CPB Memorandum

Centraal Planbureau

Sector	:	2
Afdeling/Project	:	Zorg
Samensteller(s)	:	K. Folmer, R. Douven, E. van Gameren, H. Mannaerts, E. Mot, I. Ooms, E. Westerhout en I. Woittiez
Nummer	:	148
Datum	:	24 maart 2006

Empirische invulling zorgmodel

Inhoud

1 Inleiding

De rapportage van het zorgmodel valt uiteen in twee deelrapportages. Een meer beschrijvende rapportage van het zorgmodel (deel A) en een meer technische rapportage (deel B). Het onderliggende rapport is de technische rapportage van het zorgmodel waarin dieper wordt ingegaan op de specificaties in het model en de empirische invulling daarvan. De technische rapportage moet gezien worden als een aanvulling op deel A en is daarom ook moeilijk los van deel A te lezen.

Gezien de grootte van het zorgmodel en het grote aantal definitievergelijkingen of vergelijkbare vergelijkingen is het niet zinvol om alle vergelijkingen van het zorgmodel te beschrijven. Er is gekozen voor een nadruk op de bespreking van de gedragsvergelijkingen, die in belangrijke mate verantwoordelijk zijn voor de werking van het model. De opbouw van het rapport is als volgt.

In hoofdstuk 2 gaan we dieper in op de specificaties van de vraagmodellen. We beschrijven eerst de algemene specificatie en vervolgens beschrijven hoe deze algemene specificatie wordt gebruikt in de specifieke curatieve en AWBZ sectoren. We sluiten het hoofdstuk af met een paragraaf over het gebruik van data.

In hoofdstuk 3 bespreken we de aanbodmodellen, waarbij in de curatieve zorg verschillende aanbodmodellen voor artsen, ziekenhuizen en geneesmiddelen aan de orde komen. Vervolgens bespreken we de aanbodmodellen voor de AWBZ sectoren. Evenals bij de artsenmodellen in de curatieve zorg hanteren we een algemeen aanbodmodel dat verder specifiek wordt ingevuld voor de verschillende deelsectoren, zoals ouderenzorg, gehandicaptenzorg en geestelijke gezondheidszorg.

In hoofdstuk 4 komt de modellering van de verzekeraars aan de orde. De meeste aandacht wordt besteed aan de ziekenfondsmarkt waarbij een model van gereguleerde concurrentie wordt uiteengezet. In dit model speelt de overheid, via onder meer de risicoverevening, een belangrijke rol. De modellering van de particuliere verzekeraars gebeurt op overeenkomstige wijze waarbij echter de invloed van de overheid via de risicoverevening en het heffen van inkomensafhankelijke premies achterwege blijft.

De rol van eigen betalingen in het zorgmodel wordt besproken in hoofdstuk 5. Ook voor de eigen betalingen wordt een algemeen model gehanteerd dat specifiek wordt ingevuld voor de verschillende sectoren in de AWBZ en curatieve zorg. Een aspect dat uitgebreid aan de orde komt is de interactie tussen zorgvoorzieningen. Immers wanneer een verzekerde in een bepaald jaar zorgkosten maakt voor een bepaalde zorgvoorziening dan betekent dit bij een algemeen eigen risico dat de hoogte van de eigen betalingen voor andere zorgvoorzieningen afnemen.

In het laatste hoofdstuk gaan we kort in op de financiering van de zorguitgaven per sector en de splitsing van de uitgaven in een volume en prijscomponent.

2 Vraagmodellen

Dit hoofdstuk bespreekt hoe de waarden van de parameters uit de vraagmodellen worden bepaald. Voor een deel is dit reeds beschreven in het eindrapport van de 2e modelfase (CPB/SCP (1999)).

2.1 Structuur van het algemene vraagmodel

Het optimalisatieprobleem van de patiënt ziet er als volgt uit. De voorkeur van consumenten is lineair-kwadratisch in de diverse medische diensten z^j, j = 1,..,J en niet-medische producten c:

$$U = c - 1/2\varepsilon_c c^2 + \sum_{j=1}^{J}\left(\varepsilon_i^j z^j - 1/2\varepsilon_m^j \left(z^j\right)^2\right)$$
$$\varepsilon_c > 0, \varepsilon_m^j > 0, \varepsilon_i^j \geq 0 \qquad (2.1)$$

waarbij parameter ε_i^j het marginale nut aan zorg j van patiënt i bepaalt, en parameters ε_c en ε_m^j het afnemende marginale nut van respectievelijk meer consumptie en van meer zorg van het type j. De lineair-kwadratische vorm van nutsfunctie U houdt de mogelijkheid open dat het marginale nut van medische consumptie nul en zelfs negatief wordt bij een voldoende hoge consumptie van zorg. Dit komt tegemoet aan het gegeven dat een teveel aan zorgverlening averechts kan uitpakken (zie bijvoorbeeld Lee (1995))[1]. Daarnaast hebben we deze eigenschap ook nodig om een eindige oplossing voor de vraag naar zorg te kunnen berekenen in geval de *out-of-pocket* prijs gelijk is aan nul.

We veronderstellen dat de behoefte aan zorg ongelijk verdeeld is over verschillende personen. Dit sluit aan bij het gegeven dat er wat betreft zorguitgaven een grote variatie bestaat tussen individuen. Deze heterogeniteit komt in bovenstaande vergelijking tot uitdrukking door de parameter ε_i^j te laten verschillen tussen individuen i. De overige twee parameters, ε_c en ε_m^j, in de vergelijking zijn voor alle individuen identiek.

Geven we het beschikbare inkomen van de patiënt aan met y, de bijbetalingsvoet met b^j, het tarief van medische dienst j met t^j, het volume aan medische diensten z^j, en het bijbetalingsmaximum met m, dan kunnen we de budgetrestrictie als volgt formaliseren[2]:

[1] Negativiteit van het marginale nut van niet-medische consumptie wordt uitgesloten door de waarde van ε_c zo te bepalen ε_c <1/y waarbij y het beschikbare inkomen van de patiënt weergeeft.

[2] Inkomen, tarief van medische dienstverlening en bijbetalingsmaximum zijn alle reëel gedefinieerd, d.w.z. de bedragen worden geïndexeerd met de prijs van de niet-medische producten.

$$c = y - \min\left(m, \sum_{j=1}^{J} b^j t^j z^j \right) \tag{2.2}$$

De formulering van de budgetrestrictie van de patiënt houdt rekening met de regelingen voor eigen bijdragen die in de particuliere verzekering gebruikelijk zijn. In de ziekenfondsverzekering is per 1 januari 2005 een vergelijkbare regeling ingevoerd: de no-claimteruggaveregeling. De patiënt moet een fractie b^j van de zorguitgaven bij voorziening *j* betalen totdat zijn eigen betalingen een bepaald maximum *m* hebben bereikt; daarna behoeft de patiënt niet meer aan de financiering bij te dragen. Deze modellering is tamelijk algemeen; zowel systemen met gedeeltelijke bijbetaling als die met een eigen risico vallen hieronder; dit geldt ook voor de twee extremen van volledige verzekering en geen verzekering. Dankzij de veronderstelde heterogeniteit is de bevolking op te delen in een groep die het maximum aan eigen betalingen verschuldigd is en een andere groep van wie de eigen betalingen lager zijn dan dit maximum.

De budgetrestrictie laat zien dat de consumptie van zorg de ruimte voor consumptie van niet-medische producten beperkt zolang de bijbetalingen lager zijn dan het maximum. Voorbij een bepaald punt heeft de consumptie van medische diensten geen verdere gevolgen voor de consumptie van niet-medische producten.

De doelstellingsfunctie combineert *J* verschillende voorzieningen. Uitwerking van het resulterende optimalisatieprobleem geeft echter vraagvergelijkingen die zeer complex zijn. Een betrouwbare empirische invulling van deze vergelijkingen is niet goed mogelijk. Daarom is het optimalisatieprobleem opgesplitst in *J* verschillende conditionele optimalisatieproblemen met elk hun eigen budgetrestrictie. Omdat deze problemen dezelfde structuur bezitten, beschrijven we hier het optimalisatieprobleem voor een willekeurige voorziening *j*.

Het optimalisatieprobleem voor medische voorziening *j* gaat uit van de gemeenschappelijke doelstellingsfunctie (2.1), maar beschouwt het gebruik van alle andere voorzieningen als gegeven. Hieruit volgt dat het beschikbaar inkomen en het eigen-betalingsmaximum gecorrigeerd dienen te worden voor de eigen betalingen voor alle andere voorzieningen die van dezelfde verzekering deel uitmaken:

$$y^j = y - \min\left(m, \sum_{h \neq j} b^h t^h x^h \right) \tag{2.3}$$

$$m^j = m - \min\left(m, \sum_{h \neq j} b^h t^h x^h \right) \tag{2.4}$$

waarbij x^h staat voor het gerealiseerde consumptievolume van medische voorziening *h*.

De budgetrestrictie van de patiënt die met het optimalisatieprobleem voor medische voorziening j correspondeert, ziet er dan als volgt uit:

$$c^j = y^j - \min\left(m^j, b^j t^j z^j\right) \tag{2.5}$$

De vraag naar medische diensten j volgt nu door de nutsfunctie (2.1) te maximaliseren onder de budgetrestrictie in (2.5). De resulterende vergelijking is afhankelijk van een drietal kritische waarden voor ε_i^j, die we aangeven met $\varepsilon_i^{j,*}$, $\varepsilon_i^{j,**}$ en $\varepsilon_i^{j,***}$.Hieruit volgen drie regimes met verschillende oplossingen voor de vraagvergelijking. We beschrijven hier eerst het regime waarvoor geldt dat $\varepsilon_i^{j,*} > \varepsilon_i^{j,**}$. De vraagvergelijkingen zien er dan als volgt uit:

$$\begin{aligned}
z_i^j &= 0, \quad \varepsilon_i^j \le \varepsilon_i^{j,**} \\
z_i^j &= \frac{-b^j t^j (1 - \varepsilon_c y^j)}{\varepsilon_m^j + \varepsilon_c \left(b^j t^j \right)^2} + \frac{\varepsilon_i^j}{\varepsilon_m^j + \varepsilon_c \left(b^j t^j \right)^2}, \quad \varepsilon_i^{j,**} \le \varepsilon_i^j \le \varepsilon_i^{j,*} \\
z_i^j &= \frac{\varepsilon_i^j}{\varepsilon_m^j}, \quad \varepsilon_i^j \ge \varepsilon_i^{j,*}
\end{aligned} \tag{2.6}$$

Hierin is z_i^j de vraag van individu i naar voorziening j, $b^j t^j$ is de out-of-pocket prijs, en y^j het relevante inkomen per verzekerde. In het tweede regime waarin geldt: $\varepsilon_i^{j,*} < \varepsilon_i^{j,**}$ zijn alleen de eerste en de derde formule uit vergelijking (2.6) van toepassing in de respectievelijke gebieden $\varepsilon_i^j < \varepsilon_i^{j,***}$ en $\varepsilon_i^j > \varepsilon_i^{j,***}$. In het derde regime waarin geldt: $\varepsilon_i^{j,*} = \varepsilon_i^{j,**} = \varepsilon_i^{j,***}$ is alleen de eerste vergelijking van (2.6) van toepassing.
Merk op dat de parameter ε_c en de kritieke waarden $\varepsilon_i^{j,*}$, $\varepsilon_i^{j,**}$ en $\varepsilon_i^{j,***}$ voor alle individuen i die vallen onder dezelfde verzekeringsvorm dezelfde waarden hebben. Dit komt omdat in het model alle individuen die onder dezelfde verzekeringsvorm vallen (ziekenfonds, particulier) een zelfde gemiddeld inkomen y (en niet-medische consumptie c) hebben. Hetzelfde geldt voor het maximum m van de eigen bijdragen. Deze keuze vloeit voort uit het ontbreken van gegevens over een inkomensverdeling voor verzekerden van beide verzekeringsvormen (dit klopt m.i niet, met de verdeling van de bruto inkomens van het CBS en loongrens voor het ziekenfonds is wel degelijk een goede benadering te maken van de inkomensverdeling van verzekerden) . Anderzijds is het nu mogelijk de vraag z_i^j te aggregeren over alle verzekerden tot een gemiddelde vraag per voorziening j . Hiervoor is ook een veronderstelling nodig over de verdeling van de parameter ε_i^j over individuen i. We vatten de waarde ε_i^j op als een uitkomst van de kansvariabele ε^j met een gegeven verdelingsfunctie G^j. Hiermee wordt ook de vraag per verzekerde een kansvariabele. We kunnen nu de verwachte vraag per verzekerde i naar voorziening j schrijven als (waarbij we subscript i weglaten):

$$E(z_j) = \left(G^j(\varepsilon^{j,*}) - G^j(\varepsilon^{j,**}\right)\left(\left[\frac{-b^j t^j (1-\varepsilon_c y^j)}{\varepsilon_m^j + \varepsilon_c (b^j t^j)^2}\right] + \frac{E(\varepsilon^j \mid \varepsilon^{j,**} < \varepsilon^j < \varepsilon^{j,*})}{\varepsilon_m^j + \varepsilon_c (b^j t^j)^2}\right) + \left(1 - G(\varepsilon^{j,*})\right)\frac{E(\varepsilon^j \mid \varepsilon^j > \varepsilon^{j,*})}{\varepsilon_m^j} \tag{2.7}$$

Hierin is $E(x \mid a < x < b)$ de conditionele verwachting van de kansvariabele *x*, gegeven dat *x* ligt in het interval (*a*,*b*). Vergelijking (2.7) is ook toepasbaar wanneer het maximum van de eigen betalingen 'oneindig' hoog is, dat wil zeggen: wanneer iemand niet is verzekerd voor de zorg van voorziening *j*. Dit geldt bijvoorbeeld voor particulieren die een polis hebben zonder dekking voor de huisarts, geneesmiddelen of tandarts, en voor ziekenfondsverzekerden zonder aanvullende tandartsverzekering. In dat geval is de waarde van $\varepsilon_i^{j,*}$ ook 'oneindig' waardoor $G^j(\varepsilon_i^{j,*})$ de waarde 1 aanneemt en de laatste term in uitdrukking (2.7) verdwijnt.

2.2 Curatieve sectoren

Schatting van het vraagmodel (vergelijking (2.7)) is niet eenvoudig; de verwachte vraag is niet alleen afhankelijk van de parameters ε_m^j en ε_c, maar ook van populatiefracties en conditionele verwachtingen. Daarom voeren we geen econometrische schatting uit, maar kalibreren de modelparameters in een basisjaar (1995). Hierbij volgen we een procedure in twee stappen. Eerst kiezen we een geschikte analytische vorm voor de verdelingsfunctie $G^j(\varepsilon_i^j)$. Vervolgens leiden we op basis van deze verdelingsfunctie alle interessante parameters af. Bedenk dat er in totaal 16 vraagmodellen zijn voor de curatieve zorg: de diensten van vier typen zorgverleners, onderverdeeld in eerste en vervolgconsulten en onderscheiden naar de verzekerdenvorm van de patiënten.

Wat de eerste stap betreft nemen we aan dat de verdelingsfunctie van de behoefte aan zorg nauw gerelateerd is aan die van de zorguitgaven. Van Vliet en Van der Burg (1996) concluderen dat een lognormale specificatie een goede beschrijving geeft van de verdeling van zorguitgaven tussen individuen. Wij gebruiken deze gegevens om de verdelingsfunctie te kalibreren van de parameter ε_i^j die nauw samenhangt met de zorgbehoefte. Van Vliet and Van der Burg (1996) berekenen variatiecoëfficiënten voor drie typen zorguitgaven voor elke verzekerdengroep: uitgaven aan tandartsenhulp, uitgaven aan ziekenhuisverpleging en andere uitgaven. Onder de veronderstelling dat tussen de behoefte aan de diensten van huisartsen, medisch specialisten en fysiotherapeuten een perfecte correlatie bestaat, kunnen we de laatstgenoemde variatiecoëfficiënt gebruiken om de verdelingsfuncties van de behoefte aan de diensten van deze zorgverleners te modelleren.

Voor elk vraagmodel zijn er nu drie onbekende parameters: ε_m^j en het gemiddelde en de variantie van ε_i^j (ε_c is onafhankelijk van het type medische voorziening). Gegeven dat ε_i^j een lognormale verdeling volgt, is ln(ε_i^j) normaal verdeeld met parameters, zeg, μ_ε^j en σ_ε^j. Het gemiddelde en de variantie van ε_i^j zijn functies van deze μ_ε^j en σ_ε^j Voor elk vraagmodel resteren dus drie onbekende parameters, namelijk μ_ε^j, σ_ε^j en ε_m^j.

Wanneer iemand volledig is verzekerd (dit wil zeggen: het maximum van de eigen bijdragen *m* is gelijk aan nul), volgt de zorgvraag uit de derde relatie uit vergelijking (2.6). Bij de gegeven de verdeling van de parameter ε_i^j kunnen we dit omschrijven als:

$$E(z^j) = \frac{E(\varepsilon_i^j)}{\varepsilon_m^j} = \frac{\exp\left(\mu_\varepsilon^j + 1/2(\sigma_\varepsilon^j)^2\right)}{\varepsilon_m^j} \tag{2.8}$$

De tweede gelijkheid in (2.8) volgt uit het gegeven dat $\ln(\varepsilon_i^j) \sim N(\mu_\varepsilon^j, \sigma_\varepsilon^j)$. De waarde van σ_ε^j is direct gerelateerd aan de variatiecoëfficiënt van de corresponderende lognormale verdeling van ε^j :

$$\left(\sigma_\varepsilon^j\right)^2 = \ln\left(1 + (cv^j)^2\right) \tag{2.9}$$

waarbij cv^j de desbetreffende variatiecoëfficiënt weergeeft.

In hoofdstuk 4 van deel A is aangegeven dat de vraag naar zorg van type *j* een functie is van de corresponderende behoefte. Uit vergelijking (2.6) volgt dat de parameter ε_i^j evenredig is met de vraag naar zorg bij een out-of-pocket prijs van nul. Het is te kort door de bocht om deze vraag gelijk te stellen aan de behoefte omdat we dan het effect van *moral hazard* negeren. Immers, wanneer de out-of-pocket prijs gelijk is aan nul, zal de patiënt de neiging hebben meer zorg te vragen dan medisch gezien noodzakelijk is. De werkelijke behoefte zal dus ergens liggen tussen de vraag bij een positieve out-of-pocket prijs en de maximale vraag volgens vergelijking (2.6).

Vervolgens, teneinde de drie resterende parameters van het vraagmodel te kunnen invullen, gebruiken we schattingsresultaten van Van Vliet (1998) en observaties van het vraagvolume in 1995. Van Vliet (1998) heeft de invloed van verzekering op de vraag naar zorg van particulier verzekerden geschat op basis van cross-sectie gegevens uit de POLS enquête van het CBS.[3] Aan deze analyse ontlenen we een schatting van de gemiddelde inkomenselasticiteit voor alle curatieve voorzieningen (uitgezonderd klinische ziekenhuisverpleging) plus een schatting van de verhouding van de zorgvraag van een volledig verzekerd persoon (de derde vergelijking uit (2.6)) en een onverzekerd persoon (de tweede vergelijking uit (2.6)). Deze verhouding wordt ook wel het verzekeringseffect genoemd. Uit vergelijking (2.6) volgt dat het verzekeringseffect IE^j is te schrijven als:

[3] Vroeger heette dit Permanent Onderzoek naar Leef Situatie ook wel gezondheidsenquête.

$$IE^j = \frac{E(\varepsilon^j \left| \varepsilon^j > \varepsilon^{j,*}\right.) \left(1 + (b^j t^j)^2 \frac{\varepsilon_c}{\varepsilon_m^j} \right)}{E(\varepsilon^j \left| \varepsilon^{j,**} < \varepsilon^j < \varepsilon^{j,*} \right.) - b^j t^j (1 - \varepsilon_c y^j)} \tag{2.10}$$

Omschrijven van vergelijking (2.10) levert ε_m^j als functie van IE^j en ε^j .

$$\varepsilon_m^j = \frac{(b^j t^j)^2 \varepsilon_c E(\varepsilon^j \left| \varepsilon^j > \varepsilon^{j,*} \right.)}{IE^j \left[E(\varepsilon^j \left| \varepsilon^{j,**} < \varepsilon^j < \varepsilon^{j,*} \right.) - b^j t^j (1 - \varepsilon_c y^j) \right] - E(\varepsilon^j \left| \varepsilon^j > \varepsilon^{j,*} \right.)} \tag{2.11}$$

De vergelijkingen (2.7), (2.9) en (2.11) bepalen simultaan de waarden van ε_c , IE^j en ε^j . In de praktijk is dit een ingewikkeld proces. We voeren dit uit door een aangepast vraagmodel te bouwen. Dit ontstaat door het vraagmodel (2.7) als het ware binnenstebuiten te keren. Normaliter volgt de vraag bij gegeven tarieven, inkomens en polisvorm uit de conditionele momenten van ε^j en de waarden van ε_c en ε_m^j . Daaruit volgen dan weer de prijs- en inkomenselasticiteit en het verzekeringseffect. Het kalibratiemodel werkt andersom: bij gegeven waarden van de inkomenselasticiteit, het verzekeringseffect en de gerealiseerde vraag (in 1995) rekent het model uit welke waarde van de parameters μ_ε^j en σ_ε^j , ε_m^j en ε_c deze uitkomsten zouden hebben gegenereerd. Vervolgens zetten we deze gekalibreerde waarden als vaste parameters over in het oorspronkelijke model.

Om dit proces te laten slagen, hebben we de waarde van de vraag nodig; deze is echter niet observeerbaar. We komen hieronder op dit probleem terug. Eerst lichten we hoe de waarde van de parameter ε_c is gekozen.

Het bijzondere van deze parameter is dat hij niet voorziening specifiek is. De waarde is identiek voor alle voorzieningen, inclusief de *care* sectoren en geneesmiddelen. Eén bron van informatie is tot nu toe ongebruikt gebleven, namelijk geschatte waarde van de gemiddelde inkomenselasticiteit α_y . Wanneer we ervan uitgaan dat deze inkomenselasticiteit het gemiddelde is van de inkomenselasticiteiten van de vraag naar de diensten van huisartsen, tandartsen, medisch specialisten en fysiotherapeuten, volgt:

$$\alpha_y = \sum_{j=1}^{8} k^j P^j \alpha_y^j \tag{2.12}$$

Hierbij is k^j het relevante kostenaandeel en P^j de fractie verzekerden met eigen betalingen lager dan het corresponderende maximum m^j . De inkomenselasticiteit voor voorziening *j*,

α_y^j is bij een gegeven waarde van *m* op de volgende wijze aan de model parameters gerelateerd:

$$\alpha_y^j = \frac{b^j t^j \varepsilon_c y^j}{E(\varepsilon^j \mid (\varepsilon^{j,**} < \varepsilon^j < \varepsilon^{j,*}) - b^j t^j (1 - \varepsilon_c y^j)} \qquad (2.13)$$

De waarde van ε_c kiezen we nu zo dat berekende gemiddelde inkomenselasticiteit op basis van vergelijking (2.13) aansluit op de empirische schatting van Van Vliet (1998).

Uit de discussie in sectie 4.1 van deel A volgt dat gegevens over de vraag naar een voorziening alleen beschikbaar zijn indien gebruik en vraag samenvallen. Dit geldt bij veronderstelling voor de eerste consulten van huisarts, tandarts en specialist. Alleen in geval van eerste consulten voor fysiotherapeutische hulp is de kalibratie meer complex. Het geobserveerde volume van eerste consulten bevat in dit geval ook indirecte verwijzingen door huisartsen die voortvloeien uit een toename van de werkdruk (zie paragraaf 3.1 die de koppelingen tussen huisartsen en fysiotherapeuten bespreekt). Bij de vraag naar vervolgconsulten is er een soortgelijk probleem: hiervoor zijn voor geen enkele voorziening gegevens beschikbaar. Daarom kalibreren we, als geen gegevens over de vraag voorhanden zijn, in twee stappen. In de eerste ronde benaderen we de vraag door het waargenomen gebruik. Wanneer ook de bijbehorende aanbodmodellen zijn gekalibreerd, stellen we het niveau van de behoefte zodanig vast dat het totale gebruik in het basisjaar spoort met de waarnemingen. We gebruiken dan in feite het hele model om de behoefte in het basisjaar te berekenen. Het spreekt voor zich dat de volgorde waarin het model wordt gekalibreerd cruciaal is (zie hiervoor ook hoofdstuk 3.7).

De resultaten van de kalibratie staan vermeld in onderstaande tabel 2.1. In de eerste kolom staat het gemiddeld aantal contacten voor particuliere verzekerden. Deze data is geconstrueerd ofwel via de vraag (v) ofwel via het gebruik (g). De volgende acht kolommen beschrijven de ingezette parameters in de vraagmodellen. Het verzekeringseffect IE is bijvoorbeeld groter bij de fysiotherapeut dan bij de huisarts. De inkomens- en prijselasticteiten (α_y en α_{bt}) uit de tabel betreffen alleen de groep verzekerden met positieve kosten lager dan het maximum van de eigen bijdrage; deze duiden we aan met de term ‘directe elasticiteiten’. Voor de overige groepen zijn de waarden gelijk aan nul. De gemiddelde waarden van de elasticiteiten voor het hele verzekerdenbestand zijn daarom een stuk lager dan de gerapporteerde directe elasticiteiten in tabel 2.1. Voor wat betreft inkomenselasticiteiten liggen de gemiddelde waarden tussen 0,01

Tabel 2.1	**Kalibratie vraagmodellen voor particulier verzekerden (waarden voor 1995)**								
Voorziening	Vraag of gebruik	CV	IE	ε_c	ε_m	μ_ε	σ_ε	α_y	α_{bt}
Voorziening									
Huisarts, 1e	2,75 (v)	2,03	1,19	24,9 10^{-6}	33	3,76	1,28	0,52	– 0,13
Huisarts, herhaal	0,80 (g)	2,03	1,24	24,9 10^{-6}	103	3,68	1,28	0,26	– 0,66
Fysio, 1e	0,20 (g)	2,03	1,34	24,9 10^{-6}	249	3,23	1,28	0,13	– 0,32
Fysio, herhaal	2,05 (g)	2,03	1,35	24,9 10^{-6}	38	3,58	1,28	0,35	– 0,88
Specialist, 1e	0,03 (v)	2,03	1,20	24,9 10^{-6}	89061	7,10	1,28	0,18	– 0,48
Specialist, herhaal	0,15 (g)	2,03	1,20	24,9 10^{-6}	14857	6,91	1,28	0,67	– 0,17
Tandarts, 1e	1,83 (v)	2,62	1,07	24,9 10^{-6}	273	5,17	1,44	0,22	– 0,56
Tandarts, herhaal	0,62 (g)	2,62	1,07	24,9 10^{-6}	1165	6,76	1,44	0,25	– 0,21

en 0,13. Prijselasticiteiten zijn iets groter: de waarden liggen tussen – 0,01 en – 0,32.

De kalibratie van de vraagmodellen voor de ziekenfondsverzekerden is wat problematischer. Aangezien bij de ziekenfondsverzekering eigen betalingen ontbreken, kunnen we op basis van de data voor ziekenfondsverzekerden geen prijs- en inkomenselasticiteiten afleiden. Schattingen van variatiecoëfficiënten zijn echter wel beschikbaar. Voorts zijn —net als bij de particulier verzekerden— schattingen van de vraag beschikbaar. Omwille van de identificatie van de vraagmodellen van de ziekenfondsverzekerden wordt aangenomen dat de parameters ε_m en ε_c dezelfde waarden aannemen als bij de particulier verzekerden (zie tabel 2.2).

Hiermee is nog niet alles gezegd. Het verloop van de gemiddelde vraag per patiënt in de tijd laat zich niet verklaren door ontwikkelingen in tarieven en inkomens alleen. Het is evident dat de gemiddelde behoefte aan zorg per verzekerde muteert met demografische ontwikkelingen, onder invloed van sociale en culturele veranderingen (dit speelt vooral bij de AWBZ voorzieningen) en als gevolg van ontwikkelingen in de medische technologie. In het model is de parameter μ_ε^j daarom niet constant. De gekalibreerde waarden gelden alleen voor 1995; waarden in latere jaren corrigeren we voor bovengenoemde ontwikkelingen. De specifieke berekening van de verschillende mutaties komt aan de orde in sectie 2.6.

Tabel 2.2	**Kalibratie vraagmodellen voor Ziekenfondsverzekerden (1995)**				
Voorziening	Vraag of gebruik	CV	ε_c	μ_ε	σ_ε
Huisarts, 1e	2,95 (v)	1,71	24,9 10^{-6}	3,90	1,17
Huisarts, herhaal	1,15 (v)	1,71	24,9 10^{-6}	4,09	1,17
Fysio, 1e	0,21 (g)	1,71	24,9 10^{-6}	3,22	1,17
Fysio, herhaal	2,47 (g)	1,71	24,9 10^{-6}	3,85	1,17
Specialist, 1e	0,03 (g)	1,71	24,9 10^{-6}	7,23	1,17
Specialist, herhaal	0,22 (v)	1,71	24,9 10^{-6}	7,38	1,17
Tandarts, 1e	1,47 (g)	1,83	24,9 10^{-6}	5,26	1,21
Tandarts, herhaal	0,45 (g)	1,83	24,9 10^{-6}	6,77	1,21

2.3 Geneesmiddelen

In paragraaf 4.3 van deel A is aangegeven dat vraag en aanbod van geneesmiddelen wederzijds afhankelijk zijn. Dit betekent dat ook de empirische invulling van het vraagmodel samenhangt met die van het aanbodmodel. Hiervoor verwijzen we naar paragraaf 3.3.

2.4 Ziekenhuizen

Over de vraag naar opnamen, dagbehandelingen en polibezoeken zijn geen gegevens bekend. Wel kan op basis van wachtlijstgegevens en de gerealiseerde ziekenhuisproductie een inschatting van de vraag plaatsvinden. Dit moet echter gebeuren in samenhang met het volledige (ziekenhuis)model. We verwijzen hiervoor naar paragraaf 3.2.

2.5 AWBZ sectoren

Algemene aanpak

Bij de care modellen volgen we in principe de procedure uit paragraaf 2.2. Er zijn echter een aantal verschillen.

Het eerste betreft de verdeling van de parameter ε^j over patiënten. Bij de curatieve zorg is het aannemelijk dat ieder mens in principe een potentiële behoefte aan zorg heeft. De verdeling van parameter ε^j is daarom continu. Bij de AWBZ sectoren ligt dit anders. De verdeling van de behoefte is hier discontinu; ongeveer 98% van de bevolking heeft bijvoorbeeld geen behoefte aan verpleeghuiszorg. Dit betekent dat de verdeling van ε^j over de bevolking er zo uit zou moeten zien:

$$G^j(\varepsilon^j) = (1 - p^j)0 + p^j G_o^j(\varepsilon^j) \tag{2.14}$$

Er is dus een vaste kans (1-p^j) op een ε^j van nul (er is dan ook geen behoefte aan zorg) en een kans p^j op een positieve waarde met verdelingsfunctie G_0^j. Deze laatste kan dan weer lognormaal worden gekozen. Het zij hier echter opgemerkt dat er geen informatie is over de vorm van deze verdeling of over de verdeling van de zorgkosten voor *care* voorzieningen. Een eenvoudig alternatief is om de verdeling uniform te kiezen: iedereen met een positieve behoefte aan zorg heeft dan dezelfde behoefte. Omdat de zwaarte van de behoefte voor een aantal voorzieningen veelal is gecorreleerd met leeftijd lijkt laatstgenoemde oplossing te beperkend. We kiezen dus voor een vorm als vergelijking (2.14). De waarden van de variatiecoëfficiënt van de verdeling van ε^j over potentiële gebruikers en van de parameter ε_c nemen we over uit het model voor de curatieve zorg. Dit laatste volgt overigens uit de specifieke vorm van de nutsfunctie: de parameter ε_c is gelijk voor alle voorzieningen.

Een tweede verschil met het algemene model is dat eigen betalingen zijn geformuleerd als een bijdrage per eenheid zorg (bijvoorbeeld per verpleegdag of per uur thuiszorg). Uit van Gameren *et al* (2001) blijkt dat eigen betalingen voor ouderenvoorzieningen naast het afremmen van de eigen vraag ook de keuze tussen verschillende soorten instellingen kan beïnvloeden. Een hogere eigen bijdrage voor verzorgingshuizen doet bijvoorbeeld de vraag naar verpleeghuiszorg toenemen en een eigen bijdrage voor thuiszorg beperkt de toestroom vanuit de informele zorg. Het algemene vraagmodel uit vergelijking (2.6) laat geen ruimte voor substitutieprocessen aan de vraagzijde; de keuze tussen verschillende voorzieningen is wel aanwezig, maar deze ligt bij de aanbieder. Deze substitutie vindt ook plaats voor de curatieve sectoren. Bijvoorbeeld de huisarts kan substitueren tussen een herhaalbezoek aan de huisarts, het voorschrijven van geneesmiddelen of doorverwijzen naar een andere zorgaanbieder (zie ook hoofdstuk 3.1).

Zoals in de algemene beschrijving is aangegeven, spelen de eigen betalingen in de care een rol op individueel niveau, en niet op geaggregeerd niveau. Wanneer we toch een vergelijkbare formulering als in de *cure* sectoren willen gebruiken, staan er twee wegen open. De eerste is het tarief t per volume eenheid gelijk te stellen aan de feitelijke eigen betaling per volume eenheid. De bijbetalingsfractie b is dan voor alle voorzieningen gelijk aan 1. De tweede methode stelt dat de echte prijs per eenheid zorg gelijk is aan de feitelijke kosten per volume eenheid. In dat geval is het tarief gelijk aan de feitelijke kosten per eenheid en de bijbetalingsfractie moet dan zo worden bepaald dat de out-of-pocket prijs bt gelijk is aan de eigen bijdrage per eenheid zorg. We kiezen voor de eerste methode omdat deze het eenvoudigst is.

Het model berekent de eigen betalingen als het product van tarieven per eenheid en het gebruik. In de historische periode zijn gebruik en totale eigen bijdragen bekend, zodat het tarief per eenheid product hieruit kan worden berekend. Tijdens de simulaties passen we een indexering toe. Voor de totale eigen bijdrage geldt echter een maximum dat afhangt van het inkomen. Met ingang van 1 januari 2004 zijn in thuiszorg de eigen bijdragen (per uur thuiszorg) verhoogd (zie Douven *et al*, 2004). De inkomensafhankelijke eigen bijdrage is ook verhoogd voor de intramurale zorg (verpleeg- verzorgingshuizen). Teven zijn er compenserende maatregelen voor mensen met een laag inkomen. In hoeverre de verhoging van de eigen bijdragen in 2004 tot substantiële gedragseffecten hebben geleid is nog onduidelijk.

Een derde verschil met de curatieve voorzieningen is dat we beschikken over een (geschat) niveau van de vraag in het jaar van kalibratie. Deze vraag is afgeleid uit enquêtegegevens en is uitgedrukt in aantallen personen die hulp vragen via een bepaalde voorziening. De specifieke aard van de hulp is soms aanleiding om de vraag niet te formuleren als het percentage gebruikers in de populatie maar bijvoorbeeld als het aantal uren zorg per hoofd van de bevolking. Dit speelt vooral in sectoren waar de zorgintensiteit tussen gebruikers sterk kan verschillen (zoals in de thuiszorg).

Een overzicht van de parameterwaarden staat in tabel 2.3. Zoals gezegd is de waarde van de parameter ε_c niet afhankelijk van het type voorziening; deze is dus dezelfde als in de modellen voor curatieve zorg. Merk op dat de waarden van de verdelingsparameters betrekking hebben op de logaritme van de parameter ε^j. De parameterwaarden in tabel 2.3 zijn nog de gecalibreerde waarden voor het jaar 1995. De veronderstelling voor de over individuen geaggregeerde vraag was dat vraag naar een specifieke voorziening ongevoelig is voor de hoogte van de eigen bijdrage. Het verzekeringseffect is daarom voor alle voorzieningen op 1 gezet.

Tabel 2.3 Kalibratie AWBZ modellen (1995)

			Gegevens		Berekende parameterwaarden		
Sector	Meeteenheid	Minimale fractie niet gebruikers	ε_c	m	ε_m	μ_ε	σ_ε
Psychiatrische zkh	verpleegdagen per verzekerde	0,992	$24{,}9\ 10^{-6}$	12000	53	7,9	1,28
Dagverblijven gehandicapten	verzorgingsdagen per verzekerde	0,9985	$24{,}9\ 10^{-6}$	0	$4{,}1\ 10^{-6}$	– 8,0	1,28
RIAGG's	uren zorg per verzekerde	0,970	$24{,}9\ 10^{-6}$	82	3467	7,8	1,28
RIBW's	aantal dagen per verzekerde	0,9995	$24{,}9\ 10^{-6}$	7000	29	8,3	1,28
Algemene intramurale instellingen gehandicapten	verzorgingsdagen per verzekerde	0,995	$24{,}9\ 10^{-6}$	12000	51	8,3	1,28
Gezinsvervangende tehuizen	verzorgingsdagen per verzekerde	0,998	$24{,}9\ 10^{-6}$	7000	61	8,6	1,28
Verzorgingshuizen	aantal gebruikers per verzekerde	0,994	$24{,}9\ 10^{-6}$	12000	$58{,}4\ 10^{6}$	15,1	1,28
Verpleeghuizen	aantal gebruikers per verzekerde	0,990	$24{,}9\ 10^{-6}$	12000	$11{,}7\ 10^{6}$	14,5	1,28
Thuiszorg	uren zorg per verzekerde	0,965	$24{,}9\ 10^{-6}$	893	26	7,0	1,28

Koppeling tussen thuiszorg en ziekenhuizen

In het Zorgmodel is ook een koppeling aangebracht tussen algemene ziekenhuizen en thuiszorg. Een deel van de ontslagen patiënten zal naar verwachting een beroep doen op de (kortdurende) thuiszorg. Het is denkbaar dat een deel van deze personen reeds voor die tijd een beroep deed op de (langdurige) thuiszorg. Ook is het mogelijk dat de lengte van de wachtlijst voor ziekenhuishulp invloed heeft op de vraag naar thuiszorg. Eén en ander betekent dat de betreffende extra vraag moeilijk is te kwantificeren. In het model is de extra vraag naar thuiszorg vanuit ziekenhuizen beschreven als een fractie van het aantal opnamen. Deze vraag volgt niet uit een optimaal gedrag van patiënten, maar is als vuistregel toegevoegd. Omdat deze component bestaat uit personen van alle leeftijden, komt deze bovenop de vraag naar thuiszorg die volgt uit het patiëntenmodel. De omvang van deze extra vraag stellen we vast door de berekende wachtlijst uit het thuiszorgmodel te vergelijken met de realisatie: het verschil schrijven we toe aan de vraag vanuit de sector ziekenhuizen. Vervolgens bepalen we in een gegeven jaar (1996) de extra vraag als fractie van het aantal opnamen. Deze fractie is verder constant voor alle jaren. De waarde is vastgesteld op 0,022.

2.6 Data vraagmodellen: beschikbaarheid en consistentie

Algemeen

Om de vraagmodellen empirisch te kunnen invullen zijn gegevens nodig over volumes van de vraag, tarieven, inkomens per verzekerde en het systeem van eigen betalingen. Deze gegevens over de zorgsector zijn over het algemeen wel beschikbaar, maar ze zijn versnipperd en lang niet altijd onderling consistent. Bovendien treden in de loop der tijd nog al eens definitiewijzigingen op. Recent is het CBS in het kader van het strategisch project Zorg begonnen met het opzetten van een consistent rekeningstelsel voor de sector zorg en welzijn (zie bijvoorbeeld Van Mosseveld et al. (2004)). Tijdens de constructiefase van het Zorgmodel was het nog niet mogelijk hier een beroep op te doen[4]. Deze paragraaf geeft aan hoe de beschikbare data zijn verwerkt om alle noodzakelijke gegevens op een consistente manier te verkrijgen. We beperken ons hier tot gegevens voor de vraagmodellen. Allereerst de curatieve zorg: volumes, prijzen en waarden. De problematiek bij de AWBZ sectoren is al aan de orde geweest in deel A (paragraaf 4.4). Voor details verwijzen we naar van Gameren *et al* (2001), Woittiez *et al* (2002) en Ooms *et al* (2002). Vervolgens bespreken we in deze paragraaf de inkomens en eigen bijdrage per type verzekerde en vraagaspecten die gerelateerd zijn aan de vergrijzing en technologie. De overige gegevens komen aan bod in hoofdstuk 3 bij de invulling van de aanbodmodellen.

Curatieve zorg: volumes, prijzen en waarden

In deze paragraaf gaat het over de gegevens die nodig zijn om de vraagmodellen voor de diensten van huisartsen, tandartsen, fysiotherapeuten en medisch specialisten empirisch in te vullen. De beschikbaarheid van data over de vraag naar ziekenhuisvoorzieningen komt in 3.2 aan de orde.

Twee zaken eisen hier de aandacht: de onderlinge consistentie van waargenomen volumes, prijzen en waarden en de aansluiting van de beschikbare gegevens op modelvariabelen. Voor een meer gedetailleerd overzicht zie Folmer (1997).

Gegevens over aantallen contacten met betrekking tot curatieve voorzieningen zijn afkomstig uit enquêtes van het CBS (GEZondheidsenquête, het Permanent Onderzoek naar Leef Situatie,

[4] Een uitzondering op deze regel betreft de verdeling van eigen bijdragen over curatieve voorzieningen (zie hiervoor **hoofdstuk ??**).

POLS). Deze geeft over de jaren vanaf 1981 informatie over het volume van de zorgconsumptie, uitgedrukt in het aantal contacten met de huisarts, tandarts, fysiotherapeut en specialist. De gegevens uit deze enquête zijn gebaseerd op een gemiddeld jaarlijks aantal respondenten van 7.000 à 9.000. De vraagstelling heeft meestal betrekking op een vrij korte periode (voor huisarts en specialist: 14 dagen). Op basis hiervan leidt het CBS jaarcijfers af. Door de beperkte omvang van de steekproef zit er ruis in de jaartotalen; dit geldt in sterkere mate voor de af te leiden jaar op jaar-mutaties. Daarnaast is deze databron beperkt omdat de medische consumptie van bewoners van bejaardenoorden, verpleeghuizen en dergelijke buiten beschouwing blijft: de zogenaamde institutionele huishoudens worden niet ondervraagd.

Gegevens over prijzen en tarieven van vrije beroepsbeoefenaren komen van het CTG. In de betreffende jaarverslagen publiceert het College ook gemiddelde jaar op jaar mutaties van de tarieven van de verschillende beroepsgroepen. Combinatie van de volumegegevens van het CBS en de tarieven van het CTG levert in principe de totale financiering[5] van de betreffende sector. Deze financiering wijkt in het algemeen af van de bedragen die zijn gepubliceerd in de zorgnota of de statistieken van het CBS[6].

De beperkte onderlinge afstemming van de verschillende gegevensbronnen is een belangrijke oorzaak van de verschillen. Het CBS is bijvoorbeeld geïnteresseerd in de leefsituatie van de bevolking: hoe vaak gaan mensen naar de huisarts, zijn er verschillen tussen mannen en vrouwen, tussen oud en jong, tussen ziekenfondsverzekerden en particuliere patiënten? De tarieven van het CTG zijn toegespitst op verzekeringsvorm en de beroepsgroepen; voor de huisarts speelt bij de particulier verzekerden het onderscheid tussen contacten in de praktijkruimte, telefonische consulten en bezoeken bij de patiënt thuis. Daarnaast zijn de tijdsduur en het tijdstip van belang. Bij ieder type tarief dat het CTG onderscheidt is niet altijd het betreffende volume beschikbaar. Dit is een reden waarom gegevens niet altijd goed op elkaar aansluiten. Het is dan ook niet zo verwonderlijk dat een combinatie van beide gegevensbronnen iets oplevert dat niet spoort met een derde onafhankelijke bron.

De andere belangrijke bron van moeilijkheden is het hoge aggregatieniveau van het Zorgmodel. Het transformeren van de data naar dit niveau is, hoe paradoxaal het ook klinkt, niet altijd mogelijk. Om bij het voorbeeld van de huisartsen te blijven: wat is het gemiddelde abonnementstarief per ziekenfondsverzekerde? Er zijn vier relevante groepen: jonger/ouder dan 65+ en voor beide: niet/wel wonend in een achterstandswijk. Er is geen enkele gegevensbron die de relevante aantallen verzekerden levert.

[5] Voor een overzicht van de verschillende waardebegrippen zie hoofdstuk 12.

[6] Voor de jaren tot en met 1997: zie Kosten en Financiering van de Zorgsector. Voor latere jaren zijn gegevens te vinden in van Mosseveld *et al* (2004).

Daarom volstaan we met een eenvoudige(r) oplossing. In het jaar van kalibratie (1995) bepalen we het gemiddelde tarief als het quotiënt van de totale gefinancierde kosten en het relevante volume. De tarieven voor andere jaren leiden we af uit het berekende niveau in 1995 en alle gepubliceerde gemiddelde tariefsmutaties voor vrije beroepsbeoefenaren in de CTG jaarverslagen. In het geval van medisch specialisten schalen we de tarieven in 1997, omdat in dat jaar de tarieven van ziekenfonds- en particulier verzekerden zijn geharmoniseerd. Bij deze beroepsgroep gebruiken we de verrichtingen als maatstaf voor het volume in plaats van de aantallen contacten. Dit niet alleen omdat het CBS de klinische contacten niet registreert, maar ook om dat de tarieven zijn gespecificeerd per verrichting. Bovendien vereenvoudigt deze overstap de koppeling tussen de modellen voor ziekenhuizen en specialisten. De volgende paragraaf gaat uitgebreid op deze materie in.

Medisch specialisten: van contacten naar verrichtingen

Er is een aantal indicatoren dat de productie van medisch specialisten en ziekenhuizen probeert te meten: eerste contacten met de specialist, herhaalcontacten, eerste polibezoeken, herhaalbezoeken, opnamen, verpleegdagen, dagbehandelingen, klinische en poliklinische verrichtingen. Deze grootheden hangen met elkaar samen: de overgang van contacten naar verrichtingen verloopt in drie stappen.

In de eerste stap koppelen we eerste bezoeken aan de polikliniek aan aantallen eerste contacten. Omdat het CBS alleen poliklinische contacten registreert is de verwachting dat het aantal eerste contacten overeenkomt met het aantal eerste bezoeken aan de polikliniek. Het blijkt dat in de periode tot 1995 (deze data zijn gebruikt bij de empirische invulling) het aantal eerste contacten redelijk spoort met het aantal geregistreerde eerste polikliniekbezoeken, met name vanaf het tijdstip dat aan de eerste polibezoeken een budgetparameter is gekoppeld. In het model stellen we daarom het aantal eerste polibezoeken gelijk aan het aantal eerste contacten. Vanaf 1999 vallen ook polibezoeken die het gevolg zijn van verwijzingen tussen verschillende specialismen hieronder.

De tweede stap bestaat uit het berekenen van het totale aantal verrichtingen. Dit is de centrale volumemaatstaf in het Zorgmodel. Vanwege het hoge aggregatieniveau van het Zorgmodel werken we met één representatieve specialist die een groot aantal gemiddelde verrichtingen uitvoert in een gemiddeld ziekenhuis. We rekenen dus alle verrichtingen die in ziekenhuizen plaatsvinden toe aan medische specialisten. Deze vereenvoudiging kan op drie fronten tot problemen leiden. Bij het bepalen van de productiekosten per ziekenhuis, bij de financiering van ziekenhuizen en bij het arbeidsaanbod van specialisten.

In het model is er geen koppeling tussen de prestaties van de specialist en de productie van het overige medisch en niet-medisch personeel; maar deze laatste brengt natuurlijk wel kosten met zich mee. Bij de specificatie van de kostenfunctie van de ziekenhuizen blijkt dat de koppeling er aan de kostenkant wel is: de kosten van de behandel- en verpleegfunctie worden mede toegerekend aan het overig medisch en niet-medisch personeel (zie verder paragraaf 3.2 kostenfunctie ziekenhuizen). De verwachting is dat de introductie van DBC's als productiemaatstaf het veel beter mogelijk maakt de specifieke inbreng van medisch specialisten en die van ondersteunend en verzorgend personeel apart in kaart te brengen.

Het tweede probleem ontstaat bij de financiering van ziekenhuizen en medisch specialisten. In een situatie dat specialisten niet zijn gebudgetteerd corrigeren we de financiering via het niveau van het verrichtingentarief (zie boven). Wanneer er wel sprake is van een budget voor specialisten komen alle correcties terecht in het kale verpleegtarief van ziekenhuizen en in de opslag ter financiering van de lumpsum budgetten.

De laatste vraag is: werkt de specialist in het model niet veel te hard als alle verrichtingen aan hem of haar worden toegerekend? Dit zou er immers toe leiden dat het arbeidsaanbod van specialisten veel te hoog is. Dit is verholpen door het arbeidsaanbod van medisch specialisten niet te specificeren in aantallen verrichtingen, maar in werkzame uren. De correctie loopt dan via de gemiddelde tijd per verrichting.

Om de kwantitatieve gevolgen van deze aggregatie in kaart te brengen staan we eerst stil bij de berekening van het totale aantal verrichtingen. Het gaat hierbij vooral om de methode; de praktische haken en ogen van volume aggregatie komen aan de orde in paragraaf 6.2.
We onderscheiden twee categorieën verrichtingen: klinisch en poliklinisch. Deze verrichtingen zijn opgebouwd uit een aantal componenten: operaties, laboratorium onderzoeken, röntgenfoto's, functieonderzoeken enzovoorts. Eerst herleiden we het aantal operaties tot gewogen operaties door een correctiefactor die rekening houdt met de relatieve zwaarte van de ingreep. Vervolgens aggregeren we de verschillende componenten met gewichten die zijn gebaseerd op prijzen in een vast basisjaar (in dit geval 1989). Tabel 2.4 illustreert de procedure.In de derde en laatste stap rekenen we de poliklinische verrichtingen toe aan het aantal polibezoeken. Onder de veronderstelling dat het gemiddeld aantal verrichtingen hetzelfde is voor eerste en herhaalbezoeken is nu het aantal eerste verrichtingen bekend, namelijk het aantal behandelingen tijdens eerste polibezoeken. De rest van het aantal poliklinische verrichtingen en de behandelingen in de kliniek rekenen we toe aan herhaalverrichtingen.

Tabel 2.4	Berekening van het aantal klinische verrichtingen in algemene ziekenhuizen (1995)		
Type verrichting	Aantal	Gewicht	Gewogen verrichting
Gewogen operaties	7473258	0,09	635535
Röntgenanalyses	1784862	0,06	113840
Laboratoriumonderzoeken	41501205	0,01	271757
Functieonderzoeken	1377706	0,03	39484
Fysiotherapeutische behandelingen	3320832	0,02	55069
Verlossingen	74396	0,15	11072
Isotopenonderzoek (in vivo)	206127	0,04	8765
Isotopenonderzoek (in vitro)	37883	0,36	13692
CT scans	129064	0,25	31830
Totaal		1	1180540

Bron: NZi/Prismant.

De toewijzing van deze laatste aan herhaalbezoeken aan de poli, opnamen en dagbehandelingen vindt plaats in het ziekenhuismodel.

Inkomens en maximale eigen bijdragen per verzekerde

Het model bevat geen inkomensverdeling voor ziekenfonds- en particulier verzekerden. We volstaan dus met het gemiddelde inkomen voor beide groepen. Hierover bestaan geen directe gegevens; wel is het mogelijk inkomens voor 1991 te schatten op basis van het Aanvullend Voorzieningen Onderzoek ‘91 (AVO, 1991). Dit bevat gegevens over de verdeling van beide typen verzekerden over zeven verschillende inkomensklassen[7]; de marktsector en de publieke sector zijn apart vermeld. Op basis hiervan kan voor 1991 een gemiddeld inkomen per type verzekerde worden afgeleid. Om nu een tijdreeks te construeren zijn gegevens van het CPB over inkomensmutaties gebruikt. Deze gegevens hebben betrekking op een andere indeling in inkomensklassen[8]; zij zijn omgerekend tot mutaties in de inkomens van beide typen verzekerden. Samen met de berekende niveaus voor 1991 levert dit de benodigde tijdreeksen op.

Gegevens over dekkingspercentages en maxima van de eigen betalingen zijn ontleend aan een éénmalig VEKTIS bestand over de jaren 1979 - 1994. Hieruit volgen de fracties particulier verzekerden zonder dekking voor de kosten van huisarts en geneesmiddelen, en tandarts. Tevens bevat het bestand de verdeling van de populatie particulier verzekerden over verschillende klassen van eigen risico’s. Hieruit berekenen we het gemiddeld eigen risico per polis, en dit rekenen we weer om naar een gemiddelde per verzekerde. Zoals gezegd ontbreken gegevens over de periode vanaf 1995. Het gemiddeld eigen risico verandert in de loop der jaren. Het kan zijn dat nieuwe verzekeringen gemiddeld hogere eigen risico’s kennen dan de reeds

[7] In duizenden guldens: < 30, 30-40, 40-60, 60-80, 80 -100, 100-150, >150.

[8] De mutaties in de koopkracht van 5 verschillende groepen zijn berekend: minimum, minimum+, 1x modaal, 2x modaal, 4x modaal.

bestaande. De reden kan ook zijn dat de verdeling van het eigen risico over verzekerden verandert. Dit soort mutaties verklaart het zorgmodel niet; in de praktijk lossen we dit op door het maximum te indexeren. Voor deze indexering gebruiken we de mutatie in de loonvoet van de zorgsector; de resulterende waarde van de totale eigen bijdragen die het model voor de periode na 1995 genereert loopt redelijk in de pas met de realisaties.

Vergrijzing en technologie

De invloed van demografische ontwikkelingen is nog niet expliciet aan de orde geweest. Toch is het wel duidelijk dat bevolkingsgroei en vergrijzing invloed hebben op de kosten van de zorg. In het Zorgmodel beïnvloedt de demografische ontwikkeling de vraag naar zorg; preciezer geformuleerd: de verwachting μ_ε van de parameter ε_i (zie paragraaf 2.1) muteert in de tijd onder invloed van demografische ontwikkelingen. Omdat de vraag is gespecificeerd per hoofd van de bevolking werkt de groei van de bevolking niet door in μ_ε [9]; alleen het zogenaamde samenstellingeffect speelt een rol. Onder dit samenstellingeffect van de vergrijzing verstaan we de verandering in de kosten van een bepaalde voorziening als gevolg van wijzigingen in de leeftijdsverdeling van de bevolking.

Om dit samenstellingeffect per voorziening te kunnen berekenen voor beide typen verzekerden zouden we voor alle relevante jaren voor iedere voorziening de vraag per hoofd voor alle leeftijdscohorten moeten kennen. De enige verdeling die beschikbaar is betreft die van de kosten per voorziening en type verzekerde over leeftijdscohorten in een gegeven jaar (zie Polder *et al* (2002))[10]. We berekenen nu per type verzekerde het samenstellingeffect voor een bepaalde voorziening door de veranderingen in de leeftijdscohorten te wegen met de betreffende kostenaandelen. Dit samenstellingeffect *v*, of ook wel vergrijzingeffect genoemd, wordt als volgt berekend:

$$v_i^j(t) = \frac{\sum_{k=1}^{K} c_{ik}^j (\alpha_{ik}^j(t) - \alpha_{ik}^j(t-1))}{\sum_{k=1}^{K} c_{ik}^j \alpha_{ik}^j(t-1)}, \text{ en voor alle } t\text{: } \sum_{k=1}^{K} \alpha_{ik}^j(t) = 1. \tag{2.15}$$

met:

i	type verzekerde: ziekenfonds of particulier
j	type voorziening
k	leeftijdscohort
$\alpha_{ik}^j(t)$	het aandeel van leeftijdscohort *k* in de totale kosten van voorziening *j* voor verzekerdentype *i* in het jaar *t*.

9 Natuurlijk beïnvloedt de bevolkingsgroei wel de vraag naar zorg van de totale bevolking.

10 Het onderscheid naar diagnosegroep is voor het Zorgmodel niet relevant (zie ook www.kostenvanziekte.nl)

c_{ik}^{j} de gemiddelde kosten per persoon in leeftijdscohort *k* van voorziening *j* voor verzekerdentype *i* in het jaar 1999.

Merk op dat voor iedere voorziening het samenstellingeffect hetzelfde is voor eerste en herhaalcontacten. Bij AWBZ voorzieningen vervalt het onderscheid tussen beide typen verzekerden. Deze samenstellingeffecten worden los van het model berekend in een werkblad. Vervolgens voegen we deze als exogene variabele aan het model toe. De waarde van μ_{ε} in jaar *t* kan dan voor alle typen verzekerden en voor alle voorzieningen worden geschreven in de vorm:

$$\mu_{\varepsilon}(t) = \mu_{\varepsilon}(t-1)(1+v(t))(1+r(t)) \tag{2.16}$$

Hierin vangt de variabele *r*(*t*) alle veranderingen in de maximale vraag per hoofd die niet door de demografie worden gestuurd, zoals medische technologie en sociaal/culturele ontwikkelingen. Onder sociale trends valt bijvoorbeeld het verschijnsel dat ouderen niet meer automatisch op een bepaalde leeftijd hun intrek doen in een verzorgingshuis maar steeds langer zelfstandig willen blijven wonen. Een belangrijke culturele veranderingen is bijvoorbeeld dat het medicijngebruik per hoofd in Nederland convergeert het hogere niveau in meer zuidelijke landen, zonder dat er aanwijsbare redenen zijn in de ontwikkeling van gezondheidstoestand (zie bijvoorbeeld Polder *et al* (2002)).

Ontwikkelingen in medische technologie zijn een belangrijke drijvende factor achter de stijging van de zorguitgaven (Van Spaendonck en Douven, 2001) maar het kwantificeren is een lastige zaak, zeker op sectorniveau. Het SCP maakt echter wel behoefteramingen μ_{ε} (t) voor de AWBZ sectoren. De jaarlijkse mutatie in de behoefte is het gevolg van demografie en sociaal culturele trends. Omdat we de demografie kennen, is de variabele *r*(*t*) te bepalen als restpost. Verder nemen we aan dat de mutatie in de vraag naar eerstelijns zorg volledig het gevolg is van demografische ontwikkelingen. Voor de overige relevante sectoren (specialisten, ziekenhuizen, medicijnen en hulpmiddelen) moeten we de waarde voor *r*(*t*) schatten. Dit laatste voor een deel op basis van gesignaleerde en verwachte ontwikkelingen (bijvoorbeeld uit de Volksgezondheid Toekomst Verkenningen van het RIVM) en deels op basis van de plausibiliteit van modeluitkomsten; er blijft echter een belangrijk subjectief element in zitten. Tabel 2.5 geeft een overzicht van de ingezette en berekende waarden per sector.

Zoals gezegd zijn de samenstellingeffecten berekend op basis van kostenprofielen uit 1999; de waarden uit de tabel voor latere perioden zijn daarom meer illustratief dan voorspellend. Een negatieve waarde wil niet zeggen dat de vergrijzing in een bepaalde sector negatief is; alleen de invloed op de vraag is negatief. Dit kan wanneer 65+’ers een minder groot beroep doen op bepaalde voorzieningen dan 65-‘ers, zoals bijvoorbeeld bij dagverblijven van gehandicapten het geval is.

Bij de overige effecten is een sterke negatieve groeifactor ingezet bij gezinsvervangende tehuizen en verzorgingshuizen. Hoewel in deze sectoren het samenstellingeffect groot is de groei niet zo groot. Dit komt omdat het type zorg dat in het verleden in gezinsvervangende tehuizen en verzorgingshuizen werd gegeven, steeds meer extramuraal wordt georganiseerd. Mensen blijven thuis wonen en krijgen bijvoorbeeld huishoudelijke of persoonlijke verzorging aan huis. Nieuwe technologische ontwikkelingen zijn vooral ingezet bij medisch specialisten, ziekenhuizen, genees- en hulpmiddelen.

Tabel 2.5 Veranderingen in de vraag per verzekerde als gevolg van samenstellingeffecten en overige effecten (technologie, sociaal culturele trends etc.). De gepresenteerde cijfers betreffen gemiddelden per periode in % per jaar.

	Samenstellingeffect	Overige effecten
Sector	1996 - 2002	1996-2040
Algemene ziekenhuizen	0,5	2,0
Academische ziekenhuizen	0,3	2,0
Categorale ziekenhuizen	0,5	2,0
Psychiatrische ziekenhuizen	0,1	0,2
Medisch specialisten	0,5	2,0
Dagverblijven gehandicapten	– 0,1	1,0
RIAGG	– 0,2	0,9
Regionale Instellingen voor beschermd Wonen (RIBW)	– 0,2	1,5
Algemene intramurale voorzieningen gehandicapten	0,1	1,4
Gezinsvervangende tehuizen	0,1	– 1,7
Verpleeghuizen	1,1	1,2
Verzorgingshuizen	1,3	– 1,6
Huisartsen	0,3	0,0
Tandartsen	0,1	0,0
Paramedici (o.a. fysiotherapie, oefentherapie, logopedie)	0,3	0,0
Thuiszorg	0,6	1,2
Overige extramuraal (o.a. verloskundige zorg, kraamzorg)	– 0,5	0,0
Geneesmiddelen	0,6	4,1
Hulpmiddelen	0,6	4,6

3 Aanbodmodellen

In dit hoofdstuk beschrijven we alleen de hoofdlijnen van het aanbodmodel: welke keuzes zijn er gemaakt bij het ontwerpen van het zorgmodel, hoe zien de vergelijkingen eruit en wat zijn de gekozen waarden voor de parameters. Voor de details, zoals de beschikbaarheid van gegevens, empirische specificaties en schattingstechnieken, verwijzen we naar achtergrondstudies.

3.1 Artsen en fysiotherapeuten

Het aanbod van herhaalcontacten

Om de notatie relatief eenvoudig te houden, beschrijven we het algemene model. Dit is van toepassing op alle typen artsen[11].

De functionele vorm van de aanbodvergelijking hangt samen met de specificatie van de nutsfunctie. Voor een willekeurige arts van een bepaald type ziet deze er als volgt uit:

$$U^*(c, v, E(e)) = U(c,v) - E(e) = \left(\alpha_c c^{-\rho} + v^{-\rho} \right)^{-1/\rho} - E(e) \tag{3.1}$$

waarbij $U(c,v)$ het nut is, gebaseerd op consumptie c en vrije tijd v. $E(e)$ is het ethische gedeelte van de nutsfunctie en geven de ethische kosten weer van aanbod dat niet overeen komt met de vraag van de patiënten.

Merk op dat hierin de verwachte ethische kosten $E(e)$ als argument voorkomen omdat de variabele e voor iedere individuele arts verschillend is. Bij de ethische optie honoreert de arts de vraag van de patiënt en zijn er geen ethische kosten zijn. Bij de financiële optie kiest de arts zijn eigen aanbod; wanneer dit niet overeenkomt met de vraag zijn er ethische kosten. Dit betekent dat er een waarde e^* voor e is waarbij de arts indifferent is tussen de ethische en de financiële optie:

$$e^* = U(c,v) - U\left(\tilde{c}, \tilde{v}\right) \tag{3.2}$$

Hierin geeft een ~ de waarde aan die correspondeert met de ethische optie.

Het geaggregeerde aanbod van herhaalbehandelingen in ieder artsenmodel (zie deel A, sectie 5.1) heeft de volgende algemene gedaante:

$$h^* = h\left(f, E, t, z_h, G(e^*)\right) = \left(1 - G(e^*)\right) z_h + G(e^*)\, \bar{h}(f, E, t) \tag{3.3}$$

met:

f	tijd nodig voor eerste contacten of behandelingen
E	inkomen uit eerste contacten minus praktijkkosten (gegeven voor de aanbieder)
z_h	de vraag van de patiënt
$G(e^*)$	relatief gewicht financiële motieven

[11] Gemakshalve verstaan we in deze paragraaf hieronder ook de fysiotherapeuten, hoewel dit medisch gezien onjuist is. De reden is dat de aanbodmodellen een overeenkomstige structuur hebben.

t tarief per herhaalcontact

$\bar{h}$ het arbeidsaanbod van de financiële arts[12] .

h^* arbeidsaanbod per arts

Gegeven de specificatie van de nutsfunctie (3.1) ziet het aanbod onder de financiële optie er als volgt uit:

$$\bar{h}(f, E, t) = \frac{\beta(T - f)}{\mu_S} - \frac{(1-\beta)E}{t} \tag{3.4}$$

met:

$$\beta = \frac{(t/p_C)^{\sigma}\mu_S^{1-\sigma}\alpha_c^{\sigma}}{1 + (t/p_C)^{\sigma}\mu_S^{1-\sigma}\alpha_c^{\sigma}} \tag{3.5}$$

$$\sigma = \frac{1}{1+\rho}$$

Hierin is T de totale beschikbare tijd, μ_S de benodigde tijd per herhaalcontact, en t/p_C het tarief per herhaalcontact in constante prijzen, met p_C als de consumentenprijsindex.

Combinatie van de vergelijkingen (3.3) en (3.4) levert het aanbod van herhaalcontacten per arts. Dit hoeft echter voor ziekenfonds- en particulier verzekerden niet hetzelfde te zijn. Wanneer de tarieven per contact verschillend zijn, zal de arts die kiest voor de financiële optie uitsluitend die patiënten helpen waarvoor het hoogste tarief geldt. Bij gelijke tarieven is de financiële arts indifferent voor de verzekeringsvorm: de verdeling van het arbeidsaanbod over ziekenfonds- en particulier verzekerden is dan onbepaald. In dat geval veronderstellen we dat de financiële arts het aanbod verdeelt evenredig aan de vraag.

Het is echter niet eenvoudig waarden voor de structuurparameters te schatten. In de eerste plaats zijn zowel de vergelijkingen voor de vraag als die voor het aanbod complexe niet-lineaire functies van de modelparameters. Een verdere complicatie is dat de relatieve gewichten van de ethische en financiële optie afhankelijk zijn van e^*, die volgens formule (3.2) een functie is van alle modelparameters. Een extra complicatie bij het schatten is dat de vraag naar herhaalcontacten niet wordt waargenomen.

Het laatste probleem lijkt het eenvoudigst op te lossen. We hebben immers al geconstateerd dat de vraag van de patiënt naar herhaalconsulten een hypothetisch begrip is: het is de vraag van een volledig geïnformeerde patiënt. Het is dus logisch deze vraag te bepalen met behulp van het

[12] Gemakshalve verstaan we in deze paragraaf hieronder ook de fysiotherapeuten, hoewel dit medisch gezien onjuist is. de reden is dat de aanbodmodellen een overeenkomstige structuur hebben.

bijbehorende patiëntenmodel. Deze oplossing verplaatst echter alleen het probleem: hoe moeten deze vraagmodellen worden geschat als gegevens over de vraag ontbreken? Daarom kiezen we ten behoeve van de empirische invulling van de artsenmodellen een praktische oplossing en wel dat de vraag naar herhaalconsulten voor beide typen verzekerden samenvalt met het product van het aantal eerste contacten en de herhaalfrequentie van de vraag. Deze laatste benaderen we door het product van een constante parameter en een variabele die aangeeft hoe de waargenomen herhaalfrequentie (van het gebruik) verandert onder invloed van demografische ontwikkelingen. Het probleem van de niet-lineariteit maken we hanteerbaar door de vergelijking 3.3 met behulp van vergelijking 3.4 en 3.5 te herschrijven in eerste verschillen. Een gevolg hiervan is wel dat de modelparameters bijzonder ingewikkelde functies worden van de geschatte coëfficiënten. Er is dus een extra slag nodig om de schattingsresultaten naar structuurparameters te vertalen (zie hiervoor Folmer (1998)). Een gevolg van de vertaalslag is dat de berekende waarden voor de modelparameters niet alleen afhangen van de geschatte coëfficiënten, maar ook van exogene variabelen zoals bijvoorbeeld de tarieven en het vaste inkomen *E*. Dit betekent dat we voor ieder jaar in de steekproef (1983 - 1995) een set structuurparameters kunnen bepalen. Tabel 3.1 vat de resultaten samen voor gemiddelden over 1991/ 1995.

De elasticiteit van de substitutie tussen inkomen en vrije tijd ligt in alle gevallen boven de één. Dit betekent dat het substitutie-effect groter is dan het inkomenseffect. De arts zal dus op een stijging van tarieven reageren door minder vrije tijd op te nemen en het arbeidsaanbod te verhogen. De gevonden waarden zijn hoog; zij liggen tussen 2,1 voor tandartsen en 4,9 voor fysiotherapeuten. Deze uitkomsten betreffen echter alleen de situatie onder de financiële optie: de afgeleide waarden voor het totaal van artsen liggen tussen 0,38 en 0,80.

Tabel 3.1 Berekende parameterwaarden voor de artsenmodellen (gemiddelden over 1991/1995)

Omschrijving	Symbool	Huisarts	Specialist	Tandarts	Fysiotherapeut
Substitutie elasticiteit tussen consumptie en vrije tijd, gemiddeld per arts	σ	0,38	0,80	0,68	0,57
Relatief gewicht financiële motieven	$G(e^*)$	0,12	0,17	0,32	0,12
Hulpvariabele uit (3.5)	β	0,36	0,16	0,26	0,68
Relatief gewicht consumptie in de nutsfunctie	α_c	0,06	0,04	0,08	0,10
Jaarlijkse mutatie in de tijd per herhaalconsult	$\dot{\mu}_S$	0	– 1,5	0	0

Verdeling van ethische kosten over artsen

Om het model empirisch te kunnen invullen, moeten we ook de verdeling van de ethische kosten *e* nader specificeren. Uit de geschatte waarden van de fractie financiële artsen blijkt dat het gros van de artsen kiest voor de ethische optie. Op grond hiervan bepalen we per voorziening een minimale fractie ethische artsen; we geven deze aan met de uitdrukking 1 - G_0 ; G_0 is dan de maximale fractie financiële artsen.

De verdeling van de ethische kosten over artsen is nu een combinatie van een discrete en een continue verdeling: er is een vaste kans 1 - G_0 om altijd ethisch te zijn en een kans G_0 om de keuze te maken tussen beide opties. Omdat de ethische kosten van de groep die altijd ethisch is in feite 'oneindig' hoog zijn, zijn de momenten van de verdeling van de ethische kosten in feite niet gedefinieerd. Daarom beperken we ons tot de beschrijving van het continue deel van de verdeling, dat betrekking heeft op artsen die bereid zijn te kiezen tussen de ethische en financiële optie:

$$\tilde{G}(e) = G_0^j G(e) \tag{3.6}$$

Hierin staat het symbool G wederom voor de lognormale verdelingsfunctie. De bovenindex j geeft aan dat de vaste fractie G_o^j voor alle artsenmodellen verschilt. We moeten nu de twee parameters van deze verdelingsfunctie afleiden uit de schattingsresultaten. Het eerste gegeven is de geschatte waarde voor $G(e^*)$. Verder hebben we opgelegd dat de variatiecoëfficiënt van de verdeling voor alle artsenmodellen dezelfde waarde heeft. De waarde hiervan is bepaald door met het hele model de introductie van locale initiatieven te simuleren. De verandering in het arbeidsaanbod van specialisten is onder andere afhankelijk van de verschuiving in de fractie specialisten die kiest voor de financiële optie. De waarde is zo gekozen dat de gesimuleerde productieverandering redelijk overeenstemt met de waarneming. Tabel 3.2 geeft een overzicht van de resultaten[13].

Tabel 3.2 **Parameters van de verdeling van het continue deel van de ethische kosten (1991/1995)**

	Huisarts	Specialist	Tandarts	Fysiotherapeut
Minimale fractie ethische artsen	0,70	0,70	0,50	0,75
Verwachte waarde van ln E (μ_e)	7,06	7,40	5,57	6,78
Verwachte waarde van ln E(σ_e)	1,68	1,68	1,68	1,68

Budgetten voor medisch specialisten

Bij de overgang van het verrichtingensysteem naar financiering op basis van een lumpsum per lokaal initiatief in 1995 is het startbudget per specialist veelal gerelateerd aan de productie in het jaar 1994. Het Zorgmodel onderscheidt maar één representatieve specialist; betekent dit nu dat diens budget gelijk is aan de gemiddelde lumpsum? Bij het bepalen van het aanbod van herhaalverrichtingen kan de specialist kiezen tussen twee opties: deze kan zich houden aan de productieafspraken of deze kan eigen doelstellingen nastreven. Uit de empirische invulling volgt dat de specialist onder de financiële optie kiest voor meer vrije tijd en dus een lager

[13] Er zijn nog een aantal alternatieve methoden om de parameters van de verdeling van ethische kosten te bepalen. Zie hiervoor Folmer (2000).

inkomen. Dus ook het gemiddelde budget zal voor financiële specialisten lager zijn dan voor hun ethische collega's. Tabel 3.3 illustreert de verschillen voor het jaar 1996.

Tabel 3.3 Budgetten per type specialist in 1996

	Budget per specialist (euro)
Ethische optie	130219
Financiële optie	54713
Gemiddeld	124121

De lumpsum per specialist verandert in de tijd. Deze mutaties zijn aan regels gebonden. Hierbij wordt onderscheid gemaakt tussen de externe en de interne mutatiesystematiek. Onder het laatste valt de verdeling van het beschikbare bedrag per lokaal initiatief over de deelnemende specialisten. Omdat het model werkt met een representatief ziekenhuis en een representatieve specialist, speelt de interne systematiek hier geen rol. De externe mutaties betreffen veranderingen in de lumpsum per lokaal initiatief. Deze kunnen in de eerste plaats voortkomen uit veranderingen in het aantal erkende specialistenplaatsen. In het model gebeurt dit automatisch door de totale lumpsum per specialist als sleutelvariabele te hanteren in plaats van het bedrag per lokaal initiatief. Met ingang van 1 januari 2001 beweegt de totale lumpsum per lokaal initiatief mee met het productiegebonden deel van het FB budget. Uitbreiding van het aantal erkende plaatsen leidt vanaf dat tijdstip niet meer automatisch tot een hogere lumpsum, maar is gekoppeld aan de bijbehorende extra productieafspraken. Hetzelfde geldt voor extra afspraken voor het reduceren van de wachtlijsten en veranderingen in de productie als gevolg van zorgvernieuwing: ook deze verhogen de lumpsum (CTG(2002), pagina 206/207). De invoering van deze systematiek heeft ook als doel de overgang naar een financiering op basis van DBC's soepeler te doen verlopen.

In de periode tot 2001 stelde de minister van VWS ieder jaar een toegelaten volumegroei vast, meestal door een maximumbedrag te reserveren (zie bijvoorbeeld CTG(2000), pagina 166/167).

Naast deze volumecorrectie is ook sprake van een jaarlijkse prijsaanpassing. Met ingang van april 1998 is een beleidsregel van kracht die de mutatie in de totale lumpsum koppelt aan de inkomens- en kostenbestanddelen. Het inkomensdeel (75%) beweegt mee met een CBS-indexcijfer voor regelingslonen (CTG(1999), pag 167).

Koppelingen tussen het aanbod van vrije beroepsbeoefenaren

De verschillende soorten artsen en paramedici verlenen hun zorg niet los van elkaar. De huisarts fungeert als poortwachter van het systeem; hij verwijst patiënten door naar paramedici en medisch specialisten. De specialist kan iemand terugverwijzen naar de huisarts of de fysiotherapeut. Ook tandartsen kunnen verwijzen naar specialisten (bijvoorbeeld de kaakchirurg). Omdat tandartsspecialisten niet in het model zijn onderscheiden is de koppeling met het tandartsenmodel niet aanwezig. Dit leidt tot de volgende vergelijking voor het aantal eerste contacten per specialist f_i^s :

$$f_i^s = \left(\frac{n_i}{n^s}\right) \left(z_i^{s1} + \lambda_s^i \left[z_i^{h2} - h_i^h \right] \right) \tag{3.7}$$

De index *i* verwijst naar de twee typen verzekerden (ziekenfonds, particulier). Het symbool *n* verwijst naar aantallen verzekerden (van type *i*) en n^s naar het aantal specialisten. De vraagvariabele z_i^{s1} verwijst naar de vraag van het aantal eerste contacten per verzekerde naar een specialist en z_i^{h2} naar de vraag van het aantal herhaalcontacten voor de huisarts per verzekerde. De aanbodvariabele h_i^h weerspiegelt het aanbod van herhaalcontacten door een huisarts per verzekerde. De vergelijking is opgebouwd uit twee componenten. De eerste is gelijk aan de (hypothetische) vraag van een volledig geïnformeerde patiënt naar eerste contacten per specialist. We noemen dit directe verwijzingen. De tweede component is een fractie λ_i^s van het vraag- of aanbodoverschot van de verwijzende arts, in dit geval de huisarts. Dit zijn de indirecte verwijzingen.

De koppelingen tussen artsen en fysiotherapeuten zien ingewikkelder uit omdat zowel de huisarts als een specialist kan doorverwijzen:

$$f_i^f = \left(\frac{n_i}{n^f}\right) \left(z_i^{f1} + \lambda_i^{fh} \left[z_i^{h2} - h_i^h \right] + \lambda_i^{fs} \left[z_i^{s2} - h_i^s \right]\right) \tag{3.8}$$

De vergelijking geeft aan dat de eerste contacten met de fysiotherapeut de som zijn van de directe vraag naar eerste contacten en de indirecte verwijzingen die voortvloeien uit vraagoverschotten naar de diensten van huisarts en specialistische hulp.

De parameters uit de vergelijkingen (3.7) en (3.8) zijn niet rechtstreeks geschat omdat het vraagoverschot een niet waargenomen variabele is. Op basis van het onderzoek van Hutten (1998) zijn bruikbare waarden berekend. In dit onderzoek staat het verband tussen de werkdruk bij huisartsen en de zorgverlening centraal. De voornaamste conclusies zijn dat een toename van de werkdruk bij huisartsen niet leidt tot meer verwijzingen naar de specialist, maar wel een positief effect heeft op verwijzingen naar fysiotherapeuten en het aantal uitgeschreven recepten.

Voor het model betekent dit dat we de parameters van de indirecte verwijzingen van huisarts naar specialist (λ_i^s) op nul zetten. Omdat gegevens over indirecte verwijzingen van specialist naar fysiotherapeut ontbreken, nemen we ook aan dat λ_i^{fs} gelijk is aan nul. Op basis van Hutten (1998) worden de waarden van λ_i^{fh} voor ziekenfonds en particulier verzekerden op 0,2 gesteld.

Bovenvermeld onderzoek concludeert ook dat een toename van de werkdruk bij huisartsen leidt tot meer medicijnvoorschriften. Op soortgelijke wijze als in bovenstaande gevallen is een coëfficiënt berekend die, uitgaande van het aanbodoverschot van herhaalcontacten van huisartsen, aangeeft tot hoeveel extra voorschriften dit leidt. Op basis van uitgebreide simulaties met het volledige model is ook hier de waarde op 0,2 gesteld.

De variabelen uit de analyse van Hutten (1998) zijn niet op dezelfde wijze gemeten als de gegevens in het Zorgmodel. De werkdruk is bijvoorbeeld gemeten als het totale aantal gerealiseerde contacten in een week van een full-time werkende huisarts terwijl in het model sprake is van het aanbod van herhaalcontacten per huisarts per jaar. Hoe de vertaalslag in zijn werk gaat is aangegeven in Folmer (1999).

3.2 Ziekenhuizen

Plan van aanpak

Het ziekenhuismodel is één van de meest complexe onderdelen van het Zorgmodel. Het bestaat uit drie afzonderlijke blokken die corresponderen met algemene, academische en categorale ziekenhuizen. De eerste twee blokken lijken sterk op elkaar, het derde blok, dat het model voor categorale ziekenhuizen beschrijft is een stuk eenvoudiger.

Om de leesbaarheid van deze paragraaf te verhogen zijn een aantal technische uitwerkingen verplaatst naar appendix A. Hier bespreken we alleen de relaties tussen de verschillende indicatoren voor de productie, de kostenfunctie en de vraag naar ziekenhuisdiensten in detail. De afleiding van de optimale productie uit de doelstellingsfunctie van het management komt slechts in algemene termen aan de orde. Daarnaast schetsen we een procedure die het mogelijk maakt alle nog onbekende parameters uit de modellen voor specialisten en ziekenhuizen op een onderlinge consistente manier op elkaar af te stemmen.

De doelstellingsfunctie van het management

De empirische uitwerking van het ziekenhuismodel begint met de doelstellingsfunctie van de ziekenhuismanager. Zoals aangegeven in deel A, paragraaf 5.2 is naast de vermogenspositie van het ziekenhuis het productieniveau van klinische zorg (aantal dagbehandelingen en aantal opnamen) en poliklinische zorg (aantal polibezoeken) een argument in deze doelstellingsfunctie. Net zoals artsen hebben ziekenhuismanagers een voorkeur voor een nauwe aansluiting tussen vraag en aanbod van medische voorzieningen. Discrepanties tussen aanbod en vraag naar ziekenhuisproductie genereren ethische kosten - zowel in geval van een aanbodoverschot als in geval van een vraagoverschot. Bij een gegeven aantal klinische verrichtingen koppelen we het aantal dagbehandelingen aan het aantal opnamen. Daarom nemen we alleen het verschil tussen vraag en aanbod van het aantal opnamen en polibezoeken op in de doelstellingsfunctie.

De tijdshorizon van de ziekenhuismanager is in principe oneindig lang. Hij bepaalt dus het aantal opnamen in periode *t* door een afweging te maken tussen enerzijds het verschil tussen vraag en aanbod van opnamen en polibezoeken in periode *t* en anderzijds de vermogenspositie op lange termijn. Het aantal opnamen in periode *t*, o_t heeft invloed op de kosten in periode *t* via de variabele kostenfunctie C_t^v. De productie o_t beïnvloedt via de budgetafspraken het budget in periode *t*+1. Dit betekent dat in het model de oneindige tijdshorizon van de ziekenhuismanager in feite slechts twee perioden beslaat. Via het aantal opnamen in periode *t* stuurt hij de kosten in periode *t* en het afgesproken budget in periode *t+1*. Het optimale aantal opnamen correspondeert nu met het punt waarin de verwachte opbrengst van een extra eenheid productie precies gelijk is aan de kosten. De marginale opbrengsten volgen uit de budgetvergelijking. Omdat de opbrengsten lineair zijn in het aantal opnamen hangen de marginale opbrengsten hier niet meer van af. De marginale kosten bestaan uit twee componenten: de feitelijke marginale productiekosten en de ethische kosten door de afwijking van vraag en productie. Door de vorm van de variabele kostenfunctie C_t^v (zie onder) zijn de marginale kosten afhankelijk van het niveau van de productie. Een analytische vorm voor het optimale aantal opnamen is niet af te leiden; het optimum kan alleen numeriek worden bepaald.

Een aantal relaties dient nu empirisch te worden ingevuld: allereerst de beschrijving van de technologie die opnamen, dagbehandelingen en polibezoeken relateert aan aantallen verrichtingen. Ook de verbanden tussen productiemaatstaven onderling: tussen opnamen en verpleegdagen, tussen opnamen en dagbehandelingen en tenslotte de variabele kostenfunctie van de ziekenhuisproductie.

Relaties tussen productie indicatoren

Het technologieblok bestaat uit 5 relaties voor technologieparameters: het aantal klinische verrichtingen per opname (θ_t^o), de klinische verrichtingen per dagbehandeling (θ_t^d), het aantal poliklinische verrichtingen per polibezoek (θ_t^x), het aantal dagbehandelingen per opname (d_t / o_t) en het aantal verpleegdagen per opname (ε_t). De technologische relaties voor algemene, academische en categorale ziekenhuizen hebben in principe dezelfde vorm, maar de bijbehorende parameterwaarden zijn verschillend.

Bij de empirische invulling van deze relaties blijken de databronnen schaars en versnipperd. De waarnemingsreeksen voor de indicatoren opnamen, dagbehandelingen, verpleegdagen en polibezoeken omspannen een periode van 15 tot 30 jaar en zijn dus goed bruikbaar. Iets anders is het gesteld met gegevens over verrichtingen. Voor de algemene ziekenhuizen zijn gegevens van NZi/Prismant beschikbaar over de periode 1979 - 1996. Deze betreffen (gewogen) aantallen klinische en poliklinische verrichtingen. Voor academische en categorale ziekenhuizen beperken de reeksen zich tot de jaren 1989 - 1996 en 1990 - 1996. Hier komt nog bij dat klinische verrichtingen niet zijn uitgesplitst naar opnamen en dagbehandelingen. Het CBS publiceert hierover wel gegevens (Vademecum Gezondheidsstatistiek), zij het voor jaren vanaf 1995 en niet uitgesplitst naar type ziekenhuis. Met deze gegevens is het model gekalibreerd. Aangezien de ontwikkelingen in de medische technologie niet stil blijven staan is de minimale eis voor het kalibreren dat we voor bovengenoemde technologieparameters en het aantal dagbehandelingen per opname een beginwaarde en een trend bepalen.

Voor de gemiddelde ligduur kan een vergelijking worden geschat op basis van waarnemingen over opnamen en verpleegdagen vanaf 1979 (zie onder). Ook voor de relatie tussen dagbehandelingen en opnamen zijn voldoende gegevens beschikbaar om de relevante parameters econometrisch te schatten (zie onder). De empirische invulling van vergelijkingen voor θ_t^o, θ_t^d en θ_t^x moeten we een aantal kunstgrepen toepassen. Eerst berekenen we een indicator voor de totale klinische productie k_t op basis van aantallen opnamen en dagbehandelingen. Bij deze berekening gebruiken we de schattingen van de technologieparameters. Vervolgens schatten we relaties voor de aantallen klinische verrichtingen per eenheid k_t (noem dit θ_t^k) en poliklinische verrichtingen per polibezoek op basis van gegevens over verrichtingen tot 1996. In de derde stap gebruiken we deze geschatte relatie voor θ_t^k en de berekende waarde van k_t om het aantal klinische verrichtingen voor de periode 1997 - 2001 te voorspellen. Nu is het mogelijk deze berekende klinische verrichtingen toe te wijzen aan opnamen en dagbehandelingen met behulp van aandelen die we kunnen bepalen uit de CBS gegevens. Op die manier construeren we als het ware reeksen voor klinische verrichtingen gerelateerd aan opnamen en dagbehandelingen. Omdat het aandeel van de dagbehandelingen in de klinische verrichtingen in de tijd verschuift is de uitsplitsing van gegevens van voor 1995 een dubieuze zaak. De berekende gegevens over 1995 - 2001 gebruiken we om een niveau in 1995 en een trend te bepalen voor θ_t^o en θ_t^d (zie tabel 3.9).

Gemiddelde verpleegduur per opname

De ontwikkeling in de gemiddelde verpleegduur ε_t is in het Zorgmodel trendmatig. In het eindrapport van de tweede modelfase was de ontwikkeling deels trendmatig en deels het gevolg van de volumegroei van het aantal geneesmiddelen. Deze relatie kon echter empirisch nauwelijks worden onderbouwd. De huidige specificatie verpleegduur ε_t ziet er als volgt uit:

$$\ln \varepsilon_t = a + b \ln \varepsilon_{t-1} + ct + u_t \tag{3.9}$$

met t als trend variabele a,b en c als coëfficiënten en u_t als storingsterm.
Tabel 3.4 geeft een overzicht van de geschatte parameterwaarden.

Tabel 3.4	**Schattingsresultaten gemiddelde verpleegduur per opname (1979 – 1997) (*t*-waarden tussen haakjes)**			
	Algemene ziekenhuizen		Academische ziekenhuizen	
	Vrije schatting	Met restrictie	Vrije schatting	Met restrictie
Constante	1,975 (2,9)	2,616 (539,5)	2,330 (12,8)	2,616 (781,2)
Ligduur t-1	0,243 (0,1)	-	0,021 (1,6)	-
Trend	– 0,018 (3,0)	– 0,023 (52,3)	– 0,014 (4,8)	– 0,019 (60,1)
Gecorrigeerde R^2	0,994	0,994	0,996	0,95
Log aannemelijkheid	59,2	58,7	66,7	65,3

De parameterwaarden hebben het verwachte teken: de ligduur hangt positief af van het eigen verleden en de trend is negatief. De coëfficiënt voor de vertraagde ligduur is echter insignificant: de waarde 0 ligt in het 95% betrouwbaarheidsinterval. Daarom is ook de schatting bijgevoegd met alleen een constante en een trend als verklarende variabele. Uit een likelihood test volgt dat we het opleggen van een restrictie niet kunnen verwerpen. We kiezen daarom voor een ontwikkeling in de verpleegduur per opname voor beide ziekenhuizen die zuiver trendmatig is. Omdat de constante termen nagenoeg identiek zijn, zit het verschil voornamelijk in de trend. Wanneer de gemiddelde verpleegduur ε_t bekend is volgt het aantal verpleegdagen v_t uit $v_t = o_t \varepsilon_t$, waarin o_t het aantal opnamen is.

Dagbehandelingen per opname

We specificeren eerst de maat voor klinische productie k_t en wel als volgt:

$$k_t = (o_t^{\mu} + (\alpha_t d_t)^{\mu})^{1/\mu} \quad , \quad \mu > 1 \tag{3.10}$$

De schaalparameter α_t hoeft niet constant te zijn in de tijd. De elasticiteit van de substitutie tussen opnamen (o_t) en dagbehandelingen (d_t) is gelijk aan $\sigma = 1/(\mu - 1)$. Bij een gegeven niveau van de klinische productie k_t bepaalt de manager nu de verdeling over dagbehandelingen en opnamen dagbehandeling zo dat de verwachte opbrengst in *t*+1 maximaal is:[14]

$$\max_{o_t, d_t} \; (\beta_{t+1}^{o}\alpha^{0} + \beta_{t+1}^{v}\alpha^{v}\varepsilon_t)o_t + \beta_{t+1}^{d}\alpha^{d} d_t - \lambda k_t(o_t, d_t) \tag{3.11}$$

waarin:

$\beta^{o,v,d}$ marginale bruto opbrengst per opname (*o*), per verpleegdag (*v*), per dagbehandeling (*d*) (onder budgettering: budgetparameter).

$\alpha^{o,v,d}$ verhouding tussen productie afspraken voor opnamen (*o*), verpleegdagen (*v*), en dagbehandelingen (*d*) voor productie in dit jaar en volgend jaar.

[14] De opbrengsten voor een opname zijn uitgesplits in opbrengsten voor een opname en opbrengsten voor het (gemiddeld) aantal verpleegdagen per opname.

Uitwerken van de eerste orde condities levert op:

$$\frac{d_t}{o_t} = \alpha_t^{\mu/(\mu-1)} \left(\frac{\beta_{t+1}^d \alpha^d}{\beta_{t+1}^o \alpha^o + \beta_{t+1}^v \alpha^v \varepsilon_t} \right)^{1/(\mu-1)} \tag{3.12}$$

Om de onbekende parameters te bepalen in bovenstaande vergelijking is deze geschat in de volgende specificatie:

$$\ln\left(\frac{d_t}{o_t}\right) = c_1 + c_2 \ln\frac{d_{t-1}}{o_{t-1}} + c_3 \ln\left(\frac{\beta_{t+1}^d \alpha^d}{\beta_{t+1}^o \alpha^o + \beta_{t+1}^v \alpha^v \varepsilon_t} \right) + u_t \tag{3.13}$$

Onderstaande tabel 3.5 geeft de geschatte waarden voor de parameters uit vergelijking (3.13).

Tabel 3.5 Geschatte coëfficiënten uit (3.13) en parameterwaarden voor (3.12), 1985 - 1999

Coëfficiënt / parameter	Waarde Algemene ziekenhuizen	Waarde Academische ziekenhuizen
Constante	0,022	– 0,194
Vertraagd endogene	0,840	0,682
Opbrengstverhouding	0,066	0,103
R^2 (gecorrigeerd)	0,996	0,865
Log aannemelijkheid	35,1	3,8
Parameters vergelijking (3.12)		
α_t	1,100	0,878
μ	3,414	4,071

Omdat in de beschouwde periode (1985 - 1999) nauwelijks sprake was van functiegerichte budgettering in academische ziekenhuizen, hebben de geschatte coëfficiënten voor dit type instelling weinig betekenis. Daarom zijn voor de academische ziekenhuizen de waarden voor de parameters en μ gebaseerd op de geschatte coëfficiënten voor algemene ziekenhuizen.

De lange termijnwaarde van de substitutie elasticiteit tussen opnamen en dagbehandelingen ($c_3/(1-c_2)$) is gelijk aan -0,414. Dit betekent dat bij dezelfde klinische productie een toename van het aantal dagbehandelingen met 1% overeenkomt met 0,4% minder opnamen.

Het model voor categorale ziekenhuizen bevat geen vergelijking voor het aantal dagbehandelingen. Eén reden hiervoor is dat bij dit type voorzieningen binnen de dagbehandelingen moeten onderscheiden tussen dagopnamen ten behoeve van revalidatie en overige. (dit snapt ik niet) Vergelijking (3.13) is daarvoor ongeschikt. Vooralsnog zijn dagbehandelingen in categorale ziekenhuizen niet gemodelleerd; de totale klinische verrichtingen worden dus toegeschreven aan opnamen alleen.

Overige technologieparameters

De laatste stap is het bepalen van de waarden voor de technologieparameters θ_t^o, θ_t^d en θ_t^x Laten we in de eerste plaats bezien hoe we de CBS gegevens kunnen gebruiken. Deze data zijn er zoals gezegd vanaf 1995, met uitzondering van 1997. Voor 48 typen verrichtingen is bekend hoeveel klinische verrichtingen er in de dagbehandeling worden uitgevoerd en hoeveel tijdens opnamen. Het is duidelijk dat voor ieder type verrichting de lichtere variant in de dagbehandeling terecht komt. Daarom zou het een vertekend beeld geven wanneer we data voor het aandeel dat correspondeert met dagbehandelingen zouden berekenen zonder te corrigeren voor de verschillen in zorgzwaarte binnen één type verrichting. Per type verrichting beschikken we echter ook over de gemiddelde verpleegduur voor de hoofddiagnose wanneer sprake is van een opname. Als we een dagbehandeling zien als een opname met één verpleegdag, kunnen we het relatieve beslag op de verpleegcapaciteit als gewicht gebruiken. Op deze manier construeren we vier waarnemingen voor het relatieve aandeel van de verrichtingen dat tijdens dagbehandelingen plaatsvindt (we noem dit aandeel ρ_t).

Vervolgens maken we gebruik van de index k_t voor klinische productie uit vergelijking (3.11). Bij deze variabele hoort een technologieparameter θ_t^k die is bepaald door:

$$\theta_t^k k_t = \theta_t^o o_t + \theta_t^d d_t \tag{3.14}$$

Het is nu mogelijk uit vergelijking (3.11) waarnemingen te construeren voor k_t door bij gegeven aantallen opnamen en dagbehandelingen de parameterschattingen voor α en μ uit tabel 3.5 te gebruiken. Vervolgens gebruiken we vergelijking (3.14) om reeksen voor de grootheden θ_t^k en θ_t^x te schatten via de specificaties:

$$\begin{aligned} \ln\, \theta_t^k &= \xi_1 + \xi_2 \ln\, \theta_{t-1}^k + \xi_3 t + u_t^k \\ \ln\, \theta_t^x &= \xi_4 + \xi_5 \ln\, \theta_{t-1}^x + \xi_6 t + u_t^x \end{aligned} \tag{3.15}$$

Hierin zijn u_t^k en u_t^x onafhankelijk verdeelde storingstermen met verwachte waarde 0 en constante variantie.

Het idee is nu om de geschatte waarden van de coëfficiënten uit vergelijking (3.15) te gebruiken om het aantal verrichtingen per eenheid klinische en poliklinische productie te genereren voor de jaren na 1996. Omdat we de variabele k_t kunnen construeren tot 2001 op basis van aantallen opnamen en dagbehandelingen kunnen we ook het aantal klinische verrichtingen voor 1997 - 2001 schatten. De berekende k_t vermenigvuldigen we met de voorspelde θ_t^k op basis van de eerste vergelijking uit (3.15). Met behulp van de gevonden waarden voor ρ_t splitsen we deze reeks uit in verrichtingen tijdens opnamen en tijdens dagbehandelingen. Door deze reeksen weer te delen door de betreffende waarnemingen voor o_t en d_t krijgen we waarden voor θ_t^o en θ_t^d voor de periode 1995 - 2001. Uit deze korte reeksen destilleren we dan weer de relevante trends in de klinische verrichtingen per opname en per dagbehandeling.

Eerst bezien we de schattingen van vergelijking (3.15). De tabellen 3.6, 3.7 en 3.8 vatten de resultaten samen.

Tabel 3.6 Schattingsresultaten van vergelijking (3.15), algemene ziekenhuizen, 1983 – 1996 (*t*-waarden tussen haakjes)

Vergelijking	Kliniek	Polikliniek
Constante	0,077 (1,7)	– 1,695 (2,4)
Coëfficiënt vertraagd endogene	0,610 (3,1)	0,461 (2,1)
Idem, trend	– 0,082 (2,6)	0,016 (2,5)
Gecorrigeerde R^2	0,95	0,99
Log aannemelijkheid	39,8	35,1

Tabel 3.7 Schattingsresultaten van vergelijking (3.15), academische ziekenhuizen, 1990 – 1996 (*t*-waarden tussen haakjes)

Vergelijking	Kliniek	Polikliniek
Constante	0,46 (2,3)	– 2,80 (2,1)
Coëfficiënt vertraagd endogene	0,13 (0,3)	0,213 (0,5)
Idem, trend	– 0,015 (1,4)	0,040 (2,1)
Gecorrigeerde R^2	0,02	0,78
Log aannemelijkheid	12,0	12,5

Tabel 3.8 Schattingsresultaten van vergelijking (3.15), categorale ziekenhuizen, 1990 – 1996 (*t*-waarden tussen haakjes)

Vergelijking	Kliniek	Polikliniek
Constante	– 0,57 (2,7)	– 4,01 (25,9)
Coëfficiënt trend	0,021 (1,4)	0,066 (6,0)
Gecorrigeerde R^2	0,14	0,86
Log aannemelijkheid	9,0	11,2

Voor de academische ziekenhuizen is de tijdreeks erg kort omdat de verrichtingen voor het eerst zijn geregistreerd voor het jaar 1989. Bovendien zijn de aantallen operaties omgezet in verrichtingen door de gewichten voor algemene ziekenhuizen te gebruiken. Het is de vraag of dit aannemelijk is, zeker voor klinische verrichtingen. Dit betekent waarschijnlijk dat topklinische verrichtingen onvoldoende zijn meegenomen.

Het valt op dat de trend in θ_t^k , het aantal klinische verrichtingen per eenheid productie negatief is bij de algemene en academische ziekenhuizen. Is hier sprake van technologische achteruitgang? Zoals we zullen zien is dit niet het geval omdat een groot deel van de technologie verstopt zit in de variabele k_t zelf.

Bovenstaande geschatte coëfficiënten uit tabel 3.6, 3.7 en 3.8 zijn als uitgangspunt genomen om het aantal klinische verrichtingen voor de jaren tot en met 2001 voorspellen. Vervolgens kunnen we deze door middel van de fractie ρ_t toewijzen aan verrichtingen tijdens dagbehandelingen en die behorende bij opnamen. Dit betekent dat we voor de jaren 1995 - 2001 de waarden van de grootheden θ_t^o en θ_t^d kunnen kalibreren met behulp van de waarnemingen over opnamen en dagbehandelingen. Tabel 3.9 geeft een overzicht van de ingezette waarden in het model. Ter vergelijking is ook de gemiddelde toename voor de technologieparameter in de polikliniek opgenomen in de verschillende ziekenhuizen.

Tabel 3.9 Berekende waarden voor aantallen verrichtingen per opname θ_t^o, dagbehandeling θ_t^d en poliklinische behandeling θ_t^x

Jaar	Algemene ziekenhuizen			Academische ziekenhuizen			Categorale ziekenhuizen		
	θ_t^o	θ_t^d	θ_t^x	θ_t^o	θ_t^d	θ_t^x	θ_t^o	θ_t^d	θ_t^x
Groei 1992/1998	1,9%	1,5%	2,4%	1,9%	1,5%	3,9%	1,9%	1,5%	6,6%

Aangezien de onzekerheidsmarges omtrent de waarden voor de technologieparameters groot zijn, is er voor gekozen om bij de klinische verrichtingen de groei in de technologieparameters voor opnamen en dagbehandelingen bij alle drie de ziekenhuizen gelijk te nemen. De waarden voor de parameters zien er redelijk uit. De groei in de klinische productie per opname (1,9%) wordt iets groter ingeschat dan de klinische productie per dagbehandeling (1,5%). De trend in de polikliniek is niet gekalibreerd maar volgt rechtstreeks uit de schattingen. Zoals ook uit de schattingsresultaten lijkt ligt de trend in de polikliniek bij alle drie de categorieën ziekenhuizen hoger dan in de kliniek.

De kostenfunctie

De variabele kostenfunctie is geschat op basis van verschillende jaargangen van een bestand met data van individuele ziekenhuizen. De gevolgde procedure en schattingsresultaten staan beschreven in Blank en Eggink (1996) en Blank *et al* (2000). Er zijn verschillende specificaties van de kostenfunctie mogelijk. Deze specificaties verschillen in het aantal productie-indicatoren (2, 3 of 4) dat wordt meegenomen, het soort indicatoren (verpleegdagen, opnamen, specialistische verrichtingen of polikliniekbezoeken) en het al dan niet onderscheiden van trendmatige technologische ontwikkelingen. Van Gils (1998) concludeert in een vergelijkende analyse dat de variant met verpleegdagen en specialistische verrichtingen als productie-maatstaven zonder trend term de meest stabiele relatie produceert tussen variabele productiekosten enerzijds en productie-indicatoren, beddencapaciteit en prijzen van personeel en materiaal anderzijds. Bovendien blijkt de schatting van deze specificatie over een breed gebied alle vereiste eigenschappen van een kostenfunctie te hebben: de marginale kosten zijn overal positief.

Deze variant ziet er als volgt uit[15]:

$$\begin{aligned}
&\ln C^v = c^0 + \alpha_s \ln s^{sp} + \alpha_v \ln v + 1/2\,\alpha_{ss}\left(\ln s^{sp}\right)^2 + \alpha_{sv} \ln s^{sp} \ln v + \\
&1/2\,\alpha_{vv}(\ln v)^2 + \pi_l \ln p^l + \pi_m \ln p^m + 1/2\,\pi_{ll}\left(\ln p^l\right)^2 + \pi_{lm} \ln p^l \ln p^m + \\
&1/2\,\pi_{mm}\left(\ln p^m\right)^2 + \kappa_k \ln k + 1/2\,\kappa_{kk}(\ln k)^2 + \beta_{sl} \ln s^{sp} \ln p^l + \beta_{sm} \ln s^{sp} \ln p^m + \\
&\beta_{dl} \ln d \ln p^l + \beta_{dm} \ln d \ln p^m + \gamma_{kl} \ln k \ln p^l + \gamma_{klm} \ln k \ln p^m + \delta_{ks} \ln k \ln s^{sp} + \\
&\delta_{kv} \ln k \ln v
\end{aligned} \tag{3.16}$$

De verklarende variabelen en de geschatte parameterwaarden voor deze zogenaamde Translog kosten functie zijn vermeld in tabel 3.10. Belangrijke kenmerken van de geschatte translog kostenfunctie zijn de elasticiteit van schaaleffecten, de elasticiteit van synergie-effecten en de substitutie-elasticiteit tussen arbeid en materiaal. Deze drie maatstaven zijn (deels) lokaal gedefinieerd en zijn dus afhankelijk van het jaar van evaluatie.

In het jaar waarop het Zorgmodel is gekalibreerd, heeft de elasticiteit van schaaleffecten de waarde 1,47 (korte termijn) en 0,80 (lange termijn). Deze cijfers duiden erop dat een uitbreiding van personeel en materieel bij een gegeven hoeveelheid kapitaal met aanzienlijke schaalvoordelen gepaard gaat. Wanneer niet alleen personeel en materieel maar ook kapitaal zich uitbreiden - een situatie die meer relevant is voor de lange termijn - treden beperkte schaalnadelen op.

De elasticiteit van synergie-effecten is 0,01. Dit cijfer geeft aan dat er in feite van synergie-effecten nauwelijks sprake is. De samenvoeging van klinische en poliklinische productie binnen de muren van één en dezelfde instelling levert dus blijkbaar nauwelijks kostenvoordelen op. De substitutie-elasticiteit heeft de waarde 0,35. Een cijfer in deze orde van grootte wordt vaker gevonden in onderzoek naar kosten- of productiefuncties en duidt op beperkte substitutiemogelijkheden tussen personeel en materieel. (verwijzing?)

[15] In de translogfunctie is de subscript *t* weggelaten en zijn alle variabelen gedeeld door hun gemiddelde waarde. Ter wille van de leesbaarheid zijn deze correcties in vergelijking (3.16) weggelaten.

Tabel 3.10 Schattingsresultaten van de translog kostenfunctie voor algemene ziekenhuizen*

Coëfficiënt	Symbool	Schatting	T-waarde
Constante	c^0	– 0,03	– 4,3
Verrichtingen	α_s	0,39	17,2
Verpleegdagen	α_v	0,27	5,2
Verrichtingen × verrichtingen	α_{ss}	0,17	1,7
Verrichtingen × verpleegdagen	α_{sv}	0,10	0,6
Verpleegdagen × verpleegdagen	α_{vv}	0,71	1,6
Prijs personeel	π_l	0,69	664,4
Prijs materiaal	π_m	0,31	299,4
Prijs personeel × prijs personeel	π_{ll}	0,14	12,3
Prijs personeel × prijs materiaal	π_{lm}	– 0,14	– 12,3
Prijs materiaal × prijs materiaal	π_{mm}	0,14	12,3
Kapitaal	κ_k	0,48	9,0
Kapitaal × kapitaal	κ_{kk}	0,24	0,5
Verrichtingen × prijs personeel	β_{sl}	– 0,06	– 12,1
Verrichtingen × prijs materiaal	β_{sm}	0,06	12,1
Verpleegdagen × prijs personeel	βdl	0,03	3,3
Verpleegdagen × prijs materiaal	β_{dm}	– 0,03	– 3,3
Kapitaal × prijs arbeid	γ_{kl}	0,02	2,0
Kapitaal × prijs materiaal	γ_{km}	– 0,02	– 2,0
Kapitaal × verrichtingen	δ_{ks}	– 0,20	– 1,3
Kapitaal × verpleegdagen	δ_{kv}	– 0,45	– 1,1
R^2		0,95	
Log aannemelijkheid		3006	

Bron: Blank en Eggink (1996).

Tijdens het schatten is opgelegd dat de kostenfunctie homogeen van de graad één is in de prijzen. Dit impliceert wederzijdse afhankelijkheid van de te schatten parameters; zo tellen bijvoorbeeld π_{lm} en π_{mm} op tot nul.

We gebruiken de parameterwaarden uit tabel 3.10 ook om de kostenfunctie voor academische ziekenhuizen empirisch handen en voeten te geven. Om dit mogelijk te maken, behoeven 3 parameters aanpassing. De eerste is de schaalconstante c^0. Voorts de 2 parameters die de aandelen van arbeid en materiaal in de variabele kosten bepalen; dit zijn π_l en π_m . De resultaten staan in tabel 3.11.

Tabel 3.11 Parameterwaarden van de kostenfunctie voor academische ziekenhuizen

Coëfficiënt	Symbool	Waarde
Constante	c^0	0,12
Prijs personeel	π_l	0,69
Prijs materiaal	π_m	0,31

De waarden van π_l en π_m blijken dezelfde als voor algemene ziekenhuizen. In principe is het mogelijk dezelfde kostenfunctie te gebruiken voor categorale ziekenhuizen met aangepaste waarden voor de parameters in tabel 3.11. Omdat een groot aantal categorale ziekenhuizen revalidatie instellingen zijn, waardoor bijvoorbeeld de verpleegduur per opname veel groter is dan bij de andere ziekenhuizen bestaan er sterke twijfels (bij wie en waarom) of dit een goede benadering is. Daarom beschouwen we de categorale ziekenhuizen afzonderlijk.

Categorale ziekenhuizen

De empirische invulling van dit deelmodel is relatief eenvoudig. Het verband tussen verrichtingen enerzijds en opnamen en polibezoeken anderzijds kwam al aan de orde. Omdat de ontwikkeling in de gemiddelde verpleegduur per opname veel grilliger verloopt dan bij de andere twee typen ziekenhuizen, is deze exogeen gehouden. Het aantal verpleegdagen is met een vaste parameter gekoppeld aan dat van de algemene ziekenhuizen; hiermee ligt het aantal opnamen vast. Bij een gegeven aantal verrichtingen volgen de poliklinische verrichtingen als restpost, en daarmee is ook het aantal polikliniekbezoeken bepaald. Ook het totale budget en de productiekosten zijn gekoppeld aan die van de algemene ziekenhuizen.

Koppeling tussen specialisten en ziekenhuizen

Tot nu toe hebben we stilzwijgend aangenomen dat de verdeling van de verrichtingen van medisch specialisten over de drie typen ziekenhuizen bekend is. Het model kan deze verdeling slechts zelf bepalen wanneer het specialisten in de drie typen ziekenhuizen apart zou onderscheiden. Omdat dit niet het geval is, werken we met verdeelsleutels. In de historische periode (tot 2001) zijn deze te berekenen. De gerealiseerde aantallen opnamen, dagbehandelingen en polibezoeken kunnen we voor elk van de drie typen ziekenhuizen via de technologieparameters herleiden tot aantallen verrichtingen. Uit de berekeningen volgen aandelen in eerste en herhaalverrichtingen per type ziekenhuis. Deze verschillen van jaar tot jaar. Vanaf 2002 worden ze constant verondersteld. Tabel 3.12 geeft de aandelen voor het jaar 2000.

Tabel 3.12 Aandelen van de drie typen ziekenhuizen in aantallen eerste en herhaalbehandelingen (2000)

	Eerste verrichtingen	Herhaalverrichtingen
Algemene ziekenhuizen	0,90	0,80
Academische ziekenhuizen	0,08	0,16
Categorale ziekenhuizen	0,02	0,04

De vraag naar ziekenhuisvoorzieningen

De vraag naar ziekenhuisvoorzieningen is gekoppeld aan die naar specialistische verrichtingen. Met behulp van de verdeelsleutels in tabel 3.12 volgt de vraag naar eerste bezoeken aan de

polikliniek voor elk type ziekenhuis uit de totale vraag naar eerste verrichtingen en met behulp van de technologie parameters het relevante aantal poliklinische verrichtingen per polibezoek (zie boven bij: overige technologie parameters).
De vraag naar herhaalverrichtingen per type ziekenhuis splitsen we in een klinisch en een poliklinisch deel. Het eerste stuk valt dan weer uiteen in een vraag naar opnamen en naar dagbehandelingen. In paragraaf 4.2 van deel A is aangegeven dat de verdeling van de vraag naar herhaalverrichtingen over de drie componenten niet volgt uit een theoretische afleiding maar dat we werken met vuistregels. Deze regels betreffen de verhoudingen in de groeivoeten van de verschillende componenten. Om deze te kwantificeren gebruiken we data over de vraag naar opnamen, dagbehandelingen, polibezoeken en wachtlijstgegevens. Daarna bepalen we startwaarden enkele onbekende parameters, bijvoorbeeld: de procentuele toename in de vraag naar verrichtingen tijdens dagbehandelingen is vier keer zo groot als de mutatie in de gemiddelde vraag naar klinische verrichtingen. Vervolgens simuleren we met het complete model totdat de berekende vraag in de periode tot 2001 gelijk is aan de gerealiseerde productie plus de relevante wachtlijst. De waarde voor de parameters zijn vermeld in tabel 3.13.

Tabel 3.13 Kalibratie van de vraag naar ziekenhuisproductie

Parameter	Algemene ziekenhuizen	Academische ziekenhuizen
Groei in de vraag naar klinische verrichtingen t.o.v. totale verrichtingen	0,52	0,65
Groei in de vraag naar verrichtingen tijdens dagbehandelingen t.o.v klinische verrichtingen	4,5	4,0

Ethische kosten van de ziekenhuismanager

Er zijn nu per ziekenhuismodel (algemeen, academisch) nog twee onbekende parameters over. Dit zijn de gewichten die de ziekenhuismanager toekent aan ethische kosten ten opzichte van de financiële doelstelling. Deze zijn verschillend voor algemene en academische ziekenhuizen. De veronderstelling is dat de ethische kosten evenredig zijn aan het kwadraat van de afwijking tussen vraag en feitelijke productie. De bijbehorende parameters geven we aan met de symbolen η^o (voor opnamen) en η^x (voor polibezoeken). (zie vergelijking (A1) in appendix A). Omdat de structuur van het ziekenhuismodel zodanig is gekozen dat de manager in feite alles aanstuurt via het aantal opnamen, spelen ethische kosten die zijn gerelateerd aan dagbehandelingen geen rol in zijn doelstellingsfunctie. Opnamen fungeren dus als indicator voor klinische productie.

De twee relevante parameters bepalen we simultaan door met het volledige model te simuleren over de periode 1996 - 2002. Omdat ethische kosten voor de ziekenhuismanager afhangen van het verschil tussen vraag en gerealiseerde productie is het zaak om eerst de vraag goed te bepalen (zie hierboven: vraag naar ziekenhuisvoorzieningen). Wanneer de parameter η^o toeneemt, stijgen de ethische kosten die de ziekenhuismanager toekent aan het verschil tussen de vraag naar en het aanbod van opnamen. Als reactie zal het aanbod dus dichter naar de vraag toe kruipen. Bij een gegeven aantal verrichtingen en de koppeling tussen opnamen en dagbehandelingen wijzigt de ziekenhuismanager dus ook automatisch het aantal polibezoeken. Met andere woorden: ook de ethische kosten kunnen we volledig aansturen door de betreffende parameter voor opnamen. Daarom kiezen we η^x en bepalen η^o zodanig dat het berekende aantal opnamen redelijk spoort met de realisatie. Tabel 3.14 vat samen.

Tabel 3.14 Kalibratie parameters ethische kosten ziekenhuismanager

Parameter	Algemene ziekenhuizen	Academische ziekenhuizen
Ethische kosten van opnamen	82 10^6	941,4 10^6
Ethische kosten van polibezoeken	1,0	1,0

Onderlinge afstemming van de parameters voor ziekenhuismodellen

Voor een goede berekening van de modelparameters is de volgorde waarin deze worden bepaald cruciaal. Daarom is het handig om alles nog eens stapsgewijs op te schrijven. Het hele proces laat zich beschrijven in negen stappen.

1. Schat de relatie tussen opnamen en dagbehandelingen uit vergelijking (3.13) .
2. Schat of bereken waarden en ontwikkelingen in de tijd voor de technologieparameters θ_t^o, θ_t^d en θ_t^x voor alle typen ziekenhuizen (zie tabel 3.6 t/m 3.8). Gebruik hierbij de uitkomsten van stap 1.
3. Bepaal met behulp van gerealiseerde aantallen opnamen, dagbehandelingen, eerste en herhaalbezoeken en de bijbehorende technologieparameters het totale aantal verrichtingen in 1996 en (bijvoorbeeld) 2001.
4. Stel de parameter ε^j uit het vraagmodel naar herhaalbehandelingen van de specialist (zie paragraaf 2.2) eventueel zo bij dat de modeluitkomst met betrekking tot het gebruik in 1996 overeenkomt met het berekende aantal verrichtingen uit stap 3. Deze stap is noodzakelijk omdat we bij de empirische invulling van het vraagmodel geen gegevens ter beschikking hebben over de feitelijke vraag naar herhaalverrichtingen.
5. Bepaal bij de gegeven ontwikkelingen in het volume van de lumpsum en de vraag, de mutatie in het aantal productieafspraken per specialist. De restrictie die we hierbij opleggen is dat de uitkomst van het specialistenmodel in 2001 ook klopt met het aantal herhaalverrichtingen voor dat jaar.
6. Bepaal de verdeelsleutels om het aantal herhaalverrichtingen toe te delen aan algemene, academische en categorale ziekenhuizen (tabel 3.12).
7. Bepaal het niveau van de vraag naar klinische en poliklinische verrichtingen in 1995 zo dat deze overeenkomt met de som van de gerealiseerde productie en de wachtlijst, alles omgerekend naar verrichtingen. Doe dit voor alle typen ziekenhuizen.

8. Kalibreer de waarden van de parameters uit de doelstellingsfunctie van algemene en academische ziekenhuizen zo dat aantallen opnamen, dagbehandelingen en polibezoeken sporen met de realisaties.
9. Vergelijk de uitkomsten voor categorale ziekenhuizen (die deels zijn gekoppeld aan die van algemene ziekenhuizen) met de realisaties. Wanneer de modeluitkomsten te veel afwijken van de realisaties ga dan terug naar stap 2 en stel zo nodig de waarde en de trend voor de technologieparameters voor categorale ziekenhuizen bij. Herhaal zo nodig stap 2 tot en met 6 net zolang tot de uitkomsten bevredigend zijn.

3.3 Geneesmiddelen

In paragraaf 5.3 van deel A staat de globale structuur van de belangrijkste vergelijkingen. We introduceren de volgende variabelen, Ψ^s, het marktaandeel van het specialité in het samengestelde middel, en de prijs T^s voor het specialité en de prijs T^j voor het concurrerende middel. In deze paragraaf geven we de vergelijkingen voor deze drie variabelen, die volgen uit een doelstellingsfunctie van de apotheker. Voor de doelstellingsfunctie en afleidingen verwijzen we naar Canton en Westerhout (1999) en Folmer(2000a).

De eerste vergelijking is die voor het aandeel van het specialité in een situatie met en zonder octrooi. De algemene uitdrukking ziet er zo uit (zie ook tabel 5.5 in deel A):

$$\psi^s = \frac{E(\varepsilon^g) - \varepsilon_m \theta^j z^g + \hat{\lambda}\left[(\alpha^s - \omega)T^s - (\alpha^j - \omega)T^j\right]}{\varepsilon_m(\theta^s - \theta^j)z^g} \equiv \frac{A + \hat{\lambda}\left[(\alpha^s - \omega)T^s - (\alpha^j - \omega)T^j\right]}{B} \tag{3.17}$$

hierin is

$$\hat{\lambda} = \frac{\lambda}{(1-\lambda)(\theta^s - \theta^j)} \tag{3.18}$$

De index *j* heeft hier betrekking op het concurrerende middel: het parallel geïmporteerd specialité (wanner er een octrooi is) of het generiek middel (wanneer het octrooi is verstreken). De parameter λ geeft het belang aan dat de apotheker hecht aan het maken van winst; ω is het stimulanspercentage[16]. De parameters α^s en α^j duiden de bonussen en kortingen per type geneesmiddel aan als fractie van de apotheek inkoopprijs. De totale vraag naar geneesmiddelen wordt weergegeven door z^g, de vraagparameter ε^m volgt uit het vraagmodel en ε^g geeft de

[16] De stimulansregeleing is afgeschaft met ingang van april 2003.

behoefte van de patiënt weer. De parameter θ^s (θ^j) staat voor de therapeutische effectiviteit van het specialité (alternatief middel).

Wanneer de geneesmiddelenprijzen vrij zijn, stelt de industrie/groothandel, uitgaande van een gegeven omvang van de markt (bepaald door de vraag) en op basis van winstoptimalisatie, de prijs van het specialité en het concurrerend middel als volgt vast:

$$T^s = \frac{1}{2}\left\{\frac{V^s}{1-\alpha^s} + \left(\frac{\omega-\alpha^j}{\omega-\alpha^s}\right)\frac{V^j}{1-\alpha^j} + \frac{B/N+A}{\lambda(\omega-\alpha^s)}\right\} \tag{3.19}$$

$$T^j = \frac{1}{2(N-1)}\left\{(2N+1)\frac{V^j}{1-\alpha^j} + \left(\frac{\omega-\alpha^s}{\omega-\alpha^j}\right)\frac{V^s}{1-\alpha^s} + \frac{B(2+1)/N+A}{\lambda(\omega-\alpha^j)}\right\} \tag{3.20}$$

De uitdrukkingen voor de grootheden A en B volgen uit vergelijking (3.17). Het symbool V^s , V^j staat voor de variabele productiekosten van specialités, alternatieve middelen ; *N* is de verhouding tussen het aantal producenten van het concurrerende middel en het specialité.

De parameters uit de vergelijkingen (3.17) t/m (3.20) zijn niet econometrisch geschat, maar op grond van gegevens over 1996 zijn waarden gekalibreerd. Tabel 3.15 geeft een overzicht van de gekalibreerde resultaten.

Het totale geneesmiddelenmodel bestaat uit een vraag- en een aanbodblok. De vraag van ziekenfonds- en particulier verzekerden naar geneesmiddelen uit periode 1 en 2 is op dezelfde wijze gemodelleerd. In totaal zijn er vier vraagmodellen: twee typen verzekerden oefenen vraag uit naar twee typen geneesmiddelen. De totale vraag naar geneesmiddelen van ziekenfonds- en particulier verzekerden wordt samen gewogen tot één vraag per verzekerde, zowel voor middelen uit periode 1 als periode 2. Dit sluit aan op de twee aanbodmodellen. Het volledige geneesmiddelenmodel wordt als één geheel gekalibreerd.

De inkomens per verzekerde (gecorrigeerd voor premies en eigen bijdragen) en de effectieve eigen risico's voor periode 1 en 2 hangen af van het gebruik van andere zorgvoorzieningen. Deze kunnen alleen worden berekend met het volledige model. Er is dus sprake van wederzijdse afhankelijkheid: kalibratie van het geneesmiddelenmodel is slechts mogelijk gegeven de uitkomsten van het volledige model terwijl de laatste afhangen van de manier waarop het geneesmiddelenmodel empirisch is ingevuld. Om dit probleem van simultaneïteit op te lossen is gebruik gemaakt van iteratieve procedure.

Tabel 3.15	**Beschikbare gegevens voor de kalibratie van het geneesmiddelenmodel (1996)**		
Omschrijving	Symbool	Met octrooi	Zonder octrooi
Marktaandeel specialité (%)	Ψ^s	51	50
Marktaandeel parallel import (%)	Ψ^j	49	
Marktaandeel generica (%)	Ψ^j		50
Gemiddelde af-apotheekprijs in euro's	T	24,40	24,40
Prijs specialité / prijs parallel import	T^s / T^j	1,057	
Prijs specialité / prijs generiek middel	T^s / T^j		1.071
Prijs specialité periode 1 / periode 2		1,02	1.02
Percentage gepatenteerde merkgeneesmiddelen		31	31
Hoogte stimulans (%)	ω	33	33
Bonus en korting specialité (%)	α^s	6,2	6.2
Bonus en korting generica (%)	α^g		14.6
Bonus en korting parallel import (%)	α^p	9,3	
Marge producent specialité (%)		50	50
Vergoeding per receptregel		4,62	4.62
Verzekeringseffect, particulier verzekerden	IE	– 0,021	– 0.021
Variatiecoëfficiënt kostenverdeling, ZF		1,71	1.71
Variatiecoëfficiënt kostenverdeling, particulier verzekerden		2,03	2.03
Effectief eigen risico per particulier verzekerde		32,84	33,64
Inkomen per ZF verzekerde, excl. premies en eigen betalingen		5993,62	5993,62
Inkomen per particulier verzekerde, excl. premies en eigen betalingen		9683,79	9683,79

Het kalibreren van de vraagmodellen gebeurt simultaan met de andere curatieve voorzieningen. Het verschil tussen de waarden van de vraag naar en het aanbod van geneesmiddelen is het zogenaamde Hutten-effect (zie Hutten(1998)): de voorschrijver (i.c. de huisarts die kiest voor de financiële optie) kan variaties in werkdruk proberen te compenseren door het aantal voorschriften te variëren. Deze verandering in het aantal voorschriften hangt af van het vraagoverschot naar huisartscontacten en is dus is onafhankelijk van vraag en aanbod van geneesmiddelen. De totale vraag naar geneesmiddelen kan dus alleen met het volledige zorgmodel worden gekalibreerd.

Eén en ander leidt tot een procedure die in twintig stappen alle parameters uit het vraag- en aanbodblok berekent. Voor details zie Folmer (2000a). De uitkomsten staan in tabel 3.16. Het betreft waarden voor het jaar 1996.

Het complete geneesmiddelenmodel bevat slechts enkele exogene variabelen, zoals de therapeutische effectiviteit van het specialité, het alternatieve middel en het gewicht van het winstmotief. De meeste variabelen zijn of endogeen in het complete model (zoals de prijselasticiteit) of hun ontwikkeling in de tijd is gekoppeld aan andere exogenen zoals vergrijzing of inflatie.

Tabel 3.16 Uitkomsten kalibratie geneesmiddelenmodel (1996)

Omschrijving	Symbool	Met octrooi	Zonder octrooi
Prijselasticiteit specialité		– 3,46	– 3,46
Marginale kosten specialité		30,53	29,93
Prijselasticiteit alternatief middel		– 6,02	– 7,67
Marginale kosten alternatief middel		32,77	31,13
Kostprijs specialité		45,79	44,89
Kostprijs alternatief middel		43,32	41,92
Af-apotheekprijs specialité		55,83	54,93
Af-apotheekprijs alternatief middel		53,36	51,96
Af-apotheekprijs samengesteld middel		54,62	53,44
Vraagparameter	μ_ε	312,21	134,44
Vraagparameter	ε_m	617,21	605,53
Gewicht winstmotief	λ	0,151	0,021
Therapeutische effectiviteit specialité	θ^s	1,014	1,007
Therapeutische effectiviteit alternatief middel	θ^j	0,985	0,993

Het gewicht van het winstmotief in de doelstelling van de apotheker blijkt vrij laag. De waarden in het oorspronkelijke model, zonder bonussen en kortingen waren ruwweg een factor 10 hoger (in de orde van 1). Dit betekent dat de relatieve aandelen van de verschillende componenten in het samengestelde middel minder gevoelig zijn voor prijsfluctuaties. Verder blijkt de therapeutische effectiviteit van de verschillende typen geneesmiddelen nagenoeg identiek. Interessant is verder het zogenaamde behoefteoverschot, kort door de bocht gedefinieerd als de verhouding tussen maximale en gerealiseerde vraag. Voor ZF verzekerden is deze verhouding per definitie 1, omdat in het model behoefte gelijk is aan de vraag bij een out-of-pocket prijs van nul. Het overschot bij particulier verzekerden blijkt 1,8% wanneer een gepatenteerd specialité op de markt is (periode 1) en 4,1% wanneer het octrooi is verlopen (periode 2). In vergelijking met de vraagmodellen bij de curatieve sectoren is dit aan de lage kant; alleen de vraag naar tandartshulp heeft vergelijkbare overschotten.

3.4 Verpleging en verzorging

Gebruiksvergelijking en kostenfunctie

Voor de voorzieningen van verplegen en verzorgen veronderstellen we dat een representatieve instellingsmanager de optimale instroom in zijn instelling bepaalt. Zoals gezegd zijn de relaties zodanig gespecificeerd dat de manager alle variabelen kan aansturen via het gebruik.

De doelstellingsfunctie specificeren we in algemene vorm voor een voorziening *j* als volgt (zie van Gameren *et al* (2001)):

$$U_t^j = \alpha^j \left(b_t^j g_t^j - K(g_t^j)\right) - 1/2\mu^j \left(v_t^{2,j} + v_t^{3,j} - i_t^j\right)^2 - 1/2\nu^j \left(c_t^j - g_t^j\right)^2 \tag{3.21}$$

Hierin is:

b	budgetparameter
g	gebruik in aantallen personen
$K(g)$	productiekosten
v^2	vraag van (nog) niet gebruikers
v^3	doorgeschoven vraag uit andere instellingen
i	instroom
c	capaciteit
α, μ, ν	gewichten in nutsfunctie

De eerste term uit de nutsfunctie weegt de directe kosten en opbrengsten van het gebruik tegen elkaar af. De tweede term bepaalt de ethische kosten wanneer de feitelijke instroom afwijkt van de gevraagde instroom. Tenslotte leidt in de derde term onder- en bovenbezetting van capaciteit tot een negatief nut. Deze formulering leidt er ook toe dat het gebruik niet structureel boven de capaciteit kan liggen.

Voor de kostenfunctie $K(g)$ kiezen we een kwadratische specificatie:

$$K_t^j = \alpha^{0,j} + \beta^j g_t^j + 1/2\gamma^j \left(g_t^j\right)^2 \tag{3.22}$$

Het optimale gebruik volgt nu door het nut te maximaliseren. Voor een afleiding verwijzen we naar van Gameren et al (2001), bijlage C. De algemene gedaante van de gebruiksvergelijking is,

$$g_t = \lambda_1 + \lambda_2 b_t + \lambda_3 v_t + \lambda_4 c_t \tag{3.23}$$

waarin v_t de totale vraag is. Tabel 3.17 geeft de uitkomsten voor de drie instellingen (zie van Gameren *et al*, 2001, tabel 4.1). Het is nu ook mogelijk de vijf parameters (α, μ, ν, β, en γ) uit de nutsfunctie U en kostfunctie K te identificeren. Identificatie blijkt mogelijk door de

Tabel 3.17 Schattingsresultaten gebruiksvergelijkingen verpleging en verzorging (absolute *t*-waarden tussen haakjes)

	Verpleeghuizen	Verzorgingshuizen	Thuiszorg
Periode	1986 - 1997	1986 - 1998	1987 – 1996
Coëfficiënt (t - waarde)			
Budget per gebruiker (λ_2)	0,006 (0,3)	0,015 (0,0)	17,1 (1,8)
Vraag (λ_3)	0,026 (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)	2809 (1,0)	36100 (0,5)	124000 (2,3)
Trend (1987 = 1)	-	– 980 (0,9)	-
R2 (gecorrigeerd)	1,00	0,99	0,92
Durbin Watsson	1,96	2,15	1,43

Tabel 3.18 Parameterwaarden voor de gebruiksvergelijking

Parameter	Verpleeghuizen	Verzorgingshuizen	Thuiszorg
α	0,0062	0,0282	9,976
β	– 509291	– 2342320	– 7264
γ	16,124	19,425	– 0,0502
μ	0,0297	0,2815	0,0836
ν	1	1	1

parameter ν te normaliseren op de waarde 1. Tabel 3.18 geeft de berekende waarden voor de parameters uit het model (van Gameren *et al*, 2001, tabel C.2). In het zorgmodel zelf wordt overigens alleen gebruik gemaakt van de resultaten uit tabel 3.17.

Uitstroomfracties

De uitstroom in jaar *t* is gemodelleerd als fractie van het gebruik in jaar *t*-1. Voor de uitstroom uit verpleeghuizen geldt:

$$u_t = \left(\delta^{vp} + \sigma^{vp,vz} + \sigma^{vp,tz}\right)g_{t-1} \tag{3.24}$$

De uitstroomfractie is opgebouwd uit drie componenten, afhankelijk van de bestemming. Behalve uitstroom uit de sector verpleging en verzorging kan uitstroom uit een verpleeghuis ook leiden tot instroom in verzorgingshuizen en verpleeghuizen. Omdat de uitstroomfracties voor verpleeg- en verzorgingshuizen in de tijd niet constant blijken te zijn, laten we deze variatie ook in de formulering toe. De uitstroomfractie voor voorziening *j* stellen we afhankelijk van hun eigen verleden en de capaciteit *C* van de betreffende instelling:

$$\delta_t^{j*} \equiv \delta^{j} + \sigma^{j,j'} + \sigma^{j,j''} = \zeta_0 + \zeta_1\delta_{t-1}^{j*} + \zeta_2(C_t/1000) \tag{3.25}$$

Tabel 3.19 geeft de parameterwaarden van de vergelijking voor de uitstroomfracties. Bij de verpleeghuizen verklaart de ontwikkeling in de capaciteit een deel van de variatie in de uitstroomfractie. In het geval van verzorgingshuizen is het teken negatief; de capaciteit neemt af en de uitstroomfractie stijgt.

Tabel 3.19 Schattingsresultaten uitstroomfracties (absolute *t*-waarden tussen haakjes)

	Verpleeghuizen (1986-1997)	Verzorgingshuizen (1986-1988)
Constante	– 0,18 (1,7)	0,20 (1,7)
Uitstroomfractie t-1	0,78 (4,8)	0,58 (2,3)
Capaciteit / 1000	0,0079 (2,2)	– 0,001 (1,6)
R2 (gecorrigeerd)	0,90	0,93

Tabel 3.20 Uitstroom naar bestemming als fractie van het gebruik van de oorspronkelijke voorziening (1996)

Bestemming	Voorziening van herkomst		
	Verpleeghuis	Verzorgingshuis	Thuiszorg
Verpleeghuis	-	0,042	0,027
Verzorgingshuis	0,061	-	0,043
Thuiszorg	0,255	0,005	-
Overig	0,674	0,187	0,530

Het is illustratief om de verdeling van de uitstroom naar bestemming te zien. Tabel 3.20 vat samen. Uit de tabel blijkt bijvoorbeeld dat 6,1% van de verpleeghuisbewoners in 1996 verhuisde naar een verzorgingshuis, 25,5% ging weer thuis wonen en ontving daar thuiszorg. De uitstroom naar overige bestemmingen was voor een groot deel het gevolg van overlijden (44% van de bewoners). Verder kunnen bewoners uitstromen naar particuliere hulp, informele hulp, of ziekenhuizen. De totale uitstroom bij verpleeghuizen is ook hoog omdat een deel van de bewoners bestaat uit revalidatiepatiënten.

Overige vergelijkingen

De ontwikkeling van de capaciteit in de sectoren thuiszorg en verpleeghuizen loopt parallel aan de bevolkingsgroei en vergrijzing. De algemene gedaante is:

$$c_t = c_0 c_{t-1}(1+g_t/100)(1+v_t/100) \tag{3.26}$$

Hierin is g_t de procentuele groei van de bevolking; in jaar t; v_t is een sectorspecifieke maat voor de verandering in de samenstelling van de bevolking als gevolg van vergrijzing. De variabele

c_0 is in principe gelijk aan 1 maar kan hiervan afwijken als specifieke beleidsmaatregelen worden genomen die een aanpassing van de capaciteit beogen. Zo neemt als gevolg van het gevoerde de capaciteit van verzorgingshuizen jaarlijks met 0,5% af.

De ontwikkeling in het budget heeft een volume en een prijscomponent. De toename in het volume volgt die van de capaciteit; de prijscomponent is een gewogen gemiddelde van de loonvoet in de zorg en de prijs van de particuliere consumptie. Daarnaast is er een additieve constante die beleidsmaatregelen weerspiegelt los van de opgenomen ontwikkelingen. De algemene gedaante is dus als volgt:

$$
\begin{aligned}
b_t &= b_0 b_{t-1}(1+g_t^c/100)\left(1+\frac{\Delta p_t^b}{p_{t-1}^b}\right) \\
\frac{\Delta p_t^b}{p_{t-1}^b} &= 0{,}62\frac{\Delta l_t^z}{l_{t-1}^z}+0{,}32\frac{\Delta p_t^c}{p_{t-1}^c}
\end{aligned}
\tag{3.27}
$$

Hierin is g^c de groei van de capaciteit, l^z de loonvoet in de zorgsector, p^c de prijs van de particuliere consumptie en b_o een beleidsvariabele.

Voorts stellen we de ontwikkeling in de productieafspraken gelijk aan een gewogen gemiddelde van de mutatie in de vraag en de capaciteit. De algemene gedaante is als volgt:

$$
\begin{aligned}
x_t^a &= x_0^a x_{t-1}^a(1+g_t^a/100) \\
(1+g_t^a/100) &= \alpha(1+g_t^c/100)+(1-\alpha)(1+g_t^v/100)
\end{aligned}
\tag{3.28}
$$

Hierin zijn g^c en g^v de groeipercentages van de capaciteit en de vraag. De waarde van de parameter α is voor alle AWBZ sectoren dezelfde: 2/3. De waarden voor de grootheden b_0, c_0 en x_0^a bepalen we door simulaties met het complete model. Tot slot bepalen we het financieringstarief als het quotiënt van budget en productieafspraak.

3.5 Gehandicaptenzorg

Gebruiksvergelijking en kostenfunctie

Het model onderscheidt drie voorzieningen voor gehandicapten: algemene intramurale instellingen, gezinsvervangende tehuizen en dagverblijven. Het gebruik van de gehandicaptenvoorzieningen in het model hangt af van het aanbod van en de vraag naar de voorziening. In tegenstelling tot de ouderensector, speelt het instellingsbudget hierbij geen rol (zie ook deel A, 5.5). Tabel 3.21 vat de schattingsresultaten samen (zie Ooms *et al*, tabel 5.1).

Tabel 3.21	**Schattingsresultaten gebruiksvergelijkingen (*t*-waarden tussen haakjes)**		
	Algemene intramurale instellingen (1985 - 1997)	Gezinsvervangende tehuizen (1980 - 1997)	Dagverblijven (1980 -1997)
Vraag	0,08 (1,9)	0,25 (4,0)	0,57 (6,9)
Capaciteit	0,91 (18,0)	0,72 (9,3)	0,32 (5,4)
R^2 gecorrigeerd	0,95	0,82	0,46
DW	0,93	1,18	2,45

De vergelijking voor algemene intramurale instellingen is geschat in niveaus, de andere in twee vergelijkingen in eerste verschillen. De capaciteit van dagverblijven is gecorrigeerd met een deeltijdfactor, zodat deze vergelijkbaar is met het aantal gebruikers.

Bij de algemene instellingen blijkt de capaciteit het gebruik te bepalen. De vraag is hier van weinig invloed. Dit lijkt er op te duiden dat voor een verblijf in een algemene instelling eigenlijk geen alternatief voorhanden is; de beschikbare plaatsen worden zo veel mogelijk gebruikt. De vraag speelt bij gezinsvervangende tehuizen een iets grotere rol en bij het gebruik van dagverblijven voor gehandicapten is de vraag voor het grootste deel bepalend voor het gebruik. Bij dagverblijven is de capaciteit minder beperkend dan bij de intramurale voorzieningen. Bij dagverblijven is er meer flexibiliteit mogelijk; door het verminderen van het aantal dagdelen dat een bezoeker aanwezig is, kan de instelling gedeeltelijk tegemoet komen aan een grotere vraag.

De statistische eigenschappen van de geschatte vergelijkingen zijn niet zo goed als bij het ouderenmodel het geval was. De verklaringsgraad (R^2) van de vergelijking voor dagverblijven is weliswaar lager dan voor de beide andere vergelijkingen, maar nog steeds hoog, zeker gezien het feit dat de vergelijking in eerste verschillen is geschat.

Ook voor de voorzieningen in het gehandicaptenmodel moeten kostenfuncties worden geschat. Omdat het budget geen rol speelt, valt de kostenterm weg in de nutsfunctie, en daarom is het niet mogelijk de parameters van de kostenfunctie af te leiden uit de geschatte gebruiksvergelijking. Uiteindelijk is gekozen voor een specificatie die de kosten in jaar *t* verklaart uit het gebruik in jaar *t* en *t*-1 en de kosten in jaar *t*-1. De resultaten staan in tabel 3.22.

Tabel 3.22	**Schattingsresultaten kostenfuncties gehandicaptenmodel (*t*-waarden tussen haakjes)**		
Parameter	Algemene intra-murale instellingen	Gezinsvervangende tehuizen	Dagverblijven
Constante	-	-	94,1 (33,8)
Gebruik	– 0,16 (11,3)	-	0,0246 (4,1)
Gebruik x gebruik	$7{,}6\ 10^{-6}$ (17,6)	-	$6{,}7\ 10^{-6}$ (2,6)
Gebruik, *t*-1	-	– 0,046 (-3,3)	-
Kosten, *t*-1	-	1,09 (13,6)	-
R^2 gecorrigeerd	0,98	1,00	0.99

Uitstroomfracties

Het stroommodel splitst de uitstroom uit een voorziening op naar bestemming. In eerste instantie bepaalt het model de uitstroomfractie: de totale uitstroom gedeeld door het totale aantal gebruikers. Vervolgens splitst deze totale uitstroom zich op over de doorstroming binnen het model (naar een andere voorziening) en uitstroom uit het model.

De uitstroomfractie voor algemene intramurale instellingen is vrijwel constant in de tijd. Ongeveer 4 % van het aantal gebruikers van de voorziening stroomt jaarlijks uit. Een schatting op basis van tijdreeksgegevens is door dit constante verloop overbodig. In het geval van gezinsvervangende tehuizen schommelde de uitstroomfractie tot ongeveer 1990 rond de 6 %. Daarna is een forse stijging zichtbaar tot een niveau van ruim 10 % in 1993. Voor latere jaren is het niveau weer ongeveer constant. De uitstroomfractie voor dagverblijven gehandicapten beweegt zich tussen ongeveer 6 % en 8 % met een licht stijgende trend.

Voor de gezinsvervangende tehuizen en de dagverblijven zijn vergelijkingen geschat op basis van tijdreeksen voor de periode 1980-1997. De resultaten van tabel 3.23 komen overeen met die in Ooms *et al* (2002), tabel 5.2:

Tabel 3.23 Schattingsresultaten voor uitstroomfracties in de gehandicaptenzorg (*t*-waarden tussen haakjes)

Parameter	Gezinsvervangende tehuizen	Dagverblijven gehandicapten
Constante	0,0098 (1,4)	0,021 (2,2)
Uitstroomfractie, *t*-1	1,4 (5,8)	0,51 (2,9)
Uitstroomfractie, *t*-2	– 0,52 (2,1)	-
Capaciteit	-	0,92 10^{-3} (4,1)
R^2 (gecorrigeerd)	0,87	0,83

Het verloop van de uitstroomfractie voor gezinsvervangende tehuizen is afhankelijk van een constante, de uitstroomfractie van één en van twee jaar eerder. De uitstroomfractie voor dagverblijven is een functie van een constante, de uitstroomfractie in het voorgaande jaar en de capaciteit. De geschatte vergelijkingen benaderen de waargenomen uitstroomfracties redelijk tot goed. Tabel 3.24 geeft vervolgens de uitstroom naar bestemming (Ooms *et al* (2002), tabel 5.3).

Tabel 3.24 De uitstroom naar bestemming als fractie van het gebruik (1997)

	Voorziening		
Bestemming	Algemene intramurale instellingen	Gezinsvervangende tehuizen	Dagverblijven gehandicapten
Algemene intramurale instellingen	-	0,9	2,4
Gezinsvervangende tehuizen	0,6	-	1,6
Dagverblijven gehandicapten	0,3	0,4	-
Overige bestemmingen	3,2	8,7	4,3

Zowel de uitstroom naar overige bestemmingen buiten het model als de uitstroom naar voorzieningen binnen het model is klein, wat betekent dat de verblijfsduur in zeer lang is. De uitstroom van de ene voorziening naar een andere voorziening binnen het model is de doorstroom. Deze stromen zijn over het algemeen genomen nog kleiner dan de uitstroom uit het model. De doorstroming van gebruikers van algemene instellingen naar een gezinsvervangend tehuis is 0,6 %, terwijl 0,9 % van bewoners van een gezinsvervangend tehuis doorstroomt naar een algemene instelling (zie LRZ, 1997). De feitelijke stromen van en naar dagverblijven zijn onbekend. De waarden uit de tabel zijn afgeleid uit de doorstroomvraag en de verhouding tussen de doorstroomvraag en de werkelijke doorstroom tussen algemene instellingen en gezinsvervangende tehuizen.

Overige vergelijkingen

De betreffende vergelijkingen voor de ontwikkeling van capaciteit, budget en productieafspraak hebben dezelfde gedaante als bij de ouderenzorg: vergelijking (3.26) - (3.28). Vergrijzing speelt in de gehandicaptenrol nauwelijks een rol vandaar dat de capaciteitsgroei alleen afhangt van de bevolkingsgroei.

3.6 Geestelijke gezondheidszorg

Gebruiksvergelijking en kostenfunctie

De GGZ bestaat in het Zorgmodel uit drie sectoren: de psychiatrische ziekenhuizen, de Regionale Instellingen voor Beschermd Wonen (RIBW's) en de Regionale Instellingen voor Ambulante Geestelijke Gezondheidszorg (RIAGG's). Het gebruik van een voorziening wordt bepaald door de vraag, het beschikbare aanbod en de mogelijke interactie met andere voorzieningen. Zoals opgemerkt in deel A, paragraaf 5.6, verloopt de modellering analoog aan die voor de ouderenzorg, maar wijkt op een aantal punten hiervan af . Door het korte verblijf van een deel van de cliënten kan de instroom in de voorziening gedurende een jaar groter zijn dan het gebruik op een bepaald tijdstip. Daarom gebruiken we hier een voorraadmodel, met het gebruik als relevante variabele. Dit betekent dat de instellingmanager niet stuurt op de instroom, maar op het gebruik. De implicatie voor het model is dat in formule (3.21) de tweede term, die het verschil tussen instroom en de gevraagde instroom bepaalt, vervalt. In plaats daarvan nemen we het verschil tussen gebruik en totale vraag op in de nutsvergelijking. Een ander gevolg is dat we geen vergelijkingen voor de in- en uitstroom meenemen, maar alleen voor het gebruik. De vergelijking voor de blijfvraag wordt hierdoor iets gewijzigd. Deze is in feite het complement van de uitstroomfractie die voor de andere sectoren is geschat.

De empirische invulling van het model gebeurt deels op basis van schattingsmethoden, als er gegevens voor een reeks van jaren beschikbaar zijn. In andere gevallen gebruiken we gegevens voor één jaar. De vergelijkingen voor het gebruik van de voorziening en voor dat deel van de vraag naar een voorziening dat gevormd wordt door de "blijvers" worden geschat aan de hand van gegevens over meerdere jaren . Voor de andere onderdelen van de vraag (nog wachtenden, doorstroomvraag, nieuwe vraag en doorschuifvraag) gebruiken we gegevens voor één jaar.

Een apart probleem is het bepalen van de capaciteit van de RIAGG’s . Dit is een samengestelde variabele. Het uitgangspunt is het aantal dienstverleners. Omdat het aantal cliënten per hulpverlener in de tijd niet constant is, zijn we uitgegaan van het aantal hulpverleners maal het aantal geholpen klanten per hulpverlener. Dit is het zogenaamde actieve bestand. Door het aantal hulpverleners vanaf 1985 te vermenigvuldigen met de groei van dit actieve bestand creëren we een variabele die de capaciteit redelijk benadert. Tabel 3.25 geeft de resultaten voor de geschatte gebruiksvergelijking (zie vergelijking (3.23)).

Tabel 3.25 Schattingsresultaten gebruiksvergelijkingen GGZ (*t* - waarden tussen haakjes)

Parameter	Psychiatrische ziekenhuizen (1982 -1996)	RIBW (1983 - 1996)	RIAGG (1986 - 1996)
Constante	– 5851.1	22.0	– 3427.1
Vraag	0,34 (5,3)	0,37 (9,9)	0,15 (1,9)
Capaciteit	0,55 (7,2)	0,49 (10,5)	36,8 (5,6)
Trend	– 337 (6,5)	-	-
Trend vanaf 1990	-		4010 (3,7)
R2 (gecorrigeerd)	0,83	1,00	0,99
DW	1,14	2,25	2,36

Zoals opgemerkt in deel A, paragraaf 5.6 speelt het instellingsbudget in de GGZ geen rol. De parameter λ_2 uit vergelijking 3.23 is daarom gelijk aan nul. Bij alle GGZ voorzieningen blijkt de vraag een belangrijke determinant van het gebruik. De trend in de vergelijking voor psychiatrische ziekenhuizen is negatief, terwijl die bij de RIAGG’s positief is. Dit beschrijft het proces van extramuralisatie.

Bij het schatten van kostenfuncties voor de GGZ is in eerste instantie de specificatie uit het model voor de ouderenzorg gebruikt. Dit leverde geen bevredigende resultaten. De kosten zijn nu een functie van het gebruik en de kosten in de vorige periode. Zo nodig nemen we een constante term op of een trend. De resultaten staan in tabel 3.26.

Tabel 3.26 Schattingsresultaten kostenfuncties GGZ (*t*-waarden tussen haakjes)

Parameter	Psychiatrische ziekenhuizen	RIBW	RIAGG
Constante	-	-	72,5 (2,0)
Gebruik	0,037 (3,4)	0,018 (3,0)	0,659 10-3 (1,6)
Kosten, *t*-1	0,56 (4,0)	0,52 (2,7)	0,62 (2,9)
Trend	57,0 (3,8)	4,72 (3,0)	-
R^2 gecorrigeerd	0,98	0,99	0,96

Blijfvraag en doorstroomfracties

Omdat de verblijfsduur van een groot aantal cliënten in de GGZ korter is dan een jaar leiden we de vraag van de blijvers niet af uit het gebruik en de instroom, maar schatten we direct een vergelijking. De afhankelijke variabele is de blijfvraag fractie, de vraag van de blijvers gedeeld door het gebruik. In tabel 3.27 staan de resultaten.

Tabel 3.27 Schattingsresultaten voor de blijfvraag fractie in de GGZ (*t* -waarden tussen haakjes)

Parameter	Psychiatrische ziekenhuizen	RIBW	RIAGG
Blijfvraagfractie, *t* -1	0,99 (143)	-	-
Gebruik, *t*-1	-	0,79 (86.9)	0,18 (20,5)
Trend vanaf 1990	-	26,8 (4,3)	738 (2,0)
R^2, gecorrigeerd	0,71	0,99	0,94

Het resultaat voor de psychiatrische ziekenhuizen geeft aan dat de fractie van de blijfvraag een licht dalend verloop heeft (coëfficiënt is kleiner dan 1). Het aandeel van de gebruikers dat langer dan 1 jaar aanwezig is wordt steeds een beetje kleiner. Vanaf 1990 zijn de psychiatrische woonvoorzieningen toegevoegd aan de RIBW-voorziening. Uit het schattingsresultaat blijkt weer dat ongeveer 80 % van de gebruikers van de RIBW-voorziening langer dan 1 jaar aanwezig is (coëfficiënt is 0.79). De blijfvraag van de RIAGG's vertoont vanaf 1990 een trendmatig verloop met een blijfvraagfractie van ongeveer 18 %.

Met behulp van gegevens uit het jaarboek geestelijke gezondheidszorg 1998 (gegevens tot 1996) en het brancherapport (GGZ Nederland, 1999) is het mogelijk de overige parameters voor de vraagvergelijkingen te bepalen. De gevonden gegevens zijn opgenomen in tabel 3.28.

Tabel 3.28 Doorstroom GGZ als percentage gebruik voorziening van herkomst

Naar voorziening	Van voorziening Psychiatrische ziekenhuizen	RIBW	RIAGG
Psychiatrische. ziekenhuizen	-	3,2%	1,2%
RIBW	2,7%	-	-
RIAGG	11,3%	-	‘
Blijfvraag	57,6%	84,1%	20,1%
Overig	8,8%	12,7%	78,7%

Over de stroom tussen RIBW en RIAGG zijn geen gegevens bekend. Omdat de stromen relatief gering zijn, met uitzondering van de stroom van Psychiatrische ziekenhuizen naar RIAGG, worden de ontbrekende stromen op 0 gezet. Met betrekking tot de doorstroomvraag zijn evenmin gegevens beschikbaar. De doorstroomvraag zal echter altijd groter zijn dan de gerealiseerde doorstroom in de tabel. Gezien het feit dat de verblijfsduur in de GGZ-sector vaak kort is, is het waarschijnlijk dat doorstroomvraag voor een groot deel binnen een jaar gerealiseerd zal worden. Concreet betekent dit dat bij veronderstelling de gerealiseerde doorstroom ongeveer 80 % van de doorstroomvraag is. Het hoge percentage uitstroom naar overig bij de RIAGG betreft cliënten die zijn uitbehandeld. De relatief grote uitstroom van Psychiatrische ziekenhuizen naar de RIAGG's, iets meer dan 11% kan duiden op een proces van extramuralisering, maar het kan ook nazorg betreffen.

Overige vergelijkingen

De vergelijkingen voor de ontwikkeling van capaciteit, budget en productieafspraak hebben dezelfde gedaante als bij de ouderenzorg: vergelijking (3.26) - (3.28). Net als bij de gehandicaptenzorg is de groei van de capaciteit alleen afhankelijk van de bevolkingstoename.

3.7 Empirische invulling: volgordebepaling

De kalibratie van het zorgmodel gebeurt in een bepaalde volgorde. Dit geldt zowel voor de verschillende sectoren als voor de variabelen binnen een sector. Het hele proces kan worden opgedeeld in acht stappen.

3.7.1 Vraag curatieve sectoren (vrije beroepsbeoefenaren)

Het is noodzakelijk met de vraagmodellen te beginnen. Omdat alle vraagmodellen een gemeenschappelijke parameter ε_c hebben, moet deze eerst worden bepaald. Uit paragraaf 2.2 blijkt dat deze parameter volgt uit de geschatte waarde van de inkomenselasticiteit (formule (2.12) en (2.13)). We kalibreren op gebruikscijfers, omdat alleen hierover data beschikbaar zijn. De vraag naar eerste contacten (uitgezonderd fysiotherapeuten) komt per definitie overeen met het gebruik[17]. Dit betekent dat de parameters die de vraag naar herhaalcontacten beschrijven eventueel moeten worden aangepast zodra de aanbodmodellen zijn gekalibreerd (zie verderop in deze paragraaf). De vraag naar eerste contacten met de fysiotherapeut hangt ook af van het vraagoverschot van de huisarts (zie vergelijking (3.8)). Een complicatie is dat de effectieve eigen risico's per voorziening pas bekend zijn wanneer het volledige model is gekalibreerd. De effectieve eigen risico's worden dus bepaald via een iteratief proces.

3.7.2 Vraagmodellen AWBZ sectoren.

Gegeven de waarde van ε_c kan deze vraag direct bepaald worden. De AWBZ-voorzieningen zijn namelijk niet onderling gekoppeld via een gemeenschappelijk eigen risico. De totale vraag per voorziening wordt vervolgens opgesplitst in de verschillende componenten (blijvers, instromers en doorstromers).

[17] Zie hiervoor deel A, paragraaf 4.1

3.7.3 Aanbodmodellen AWBZ sectoren, uitgezonderd thuiszorg

De volgorde van de empirische invulling binnen een sector is: vraag, capaciteit, gebruik, budget, financieringstarief (via budget en productie afspraak) en productiekosten. Het gebruik in het startjaar kalibreren we in twee stappen. Eerst de capaciteit in 1996, dan het gebruik kloppend maken door de constante in de geschatte vergelijking (3.23) te schalen.

3.7.4 Aanbodmodel huisartsen en specialisten

De parameters van het aanbodmodel volgen uit de geschatte coëfficiënten. De parameters van de verdeling van ethische kosten over artsen volgen weer na een iteratief proces, waarbij in eerste instantie gebruik wordt gemaakt van startwaarden. De verwachting μ_ε volgt uit de geschatte coëfficiënten, de waarde van σ_ε volgt uit μ_ε en de variatiecoëfficiënt. Deze laatste komt aan de orde in 3.7.8. De invulling van het aanbodmodel bij specialisten verloopt op soortgelijke manier als bij de huisartsen.

3.7.5 Vraag en aanbod fysiotherapeuten en geneesmiddelen

Uit het aanbodmodel volgt het vraagoverschot van de huisarts. Met dit gegeven kan parameter ε_i^j zo worden bepaald dat het gebruik van fysiotherapeutische hulp volgens het model overeenkomt met de data. De kalibratie van de vraag en aanbod van geneesmiddelen gebeurt simultaan binnen één procedure. Het gemiddelde van de parameter ε_i^j neemt niet alleen toe door de vergrijzing, maar ook trendmatig door technologische vernieuwing. De omvang van de trend bepalen we door met het complete model te simuleren.

3.7.6 Parameters van de verdeling van ethische kosten over artsen

De variatiecoëfficiënt van de lognormale verdeling van de ethische kosten bepalen we door de overgang van het verrichtingensysteem naar locale initiatieven te simuleren met het volledige model. Een verandering in het financieringssysteem beïnvloedt de relatieve aandelen van ethische en financiële artsen en daarmee het aanbod. De variatiecoëfficiënt is zo bepaald dat de waargenomen verandering in de productie van medisch specialisten door het model wordt gereproduceerd.

3.7.7 Parameters voor algemene, academische en categorale ziekenhuizen

De bepaling van de parameters voor algemene, academische en categorale ziekenhuizen gebeurt in 9 stappen, zoals beschreven in paragraaf 3.2.

3.7.8 Thuiszorg

De empirische invulling van het thuiszorg model komt achteraan omdat een deel van de ontslagen patiënten uit algemene ziekenhuizen in de thuiszorg terecht komt. Verder gaat alles zoals in de overige AWBZ sectoren.

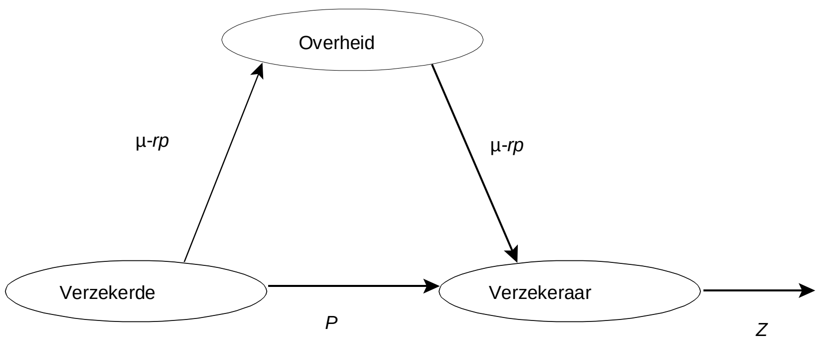
4 Het model voor verzekeraars

4.1 Ziekenfondsen

Specificatie van het model

Een uitgebreide beschrijving van het model is te vinden in Douven (2000). We volstaan hier met de hoofdlijnen.

De financiering van de ZFW vindt plaats door middel van twee soorten premies: een inkomensafhankelijke premie en een nominale premie. De eerste komt ten goede aan de Algemene Kas van de ZFW. Daarnaast betalen ziekenfondsverzekerden een nominale ofwel inkomensonafhankelijke premie. Deze nominale premie bestaat uit een rekenpremie, vastgesteld door de overheid en een opslagpremie, vastgesteld door de individuele ziekenfondsen. De totale nominale premie is voor iedere verzekerde aangesloten bij hetzelfde ziekenfonds gelijk maar kan verschillen van ziekenfonds tot ziekenfonds. Figuur 4.1 geeft op eenvoudige wijze de financiële stromen weer tussen overheid, verzekerde en verzekeraar.



De overheid stelt jaarlijks het macrobudget vast, dat via de Algemene Kast verdeeld wordt over de verzekeraars. De bepaling van het macrobudget gebeurt op basis van de verwachte zorgkosten per verzekerde. Het bedrag dat de individuele ziekenfondsen ontvangen wordt ook wel aangeduid als de ex-ante normuitkering. Het gemiddelde bedrag per verzekerde, μ , dat de Algemene Kas aan de individuele fondsen uitkeert is gelijk aan de gemiddelde ex-ante normuitkering per verzekerde min de rekenpremie *rp*. De reden hiervoor is dat de rekenpremie onderdeel uitmaakt van de totale premie *p*, die de verzekeraar (ziekenfonds) rechtstreeks ontvangt van de verzekerde. Na afloop van het boekjaar vinden correcties plaats over het verschil tussen de werkelijke zorgkosten *z* en de normuitkering μ. De verzekeraar krijgt naast generieke verevening en hoge kostenverevening nog eens een bedrag nagecalculeerd. De totale inkomsten van een verzekeraar zijn dus de som van de totale premieopbrengsten, de uitkeringen via de Algemene Kas en de financiële correcties achteraf.

In het model wordt verondersteld dat de doelstellingsfunctie van het ziekenfonds naast het maken van winst ook het aantal verzekerden maximaliseert. De instrumenten waarover ziekenfondsen beschikken om de doelstelling te halen zijn het stellen van de nominale premie *p*, de inspanningen voor doelmatigheid *d* en selectieactiviteiten *s*. De opbrengsten van de ziekenfondsen bestaan uit premie inkomsten, de opbrengsten uit doelmatigheidsinspanningen en de vergoeding uit de algemene kas voor administratiekosten (uit het zogenaamde macro-beheerskosten budget). De kosten die ziekenfondsen maken bestaan naast de zorgkosten die de zorgaanbieders declareren ook uit kosten voor selectie- en doelmatigheidactiviteiten en de feitelijke administratiekosten. De zorgkosten zijn onderverdeeld in vier hoofdgroepen:

1. variabele kosten voor academische, algemene en categorale ziekenhuizen;
2. vaste kosten voor academische, algemene en categorale ziekenhuizen.
3. specialistische hulp;
4. overige kosten: huisartsen, tandartsen, fysiotherapeuten en overige medische beroepsbeoefenaren, kosten van personeel, geneesmiddelen en hulpmiddelen.

Uit de specificatie van het model (zie Douven (2000) en Douven (2000a)) volgt de volgende relatie voor de gemiddelde nominale premie (zie ook tabel 6.1 in deel A):

$$p = \frac{x^T}{N\zeta} - \varphi + rp + \sum_{k=1}^{4}(1-\theta_k)(z_k - \mu_k) \tag{4.1}$$

hierin is:

p	de gemiddelde nominale premie
k	index hoofdgroep (zie boven)
x^T	totaal aantal verzekerden
N	aantal ziekenfondsen
ζ	premie-elasticiteit
φ	relatief belang van aantal verzekerden ten opzichte van de winst
rp	nominale rekenpremie
$z_k - \mu_k$	gemiddelde verschil tussen actuele zorgkosten en normuitkering per verzekerde per hoofdgroep k
θ_k	nacalculatieparameter per hoofdgroep k

Ziekenfondsen gaan bij de bepaling van de nominale premie uit van de normuitkering μ, inclusief de rekenpremie. Ze houden verder rekening met het feit dat bepaalde kosten achteraf worden verrekend. Wanneer ze verwachten dat de normuitkering de kosten niet volledig dekt zullen ze hier rekening mee houden bij het vaststellen van de nominale premie. Verder zullen ziekenfondsen winst willen maken door een hogere mark-up. Deze mark-up bestaat uit twee componenten:

$$\frac{x^T}{N\zeta} - \varphi \qquad (4.2)$$

De eerste term geeft de relatieve marktmacht van de verzekeraar weer; deze is evenredig met het aantal verzekerden x^T per ziekenfonds en omgekeerde evenredig met het aantal ziekenfondsen N. De parameter ζ is een maat voor de gevoeligheid van de verzekerde voor premieverschillen. Wanneer deze klein is, kan het ziekenfonds een hogere premie stellen dan in een situatie waarin verzekerden sterk reageren op premieverschillen. De variabele φ representeert de netto netwerk opbrengsten die samenhangen met het verzekerdenbestand. Wanneer een verzekeraar ook buiten de standaardverzekering om veel aan een verzekerde verdient, bijvoorbeeld via de aanvullende zorgverzekering of andere verzekeringen, kan dit leiden hogere netto opbrengsten en daardoor tot een lagere premiestelling bij de standaardverzekering.

De vergelijking voor de optimale inspanningen voor doelmatigheid d van verzekeraars ziet er als volgt uit (deel A, tabel 6.2):

$$d_k = \frac{\alpha x^T}{N}(1-\theta_k)\,(1\text{-}\nu_k + \frac{\nu_k}{N}(1+\beta))^{1/(1-\gamma)} \qquad (4.3)$$

hierin zijn:

α, β, γ doelmatigheidsparameters
ν_k vereveningsparameter per hoofdgroep k
θ_k nacalculatieparameter per hoofdgroep k

Voor de opbrengsten van investeringen in doelmatigheid per hoofdgroep (do_k) geldt het volgende:

$$do_k = \alpha(1+\beta)(d_k)^\gamma \qquad (4.4)$$

De vergelijking voor de optimale selectiekosten per verzekeraar (zie deel A, tabel 6.3) heeft de volgende gedaante:

$$s = \left(\frac{\delta x^T}{\zeta N} \right)^{\frac{1}{1-\eta}} \tag{4.5}$$

hierin zijn

δ, η selectieparameters.

De veronderstelling in het model is dat selectieactiviteiten, zoals reclameactiviteiten voor het aantrekken van nieuwe verzekerden, alleen maar kosten met zich meebrengen. Immers selectieactiviteiten kunnen vanuit het gezichtspunt van een verzekeraar wel wenselijk zijn maar vanuit welvaartsoogpunt zijn het slechts kosten omdat iedereen verplicht verzekerd is.

Voor de kalibratie van het model zijn er dus waarden nodig voor de onbekende paramers α, β, γ , δ, η, en ζ, en per kostengroep een verevenings- en een nacalculatie parameter (ν en θ). In totaal 14 parameters. De waarden hiervan zijn berekend op basis van gegevens over één en soms meerdere jaren.

Empirische invulling

In het model investeert de verzekeraar in doelmatigheid. Deze investeringen drukken de werkelijke ziektekosten. Het aansturen van de zorgaanbieder door de verzekeraar wordt in het algemeen aangeduid door de uitdrukking *managed care*. Het is erg moeilijk in te schatten of hoe groot de investeringen in doelmatigheid zijn en hoe hoog de opbrengsten van deze investeringen zijn. Met name in de Verenigde Staten is onderzoek verricht naar de effecten van *managed care*, maar de bevindingen uit de literatuur moeten met de nodige voorzichtigheid worden bekeken, omdat een kwantificering van de mogelijke doelmatigheidswinst sterk afhankelijk is van de externe omgeving en de institutionele context waarbinnen *managed care* wordt toegepast.

In de VS bestaan zogenaamde *Health Maintenance Organizations* (HMO’s) die uitsluitend zorg vergoeden die is verleend door een selectie van zorgverleners (zie bijvoorbeeld Lapré, Rutten en Schut (2001)). Een belangrijk kenmerk van HMO’s is dat het verschaffen van medische hulp samengaat met het volledig financieel verantwoordelijk zijn voor het op peil houden van de gezondheid (‘health maintenance’) van hun verzekerden. Ze hebben dus belang bij een zo doelmatig mogelijke productie van zorg. Uit een onderzoek van Marquis en Long (1999) volgt bijvoorbeeld dat premies voor verzekerden die aangesloten zijn bij een werkgever die slechts als keuze HMO's aanbiedt of een ander type *managed care* plan, zo'n 6-10% lager zijn dan de premies van verzekerden bij andere werkgevers. Een vergelijkend onderzoek van

Glied (2001) naar meer dan dertig *Utilization Review* studies, leidt tot de conclusie dat het effect van *managed care* technieken op de totale kosten van zorg zeker niet eenduidig zijn. Wanneer kostenreducties plaatsvinden ten gevolge van selectie, of leiden tot een hogere productie hoeven de totale kosten niet te dalen.

Enkele gegevens die we gebruiken voor het zorgmodel zijn afkomstig van VEKTIS uit een jaarlijks terugkerende *benchmark*-enquête onder een gedeelte van zowel de particuliere als ziekenfondsverzekeraars. Deze enquête dekt ongeveer 20 a 30% van het totaal aantal verzekerden per verzekeringswijze. Gezien het lage dekkingspercentage en het feit dat de VEKTIS cijfers niet één op één zijn te herleiden tot de variabelen van ons model zijn ze slechts een indicatie van de werkelijke kosten. Tabel 4.1 geeft een overzicht van de kosten per ziekenfonds en per verzekerde, onderverdeeld naar soort.

Tabel 4.1 Uitgaven aan beheerstaken per ziekenfonds en per verzekerde (1996 - 1998)

	Per ziekenfonds (mln euro)			Per ziekenfondsverzekerde (euro)		
	1996	1997	1998	1996	1997	1998
Totale beheerskosten	-	19,2	21,1	-	58	60
Kosten doelmatigheid	-	1,2	1,1	-	4	3
Kosten selectie	-	2,9	3,6	-	9	10
Administratie + overig	-	15,2	16,5	-	46	46
Dekkingspercentage	-	28%	31%	-	28%	31%

Uit tabel 4.1 volgt dat gedurende de periode 1997-1998 selectie en doelmatigheidactiviteiten een beperkte rol spelen. Waarschijnlijk zijn de kosten voor selectie ook voor een groter gedeelte terug te voeren tot reclameactiviteiten dan tot activiteiten met betrekking tot risicoselectie (zie ook Erken, 2004).

Vervolgens hebben we informatie nodig over de prijselasticiteit. In hoeverre kiezen consumenten bij gelijkwaardige alternatieven voor het alternatief met de laagste kosten? Schut en Hassink (2003) laten zien dat prijsconcurrentie tussen ziekenfondsen wel degelijk plaatsvindt. De gerapporteerde prijselasticiteiten liggen zo rond de – 0,3 voor nominale premies en – 0,8 voor aanvullende verzekeringen.

Om nu geschikte waarden te vinden voor de betreffende parameters in het zorgmodel gebruiken we de volgende aannamen:

1. De netto opbrengst van efficiency investeringen zijn positief. Dat betekent dat de waarden voor parameters α en γ zo moeten zijn dat de efficiency opbrengst per verzekeraar groter is dan de investeringen.
2. Bij afnemende nacalculatie (θ) en verevening (ν) neemt de netto opbrengst van efficiency investeringen toe. Voor het systeem als geheel betekent dit de grootst mogelijke netto opbrengst wordt gerealiseerd wanneer verevening en nacalculatie afwezig zijn. In een dergelijke situatie

betekent een verlaging van nacalculatie, dan wel verevening, dat de nominale premie daalt omdat in het model de verzekeraar de efficiencywinst volledig doorgeeft aan de efficiency inspanningen. In afwachting van nader empirisch onderzoek zetten we voorlopig dit percentage in.

Tabel 4.2 geeft een overzicht van alle ingezette parameterwaarden.

Tabel 4.2 Waarden voor doelmatigheidsparameters

	Efficiency parameters			Verevening(1999)	Nacalculatie(1999)
Sector	α	β	γ	ν_k	θ_k
Variabele ziekenhuiskosten	0,05	0,5	0,415	0,3	0,25
Vaste ziekenhuiskosten	0,05	0,5	0,415	0,0	0,95
Specialisten	0,05	0,5	0,415	0,0	0,95
Overige sectoren	0,05	0,5	0,415	0,3	0,00

Zoals blijkt uit de tabel hebben de waarden van de parameters α , β en γ in alle sectoren overeenkomstige waarden. Voor verevening en nacalculatie komen de ingezette waarden overeen met het door de overheid opgelegde verevening- en nacalculatiepercentage in 1999. Bij deze instelling zijn de totale investeringen in doelmatigheid in 1999 per verzekerde 5 euro en de opbrengst 20 euro .

De waarden voor de parameters φ en ζ leiden we af met behulp van de premievergelijking (4.1). In deze vergelijking zijn voor het jaar 1999: *p, z,* x^T, *N,* θ_k , μ en *rp* bekend. Dan bestaat er alleen nog een keuzevrijheid tussen ζ en φ . Voor ζ kiezen we de waarde 1000. Vergeleken met het onderzoek van Schut en Hassink (2003) is deze waarde ongeveer twee a drie keer zo groot. Wanneer echter rekening wordt gehouden met premies van aanvullende verzekeringen vinden Schut en Hassink een hogere elasticiteit en dus een hogere impliciete waarde voor ζ. We kunnen nu φ bepalen door de waarden van de overige parameters in te vullen. We vinden een waarde van ongeveer 120 euro per verzekerde. Dit suggereert dat ziekenfondsverzekeraars voor een groot gedeelte niet winstmaximaliserend te werk gaan en dus ook andere doelstellingen voor ogen hebben. Merk op dat wanneer we de prijselasticiteit lager zouden inzetten de waarde van de parameter φ hoger uitvalt.

Door een gebrek aan gegevens kalibreren we de parameters uit de vergelijking 4.5 voor de optimale selectie-inspanningen. We kiezen η , overeenkomstig γ , gelijk aan 0,4 en δ wordt daardoor bepaald op 60.[18]

[18] Bij deze keuze zal een extra investering in reclame van 50000 euro, ten opzichte van de andere verzekeraars, leiden tot een toename van 300 verzekerden. De andere verzekeraars verliezen dan gemiddeld ieder ongeveer 10 verzekerden.

4.2 Particuliere verzekeraars

Voor de particuliere verzekeraars gebeurt de invulling op overeenkomstige wijze als bij het ziekenfonds, met dat verschil dat we op de particuliere markt geen onderscheid maken tussen verschillende kostengroepen. Wel onderscheiden we twee typen verzekerden. Een gedeelte van de verzekerden op de particuliere markt is immers via de WTZ verzekerd. Over dit type verzekerden loopt een particuliere verzekeraar geen risico aangezien de overheid de kosten voor 100% nacalculeert. Omdat in ons theoretisch model de verzekeraars symmetrisch zijn gemodelleerd veronderstellen we ook dat de verdeling van het aantal WTZ'ers en niet WTZ'ers gelijk is per verzekeraar.

Het particuliere verzekeringsbedrijf bestaat uit twee delen: het maatschappijgebonden deel en het WTZ-deel. In het model van particuliere verzekeraars bestaan deze twee onderdelen naast elkaar. Van verevening van risico's is in geval van particuliere verzekeraars geen sprake. Voor het maatschappijgebonden deel is het desbetreffende nacalculatiepercentage gelijk aan nul. Voor het WTZ-deel is dit nacalculatiepercentage gelijk aan 100.

WTZ'ers zijn over het algemeen duurder dan de particuliere verzekerde met een maatschappijgebonden polis of een publiekrechtelijke polis. Een inschatting met behulp van VEKTIS-cijfers uit de Zorgmonitor 2000 leidt tot een kostenverhouding per verzekerde van ongeveer 2,6 : 1. WTZ'ers zijn dus ruim twee en een half keer zo duur als personen met een maatschappijpolis. De modellering van doelmatigheid en selectie inspanningen door verzekeraars wordt op gelijke wijze behandeld als in het ziekenfondsmodel. We veronderstellen verder dat de doelmatigheidinspanningen zich uitsluitend richten op de groep verzekerden met een maatschappijpolis. Over verzekerden met een WTZ-polis lopen particuliere verzekeraars immers geen financieel risico. Ook selectie activiteiten vinden alleen plaats voor verzekerden met een maatschappijpolis. Tabel 4.3 vat de beheerskostenstructuur samen.

Tabel 4.3 Beheerskosten per verzekeringsmaatschappij en per verzekerde (1996 - 1998)

	Gemiddeld per verzekeraar (mln euro)			Gemiddeld per verzekerde (euro)		
	1996	1997	1998	1996	1997	1998
Totale beheerskosten	7,4	8,2	10,0	69	80	89
Doelmatigheid	0,4	0,4	0,3	3	4	2
Selectie	2,6	2,8	3,1	24	27	28
Administratie en overig	4,4	5,0	6,6	42	49	59
Dekkingspercentage	21%	28%	32%	21%	28%	32%

De overheid stelt de WTZ-premies vast, zodanig dat de totale WTZ- inkomsten samenvallen met de som van de uitgaven op WTZ-polissen en het nagestreefde exploitatiesaldo. De nominale premie van de maatschappij-polis is de som van meerdere componenten: de mark-up, de gemiddelde ziektekosten per verzekerde met een maatschappijpolis minus de eigen betalingen en een factor die het relatieve gewicht van andere activiteiten waarin een verzekeraar opereert beschrijft.

Voor de empirische invulling volgen we dezelfde strategie als bij de ziekenfondsmarkt. Het aantal particuliere verzekeraars tot 2002 is deels gebaseerd op gegevens van VEKTIS (de jaarboeken, zorgmonitor 2000 en de zorgthermometer (december 2000)). Deze laatste bron is gebruikt om het aantal maatschappijen voor de jaren 2001 en 2002 te schatten; tevens levert ze de totaal geïnde WTZ-premie. De waarden voor de doelmatigheidsparameters β en γ kiezen we gelijk aan die van ziekenfondsmarkt. De waarde van α is zo bepaald dat de uitkomst overeenkomt met de data; deze suggereert een doelmatigheidsinspanning van ongeveer 3 euro per persoon (zie tabel 4.3). De parameterwaarden staan in tabel 4.4.

Tabel 4.4 Waarden voor efficiency parameters op de particuliere markt

	Efficiency parameters			Verevening	Nacalculatie
	α	β	γ	ν_k	θ_k
WTZ polissen	0,00	0,5	0,415	0,0	1,00
Maatschappijpolissen	0,07	0,5	0,415	0,0	0,00

Voor de selectievergelijking doen we iets soortgelijks. We veronderstellen dat verzekeraars alleen selectieactiviteiten ondernemen om het aantal verzekerden met een maatschappijpolis uit te breiden en niet het aantal WTZ'ers. Wanneer we η gelijk nemen aan de waarde op de ziekenfondsmarkt kunnen we δ berekenen. De waarde is hoger dan bij de ziekenfondsmarkt (zie tabel 4.2) omdat op de particuliere markt de selectie inspanningen hoger zijn.

Voor de waarden van ζ en φ is de keuze moeilijker, aangezien goede empirische gegevens over prijselasticiteiten op de particuliere markt ontbreken. We kiezen hier voor een iets lagere prijselasticiteit; keuzes in de particuliere sector zijn veel minder transparant vanwege de verschillende pakketten en verder heeft de particuliere verzekeraar de mogelijkheid om prijsbewuste risico's te mijden. Dit heeft ook een drukkend effect op de prijselasticiteit. Volgens het IOO(2000) letten particuliere verzekerden nauwelijks op prijs bij het aanschaffen van een polis. Verder vertroebelt het grote aantal collectieve contracten de markt. Bij het afsluiten van collectieve contracten lijkt prijs echter wel een belangrijke component te zijn.

Om de premievergelijking kloppend te maken volgt voor φ een lagere waarde dan voor de ziekenfondsmarkt. Tabel 4.5 toont alle ingezette parameterwaarden.

Tabel 4.5 Berekende waarden voor de selectieparameters

	Selectie parameters		Premie elasticiteit	Netwerk opbrengst
	δ	η	ζ	φ
Ziekenfondsmarkt	59,75	0,4	1000	124
WTZ polissen	0,00	0,4	500	22,7
Maatschappijpolissen	68,08	0,4	500	22,7

Dus per persoon verdienen particuliere verzekeraars 22,7 euro buiten de zorgverzekeringsmarkt om (via bijvoorbeeld koppelverkoop). De overblijvende component in de beheerskosten zijn de administratiekosten. De waarde hiervan is berekend als restpost.

4.3 Het aansturen van zorgaanbieders

Tot nu toe hebben we investeringen in doelmatigheid bekeken vanuit de verzekeraar. In deze paragraaf lichten we kort toe hoe de aansturing van zorgaanbieders in het model is vormgegeven. Noch over de herkomst van de doelmatigheid naar sector (ziekenhuiskosten vast of variabel, kosten van specialisten of overig), noch over de manier waarop de doelmatigheid moet worden behaald (budgetkorting, productieafspraken, kwaliteitseisen, wijze van declareren) is tot nu toe enige uitspraak gedaan. Een belangrijke reden hiervoor is dat het totale effect van alle investeringen in doelmatigheid op productie en financiering zit verstopt in de realisatiecijfers. Zo is onbekend hoe productie en financiering veranderen wanneer de veronderstelde doelmatigheidinspanningen achterwege zouden zijn gebleven. Zo is het ook denkbaar dat doelmatigheid heeft geleid tot kwaliteitsverbeteringen in de zorg die niet direct kwantificeerbaar zijn. Empirische gegevens zijn nauwelijks aanwezig; en om de empirische invulling praktisch handen en voeten te geven zijn slechts een aantal impliciete koppelingen in het model aangebracht.

Zoals uit de vorige paragrafen is aangegeven maken verzekeraars kosten door te investeren in doelmatigheid en dit levert kostenbesparingen op. We veronderstellen verder dat de kostenbesparingen worden verdeeld over verschillende categorieën. We hebben hier gekozen voor de categorieën ziekenhuiskosten en de geneesmiddelen.

Zo veronderstellen we dat doelmatigheid een component is bij de productie afspraken tussen ziekenhuis en verzekeraars. Deze afspraken betreffen algemene producten (verpleegdagen, opnamen, dagbehandelingen en eerste polibezoeken) en enkele zeer specifieke producten zoals hartchirurgische operaties en revalidatiedagbehandelingen. Omzetting van afspraken in financiële termen gebeurt door de doelmatigheidscomponent te koppelen aan de budgetparameters zoals het CTG die vaststelt. Bijvoorbeeld wanneer concurrentie tussen verzekeraars toeneemt, bijvoorbeeld door een verlaging van de nacalculatie en vereveningspercentages, dan veronderstellen we dat de ziekenhuisproductie doelmatiger wordt uitgevoerd met als gevolg dat het tarief per verpleegdag daalt.

Een tweede koppeling is er gemaakt bij de geneesmiddelen, waarbij doelmatigheid is gekoppeld aan het voorschrijfgedrag. Meer doelmatigheid betekent dan dat er meer goedkopere generieke, dan wel parallel geïmporteerde, geneesmiddelen worden voorgeschreven.

5 Eigen bijdragen

5.1 Inleiding

Bij de bespreking van de structuur van de vraagmodellen in deel A is al iets gezegd over de rol van de eigen bijdragen. Zoals vermeld in paragaaf 4.4.4 van deel A zijn eigen betalingen voor intramurale voorzieningen in het eerste compartiment voornamelijk bedoeld als compensatie voor de woonlasten; in het tweede compartiment zijn ze meer bedoeld om de vraag af te remmen. Daarom bespreken we ze hier afzonderlijk in paragraaf 5.2 en 5.3. Omdat het model het gedrag van vragers en aanbieders zo volledig mogelijk beschrijft komen in sectie 5.4 ook de eigen bijdragen die vallen onder het derde compartiment kort aan de orde.

5.2 Eerste compartiment

Thuiszorg, RIAGG’s en dagverblijven voor gehandicapten

De thuiszorg en de RIAGG’s verdienen een aparte bespreking om twee redenen: deze AWBZ voorzieningen zijn niet intramuraal en hier gelden specifieke eigen bijdragen.

Bij het vaststellen van de eigen bijdrage voor de thuiszorg zijn afgezien van het inkomen, waarvoor zeven inkomensgroepen bestaan, twee criteria van belang: is iemand jonger of ouder dan 65 jaar en is de persoon in kwestie alleenstaand of niet? Het percentage verzekerden in een bepaalde groep is weergegeven in tabel 5.1. Het blijkt dat de grootste groep mensen die thuiszorg ontvangen de alleenstaande 65-plussers met een laag inkomen zijn. Nu maakt het Zorgmodel geen onderscheid tussen patiënten op basis van inkomen, leeftijd of sociale status. Dit betekent onder meer dat we deze groepen aggregeren tot één groep. Verder maken we ook bij het gebruik van de thuiszorg geen onderscheid tussen particuliere en ziekenfondsverzekerden. Na deze aggregatie over inkomens, leeftijden en type verzekerden beschrijven we de totale groep van personen die thuiszorg genieten door middel van één representatieve consument. Bij deze representatieve consument modelleren we precies één eigen maximum bijdrage, één eigen bijbetalingsfractie en één cijfer voor de gemiddelde kosten per uur. Deze cijfers zijn berekend door gegevens over het jaar 1997 uit de Zorgnota voor de verschillende inkomensgroepen op verantwoorde wijze te aggregeren. Hierbij maken we ook gebruik van SCP gegevens over maximale eigen betalingen per inkomensklasse. De laatste drie kolommen in Tabel 5.1 vatten deze berekeningen samen. De maximale gewogen eigen bijdrage per week komt uit op 17 euro; op jaarbasis is dit 893 euro.

Voor de ambulante geestelijke gezondheidszorg is alleen een eigen bijdrage verschuldigd voor consulten psychotherapie. De berekening van de maximale eigen bijdrage op jaarbasis staat in tabel 5.2. Voor de dagverblijven voor gehandicapten zijn geen eigen bijdragen verschuldigd.

Tabel 5.1 Berekening maximale eigen bijdrage per jaar in de thuiszorg

	Verdeling uren thuiszorg (%) in 1997 (JOZ,1999)				Maximale eigen bijdrage per week (euro)		
Inkomensklasse	65+ Alleen	65+ Overig	65– Alleen	65– Overig	65+	65–	Totaal
1	42,4	4,6	5,0	3,8	2,04	2,04	2,04
2	8,2	7,9	1,1	1,8	6,81	2,61	6,17
3	2,0	1,9	0,4	1,3	22,69	10,44	18,87
4	1,6	1,5	0,3	1,3	36,30	26,32	32,90
5	1,6	1,3	0,2	1,6	54,45	52,18	53,58
6	1,9	1,8	0,2	2,7	90,6	79,41	85,79
7	1,0	0,9	0,1	1,6	113,45	104,37	109,23
Totaal	58,7	19,9	7,2	14,1			17,13

Tabel 5.2 Berekening maximale eigen bijdrage RIAGG's (1997)

Totale eigen betalingen (miljoen euro)	5,85
Aantal contacten ambulante Geestelijke Gezondheidszorg (personen)	3580907
Eigen betaling per contact (euro)	1,63
Maximale eigen bijdrage (50 contacten)	81,74

Overige voorzieningen

Eigen bijdragen voor intramurale AWBZ-instellingen zijn gelijk aan het volume van het gebruik maal het tarief per volume eenheid. Dit tarief berekenen we voor alle instellingen over de periode tot 1996 door de totale eigen betalingen te delen door het productievolume. Voor jaren na 1996 indexeren we dit tarief. Het maximum van de eigen bijdrage zetten we zo hoog dat niemand eroverheen komt. Dit beïnvloedt natuurlijk wel de verdeling van de zorgbehoefte, maar, omdat de fractie personen zonder kosten nauwelijks gevoelig is voor prijsbewegingen en de fractie gebruikers met kosten hoger dan het maximum altijd nul is, heeft het model hier niet zoveel last van. Een voordeel van de gebruikte methode is wel dat alle voorzieningen op een identieke manier zijn gemodelleerd. Dit kan handig zijn bij het simuleren van wijzigingen in het verzekeringsstelsel.

5.3 Tweede compartiment

Het berekenen van de eigen betalingen is vrij complex. In sommige gevallen ligt dit aan de verzekering: een aantal particulier verzekerden heeft bijvoorbeeld geen dekking voor de kosten van huisarts, tandarts en geneesmiddelen. Het kan ook te maken hebben met de inrichting van het zorgstelsel. Zo viel na 1995 een deel van de tandartshulp voor het ziekenfonds en WTZ-verzekerden buiten het basispakket. In de praktijk heeft een groot deel van de verzekerden-populatie weliswaar een aanvullende verzekering, maar dat geldt niet voor iedereen. Daarnaast is het aantal fysiotherapeutische behandelingen dat voor vergoeding in aanmerking komt beperkt en geldt voor geneesmiddelen een specifieke regeling in het kader van het GVS.

Afgezien hiervan is de verdeling van de totale eigen bijdrage over voorzieningen een probleem. In paragraaf 4.1 van deel A is aangegeven dat de vraag naar de diensten van de curatieve sectoren bestaat uit onderling afhankelijke componenten. De kosten zijn immers verzekerd via een polis met een gemeenschappelijk eigen risico. In dit geval bepaalt het model alleen de totale eigen bijdragen die hiermee corresponderen. Toewijzing aan de verschillende sectoren moet dan gebeuren met behulp van een vuistregel.

De vraag rijst of we, gegeven bovenstaande complexiteit, niet kunnen volstaan met de eenvoudige regel dat de eigen betalingen per voorziening een vast aandeel zijn van de corresponderende feitelijke kosten. De meerwaarde van een betere beschrijving is vooral gelegen in het onderscheiden van de verschillende mechanismen; daardoor is een veel beter inzicht mogelijk in de wijze waarop eigen bijdragen (en dus vraag en gebruik) reageren op veranderingen in beleid en instituties. Daarnaast biedt de gekozen opzet een elementair inzicht in de samenstelling van de eigen betalingen.

In het volgende bespreken we eerst het algemene principe van het zogenaamde vierdelige model; daarna komen alle variaties aan bod.

Curatieve sectoren: algemeen

Deze paragraaf laat zien hoe het model de totale eigen betalingen die corresponderen met een gemeenschappelijk eigen risico bepaalt. Om dit te doen leiden we eerst af hoe de totale eigen bijdragen afhangen van het gezamenlijk eigen risico en de totale uitgaven. Daarna volgt de verdeling over voorzieningen.

In paragraaf 4.1 van deel A is al melding gemaakt van het onderzoek van Van Vliet en Van de Burg (1996) naar de verdeling van kosten van zorgvoorzieningen. Op basis van hun resultaten benaderen we de verdeling van kosten over individuen door een log-normale specificatie. Hierbij kunnen we gebruik maken van waarden voor variatiecoëfficiënten van deze verdeling per type verzekerde voor drie soorten voorzieningen: tandartshulp, patiënten met ziekenhuisopnamen en patiënten zonder ziekenhuisopnamen. Om de totale eigen betalingen te berekenen moeten we deze drie verdelingen combineren.

Als eerste stap verwaarlozen we de verschillen tussen kostenverdelingen voor tandartshulp en de overige voorzieningen[19]. Deze verschillen hangen uitsluitend samen met specifieke regelingen voor bijbetalingen. De variatiecoëfficiënt van de kostenverdeling zonder ziekenhuisopname verklaren we ook van toepassing op tandartshulp. We houden nu twee kostenverdelingen over: een kostenverdeling voor verzekerden zonder en met klinische kosten. Aangezien deze twee kostenverdelingen verschillen behandelen we eerst de eigen bijdragen voor verzekerden zonder klinische kosten. Voor een willekeurige patiënt *i* zonder klinische kosten zijn de eigen bijdragen gelijk aan het minimum van twee bedragen: de totale uitgaven over alle relevante voorzieningen *j* en het maximum van de eigen bijdragen *m*:

$$eb_i = \min\left(X_i^J, m\right), \;\; X_i^J = \sum_{j=1}^{J} b^j t^j x_i^j \tag{5.1}$$

Hierin is:

eb_i	eigen bijdragen individu *i*
b^j	bijbetalingsfractie voorziening *j*
t^j	tarief per eenheid voorziening *j*
x^j	volume van het gebruik voorziening *j*
m	statutair eigen risico

Op geaggregeerd niveau zijn de totale eigen betalingen dus gelijk aan de gewogen som van twee componenten. De eerste term betreft verzekerden met positieve kosten lager dan *m* ; in dit geval betaalt de patiënt alle kosten. De tweede term heeft betrekking op personen met kosten hoger dan *m* ; in dit geval zijn de eigen bijdragen per verzekerde uiteraard gelijk aan *m*. De gewichten zijn gelijk aan de kans om tot een van beide groepen te behoren. De totale verwachte eigen bijdragen $E(eb_i)$ zijn dan gelijk aan:

$$E(eb_i) = \Pr\left[0 < X_i^J < m\right] \; E\left(X_i^J \mid 0 < X_i^J < m\right) + \Pr\left[X_i^J > m\right] \; m \tag{5.2}$$

met:

Pr[*a* < *x* < *b*]	de kans dat de variabele *x* ligt in het interval (*a*, *b*)
E(*x*|*a*<*x*<*b*)	de voorwaardelijke verwachting van *x*, gegeven dat de variabele *x* ligt in het interval (*a*, *b*)

Vergelijking (5.2) beschrijft de werkelijkheid maar voor een deel: alleen de eigen bijdragen voor verzekerden zonder klinische kosten. We breiden het model vervolgens uit voor verzekerden met opnamen. In dat geval willen we ook weten of er verschillen zijn in het

[19] De parameters voor de verdeling van de tandartskosten over verzekerden gebruiken we wel bij het berekenen van eigen betalingen voor aanvullende tandartsverzekeringen. Zie paragraaf 5.4.

zorggebruik tussen patiënten met en zonder opname voor andere voorzieningen dan ziekenhuizen: gaan deze vaker naar de huisarts, tandarts, fysiotherapeut? Omdat hierover geen gegevens voorhanden zijn, veronderstellen we dat patiënten met ziekenhuisopnamen zich niet onderscheiden van anderen in het gebruik van andere curatieve voorzieningen.

Laten we nu binnen de groep curatieve voorzieningen (J in totaal) alle niet klinische voorzieningen aangeven met J_1. Verder staat het symbool p^o voor de kans op een opname. Formule (5.2) ziet er voor het uitgebreide model nu als volgt uit:

$$\begin{aligned} E(eb_i) = \left(1 - p^o\right) & \left(\Pr\left[0 < X_i^{J_1} < m\right] \; E\left(X_i^{J_1} \mid 0 < X_i^{J_1} < m\right) + \Pr\left[X_i^{J_1} > m\right] \; m \right) + \\ & p^o \left(\Pr\left[0 < X_i^{J} < m\right] \; E\left(X_i^{J} \mid 0 < X_i^{J} < m\right) + \Pr\left[X_i^{J} > m\right] \; m \right) \end{aligned} \quad (5.3)$$

De eerste term geeft de eigen bijdragen voor de groep zonder opnamen: de kans om uit het ziekenhuis te blijven (1 - p^0) maal de kans op kosten die gemaakt worden voor de voorzieningen die vallen onder J_1. De tweede term beschouwt de kans op een opname maal de kans op kosten die gemaakt worden voor de voorzieningen die vallen onder J .

Wanneer we voor de functionele specificatie van de kostenverdelingen de lognormale vorm kiezen, is het mogelijk formule (5.3) eenvoudiger te schrijven. In dat geval is de logaritme van de kosten normaal verdeeld met parameters μ_1 en σ_1 (zonder ziekenhuisopname) en μ_2 en σ_2 (met ziekenhuisopname). Voor het berekenen van voorwaardelijke kansen en momenten van de lognormale verdeling verwijzen we naar Folmer en Westerhout (2002). Vergelijking (5.3) wordt:

$$\begin{aligned} E(eb_i) = \left(1 - p^o\right) p^1 & \left(p^1 F(c_1 - \sigma_1) \quad E\left(X_i^{J_1} \mid 0 < X_i^{J_1} < m\right) + (1 - F(c_1))m \right) + \\ & p^o p^1 \left(F(c_2 - \sigma_2) \quad E\left(X_i^{J} \mid 0 < X_i^{J} < m\right) + (1 - F(c_2))m \right) \end{aligned} \quad (5.4)$$

met p^1 de kans dat ziektekosten in een jaar optreden en

$$c_k = \frac{\ln\left(\frac{m}{b} - \mu_k\right)}{\sigma_k}, \text{ voor } k=1,2. \quad (5.5)$$

We veronderstellen dus impliciet dat wanneer iemand klinische kosten heeft, ook een beroep wordt gedaan op andere voorzieningen (bijvoorbeeld: polikliniekbezoeken, huisarts). Formule (5.4) komt overeen met van Vliet en van der Burg (1996), pagina 9.

Hoe reageren eigen betalingen op een toename in het maximum van de eigen betalingen? Om dit te onderzoeken schrijven we vergelijking (5.3) in een algemenere vorm:

$$E(eb) = f(p^o, m, t, X(t,m)) \tag{5.6}$$

De verwachte eigen betalingen nemen toe wanneer de kans op een opname (p^o) toeneemt. Dit komt omdat de patiënt die is opgenomen meer kosten heeft dan iemand zonder opname; hierdoor is ook de verwachte eigen bijdrage hoger. Wanneer het tarief *t* van een willekeurige voorziening toeneemt, stijgen in eerste instantie de totale uitgaven. Immers de kans op overschrijding van *m* neemt toe waardoor meer mensen het maximale bedrag betalen. Tegelijk neemt het gebruik *X* af omdat de vraag afneemt. Bij de gegeven waarden voor de prijselasticiteit van de vraag (zie hiervoor paragraaf 2.2) is de daling in het gebruik echter relatief klein zodat het totale effect van een toename van het tarief van een willekeurige voorziening op de eigen bijdragen positief blijft. Een zelfde soort redenering geldt voor een toename in het maximum *m*, al spelen hier meer effecten. Bij een gelijkblijvende overschrijdingskans nemen de eigen bijdragen toe, omdat het maximum toeneemt. Verder neemt de groep verzekerden met kosten lager dan *m* toe, terwijl ook hun eigen betalingen toenemen. Dit laatste effect wordt afgeremd door een daling in het gebruik per verzekerde binnen deze groep. Het totale effect van een toename in *m* op de verwachte eigen betalingen is echter positief. Dit is ook intuïtief duidelijk: wanneer het maximum *m* gelijk is aan nul, zijn er geen eigen betalingen. Wanneer *m* oneindig groot is, zijn de eigen bijdragen gelijk aan de totale uitgaven. Deze laatste zijn dan weliswaar beduidend lager dan in het geval m=0, maar nog steeds flink positief.

Het toepassen van formule (5.4) vereist dat we waarden berekenen voor zes parameters: p^o, p^1, μ_1, σ_1, μ_2 en σ_2 . De waarden van σ_1 en σ_2 hangen samen met de variatiecoëfficiënt van de corresponderende lognormale verdeling (vergelijk formule (2.9) uit paragraaf 2.2). Deze laatste ontlenen we aan van Vliet en van der Burg (1996), evenals de voorwaardelijke kansen op positieve kosten p^1. De waarden voor μ_1 en μ_2 (de verwachte waarde van de logaritme van de kosten) volgen uit het model. De voorwaardelijke kans op een opname, gegeven dat de kosten positief zijn is gelijk aan de kans op een opname gedeeld door de kans op positieve kosten, p^1. De kans op een opname benaderen we door het aantal opnamen per hoofd van de betreffende verzekerdenpopulatie. Tabel 5.2 geeft alle berekende waarden. Omdat de waarden van p^0, μ_1 en μ_2 van jaar tot jaar verschillen, geven we de waarden in 2002.

Tabel 5.3	**Parameters voor de berekening van eigen betalingen voor curatieve voorzieningen (2002)**		
Parameter	Symbool	Ziekenfondsverzekerden	Particulier verzekerden
Verwachte waarde log kosten, zonder opname	μ_1	5.600	5.357
Verwachte waarde log kosten, met opname	μ_2	6.671	6.465
Standaarddeviatie log kosten, zonder opname	σ_1	1.169	1.278
Standaarddeviatie log kosten, met opname	σ_2	0.944	0.896
Kans op positieve kosten	p^1	0.834	0.796
Kans op opname, gegeven positieve kosten	p^o	0.103	0.070

Eigen bijdragen per voorziening

De vraag naar de diensten van een willekeurige voorziening hangt onder meer af van het statutair eigen risico *m*. Omdat dit een gemeenschappelijk eigen risico is voor een aantal voorzieningen, is de vraag naar een willekeurige voorziening niet zozeer een functie van *m*, maar van dat gedeelte dat nog openstaat op het moment dat de vraag wordt uitgeoefend. We noemen dit het effectief eigen risico m^j van een voorziening *j*. Omdat de volgorde waarin een willekeurige patiënt gebruik maakt van de diensten van verschillende zorgaanbieders niet vastligt, is het bijvoorbeeld niet mogelijk te bepalen of iemand voordat hij een bezoek brengt aan de huisarts in datzelfde jaar al kosten heeft gemaakt voor andere voorzieningen. Het vraagmodel geeft dus geen uitsluitsel over de verdeling van de totale eigen betalingen over de verschillende voorzieningen.

Voor het toedelen van de totale eigen betalingen hanteren we daarom een vuistregel. In de historische periode gebruiken we aandelen die zijn berekend op basis van gegevens uit de zorgrekeningen van het CBS; voor jaren na 2001 houden we deze aandelen constant[20]. De verwachte eigen bijdrage $E(eb^j)$ voor de zorg verleend door voorziening *j* is dus te schrijven als:

$$E(eb^j) = \gamma^j E(eb) \tag{5.7}$$

Zoals gezegd hangt de vraag naar een voorziening *j* af van het deel van het eigen risico dat op dat moment nog openstaat, het effectieve eigen risico m^j. Hiervoor geldt dan:

$$m^j = m - \left(E(eb) - E(eb^j)\right) = m - (1-\gamma^j)E(eb) \tag{5.8}$$

[20] Deze veronderstelling passen we vanzelfsprekend aan bij simulaties van veranderingen in het systeem van eigen bijdragen (zie hoofdstuk15).

Het effectief eigen risico voor huisartshulp is dus gelijk aan het statutair eigen risico *m* min de eigen betalingen aan andere voorzieningen. Deze laatste zijn op hun beurt weer een functie van de bijbehorende effectieve eigen risico's en dus (onder andere) van dat voor huisartshulp.

Tabel 5.4 geeft de effectieve eigen risico's voor particulier verzekerden voor het jaar 2002.

Tabel 5.4 Effectieve eigen risico's per particulier verzekerde (2002)

Gemiddeld statutair eigen risico (euro)	66
Voorziening	Effectief eigen risico (euro)
Huisarts, eerste contacten	9,8
Huisarts, herhaalcontacten	5,6
Fysiotherapeut, eerste contacten	4,3
Fysiotherapeut, herhaalcontacten	8,1
Tandarts, eerste contacten	12,2
Tandarts, herhaalcontacten	10,8
Specialist, eerste poliklinische behandelingen	5,3
Specialist, herhaalbehandelingen	9,8
Geneesmiddelen, WTG, octrooi is geldig	11,0
Geneesmiddelen, WTG, octrooi is niet meer geldig	19,8

Bron:Gemiddeld statutair eigen risico:Vektis; Verdeling voorzieningen Zorgmodel.

Particulier verzekerden met onvolledige dekking

Een aantal particulier verzekerden heeft een polis zonder dekking voor de kosten van huisarts (meestal in combinatie met geneesmiddelen) en/of tandarts. De vraag voor deze groep modelleren we apart. Omdat we geen gegevens hebben over de verschillen in zorgbehoefte tussen deze groep verzekerden en de overige particuliere patiënten, is het enige onderscheid het statutair eigen risico. We stellen voor deze groep het statutair eigen risico voor deze ongedekte zorg op oneindig. Dit betekent dat voor deze groep verzekerden alle kosten die niet door de polis worden gedekt in feite eigen betalingen zijn. Hierdoor is de vraag van deze groep gedeeltelijk verzekerden lager dan de vraag van de groep met volledige dekking. Om de eigen betalingen te kunnen berekenen kunnen we echter niet volstaan met de berekende vraag: het feitelijke gebruik is bepalend voor de eigen bijdrage. Omdat de zorgaanbieder bij een gegeven tarief geen onderscheid maakt tussen verzekerden met verschillende eigen risico's nemen we aan dat de verhouding in het gebruik per hoofd tussen iemand met een gedeeltelijke en iemand met een volledige dekking hetzelfde is als bij de vraag per hoofd. Noem de fractie verzekerden met gedeeltelijke dekking ξ , het gebruik G, de vraag V en het tarief t, dan geldt voor de totale kosten K aan eigen bijdrage:

$$K = K_1 + K_2 = G_1 t + G_2 t = G_1 t\left(1+\frac{G_2}{G_1}\right) = K_1\left(1+\frac{V_2}{V_1}\right) \to K_1 = \frac{K}{1+\frac{V_2}{V_1}};$$

$$K_2 = K - K_1 = \frac{\frac{V_2}{V_1}}{1+\frac{V_2}{V_1}}K \tag{5.9}$$

Hierin verwijst de onderindex naar de groep met gedeeltelijke (1) en volledige dekking (2). De totale kosten per hoofd in beide groepen zijn nu te bepalen als $\frac{K_1}{\xi N}$ en $\frac{K_2}{(1-\xi)N}$. Merk op dat de parameter ξ verschilt per voorziening.

Geneesmiddelen

Bovenstaande analyse heeft betrekking op geneesmiddelen die vallen onder de WTG. Het model houdt (nog) geen rekening met eigen bijdragen voor buiten-WTG middelen. De vraag naar deze medicijnen is immers niet apart gemodelleerd: het gebruik volgt de ontwikkeling van de WTG-middelen. Nu zouden we hier met een vuistregel kunnen volstaan: bereken het aandeel van de eigen bijdragen voor WTG-middelen in de totale kosten ervan en pas deze fractie ook toe op buiten-WTG middelen. Hoewel deze regel praktisch bruikbaar is, kleven er twee bezwaren aan. Het eerste is dat gegevens over deze bijbetalingen niet beschikbaar zijn; achteraf toetsen op een plausibele uitkomst is dus niet mogelijk. Verder leidt deze regel tot een inconsistentie in het model omdat kosten voor buiten-WTG middelen veelal ook vallen onder het statutair eigen risico. Om bovenstaande redenen is daarom afgezien van een modellering van eigen bijdragen voor buiten-WTG middelen.

Behalve eigen bijdragen die het gevolg zijn van de polisvoorwaarden zijn er ook bijbetalingen in het kader van het GVS. Bijbetaling is noodzakelijk als een geneesmiddel is vermeld op bijlage 1a van de Regeling farmaceutische hulp en de prijs van het betreffende middel hoger is dan een vastgestelde limietprijs. Dit geldt zowel voor ziekenfondsverzekerden als particuliere patiënten. Gezien het hoge aggregatieniveau kan het Zorgmodel hierover geen uitspraak doen. De betreffende bijbetalingen ontlenen we daarom aan gegevens van het College Voor Zorgverzekeringen (GIP peilingen, diverse jaren). In dit geval kunnen we de buiten-WTG middelen wel meenemen.

Per september 1999 is voor ziekenfondsverzekerden een regeling van kracht waarbij een aantal buiten-WTG middelen (en identieke WTG-middelen) onder bepaalde voorwaarden zijn uitgesloten van vergoeding. Concreet betekent dit dat het eerste recept voor deze middelen voor eigen rekening komt, en de vergoeding van vervolgrecepten slechts plaatsvindt indien sprake is van chronisch gebruik. Dit heeft invloed op de GVS bijbetalingen, omdat een deel van de kosten nu terecht komt in het derde compartiment.

5.4 Derde compartiment

Kosten van herhaalcontacten bij tandartsen vallen onder de definitie van het derde compartiment. Dit geldt ook voor kosten van WTZ-ers en die ZFW verzekerden met en zonder aanvullende verzekering. Voor fysiotherapeuten geldt dat vanaf 1996 tot 2003 alleen de eerste negen behandelingen worden vergoed. Kosten van verdere herhaalbehandelingen vallen in het derde compartiment. Met ingang van 2004 is de regeling omgekeerd: de kosten van de eerste negen behandelingen worden gerekend tot het derde compartiment, de rest is tweede compartiment. Voor chronisch zieken geldt een ruimere vergoeding. Het model berekent de totale eigen bijdragen en deze worden achteraf toegewezen aan het tweede en derde compartiment.

6 Financiering per sector

6.1 Algemene methodiek

Voor alle onderscheiden sectoren (zie tabel 2.1 in deel A) bepaalt het model de totale zorguitgaven onderscheiden naar verzekeringsvorm: AWBZ, ziekenfonds (ZFW) of particulier. De kosten van de zorg zijn nog wat hoger omdat de overheid of bedrijven zorginstellingen subsidiëren of op andere manieren financieel tegemoet komen. Deze bijdragen zijn in het model meestal een percentage van de totale zorguitgaven.

De zorguitgaven zijn in het model opgesplitst in het deel dat gedekt wordt door de verzekering (het wettelijke deel) en het deel dat niet onder verzekering valt (het niet wettelijk deel). Het wettelijk deel van de zorguitgaven wordt gedekt worden door eigen betalingen van de patiënt en door de verzekering. Deze laatste dekking van de uitgaven wordt voornamelijk gefinancierd uit de premieopbrengsten. In de AWBZ en de ZFW draagt ook de overheid bij aan de financiering.

De eigen betalingen in de AWBZ bestaan uit de wettelijke eigen bijdragen van de cliënten. De eigen betalingen van de ziekenfondsverzekerden omvat de wettelijk eigen bijdragen, de eigen bijdragen in het kader van het wettelijk eigen risico en de niet wettelijke zorguitgaven (het derde compartiment). De eigen betalingen van de particuliere verzekerden omvat dezelfde posten alleen niet op wettelijke maar op statutaire basis.

6.2 Berekening prijzen en volumina

Met uitzondering van exogene sectoren (zoals preventie en diversen) zijn de verschillende componenten van de financiering idealiter het product van een volume en een prijs. Het volume berekenen we uit een of meer volume indicatoren. Deze indicatoren zijn gedefinieerd in fysieke zoals aantallen contacten en verrichtingen (artsen), behandelingen, opnames, verpleegdagen (ziekenhuizen), of aantallen gebruikers (AWBZ sectoren). De prijs berekenen uit een of meer tarieven. Tot op heden zijn deze tarieven veelal financieringstarieven en budgettarieven. In de toekomst zal in een aantal sectoren de tarieven bepaald worden door onderhandelingen tussen verzekeraars en de zorgaanbieders.

Per sector berekenen we de totale Paasche prijsindex en de bijbehorende volume-index van Laspeyres. De prijsindex is gelijk aan de productiewaarde in lopende prijzen gedeeld door de productiewaarde in prijzen van het voorafgaand jaar. De productiewaarde in lopende prijzen is de som van de volume-indicatoren gewogen hun bijbehorende tarieven. De som van de volume-indicatoren vermenigvuldigd met hun bijhorende tarieven uit het voorgaande jaar is de productiewaarde van de sector in prijzen van het voorgaande jaar. Gegeven de Paasche prijsindex volgt de volume Laspeyres index direct door de waardeindex van de productie te delen door de prijsindex.

Appendix A:
Technische uitwerking ziekenhuismodel

Voor de doelstellingsfunctie van het ziekenhuismanagement kiezen we de volgende vorm:

$$U_t = \left(\frac{RAK_{t+2}}{(1+r_t)(1+r_{t+1})\, p_t^c} \right) - 1/2 \left[\eta^o \left(\frac{o_t - z_t^o}{z_t^o} \right)^2 + \eta^x \left(\frac{x_t - z_t^x}{z_t^x} \right)^2 \right] \qquad \text{(A.1)}$$

$$RAK_{t+1} = (1+r_t) RAK_t + B_t - C_t \qquad \text{(A.2)}$$

$$B_t = \bar{B}_t + \tilde{B}_t + C_t^n \qquad \text{(A.3)}$$

U_t is het nut van de ziekenhuismanager, RAK_t het niveau van de reserves aan het begin van jaar t, r_t de nominale rente, o_t het aantal gerealiseerde opnamen en x_t het aantal polikliniekbezoeken. De variabelen z_t^o en z_t^x verwijzen naar de vraag naar ziekenhuisopnamen en vervolgbezoeken aan de polikliniek. De parameters η^0 en η^x zijn gewichten voor het negatieve nut (ten opzichte van de reservepositie van het ziekenhuis) van een discrepantie tussen vraag en aanbod van medische voorzieningen. In tegenstelling tot het artsenmodel zijn de ethische kosten een continue functie van de afwijking tussen vraag en aanbod van medische zorg. Omdat dagbehandelingen zijn gekoppeld aan opnamen heeft het geen zin deze apart in de ethische kosten op te nemen.

Vergelijking (A2) schetst de accumulatie van ziekenhuisreserves ten gevolge van rente-inkomsten en het netto bedrijfsresultaat. Laatstgenoemde variabele wordt gedefinieerd als het verschil tussen het ziekenhuisbudget *B* en de feitelijke productiekosten *C*. met behulp van vergelijking (A2) is de eerste term uit de nutsfunctie te herschrijven als:

$$\frac{RAK_{t+2}}{(1+r_t)(1+r_{t+1})\, p_t^c} = \frac{(1+r_t)\big((1+r_{t+1}) RAK_t + B_t - C_t\big) + B_{t+1} - C_{t+1}}{(1+r_t)(1+r_{t+1})\, p_t^c} \qquad \text{(A.4)}$$

De opbrengsten van ziekenhuizen bestaan uit drie componenten (vergelijking (A3)). Twee ervan zijn prospectief, één is retrospectief. De retrospectieve component C_t^n is een vergoeding voor de kapitaallasten. De vaste prospectieve component $\tilde{B}_t$ was in het systeem van functiegerichte budgettering afhankelijk van het aantal bedden en specialisten in het ziekenhuis en het aantal inwoners dat voor zorg op dit ziekenhuis was aangewezen.

De variabele prospectieve component $\bar{B}_t$ is afhankelijk van afspraken tussen ziekenhuizen en verzekeraars over een aantal componenten van de ziekenhuisproductie: eerste polikliniekbezoeken, ziekenhuisopnamen, dagbehandelingen en verpleegdagen. In het zorgmodel zijn productieafspraken gekoppeld aan realisaties uit het verleden en de groei van het aantal verrichtingen:

$$
\begin{aligned}
& o_{t+1}^{a} = o_t \alpha_t^{o} \equiv o_t \left(1 + s_t^{a} /100\right) + \bar{o}_{t+1} \\
& v_{t+1}^{a} = v_t \alpha_t^{v} \equiv v_t \left(1 + s_t^{a} /100 + \dot{\varepsilon}_t /100\right) + \bar{v}_{t+1} \qquad \text{(A.5)} \\
& d_{t+1}^{a} = d_t \alpha_t^{d} \equiv d_t \left(1 + s_t^{a} /100\right) + \bar{d}_{t+1}
\end{aligned}
$$

De productieafspraak voor het aantal verpleegdagen is ook afhankelijk van de mutatie in de ligduur ε per opname. We kunnen nu de variabele prospectieve opbrengst component in het jaar t +1 schrijven als:

$$
\bar{B}_{t+1} = \beta_{t+1}^{o} \alpha_t^{o} o_t + \beta_{t+1}^{v} \alpha_t^{v} v_t + \beta v_{t+1}^{d} \alpha_t^{d} d_t \qquad \text{(A.6)}
$$

In paragraaf 3.2 is uitgelegd dat we door het definiëren van een aantal relaties tussen de verschillende ziekenhuisproducten het aantal beslissingsvariabelen hebben gereduceerd tot één: het aantal opnamen. Voor de volledigheid herhalen we hier alle dwarsverbanden. Het eerste is een definitievergelijking: het totale aantal verrichtingen (s_t^{sp}) is gelijk aan de som van het aantal klinische en poliklinische verrichtingen. De eerste component valt weer uiteen in verrichtingen tijdens opnamen en die tijdens dagbehandelingen:

$$
\theta_t^{o} o_t + \theta_t^{d} d_t + \theta_t^{x} x_t = s_t^{sp} \qquad \text{(A.7)}
$$

met o het aantal opnamen, d het aantal dagbehandelingen, x het aantal poliklinieckbezoeken en s^{sp} het totaal aan specialistische verrichtingen. De variabelen θ_t^{o} , θ_t^{d} en θ_t^{x} refereren aan het aantal verrichtingen dat correspondeert met één ziekenhuisopname, één dagbehandeling dan wel één polikliniekbezoek. Omdat dagbehandelingen en opnamen niet complementair zijn, maar beperkt substitueerbaar is de som van beide grootheden geen goede maatstaf voor de totale klinische productie. Daarom volgen we de benadering uit paragraaf 3.2 (vergelijking 3.10 t/m 3.13). Voor het gemak herhalen we het eindresultaat (3.13):

$$
\frac{d_t}{o_t} = \alpha_t^{\mu/(\mu-1)} \left(\frac{\beta_{t+1}^{d} \alpha_t^{d}}{\beta_{t+1}^{o} \alpha_t^{o} + \beta_{t+1}^{v} \alpha_t^{v} \varepsilon_t} \right)^{1/(\mu-1)} \qquad \text{(A.8)}
$$

Uit vergelijking (A.8) volgt dat het aantal dagbehandelingen per opname toeneemt wanneer de budgetparameter van dagbehandelingen stijgt ten opzichte van die van opnamen, inclusief verpleegdagen (μ is immers > 1)

Tenslotte geldt voor het aantal verpleegdagen:

$$v_t = \varepsilon_t o_t \tag{A.9}$$

Het optimale aantal opnamen volgt nu door de afgeleide van de doelstellingsfunctie naar opnamen gelijk te stellen aan nul:

$$\frac{dU_t}{do_t} = \frac{\partial U_t}{\partial o_t} + \frac{\partial U_t}{\partial d_t}\frac{\partial d_t}{\partial o_t} + \frac{\partial U_t}{\partial v_t}\frac{\partial v_t}{\partial o_t} + \frac{\partial U_t}{\partial x_t}\frac{\partial x_t}{\partial o_t} = 0 \tag{A.10}$$

Met behulp van (A.8) volgt:

$$\frac{\partial d_t}{\partial o_t} = \alpha_t^{\mu/(\mu-1)}\left(\frac{\beta_{t+1}^d \alpha_t^d}{\beta_{t+1}^o \alpha_t^o + \beta_{t+1}^v \alpha_t^v \varepsilon_t}\right)^{1/(\mu-1)} \tag{A.11}$$

Nu volgt uit vergelijking (A.9):

$$\begin{aligned} x_t &= \frac{s_t^{sp} - \theta_t^o o_t - \theta_t^d d_t}{\theta_t^x} \Rightarrow \\ \frac{\partial x_t}{\partial o_t} &= -\frac{\theta_t^x}{\theta_t^o} - \frac{\theta_t^x}{\theta_t^d}\frac{\partial d_t}{\partial o_t} \end{aligned} \tag{A.12}$$

Voor de eerste term uit het rechterlid van (A.10) geldt:

$$\frac{dU_t}{do_t} = \frac{\partial}{\partial o_t}\left[\frac{B_{t+1}}{p_t(1+r_t)} + \frac{B_t}{p_t} - \frac{C_{t+1}}{p_t(1+r_t)} - \frac{C}{P_t}\right] - \eta^o\left[\frac{o_t - z_t^o}{(z_t)^2}\right] \tag{A.13}$$

De tweede en derde term uit het rechterlid van (A.13) zijn te schrijven als:

$$\frac{\partial U_t}{\partial d_t}\frac{\partial d_t}{\partial o_t} = \frac{\partial}{\partial d_t}\left[\frac{B_{t+1}}{p_t(1+r_t)} + \frac{B_t}{p_t} - \frac{C_{t+1}}{p_t(1+r_t)} - \frac{C}{p_t}\right]\frac{\partial d_t}{\partial o_t} \tag{A.14}$$

en:

$$\varepsilon_t \frac{\partial U_t}{\partial v_t} = \varepsilon_t \frac{\partial}{\partial v_t}\left[\frac{B_{t+1}}{p_t(1+r_t)} + \frac{B_t}{p_t} - \frac{C_{t+1}}{p_t(1+r_t)} - \frac{C}{p_t}\right] \tag{A.15}$$

Tenslotte geldt:

$$\frac{\partial U_t}{\partial x_t}\frac{\partial x_t}{\partial o_t} = \left\{\frac{\partial}{\partial x_t}\left(\frac{B_{t+1}}{p_t(1+r_t)} + \frac{B_t}{p_t} - \frac{C_{t+1}}{p_t(1+r_t)} - \frac{C}{p_t}\right) - \eta^x\left(\frac{x_t - z_t^x}{(z_t^x)^2}\right)\right\}\frac{\partial x_t}{\partial o_t} \tag{A.16}$$

De verschillende afgeleiden van het budget naar opnamen, dagbehandelingen, herhaalbezoeken aan de polikliniek en verpleegdagen zijn als volgt (zie ook vergelijking (A5)):

$$\begin{aligned}
&\frac{\partial B_t}{\partial o_t} = 0 \quad \frac{\partial B_{t+1}}{\partial o_t} = \beta_{t+1}^o \alpha_t^o \\
&\frac{\partial B_t}{\partial o_t} = 0 \quad \frac{\partial B_{t+1}}{\partial d_t} = \beta_{t+1}^d \alpha_t^d \\
&\frac{\partial B_t}{\partial o_t} = 0 \quad \frac{\partial B_{t+1}}{\partial v_t} = \beta_{t+1}^v \alpha_t^v \\
&\frac{\partial B_t}{\partial o_t} = 0 \quad \frac{\partial B_{t+1}}{\partial v_t} = 0
\end{aligned} \tag{A.17}$$

De kostenfunctie in periode *t+1*, C_{t+1} hangt niet af van productieniveaus in periode *t*. De kosten in periode *t* zijn slechts een functie van het aantal verrichtingen s_t^{sp} en het aantal verpleegdagen v_t. Er geldt, gegeven de vorm van de kostenfunctie (zie vergelijking (3.16)), en gegeven de keus voor de twee productiemaatstaven:

$$\begin{aligned}
&\frac{\partial C_t}{\partial v_t} = \frac{C_t}{v_t}\frac{\partial \ln C_t}{\partial \ln v_t}\left(\alpha_v + \alpha_{sv}\ln s_t^{sp} + \alpha_{vv}\ln v_t + \beta_{vl}\ln p_t^l + \beta_{vl}\ln p_t^l + \delta_{kv}\ln k_t\right) \\
&\qquad \frac{\partial C_t}{\partial o_t} = 0; \ \frac{\partial C_t}{\partial d_t} = o; \ \frac{\partial C_t}{\partial d_t} = 0;
\end{aligned} \tag{A.18}$$

Dit betekent dat we de vergelijkingen (A.13) – (A.18) kunnen schrijven als:

$$\frac{dU_t}{do_t} = \frac{\beta_{t+1}^o \alpha_t^o}{p_t(1+r_t)} - \eta^o\left[\frac{o_t - z_t^o}{(z_t)^2}\right] \tag{A.19}$$

$$\frac{\partial U_t}{\partial d_t}\frac{\partial d_t}{\partial o_t} = \frac{\beta_{t+1}^d \alpha_t^d}{p_t(1+r_t)}\frac{\partial d_t}{\partial o_t} \tag{A.20}$$

$$\frac{\partial U_t}{\partial v_t}\frac{\partial v_t}{\partial o_t} = \frac{\beta_{t+1}^d \alpha_t^v \varepsilon_t}{p_t(1+r_t)} - \frac{C_t}{p_t o_t}\frac{\partial \ln C_t}{\partial \ln v_t} \tag{A.21}$$

$$\frac{\partial U_t}{\partial x_t}\frac{\partial x_t}{\partial o_t} = -\eta^x \left(\frac{x_t - z_t^x}{(z_t^x)^2} \right) \frac{\partial x_t}{\partial o_t} \tag{A.22}$$

Tenslotte volgt het aantal opnamen als oplossing van de vergelijking

$$\begin{aligned} &\frac{\beta_{t+1}^o \alpha_t^o + \beta_{t+1}^v \alpha_t^v \varepsilon_t + \beta_{t+1}^d \alpha_t^v \frac{\partial d_t}{\partial o_t}}{p_t (1 + r_t)} - \frac{C_t}{p_t o_t}\frac{\partial \ln C_t}{\partial \ln v_t} - \frac{\eta^o (o_t - z_t^o)}{(z_t^o)^2} + \\ &\left(\frac{\theta_t^o}{\theta_t^x} + \frac{\theta_t^d}{\theta_t^x}\frac{\partial d_t}{\partial o_t} \right) \frac{\eta^x (x_t - z_t^x)}{(z_t^x)^2} = 0 \end{aligned} \tag{A.23}$$

Hierin is C_t gedefinieerd in vergelijking (3.16), $\frac{\partial \ln C_t}{\partial v_t}$ in (A.18), x_t in (A.5) en $\frac{\partial d_t}{\partial o_t}$ in vergelijking (A.10).

Referenties

AVO, 1991, Aanvullend voorzieningengebruik onderzoek, SCP onderzoek.

Blank, J.L.T., E. Eggink en A.H.Q.M. Merkies, 2000, Between Bed and Budget: The efficiency of Dutch Hospitals, 2000, in: J.L.T. Blank (ed.) Public provision and performance contributions from efficiency and productivity measures, Elsevier Science B.V.

Blank, J.L.T. en E. Eggink, 1996, Productie en kosten in algemene ziekenhuizen, Werkdocument, SCP, Rijswijk.

Canton, E. en E.W.M.T. Westerhout, 1999, A Model for the Dutch Pharmaceutical Market, *Health Economics* 8(5), pag. 391-402.

CPB/SCP, 1999, Ramingsmodel Zorgsector, eindrapport tweede fase, den Haag.

CTG, 1999, jaarverslag 1999, College tarieven gezondheidszorg, Utrecht.

CTG, 2000, jaarverslag 2000, College tarieven gezondheidszorg, Utrecht.

CTG, 2002, jaarverslag 2000, College tarieven gezondheidszorg, Utrecht

Douven, R.C.M.H., 2000, Empirische invulling van het gereguleerde competitiemodel voor ziekenfondsen in het Zorgmodel, CPB Interne Notitie (rmz_311).

Douven, R.C.M.H., 2000a, Regulated Competition in Health Insurance Markets, CPB Memorandum 171.

Douven, R., E. Mot en C.Folmer, 2004, Momentopname van de AWBZ: een analyse van sterke en zwakke punten, CPB Document 54.

Erken, O., 2004, Verzekerde selectie?, CPB Memorandum 84.

Folmer, C., 1998, Empirical Estimates of Physician Models, CPB Document ??, Mimeo

Folmer, C., 1999, Indirecte verwijzingen van huisartsen, CPB Interne Notitie (rmz_220).

Folmer, C., 2000, Bepaling van de parameters van de verdeling van ethische kosten in de artsenmodellen, CPB Interne Notitie (rmz_306).

Folmer, C, 2000a, Bonussen en kortingen in het geneesmiddelenmodel, CPB Interne Notitie (rmz_305).

Folmer, C. en E.W.M.T. Westerhout, 1997, Evaluatie van twee patienten modellen, CPB Interne Notitie (rmz_204).

Folmer, C. en E.W.M.T. Westerhout, 2002, Financing specialist services in The Netherlands: welfare implications from imperfect agency, CPB Discussion Paper 6.

Gameren, E. van, I. Woittiez en I.L. Ooms, 2001, Verslaglegging van de modellering van de ouderenzorg ten behoeve van her Ramingsmodel Zorg, SCP werkdocument 78.

Gils, S. van, 1998, Implementatie van een translog-kostenfunctie in het ziekenhuismodel van het Ramingsmodel Zorgsector, CPB Interne Notitie.

Glied, S, 2000, Managed care, hoofdstuk 13 in: Culyer, A.J. en J.P. Newhouse (red.), Handbook of Health Economics, Elsevier.

Hutten, J.B.F., 1998, Workload and Provision of Care in General Practice, NIVEL, PhD Thesis, Tilburg University

IOO, 2000, Concurrentie tussen particuliere zorgverzekeraars, Zoetermeer.

Lapré R., Rutten F. en E. Schut, 2001, Algemene Economie van de gezondheidszorg, Elsevier gezondheidszorg, Maarssen.

Lee, C., 1995, Optimal Medical Treatment under Asymmetric Information, *Journal of Health Economics* 14 (4), pag. 419-441.

Marquis, M.S. en S.H. Long, 1995, Worker Demand for Health Insurance in the Non-Group Market, *Journal of Health Economics* 14 (1), pag. 47-63.

Mosseveld, C.J.P.M. van, J.M. Smit en M.F.C. Freese, 2004, Working Paper Zorgrekeningen 1998-2003, CBS.

Ooms. I.L., E. van Gameren en I. Woittiez, 2002, Verslaglegging van de modellering van de gehandicaptenzorg ten behoeve van het Ramingsmodel Zorg, SCP werkdocument 83.

Polder, J.J., J. Takken, W.J. Meerding, G.J. Kommer, L.J. Stokx, 2002, *Kosten van ziekten in Nederland - De zorgeuro ontrafeld*, Bilthoven, Rotterdam, Houten: Centrum VTV RIVM, Instituut Maatschappelijk Gezondheidszorg Erasmus MC, Bohn Stafleu Van Loghum.

Spaendonck, T. van, en R. Douven, 2001, Uitgavenontwikkelingen in de gezondheidszorg, CPB Memorandum, den Haag.

Schut, F.T. en W.H.J. Hassink, 2002, Managed competition and consumer price sensitivity in social health insurance, *Journal of Health Economics* 21 (6), pag. 89-112.

Vliet, R.C.J.A. van, 1998, Schatting verzekeringseffecten op basis van de CBS Gezondheidsenquete ten behoeve van Ramingsmodel Zorgsector, Erasmus Universiteit, Rotterdam.

Vliet, R.C.J.A. van, en H.G. van der Burg, 1996, Verdelingsfuncties voor Kosten van Zorgvoorzieningen, Instituut beleid en Management Gezondheidszorg, Erasmus Universiteit, Rotterdam.

Woittiez, I., I.L. Ooms, I. Schoemakers - Salkinoja en B. Kuhry, 2002, Modellering van de Gehandicaptenzorg als onderdeel van het Ramingsmodel Zorg, tweede fase, SCP werkdocument 81, SCP, den Haag.