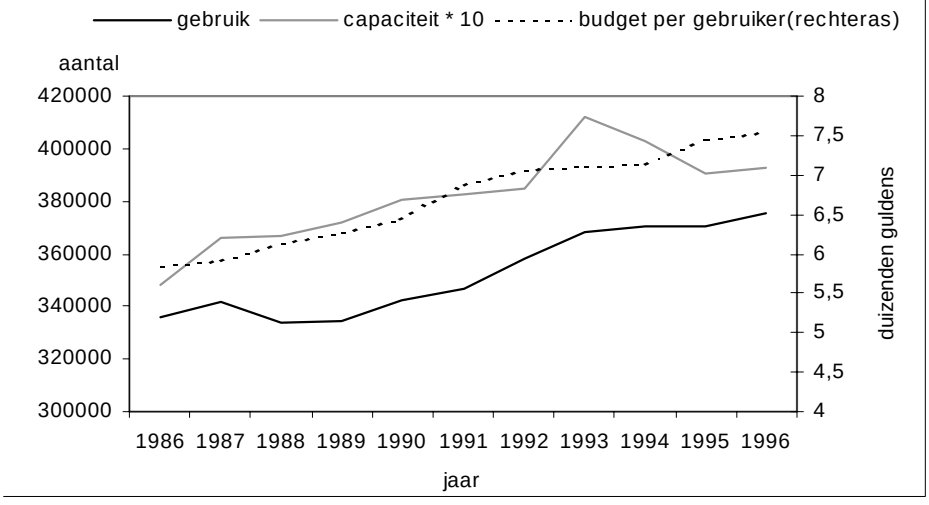
20 De instellingsbudgetten zijn niet gecorrigeerd voor inflatie.

Figuur 4.3
Gebruik, capaciteit en instellingsbudget per gebruiker; verzorgingshuizen



Voor de thuiszorg zijn de reeksen beschikbaar voor de jaren 1987 tot en met 1996. Een overzicht van de gegevens is te vinden in figuur 4.4. De capaciteit in de thuiszorg (gemeten als aantal arbeidsplaatsen) groeide in 10 jaar met 1,2% per jaar. De groei in het aantal ingeschreven cliënten van 65 jaar of ouder bleef hierbij licht achter en steeg met 1,1% per jaar. De groei van het instellingsbudget per gebruiker was in deze sector minder sterk dan bij de verpleeghuizen en verzorgingshuizen en bedroeg gemiddeld 2,5% per jaar.

Figuur 4.4
Gebruik, capaciteit en instellingsbudget per gebruiker; thuiszorg



Met behulp van de beschikbare tijdreeksen kunnen vergelijkingen voor het gebruik worden geschat. In Bijlage C is te vinden dat een iets aanpaste versie van gebruiksvergelijking (4.5) geschat wordt:

$$Geb_t^j = \lambda_1 + \lambda_2 BP_t^j + \lambda_3 Vraag_t^j + \lambda_4 Cap_t^j \tag{4.11}$$

De resultaten van de schattingen zijn te vinden in tabel 4.1.[21]

Tabel 4.1 Schattingsresultaten gebruiksvergelijkingen[a]

parameter	verpleeghuizen	verzorgingshuizen	thuiszorg
budget per gebruiker (λ_2)	0,00552 (0,3)	0,0154 (0,02)	17,1 (1,8)
vraag (λ_3)	0,0263 (2,7)	0,154 (1,2)	0,144 (1,0)
capaciteit (λ_4)	0,885 (9,9)	0,547 (2,9)	1,72 (0,9)
constante (λ_1)	2.809 (1,0)	36.100 (0,5)	124.000 (2,3)
trend (1986 = 0)	–	–980 (–0,9)	–
gecorrigeerde R^2	1,00	0,99	0,92
Durbin-Watson	1,96	2,15	1,43

a Schattingsperiode: verpleeghuizen 1986-1997, verzorgingshuizen 1986-1998, thuiszorg 1987-1996. Tussen haakjes t-waarden.

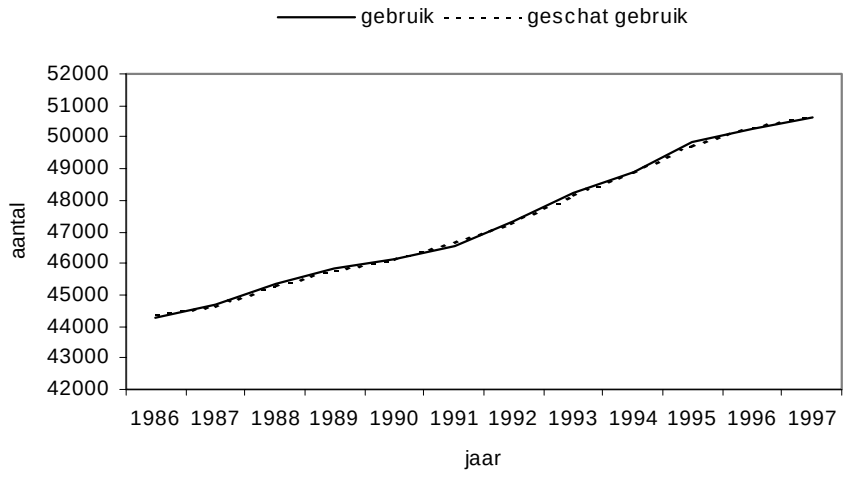
Bron: Zie bijlagen D en E

Bij verpleeghuizen is de vraag een relevante factor voor de bepaling van het gebruik. Bij verzorgingshuizen en de thuiszorg speelt de vraag een ondergeschikte rol (de t-waarde is kleiner dan 2, wat betekent dat de waarde van de parameter niet significant van 0 verschilt). De capaciteit speelt een belangrijke rol bij de intramurale instellingen, maar niet bij de thuiszorg. De rol die het instellingsbudget per gebruiker speelt is net andersom. Bij de thuiszorg speelt het instellingsbudget een verklarende rol, bij de intramurale instellingen niet. Waarschijnlijk vervult het instellingsbudget bij de thuiszorg dezelfde (beperkende) rol als de capaciteit bij de intramurale instellingen (zie ook tabel C.1 in bijlage C).
Bij de verzorgingshuizen is het beleid de gehele schattingsperiode gericht geweest op het verminderen van de capaciteit (en dus het gebruik). Door het opnemen van een trend in de vergelijking kan met dit beleid rekening worden gehouden. De waarde van de coëfficiënt van het instellingsbudget per gebruiker is niet significant. Weglaten ervan heeft tot gevolg dat de vraag en de trend wel significant worden, zonder dat de parameterschattingen veel veranderen. Het probleem lijkt te zitten in de samenhang tussen het instellingsbudget per gebruiker en de trend (zie figuur 4.3; het verloop van het instellingsbudget per gebruiker is erg trendmatig).

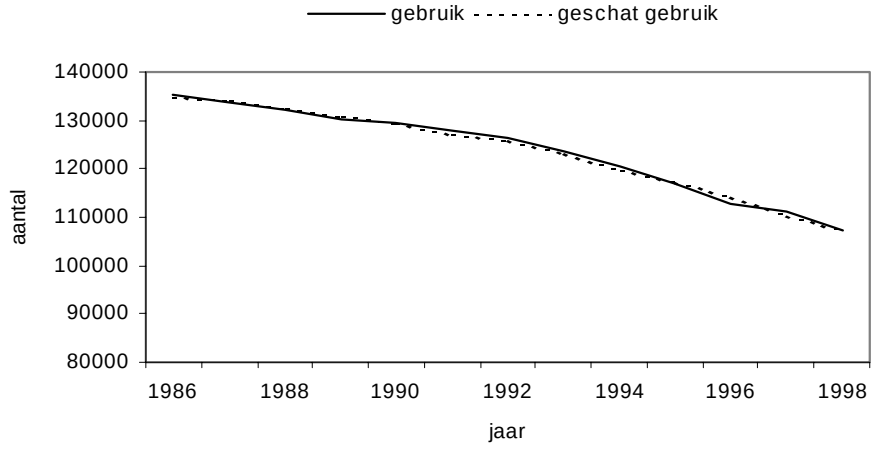
21 Vergelijking met de resultaten uit de vorige rapportage laat zien dat het huidige model een aanmerkelijk betere verklaringsgraad heeft dan het model dat in CPB/SCP (1999) is gepresenteerd. De ramingen voor het gebruik zijn ook verschillend; de raming voor het gebruik van verzorgingshuizen vertoont nu een dalende trend in plaats van een stijgende.

De statistische kwaliteit van de geschatte vergelijkingen in hun geheel is goed te noemen (af te lezen aan de gecorrigeerde R^2 die in de buurt van 1 moet liggen en de Durbin-Watson die ongeveer 2 moet zijn). Ook blijkt uit de figuren 4.5 tot en met 4.7, waarin het geschat gebruik is getekend naast het waargenomen gebruik dat de vergelijkingen een goede weergave geven van het werkelijke gebruik.

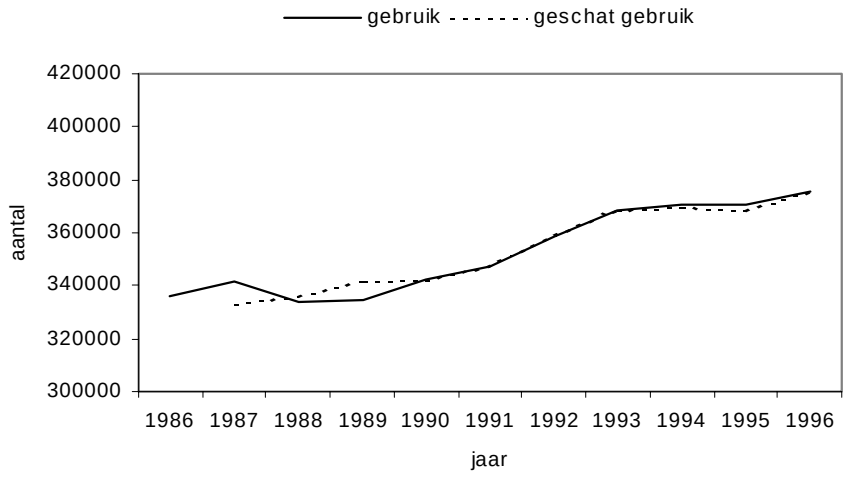
Figuur 4.5
Werkelijk en geschat gebruik van verpleeghuizen



Figuur 4.6
Werkelijk en geschat gebruik van verzorgingshuizen



Figuur 4.7
Werkelijk en geschat gebruik van thuiszorg



4.3.3 De uitstroom uit de voorzieningen
In het stroommodel wordt bij de uitstroom uit een voorziening onderscheid gemaakt naar bestemming. Hierbij wordt bepaald of de uitstroom plaats vindt naar een bestemming die binnen het model valt, of naar een bestemming buiten het model.

De uitstroom uit een voorziening wordt omgezet naar een uitstroomfractie, die is gedefinieerd als de uitstroom in de loop van een jaar gedeeld door het aantal gebruikers op 1 januari. Figuur 4.8 geeft een beeld van de feitelijke en geschatte (zie ook tabel 4.2) uitstroomfracties voor verpleeghuizen en verzorgingshuizen voor de jaren 1986 tot en met 1998. In de basisversie van het stroommodel, zoals dit in paragraaf 4.2 is gepresenteerd, wordt een constante uitstroomfractie verondersteld. (Uitstroom is een vast percentage van het gebruik). Omdat de uitstroomfracties voor verpleeghuizen en verzorgingshuizen in de tijd niet constant blijken te zijn, wordt deze basisversie aangepast en wordt toegelaten dat de uitstroomfracties over de jaren variëren. Dit wordt gedaan door vergelijkingen voor de uitstroomfracties te schatten waarbij de uitstroomfracties afhankelijk zijn van de capaciteit en de uitstroomfracties een jaar eerder:

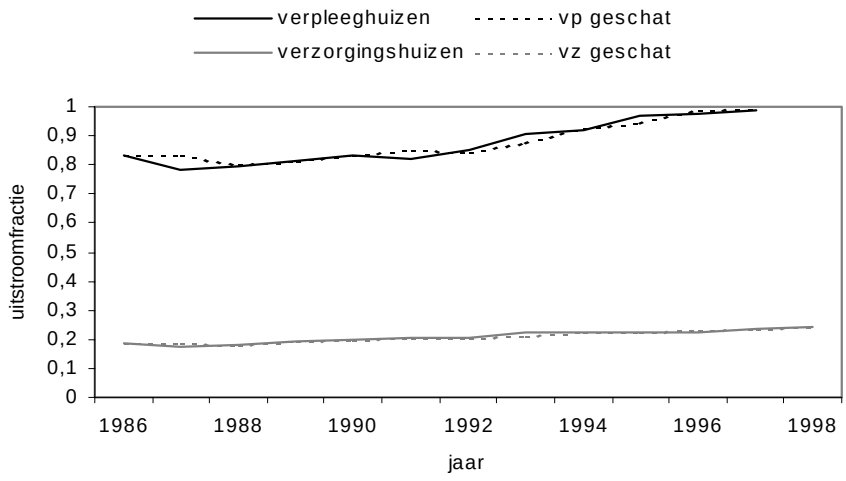
$$\delta_t^{j*} = \zeta_0 + \zeta_1 \delta_{t-1}^{j*} + \zeta_2 (Cap_t^j / 1000) \tag{4.16}$$

waarbij

$$\delta_t^{j*} = \delta_t^j + \sigma^{j,j'} + \sigma^{j,j''}. \tag{4.17}$$

Na het schatten van vergelijking 4.16 en het bepalen van de doorstroomparameters σ kunnen de uitstroomparameters δ worden berekend.

Figuur 4.8
Waargenomen en geschatte uitstroomfracties voor verpleeghuizen en verzorgingshuizen



De uitstroomfractie in verpleeghuizen is hoog en in de afgelopen periode langzaam gestegen naar bijna 1. Bij verzorgingshuizen ligt de uitstroomfractie rond 0,20, waarbij een lichte stijging is waar te nemen in de afgelopen jaren.

Tabel 4.2 geeft de schattingsresultaten voor de uitstroomfracties.

Tabel 4.2 Schattingsresultaten uitstroomfracties[a]

parameter	verpleeghuizen	verzorgingshuizen
constante (ζ_0)	−0,18 (−1,7)	0,20 (1,7)
uitstroomfractie t-1 (ζ_1)	0,78 (4,8)	0,58 (2,3)
capaciteit x 1000 (ζ_2)	0,0079 (2,2)	−0,00082 (−1,6)
gecorrigeerde R^2	0,90	0,93
Durbin-Watson	1,88	1,91

a Schattingsperiode: verpleeghuizen 1986-1997, verzorgingshuizen: 1986-1998. Tussen haakjes t-waarden.

Bron: zie bijlagen D en E

Bij verpleeghuizen kan de toename in de uitstroomfractie verklaard worden door een toename in de capaciteit. Bij verzorgingshuizen vinden we juist een negatief effect tussen beide grootheden. Het is zo dat de capaciteit van verzorgingshuizen de laatste jaren is afgenomen, terwijl de uitstroomfractie licht is gestegen. Het lijkt er dan ook op dat het verband tussen capaciteit en uitstroomfractie meer een statistisch verband is dan een inhoudelijk verband.

De verdeling van de uitstroom naar bestemming voor de drie voorzieningen is te vinden in tabel 4.3.

Tabel 4.3 Uitstroom naar bestemming als fractie van het gebruik van de voorziening, 1996[a]

	voorziening van herkomst (j)		
bestemming (j')	verpleeghuizen	verzorgingshuizen	thuiszorg
verpleeghuis ($\sigma^{j,j'}$)	–	0,042	0,027
verzorgingshuis $\sigma^{j,j'}$)	0,061	–	0,043
thuiszorg $\sigma^{j,j'}$)	0,255	0,005	–
overige bestemming (δ^{j})	0,674[1]	0,187[1]	0,530

a De uitstroom naar overige bestemming voor verpleeghuizen en verzorgingshuizen per jaar wordt afgeleid uit de geschatte waarde voor de totale uitstroom (tabel 4.2), gecorrigeerd voor de doorstroom naar andere voorzieningen in deze tabel.

Bron: zie bijlagen D en E

Uit de tabel blijkt dat 6,1% van de verpleeghuisbewoners in 1996 verhuisde naar een verzorgingshuis, 25,5% ging weer thuiswonen en kreeg daar thuiszorg. De uitstroom naar overige bestemming bestond voor een groot gedeelte (44% van de bewoners) uit uitstroom door overlijden. Verder kunnen bewoners uitstromen naar particuliere hulp, informele hulp, ziekenhuizen e.d. De totale uitstroom bij verpleeghuizen is erg hoog. Dit wordt veroorzaakt doordat ook de revalidatiepatiënten in het gebruik zitten.
Van de bewoners van een verzorgingshuis verhuisde 4,2% naar een verpleeghuis, terwijl slechts 0,5% weer thuis ging wonen. Bij de verzorgingshuizen bestaat de uitstroom naar overige bestemming vrijwel uitsluitend uit overledenen.
53% van de thuiszorgontvangers verdween in 1996 naar een situatie buiten het model (zonder hulp, met particuliere hulp of overleden). 2,7% verhuisde naar een verpleeghuis, 4,3% naar een verzorgingshuis.

4.3.4 De vraag naar de voorzieningen
Zoals eerder is aangegeven bestaat de vraag naar een voorziening uit verschillende categorieën vragers. In deze paragraaf zal besproken worden hoe deze categorieën afgeleid worden uit de eerder geconstrueerde reeks voor de totale vraag. In hoofdstuk 3 is de ontwikkeling in de totale vraagreeksen (exclusief doorschuifvraag) afgeleid op basis van een berekende vraagontwikkeling op microniveau. Het niveau van de totale vraag is afgeleid uit het niveau van het gebruik en de hoogte van de wachtlijst voor een bepaald jaar.

De vraag van bestaande gebruikers die niet uitstromen ($Vr1^{j}$: blijvers) kan worden berekend door het gebruik aan het begin van een jaar te verminderen met de uitstroom in het betreffende jaar (eigenlijk het complement van de uitstroomfractie, vergelijking 4.7 in § 4.2).
Informatie over de vraag van personen die op de wachtlijst zijn blijven staan ($\varepsilon^{j}\ Wacht^{j}$: nog wachtenden), de doorstroomvraag ($\tau^{j',j}Geb^{j'} + \tau^{j'',j}Geb^{j''}$) en de doorschuifvraag ($Vr3^{j}$) is uit verschillende bronnen verzameld (zie bijlage D en E). De doorstroomvraag wordt niet rechtstreeks waargenomen, maar wordt benaderd met behulp van de huidige woonsituatie van personen op de wachtlijst en de waargenomen aantallen doorstromers tussen voorzieningen. Van de thuiswonende wachtenden voor een verpleeg- of verzorgingshuis is niet helemaal duidelijk of en zo ja welke vorm van zorg ze ontvangen. Aangezien dit de categorie van meest hulpbehoeftigen betreft hebben we aangenomen dat zij allemaal al een of andere vorm van thuiszorg ontvangen. Over de herkomst van de instromers in

en de verblijfplaats van wachtenden voor de thuiszorg is slechts beperkte en versnipperde informatie voorhanden. Onder de veronderstelling dat de personen die vanuit een intramurale instelling uitstromen naar de thuissituatie nog steeds enige vorm van zorg nodig hebben worden deze aantallen gebruikt als schatting voor de doorstroom naar de thuiszorg.
Schattingen voor de uitval uit de wachtlijst (ε) zijn gebaseerd op gegevens met betrekking tot de uitval uit wachtlijsten door overlijden (Prismant/RvB, 2000; tabel 7.1). Als we het deel dat wegvalt door overlijden gelijk stellen aan de *kans* op overlijden terwijl men op de wachtlijst staat, dan kunnen we stellen dat deze kans overkomt met $1-\varepsilon$. In de parameter ε moeten eigenlijk ook de mensen meegenomen worden die instromen in een andere voorziening dan hun eerste voorkeur aangaf (omdat ze anders dubbel in het model voorkomen). In de volgende periode komen ze terug als doorstroomvrager die inmiddels een andere voorziening gebruikt, als onderdeel van *Vr2*. Het zojuist bepaalde overlijdensrisico moet dus opgehoogd worden met (een deel van) de hierna te bespreken waarden van φ om de uitstroomkans ε te berekenen. Daarnaast hebben we ook nog mensen die weer voldoende gezond worden en volledig van zorg afzien. Bij verpleeg- en verzorgingshuisvragers lijkt dit niet zo'n waarschijnlijke optie; bij thuiszorg is de doorstroom op de wachtlijst zo snel dat het ook niet om grote aantallen mensen zal gaan. Er zijn zeer beperkte gegevens over mensen die op meerdere wachtlijsten staan (Prismant/RvB 2000; § 6.4). Uit de gegevens leiden we af, gebruikmakend van de eerder veronderstelde hiërarchie in de voorzieningen, dat ongeveer 1,7% van de wachtenden voor een verpleeghuis doorschuift naar de wachtlijst voor een verzorgingshuis. Op dezelfde wijze vinden we dat 1,35% van de wachtenden voor een verzorgingshuis doorschuift naar de thuiszorg. De hiërarchie-veronderstelling impliceert dat de doorschuifvraag van thuiszorg naar verzorgings- of verpleeghuis, en van verzorgings- naar verpleeghuis nul is. Over de omvang van de doorschuifvraag van de verpleeghuiswachtlijst naar de wachtlijst voor thuiszorg hebben we geen informatie. Er is gekozen voor een parameterwaarde van 1,5%, in lijn met de andere waarden van φ. Bedacht moet worden dat de gegevens over 'dubbel wachtenden' niet erg betrouwbaar zijn en dat de parameters best iets hoger kunnen liggen. Voor het model zal dat niet veel verschil maken, het betreft een groep die relatief klein is ten opzichte van van de totale omvang van de ouderenvoorzieningen.
De gevonden waarden zijn te vinden in tabel 4.4. De tabel geeft een overzicht van de verschillende vraagonderdelen en de bijbehorende parameterwaarden. De eerste regel geeft aan hoeveel mensen de wachtlijst verlaten zonder in de voorziening opgenomen te worden. Bijvoorbeeld, 8,8% van de wachtenden voor een verpleeghuis komt er nooit in terecht, veelal omdat ze overlijden voordat er een plaats beschikbaar is. De volgende drie regels in de tabel geven aan hoe groot de gewenste doorstroom is vanuit de ene voorziening naar een andere voorziening. Bijvoorbeeld 5,2% van de verzorgingshuisbewoners oefent vraag uit naar een verpleeghuis en 0,5% wil terug naar huis en oefent daarbij vraag uit naar thuiszorg. De laatste drie regels geven informatie over de doorschuifvraag, het deel van de wachtenden dat niet terecht kan in de passende voorziening en daarom voor een lichtere voorziening in aanmerking wil komen.

Tabel 4.4 Vraagonderdelen

parameter	voorziening		
	verpleeghuizen	verzorgingshuizen	thuiszorg
uitval wachtlijst als fractie van de wachtlijst (ϵ)	0,088	0,091	0,093
doorstroomvraag als fractie van gebruik (τ):			
vanuit verpleeghuizen	–	0,118	0,265
vanuit verzorgingshuizen	0,052	–	0,005
vanuit thuiszorg	0,033	0,075	–
doorschuifvraag als fractie van de wachtlijst (ϕ):			
van verpleeghuizen	–	0,017	0,015
van verzorgingshuizen	0	–	0,014
van thuiszorg	0	0	–

Bron: zie bijlagen D en E

De nieuwe vraag naar voorzieningen (NVr^j) kan nu afgeleid worden door de totale vraag te verminderen met de blijvers, de doorstroomvraag en de nog wachtenden:

$$NVr_t^j = Vr2_t^j - \varepsilon^j Wacht_{t-1}^j - \tau^{j\prime,j} Geb_{t-1}^{j\prime} - \tau^{j\prime\prime,j} Geb_{t-1}^{j\prime\prime}. \tag{4.18}$$

4.3.5 Totaalbeeld

Wat levert deze voorgaande rekenexercities ons op? Het geeft aan hoe ouderen gemiddeld genomen de ouderenvoorzieningen doorlopen en uit welke type ouderen (in termen van gebruik van voorzieningen) de wachtlijsten voor de verschillende voorzieningen bestaan. De in dit hoofdstuk besproken resultaten zijn daartoe bij elkaar gebracht in figuur 4.9. Het geeft het stroommodel schematisch weer, waarbij een groot aantal onderdelen van het model zijn ingevuld voor 1996. Voor uitleg van de figuur wordt verwezen naar paragraaf 4.2. De invulling betreft de onderdelen doorschuifvraag, uitval wachtlijst, doorstroomvraag en uitstroom uit de voorziening waarbij zowel de doorstroom als de uitstroom uit het model zijn weergegeven.

De door pijlen weergegeven stromen zijn alle percentages van het voorraadcijfer in het kader waar ze beginnen. De percentages in de gebruikskaders (gebruiker van een voorziening en tegelijkertijd op de wachtlijst voor een andere voorziening) zijn gegeven als percentage van het totale gebruik van de voorziening.

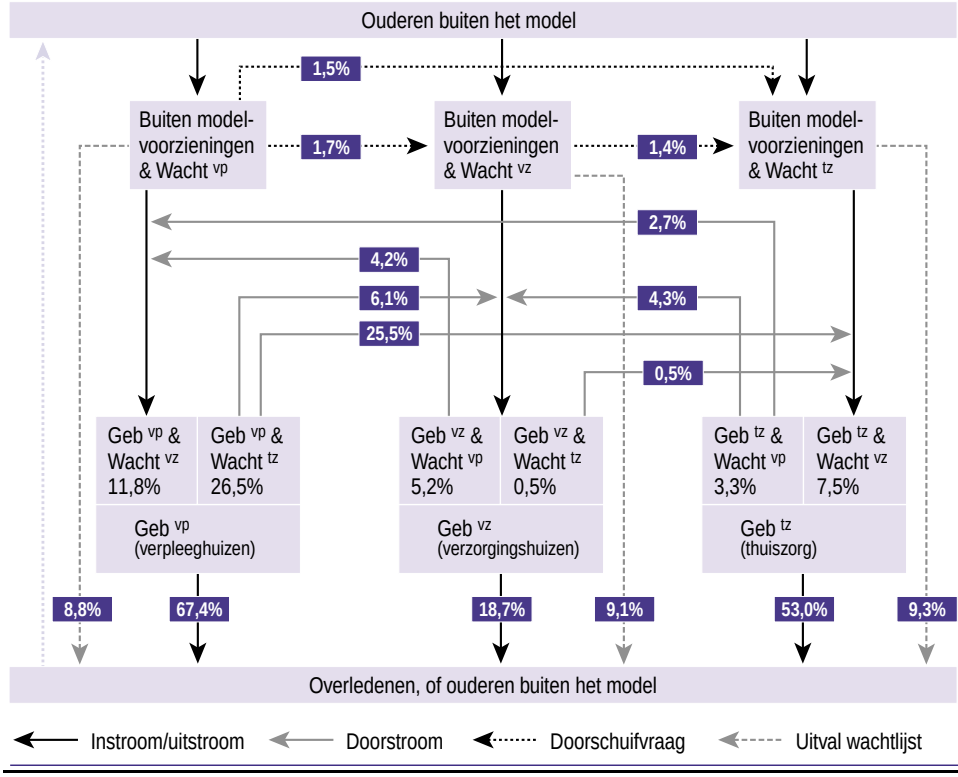
Vooral de verpleeghuisbewoners wachten op een andere voorziening: 26,5% staat op de wachtlijst voor de thuiszorg en 12% op de wachtlijst voor een verzorgingshuis (zie tabel 4.4). Hieronder bevinden zich de bewoners die na afloop van een revalidatieproces het verpleeghuis kunnen verlaten maar niet (geheel) zonder (formele) zorg toe kunnen. De ouderen in verzorgingshuizen lijken goed op hun plaats te zitten; er staan nauwelijks mensen op de wachtlijst voor de thuiszorg en slechts 5% staat op de wachtlijst voor een verpleeghuis. Van de gebruikers van de thuiszorg staat 3,3% op de wachtlijst voor een verpleeghuis en 7,5% voor een verzorgingshuis.

De stromen tussen de voorzieningen zijn besproken bij tabel 4.3. Van de overige stromen zijn de hoogste percentages te vinden bij de uitstroom uit de wachtlijst naar buiten het model, door overlijden of door het vinden van andere oplossingen. 8,8% van de ouderen op de wachtlijst voor een verpleeghuis en 9,1% van de ouderen op de

wachtlijst voor een verzorgingshuis die nog geen gebruik maakt van een ouderenvoorziening stroomt binnen een jaar uit naar buiten het model (veelal zal dit door overlijden zijn). Voor de thuiszorg is dit percentage 9,3%, hier zal het vooral uitstroom betreffen doordat andere oplossingen gevonden zijn.

Figuur 4.9

Invulling van het stroommodel ouderenvoorzieningen



5 SAMENVATTING

In dit document wordt een ramingsmodel voor de ouderenzorg gepresenteerd waarmee ramingen gemaakt kunnen worden voor de behoefte aan, de vraag naar en het gebruik van thuiszorg, verzorgingshuizen, en verpleeghuizen. De analyse van behoefte en vraag is gebaseerd op individuele enquêtegegevens. De relatie tussen vraag, aanbod en gebruik wordt bepaald op macroniveau. Er wordt een maat voor de hulpbehoefte geconstrueerd op basis van fysieke beperkingen, geslacht, leeftijd, opleidingsniveau en type huishouden. Opvallend is de sterke stijging tussen 2000 en 2005 van het aantal niet hulpbehoevende ouderen. Deze maat voor hulpbehoefte is, naast de eigen bijdragen voor de verschillende voorzieningen en het inkomen, één van de determinanten voor de vraag naar een voorziening. Ramingen volgens het model laten zien dat de vraag naar thuiszorg de komende jaren sterk zal stijgen, de vraag naar verpleeghuizen iets minder sterk en dat de vraag naar verzorgingshuizen min of meer constant zal blijven. In het stroommodel worden niet alleen vraag, aanbod en gebruik van één voorziening aan elkaar gerelateerd, maar worden ook de voorzieningen onderling gekoppeld. Bij de verzorgingshuizen en de thuiszorg speelt de vraag een ondergeschikte rol bij de bepaling van het gebruik, bij de verpleeghuizen is de vraag daarentegen een relevante factor (met een positief effect). Capaciteit is vooral bepalend voor de intramurale voorzieningen, terwijl voor de thuiszorg juist het budget per gebruiker van invloed is op het gebruik.

BIJLAGE A BEPALING VAN DE MAAT VOOR HULPBEHOEFTE

A1 Factoranalyse

In deze bijlage wordt volstaan met een beknopte uitleg van factoranalyse. Voor meer gedetailleerde informatie wordt verwezen naar bijvoorbeeld Field (2000).

Het mathematische model van factor analyse ziet er als volgt uit:

$$X_i = A_i F + U_i, \qquad i = 1, ..., I \tag{A.1}$$

In paragraaf 2.4 is er één factor F, namelijk de hulpbehoefte en zijn er 5 geobserveerde variabelen X_i, namelijk X_1 = geslacht, X_2 = leeftijd, X_3 = opleidingsniveau, X_4 = huishoudenstype, en X_5 = mate van fysieke beperkingen. A_i is een (onbekende, te schatten) constante en U_i is een normaal verdeelde storingsterm die ongecorreleerd is met U_j ($i \neq j$) en met de factor F.

Dit model wordt geschat op het EBB/OII'96-bestand dat in paragraaf 2.2 is beschreven met behulp van de principale componenten analyse. Bij deze methode worden lineaire combinaties van de geobserveerde variabelen bepaald. Die lineaire combinaties worden principale componenten genoemd en de eerste principale component is in dit geval hetzelfde als de factor F. De eerste principale component is de combinatie van de geobserveerde variabelen die de grootste steekproefvariatie verklaart. De schatting levert de waarden van de coëfficiënten A_i uit vergelijking (A.1), de zogeheten factorladingen.

Door transformatie van vergelijking (A.1) wordt de factor gevonden, uitgedrukt als een lineaire combinatie van de geobserveerde variabelen en de factorladingen. De factor hulpbehoefte wordt aldus bepaald als lineaire combinatie van de variabelen X_i:

$$F = W_1 X_1 + W_2 X_2 + W_3 X_3 + W_4 X_4 + W_5 X_5 \tag{A.2}$$

De parameters W_i worden 'factor score coëfficiënten' genoemd. Uitgaande van één factor geeft de principale componenten analyse een schatting van de coëfficiënten A_i uit vergelijking (A.1). Wij zijn echter meer geïnteresseerd in de factor score coëfficiënten, de W_i's uit vergelijking (A.2) die door transformatie uit de factorladingen berekend kunnen worden. Met behulp van deze 'factor score coëfficiënten' kan de niet geobserveerde factor hulpbehoefte geschat worden voor elk individu als een lineaire combinatie van de geobserveerde variabelen volgens vergelijking (A.2). De factor score coëfficiënten W_i kunnen exact bepaald worden op basis van de geschatte waarden voor A_i.

A2 Alternatieve maten van hulpbehoefte

In paragraaf 2.4 is een maat voor de hulpbehoefte ontwikkeld op basis van een vijftal variabelen, namelijk geslacht, leeftijd, opleidingsniveau, huishoudenstype, en mate van fysieke beperkingen. Bij de variabele fysieke beperkingen zijn daarbij een viertal niveaus onderscheiden, wat een arbitraire keuze is. In deze appendix wordt verslag gedaan van de constructie van een tweetal alternatieve maten voor hulpbehoefte: een maat voor hulpbehoefte op basis van geslacht, leeftijd, opleidingsniveau, huishoudenstype (dus zonder fysieke beperkingen) en een maat voor hulpbehoefte op basis van fysieke beperkingen in twee niveau's (niet/wel) in combinatie met de andere vier variabelen.

Hulpbehoeftemaat zonder fysieke beperkingen

In dit deel zal een maat voor de hulpbehoefte geconstrueerd worden waarbij geen gebruik wordt gemaakt van de informatie over de fysieke beperkingen. Op deze manier omzeilen we het probleem dat ook voor fysieke beperkingen ramingen nodig zijn voordat we ramingen van de hulpbehoefte kunnen maken.

Het achterwege laten van de fysieke beperkingen betekent dat er een factoranalyse uitgevoerd wordt op vier variabelen: geslacht, leeftijd, opleidingsniveau en huishoudenstype. Factoranalyse is alleen zinvol als de vier variabelen onderling enige correlatie vertonen.

Tabel A.1 Correlatiematrix tussen de variabelen die ten grondslag liggen aan de factor hulpbehoefte, 65-plussers, 1996

	testwaarde	geslacht	leeftijd	opleidingsniveau	huishoudenstype
geslacht		1			
leeftijd		0,11	1		
opleidingsniveau		−0,17	−0,25	1	
huishoudenstype		−0,32	−0,35	0,13	1
Bartlett test	0,000[a]				
KMO	0,56[b]				

a Significantieniveau.
b Correlatiecoëfficiënt.

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

Tabel A.1 laat zien dat alle vier variabelen een redelijke correlatie hebben met één van de andere variabelen. De test statistics in de onderste 2 regels van de tabel geven een indicatie over de sterkte van de relatie tussen de variabelen. Een hoog significantie niveau van de Bartlett test (Bartlett (1950) geeft aan dat de hypothese dat de correlatie matrix een diagonale matrix is niet kan worden verworpen. Een diagonale correlatiematrix betekent dat er geen correlatie is tussen de variabelen onderling. In dit geval is de waarde van de test-statistic groot en het bijbehorende significantie niveau 0 en daarmee wordt de hypothese dat de correlatiematrix diagonaal is verworpen. Lage waarden van de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) maat (Kaiser (1974) wijzen erop dat de partiële correlatie tussen twee variabelen niet verklaard kan worden uit de andere variabelen (en er dus geen sprake is van een gezamenlijke onderliggende factor). Een waarde van 0,56

wordt als redelijk beschouwd (onder de 0,5 is het verstandiger geen factor analyse te gebruiken, boven de 0,7 is erg goed).

Met behulp van principale componenten analyse worden schattingen verkregen van de onderliggende factor hulpbehoefte. Eerst moet worden nagegaan of het mogelijk is om de vier geobserveerde variabelen te representeren door één factor of dat er meer voor nodig zijn. Daarvoor bekijken we welk percentage van de totale variantie (dat is de som van de variantie van elke variabele) verklaard wordt door elke factor. Elke variabele is gestandaardiseerd (gemiddelde 0 en variantie 1), wat betekent dat de totale variantie in ons geval gelijk is aan 4 (vier variabelen met variantie 1). De totale variantie verklaard door een bepaalde factor wordt weergegeven door de eigenwaarden die in tabel A.2 vermeld staan.

Tabel A.2 Toedeelbare variantie aan elke factor

	eigenwaarde	toedeelbare percentage variantie	cumulatieve variantie
factor 1	1,68	42,0	42,0
factor 2	0,92	23,1	65,0
factor 3	0,85	21,4	86,4
factor 4	0,54	13,6	100,0

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

De eerste factor heeft een verklaarde variantie van 1,68 en dat is 42% van de totale variantie van 4. De volgende drie factoren hebben een verklaarde variantie die kleiner is dan 1 (de variantie van een geobserveerde variabele) en elk van die factoren geeft dus minder informatie dan een enkele variabele. Daarom is het niet zinvol om meer dan één factor op te nemen. Dat is in ons geval gunstig omdat wij ook trachten de informatie uit de vier geobserveerde variabelen te comprimeren tot één onderliggende factor.

In tabel A.3 staan de factor score coëfficiënten van de eerste factor (de parameters W_i uit vergelijking (A.2)) vermeld en de waarden van de gestandaardiseerde variabelen. Deze gegevens zullen in de constructie van de maat voor de hulpbehoefte gebruikt worden. Uit de tabel valt af te lezen dat vrouwen hulpbehoevender zijn dan mannen, ouderen hulpbehoevender dan jongeren, laag opgeleiden hulpbehoevender dan hoog opgeleiden en alleenstaanden hulpbehoevender dan samenwonenden.

Tabel A.3 Resultaten factoranalyse hulpbehoefte (zonder fysieke beperkingen) van 65-plussers, 1996

variabelen	waarde van de gestandaardiseerde variabele	factor score coëfficiënt
geslacht		0,36
man	−1,17	
vrouw	0,86	
leeftijd		0,41
65-69 jaar	−0.89	
70-74 jaar	−0.44	
75-79 jaar	0,24	
80-84 jaar	1,20	
85-89 jaar	1,84	
≥ 90 jaar	3,07	
opleidingsniveau		−0,33
laag	−1,38	
hoog	0,72	
type huishouden		−0,44
alleenstaand	−1,23	
samenwonend	0,81	

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

Om te beoordelen hoe goed het 1-factor model de oorspronkelijke variabelen beschrijft, wordt berekend welke proportie van de variantie van elke variabele verklaard wordt door de factor (tabel A.4). Als de proportie 0 is, verklaart de onderliggende factor niets van de variantie van de betreffende variabele, als hij 1 is, verklaart de onderliggende factor alles van de variantie. Deze zogeheten 'communalities' zijn vergelijkbaar met de R^2 in regressievergelijkingen. Wij vinden proporties tussen de 0,30 en 0,56 wat redelijk is.

Tabel A.4 Proportie van de variantie van elke variabele verklaard door de gezamenlijke factor

variabele	proportie van de variantie van elke variabele verklaard door de gezamenlijke factor
geslacht	0,36
leeftijd	0,46
opleidingsniveau	0,30
huishoudenstype	0,56

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

Met behulp van de factor score coëfficiënten wordt een variabele hulpbehoefte gecreëerd:

$$\text{hulpbehoefte} = 0{,}36*\text{geslacht} + 0{,}41*\text{leeftijd} - 0{,}33*\text{opleiding} - 0{,}44*\text{huishoudenstype}, \qquad \text{(A.3)}$$

waarbij de variabelen geslacht, leeftijd, opleiding en type huishouden gestandaardiseerd zijn. De continue variabele hulpbehoefte wordt omgezet in vier dummy's op basis van de gemiddelde hulpbehoefte per zorgtype (geen hulp, hulp thuis (informele hulp of

thuiszorg), hulp uit huis (verzorgingshuis of verpleeghuis).[22] De gemiddelde hulpbehoefte van mensen zonder hulp is -0,31, van thuiswonenden met informele hulp of thuiszorg 0,32 en van mensen in een verzorgingshuis of verpleeghuis 1,28. Op basis daarvan zijn de volgende transformaties toegepast:

niet hulpbehoevend:	hulpbehoefte < -0,31
licht hulpbehoevend:	–0,31 ≤ hulpbehoefte < 0,32
matig hulpbehoevend:	0,32 ≤ hulpbehoefte < 1,28
ernstig hulpbehoevend:	1,28 ≤ hulpbehoefte

De aantallen mensen (in percentages) naar mate van hulpbehoefte worden weergegeven in tabel A.5 voor de totale steekproef en uitgesplitst naar type zorg. Over het algemeen is in de tabel duidelijk dat de hulpbehoefte in de zwaardere zorgvoorzieningen groter is. Opvallend is echter wel dat het aantal niet en licht hulpbehoevenden in verpleeghuizen groot is vergeleken bij die percentages in een verzorgingshuis en het percentage ernstig hulpbehoevenden relatief laag. Dit betekent dat op basis van de variabelen geslacht, leeftijd, opleiding en type huishouden het niet goed mogelijk is de mate van hulpbehoefte in verpleeghuizen te maken. Vergelijking met tabel 2.9 laat zien dat het percentage niet hulpbehoevenden in verpleeghuizen veel lager is en het percentage ernstig hulpbehoevenden veel hoger als in de maat van hulpbehoefte ook mate van fysieke beperkingen wordt meegenomen.

Tabel A.5 Percentages hulpbehoevenden naar type zorg

	geen	informele hulp	thuiszorg	verzorgings-huis	verpleeg-huis	totaal
niet hulpbehoevend	56,7	30,4	25,0	1,5	13,0	44,4 (4.504)
licht hulpbehoevend	20,6	23,1	20,8	7,1	12,4	20,0 (2.030)
matig hulpbehoevend	17,9	31,4	32,9	26,7	31,4	22,7 (2.299)
ernstig hulpbehoevend	4,7	15,1	21,3	64,7	43,2	12,9 (1.308)
totaal	100 (6.478)	100 (1.647)	100 (1.105)	100 (589)	100 (322)	100 (10.141)

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

Hulpbehoeftemaat op basis van fysieke beperkingen in twee klassen

In het eerste deel van bijlage A2 is gebleken dat het niet goed mogelijk is om een maat voor de hulpbehoefte te construeren uitsluitend op basis van de informatie over geslacht, leeftijd, huishoudenstype en opleidingsniveau. Aangezien we informatie over de fysieke beperkingen hebben wordt deze in de maat opgenomen. We onderscheiden twee klassen van fysieke beperkingen: mensen die fysiek beperkt zijn, en mensen die niet beperkt zijn. Bedacht moet worden dat informatie over de fysieke beperkingen alleen beschikbaar is voor het jaar van de enquête en niet voor andere jaren. Om

22 Bij het verder uitsplitsen naar type zorg (geen, informeel, thuishulp, verzorgingshuis, verpleeghuis) ontstaat er een probleem. De gemiddelde hulpbehoefte van bewoners in verzorgingshuizen is groter dan die van bewoners in verpleeghuizen. Dat komt doordat leeftijd een belangrijke factor is voor de bepaling van de hulpbehoefte en de gemiddelde leeftijd in verzorgingshuizen is erg hoog, veel hoger dan in verpleeghuizen.

ramingen van de te construeren hulpbehoeftemaat te kunnen maken zal dus ook een raming van ontwikkeling in het voorkomen van fysieke beperkingen gemaakt moeten worden. Daaruit zou geconcludeerd kunnen worden dat net zo goed hulpbehoefte direct op basis van opleiding, leeftijd, geslacht en huishoudenstype geraamd kan worden. Dit is niet echter niet het geval omdat de informatie over het verband tussen fysieke beperkingen en de overige determinanten dan niet gebruikt wordt.

De eerste stap in de constructie van de maat voor de hulpbehoefte wordt gezet door de correlaties tussen de variabelen te bekijken. Tabel A.6 laat zien dat alle vijf variabelen een redelijke correlatie hebben met één van de andere variabelen. Het lage significantie-niveau van de Bartlett test duidt op het bestaan van een correlatie tussen de variabelen. De redelijk hoge waarde van 0,63 van de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) maat wijst erop dat er sprake is van een gezamenlijke onderliggende factor.

Tabel A.6 Correlatiematrix tussen de variabelen die ten grondslag liggen aan de factor hulpbehoefte, 65-plussers, 1996

	testwaarde	geslacht	leeftijd	opleidings-niveau	huishoudens-type	fysieke beperkingen
geslacht		1				
leeftijd		0,11	1			
opleidingsniveau		−0,17	−0,25	1		
huishoudenstype		−0,32	−0,35	0,13	1	
fysieke beperkingen in twee klassen		0,21	0,35	−0,18	−0,20	1
Bartlett test	0,000					
KMO	0,63					

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

In tabel A.7 staan de eigenwaarden vermeld die aangeven welk percentage van de totale variantie verklaard wordt door elke factor.

Tabel A.7 Toedeelbare variantie aan elke factor

	eigenwaarde	toedeelbare percentage variantie	cumulatieve variantie
factor 1	1,93	38,6	38,6
factor 2	0,94	18,7	57,3
factor 3	0,86	17,3	74,5
factor 4	0,77	15,4	89,9
factor 5	0,50	10,1	100,0

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

De verklaarde variantie door factor 1 is 1,93 en dat is 38,6% van de totale variantie van 5. Evenals in het voorgaande model hebben de andere factoren elk een verklaarde variantie die kleiner is dan 1 (de variantie van een geobserveerde variabele) en elk van die factoren geeft dus minder informatie dan een enkele variabele. Het is dus niet zinvol

om meer dan één factor op te nemen, zodat we met een gerust hart de informatie uit de vijf variabelen kunnen comprimeren tot één onderliggende factor.

In tabel A.8 staan de factor score coëfficiënten W_i uit vergelijking (A.2) vermeld en de waarden van de gestandaardiseerde variabelen. De bevindingen in tabel A.8 komen overeen met die in tabel A.3: vrouwen zijn hulpbehoevender dan mannen, ouderen zijn hulpbehoevender dan jongeren, laag opgeleiden zijn hulpbehoevender dan hoog opgeleiden en alleenstaanden zijn hulpbehoevender dan samenwonenden. Daarbij komt dat we met de uitgebreidere analyses in tabel A.8 nu ook vinden dat mensen met meer fysieke beperkingen ook hulpbehoevender zijn dan de fysiek niet beperkten.

Tabel A.8 Resultaten factoranalyse hulpbehoefte van 65-plussers, 1996

variabelen	waarde van de gestandaardiseerde variabele	factor score coëfficiënt
geslacht		0,29
man	−1,16	
vrouw	0,86	
leeftijd		0,36
65-69 jar	−0,95	
70-74 jaar	−0,40	
75-79 jaar	0,32	
80-84 jaar	1,26	
85-89 jaar	1,89	
≥90 jaar	2,67	
opleidingsniveau		−0,27
laag	−1,38	
hoog	0,72	
type huishouden		−0,35
alleenstaand	−1,23	
samenwonend	0,81	
fysieke beperkingen		0,33
niet	−1,19	
wel	0,84	

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

In tabel A.9 vinden we dat de gevonden factor redelijke proporties van de variantie in elk van de variabelen verklaart. De proporties liggen alle tussen 0,26 en 0,49 wat redelijk is.

Tabel A.9 Proportie van de variantie van elke variabele verklaard door de gezamenlijke factor

variabele	proportie van de variantie van elke variabele verklaard door de gezamenlijke factor
geslacht	0,31
leeftijd	0,49
opleidingsniveau	0,26
huishoudenstype	0,46
fysieke beperkingen	0,41

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

Met behulp van de factor score coëfficiënten wordt een variabele hulpbehoefte gecreëerd:

$$\text{hulpbehoefte} = 0{,}29*\text{geslacht} + 0{,}36*\text{leeftijd} - 0{,}27*\text{opleiding} - 0{,}35*\text{huishoudenstype} + 0{,}33*\text{fysieke beperkingen}, \qquad (A.4)$$

waarbij alle variabelen gestandaardiseerd zijn. De continue variabele hulpbehoefte wordt (min of meer arbitrair) omgezet in vier dummy's op basis van de gemiddelde hulpbehoefte per zorgtype (geen hulp, informele hulp of thuiszorg, hulp in verzorgingshuis of verpleeghuis) op eenzelfde manier als beschreven bij de maat zonder fysieke beperkingen. De volgende transformaties zijn toegepast:

niet hulpbehoevend:	hulpbehoefte < 0,22
licht hulpbehoevend:	0,22 ≤ hulpbehoefte < 0,87
matig hulpbehoevend:	0,87 ≤ hulpbehoefte < 1,72
ernstig hulpbehoevend:	1,72 ≤ hulpbehoefte

Ramingsmogelijkheden

In principe kunnen we nu naar analogie van tabel A.5 een tabel met percentages hulpbehoevenden naar type zorg samenstellen op basis van de geconstrueerde hulpbehoeftemaat. In het belang van de ramingsmogelijkheden is dit echter weinig zinvol, Voor de ramingen zijn we meer geïnteresseerd over hoe de behoeftemaat zich gedraagt als we niet de werkelijke fysieke beperkingen opnemen in het model maar de geschatte waarde van de beperkingen. Daarom wordt nu eerst aangegeven hoe deze geschatte fysieke beperkingen zijn verkregen. Vervolgens worden enkele tabellen met op verschillende manieren geconstrueerde hulpbehoeftematen met elkaar vergeleken.

Tabel A.10 presenteert de resultaten van een probit model (zie bv. Cramer 1991) dat geschat is ter verklaring van het bestaan van fysieke beperkingen. Als verklarenden worden uitsluitend variabelen gebruikt waarvoor ramingen beschikbaar zijn.

Tabel A.10 Schattingsresultaten van een probit-model ter verklaring van fysieke beperkingen

variabele	coëfficiënt	standaard fout
constante	−0,21	0,05
leeftijd, 70-74 jaar	0,27	0,03
leeftijd, 75-79 jaar	0,57	0,04
leeftijd, 80-84 jaar	1,02	0,05
leeftijd, 85-89 jaar	1,52	0,08
leeftijd, ≥ 90 jaar	1,84	0,14
type huishouden (samenwonend)	−0,10	0,03
opleidingsniveau (hoog)	−0,24	0,03
geslacht (vrouw)	0,45	0,03
G_M	1.822	
R^2_L	0,13	
aantal observaties	10.017	

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'960 SCP-bewerking

Om de verklaringskracht van het model als geheel te kunnen evalueren berekenen we de G_M- statistic en de R^2_L, die beide functies zijn van de geschatte kansen op een bepaalde mate van fysieke beperking.[23] De G_M- statistic is een test van de nul-hypothese dat alle coëfficiënten m.u.v. de constante gelijk aan nul zijn (met andere woorden dat er geen relatie is tussen de afhankelijke variabelen en zijn determinanten). De G_M- statistic is gedefinieerd als D_0-D_m, waarbij D_0 gedefinieerd is als -2 maal de loglikelihood waarde van het model waarbij alleen de constante term is opgenomen. Als alleen de constante term in het model wordt opgenomen, zijn de geschatte kansen gelijk aan de frequenties in de steekproef. D_m is -2 maal de loglikelihood waarde van het volledige model waarbij alle determinanten zijn opgenomen. Het verschil tussen D_0 en D_m geeft aan in welke mate met behulp van de determinanten de kans op een bepaalde mate van fysieke beperkingen beter verklaard wordt dan zonder determinanten. Als de G_M- statistic statistisch significant is kunnen we concluderen dat de determinanten inderdaad helpen de voorspelling te verbeteren. Voor het model dat ten grondslag ligt aan tabel A.10 is de G_M- statistic gelijk aan 1.822 en ruimschoots significant verschillend van nul.

De R^2_L geeft aan in hoeverre het opnemen van onafhankelijke variabelen de verklarings-graad van het model verbetert. Analoog aan de R^2 in een standaard regressiemodel is wordt R^2_L gedefinieerd als G_M/D_0. De waarde van R^2_L varieert tussen 0 (waarbij de determinanten zinloos zijn voor het verklaren van de afhankelijke variabele) en 1 (waarbij het model de afhankelijke variabele perfect verklaart). Voor tabel A.10 is de waarde van de R^2_L gelijk aan 1.822/2*5.790 = 0,13 wat een matige relatie suggereert tussen de afhankelijke en de onafhankelijke variabelen. De relatie is wel iets beter dan in het ordered probit model van paragraaf 2.3.

Om de mate waarin het model goed voorspelt te kunnen evalueren, wordt gebruik gemaakt van de λ_p index. De λ_p index is gebaseerd op het verschil tussen het aantal foute voorspellingen met en zonder model:

$$\lambda_p = \frac{\text{aantal foute voorspellingen zonder model} - \text{aantal foute voorspellingen met model}}{\text{aantal foute voorspellingen zonder model}} \qquad \text{(A.5)}$$

De voorspelde waarde van de afhankelijke variabele zonder model is gelijk aan de modus van die variabele (het punt waar de kansverdeling de grootste waarde aanneemt). Om λ_p uit te rekenen maken we gebruik van tabel A.11 waarin de geobserveerde en voorspelde waarden van de afhankelijke variabele met elkaar vergeleken worden. Het aantal foute voorspellingen zonder model is gelijk aan de niet-1 observaties, immers de modus is gelijk aan 1. Dit betreft 4.137 observaties. Het aantal foute voorspellingen met het model is gelijk aan de som van de niet-diagonaal elementen, in casu: 1.784+1.545 = 3.329. De bij tabel A.10 behorende λ_p is gelijk aan (4.137-3.329)/4.137 = 0,20. De waarde van 0,20 geeft aan dat het model redelijk goed in staat is om de juiste voorspellingen te genereren. In feite geeft λ_p aan of de relatie tussen de afhankelijke variabele en zijn determinanten sterk genoeg is om rekening mee te houden.

---

23 Zie ook Menard (1995).

Tabel A.11 Vergelijking van geobserveerde en voorspelde waarden van de afhankelijke variabele

	voorspeld		
geobserveerd	0	1	totaal
0	2.353	1.784	4.137
1	1.545	4.335	5.880
totaal	3.898	6.119	10.017

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

In tabel A.12 wordt het aantal mensen met en zonder beperkingen weergegeven, evenals de voorspelling en de verwachting, gebaseerd op de schattingsresultaten van het probit model.

Tabel A.12 Percentages mensen met fysieke beperkingen naar type zorg

	geen	informele hulp	thuiszorg	verzorgings-huis	verpleeg-huis	totaal
niet beperkt, feitelijk	54,9	27,4	14,4	2,7	0,0	41,3 (4.137)
niet beperkt, voorspeld	50,1	27,3	19,4	0,5	8,1	38,9 (3.898)
niet beperkt, verwacht	48,0	36,0	32,0	12,0	22,0	41,0 (4.107)
wel beperkt, feitelijk	45,1	72,6	85,6	97,3	100	58,7 (5.880)
wel beperkt, voorspeld	49,9	72,7	80,6	99,5	91,9	61,1 (6.169)
wel beperkt, verwacht	52,0	64,0	68,0	88,0	78,0	59,0 (5.910)
totaal	100 (6.425)	100 (1.616)	100 (1.070)	100 (589)	100 (322)	100 (10.017)

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

De met het probit model van tabel A.10 geschatte fysieke beperkingen worden gebruikt om de hulpbehoefte te berekenen aan de hand van vergelijking (A.4). In tabel A.13 tot en met A.15 worden de percentages hulpbehoevenden naar type zorg gepresenteerd, waarbij achtereenvolgens feitelijke beperkingen, voorspelde beperkingen en verwachte beperkingen als één van de determinanten in de berekening van de maat voor hulpbehoefte is gebruikt.[24]

[24] De continue variabele hulpbehoefte berekend met voorspelde dan wel verwachte fysieke beperkingen wordt ook omgezet in vier dummy's op basis van de gemiddelde hulpbehoefte per zorgtype (geen hulp, informele hulp of thuiszorg, verzorgingshuis of verpleeghuis). De volgende transformaties zijn toegepast met voorspelde fysieke beperkingen als determinant (en tussen haakjes staan de waarden die bij de verwachte fysieke beperkingen horen):

niet hulpbehoevend:			hulpbehoefte < –0,32 (–0,08)
licht hulpbehoevend:	–0,32 (–0,08)	≤	hulpbehoefte < 0,39 (0,49)
matig hulpbehoevend:	0,39 (0,49)	≤	hulpbehoefte < 1,32 (1,34)
ernstig hulpbehoevend:	1,32 (1,34)	≤	hulpbehoefte

Tabel A.13 Percentages hulpbehoevenden naar type zorg (met *feitelijke* beperkingen als één van de determinanten)

	geen	informele hulp	thuiszorg	verzorgings-huis	verpleeg-huis	totaal
niet hulpbehoevend	52,7	25,2	18,9	0,9	6,8	40,2 (4.025)
licht hulpbehoevend	27,9	30,2	27,1	7,0	17,7	26,6 (2.667)
matig hulpbehoevend	15,5	30,2	33,0	28,1	32,3	21,0 (2.107)
ernstig hulpbehoevend	3,9	14,4	21,0	64,0	53,2	12,2 (1.218)
totaal	100 (6.425)	100 (1.616)	100 (1.070)	100 (589)	100 (322)	100 (10.017)

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

Tabel A.14 Percentages hulpbehoevenden naar type zorg (met *voorspelde* beperkingen als één van de determinanten)[a]

	geen	informele hulp	thuiszorg	verzorgings-huis	verpleeg-huis	totaal
niet hulpbehoevend	50,1	26,2	19,3	0,7	9,0	38,8 (3.885)
licht hulpbehoevend	22,8	20,6	19,9	4,3	12,4	20,7 (2.075)
matig hulpbehoevend	22,4	38,1	39,5	30,5	35,4	27,7 (2.772)
ernstig hulpbehoevend	4,6	15,,1	21,2	64,6	43,2	12,8 (1.285)
totaal	100 (6.425)	100 (1.616)	100 (1.070)	100 (589)	100 (322)	100 (10.017)

a De voorspelde beperking is 0 (niet beperkt) als $p_0 > p_1$, waarbij p_0 de geschatte kans is dat iemand geen beperkingen heeft.

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

Tabel A.15 Percentages hulpbehoevenden naar type zorg (met *verwachte* beperkingen als één van de determinanten)[a]

	geen	informele hulp	thuiszorg	verzorgings-huis	verpleeg-huis	totaal
niet hulpbehoevend	58,4	32,5	26,0	1,5	13,4	46,0 (4.607)
licht hulpbehoevend	18,8	20,9	19,0	7,0	13,4	18,3 (1.835)
matig hulpbehoevend	18,1	31,5	33,8	26,9	30,1	22,9 (2.290)
ernstig hulpbehoevend	4,6	15,1	21,2	64,6	43,2	12,8 (1.285)
totaal	100 (6.425)	100 (1.616)	100 (1.070)	100 (589)	100 (322)	100 (10.017)

a De verwachting van de beperkingen is berekend als $0 \cdot p_0 + 1 \cdot p_1$, waarbij p_0 de geschatte kans is dat iemand geen beperkingen heeft en $p_1 = 1 - p_0$.

Bron: CBS/SCP (EBB/OII'96) SCP-bewerking

Tabel A.13 laat zien dat het aantal niet hulpbehoevenden volgens de onderhavige maat in verpleeghuizen groter is dan volgens de in paragraaf 2.4 gebruikte maat (tabel 2.9). Vergelijking van tabel A.15 met tabel 2.10 geeft hetzelfde beeld. Op grond daarvan is gekozen voor de in de hoofdtekst beschreven maat met verwachte fysieke beperkingen. De reden dat tabel A.13 en A.14, respectievelijk A.15 van elkaar verschillen heeft te maken met de mate waarin fysieke beperkingen juist wordt voorspeld.

Conclusie

Alles overwegende is de conclusie getrokken dat hulpbehoefte het best voorspeld kan worden door fysieke beperkingen in vier klassen op te nemen als determinant, en fysieke beperkingen op zijn beurt te voorspellen met behulp van een ordered probit model. De voorspelling is gebaseerd op de verwachting en niet op de voorspelde waarde omdat de eerste bij het ophogen van micro naar macro niveau stabieler bleek te zijn dan de laatste. De resultaten van de daarbij behorende modellen zijn dan ook opgenomen in paragraaf 2.4.

BIJLAGE B HET STROOMMODEL IN FORMULES

De algemene vorm van het stroommodel voor de ouderenvoorzieningen zoals dat in het Ramingsmodel zorg (RMZ3) is opgenomen ziet er als volgt uit (*j*=verpleeghuizen (*vp*), verzorgingshuizen (*vz*), thuiszorg (*tz*)):

$$Instr_t^j = Geb_t^j - Geb_{t-1}^j + Uitstr_t^j \tag{B.1}$$

$$Uitstr_t^j = (\delta^j + \sigma^{j,j'} + \sigma^{j,j''}) Geb_{t-1}^j \tag{B.2}$$

$$Geb_t^j = \lambda_1 + \lambda_2 BP_t^j + \lambda_3 Vraag_t^j + \lambda_4 Cap_t^j \tag{B.3}$$

$$Vr1_t^j = Geb_{t-1}^j - Uitstr_t^j \tag{B.4}$$

$$Vr3_t^j = \varphi^{j',j} Wacht_t^{j'} + \varphi^{j'',j} Wacht_t^{j''} \tag{B.5}$$

$$Vr2_t^j = Vraag_t^j - Vr1_t^j - Vr3_t^j \tag{B.6}$$

$$NVr_t^j = Vr2_t^j - \left(\varepsilon^j Wacht_{t-1}^j + \tau^{j',j} Geb_{t-1}^{j'} + \tau^{j'',j} Geb_{t-1}^{j''}\right) \tag{B.7}$$

$$Wacht_t^j = (Vraag_t^j - Vr3_t^j) - Geb_t^j \tag{B.8}$$

$$K_t^j = \alpha_0^j + \beta^j Geb_t^j + \frac{1}{2}\gamma^j (Geb_t^j)^2 \tag{B.9}$$

Uit het nutsmaximalisatieprobleem zoals gedefinieerd in paragraaf 4.2 leiden we in bijlage C de instroom in voorziening *j* af, vergelijking (C.3). In de vraag naar een voorziening onderscheiden we drie delen (zie ook § 4.2). Het eerste deel is de vraag uitgeoefend door bestaande gebruikers, dit is de vervulde vraag en wordt weergegeven door *Vr1*, gedefinieerd als gebruik minus uitstroom (vergelijking B.4). Het tweede deel is de vraag uitgeoefend door mensen die geen gebruikmaken van de betreffende voorziening, maar dit wel zouden willen. Dit is de onvervulde vraag en wordt *Vr2* genoemd (vergelijking B.6, geëxpliciteerd naar verblijfplaats in vergelijking B.7). Het derde deel is de zogenaamde doorgeschoven vraag, dit is de vraag die uitgeoefend wordt door iemand die een voorkeur voor een andere (zwaardere) voorziening heeft, en daar ook op de wachtlijst staat maar (nog) niet terecht kan. In dat geval kan een lichtere voorziening als (nood)opvang een tijdelijke oplossing zijn. Dit wordt weergegeven door *Vr3* in (vergelijking B.5).

De grootte van de wachtlijsten wordt bepaald door het verschil tussen vraag en gebruik (vergelijking B.8). We maken in het model gebruik van geschoonde wachtlijsten; we corrigeren de totale vraag voor de vraag uitgeoefend door mensen die eigenlijk een andere voorziening willen gebruiken (en bij die voorziening ook al op de wachtlijst staan, aangegeven met *Vr3*). Mensen die gebruikmaken van een andere voorziening maar inmiddels behoefte hebben aan een zwaardere voorziening (aangeduid met *Vr2*) staan wel op de (geschoonde) wachtlijst.

BIJLAGE C AFLEIDING GEBRUIKSVERGELIJKING VAN HET STROOMMODEL

Zoals al aangegeven in paragraaf 4.2 nemen we aan dat instellingsmanagers er naar streven om het nut van hun instelling te maximaliseren. Voor elke voorziening veronderstellen we het bestaan van een representatieve instellingsmanager, die in elke periode *t* de optimale grootte van de instroom $Instr_t^j$ in zijn instelling bepaalt. In de nutsfunctie worden de directe kosten en opbrengsten van het gebruik van de voorziening tegen elkaar afgewogen. Daarnaast is er een term die een straf oplegt als de feitelijke instroom afwijkt van de gevraagde instroom en is er een derde term die een instellings-manager 'straft' als er capaciteit onbenut blijft.

De nutsfunctie is gespecificeerd als:

$$U_t^j = \alpha^j\left(BP_t^j Geb_t^j - K(Geb_t^j)\right) - \tfrac{1}{2}\mu^j\left(Vr2_t^j + Vr3_t^j - Instr_t^j\right)^2 - \tfrac{1}{2}\nu^j\left(Cap_t^j - Geb_t^j\right)^2. \qquad \text{(C.1)}$$

De betekenis van de variabelen in deze nutsfunctie is:

U_t^j	nut in periode *t* van een instellingsmanager van voorziening *j*;
Cap_t^j	capaciteit van voorziening *j* in periode *t*;
Geb_t^j	gebruik van voorziening *j* in periode *t*;
BP_t^j	budgetparameter, exogeen;
$K^j(.)$	kostenfunctie, zal nader gespecificeerd worden;
$Instr_t^j$	instroom gedurende periode *t* in voorziening *j*;
$Vr2_t^j$, $Vr3_t^j$	componenten van de vraag in periode *t* naar voorziening *j*, worden in het model zelf nader gespecificeerd (zie bijlage B);
α, μ, ν	modelparameters.

We veronderstellen dat de feitelijke kosten (voor de instellingsmanager) van het gebruik van voorziening *j* benaderd kunnen worden door een functie $K^j(.)$ die kwadratisch is in het gebruik van de voorziening:

$$K_t^j = \alpha_0^j + \beta^j Geb_t^j + \tfrac{1}{2}\gamma^j (Geb_t^j)^2. \qquad \text{(C.2)}$$

De werkelijke kosten worden gezet naast het budget dat de instelling ter beschikking heeft. Het ligt voor de hand om $\gamma^j > 0$ te veronderstellen, zodat de kostenfunctie, indien los van het model beschouwd, een minimum kostenniveau heeft.

Optimalisatie gebeurt naar $Instr_t^j$ (waarbij we gebruiken dat $\frac{\partial Geb_t^j}{\partial Instr_t^j} = 1$):

$$\frac{\partial U_t^j}{\partial Instr_t^j} = \alpha^j(BP_t^j - \beta^j - \gamma^j Geb_t^j) + \mu^j(Vr2_t^j + Vr3_t^j - Instr_t^j) + \nu^j(Cap_t^j - Geb_t^j) = 0 \qquad \text{(C.3)}$$

Dit geeft aanleiding tot de volgende uitdrukking voor de instroom $Instr_t^j$:

$$Instr_t^j = \frac{\alpha^j}{\mu^j}(BP_t^j - \beta^j - \gamma^j Geb_t^j) + \frac{\nu^j}{\mu^j}(Cap_t^j - Geb_t^j) + Vr2_t^j + Vr3_t^j. \tag{C.4}$$

Evengoed kan uit (C.3) een uitdrukking voor het gebruik Geb_t^j afgeleid worden. Herschikking van de termen, waarbij het gebruik naar links gebracht wordt, geeft:

$$(\alpha^j\gamma^j + \nu^j)Geb_t^j = -\alpha^j\beta^j + \alpha^j BP_t^j + \nu^j Cap_t^j - \mu^j Instr_t^j + \mu^j(Vr2_t^j + Vr3_t^j). \tag{C.5}$$

Hierin komt rechts de instroom voor. Daarvan weten we uit de definitievergelijkingen (B.1) en (B.2) dat deze geschreven kan worden als functie van het gebruik:

$$Instr_t^j = Geb_t^j - (1 - \delta^j - \sigma^{j,j'} - \sigma^{j,j''})Geb_{t-1}^j, \tag{C.6}$$

waar j' en j'' voor de voorzieningen anders dan j staan.

Dit kan gesubstitueerd worden in (C.5), waarna de gebruiksvergelijking afgeleid kan worden:

$$\begin{aligned}
Geb_t^j &= \frac{1}{\alpha^j\gamma^j + \mu^j + \nu^j}\left[-\alpha^j\beta^j + \alpha^j BP_t^j + \mu^j(1 - \delta^j - \sigma^{j,j'} - \sigma^{j,j''})Geb_{t-1}^j + \mu^j(Vr2_t^j + Vr3_t^j) + \nu^j Cap_t^j\right] \\
&= \frac{1}{\alpha^j\gamma^j + \mu^j + \nu^j}\left[-\alpha^j\beta^j + \alpha^j BP_t^j + \mu^j Vraag_t^j + \nu^j Cap_t^j\right] \\
&= -\frac{\alpha^j\beta^j}{\alpha^j\gamma^j + \mu^j + \nu^j} + \frac{\alpha^j}{\alpha^j\gamma^j + \mu^j + \nu^j}BP_t^j + \frac{\mu^j}{\alpha^j\gamma^j + \mu^j + \nu^j}Vraag_t^j + \frac{\nu^j}{\alpha^j\gamma^j + \mu^j + \nu^j}Cap_t^j \qquad \text{(C.7)} \\
&= \lambda_1 + \lambda_2 BP_t^j + \lambda_3 Vraag_t^j + \lambda_4 Cap_t^j, \qquad \text{(C.8)}
\end{aligned}$$

waarin:

$$\lambda_1 = \frac{-\alpha^j\beta^j}{\alpha^j\gamma^j + \mu^j + \nu^j} \tag{C.9}$$

$$\lambda_2 = \frac{\alpha^j}{\alpha^j\gamma^j + \mu^j + \nu^j} \tag{C.10}$$

$$\lambda_3 = \frac{\mu^j}{\alpha^j\gamma^j + \mu^j + \nu^j} \tag{C.11}$$

$$\lambda_4 = \frac{\nu^j}{\alpha^j\gamma^j + \mu^j + \nu^j} \tag{C.12}$$

Vergelijking (C.8) is de gebruiksvergelijking zoals die voor het model wordt opgenomen. Deze komt daarom terug als vergelijking (B.7) in bijlage B. In paragraaf 4.3.2, waar ingegaan wordt op de empirische invulling van de parameters, komt hij voor als vergelijking (4.11). Idealiter zou vergelijking (C.7) in het model opgenomen en geschat moeten worden. Echter, merk op dat in vergelijking (C.7), die terugkomt als vergelijking (4.5), niet alle parameters geïdentificeerd zijn. We kunnen de vier parameters in vergelijking (C.8) schatten (λ_1, λ_2, λ_3 en λ_4), terwijl we vijf parameters in het model hebben (α, β, γ, μ en ν). De waarden van α, μ en ν kunnen slechts relatief ten opzichte van elkaar bepalen. Eén van de parameters zal daarom genormaliseerd worden.

Stel, we prikken ν vast op 1. Dan kunnen de andere parameters opgelost worden uit de geschatte waarden voor de λ's: $\alpha=\lambda_2/\lambda_4$, $\mu=\lambda_3/\lambda_4$, $\nu=1$, $\beta=-\lambda_1/\lambda_2$, en $\gamma=(1-\lambda_3-\lambda_4)/\lambda_2$. Soortgelijke oplossingen krijgen we als we niet ν maar μ of α vastprikken op 1; slechts de onderlinge verhouding tussen deze parameters kan bepaald worden. β en γ zijn in het geheel ongevoelig voor de keuze van de normalisatie. De normalisatie geeft, samen met de schattingen voor α en μ informatie over het relatieve belang van de verschillende delen van de doelstellingsfunctie van de instellingsmanager.

Speciale restricties volgen als we een van de delen geheel uitschakelen, i.e. een van de parameters op nul zetten. Als de instellingsmanager zich geen zorgen maakt over de kosten die verbonden zijn aan de verzorging van patiënten ($\alpha=0$) dan blijven alleen de vraag en de capaciteit over in de gebruiksvergelijking:

$$Geb_t^j = \frac{\mu^j}{\mu^j+\nu^j} Vraag_t^j + \frac{\nu^j}{\mu^j+\nu^j} Cap_t^j \tag{C.13}$$

In de te schatten vergelijking komt dit overeen met de restricties $\lambda_1=0$, $\lambda_2=0$ en $\lambda_3+\lambda_4=1$.

Als de instellingsmanager zich daarentegen niet stoort aan het bestaan van wachtlijst ($\mu=0$) dan krijgen we als gebruiksvergelijking

$$Geb_t^j = -\frac{\alpha^j\beta^j}{\alpha^j\gamma^j+\nu^j} + \frac{\alpha^j}{\alpha^j\gamma^j+\nu^j} BP_t^j + \frac{\nu^j}{\alpha^j\gamma^j+\nu^j} Cap_t^j \tag{C.14}$$

hetgeen overeen komt met de restrictie $\lambda_3=0$. In dit geval blijft gelden dat de vergelijking niet geïdentificeerd is; α en γ kunnen slechts relatief ten opzichte van elkaar bepaald worden. Hetzelfde doet zich voor als de instellingsmanager het niet vervelend vindt als er bedden leeg staan ($\nu=0$). Aan de gebruiksvergelijking wordt dan de restrictie $\lambda_4=0$ opgelegd, en de gebruiksvergelijking is dan

$$Geb_t^j = -\frac{\alpha^j\beta^j}{\alpha^j\gamma^j+\mu^j} + \frac{\alpha^j}{\alpha^j\gamma^j+\mu^j} BP_t^j + \frac{\mu^j}{\alpha^j\gamma^j+\mu^j} Vraag_t^j \tag{C.15}$$

Als de instellingsmanager zich uitsluitend zorgen maakt over de kosten ($\mu=\nu=0$) dan blijft er helemaal weinig over van de gebruiksvergelijking. Er kunnen dan de restricties $\lambda_3=\lambda_4=0$ opgelegd worden, en bovendien is α dan niet meer geïdentificeerd:

$$Geb_t^j = -\frac{\alpha^j\beta^j}{\alpha^j\gamma^j+\mu^j} + \frac{\alpha^j}{\alpha^j\gamma^j+\mu^j} BP_t^j \qquad \text{(C.16)}$$

Op de geldigheid van bovengenoemde restricties kan eenvoudig getoetst worden met standaard Likelihood Ratio-toetsen (zie bv. Greene 1997). Deze wijzen voor de verpleeghuizen uit dat het volledige model (zoals gepresenteerd in tabel 4.1) het beste model is. Immers, in de eerste kolom van tabel C.1 is te zien dat alle hiervoor aangestipte parameterrestricties verworpen kunnen worden. Alle onderdelen van de nutsfunctie zijn belangrijk in de beslissingen van de instellingsmanager van een verpleeghuis. Bij de verzorgingshuizen lijkt het er eerder op dat het bestaan van wachtlijsten voor de instellingsmanager er niet toe doet, model (C.14) lijkt het juiste te zijn. Dat is overigens in lijn met het gevoerde beleid van capaciteitsafname; een manager kan zich dan moeilijk focussen op de wachtlijstbestrijding. Parameterschattingen voor de thuiszorg wijzen daarentegen op gebruiksvergelijking (C.16), waarin vooral de kostenoverwegingen het beleid van de instelling bepalen.

Tabel C.1 Likelihood ratio (LR) toetsen op de modellen in vergelijkingen de C.13 t/m C.16 vs. het model in tabel 4.1[a]

restrictie(s)		verpleeghuizen	verzorgingshuizen	thuiszorg
$\lambda_1=0, \lambda_2=0, \lambda_3+\lambda_4=1$	(model C.13)	1.298,12 (0,000)	22,99 (0,000)	95,43 (0,000)
$\lambda_3=0$	(model C.14)	7,05 (0,008)	1,34 (0,246)	1,01 (0,315)
$\lambda_4=0$	(model C.15)	97,51 (0,000)	8,15 (0,004)	0,73 (0,393)
$\lambda_3=0, \lambda_4=0$	(model C.16)	113,71 (0,000)	8,27 (0,016)	1,32 (0,517)

a Tussen haakjes de p-waarden; als p>0,05 dan kunnen de restricties niet verworpen worpen, het verschil tussen het gerestricteerde en het ongerestricteerde model is dan te verwaarlozen. De LR-statistic heeft een χ^2-verdeling met het aantal restricties als vrijheidsgraden.

Bron: zie bijlagen D en E

In het algemeen is de oplossing van een optimalisatieprobleem een maximum indien de tweede afgeleide in het optimum een negatieve waarde heeft. In ons geval is de tweede afgeleide gelijk aan $\frac{\partial^2 U_t^j}{\partial Instr_t^{j2}} = -\alpha^j\gamma^j - \mu^j - \nu^j$.

We hebben dus een nuts*maximalisatie*probleem indien de parameters zo gekozen worden dat $-\alpha^j\gamma^j-\mu^j-\nu^j<0$, ofwel $\alpha^j\gamma^j+\mu^j+\nu^j>0$. Dit komt overeen met de in de tekst aangehaalde veronderstellingen omtrent de parameters: uit de gebruikelijke voorwaarden volgt al dat $\alpha^j>0$ en $\gamma^j>0$. De veronderstelling dat $\mu^j>0$ vertaalt zich in een negatief effect van wachtlijsten op het nut van een instellingsmanager, en de veronderstelling dat $\nu^j>0$ impliceert dat een instellingsmanager het nut negatief gerelateerd is met een afwijking het gebruik aan de beschikbare capaciteit. Een waarde $\mu^j<0$, wat inhoudt dat een instellingsmanager juist nut haalt uit het bestaan van wachtlijsten, is toegelaten, zolang maar blijft gelden dat $\alpha^j\gamma^j+\mu^j+\nu^j>0$, en hetzelfde geldt voor $\nu^j<0$, *i.e.* een instellingsmanager die graag bedden onbezet laat is mogelijk in het model.

De modelparameters α, β, γ, μ en ν kunnen afgeleid worden uit in tabel 4.1 gepresenteerde schattingen voor λ_1, λ_2, λ_3 en λ_4. In tabel C.2 worden de waarden van de afgeleide parameters gegeven. Bij alle drie de voorzieningen kunnen we concluderen dat we te maken hebben met een nuts*maximalisatie*probleem; voor alle modellen geldt dat $\alpha^j\gamma^j+\mu^j+\nu^j>0$. Wel vinden we voor de thuiszorg een zeer kleine doch negatieve waarde voor de parameter γ. Dit is eigenlijk ongewenst, maar bleek niet te verhelpen met alternatieve modelspecificaties. De significantie van de berekende parameterwaarden zal echter klein zijn, omdat er in het merendeel van de gevallen één of meer niet-significantie parameterschattingen zijn gebruikt in de berekening van α, β, γ, μ en ν. In het model wordt daarom gebruik gemaakt van de (betrouwbaarder) schattingen uit tabel 4.1.

Tabel C.2 Afgeleide parameterwaarden gebruiksvergelijkingen ouderenmodel

parameter	verpleeghuizen	verzorgingshuizen	thuiszorg
α	0,0062	0,0282	9,976
β	−509.291	−2.342.320	−7.264
γ	16,124	19,425	−0,0502
μ	0,0297	0,2815	0,0836
ν (genormaliseerd)	1	1	1
trend	–	−980	–

Bron: zie bijlagen D en E

BIJLAGE D GEHANTEERDE GEGEVENSBRONNEN

Deze bijlage geeft een overzicht van de herkomst van de in het model gebruikte gegevens. In bijlage E wordt hier gedetailleerder op ingegaan.

Tabel D.1 Overzicht gegevensbronnen verpleeghuizen

gegeven	bron	jaar/ periode	overeenkomstige variabele/parameter bijlage B	zie ook tabel/ figuur
verpleeghuizen				
aantal bewoners 65 jaar of ouder	NZi, De intramurale gezondheidszorg in cijfer per 1 januari 19...	1986 - 1997	Geb^{vp}	figuur 4.2
instellingsbudget per gebruiker	berekend[a]	1986 - 1997	BP^{vp}	figuur 4.2
vraag	hoofdstuk 3	1986 - 1997	$Vraag^{vp}$	figuur 3.6
aantal beschikbare intramurale plaatsen[2]	NZi, De intramurale gezondheidszorg in cijfer per 1 januari 19...	1986 - 1997	Cap^{vp}	figuur 4.2
uitstroom[b]	NZi, De intramurale gezondheidszorg in cijfer per 1 januari 19...	1986 - 1997	$Uitstr^{vp}$	figuur 4.8
wachtlijst	NZi, De wachtlijstenquête bij verpleeghuizen	1996	$Wacht^{vp}$	tabel E.1
uitstroom naar bestemming	NVVz/NZi Verpleeghuiszorg in cijfers	1996	$\sigma^{vp,vz}$ en $\sigma^{vp,tz}$	tabel 4.3
uitval uit de wachtlijst	Prismant/RvB, Wachten op zorg	1996	ϵ^{vp}	tabel 4.4
doorstroomvraag	NZi, De wachtlijstenquête bij verpleeghuizen	1996	$\tau^{vp,vz}$ en $\tau^{vp,tz}$	tabel 4.4
doorschuifvraag	Prismant/RvB, Wachten op zorg	1996	$\phi^{vp,vz}$ en $\phi^{vp,tz}$	tabel 4.4

a Berekend als totaal instellingsbudget gedeeld door totaal aantal gebruikers. Gegevens over het totaal instellingsbudget afkomstig uit CBS, Kosten en financiering van de gezondheidszorg (div. jaren) voor verpleeghuizen en thuiszorg, en uit CBS, Statistiek van de verzorgingshuizen (div. jaren) voor de verzorgingshuizen.

b Gecorrigeerd voor het aandeel gebruikers jonger dan 65 jaar.

Tabel D.2 Overzicht gegevensbronnen verzorgingshuizen

gegeven	bron	jaar/periode	overeenkomstige variabele/parameter bijlage B	zie ook tabel /figuur
verzorgingshuizen				
aantal bewoners van 65 jaar of ouder	CBS, Statistiek van de verzorgingshuizen	1986 - 1998	Geb^{VZ}	figuur 4.3
instellingsbudget per gebruiker	berekend[a]	1986 - 1998	BP^{VZ}	figuur 4.3
vraag	hoofdstuk 3	1986 - 1998	$Vraag^{VZ}$	figuur 3.6
aantal beschikbare intramurale plaatsen[b]	CBS, Statistiek van de verzorgingshuizen	1986 - 1998	Cap^{VZ}	figuur 4.3
uitstroom van personen 65 jaar of ouder	CBS, Statistiek van de verzorgingshuizen	1986 - 1998	$Uitstr^{VZ}$	figuur 4.8
wachtlijst	NZi, De wachtlijstenquête bij verzorgingshuizen	1996	$Wacht^{VZ}$	tabel E.3
uitstroom naar bestemming	CBS, Statistiek van de verzorgingshuizen	1996	$\sigma^{VZ,VP}$ en $\sigma^{VZ,IZ}$	tabel 4.3
uitval uit de wachtlijst	Prismant/RvB, Wachten op zorg	1996	ϵ^{VZ}	tabel 4.4
doorstroomvraag	NZi, De wachtlijstenquête bij verzorgingshuizen	1996	$\tau^{VZ,VP}$ en $\tau^{VZ,IZ}$	tabel 4.4
doorschuifvraag	Prismant/RvB, Wachten op zorg	1996	$\phi^{VZ,VP}$ en $\phi^{VZ,IZ}$	tabel 4.4

a Berekend als totaal instellingsbudget gedeeld door totaal aantal gebruikers. Gegevens over het totaal instellingsbudget afkomstig uit CBS, Koste en financiering van de gezondheidszorg (div. jaren) voor verpleeghuizen en thuiszorg, en uit CBS, Statistiek van de verzorgingshuizen (div. jaren) voor de verzorgingshuizen.

b Gecorrigeerd voor het aandeel gebruikers jonger dan 65 jaar.

Tabel D.3 Overzicht gegevensbronnen thuiszorg

gegeven	bron	jaar/periode	overeenkomstige variabele/parameter bijlage B	zie ook tabel /figuur
thuiszorg				
aantal cliënten gezinsverzorging en wijkverpleging 65 jaar of ouder	Ministerie van WVC, Financieel Overzicht Zorg	1987 - 1993	Geb^{tz}	figuur 4.4
aantal cliënten thuiszorg 65 jaar of ouder	LVT/NZi, Jaarboek thuiszorg	1994 - 1996	Geb^{tz}	figuur 4.4
instellingsbudget per gebruiker	berekend[a]	1987 - 1996	BP^{tz}	figuur 4.4
vraag	hoofdstuk 3	1987 - 1996	$Vraag^{tz}$	figuur 3.5
aantal arbeidsplaatsen	Ministerie van WVC, Financieel Overzicht Zorg	1987 - 1993	Cap^{tz}	figuur 4.4
aantal arbeidsplaatsen	LVT/NZi, Jaarboek thuiszorg	1994 - 1996	Cap^{tz}	figuur 4.4
uitstroom	LVT/NZi, Jaarboek thuiszorg	1996	$Uitstr^{tz}$	figuur 4.8
wachtlijst	RvB, Wachtlijsten in de thuiszorg	1996	$Wacht^{tz}$	tabel E.8
uitstroom naar bestemming	afgeleid uit de instroom in verpleeghuizen en verzorgingshuizen[b]	1996	$\sigma^{tz,vp}$ en $\sigma^{tz,vz}$	tabel 4.3
uitval uit de wachtlijst	Prismant/RvB, Wachten op zorg	1996	ϵ^{tz}	tabel 4.4
doorstroomvraag	Van Campen (2000), Modelontwikkeling thuiszorg		$\tau^{tz,vp}$ en $\tau^{tz,vz}$	tabel 4.4
doorschuifvraag	Prismant/RvB, Wachten op zorg	1996	$\phi^{tz,vp}$ en $\phi^{tz,vz}$	tabel 4.4

a Berekend als totaal instellingsbudget gedeeld door totaal aantal gebruikers. Gegevens over het totaal instellingsbudget afkomstig uit CBS, Kosten en financiering van de gezondheidszorg (div. jaren) voor verpleeghuizen en thuiszorg, en uit CBS, Statistiek van de verzorgingshuizen (div. jaren) voor de verzorgingshuizen.

b Verondersteld wordt dat de instromers in een intramurale voorziening vanuit de thuissituatie al één of andere vorm van thuiszorg ontvingen.

BIJLAGE E BASISGEGEVENS

In deze bijlage worden tabellen getoond die tezamen geleid hebben tot de empirische onderbouwing van het stroommodel zoals dat in paragraaf 4 is gepresenteerd. De tabellen zijn afkomstig uit en/of gebaseerd op de in bijlage D genoemde bronnen. Hier wordt meer expliciet aangegeven hoe de cijfers uit de bronnen vertaald zijn in de modeluitkomsten in tabellen 4.1 tot en met 4.4.

Gebruik en capaciteit van verpleeg- en verzorgingshuizen

Gegevens over het gebruik van verpleeg- en verzorgingshuizen, zijn evenals de totale in- en uitstroom uit deze voorzieningen, beschikbaar over een lange periode. Al sinds 1986 publiceert het NZi cijfers over de verpleeghuizen in *De intramurale gezondheidszorg in cijfers per 1 januari* (NZi c). Voor de verzorgingshuizen zijn vanaf 1965 tijdreeksen samen te stellen uit de gegevens in de CBS-publicatie *Statistiek van de bejaardenoorden*, die sinds 1996 is opgevolgd door de *Statistiek van de verzorgingshuizen* (CBS a,b). In de analyses van hoofdstuk 4 worden de gegevens gebruikt vanaf 1986. In eerdere jaren week o.a. het financieringssysteem te zeer af om van een vergelijkbare situatie te kunnen spreken.

Dit werkdocument presenteert een model voor de ouderenvoorzieningen, maar we moeten bedenken dat voorzieningen niet uitsluitend door ouderen gebruikt worden. In de analyses hebben we ons geconcentreerd op de 65-plussers. Vooral in de verpleeghuizen en bij de thuiszorg is er een groot aandeel gebruikers jonger dan 65 jaar. Op de thuiszorg wordt in een volgende paragraaf teruggekomen. In verzorgingshuizen is het aantal bewoners jonger dan 65 jaar verwaarloosbaar, nog geen 0,5%. Bovendien is het aantal jonge gebruikers bekend uit de CBS-publicaties, waardoor correctie van de gebruikscijfers eenvoudig is. In verpleeghuizen is het aandeel van bewoners jonger dan 65 jaar iets groter, ongeveer 8,5%. Dit aandeel is over de geanalyseerde periode vrijwel constant, zo blijkt uit de eerder aangehaalde NZi-publicatie.[25] De gecorrigeerde gebruikscijfers zijn in het stroommodel gebruikt en al getoond in de figuren 4.2 en 4.3. Verder vormen ze de basis voor de schattingsresultaten van de gebruiksvergelijking in tabel 4.1. De in de figuren getoonde en in de schattingen gebruikte capaciteitsreeks komt uit dezelfde bronnen als de gebruiksgegevens, en is met dezelfde aandelen gecorrigeerd voor 0-64-jarigen.

In- en uitstroomgegevens van verpleeg- en verzorgingshuizen

Een essentieel onderdeel van het model vormen de stromen tussen de onderscheiden voorzieningen. De omvang van de stromen van, naar en tussen verpleeg- en verzorgingshuizen zijn goed in kaart gebracht. In- en uitstroom naar herkomst

---

25 Informatie uit de publicaties *Jaarboek verpleeghuizen* van het SIG is niet gebruikt. Het nadeel van deze jaarboeken is dat de absolute cijfers gebaseerd zijn op een (wisselende) steekproef van de verpleeghuizen, waardoor ze moeilijk vergelijkbaar zijn met de NZi-cijfers.

respectievelijk bestemming wordt al lange tijd geregistreerd door CBS (a,b; div. jaren) voor verzorgingshuizen en door het NVVz en NZi (1996, 1998) voor verpleeghuizen.

De cijfers in deze publicaties zijn niet direct toepasbaar in het model omdat het model minder gedetailleerd is dan de gepubliceerde gegevens. Er zullen daarom een aantal herkomst- en bestemmingscategorieën samengevoegd moeten worden. Door definitieverschillen en onduidelijkheden bestaat er ruimte voor discussie. In het linkerdeel van tabel E.1 worden de stroomgegevens voor verpleeghuizen weergegeven zoals die door het NVVz en NZi (1998) zijn gepubliceerd voor het jaar 1996, het basisjaar van het stroommodel. In het rechterdeel staan de vergelijkbare cijfers voor de verzorgingshuizen, afkomstig uit CBS (1996a). Deze gegevens vormen de basis voor de stroomparameters in tabellen 4.3 en 4.4.

Tabel E.1 In- en uitstroom, 1996 (in procenten)

	verpleeghuizen				verzorgingshuizen		
	instroom[a]	uitstroom[b]	uitstroom[c]		instroom[d]	uitstroom[e]	uitstroom[f]
eigen milieu	27,8	44,2	25,1	woning	89,0	(bij overig)	(bij overig)
dagbehandeling (vph.)	1,4	2,0	1,1				
ziekenhuis (alg., acad. of cat.)	56,1	37,2	21,1	ziekenhuis	–	(bij overig)	(bij overig)
psychiatrisch ziekenhuis	1,4	0,6	0,3	psychiatrisch ziekenhuis	2,5	3	0,7
verzorgingshuis	9,5	10,3	5,8	ander verzorgingshuis	3,9	15	3,4
ander verpleeghuis	2,6	4,7	2,7	verpleeghuis	3,4	75	17,0
overleden	–	–	43,3	overleden	–	–	76,9
overig	1,2	1,0	0,6	overig	1,2	7	1,6
totaal[g]	55.177	30.837	54.395		25.075	6.382	27.583

a NVVz/NZi (1998, tabel 3.2.1), Procentuele verdeling van het aantal opgenomen patiënten naar herkomst.
b NVVz/NZi (1998, tabel 3.2.2), Procentuele verdeling van het aantal ontslagen patiënten (excl. overledenen) naar bestemming.
c Procentuele verdeling van het aantal ontslagen patiënten (incl. overledenen). Percentage overleden komt uit NVVz/NZi (1998, tabel 3.1.1).
d CBS (1996a, staat 10), Ingestroomde bewoners naar voorgaande woonsituatie.
e Uitstroom van bewoners naar oorzaak van de beëindiging van de bewoning van de instelling (excl. overledenen).
f CBS (1996a, staat 11), Uitstroom van bewoners naar oorzaak van de beëindiging van de bewoning van de instelling (incl. overledenen).
g Het totaal voor verpleeghuizen komen uit NVVz/NZi (1998, tabel 3.1.1), die voor de verzorgingshuizen uit CBS (1996a, staten 10, 11, tabel 11).

Uit de cijfers in tabel E.1 valt af te lezen dat een groot deel van de uitstroom veroorzaakt wordt door overlijden. In het model vertaalt zich dat in een uitstroom naar buiten het model. Het merendeel van de resterende mensen die uitstromen uit een verzorgingshuis gaat naar een verpleeghuis. Bij de verpleeghuizen zien we dat de uitstroom naar verzorgingshuizen relatief klein is. Een veel groter aandeel van de uitstroom gaan terug naar het eigen woonmilieu of wordt opgenomen in een ziekenhuis. Dit zal komen omdat in cijfers ook mensen voorkomen die voor revalidatie waren opgenomen. Van de mensen die doorstromen naar de eigen omgeving hebben we

aangenomen dat hierbij één of andere vorm van thuiszorg noodzakelijk is. We hebben helaas niet de beschikking over betere gegevens over de stroom tussen verpleeghuizen en thuiszorg. Uitstroom naar het ziekenhuis betekent uitstroom uit het model voor de ouderenvoorzieningen. Elders in het RMZ zijn de ziekenhuizen gemodelleerd (zie CPB/SCP, 2001a); de stroomgegevens die daar gebruikt worden zijn afgestemd met de hier gepresenteerde gegevens.

In het model hebben we alleen de bewoners van verpleeg- en verzorgingshuizen meegenomen. In het linkerdeel van tabel E.1 is te zien dat de doorstroom van en naar dagbehandelingsplaatsen in verpleeghuizen gering is. De beperking tot bewoners lijkt daarmee gerechtvaardigd. Een complicatie in de stroomgegevens tussen verpleeg- en verzorgingshuizen wordt gevormd door zgn. substitutieprojecten.[26] NZi (1998a, tabel 6.2) telt in 1996 gemiddeld 18.800 mensen in substitutieprojecten, waarvan de helft in een verzorgingshuis verblijft. Hoe deze mensen in de cijfers van tabel E.1 zijn meegeteld is niet helemaal helder (zie ook tabel E.3). We hebben de gegevens in tabel E.1 zo realistisch mogelijk gecomprimeerd om tot de voor het model bruikbare doorstroomparameters te komen (in tabel 4.3).

Wachtlijsten voor verpleeghuizen

Het NZi heeft onderzoek gedaan naar de wachtlijsten voor verpleeghuizen (NZi, a; div. jaren). Eind 1996 stonden er ongeveer 7.310 mensen op een wachtlijst voor opname in een verpleeghuis, onderverdeeld in 2.910 wachtenden voor somatische zorg en 4.400 voor psychogeriatrie (NZi 1997a). Patiënten die opgenomen worden hebben gemiddeld 5,5 (somatiek) resp. 15,5 weken (psychogeriatrie) moeten wachten voor ze een plaats konden krijgen in een verpleeghuis. Tabel E.2 geeft aan waar de wachttijd doorgebracht wordt.

Tabel E.2 Verblijfplaats van wachtenden voor verpleeghuizen, 1996 (in procenten)

	somatiek	psychogeriatrie	totaal
aantal wachtenden (abs.)	2.910	4.400	7.310
thuis	26,8	45,1	37,8
waaronder			
thuis met dagbehandeling	3	10	7
verzorgingshuis	9,7	20,0	15,9
substitutieproject in vzh.	3,5	14,8	10,3
ziekenhuis (incl. verkeerd bed)	49,1	7,0	23,8
overig	10,9	13,0	12,2
in:			
ander verpleeghuis	10	9	9
psychiatrisch ziekenhuis	1	4	3

Bron: NZi (1997a, tabel 4.6, onderverdeling uit tabel 4.5, aantallen wachtenden uit tabel 4.3). De kolom totaal is eigen berekening

26 Substitutiezorg betreft 'verpleeghuisachtige' aanvullende zorg, zoals zwevende bedden, 4%-vrije marge, overige substitutie, enz. (zie ook Blank en Eggink, 1996:46/47), en is bedoeld om wachtlijsten voor verpleeghuizen te ontlasten door uitstel (of zelfs afstel) van opname in verpleeghuis. Hoewel veelal gelokaliseerd in verzorgingshuizen gaat het om verpleeghuisgeïndiceerden.

Bijna de helft van de wachtenden voor psychogeriatrische zorg woont thuis (45,1%), vrijwel allemaal met een of andere vorm van zorg (blijkt uit een nog verdere opsplitsing van de gegevens over 1997 (NZi 1998a, tabel 4.5). 34,8% verblijft in een verzorgingshuis, waarvan twee vijfde via een substitutieproject. 11% van de wachtenden ligt in een (psychiatrisch) ziekenhuis. Tot slot bevindt 9% van de mensen zich in een ander verpleeghuis (en zijn daarmee voor het model minder interessant). Bij de wachtenden voor somatische zorg zien we dat de helft (49,1%) de wachttijd in het ziekenhuis doorbrengt. Nog eens 26,8% bevindt zich (vrijwel altijd met zorgondersteuning) thuis. 13,2% verblijft in een verzorgingshuis, waarvan een kwart via een substitutieproject. De resterende 10% zit al in een ander verpleeghuis. De gegevens over de verblijfplaats van wachtenden geeft informatie over de doorstroomvraag. De parameters τ in tabel 4.4 zijn berekend door een factor te bepalen die aangeeft hoeveel groter de doorstroomvraag is dan de werkelijke doorstroom (die wordt weergegeven door de σ's in tabel 4.3). Optellen van de waargenomen instroom en de lengte van de wachtlijst geeft een schatting van de gewenste instroom ('vraag'). Delen van deze 'vraag' door de waargenomen instroom geeft dan de factor waarmee de σ's opgehoogd moeten worden om de τ's te krijgen.

Tabel E.3 geeft de herkomst van nieuwe instromers in verpleeghuizen in 1996. Merk op dat er verschillen zijn tussen de hier gevonden instroomgegevens en de cijfers uit andere publicaties in tabel E.1.

Tabel E.3 Herkomst van opgenomen verpleeghuispatiënten, 1996 (in procenten)

	somatiek	psychogeriatrie	totaal
aantal opgenomen patiënten[a]	27.500	14.800	42.300
thuis	25,2	50,7	34,1
verzorgingshuis (incl. substitutieproject)	6,4	22,1	11,9
ziekenhuis	65,3	20,9	49,8
overig	3,0	6,3	4,2

a Het aantal opgenomen patiënten is berekend op basis van het aantal wachtenden (zie tabel E.2) en de gemiddelde wachttijd (NZi (1997a, tabel 5.1): 5,5 weken voor somatische zorg resp. 15,5 weken voor psychogeriatrie).

Bron: NZi (1997a, tabel 5.4). De kolom totaal is eigen berekening. De cijfers in de kolom totaal moeten overkomen met de eerste kolom van tabel E.1

Door verschillen in wachttijden kan de verdeling van de verblijfplaats van wachtenden anders zijn dan de verdeling van de herkomst van nieuw opgenomen patiënten. Vergelijking van tabel E.2 met tabel E.3 geeft aan dat er inderdaad verschillen zijn. Onder de instroom is het aandeel van ziekenhuispatiënten veel groter dan onder de wachtenden. Van de somatische opnamen komt 65,3% vanuit het ziekenhuis, in de psychogeriatrie geldt dit voor 20,9% van de opnamen. Dit betekent dat mensen vanuit ziekenhuizen relatief snel doorstromen naar een verpleeghuis. In het ouderenmodel komt de ziekenhuiszorg niet expliciet voor, de instroom vanuit het ziekenhuis wordt geclassificeerd als instroom van buiten het model. De kans op doorstroom vanuit een verzorgingshuis naar een verpleeghuis is relatief klein, zowel voor somatische zorg (6,4%) als voor psychogeriatrie (22,1%) is het aandeel in de opnamen kleiner dan in de

groep wachtenden. Voor mensen die thuis verblijven verschilt het aandeel in de wachtlijst niet veel van het aandeel in de opnamen (25,2% somatisch, 50,7% psychogeriatrie).

Van de personen op de wachtlijst zijn er in het laatste kwartaal van 1996 757 overleden. Daarvan wachtten er 463 voor somatische zorg en 294 voor psychogeriatrisch hulpverlening (NZi, 1997a, tabel 4.10). Een jaar later, dus in het laatste kwartaal van 1997, overleden 1085 wachtenden (onderverdeeld in 658 somatisch, 427 psychogeriatrisch; NZi 1998a, tabel 4.10). Een duidelijke toename, die door het NZi geweten worden aan de oplopende wachttijden. Rekening houdend met non-respons wordt voor 1996 ('voorzichtig') geschat dat het in totaal op jaarbasis om zeker 4.500 mensen gaat. In 1997 zouden bijna 5.500 mensen zijn overleden terwijl ze op de wachtlijst voor een verpleeghuis stonden.

Wachtlijsten voor verzorgingshuizen

Soortgelijk wachtlijstonderzoek als bij de verpleeghuizen is door het NZi ook gedaan naar de wachtlijsten voor verzorgingshuizen in het jaar 1997 (NZi 1999a). Dit onderzoek is minder uitgebreid dan de wachtlijstenquête bij verpleeghuizen, en vergelijking met voorgaande jaren moet noodgedwongen achterwege blijven.

Tabel E.4 Verblijfplaats wachtenden voor verzorgingshuizen (in procenten)

	1997	per 1 juli 1998
aantal wachtenden	19.190	20.308
thuis zonder zorg	–	38
thuis, met dagbehandeling in verpleeghuis		3
thuis, met dagbehandeling in verzorgingshuis		6
thuis, met thuiszorg		41
tijdelijke opname in een (ander) verzorgingshuis		4
verpleeghuis		5
ziekenhuis (incl. verkeerd bed)		2
overig		2

– gegevens niet bekend.

Bron: NZi (1999a, tabel 5.4) (gemiddelde wachttijd van opgenomen patiënten: 9 mnd in 1997, 9,4 mnd in 1998)

Tabel E.4 laat zien dat het grootste deel van de wachtenden thuis verblijft, waarvan ruim twee vijfde zonder zorg toe kan en iets grotere groep hulp krijgt van een thuiszorginstantie. Merk op dat het aandeel van mensen die thuis wachten ongeveer even groot is als het aandeel thuiswoners onder de instromers (tabel E.1). In het onderzoek naar de wachtlijsten bij verzorgingshuizen is niet gekeken naar de herkomst van instromers, zoals bij het wachtlijstonderzoek voor verpleeghuizen. In NZi (1999a) wordt ook niets gezegd over het voorkomen van overlijden terwijl mensen op de wachtlijst voor een verzorgingshuis staan. Op basis van een soortgelijke enquête voor 1999 wordt geschat dat op jaarbasis 2.700 verzorgingshuisgeïndiceerden op de wachtlijst overlijden (Prismant/RvB 2000, tabel 7.1). Het totaal aantal wachtenden in het derde kwartaal van 1999 wordt geschat op 19.900, en verschilt daarmee niet veel van de cijfers in tabel E.4. Doortrekken van de overeenkomst geeft dat ook in 1997 ongeveer 2.700 mensen zijn overleden terwijl ze wachtten op opname in een verzorgingshuis.

Gebruik en wachtlijsten in de thuiszorg

In het voorgaande is duidelijk geworden dat er voor de verpleeg- en verzorgingshuizen op relatief eenvoudige wijze tijdreeksen met het gebruik en de capaciteit van de voorzieningen samengesteld kunnen worden. Ook over de doorstroom en over wachtlijsten zijn gegevens beschikbaar. In de sector thuiszorg ligt het allemaal iets lastiger. Gegevens over gebruik en capaciteit zijn ontleend aan het *Financieel overzicht zorg* (VWS, div. jaren) en aan het *Jaarboek thuiszorg* (LVT/NZi, div. jaren). De laatste uitgave hiervan beschrijft de situatie in 1996. In eerste instantie was informatie beschikbaar voor gezinsverzorging en wijkverpleging afzonderlijk. Voor het model is dat voor alle jaren samengenomen onder de noemer thuiszorg, een situatie die in latere jaren ook formeel geldig is.

De genoemde publicaties geven geen informatie over de herkomst van nieuwe cliënten en de bestemming van cliënten die het gebruik van thuiszorg beëindigen. De in- en uitstroomgegevens in blijven beperkt tot de absolute aantallen nieuw ingeschreven en uitgeschreven cliënten. In tabel E.5 worden de cijfers over 1996 gepresenteerd.

Tabel E.5 Gebruik, in- en uitstroom thuiszorg, 1996

	wijkvpl/gez.zrg	alpha-hulp	zorg op locatie	AAW	totaal
ingeschreven per 1/1/1996	392.671	73.271	4.623	22.927	493.492
nieuw ingeschreven	290.944	19.585	1.405	0	311.934
uitgeschreven	284.852	12.145	1.151	1.621	299.769
ingeschreven per 31/12/1996	398.763	80.711	4.877	21.306	505.657
65-plussers (op 31/12) (in %)					75,2

Bron: LVT/NZi (1996) tabel 1.1.1, 3.1.1, 3.1.3. Cliënten die gebruikmaken van diëtetiek zijn niet meegenomen. Kraamzorg en jeugdgezondheidszorg blijven ook buiten de cijfers, hier zullen ouderen geen gebruik van maken. Dubbeltellingen zijn overigens niet uitgesloten, cliënten kunnen van meer dan één vorm van thuiszorg gebruikmaken.

Informatie over de omvang van de stromen tussen thuiszorg en de andere ouderenvoorzieningen is dus niet te halen uit thuiszorg-gegevens maar kan wel afgeleid worden uit de bij de verpleeg- en verzorgingshuizen gepresenteerde cijfers. Ook uit wachtlijstonderzoek informatie over de doorstroom gehaald worden.

Wachtlijsttellingen in de thuiszorg zijn echter een relatief nieuw fenomeen en informatie is niet beschikbaar voor de jaren waarop het model gebaseerd wordt. RvB (1999) heeft onderzoek gedaan naar de omvang van de wachtlijst op twee tijdstippen, mei 1998 en oktober 1998. Per thuiszorgproduct geven ze het aantal wachtenden, en de gemiddelde wachttijd van cliënten (tijd tussen inschrijven op de wachtlijst en de aanvang van de zorg). De verschillen tussen de twee enquêtes zijn groot, en niet duidelijk is in hoeverre dit door meetmethoden veroorzaakt wordt of door een werkelijke stijging (NZi 1999d). In tabel E.6 worden de belangrijkste bevindingen gerapporteerd.

Tabel E.6 Wachtlijsten in de thuiszorg, oktober 1998[a]

gewenste vorm van thuiszorg	aantal cliënten (abs.)	aantal cliënten (%)	aandeel totale productie (uren/week) (%)	landelijk aantal wachtenden		wachttijd in dagen	
				mei 1998	oktober 1998	mei 1998	oktober 1998
verzorging							
gespecialiseerde verzorging							
algemeen dagelijkse	54.164	10,0	10,7	1.081	2.232	32	44
levensverrichtingen (ADL)	10.799	2,0	2,0	183	594	40	49
huishoudelijke dagelijkse	124.530	23,0	18,1	878	1.421	23	25
levensverrichtingen (HDL)	163.894	30,2	41,3	6.675	12.665	91	86
alphahulp	101.248	18,7	22,1	6.407	8.142	142	143
verpleging	77.863	14,4	5,5	194	276	12	12
gespecialiseerde verpleging	9.432	1,7	0,3	–	–	1	1
som over producten	541.930			15.418	25.330		
totale thuiszorg	350.000			16.000	23.000		

a Alle cijfers betreffen schattingen van landelijke cijfers, maar zijn gebaseerd op de gegevens thuiszorginstellingen die gereageerd hebben op de enquête. Bijvoorbeeld: Slechts twee instellingen melden dat ze een wachtlijst voor gespecialiseerd verpleging hebben, helaas zonder de omvang te vermelden.

Bron: NZi (1999d), tabel B5-31 en B5-32; Research voor Beleid (1999), tabel 8, 12, 19, 20, 21

De laatste regel in de tabel zou de meest vergelijkbare cijfers moeten bevatten. Dat betekent dat in een half jaar tijd het aantal wachtenden met 7.000 is toegenomen. Merk overigens op dat de vergroting van het aantal wachtenden niet of nauwelijks doorwerkt in een verlenging van de wachttijd. Een latere enquête (Prismant/RvB, 2000, tabel 4.1) komt voor het derde kwartaal van 1999 op 26.000 wachtenden. Prismant/RvB (2000) meldt bovendien dat op jaarbasis 7.000 thuiszorggeïndiceerden overlijden terwijl ze op de wachtlijst staan.

Prismant/RvB (2000) heeft een breed onderzoek gedaan naar verblijfplaatsen van wachtenden. Ze vinden dat 100% van de wachtenden voor thuiszorg thuis verblijft, zonder nadere specificatie of indeling; een zeer klein aandeel maakt gebruik van onbekende zorg. Een indicatie van de herkomst van aanvragers van thuiszorg wordt ook gegeven in Van Campen et al. (2000). Met behulp van factoranalyse construeren ze een zestal hoofdgroepen van thuiszorgvragers. De groepen zijn gebaseerd op gegevens over (a) het gebruik van andere hulpvormen, (b) de reden van aanmelding en (c) de belangrijkste aanmelder. De indeling die we hier reproduceren in tabel E.7 is gebaseerd op indicatiestellingen in de provincie Groningen en waarschijnlijk niet landelijk representatief.

Tabel E.7 Kenmerken hulpvragers thuiszorg (in procenten)

	aandeel in totaal	65-plus
thuiswonende ouderen met een verminderde zelfredzaamheid	17,8	98
chronisch zieken	22,2	84
patiënten met nazorg van een ziekenhuis	15,8	75
lichamelijk gehandicapten en revalidanten	12,9	78
cliënten GGZ/AMW	4,8	35
patiënten met tijdelijke hulp van verzorgingshuis/verpleeghuis	3,5	91
overigen	23,0	–
totaal aantal respondenten (= 100%)	7.732	

– gegevens niet bekend.

Bron: Van Campen et al. (2000); tabel 3.2

Mensen die dubbel op wachtlijsten staan

Prismant/RvB (2000: § 6.4) geeft ook een indicatie over de aanwezigheid op andere wachtlijsten dan die van de geënquêteerde instelling. Het aantal wachtenden (volgens de verpleeghuizen) dat voor een andere voorziening wacht is 'zeer gering' (cijfers worden niet gegeven), wel komt 10% van de wachtenden ook voor op de wachtlijsten van andere instellingen. Rapporterende verzorgingshuizen melden dat 15% van de wachtenden ook op een andere wachtlijst voorkomt Het merendeel (78%) daarvan wacht op een plaats in een ander verzorgingshuis. Voor het model zijn deze mensen niet belangrijk omdat het geen stromen tussen voorzieningen op zal leveren. Belangrijk zijn wel de 5% van de wachtenden voor een verzorgingshuis die ook op een wachtlijst staat voor een verpleeghuis en de 9% die ook op thuiszorg wacht. Uit de enquête zijn onvoldoende gegevens gekomen om ook voor de thuiszorginstellingen cijfers over 'dubbel wachtenden' te presenteren. Overigens merken de auteurs op dat ze aanwijzingen hebben dat er veel meer wachtenden op meerdere wachtlijsten staan (Prismant/RvB 2000: 47).

Combinatie van deze (beperkte) gegevens met de informatie over lengte van de wachtlijsten in de voorzieningen geeft een idee van de omvang van de doorstroom van wachtenden tussen de verschillende wachtlijsten. Deze informatie is gebruikt om de parameterwaarden voor de doorschuifvraag (*Vr3*) in tabel 4.5 te bepalen. Daarbij gebruiken we de hiërarchie- veronderstelling om de wachtlijst van eerste keuze te bepalen (mensen die voor zowel een verpleeghuis als een verzorgingshuis op de wachtlijst staan hebben als eerste voorkeur opname in een verpleeghuis: uit het feit dat ze daarvoor wachten kunnen we concluderen dat ze behoefte aan de zorgzwaarte die door een verpleeghuis geleverd wordt.)

BIJLAGE F MICROMODELBEVOLKING[27]

Een micromodelbevolking vormt voor een reeks van scenario's of tijdstippen een modelmatige weergave van de (geraamde) samenstelling van de bevolking. Zij 'staat model' voor de Nederlandse bevolking. De micromodelbevolking kan de situatie in 1995 weergeven, maar ook bijvoorbeeld die van 2005. In de vooruit berekende situatie moet dan wel informatie zitten over de determinanten die in de micromodelbevolking zijn verwerkt.
In principe zou een micromodelbevolking kunnen worden gemaakt met precies zoveel eenheden als er personen in Nederland zijn. Echter, in de praktijk van het modelleren is maar een beperkt aantal kenmerken van personen van belang. Het is dan voldoende om voor elke mogelijke combinatie van deze kenmerken een eenheid te maken. Voor bijvoorbeeld de groep alleenstaande mannen van 65-69 jaar met een hogere opleiding wordt dan één eenheid gebruikt met die kenmerken. Ook kan worden begonnen met een steekproef onder de Nederlandse bevolking. Als deze groot genoeg is, komen de verschillende combinaties van kenmerken ook vaak genoeg voor. Bij elke eenheid moet nu worden vermeld hoe vaak deze eenheid voorkomt, opdat de bevolking als geheel goed wordt weerspiegeld. Het aantal keren dat een eenheid voorkomt, kan worden gezien als weegfactor. De weergave van verschillende tijdstippen wordt in dit onderzoek gerealiseerd door deze weegfactoren te variëren. De kenmerken van elke eenheid blijven daarbij juist gelijk. Deze methode is bekend onder de naam 'statische herweging', in tegenstelling tot dynamische herweging, waarbij de kenmerken van elke eenheid wel kunnen veranderen in de tijd.[28] De veranderingen in de weegfactoren zullen in het algemeen leiden tot een verandering in de doelvariabelen. Stel bijvoorbeeld dat uit de analyse naar voren komt dat het gebruik van thuiszorg alleen samenhangt met de leeftijd van personen. Stel in het bijzonder dat het gebruik voor ouderen in de leeftijdscategorie 75-79 jaar hoger is dan voor ouderen in de leeftijdscategorie 70-74 jaar. Door nu het aantal ouderen in beide groepen te herwegen voor het jaar 2005, wordt het mogelijk om het gebruik in 2005 te ramen, gegeven de verandering in leeftijdsopbouw van de oudere bevolking. Als het aantal ouderen in de categorie 75-79 jaar is toegenomen tegenover het aantal ouderen in de categorie 70-74 jaar, dan zal als gevolg daarvan het gebruik toenemen, en vice versa.
Het gaat hier om een zeer eenvoudig voorbeeld. In werkelijkheid gaat het bij een toekomstverkenning via de micromodelbevolking om een simultane analyse van meerdere determinanten. De berekening van de weegfactoren kan daarbij complex zijn, maar de werking blijft gelijk: een verandering in weegfactoren bepaalt het resultaat. Door de fijnmazige beschrijving van de bevolking kunnen ook niet-lineaire modellen goed worden doorgerekend. Dit is een voordeel in vergelijking met een zogenoemde

---

27 Een uitgebreide beschrijving van de micromodelbevolking en zijn toepassingen is te vinden in Timmermans et al. (1997) en De Klerk en Ras (1998). De beschrijving in deze bijlage is geschreven door Michiel Ras.

28 In de dynamische benadering worden veranderingen afgeleid uit overgangskansen, bijvoorbeeld van 'alleenstaande man, 65-69 jaar' naar 'man met partner, 65-69 jaar'. Als bijvoorbeeld 5% van deze alleenstaande mannen een partner vindt in een bepaald jaar, zullen voor deze 5% de doelvariabelen veranderen. Voor deze aanpak moeten zeer veel overgangskansen berekend en geraamd worden. Deze methode wordt hier niet gevolgd.

mesomodelbevolking, die alleen voor bevolkingsgroepen informatie bevat. In zo'n groepsbenadering ontbreken de relaties tussen determinanten op individueel niveau.

Beperkingen

De constructie van een micromodelbevolking is alleen mogelijk, indien er ramingen beschikbaar zijn van de determinanten waarnaar wordt herwogen. Dat geldt zeker voor de hier gebruikte statische herweging, maar ook het dynamische alternatief is afhankelijk van ramingen van overgangskansen. Wie een raming wil maken voor bijvoorbeeld het gebruik van thuiszorg, moet de determinanten die een grote voorspellende waarde hebben voor dit gebruik mee kunnen nemen in de constructie. Uiteraard kunnen zich hierbij problemen voordoen. In de praktijk zijn niet altijd voldoende (gedetailleerde) ramingen beschikbaar.

Een andere beperking is de impliciete veronderstelling dat de fysieke beperkingen van personen met dezelfde kenmerken zich in de loop der tijd niet wijzigt. In termen van het eerder genoemde voorbeeld: verondersteld wordt dat ouderen die in het jaar 2015 tussen de 75-79 jaar respectievelijk 70-74 jaar oud zijn, dezelfde scores op de doelvariabelen hebben als ouderen die in 1995 tussen de 75-79 jaar respectievelijk 70-74 jaar oud zijn.

Constructie micromodelbevolking

De gebruikte steekproef is dezelfde als bij de analyses in de vorige paragrafen: een combinatie van EBO'96 en OII'96. In het ideale geval zou een micromodelbevolking worden gemaakt die alle determinanten bevat die relevant zijn voor de doelvariabelen. In de praktijk wordt dit aantal determinanten echter beperkt. Het steekproefbestand een beperkt aantal determinanten. Daarnaast zijn er slechts ramingen beschikbaar voor een beperkt aantal determinanten. De combinatie van deze beperkingen is bepalend geweest voor de keuze van de determinanten voor deze micromodelbevolking. De aanpassing vond uiteindelijk plaats voor de volgende vier kenmerken.

- geslacht (man; vrouw)
- leeftijd (65-69 jaar; 70-74 jaar; 75-79 jaar; 80-84 jaar; 85-89 jaar; ≥90 jaar)
- huishoudenstype (alleenstaand versus overige typen)
- opleidingsniveau (alleen lager onderwijs; vbo, mavo, 3 jaar vwo, havo, vwo; hbo, wo)

In deze rapportage is gebruik gemaakt van de Bevolkings- en huishoudensprognose 1995 van het CBS (1995). Deze bevat de aantallen personen ingedeeld naar geslacht, leeftijd en huishoudenstype. De prognose gaat uit van een vaste omvang van het aantal personen in verzorgings- en verpleeghuizen. Voor de micromodelbevolking is echter de totale (oudere) bevolking van belang, *niet* ingedeeld naar woonvorm. Daarom zijn de personen in tehuizen, die ook in de CBS-prognose zijn vermeld, gevoegd bij de zelfstandig wonenden. De prognose bevat gegevens voor personen van alle leeftijden afzonderlijk voor alle jaren van 1995 tot en met 2050. De micromodelbevolking is geconstrueerd voor alle jaren tussen 1980 en 2005.
De CBS-gegevens bieden geen indeling naar opleidingsniveau. Voor de zelfstandig wonende bevolking is wel een raming beschikbaar, namelijk uit SCP (1996). Deze raming is voor 1995 gebaseerd op de verdeling uit de Enquête beroepsbevolking ouderen 1996 (EBO'96). De raming is uitgebreid tot de volledige bevolking door de

uitgangssituatie in 1996 aan te vullen met de opleidingsgegevens uit het OII'96. Voor de andere te ramen jaren is het opleidingsniveau benaderd door de verdeling ervan per cohort gelijk te houden. Bijvoorbeeld: het aandeel hoger opgeleiden binnen de groep mannen van 70 tot en met 74 jaar in 2000 is gelijk verondersteld aan het aandeel hoger opgeleiden binnen de groep mannen van 65 tot en met 69 jaar in 1995. Een nadeel van deze aanpak is dat de sterftekansen onafhankelijk worden verondersteld van het opleidingsniveau. Dit is niet helemaal correct, zeker niet bij de personen uit het OII'96 waar een hogere sterftekans bij een lager opleidingsniveau onmiskenbaar is.
De CBS-gegevens geven een indeling naar geslacht, leeftijd en huishoudenstype, terwijl de SCP-gegevens juist een indeling naar geslacht, leeftijd en opleidingsniveau leveren. Een benadering van de indeling naar alle vier gewenste kenmerken is verkregen door de verdeling van de steekproefpersonen via iteratief proportioneel fitten (IPF, zie Elliot, 1991) zo goed mogelijk aan te passen aan de twee bekende randtotalen. Dit is per combinatie van geslacht en leeftijd gebeurd voor de verschillende te ramen jaren.
Op deze wijze zijn gewichten verkregen op persoonsniveau. Bij een aantal ramingen is het echter van belang om gegevens te hebben op het niveau van huishoudens. Bij huishoudens die uit meer dan een persoon bestaan, levert dit een probleem op: een huishouden waarvan de personen verschillende gewichten hebben, is immers niet eenduidig te interpreteren. Met de methode van lineair wegen (zie ook Bethlehem en Kersten 1986: 196-202) is aan elk huishouden een uniek gewicht toegekend. Deze gewichten voldoen, indien ze worden toegepast op personen, aan alle randtotalen uit de twee gebruikte prognoses.
Een probleem bij de lineaire methode kan zijn, dat sommige gewichten negatief worden. In die gevallen is de interpretatie van de gewichten niet meer duidelijk. Dit verschijnsel doet zich in beperkte mate bij deze micromodelbevolking voor. In 1995 heeft minder dan 0,1% van de huishoudens een negatief gewicht. In de loop der tijd stijgt het aandeel tot 2,4% in 2015. Er is voor gekozen deze huishoudens weg te laten en de rest uniform op te hogen zodat het totaal aantal personen weer klopt. Voor de verdeling over categorieën heeft dit geen grote gevolgen.

LITERATUUR

Bartlett (1950)
M. Bartlett. Tests of Significance in Factor Analysis. In: British Journal of Psychology 3 (77-85).

Bethlehem en Kersten (1986)
J.G. Bethlehem en H.M.P. Kersten. Werken met non-response (proefschrift). Den Haag/Voorburg: Sdu/CBS, 1986 (Statische onderzoekingen M30).

Blank en Eggink (1996)
J. Blank en E. Eggink. Zuinig op zorg. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau, 1996 (Cahier 131).

De Boer (1999)
Alice H. de Boer. Housing and care for older people: a macro-micro perspective. Utrecht: Universiteit van Utrecht (proefschrift).

Van Campen et al. (2000)
C. van Campen, J.M. Timmermans, I. Woittiez, J.C. Hessing-Wagner, J. Iedema en J.S.J. de Wit. Modelontwikkeling thuiszorg : hulpvragers, beperkingen en zorgtoewijzing. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau, 2000 (Werkdocument 63).

CBS (a)
Statistiek van de bejaardenoorden. Voorburg: Centraal Bureau voor de Statistiek, diverse jaren.

CBS (b)
Statistiek van de verzorgingshuizen. Voorburg: Centraal Bureau voor de Statistiek, diverse jaren.

CBS (c)
Kosten en financiering van de gezondheidszorg. Voorburg: Centraal bureau voor de statistiek, diverse jaren.

CBS (1995)
Bevolkings- en huishoudensprognose 1995. Voorburg: Centraal Bureau voor de Statistiek, 1995 (beschikbaar gesteld op floppy disk).

CBS (2001)
Thuiszorg. Voorburg: Centraal Bureau voor de Statistiek, 2001

CPB/SCP (1999)
Centraal Planbureau en Sociaal en Cultureel Planbureau. Ramingsmodel zorgsector; Eindrapport tweede fase. Den Haag: Centraal Planbureau, 1999.

CPB/SCP (2001a)
Rudy Douven, Kees Folmer, Edwin van Gameren, Esther Mot, Ingrid Ooms, Ed Westerhout en Isolde Woittiez. Eindrapport ontwikkeling Zorgmodel. Den Haag: Centraal Planbureau, (nog te verschijnen).

CPB/SCP (2001b)
K. Folmer, E. Mot, R. Douven, E. van Gameren, I. Woittiez en J. Timmermans. Een scenario voor de zorguitgaven 2003-2006. Den Haag: Centraal Planbureau (CPB Document 7).

Cramer (1991)
J.S. Cramer. The Logit Model for economists. London: Edward Arnold, 1991.

Cramer (1998)
J.S. Cramer. Predictive Performance of the Binary Logit Model in Unbalanced Samples. Amsterdam: Tinbergen Institute (Discussion paper 98-085).

Elliot (1991)
D. Elliot. Weighting for non-response. A survey researcher's guide. London: Office of Population Censuses and Surveys/Social Survey Division, 1991.

Field (2000)
A.P. Field. Discovering statistics using SPSS for Windows: advanced techniques for the beginner. London: Sage, 2000

Van Gameren en Woittiez (2001)
Edwin van Gameren en Isolde Woittiez. Determinants of the demand for home care: the effect of supply restrictions. Paper gepresenteerd op het Congres van de International Health Economics Association (IHEA), York, UK, 2001.

Greene (1997)
William H. Greene. Econometric Analysis. New York: Prentice-Hall, 1997 (3rd. edition)

Kaiser (1974)
H.F. Kaiser. An index of factorial simplicity. In: Psychometrika 39 (31-36).

De Klerk en Ras (1998)
M.M.Y. de Klerk en M. Ras. Schatting van het toekomstige aantal hulpbehoevende ouderen met behulp van een micromodelbevolking. In: Maandstatistiek bevolking 8 (1998) (16-20).

De Klerk et al. (2001)
M.M.Y. de Klerk (red.). Rapportage ouderen 2001. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau, 2001 (SCP-publicatie 2001/11).

LVT/NZi (diverse jaren)
Jaarboek thuiszorg. Bunnik: Landelijke vereniging voor thuiszorg, diverse jaren.

Maddala (1983)
G.S. Maddala. Limited-dependent and qualitative variables in econometrics. Cambridge: Cambridge University Press, 1983 (Econometric Society monographs 3).

Menard (1995)
S. Menard. Applied logistic regression analysis. Thousand Oaks, Cal.: Sage, 1995 (Quantitative applications in the social sciences 106).

NVVz/NZi (1996)
J.M. Spaan. Verpleeghuiszorg in cijfers 1990-1994. Utrecht: Nederlandse vereniging voor verpleeghuiszorg/Nationaal ziekenhuisinstituut, 1996.

NVVz/NZi (1998)
J.M. Spaan en L.P. Bartels. Verpleeghuiszorg in cijfers 1992-1996. Utrecht: Nederlandse vereniging voor verpleeghuiszorg/Nationaal ziekenhuisinstituut, 1998.

NZi (1996a)
A.J. Gerritse, J.J.G. Lorsheijd. De wachtlijstenenquête bij verpleeghuizen 1996: resultaten en analyse. Utrecht: Nederlands ziekenhuisinstituut, 1996.

NZi (1997a)
A.J. Gerritse, J.J.G. Lorsheijd. De wachtlijstenquête bij verpleeghuizen 1997: resultaten en analyse. Utrecht: Nederlands ziekenhuisinstituut, 1997.

NZi (1998a)
A.J. Gerritse, J.J.G. Lorsheijd. De wachtlijstenenquête bij verpleeghuizen 1998: resultaten en analyse. Utrecht: Nederlands ziekenhuisinstituut, 1998.

NZi (1999a)
P.M. van Rooij, B.L. van Hulst. De wachtlijstenquête bij verzorgingshuizen 1998. Utrecht: Nationaal ziekenhuisinstituut, 1999.

NZi (1999b)
P.M. van Rooij, R.L.C. Smit en J.J.G. Lorsheijd. De wachtlijstenquête bij verzorgingshuizen 1999: resultaten en analyse. Utrecht: Nationaal ziekenhuisinstituut, 1999.

NZi (c)
De intramurale gezondheidszorg in cijfers per 1 januari ... Utrecht: Nationaal ziekenhuisinstituut, diverse jaren.

NZi (d)
Gezondheidszorg in Tel. Utrecht: Nationaal ziekenhuisinstituut, diverse jaren.

Prismant/RvB (2000)
P.M. van Rooij, J.A.M. Stevens, B.L. van Hulst, C.M. Scholten, M. IJzerman en D.J.H.F.J. Willekens. Wachten op zorg: wachtlijsten in de sector verpleging en verzorging. Utrecht/Leiden: Prismant en Research voor Beleid, 2000.

Propper(2000)
C. Propper. The demand for private health care in the UK. In: Journal of Health Economics 19 (2000) (855-876).

RvB (1998)
M. IJzerman, C. Scholten. Wachtlijsten in de thuiszorg; eerste meting van de Quick Scan onder toegelaten thuiszorginstellingen. Leiden: Research voor beleid, 1998.

RvB (1999)
M. IJzerman, C.M. Scholten. Wachtlijsten in de thuiszorg; tweede meting van de Quick Scan onder toegelaten instellingen. Leiden: Research voor Beleid, 1999.

SCP (1996)
J.M. Timmermans (red.). Rapportage ouderen 1996. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau, 1997 (Cahier 135).

Schram en van Ophem (1989)
A. Schram en H. van Ophem. Sequential or Simultaneous Logit Models: A Wald Specification Test. Leiden: University Leiden (Research Memorandum 89.10).

SIG (diverse jaren)
Jaarboek verpleeghuizen. Utrecht: Stichting informatiecentrum voor de gezondheidszorg, diverse jaren.

Timmermans et al. (1997)
J.M. Timmermans, F. Heide, M.M.Y. de Klerk, S.E. Kooiker, M. Ras en F.A. van Dugteren. Vraagverkenning wonen en zorg voor ouderen. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau, 1997 (Cahier 145).

VWS (2000)
Ministerie van Volksgezondheid, Welzijn en Sport. Zorgnota 2001. Den Haag: Sdu, 2000.

VWS (diverse jaren)
Ministerie van Volksgezondheid, Welzijn en Sport. Jaaroverzicht zorg (voorheen Financieel overzicht zorg). Den Haag: Sdu , diverse jaren.

De Wit (1997)
J.S.J. de Wit. De SCP-maat van beperkingen: een technische toelichting. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau, 1997 (Werkdocument 40).

Woittiez et al. (2001)
Isolde Woittiez, Edwin van Gameren en Ingrid Ooms. De care-sectoren in het Ramingsmodel zorg. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau, nog te verschijnen.

PUBLICATIES VAN HET SOCIAAL EN CULTUREEL PLANBUREAU

Werkprogramma
Het Sociaal en Cultureel Planbureau stelt elke twee jaar zijn Werkprogramma vast. De tekst van het lopende programma (2000-2001) is te vinden op de website van het SCP: www.scp.nl.

SCP-publicaties
Onderstaande lijst bevat een selectie van publicaties van het Sociaal en Cultureel Planbureau. Deze publicaties zijn verkrijgbaar bij de boekhandel (prijswijzigingen voorbehouden). Een complete lijst is te vinden op de website van het SCP: www.scp.nl.

Sociale en Culturele Rapporten
Sociaal en Cultureel Rapport 1998. ISBN 90-5749-114-1 (ƒ 90,50/EUR 41)
Sociaal en Cultureel Rapport 2000. ISBN 90-377-0015-2 (ƒ 75,00/EUR 34)

The Netherlands in a European Perspective. Social & Cultural Report 2000.
ISBN 90-377-0062 4 (English edition 2001) ($ 99.50)

Nederlandse populaire versie van het SCR 1998
Een kwart eeuw sociale verandering in Nederland; de kerngegevens uit het Sociaal en Cultureel Rapport. Carlo van Praag en Wilfried Uitterhoeve. ISBN 90-6168-662-8 (ƒ 24,50/EUR 11)

Engelse populaire versie van het SCR 1998
25 years of social change in the Netherlands; Key data from the Social and Cultural Report.
Carlo van Praag and Wilfried Uitterhoeve. ISBN 90-6168-580-x
(ƒ 24,50/EUR 11)

Nederlandse populaire versie van het SCR 2000
Nederland en de anderen; Europese vergelijkingen uit het Sociaal en Cultureel Rapport 2000.
Wilfried Uitterhoeve. ISBN 90-5875-141-4 (ƒ 29,50/EUR 13,40).

Sociale en Culturele Studies

26	*Tussen bed en budget.* (1998) ISBN 90-5749-119-2 (ƒ 62,00/EUR 28)
27	*De stad op straat.* (1999) ISBN 90-5749-120-6 (ƒ 51,00/EUR 23)
28	*Scholen onder druk.* (1999) ISBN 90-5749-138-9 (ƒ 62,00/EUR 28)
29	*Naar andere tijden?* (1999) ISBN 90-5749-510-4 (ƒ 51,00/EUR 23)

Cahiers

157	*Sociale en Culturele Verkenningen 1999* (1999) ISBN 90-5749-130-3 (ƒ 41,50/EUR 19)
158	*Naar draagkracht* (1999) *Een verkennend onderzoek naar draagvlak en draagkracht voor de vermaatschappelijking in de geestelijke gezondheidszorg.* ISBN 90-5749-131-1 (ƒ 36,00/EUR 16)
159	*Variatie in participatie. Achtergronden van arbeidsdeelname van allochtone en autochtone vrouwen* (1999) ISBN 90-5749-133-8 (ƒ 31,00/EUR 14)
160	*Rapportage minderheden 1999. Positie in het onderwijs en op de arbeidsmarkt* (1999). ISBN 90-5749-136-2 (ƒ 52,00/EUR 24)
161	*Lokaal jeugdbeleid.* Een inventariserend onderzoek (1999). ISBN 90-5749-134-6 (ƒ 31,00/EUR 14)

162 *Tussen overschot en tekort. De aansluiting tussen onderwijs en arbeid in de quartaire sector en in de marktsector vergeleken* (1999). ISBN 90-5749-135-4 (ƒ 36,00/EUR 16)

163 *Armoedemonitor 1999* (1999). SCP/CBS. ISBN 90-5749-140-0 (ƒ 41,50/EUR 19)

164 *Gemeentelijk onderwijsachterstandenbeleid. Een inhoudelijke en bestuurlijke typering.* (1999) ISBN 90-5749-517-1 (ƒ 31,00/EUR 14)

165 *Duurzaam milieu, vergankelijke aandacht. Een onderzoek naar meningen, media en milieu* (2000). ISBN 90-5749-524-4 (ƒ 31,00/EUR 14).

166 *Het bereik van de kunsten. Het culturele draagvlak deel 4* (2000). ISBN 90-5749-511-2 (ƒ 41,50/EUR 19)

167 *Digitalisering van de leefwereld. Een onderzoek naar informatie- en communicatietechnologie en sociale ongelijkheid* (2000) ISBN 90-5749-518-x (ƒ 41,50/EUR 19)

168 *Rapportage gehandicapten 2000. Arbeidsmarktpositie en financiële situatie van mensen met beperkingen en/of chronische ziekten* (2000) ISBN 90-377-00-136 (ƒ 39,95/EUR 18)

SCP-publicaties 2000

2000/1 *De maat van de verzorgingsstaat. Inrichting en werking van het sociaal-economisch bestel in elf westerse landen* (2000). ISBN 90-377-0014-4 (ƒ 35,00/EUR 15,90)

2000/2 *Sociaal en Cultureel Rapport 2000.* ISBN 90-377-0015-2 (ƒ 75,00/EUR 34)

2000/3 *Secularisatie in de jaren negentig. Kerklidmaatschap, veranderingen in opvattingen en een prognose* (2000). ISBN 90-377-0019-5 (ƒ 25,00/EUR 11,35)

2000/4 *De kunst van het combineren. Taakverdeling onder partners* (2000). ISBN 90-377-0021-7 (ƒ 35,00/EUR 15,90)

2000/5 *Emancipatiemonitor 2000* (2000). SCP/CBS (2000) ISBN 90-377-0022-5 (ƒ 35,00/EUR 15,90).

2000/6 *Armoedemonitor 2000* (2000). SCP/CBS (2000). ISBN 90-377-0026-8 (ƒ 40,00/EUR 18,20).

2000/7 *Rapportage jeugd 2000* (2000). ISBN 90-377-0028-4 (ƒ 35,00/EUR 15,90).

SCP-publicaties 2001

2001/1 *Gewenste groei. Bevolkingsgroei en sociaal-ruimtelijke ontwikkelingen in ex-groeikernen* (2001). ISBN 90-377- 0031-4 (ƒ 35,00/EUR 15,90).

2001/2 *Noch markt, noch staat. De Nederlandse non-profitsector in vergelijkend perspectief* (2001). ISBN 90-377-0027-6 (ƒ 60,00/EUR 27,30).

2001/3 *Onderwijs in allochtone levende talen. Een verkenning in zeven gemeenten* (2001). ISBN 90-377-0050-0 (ƒ 30,00/EUR 13,60).

2001/4 *Verstandig verzorgd. Een empirisch onderzoek naar de efficiëntie van de intramurale zorg voor verstandelijk gehandicapten* (2001). ISBN 90-377-0051-9 (ƒ 25,00/EUR 11,35).

2001/5 *Trends in de tijd. Een schets van recente ontwikkelingen in tijdsbesteding en tijdsordening* (2001). ISBN 90-377-0068-3 (ƒ 35,00/EUR 15,90)

2001/6 *Vrij om te helpen. Verkenning betaald langdurig zorgverlof* (2001). ISBN 90-377-0053-5 (ƒ 40,00/EUR 18,20).

2001/7 *Gemeentelijk onderwijsachterstandenbeleid*. ISBN 90-377-0054-3 (**nog te verschijnen**)

2001/8 *Zo gewoon mogelijk. Een onderzoek naar draagvlak en draagkracht voor de vermaatschappelijking in de geestelijke gezondheidszorg* (2001) ISBN 90-377-0071-3 (ƒ 66,09/EUR 30)

2001/10 *Over werken in de postindustriële samenleving* (2001). ISBN 90-377-0057-8 (ƒ 75,00/EUR 34,10).

2001/11 *Rapportage ouderen 2001. Veranderingen in de leefsituatie* (2001). ISBN 90-377-0059-4 (ƒ 65,00/EUR 29,55).

2001/12 *Verkenning sociale infrastructuur*. ISBN 90-377-0076-4 (**nog te verschijnen**)

2001/13 *De stad in de omtrek* (2001). ISBN 90-377-0060-8 (ƒ 40,00/EUR 18,20).

2001/14 *De sociale staat van Nederland 2001*. ISBN 90-377-0067-5 (ƒ 79,50/EUR 36,15.)

2001/17a *Rapportage minderheden 2001. Deel 1 Vorderingen op school*. ISBN 90-377-0075-6 (ƒ 49,50/EUR 22,50).

2001/17b *Rapportage minderheden 2001. Deel 2 Meer werk*. ISBN 90-377-0077-2 (ƒ 32,50/EUR 14,80).

2001/17 *Deel 1 en 2 Rapportage minderheden 2001*. ISBN 90-377-0078-0 (ƒ 72,50/EUR 32,95).

2001/18 *Armoedemonitor 2001* (2001). ISBN 90-377-0069-1 (ƒ 45,00/EUR 20,42)

2001/20 *Profijt van de overheid 4*. ISBN 90-377-0070-5 (**nog te verschijnen**)

2001/22 *Voortgezet onderwijs in de jaren negentig*. ISBN 90-377-0072-1 (**nog te verschijnen**)

Onderzoeksrapporten

2000/2 *Altijd weer die auto!* (2000). ISBN 90-377-0030-6 (ƒ 25/EUR 11,35).

2000/8 *Knelpunten in het stedelijk jeugdbeleid* (2000). ISBN 90-377-0047-0 (ƒ 25/EUR 11,35).

2001/9 *Het beeld van de wetenschap* (2001). ISBN 90-377-0056-x (ƒ 30/EUR13,60).

2001/15 *Een model voor de strafrechtelijke keten* (2001). ISBN 90-377-0066-7 (ƒ 40/EUR18,20)

2001/16 *Efficiency of Homes for the Mentally Disabled in the Netherlands* (2001). ISBN 90-377-0064-0 (ƒ 25/EUR11,35)

2001/19 *Visies op lokaal sociaal beleid* (2001) ISBN 90-377-0055-1 (ca. ƒ 25/EUR 11,35).(**nog te verschijnen**)

2001/21 *De leefsituatie van allochtone ouderen in Nederland* (2001) ISBN 90-377-0080-2 (ƒ 28,41/EUR 12,90).(**nog te verschijnen**)

Werkdocumenten (rechtstreeks te verkrijgen bij het SCP)

65 *Hybrid governance. The impact of the nonprofit sector in the Netherlands* (2000). ISBN 90-377-0029-2 (ƒ 25,00/EUR 11,35).

66 *Van arbeids- naar combinatie-ethos* (2000) (ƒ 15/EUR 6,80).

67 *De vraag naar kinderopvang* (2001) (ƒ 15/EUR 6,80).

68 *Trends en determinanten in de sport* (2000) (ƒ 15/EUR 6,80).

69 *De toekomst van de AWBZ* (2001) (ƒ 15/EUR 6,80).

70 *The non-profit sector in the Netherlands* (2001) (ƒ 15/EUR 6,80).

71 *Oudkomers in beeld* (2001) (ƒ 15/EUR 6,80).

72 *Het nieuwe consumeren* (2001) (ƒ 15/EUR 6,80).

73 *Voorstudie onderzoek 0-12-jarigen* (2001) (ƒ 15/EUR 6,80).

74 *Maten voor gemeenten* (2001) (ƒ 15/EUR 6,80).

75 *Ontwikkelingen in reïntegratie van uitkeringsontvangers* (2001) (ƒ 30/EUR 13,60).

76 *Tussenrapport Onderwijs in Allochtone Levende Talen* (2001) (ƒ 15/EUR 6,80)

77 *Ruime kavel of compacte stad ?* (2001) (ƒ 15/EUR 6,80)

78 *Verslaglegging van de modellering van de ouderenzorg ten behoeve van het ramingsmodel zorg* (*f* 15/EUR 6,80)

Overig publicaties

On Worlds of Welfare. Institutions and their effects in eleven welfare states.
ISBN 90-377-0049-7 ($ 19.95/EUR 22). (Integrale vertaling van *De maat van de verzorgingsstaat*.)