

## **Bijlage 3**

# **Effectanalyse met voorspelde patiëntkeuzen stichting Interconfessioneel Spaarne Ziekenhuis - stichting Kennemer Gasthuis**

Juli 2012

# Inhoud

<b>1. Inleiding</b>	<b>3</b>
<b>2. Model</b>	<b>4</b>
<b>3. Data</b>	<b>5</b>
3.1     Dataselectie	5
3.2     Locaties	5
<b>4. Schatting</b>	<b>6</b>
<b>5. Effectanalyse</b>	<b>8</b>
<b>6. Appendix</b>	<b>10</b>
<b>7. Literatuur</b>	<b>11</b>

## 1. Inleiding

De Nederlandse Zorgautoriteit (hierna: NZa) geeft in het kader van de vergunningsaanvraag ten aanzien van de concentratie van stichting Interconfessioneel Spaarne Ziekenhuis (hierna: Spaarne) en stichting Kennemer Gasthuis (hierna: KG) een zienswijze aan de Nederlandse Mededingingsautoriteit (hierna: NMa).

Deze bijlage bij de NZa zienswijze bevat de kwantitatieve effectanalyse van deze concentratie op basis van voorspelde patiëntkeuzen. Hierbij past de NZa de WTP-methode en de LOCI-methode toe. Deze bijlage heeft tot doel de gemaakte keuzes en (deel)resultaten in het proces van dataselectie, verwerking en uitvoering van de effectanalyse te beschrijven.

In bijlage 1 bij de zienswijze geeft de NZa een algemene toelichting op deze methoden. Deze toelichting bestaat uit een algemene uitleg van het proces, de methoden, referenties naar de literatuur en overwegingen bij de te maken keuzen.

In bijlage 2 worden de methoden toegepast op basis van geobserveerde keuzen. Zoals we in hoofdstuk 3 van bijlage 2 hebben opgemerkt, kan men de keuzen van patiënten ook econometrisch schatten en met de schatting de keuze van elke patiënt voorspellen. Het voordeel hiervan is dat we dan in staat zijn om verfijndere micromarkten te bepalen. Deze bijlage voert de methoden op basis van voorspelde patiëntkeuzen uit.

## 2. Model

De OD-methode en de LOCI-methode zijn beide gebaseerd op een logit keuzemodel. Zoals we in hoofdstuk 3 van bijlage 2 hebben opgemerkt, kan men geobserveerde marktaandelen van de micromarkten gebruiken als input voor de OD-methode en de LOCI-methode. Daarnaast kan men de keuze van de patiënten econometrisch schatten en met de schatting de keuze van elke patiënt voorspellen. Het voordeel hiervan is dat we dan in staat zijn om verfijndere micromarkten te bepalen. Deze bijlage voert de tweede optie uit.

Het logit keuze model achter de OD-methode en LOCI-methode is gebaseerd op het Random Utility Model (Train, 2009). In het algemene model dat gebruikt wordt voor het modeleren van patiëntkeuzen wordt de utiliteit dat patiënt  $i$  ( $i = 1, \dots, I$ ) krijgt door zorg te ontvangen bij ziekenhuis  $j$  ( $j = 1, \dots, J$ ) gegeven door:

$$U_{ij} = X_{ij}\beta + Z_j\gamma + \varepsilon_{ij}.$$

Waarbij  $X_{ij}$  variabelen bevat die afhankelijk zijn van de patiënt en het ziekenhuis, bijvoorbeeld de reisafstand tussen de patiënt en het ziekenhuis, en de interacties hiervan met patiëntkenmerken.  $Z_j$  bevat variabelen die alleen over de ziekenhuizen variëren en dus gelijk zijn voor alle patiënten (e.g. kwaliteit). Zie bijvoorbeeld (Farrell, Balan, Brand, & Wendling, 2011) en (Capps, Dranove, & Satterthwaite, 2003).

Het is verondersteld dat patiënten het ziekenhuis kiezen waar ze de hoogste utility krijgen. Door deze keuze te observeren kunnen we hun achterliggende utility functie schatten.

Gegeven deze utiliteiten en dat  $\varepsilon_{ij}$  onafhankelijke stochastische variabelen zijn met een Extreme Waarde verdeling, wordt de kans dat patiënt  $i$  naar ziekenhuis  $j$  gegeven door:

$$\Pr_{ij} = \frac{\exp(X_{ij}\beta + Z_j\gamma + \varepsilon_{ij})}{\sum_j \exp(X_{ij}\beta + Z_j\gamma + \varepsilon_{ij})}.$$

Voor onze toepassing bestaat  $X_{ij}$  uit:

- De reistijd (in minuten) van de patiënt tot het ziekenhuis (op basis van de 4-positie postcodes en Geodan Drive Time Matrix 2010). Het is van belang om de reistijd mee te nemen omdat reistijd een belangrijke keuzefactor is (zie hoofdstuk 3 van bijlage 2)
- De interactie tussen het geslacht van de patiënt met de reisafstand. Mogelijkerwijs verschillen vrouwen en mannen tussen hun reisbereidheid.
- De interactie tussen de leeftijd van de patiënt met de reisafstand, waarbij de leeftijd is gecodeerd in een dummy waarbij het gelijk is aan 1 als de patiënt ouder is dan 65 jaar. We verwachten dat 65+ patiënten een lagere reisbereidheid hebben dan niet 65+ patiënten.

Er zijn twee aanpakken voor de keuze van  $Z_j$ .  $Z_j$  geeft dus aan hoe ziekenhuizen van elkaar verschillen. Ziekenhuizen kunnen op meerdere attributen van elkaar verschillen, bijvoorbeeld op kwaliteit en reputatie. Een mogelijke aanpak is om al deze factoren expliciet mee te nemen in het model. Gegeven dat de ziekenhuizen (mogelijk) over veel attributen kunnen verschillen en dat veel van die attributen niet geregistreerd/geobserveerd worden (e.g. kwaliteit), volgen we deze aanpak niet.

In plaats hiervan modeleren we de factoren impliciet. Hiervoor gebruiken we dummy's voor de ziekenhuizen. Hierbij krijgt elk ziekenhuis (behalve het *reference* ziekenhuis) een dummyvariabele. Gegeven dat er  $J$  ziekenhuizen zijn, kunnen de  $J-1$  dummy's  $J$  verschillende attributen oppakken,

zie ook (Farrell et al., 2011) en (Train, 2009). Dus de utiliteitsfunctie van patiënt  $i$  die zorg ontvangt bij ziekenhuis  $j$  wordt als volgt gemodelleerd:

$$U_{ij} = \sum_j^{J-1} D_{hosp\_j} \cdot \alpha_j + REISTIJD \cdot \beta_1 + REISTIJD \cdot D_{65+} \cdot \beta_2 + REISTIJD \cdot D_{man} \cdot \beta_3 + \varepsilon_{ij}.$$

In het bovenstaand model is  $D_{hosp\_j}$  de dummy voor ziekenhuis  $j$  ( $j = 1, \dots, J-1$ ),  $D_{man}$  is gelijk aan één als de patiënt een man is en  $D_{65+}$  is gelijk aan één als de patiënt 65 jaar of ouder is. Verder is  $REISTIJD$  de reistijd in minuten tussen de viercijferige postcode van de patiënt en het ziekenhuis.

## 3. Data

### 3.1 Dataselectie

Uit de DIS weten we voor elke patiënt zijn/haar diagnoses en behandelingen. Verder weten we ook het geslacht, postcode, leeftijd en het ziekenhuis waar de patiënt is behandeld. We volgen dezelfde stappen van dataselectie en dataschonen die uitgevoerd zijn bij het berekenen van de micromarkten marktaandeelen op basis van geobserveerde keuzen (zie hoofdstuk 2 van bijlage 2). Omdat we op dit moment niet over de noodzakelijke programmatuur en hardware beschikken om een keuze model te schatten van alle patiënten in Nederland, maken we een selectie van de data. Om de gevoeligheid van de data selectie te bepalen, gebruiken we twee verschillende selectie criteria. We voeren de volgende stappen uit om tot twee data subsets te komen:

- Stap 1: Alle DBC's van de productmarkt klinische algemene ziekenhuiszorg van academische en algemene ziekenhuizen (Zie hoofdstuk 2 van bijlage 2).
- Stap 2:
  - Scenario 1: Subset op Kennemer Gasthuis, Spaarne Ziekenhuis en de ziekenhuizen waarbij de diversion ratio (op basis van geobserveerde patiëntkeuzen op postcode-niveau) van één van de fusieziekenhuizen groter is dan 1%.
  - Scenario 2: Subset op Kennemer Gasthuis, Spaarne Ziekenhuis en de ziekenhuizen waarbij de diversion ratio van één van de fusieziekenhuizen groter is dan 0,5%.
  - Zie de Appendix voor de ziekenhuizen die geselecteerd zijn voor scenario 1 en 2.
- Stap 3: Alle postcodes waarbij de bovenstaande groep ziekenhuizen gezamenlijk meer dan 0,01% van hun patiënten hebben ontvangen.

Voor Scenario 1: Voor de productmarkt klinische algemene ziekenhuiszorg bevat de uiteindelijke subset 99%-100% van de omzet van Kennemer Gasthuis en Spaarne Ziekenhuis. Deze subset bevat in totaal 201.651 DBC's.

Voor Scenario 2: Voor de productmarkt klinische algemene ziekenhuiszorg bevat de uiteindelijke subset 99%-100% van de omzet van Kennemer Gasthuis en Spaarne Ziekenhuis. Deze subset bevat in totaal 268.808 DBC's.

### 3.2 Locaties

Een punt van aandacht zijn de meerdere locaties van de ziekenhuizen. Helaas weten we alleen welk ziekenhuis een patiënt heeft behandeld, en weten we niet op welke locatie(s) van dit

ziekenhuis de patiënt is behandeld. In het geval een ziekenhuis meerdere locaties heeft waar klinische behandelingen zijn uitgevoerd, hebben we de locatie met het hoogste aantal bedden meegenomen in de analyses. Om de invloed van deze keuze op de resultaten te verkennen hebben we een gevoeligheidsanalyse gedaan.

Voor Spaarne Ziekenhuis blijkt dat opnames alleen op locatie Hoofddorp plaatsvinden. Gegeven dat we onze analyse op een subset van klinische DBC's doen, kunnen we aannemen dat de patiënten in de subset die naar Spaarne Ziekenhuis zijn gegaan, op locatie Hoofddorp zijn opgenomen.

Voor Kennemer Gasthuis blijkt dat de 91% van zijn bedden op Locatie Zuid zijn gevestigd. Het is een redelijke benadering om aan te nemen dat de patiënten in de subset die naar Kennemer Gasthuis zijn gegaan, op Locatie Zuid zijn opgenomen.

Verder beschikken Rijnland Ziekenhuis, Medisch Centrum Haaglanden en Erasmus UMC over meer dan één klinische locatie met bedden. Alleen voor Medisch Centrum Haaglanden geldt dat de tweede locatie relatief groot is ten opzichte van de hoofdlocatie. Om de gevoeligheid van de schatting voor scenario 2 te bepalen ten opzichte van de klinische nevenlocatie van Medisch Centrum Haaglanden, schatten we het model ook met als hoofdlocatie de postcode van de nevenlocatie. Het gebruik van de nevenlocatie als hoofdlocatie heeft geringe invloed op de resultaten: de voorspelde prijsstijgingen op patiëntniveau zijn van 0 tot en met 1 procentpunt hoger.

De diversion ratio van de fusieziekenhuizen naar Sint Antonius Ziekenhuis ligt tussen de 0,5% en 0,6%, maar we hebben dit ziekenhuis niet meegenomen in de subset van scenario 2. De reden hiervoor is dat Sint Antonius Ziekenhuis drie klinische hoofdlocaties heeft. In onze data kunnen we dit onderscheid voor de patiënten van dit ziekenhuis niet maken. Maar gegeven de lage diversion ratio's, kunnen we aannemen dat het uitsluiten van Sint Antonius Ziekenhuis geen beduidend effect zal hebben op de resultaten. Verder dient de analyse op basis van scenario 1 als gevoeligheidstest.

## 4. Schatting

In de onderstaande tabellen geven we de resultaten van de schatting op basis van scenario 1 en 2. Zoals verwacht, heeft reistijd een negatief effect op de keuze van een patiënt voor een ziekenhuis. Verder zien we dat mannen en patiënten jonger dan 65 jaar meer bereid zijn om te reizen. De rest van de coëfficiënten zijn de coëfficiënten van de ziekenhuis-dummy's.

*Schatting voor scenario 1 (div. ratio > 1%)*

	Estimate	Std. Error	t-value	p-value
D_6010704	0,157	0,022	7,142	0,000
D_6010713	0,099	0,020	4,840	0,000
D_6010748	-0,152	0,021	-7,117	0,000
D_6010754	1,161	0,021	56,532	0,000
D_6010755	-0,402	0,019	-20,986	0,000
D_6010756	0,837	0,020	42,749	0,000
D_6010757	0,248	0,020	12,619	0,000
D_6010822	0,659	0,024	27,477	0,000
D_6010853	0,911	0,023	39,664	0,000
D_6020701	0,593	0,021	28,769	0,000
D_6020702	0,858	0,022	39,789	0,000
D_6020801	0,292	0,025	11,668	0,000
REISTIJD	-0,133	0,000	-296,699	0,000

Zienswijze

REISTIJD:D_65+	-0,031	0,001	-48,540	0,000
REISTIJD:D_man	0,010	0,001	18,066	0,000
Log-Likelihood:	-251860			
McFadden R <sup>2</sup> :	0,499			

Schatting voor scenario 2 (div. ratio > 0,5%)

	Estimate	Std. Error	t-value	p-value
D_6010704	0,071	0,020	3,542	0,000
D_6010713	0,061	0,018	3,337	0,001
D_6010742	-0,470	0,018	-25,531	0,000
D_6010748	-0,245	0,019	-12,660	0,000
D_6010751	-0,447	0,020	-22,767	0,000
D_6010754	1,048	0,019	56,593	0,000
D_6010755	-0,482	0,018	-27,191	0,000
D_6010756	0,731	0,018	41,505	0,000
D_6010757	0,165	0,017	9,459	0,000
D_6010822	0,447	0,022	20,416	0,000
D_6010853	0,672	0,021	32,186	0,000
D_6010858	0,959	0,024	39,392	0,000
D_6020701	0,509	0,018	27,549	0,000
D_6020702	0,814	0,019	42,382	0,000
D_6020801	0,214	0,023	9,459	0,000
D_6020806	0,788	0,031	25,108	0,000
REISTIJD	-0,126	0,000	-351,107	0,000
REISTIJD:D_65+	-0,039	0,001	-71,725	0,000
REISTIJD:D_man	0,011	0,000	23,572	0,000
Log-Likelihood:	-331290			
McFadden R <sup>2</sup> :	0,555			

Voor scenario 1 heeft het model een McFadden- $R^2$  van 0,50 en voor scenario 2 heeft het model een McFadden- $R^2$  van 0,56. Voor beide scenario's heeft Likelihood-Ratio-test heeft een  $p$ -waarde kleiner dan 0,001. Dit geeft aan de variabelen samen significant zijn (zie e.g. (Train, 2009)). Omdat het model ziekenhuis-dummy's bevat, is de geaggregeerde voorspelde vraag van een ziekenhuis (i.e. het voorspelde aantal patiënten dat een ziekenhuis kiest) gelijk aan de geobserveerde vraag (i.e. het geobserveerde aantal patiënten dat een ziekenhuis kiest). Een andere methode om de *fit* van het model inzichtelijk te maken is om te kijken naar het percentage correcte voorspelde keuzen, waarbij de keuze van een patiënt het ziekenhuis is met de hoogste voorspelde keuzekans<sup>1</sup>. Onze model schat 64% van de 'keuzen' goed voor scenario 1 en 67% de 'keuzen' voor scenario 2.

<sup>1</sup> Voor een bespreking van deze methode zie (Train, 2009).

## 5. Effectanalyse

In dit hoofdstuk worden de uitkomsten van de LOCI- en WTP-methoden op basis van de voorspelde en geobserveerde patiëntkeuzen opgenomen. Alle resultaten betreffen de markt voor algemene klinische ziekenhuiszorg zoals gedefinieerd in paragraaf 2.2 van bijlage 2. Met de LOCI- en WTP-methoden wordt berekend wat de procentuele LOCI dan wel WTP verandering is als gevolg van de fusie van ziekenhuizen. Voor een uitgebreide beschrijving van deze methoden wordt verwezen naar hoofdstuk 4 en 5 van bijlage 1 bij de zienswijze. Voor deze specifieke toepassing, is er voor gekozen om de LOCI-methode uit te voeren waarbij de reactie van concurrenten op een prijsverandering van de fusieziekenhuizen niet wordt meegenomen. De reden hiervoor is dat we een subset van de ziekenhuizen nemen en, dus, niet in staat zijn om de complete reactie van de concurrenten mee te nemen<sup>2</sup>.

De LOCI en WTP veranderingen worden vertaald naar prijsstijgingen door te vermenigvuldigen met een geschatte pre-fusie prijskostenmarge van 50%. In paragraaf 2.4 van bijlage 1 worden de stappen die zijn gezet om te komen tot deze resultaten nader toegelicht.

De onderstaande tabellen geven per setting de voorspelde LOCI en WTP prijsstijgingen weer. In de eerste rij wordt de prijsstijgingen op basis van de 'subset diversion ratio 1%' weergegeven. In de tweede rij wordt de prijsstijging op basis van de 'subset diversion ratio 0,5%' weergegeven. En in de derde rij wordt de prijsstijging op basis van heel Nederland (landelijk) weergegeven.

In de eerste kolom zijn de prijsstijgingen berekend op basis van de geobserveerde keuzes op postcodeniveau. In de tweede kolom zijn de prijsstijgingen berekend op basis en voorspelde patiëntkeuzes op postcodeniveau. In de derde kolom zijn de prijsstijgingen berekend op basis en voorspelde patiëntkeuzes op patiëntniveau.

Voor de subset (op basis van de diversion ratio 1% en 0,5%) vergelijken we eerst de prijsstijgingen op basis van de voorspelde patiëntkeuzes op postcodeniveau met de prijsstijgingen op basis van de geobserveerde keuzes op postcodeniveau. Voor beide methoden is het verschil kleiner dan 5 procentpunten. Verder liggen de prijsstijgingen op basis van geobserveerde keuzes voor de subsets enigszins hoger dan de prijsstijging op basis van alle data (i.e. landelijk). Dit komt door het selecteren van de data (en dus uitsluiten van ziekenhuizen waarbij de diversion ratio kleiner is dan 1% resp. 0,5%) de diversion ratio van de fusie ziekenhuizen naar elkaar logischerwijs enigszins stijgt.

*Prijsstijging WTP exclusief ZBC's en categorale instellingen, klinisch. Prijsstijgingen zonder reactie van concurrenten en onder de aanname van een prijskostenmarge van 50%.*

WTP Sparne Ziekenhuis	Geobserveerde keuzes (postcodeniveau)	Voorspelde keuzes	
		Geaggregeerd op postcodeniveau	Op patiëntniveau
Subset div. ratio boven 1%	18,2%	19,7%	20,1%
Subset div. ratio boven 0,5%	17,6%	17,6%	19,2%
Landelijk	16,2%	Niet beschikbaar	Niet beschikbaar

<sup>2</sup> LOCI analyse op basis van geobserveerde postcode marktaandeelen, kunnen wel met alle reacties van concurrenten gedaan worden. Het effect is doorgaans vrijwel hetzelfde als wanneer alleen de fuserende partijen hun prijzen mogen aanpassen.



WTP Kennemer Gasthuis	Geobserveerde keuzes (postcodeniveau)	Voorspelde keuzes	
		Geaggregeerd op postcodeniveau	Op patiëntniveau
Subset div. ratio boven 1%	17,5%	17,1%	17,5%
Subset div. ratio boven 0,5%	17,0%	16,1%	16,6%
Landelijk	15,5%	Niet beschikbaar	Niet beschikbaar

*Prijsstijging LOCI exclusief ZBC's en categorale instellingen, klinisch. Prijsstijgingen zonder reactie van concurrenten en onder de aannahme van een prijskostenmarge van 50%.*

LOCI Spaarne Ziekenhuis	Geobserveerde keuzes (postcodeniveau)	Voorspelde keuzes	
		Geaggregeerd op postcodeniveau	Op patiëntniveau
Subset div. ratio boven 1%	20,6%	22,0%	22,2%
Subset div. ratio boven 0,5%	20,3%	20,8%	21,0%
Landelijk	19,1%	Niet beschikbaar	Niet beschikbaar

LOCI Kennemer Gasthuis	Geobserveerde keuzes (postcodeniveau)	Voorspelde keuzes	
		Geaggregeerd op postcodeniveau	Op patiëntniveau
Subset div. ratio boven 1%	14,4%	19,2%	19,3%
Subset div. ratio boven 0,5%	14,2%	18,5%	18,8%
Landelijk	13,3%	Niet beschikbaar	Niet beschikbaar

## 6. Appendix

### De ziekenhuizen die geselecteerd zijn voor scenario 1 en 2 :

Scenario 1 div. ratio >1%	Scenario 2: div. ratio>0,5%
Sint Lucas-Andreas Ziekenhuis	Sint Lucas-Andreas Ziekenhuis
Slotervaartziekenhuis	Slotervaartziekenhuis
Vu-Ziekenhuis Amsterdam	Vu-Ziekenhuis Amsterdam
Onze Lieve Vrouwe Gasthuis	Onze Lieve Vrouwe Gasthuis
Academisch Medisch Centrum Amsterdam	Academisch Medisch Centrum Amsterdam
Ziekenhuis Amstelland	Ziekenhuis Amstelland
Medisch Centrum Alkmaar	Medisch Centrum Alkmaar
Het Rode Kruis Ziekenhuis	Het Rode Kruis Ziekenhuis
Kennemer Gasthuis	Kennemer Gasthuis
Spaarne Ziekenhuis	Spaarne Ziekenhuis
Leids Universitair Medisch Centrum	Leids Universitair Medisch Centrum
Het Diaconessenhuis	Het Diaconessenhuis
Rijnland Ziekenhuis	Rijnland Ziekenhuis
	Zaans Medisch Centrum
	Medisch Centrum Haaglanden
	Erasmus Universitair Medisch Centrum
	Waterlandziekenhuis

## 7. Literatuur

- Capps, C., Dranove, D., & Satterthwaite, M. (2003). Competition and market power in option demand markets. *The Rand journal of economics*, 34(4), 737-63.
- Farrell, J., Balan, D. J., Brand, K., & Wendling, B. W. (2011). Economics at the FTC: Hospital Mergers, Authorized Generic Drugs, and Consumer Credit Markets. *Review of Industrial Organization*, 39(4), 271-296.
- Train, K. (2009). *Discrete choice methods with simulation* (2nd ed.). New York: Cambridge University Press.