



STUDIECENTRUM VOOR ECONOMISCH EN SOCIAAL ONDERZOEK

Regionale spreiding van huisartsen: beleid
of 'laissez-faire'

E. Van Doorslaer
W. Nonneman

Rapport 83/138

April 1983

Universitaire Faculteiten St. Ignatius
Prinsstraat 13 - 2000 Antwerpen
D/1983/1169/04

Samenvatting

In deze nota wordt een model voorgesteld dat de dynamiek van het geografisch vestigingsgedrag van huisartsen beschrijft. Het blijkt dat regionale vraag- of aanbodoverschotten geleidelijk worden weggewerkt maar dat de aanpassing gemiddeld een decennium duurt. Het 'gewenste' huisartsenaanbod vertoont bovendien belangrijke interregionale verschillen.

Als men de spreiding die resulteert uit vrije vestiging wil corrigeren veronderstelt dit dat men daarbij expliciete criteria hanteert. In het tweede deel wordt aangetoond dat verschillende allocatiecriteria leiden tot verschillende 'optimale' spreidingen.

Inleiding

Sinds geruime tijd is in België een discussie aan de gang omtrent de noodzaak van het al dan niet invoeren van een vestigingsregeling van medische beroepen.

Terwijl voor de officina's van de apothekers al sedert 1970 een vestigingswet van kracht is, geldt voor de overige medische zorgverstrekkers nog steeds vrije vestiging.

Uiteenlopende standpunten terzake werden geformuleerd (zie bv. (*)) waarbij de argumenten voor een vestigingsregeling vooral van de zijde van de beroepsorganisaties kwamen. Dit normatieve debat wordt echter betrekkelijk weinig geschraagd door middel van positieve analyse. In deze nota wordt ingegaan op het geografische vestigingsgedrag van huisartsen in België onder de bestaande vrije vestigings-regeling. Tevens wordt onderzocht welke de problemen zijn waarmee men geconfronteerd wordt als men een normatief vestigingsbeleid wil voeren.

(*) Voor een overzicht van de standpunten terzake van verscheidene betrokken partijen zie KESENNE, J. {7}.

Deel 1 Huisartsenspreiding onder vrije vestiging

1.1. Een model

De vraag die we wensen te beantwoorden luidt als volgt: leidt vrije vestiging in België onder de gegeven omstandigheden tot een evenwicht van de vraag naar en het aanbod van huisartsen?

In het onderstaande 'partial adjustment' model gaan wij uit van de hypothese dat het vestigingsgedrag kan verklaard worden met behulp van volgende relatie:

$$n_{i,t} - n_{i,t-s} = \lambda(n_{i,t}^* - n_{i,t-s}) + \Sigma_{it} \quad (1)$$

(i = 1, ..., k)

waarbij s = aantal perioden vertraging

λ = de aanpassingsparameter

Σ_{it} = een storingsterm ($\Sigma_{it} \sim N(0, \sigma^2)$)

$n_{i,t}$ = de huisartsendensiteit, gedefinieerd als het aantal huisartsen per 10 000 inwoners in regio i in periode t.

$n_{i,t}^*$ = de 'gewenste' huisartsendichtheid.

De parameter λ duidt aan welke fractie van het verschil tussen het gewenste lange termijn evenwichtsaanbod $n_{i,t}^*$ en het actuele doktersbestand $n_{i,t}$ gedurende s perioden wordt weggewerkt. Indien λ groter zou zijn dan 1 betekent dit dat aanbodtekorten of -overschotten worden overgecompenseerd en dat 'laissez-faire' zou leiden tot instabiliteit. Bij λ kleiner of gelijk aan nul kan men afleiden dat het vestigingsgedrag geen rekening houdt met de 'gewenste' aanpassing. Enkel voor λ 's tussen 0 en 1 leidt vrije vestiging tot convergentie naar het evenwichtsniveau. Hoe dichter λ bij 1, hoe sneller de aanpassing plaatsvindt. Om te onderzoeken of vrije vestiging corrigerend werkt kunnen we de nulhypothese toetsen dat λ zich tussen 0 en 1 bevindt.

Relatie (1) is nochtans niet voor schatting vatbaar omdat n_{it}^* niet onmiddellijk observeerbaar is. Het 'gewenste' doktersaanbod n_{it}^* wordt bepaald door de vraag naar hun diensten en het aanbod van complementaire en substitueerbare factoren in de regio. Veronderstel dat deze relatie wordt weergegeven door:

$$n_{it}^* = \beta Z_{it} \quad (2)$$

$$(i = 1, \dots, k)$$

met β = zijvector van parameters

Z_{it} = kolomvector van variabelen die de regionale vraag- en aanbodkarakteristieken weergeven

Na substitutie van (2) in (1) komen we tot volgende gereduceerde vorm van het model:

$$n_{it} - n_{it-s} = \lambda \beta Z_{it} - \lambda n_{i,t-s} + \Sigma_{it} \quad (3)$$

$$(i=1, \dots, k)$$

Relatie (3) bevat alleen observeerbare grootheden en laat toe de cruciale parameter λ rechtstreeks te schatten.

Een toelichting is nodig bij de interpretatie van de 'gewenste' doktersdichtheid n_{it}^* . 'Gewenste' heeft hier niet zozeer een normatieve betekenis tenzij dan in de zin van het lange termijn-evenwicht waarnaar de markt voor omnipracticci tendeeft gegeven de incentieven in periodet in regio i. Dit evenwicht is gewenst voorzover de wensen van de marktparticipanten weerspiegeld worden in vraag en aanbod. Men mag hierbij echter niet uit het oog verliezen dat zowel vraag als aanbod in de huisartsenmarkt sterk gereguleerd en gesubsidieerd worden zodat we onmogelijk kunnen spreken van een perfecte competitieve marktsituatie. Daarom kan aan het absolute evenwichtsniveau n_{it}^* ook geen Pareto-optimale betekenis gegeven worden.

Wel is het zo dat de marktimperfections grosso modo dezelfde zijn voor het ganse land zodat de relatieve verschillen in n_{it}^* over de regio's toch een aanwijzing geven van de 'gewenste' ongelijkheid van de regionale huisartsenspreiding.

1.2. Data

De keuze van de relevante geografische eenheid werd bepaald door de beschikbaarheid van de gegevens. Arrondissementele cijfers van het aantal algemeen geneeskundigen per 10.000 inwoners in België worden gepubliceerd door het Ministerie van Volksgezondheid (1). Deze dichtheidscijfers houden weinig rekening met de aard en de omvang van de activiteit van de geneesheren en geven daardoor een vertekend beeld van het werkelijke medische aanbod. Pas sedert 1977 wordt een onderscheid gemaakt tussen algemeen geneeskundigen en kandidaat-specialisten die voordien ook als omnipractici werden geregistreerd.

De Studiedienst van de Medische Markt van de School voor Volksgezondheid van de UCL heeft voor 1974, 1976 en 1979 gegevens verzameld en gepubliceerd (2) omtrent aard en lokatie van de activiteit van alle geneesheren in België. Daarmee werden doktersdensiteiten berekend voor alle arrondissementen op basis van voltijdse equivalenten. Deze werkwijze elimineert vertekeningen zoals geneesheren die zich deeltijds aan andere taken wijden dan aan hun huisartspraktijk, omnipractici die in een ander arrondissement werken dan waar ze wonen, enz.

Tabel 1 bevat de huisartsdensiteiten uitgedrukt in voltijdse equivalenten op 31 december 1974, 1976 en 1979 per arrondissement, het nationaal gemiddelde en de variatiecoëfficiënt.

Ter vergelijking werd ook de huisartsendichtheid volgens de cijfers van Volksgezondheid opgenomen voor 1979. Het verschil is volledig te wijten aan de niet-curatieve activiteiten van de omnipractici: medische controle, preventieve onderzoeken, administratie, onderzoek, enz.

(1) Statistisch Jaarboek

(2) LEROY, X. ("De toegang tot de medische zorgverstrekking - Regionale analyse van het aanbod en de consumptie in 1974 (rapport 4A) en in 1976 (rapport 4B)."
Nationaal Onderzoeksprogramma in de sociale wetenschappen, Wetenschapsbeleid, Brussel, 1981) {8}, {9}. De gegevens voor 1979 werden nog niet gepubliceerd.

Tabel 1

	<u>GPH74</u>	<u>GPH76</u>	<u>GPH79</u>	<u>HA79</u>
1.000	5.610	6.590	7.090	10.600
2.000	5.700	6.080	7.060	9.690
3.000	5.080	5.780	6.590	9.140
4.000	7.790	8.230	9.020	17.870
5.000	4.960	5.930	6.520	12.180
6.000	6.250	6.870	7.720	15.140
7.000	7.650	7.750	8.480	14.310
8.000	6.290	7.480	7.950	11.950
9.000	7.050	7.610	7.930	10.510
10.000	5.190	7.060	6.870	8.750
11.000	5.570	6.490	6.950	9.540
12.000	5.550	6.720	7.530	10.910
13.000	5.110	6.010	6.750	9.090
14.000	5.120	5.880	7.630	9.800
15.000	8.590	9.830	11.470	14.270
16.000	5.910	6.900	7.640	9.900
17.000	5.760	6.730	7.240	9.290
18.000	6.190	7.350	7.410	9.900
19.000	7.230	7.910	7.790	12.880
20.000	6.330	6.830	7.770	9.680
21.000	5.280	6.150	7.100	9.370
22.000	6.500	7.610	7.190	11.030
23.000	6.110	6.840	8.010	11.420
24.000	6.530	7.450	8.520	11.090
25.000	6.180	6.960	6.960	9.760
26.000	6.320	7.290	8.140	11.240
27.000	6.710	7.760	9.360	11.240
28.000	6.950	7.400	8.470	11.710
29.000	6.860	8.500	10.610	15.390
30.000	8.630	9.360	10.550	16.720
31.000	6.220	6.670	7.330	11.300
32.000	7.260	8.680	11.240	15.030
33.000	4.700	5.600	6.120	9.050
34.000	4.150	4.620	5.680	7.130
35.000	3.800	4.990	5.760	7.780
36.000	5.780	6.760	8.170	11.130
37.000	4.910	7.110	8.420	11.390
38.000	6.360	6.900	12.660	14.540
39.000	6.570	7.300	9.480	12.180
40.000	7.310	8.520	11.130	13.590
41.000	7.890	8.950	9.150	13.060
42.000	7.930	9.120	10.060	14.860
43.000	7.170	8.400	9.820	14.480
België	6.34	7.14	7.94	12.24
VC	.1748	.1554	.1991	.2093

Bron: LEROY {8}, {9}

Statistisch Jaarboek Volksgezondheid {14}.

De vector Z_{it} werd samengesteld met behulp van volgende vraag- en aanbodbepalende factoren:

- socio-demografische karakteristieken
 - sterftecijfer : ~~#~~ overlijdens per 10.000 inwoners (NIS {II})
 - geboortecijfer : geboorten per 10.000 inwoners (NIS{II})
 - levensverwachting van vrouwen bij de geboorte (ANDRE {I})
 - seniliteitscoëfficiënt =
$$\frac{\text{# inwoners 65 +}}{\text{# inwoners tussen 0 en 14 jaar}}$$
 - gemiddeld belastbaar inkomen per inwoner (NIS{II})
 - % zelfstandigen, gepensioneerden, weduwen en invaliden in de ziekteverzekering (LEROY {8} {9})
 - % arbeiders in de actieve bevolking (NIS {II})
 - bevolkingsdichtheid (NIS{II})
- determinanten van het aanbod van medische zorg: (complementen en substituten)
 - aantal specialisten per 10.000 inwoners toegankelijk voor de arrondissementale bevolking (LEROY {8} {9} (*))
 - aantal apotheken (NIS {II})
 - gemiddelde produktie (= aantal consultatie + huisbezoeken) per huisarts (LEROY {8} {9})
 - gewogen gemiddelde produktie (consultaties + 1.5 λ huisbezoeken) per huisarts - (LEROY {8} {9})
 - samenstelling van de prestaties: % huisbezoeken in het totaal van de huisartscontracten (LEROY {8} {9})
 - aantal technische onderzoeken per 10.000 inwoners (LEROY {8} {9})
 - aantal studenten eerste kandidatuur geneeskunde per 10.000 inwoners (Stat. Jaarboek Volksgez. {14}).

(*) De toegankelijkheid van de specialisten werd berekend op basis van de interarrondissementale patiëntenstromen naar de ziekenhuizen met behulp van de enquête van het Ministerie van Volksgezondheid i.v.m. het hospitaalgebruik. De methodologie is te vinden in LEROY {8}, p. 408-416.

Een aantal belangrijke variabelen zoals het gemiddeld artsenninkomen en de gemiddelde prijs per contact waren niet beschikbaar in de vereiste vorm.

2.3. Resultaten van de schattingen

De gereduceerde vorm van het model beschreven onder A bestaat uit volgende vergelijking:

$$n_{it} - n_{it-s} = -\lambda n_{i,t-s} + \lambda \beta Z_{it} + \Sigma_{it} \text{ met } \Sigma_{it} \sim N(0, 5^2)$$

We beschikken over doorsnedegegevens voor 3 referentiejaar waarmee we 2 vergelijkingen kunnen schatten: één voor de periode 1974-1976 en één voor de periode 1976-1979. Pooling van de 2 reeksen gegevens was onmogelijk omdat de referentieperiodes niet even lang zijn.

De schattingen werden uitgevoerd met OLS en zijn weergegeven in Tabel 2. Een aantal van de geteste verklarende variabelen werden niet weerhouden voor de rapportering omdat ze ofwel geen significante invloed vertoonden, ofwel collineair waren met de wel opgenomen variabelen, ofwel geen consistente resultaten gaven voor de twee referentieperiodes.

De regressievergelijkingen voor de tweede periode leverden over het algemeen een hogere verklaringsgraad op dan die voor de eerste periode. Modelspecificaties 1 en 3 worden weerhouden als de meest bevredigende op basis van de significante t-waarden. Vergelijkingen 2 en 4 werden gerapporteerd om te illustreren dat toevoeging van meervariabelen collineariteit veroorzaakt die de standaardfouten verhoogt. De geschatte coëfficiënten blijven nochtans vrij stabiel en ook de toegevoegde variabelen bezitten het verwachte teken.

Vermits we hier in feite werken met per arrondissement gegroepeerde per capita gegevens van individuele observaties bestaat de kans dat de storingsterm niet meer voldoet aan de homoske-

Tabel 2 Resultaten van OLS-regressies

TE VERKLAREN		VERKLARENDE VARIABELEN							\bar{R}^2	v.g.	
$HA_t - HA_{t-s}$		HA_{t-s}	SP_t	$SP_t - SP_{t-s}$	$PRHA_t$	$MORT_t$	\overline{STUD}	INC_t	c_{te}		
1. t=1976, s=2		-.2002 (-2.68)	-.0805 (-2.66)	.2363 (1.57)	-.0014 (-2.24)	.0840 (2.45)			2.4992 (3.04)	.2712	37
2. t=1976, s=2		-.2144 (-2.68)	-.0801 (-1.85)	.2499 (1.60)	-.0017 (-2.40)	.0775 (1.98)	-.1639 (-1.05)	.0058 (.76)	2.7295 (2.95)	.2535	35
3. t=1979, s=3		-.3465 (-2.51)	-.1474 (-2.62)	.3599 (1.76)	-.0068 (-6.80)	.0477 (.71)			8.2197 (5.76)	.5436	37
4. t=1979, s=3		-.3759 (-2.71)	-.1386 (-1.82)	.2864 (1.37)	-.0077 (-6.77)	.0480 (.69)	-.4661 (-1.66)	.0153 (1.52)	7.7888 (4.85)	.5576	35

Tussen haakjes zijn de t-waarden vermeld.

v.g. = aantal vrijheidsgraden

HA_t = huisartsensiteit in periode t

SP_t = specialistensiteit in periode t (= aantal specialisten toegankelijk per 10.000 inw.)

\overline{STUD} = gemiddelde aantal studenten te kand.-geneeskunde per 10.000 inwoners per jaar berekend over de periode 1974-1980.

$PRHA_t$ = gemiddelde productie huisarts, $MORT_t$ = sterftecijfer, INC_t = inkomen

\bar{R}^2 = determinatiecoëfficiënt aangepast voor het aantal vrijheidsgraden.

dasticiteit-assumptie (cfr. MADDALA.{12}, p. 268). Om dit te toetsen werden de gekwadrateerde residuen van de OLS-regressies geregresseerd naar het aantal inwoners per arrondissement. De nulhypothese van homoskedasticiteit kon nooit verworpen worden. Een gewogen kleinste kwadraten transformatie van de variabelen leek dan ook niet noodzakelijk.

Achtereenvolgens worden nu de verschillende determinanten van het vestigingsgedrag nader besproken:

(1) huisartsendichtheid (HA)

De belangrijkste te schatten parameter is ons model in de coëfficiënt van HA_{t-s} . Deze is voor beide periodes negatief, wat erop wijst dat de huisartsen (HA)-aangroei het sterkst was, ceteris paribus, in de arrondissementen met een lagere dichtheid. Voor de periode 1974-76 vinden we een waarde van de aanpassingsparameter $\lambda = .20$, voor 1976-79 is het ongeveer .35. Beide coëfficiënten zijn statistisch significant verschillend van 0 en 1 zodat we kunnen besluiten dat de huisartsenvestiging een deconcentratietendens vertoont en leidt tot convergentie naar een evenwichtsniveau.

De waarde van $\hat{\lambda}$ geeft ons ook een aanwijzing van de snelheid waarmee die aanpassing gebeurt. Voor de eerste twee jaar was dit .20, of 10 % per jaar. Voor 1976-79 was de aanpassingsnelheid lichtjes hoger: 35 % op 3 jaar, of ongeveer 11,5 % per jaar. Het verschil tussen de twee geschatte $\hat{\lambda}$'s is niet statistisch significant en laat dus niet toe te besluiten dat de aanpassingssnelheid inderdaad verhoogd is.

Het is nochtans niet onmogelijk dat λ varieert over de tijd. λ kan functie zijn van variabelen zoals het gemiddeld inkomen van huisartsen of van de informatie die pas afgestudeerden bezitten omtrent vestigingsopportunities. In dit verband is het bijvoorbeeld mogelijk een met dit model te onderzoeken of λ

beïnvloed wordt door de informatiecampagne die sinds 1979 opgezet werd aan de UCL om afgestudeerde medici voor te lichten over de vestigingskansen in België. Zodra meer recente gegevens beschikbaar zijn zou deze hypothese kunnen getoetst worden.

(2) specialistendichtheid (SP en Δ SP)

De negatieve coëfficiënt van SP_t duidt erop dat de huisartsen ook de concurrentie van de specialisten trachten te ontwijken door zich bij voorkeur te vestigen in arrondissementen met lagere specialistendichtheden. Dit suggereert een substitutie-effect tussen HA en SP dat ook al in tijdreeksanalyse werd vastgesteld (*).

Anderzijds wijst een positieve coëfficiënt voor Δ SP op een gelijkaardige vestigingsvoorkeur voor beide types van zorgverstrekkers. Zowel HA als SP schijnen arrondissementen met een groot medisch aanbod te ontwijken (**).

We vinden dus aanwijzingen voor zowel een substitutie als een complementair effect. Dit strookt met een bevinding van LEROY dat HA- en SP-diensten tot op zekere hoogte complementair zijn en slechts concurrentieel worden bij te hoge aanboddensiteiten. Deze niet-lineariteit wordt in het model geïncorporeerd door zowel SP als Δ SP te gebruiken als verklarende variabelen.

(3) mortaliteit (MORT)

Het absolute sterftecijfer werd gebruikt als een indicator van behoefte en geeft vooral de verschillen in de leeftijdstructuur

(*) Zie CARRIN en VAN DAEL {2}, p. 24.

(**) Het vestigingsgedrag van specialisten zou misschien met een gelijkaardig model kunnen verklaard worden. Er moet dan wel rekening gehouden worden met het feit dat de groep van specialisten veel minder homogeen is - sommige specialisten zijn helemaal geen substituten voor mekaar - en dat hun vestigingskeuze veel sterker gedetermineerd wordt door de bestaande medische infrastructuur (hospitelen, laboratoria, e.d.).

van de bevolking weer. In de periode 74-76 had het sterftecijfer een positieve aantrekkingskracht op de HA-vestiging. Voor 76-79 was dit effect niet meer significant.

Het is duidelijk dat mortaliteit slechts een zeer imperfecte indicator van de gezondheidstoestand is. De constructie van een betere regionale gezondheidsindex houdt dan ook een potentiële verbetering in van het model (*).

(4) gemiddelde werkbelasting van de huisarts (PRHA)

De negatieve coëfficiënt van PRHA lijkt nogal onverwacht. A priori zou men immers kunnen verwachten dat pas afgestudeerde omnipractici zich bij voorkeur gaan vestigen in regio's met een relatief hogere werkbelasting per gevestigde dokters omdat er daar meer kans bestaat om een eigen cliënteel te verwerven. Een tweetal bedenkingen dringen zich hierbij op.

Eerst en vooral spreekt het vanzelf dat het oorzakelijk verband tussen PRHA en ΔHA in beide richtingen werkt. Als gevolg van de wijze waarop ons model werd geconstrueerd heeft $PRHA_t$ betrekking op het laatste jaar van de periode waarover ΔHA berekend wordt. Het gemiddeld aantal consultaties en huisbezoeken per huisarts wordt dus ook mede gedetermineerd door de toetreding van nieuwe huisartsen in de vorige jaren. De endogeniteit van PRHA zou eventueel kunnen ondervangen worden door het model uit te breiden zodat simultaan ook $PRHA_t$ verklaard wordt.

Ten tweede heeft een hogere gemiddelde produktie slechts een positief marginaal nut voor zover het een positieve invloed heeft op het gemiddeld artseninkomen. Maar dit inkomen wordt niet enkel bepaald door het aantal prestaties maar eveneens door de

(*) HOOYMANS en VAN DE VEN {6} hebben een regionale MIMIC (= 'Multiple Causes Multiple Indicators') gezondheidsindex samengesteld voor Nederland. Gezondheid wordt expliciet geïntroduceerd in een structureel model als een onobserveerbare variabele en alle parameters worden rechtstreeks geschat m.b.v. een Full Information Maximum Likelihood-methode.

gemiddelde opbrengst per prestatie.

Dit is ook een beslissingsvariabele die gedeeltelijk onder controle is van de geneesheer zelf.

De meeste huisartsen hebben zich wel verbonden om de officieel vastgestelde tarieven te respecteren maar toch kan de gemiddelde opbrengst verhoogd worden door de samenstelling van het pakket van prestaties te manipuleren. Op die manier kan eenzelfde of zelfs hoger inkomen bereikt worden met minder prestaties.

We beschikken niet over de nodige arrondissementale gegevens om deze hypothese afdoende te toetsen. De gemiddelde prijs van een HA-verstrekking (per arrondissement) wordt beïnvloed door o.m. het percentage verbonden geneesheren, het percentage geneesheren met aanvullende opleiding, het aantal medisch-technische handelingen per raadpleging, het percentage raadplegingen buiten de gewone diensturen, het percentage huisbezoeken, enz.

Enkel voor het aandeel van de huisbezoeken zijn gegevens op arrondissementaal niveau beschikbaar. Dat dit percentage huisbezoeken niet zomaar toevallig geografisch varieert blijkt onder meer uit volgend regressieresultaat:

$$\begin{aligned} \text{VIS} &= .2944 + .0177 \text{ HA} - .0032 \text{ ZELF} + .0205 \text{ MORT} \\ &\quad (7.70) \quad (2.52) \quad (-3.39) \quad (5.67) \\ &\quad - .0100 \text{ SPEC} \\ &\quad (-3.11) \end{aligned} \quad \bar{R}^2 = .695$$

met VIS = % huisbezoeken in het totaal van de huisartscontracten
 HA = huisartsendichtheid
 ZELF = % zelfstandigen in de totale bevolking
 MORT = sterftecijfer
 SPEC = specialistendichtheid

Zelfs indien gecontroleerd wordt voor een aantal andere socio-demografische factoren blijkt duidelijk dat het aandeel van de huisbezoeken vergroot bij toenemende huisartsensiteit. De gemiddelde opbrengst per contact wordt gevoelig opgedreven daar

de prijs van een huisbezoek 50 % hoger ligt dan die van een raadpleging.

Dit is slechts één van de mogelijkheden die er bestaan om de gemiddelde prijs te beïnvloeden. Door een afzonderlijke inbreng van gemiddelde prijs per prestatie of van het gemiddeld huisartseninkomen in de vector Z_{it} zou de coëfficiënt van PRHA gevoelig kunnen beïnvloed worden (*).

(5) gemiddeld aantal studenten geneeskunde (STUD)

De inter-arrondissementele variatie van het aantal geneeskundestudenten per 10.000 inwoners is groter dan de intra-arrondissementele variatie over de tijd. Dit betekent dat er arrondissementen zijn met traditioneel meer medische studenten dan andere. De negatieve coëfficiënt van STUD, alhoewel niet significant, wijst er op dat die arrondissementen toch een kleinere aangroei van huisartsen vertonen: potentiële concurrentie wordt zoveel mogelijk ontweken.

(6) gemiddeld belastbaar inkomen per inwoner (INC)

Gemiddeld inkomen werd gebruikt als een proxy voor de relatieve welstand van de regio. Net zoals bijvoorbeeld FUCHS en KRAMER {4} voor de Verenigde Staten en HOOYMANS en VAN DE VEN {6} voor Nederland (**) vinden wij ook een positieve maar niet significante invloed op de huisartsendichtheid. Niettegenstaande de positieve

(*) Voor een model waarin deze 2 opmerkingen verwerkt zijn, zie FUCHS en KRAMER {4}: de dichtheidsvergelijking bevat zowel de gemiddelde prijs als de gemiddelde werkbelasting en voor beide variabelen worden voorspelde waarden uit een 2SLS schatting gebruikt. AP heeft een positief en Q/MD een negatief effect op MD. De coëfficiënten zijn niet meer significant wanneer beide variabelen tesamen in de regressie worden gebruikt. De reden daarvoor is dat de correlatie coëfficiënt tussen AP en Q/MD $-.74$ bedraagt.

(**) In beide geciteerde studies maakt de dichtheidsvergelijking deel uit van een uitgebreider vraagmodel en in FUCHS en KRAMER heeft deze dichtheid betrekking op alle geneesheren, niet enkel huisartsen.

correlaties tussen \overline{STUD} en INC ($r = .69$) hebben beide variabelen een tegengestelde impact op doktersaangroei.

Uit wat voorafgaat blijkt dat een aanzienlijk gedeelte van de variatie in de huisartsendichtheden kan worden verklaard aan de hand van vraag- en aanbodkarakteristieken. Enkel de interpretatie van de invloed van de gemiddelde produktiviteits-variabele wordt bemoeilijkt door het ontbreken van een prijsvariabele en de aanwezigheid van simultaneïteit.

Tenslotte is het nu mogelijk om onrechtstreeks n_{it}^* , de gewenste huisartsendichtheid, te berekenen die impliciet in de schattingen vervat is. We zullen hiervoor gebruik maken van modelspecificaties 1 en 3.

Per definitie geldt $n_{it}^* = \beta Z_{it}$

Een schatting van β kan bekomen worden uit

$$\Delta n_{it} = -\hat{\lambda} n_{i,t-s} + \hat{\lambda} \beta Z_{i,t} + \hat{c}_{i,t}$$

Als we aannemen dat $\hat{\beta} = \frac{\hat{\lambda} \beta}{\hat{\lambda}}$, dan kan $n_{i,t}^*$ bepaald worden

$$\text{a.d.h.v. } n_{i,t}^* = \hat{\beta} Z_{i,t}$$

De voorspelde waarden $\hat{n}_{i,t}^*$ zijn voor de twee periodes afzonderlijk weergegeven in Tabel 3. De interpretatie van deze 'gewenste' huisartsdensiteiten luidt als volgt: $\hat{n}_{i,t}$ is het geschatte evenwichtsniveau dat gewenst wordt in periode t maar slechts over

$\frac{s}{\hat{\lambda}} - s$ perioden zou gerealiseerd worden indien de marktomstandig-

heden over die duur ongewijzigd zouden blijven. Het is duidelijk dat die laatste voorwaarde niet voldaan is en er moet dan ook niet te veel aandacht geschonken worden aan de absolute waarde van de geciteerde densiteiten. Het 'partiële aanpassing-model' heeft niet de bedoeling voorspellingen te maken omtrent het aantal

dokters dat in de toekomst op de markt zal komen. Een tijdreeksanalyse en studie van de markt voor medisch onderwijs zijn daarvoor veel beter geschikt. Belangrijker zijn de relatieve posities van de arrondissementele dichtheden t.o.v. mekaar.

De impliciete evenwichtswaarden berekend over de periode 1976-1979 (HA_{69}^*) en over 1974-1976 (HA_{46}^*) geven een ongelijke spreiding weer. Dit komt nog beter tot uiting wanneer men deze cijfers omzet in indexvorm met 100=gemiddelde.

Beide modellen voorspellen voor 1984-85 een gemiddelde HA densiteit in voltijdse equivalenten van 10 per 10.000 of één per duizend inwoners. HA_{69}^* en HA_{46}^* zijn sterk gecorreleerd ($r=.82$). Het voornaamste verschil zit in de variantie rond het gemiddelde. De variatiecoëfficiënt van HA_{69}^* is .269, het dubbele van die van HA_{46}^* , zijnde .135.

Beide modellen voorspellen dus ongeveer dezelfde ongelijke doktersspreiding in de lange termijn evenwichtssituatie, zij het dat HA_{69}^* die ongelijkheden sterker accentueert.

Tabel 3 Geschatte waarden voor n_{it}^*

		HA_{69}^*		HA_{46}^*	
		index 100 = 10.163		index 100 = 10.804	
1.000	ANT	9.608	94.536	9.912	91.747
2.000	MECH	7.416	72.967	9.695	89.731
3.000	TURN	4.507	44.348	8.194	75.839
4.000	BRUS	10.523	103.539	10.317	95.489
5.000	HAL-VIL	9.361	92.104	9.819	90.879
6.000	LEUV	8.106	79.762	10.910	100.984
7.000	NIJV	9.948	97.887	9.447	87.442
8.000	BRUG	10.288	101.229	10.693	98.971
9.000	DIKS	8.717	85.774	10.884	100.743
10.000	IEPE	7.186	70.706	10.150	93.943
11.000	MORT	7.830	77.045	9.382	86.841
12.000	OOST	7.595	74.736	9.712	89.896
13.000	ROES	7.587	74.652	9.530	88.207
14.000	TIEL	9.517	93.640	9.482	87.763
15.000	VEUR	13.375	131.606	13.363	123.684
16.000	AALS	8.858	87.160	10.130	93.761
17.000	DEND	5.934	58.384	9.283	85.918
18.000	EEKL	8.423	82.880	10.533	97.496
19.000	GENT	8.489	83.533	10.762	99.608
20.000	OUDE	9.707	95.517	10.652	98.595
21.000	SNIK	8.710	85.702	9.053	83.797
22.000	ATH	8.711	85.716	11.819	109.390
23.000	CHAR	9.956	97.963	10.355	95.845
24.000	MONS	10.732	105.600	11.357	105.122
25.000	MOES	6.768	66.599	10.683	98.878
26.000	SOISE	10.874	106.998	11.466	106.129
27.000	THUI	12.331	121.334	11.610	107.456
28.000	TOUR	11.458	112.744	12.055	111.577
29.000	HUY	12.395	121.963	12.489	115.598
30.000	LIEGE	11.487	113.027	10.788	99.852
31.000	VERV	11.814	116.244	11.316	104.739
32.000	WARE	13.972	137.479	12.718	117.712
33.000	HASS	8.775	86.347	8.889	82.277
34.000	MAAS	7.839	77.129	8.170	75.623
35.000	TONG	7.606	74.845	8.584	79.454
36.000	ARLO	12.683	124.791	10.578	97.910
37.000	BAST	13.440	132.247	14.177	131.222
38.000	MAREHE	16.684	164.160	12.445	115.190
39.000	NEUF	15.433	151.855	12.998	120.303
40.000	VIRT	15.104	148.615	13.416	124.175
41.000	DINA	12.288	120.912	13.092	121.181
42.000	NAMU	13.004	127.957	11.883	109.983
43.000	PHIL	11.987	117.944	11.802	109.233
		$\overline{HA}_{69}^* = 10.163$		$\overline{HA}_{46}^* = 10.804$	
		$VC_{69} = .261$		$VC_{46} = .135$	

1.4. Besluit

Een analyse van het vrije vestigingsgedrag in België aan de hand van een 'partiële aanpassing'-model leidt dus tot volgende conclusies:

(1) convergentie: $0 < \lambda < 1$

De markt voor huisartsen past zich aan in de 'gewenste' zin, d.i. in de richting van een lange termijn evenwicht, en rekening houdend met vraag en aanbod.

(2) aanpassingsduur: $\frac{s}{\lambda} = \pm 10$

De aanpassingen gebeuren met een zekere vertraging. Het duurt gemiddeld acht à tien jaar om de afwijkingen tussen lange en korte termijn evenwichten te overbruggen.

(3) ongelijkheid: $Z_{i,j}, i \neq j: n_i^* \neq n_j^*$

De evenwichtssituatie geeft geen gelijke huisartsdichtheden weer. Het aantal "gewenste" huisartsen per 10.000 inwoners varieert naargelang de lokale vraag naar diensten van omnipracticici en het aanbod van substitueerbare of complementaire diensten.

Deel 2 Een normatieve planning van de huisartsenspreiding

In dit deel wordt nader ingegaan op wat de doelstellingen van een spreidingsbeleid zouden kunnen zijn, welke criteria men daarbij zou kunnen hanteren en tot welke spreidingen dit zou kunnen leiden.

2.1. Mogelijke doelstellingen van een spreidingsbeleid

Een interventie in de vrije vestiging van omnipracticici kan drie doeleinden beogen:

- (1) een beperking van de beroepstoegang
- (2) een versnelling van de evenwichtsaanpassingen
- (3) een 'betere' spreiding bewerkstelligen.

(1) beperking beroepstoegang

Een spreidingsbeleid neemt dikwijls de vorm aan van de vaststelling van normen per regio. Dit impliceert de keuze van een relevante geografische indeling van een land en van het maximaal aantal toegelaten zorgverstrekkers per regio. De meest eenvoudige norm - zoals diegene die in voege is voor de apothekers - specificeert het aantal toegelaten verstrekkers per tienduizend inwoners in een bepaalde regio. Zodra deze norm bereikt is, wordt de toegang afgesloten en wordt het toetredingstempo volledig gedetermineerd door het depreciatietempo van het aanwezige doktersaanbod en de bevolkingsaangroei.

Algebraïsch betekent dit de volgende vuistregel voor het beleid: voor iedere regio moet gelden dat:

$$(1-\delta)n_{i,t-1} + a_{i,t} \leq \overline{n_{i,t}}$$

waarbij $n_{i,t-1}$ = het effectief aantal omnipracticici per 10.000 inwoners in periode t-1 in regio i

$\overline{n_{i,t}}$ = maximale norm

δ = depreciatietempo van de bestaande huisartsenpraktijken

$a_{i,t}$ = de aangroei van het aantal verstrekkers in periode t in regio i.

Zodra $n_{i,t-1}$ gelijk wordt aan $\overline{n_{i,t}}$ moet gelden $a_{i,t} \leq \delta n_{i,t-1}$, om te vermijden dat de norm overschreden wordt.

Na sommatie over alle k regio's betekent dit nationaal dat

$$(1-\delta) \sum_{i=1}^k n_{i,t-1} + \sum_{i=1}^k a_{i,t} \leq \sum_{i=1}^k \overline{n_{i,t}}$$

Daar $\sum_{i=1}^k a_{i,t}$ het totaal aantal nieuwkomers voorstelt dat toegang verleend wordt tot het beroep maakt deze regel meteen duidelijk dat zulk vestigingsbeleid eveneens kan gehanteerd worden als een gecamoufleerde beperking van de beroepstoegang door $\sum \overline{n_{i,t}}$ te fixeren op een voldoende laag niveau.

In een markt die afgeschermd is door toegangsbelemmeringen is het voor de aanbieders immers mogelijk om een economische rente te verwerven. De expliciete doelstelling van een numerus clausus of een numerus fixus, een beperking van de beroepstoegang, kan dus ook d.m.v. een vestigingsregeling bereikt worden.

(2) vermelde evenwichtsaanpassingen

In deel 1 hebben we vastgesteld dat de aanpassingen naar een lange termijn, ceteris paribus, gemiddeld een tiental jaren in beslag neemt. Het kan zijn dat men dit te lang vindt en dit proces wil versnellen. Dit zou bijvoorbeeld kunnen gebeuren door een betere informatie van pas afgestudeerde geneesheren omtrent markt-signalen en vestigingsmogelijkheden. Dergelijke informatiecampagnes worden trouwens reeds uitgevoerd. Met het voorgestelde model is het mogelijk te onderzoeken of dit inderdaad het gewenste resultaat oplevert.

(3) een verbetering van de regionale spreiding

Tenslotte is het mogelijk dat men de spreiding resulterend uit de werking van de huisartsenmarkt als suboptimaal beschouwt. In dat geval moeten er wel criteria vooropgesteld worden om de doktersspreiding te kunnen evalueren. Zulke allocatiecriteria zijn onvermijdelijk gebaseerd op waarde-oordelen. Het is

niet de taak van een econoom om zo'n criterium te selecteren. Hij kan wel nuttige beleidsinformatie verschaffen door de implicaties van verschillende opties te releveren.

In de volgende sectie worden een aantal allocatiecriteria nader bekeken.

2.2. Allocatiecriteria

De bedoeling van deze sectie is enkel te illustreren hoe moeilijk het is om theoretische allocatiecriteria in de praktijk om te zetten. In logische volgorde worden een drietal mogelijke allocatiecriteria beschouwd: twee ervan hebben betrekking op gelijkheid, het derde streeft efficiëntie na (*).

2.2.1. Gelijke toegang tot de dokters

In de meest naïeve - maar door zijn eenvoud aantrekkelijke - vorm behelst dit criterium de gelijkheid van dokter/populatie ratio's. Een stilte toepassing van deze norm zou betekenen dat men het totale beschikbare huisartsenaanbod verdeelt over de verschillende arrondissementen naargelang het aantal inwoners. Dit garandeert echter nog geen gelijke toegankelijkheid. Arrondissementen met een relatief oudere bevolking, en dus meer behoeftig aan de diensten van omni-practici, zouden benadeeld worden t.o.v. jongere regio's.

Daarom wordt soms voorgesteld om de bevolking te wegen volgens de relatieve behoefte van elke bevolkingsgroep (**). Het probleem is dan de keuze van een proxy voor behoefte. Huisartsconsumptie in het verleden zou kunnen gebruikt worden voor de bepaling van de wegingsfactoren, bij gebrek aan goede morbiditeits-

(*) Voor een illustratie van deze criteria met een eenvoudig fictief voorbeeld zie HEMENWAY {5}.

(**) Zoals bijvoorbeeld de RAWP-formule in Engeland die gehanteerd wordt voor de regionale budgetallocatie (D.H.S.S. {3}).

gegevens als behoefte-indicatoren.

Maar ook ratio's van het aantal dokters per gestandaardiseerde populatie houden geen rekening met de dokterproduktiviteit, het aanbod van substituten (bv. specialisten, verpleegkundigen,...) of complementen (bv. ziekenhuisbedden, apotheken,...) afstand tot de dokter, enzovoort. Dit maakt dat er zelfs met gelijke ratio's nog aanzienlijke interregionale verschillen in gezondheidsstatus kunnen blijven bestaan. Daarom wordt soms geargumenteed dat men geen gelijkheid van inputs van gezondheidszorg moet nastreven maar zich eerder dient te richten op het resultaat ervan, gezondheid.

2.2.2. Gelijk gezondheidspeil

Afgezien nog van het ontzaglijke probleem van gezondheidsmeting in zijn fysische, psychische en sociale dimensie (*) lijkt ook dit criterium moeilijk te verantwoorden. De zorgen verstrekt door omnipracticci vertegenwoordigen slechts één van de vele factoren die de gezondheidstoestand mede bepalen. Een re-allocatie van het aantal dokters met de bedoeling het gezondheidspeil van elke regio op hetzelfde niveau te brengen zou aanleiding kunnen geven tot grove inefficiënties in de aanwending van het gegeven doktersaanbod. Het derde criterium streeft wel doelmatigheid na.

2.2.3. Maximale gezondheid

Dit is theoretisch het meest aangewezen beleids criterium maar moeilijk in praktijk te brengen. Het verzekert geen gelijkheid, noch van inputs noch van output, maar wel een efficiënte aanwending van de beperkte middelen. Gegeven de kennis van elke regionale gezondheidsproduktiefunctie zou het volstaan de huisartsen zo te verdelen dat het marginaal produkt in waarde van een toegevoegde arts gelijk is in elke regio om het nationale gezondheidspeil te maximaliseren in functie van het aantal omnipracticci.

cfr. definitie van W.G.O.

Voor een gegeven gezondheidsbudget levert deze methode ook een theoretisch antwoord op de vraag hoeveel dokters er nodig zijn in België. De optimale inputkwantiteiten van alle produktiefactoren - waarvan het aantal huisartsen er slechts één is - zijn die hoeveelheden waarvoor de ratio's van marginaal produkt over prijs gelijk is. M.a.w. die kwantiteiten waarvoor de marginale gezondheidsopbrengst van een extra gependeerde frank gelijk is in elke aanwending.

Hoe aantrekkelijk ook in theorie, in praktijk ontbreekt niet alleen de vereiste informatie voor het oplossen van dit optimaliseringsprobleem maar zijn ook de meeste produktiefactoren niet onder de stricte controle van de overheid (*). Voor de bepaling van een huisartsen-norm per regio lijkt dus ook deze methode niet onmiddellijk een uitweg te bieden.

Het is ondertussen duidelijk dat naarmate men tracht tekortkomingen van eenvoudige criteria (normen) te corrigeren, men ook de kloof vergroot tussen de theoretische norm en de praktische realiseerbaarheid. In sectie 2.3 wordt dit geïllustreerd met een voorbeeld.

2.3. Illustratie : bepaling van een norm

Om te illustreren tot wat voor spreiding het 'equal access' criterium zou kunnen leiden hebben we dit uitgewerkt met gegevens voor 1976. De arrondissementele bevolking werd gestandaardiseerd volgens huisartsbehoefte door de verschillende bevolkingsgroepen te wegen met hun relatieve huisartsconsumptie in dat jaar:

$$\text{STPOP}_j = \sum_{i=1}^5 \frac{\bar{X}_i}{\bar{X}} \cdot N_{ij} \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, 5 \\ j = 1, \dots, 43 \end{array}$$

met STPOP_j = gestandaardiseerde populatie van arrondissement j

\bar{X}_i = nationaal gemiddeld aantal huisartsconsultaties en

(*) Voor een toepassing van een gelijkaardige procedure waarbij die volwaarden wel voldaan zijn zie bijvoorbeeld LIPSCOMB, e.a. (1979) {10}.

- bezoeken per duizend rechthebbenden van bevolkings-
 categorie i
- \bar{X} = nationaal gemiddelde huisartsgebruik
- N_{ij} = aantal rechthebbenden van categorie i in arron-
 dissement j

De gegevens werden ontleend aan LEROY {9}. De vijf beschouwde bevolkingsgroepen zijn categorieën rechthebbenden van het algemeen stelsel en het stelsel voor zelfstandigen van het RIZIV (*). De relatieve wegingsfactor $\frac{\bar{X}_i}{\bar{X}}$ voor elke groep is weergegeven in Tabel 4.

RIZIV categorie i	\bar{X}_i	wegingsfactor $\frac{\bar{X}_i}{\bar{X}}$
ACTIEVEN	3.898	.8227
INVALIDEN	7.045	1.4869
GEPENSIONEERDEN	8.383	1.7693
WEDUWEN	10.308	2.1756
ZELFSTANDIGEN	3.225	.6807
TOTAAL	$\bar{X} = 4.738$	

Tabel 5 geeft in indexvorm de verhouding weer van de gewogen t.o.v. de ongewogen arrondissementele bevolking. Een indexcijfer groter dan 100 geeft een grotere relatieve behoefte aan huisartsen weer. De indexschommelingen zijn niet zo groot: de afwijkingen bedragen maximaal 10 procent boven of onder de norm. Indien dit criterium zou worden toegepast zou dit betekenen dat Charleroi bijvoorbeeld 10 % meer en Bastogne 10 % minder huisartsen zou mogen hebben dan de vastgestelde norm voor het ganse land.

Wanneer we de relatieve spreiding resulterend uit dit criterium vergelijken met de distributie waarnaar vrije vestiging evolueert (zie tabel 3), HA_{46}^*) dan kunnen we een aantal interessante ver-

(*) Voor een gedetailleerde beschrijving zie LEROY 4A {8}.

Tabel 5

		'NORM'
1.000	ANT	98.956
2.000	MECH	96.911
3.000	TURN	94.128
4.000	BRUS	103.762
5.000	HAL-VIL	95.521
6.000	LEUV	94.579
7.000	NIJV	98.171
8.000	BRUG	94.927
9.000	DIKS	93.840
10.000	IEPE	92.902
11.000	KORT	98.791
12.000	OOST	98.858
13.000	ROES	98.434
14.000	TIEL	90.852
15.000	VEUR	94.786
16.000	AALS	96.973
17.000	DEND	96.795
18.000	EEKL	94.004
19.000	GENT	97.087
20.000	OUDE	98.260
21.000	STNI	95.239
22.000	ATH	101.944
23.000	CHAR	109.264
24.000	MONS	110.726
25.000	MOES	101.433
26.000	SOIG	107.989
27.000	THUI	105.624
28.000	TOUR	102.261
29.000	HUY	102.747
30.000	LIEG	104.197
31.000	VERY	96.506
32.000	WARE	102.443
33.000	HASS	101.167
34.000	MAAS	92.277
35.000	TONG	98.873
36.000	ARLO	98.263
37.000	BAST	90.343
38.000	MARC	95.175
39.000	NEUF	94.934
40.000	VIRT	97.700
41.000	DINA	98.276
42.000	NAMU	102.197
43.000	PHIL	99.777

schillen vaststellen:

- (1) NORM vertoont veel minder variatie dan HA_{46}^*
- (2) Voor een aantal vrij verstedelijkte arrondissementen (Brussel, Charleroi, Hasselt, Luik) ligt NORM heel wat hoger dan het marktevenwicht. Dit toont duidelijk één van de gebreken van dit soort behoefte-indicatoren: er wordt geen rekening gehouden met aanbodfactoren. In stedelijke centra met hoge specialisten-densiteiten worden huisartscontacten vlugger vervangen door specialistenconsultaties.
- (3) NET als HA_{46}^* reflecteert NORM een grotere behoefte aan huisartsdiensten in Wallonië dan in Vlaanderen. De provincie Luxemburg vormt hierop een uitzondering. De lagere indexcijfers voor de Luxemburgse arrondissementen worden vooral verklaard door het groter percentage zelfstandigen in de bevolking t.o.v. andere Waalse provincies. Dit illustreert ook duidelijk dat een norm gebaseerd op consumptie in het verleden niet helemaal objectief is. Het opvallend lager huisartsgebruik bij zelfstandigen wordt immers ook voor een groot deel verklaard door het feit dat veel van die zelfstandigen niet verzekerd zijn voor huisartsconsultaties en -visites.

De correlatiecoëfficiënt tussen NORM en HA_{46}^* is vrij laag : $r = .13$.

2.4. Besluit

In dit tweede deel werd het planningsalternatief voor de huisartenvestiging behandeld. Er werd geargumenteed dat indien men de doktersspreiding wil verbeteren er een allocatiecriterium moet worden geselecteerd. Verschillende criteria geven aanleiding tot verschillende 'gewenste' spreidingen.

Ter illustratie werd zo'n 'genormeerde' spreiding berekend volgens het eenvoudige 'gelijke toegang' criterium. Een confrontatie van dit resultaat met de voorspelde marktevenwichtsituatie laat toe te oordelen of een interventie al dan niet gewenst is.

3. Conclusie: vrije of genormeerde vestiging?

In deze bijdrage hebben we trachten aan te tonen dat het antwoord op deze vraag niet kan gegeven worden zonder een waarde-oordeel te expliciteren.

Een belangrijke vaststelling was dat vrije vestiging leidt tot convergentie naar een evenwichtssituatie. Korte termijn onevenwichten veroorzaakt door exogene vraag- of aanbodverschuivingen worden op langere termijn weggewerkt door de dynamiek van het vestigingsgedrag. Met behulp van een partieel aanpassingsmodel kan achterhaald worden naar wat voor geografische distributie de huisartsenmarkt tendeert. Deze spreiding is 'gewenst' in de gegeven markt-situatie met de bestaande imperfecties zoals reglementeringen, vraag- en aanbods subsidies, imperfecte informatie, enz.

Indien men dit markt-evenwicht ook wil evalueren kan men dit bijvoorbeeld doen door het te vergelijken met 'genormeerde' spreidingen. Hiermede bedoelen we distributies die resulteren uit de toepassing van een allocatiecriterium. Bij het overlopen van een aantal mogelijke criteria werd het duidelijk dat de praktische uitwerking van zo'n norm belangrijke vereenvoudigingen en benaderingen vergt.

Als men dus een werkelijk vestigingsbeleid wil voeren impliceert dit:

- (1) dat men expliciet een allocatiecriterium vooropstelt
- (2) dat men in functie daarvan een 'optimale' spreiding bepaalt
- (3) dat men deze norm vergelijkt met het resultaat van vrije vestiging.

Zijn deze afwijkingen miniem, dan is een interventie overbodig en kan men de nefaste gevolgen (cfr. beperking van de beroepstoegang) van een normatief optreden vermijden.

Enkel als de discrepantie vrij groot is kan men overwegen op welke manier hieraan kan verholpen worden : door het bijsturen van de marktwerking (informatie of financiële prikkels verschaffen) of door een imperatieve vestigingswetgeving.

BIBLIOGRAFIE

- {1} ANDRE, R. "Doodsoorzaken per arrondissement", Rapport 5B Nationaal Onderzoeksprogramma in de Sociale Wetenschappen, Wetenschapsbeleid, Brussel, 1981.
- {2} CARRIN, G., VAN DAEL, J., "An empirical model of the Demand for Health Care in Belgium", SESO, juli 1982.
- {3} DEPARTMENT OF HEALTH AND SOCIAL SECURITY, (DHSS), "Sharing Resources for Health in England", Report of the Resource Allocation Working Party (R.A.W.P.), London, H.M.S.O., 1976.
- {4} FUCHS, V., KRAMER, M., "Determinants of expenditures for physicians' services in the U.S. 1948-68", National Center for Health Services Research and Development, D.H.E.W. Publication n° HSM 73-3013, NBER Occasional Paper 117, Dec. 1972.
- {5} HEMENWAY, D., "The optimal location of doctors" New England Journal of Medicine, p. 397, Febr. 1982.
- {6} HOOIJMANS, E., VAN DE VEN, W., "Implementing a health status index in a structural health care model", in J. van der Gaag, B. Neenan and T. Tsukahare (eds.) "Economics of health care", Praeger, p. 302-330, 1982.
- {7} KESENNE, J. "Aanbodbeperking bij de zorgverstrekkers: een oplossing voor de ziekteverzekering?" "Leiding 3-4/81, blz. 83-130 Brussel, 1981.
- {8} LEROY, X., "De toegang tot de medische zorgenverstrekking. Regionale analyse van het aanbod en de consumptie in 1974" Rapport 4A, NOSW, Brussel, 1982.
- {9} LEROY, X. "De toegang tot de medische zorgenverstrekking. Regionale analyse van het aanbod en de consumptie in 1976. Evolutie 1974-1976. "Rapport 4B, NOSW, Brussel, 1982
- {10} LIPSCOMB, J., BERG, L., LONDON, V., NUTTING, P., "Health status maximization and manpower allocation", in SCHEFFLER, R.M. (ed.) "Research in health economics", vol. 1, 1979

- {11} Nationaal Instituut voor de Statistiek, Regionaal Statistisch Jaarboek, Bevolkingsstatistieken, Statistisch Tijdschrift
- {12} MADDALA, G.S., "Econometrics", Mc Graw-Hill, 1979.
- {13} NONNEMAN, W., "The market for physicians: a recursive model for Belgium, SESO, UFSIA, Antwerpen, 1981
- {14} MINISTERIE VAN VOLKSGEZONDHEID, Statistisch Jaarboek 1978, 1979, 1980, Brussel.