



STUDIECENTRUM VOOR ECONOMISCH EN SOCIAAL ONDERZOEK

PATIENTEN EN HUN RAADPLEGINGEN VAN
HUISARTSEN EN SPECIALISTEN:
EEN TOEPASSING VAN HET MODEL VAN
GROSSMAN

Guy CARRIN en Diana DE GRAEVE*
rapport 85/177
augustus 1985

** De auteurs danken M. De Wachter, W. Nonneman en E. Van Doorslaer voor hun commentaar op een eerste versie van deze studie.*

Universitaire Faculteiten St.-Ignatius
Prinsstraat 13 - 2000 Antwerpen
D/1985/1169/09

Samenvatting

Dit artikel gaat na welke de factoren zijn die de vraag naar raadplegingen van huisartsen, cardiologen, internisten en neuro-psihiaters bepalen in België.

Op basis van het Grossman-model worden inkomen, opleiding, leeftijd en prijs van medische zorg als verklarende variabelen weerhouden. Uit de empirische analyse blijkt evenwel dat deze originele Grossman variabelen minder houvast bieden. Additionele morbiditeitsvariabelen en variabelen die het medisch aanbod karakteriseren leveren nu een significante bijdrage tot de verklaring van de diverse subcategorieën van medische zorg. De effecten van de verschillende determinanten zijn ook heterogeen voor de diverse types van zorg, waaruit het belang van afzonderlijke analyse van de subcategorieën blijkt.

1. Inleiding

In deze studie wordt onderzocht welke de determinanten zijn van de vraag naar raadplegingen van huisartsen, internisten, cardiologen en neuro-psihiaters. Door middel van de schattingsmethode van de kleinste kwadraten zal de invloed van een aantal socio-economische en demografische variabelen en van aanbodsfactoren zoals de beschikbaarheid van artsen en specialisten, op de vraag naar de raadplegingen van deze artsen en specialisten, nagegaan worden.

Het betreft hier een dwarsdoorsnede-regressieanalyse aangezien gebruik gemaakt wordt van gegevens van het jaar 1979 voor de 43 Belgische arrondissementen. Noteer dat de analyse zich beperkt tot de medische verstrekkingen ten gunste van de personen die behoren tot het 'algemene stelsel' van het ziekteverzekeringssysteem¹.

In de volgende paragraaf wordt het theoretisch model uiteengezet. Vervolgens wordt de specificatie van de te schatten vergelijkingen besproken. In paragraaf 4 worden de schattingsresultaten geanalyseerd. De besluiten worden in een laatste paragraaf geformuleerd.

¹Deze groep omvat zowel de 'primaire uitkeringsgerechtigden' (P.U.G.), nl. de werknemers, als de weduwen, invaliden, wezen en gepensioneerden (W.I.G.W.), en de personen te hunnen laste.

2. Grossmans model van de vraag naar gezondheid en gezondheidszorg

(i) De theoretische basis van de empirische analyse wordt ontleend aan Grossman [1972]. Vandaar dat we hier aan de opbouw van dit model de nodige aandacht zullen besteden. De eerste component van dit model is de *individuele intertemporele nutsfunctie*:

$$U = U(\phi_0 H_0, \dots, \phi_n H_n, Z_0, \dots, Z_n) \quad (1),$$

waarbij H_0 het geërfde gezondheidskapitaal voorstelt, H_i het gezondheidskapitaal bij leeftijd i ($i=1, \dots, n$), ϕ_i is de dienstenstroom per eenheid gezondheidskapitaal en Z_i stelt de consumptie voor van alle andere goederen. De stroom van diensten ϕ_i kan begrepen worden als 'gezonde tijd' die door de voorraad aan gezondheidskapitaal wordt geleverd.

De netto investeringen in gezondheidskapitaal worden als volgt bepaald:

$$H_{i+1} - H_i = I_i - \delta_i H_i \quad (2),$$

waarbij I_i en δ_i respectievelijk de bruto investeringen in gezondheid en de depreciatievoet van gezondheidskapitaal aanduiden. Men veronderstelt doorgaans dat δ_i positief gecorreleerd is met de ouderdom van het individu.

De individuen in het Grossman-model produceren nu zowel de gezondheidsinvesteringen als de Z-goederen via de volgende produktiefuncties:

$$I_i = I_i(M_i, T H_i; E_i) \quad (3)$$

$$Z_i = Z_i(X_i, T_i; E_i) \quad (4)$$

In deze laatste vergelijkingen is M_i de medische zorg¹, X_i de input van goederen nodig voor de produktie van de Z-goederen². TH_i en T_i zijn, respectievelijk, de tijdsinzet voor de produktie van I_i en Z_i . E_i verwijst naar de voorraad aan menselijk kapitaal. In vergelijkingen (3) en (4) zal verondersteld worden dat positieve (negatieve) wijzigingen in E_i de efficiëntie in de produktie van I_i en Z_i zal verbeteren (verslechteren).

(ii) De *budgetvergelijking* van het individu wordt als volgt geschreven:

$$\sum_i \frac{P_i M_i + F_i X_i}{(1+r)^i} = \sum_i \frac{W_i T W_i}{(1+r)^i} + A_0 \quad (5),$$

waarbij P_i en F_i de prijzen zijn van M_i en X_i , W_i is de loonvoet, $T W_i$ is de arbeidstijd, A_0 is het verdisconteerde inkomen uit kapitaal en r is de intrestvoet. Het individu zal ook moeten rekening houden met de volgende beperking op het gebruik van tijd:

$$\Omega = T W_i + T H_i + T_i + T L_i \quad (6),$$

waarbij Ω de totale beschikbare tijd in elke periode voorstelt en waarbij $T L_i$ verwijst naar de 'verloren' tijd ten gevolge van ziekte en/of invaliditeit. We kunnen nu ook schrijven dat

$$T L_i = \Omega - H_i \quad (7),$$

$$\text{waarbij } h_i = \phi_i H_i \quad (8).$$

¹Voor deze studie zullen we veronderstellen dat medische zorg enkel bestaat uit raadplegingen van artsen.

²In de Angelsaksische literatuur zou Z_i worden aangeduid als een 'commodity' terwijl X_i een 'good' is.

(iii) De optimale waarden voor H_i en Z_i kunnen verder worden bekomen door de nutsfunctie in (1) te maximaliseren rekening houdende met de beperkingen (2) tot en met (8). Het geërfde gezondheidskapitaal alsook de depreciatievoet zijn nu gegeven. Dit laatste brengt mee dat het volstaat om te peilen naar de optimale investeringen in gezondheid I_i , wil men de uiteindelijke optimale hoeveelheid H_i kennen.

De eerste orde voorwaarde voor optimale investeringen¹ in periode $i-1$ kan worden uitgedrukt² als

$$G_i W_i = \pi_{i-1} (r + \delta) \quad (9),$$

waarbij G_i gelijk is aan $\frac{\partial h_i}{\partial H_i}$ of het marginaal effect van H_i op de produktie van gezonde tijd en waarbij π_{i-1} de marginale kost van gezondheidsinvesteringen in periode $i-1$ voorstelt. $G_i W_i$ mag men de 'marginale monetaire opbrengst' van een gezondheidsinvestering noemen: het is de waarde van de tijd die is vrijgekomen voor de produktie van I of Z ten gevolge van de extra investering. De rechterkant van vergelijking (9) is de 'gebruikskost' van gezondheidskapitaal gedurende één tijdseenheid: hij bestaat, ten eerste, uit $\pi_{i-1} r$ wat het bedrag is dat men opgeeft door π_{i-1} niet te investeren in andere activiteiten. De tweede component van de gebruikskost is $\pi_{i-1} \delta$ of het verlies dat men lijdt, tussen perioden $i-1$ en i , ten gevolge van de depreciatie van een eenheid gezondheidskapitaal.

¹Zie Grossman [1972, pp.1-10 en Appendix A] voor een uitgebreid overzicht van het model en voor details inzake de afleiding van de eerste orde voorwaarden.

²Hierbij is verondersteld dat het directe nut van gezondheidskapitaal $\frac{\partial U}{\partial h_i}$, verwaarloosbaar is. Er wordt tevens verondersteld dat de marginale kost van gezondheidsinvesteringen over de tijd heen konstant is.

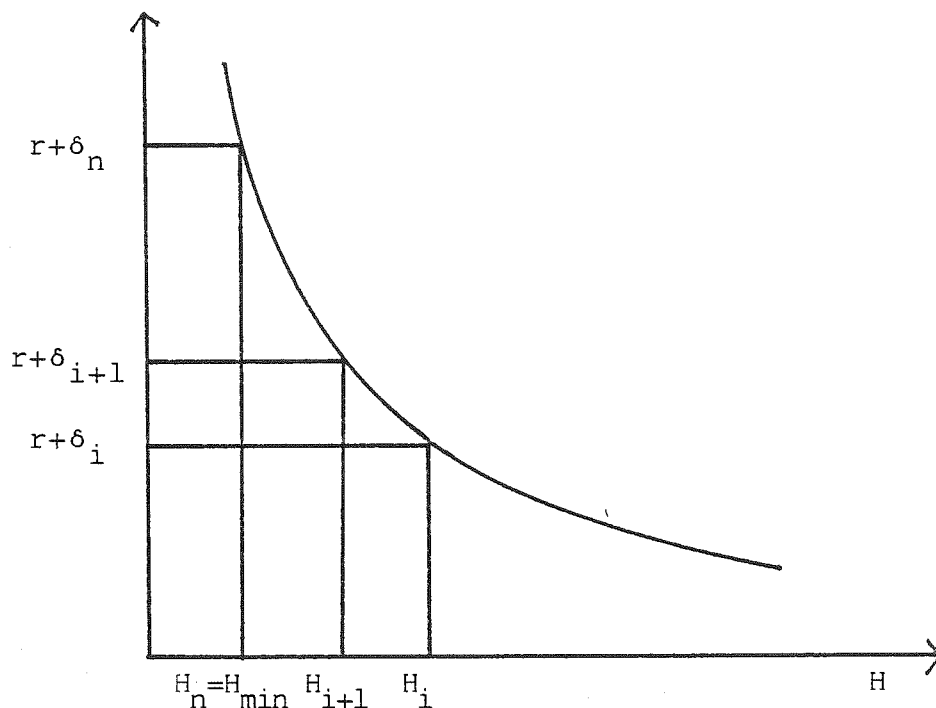
Vergelijking (9) kan worden herschreven als

$$\frac{G_i W_i}{\pi_{i-1}} (r+\delta) \quad (10);$$

men zegt nu dat, voor het bereiken van een optimaal volume aan gezondheidsinvesteringen, de 'marginale opbrengstvoet' (linkerkant van (10)) van gezondheidsinvesteringen gelijk moet zijn aan de gebruikskost van gezondheidskapitaal per geïnvesteerde frank.

(iv) Een aantal implicaties van de optimale voorwaarde (10) worden nu verder uiteengezet met behulp van figuur 1

Figuur 1. De vraag naar gezondheidskapitaal



Bron: Grossman [1972, p.12]

De MOV-curve in deze figuur geeft de relatie weer tussen $\frac{G_i W_i}{\pi_{i-1}}$ en het gezondheidskapitaal. De curve heeft een negatieve helling omdat men veronderstelt dat, bij gegeven W_i en π_{i-1} , de marginale produktiviteit van gezondheidskapitaal uitgedrukt in gezonde tijd (G_i) daalt naarmate H_i toeneemt. Het is o.i. vrij realistisch om te veronderstellen dat bij een kleine kapitaalstock de investeringen een groter rendement zullen hebben dan bij een grote voorraad aan gezondheidskapitaal; inderdaad, des te gezonder men is, des te moeilijker het is om nog extra gezonde tijd te bekomen uit additionele investeringen.

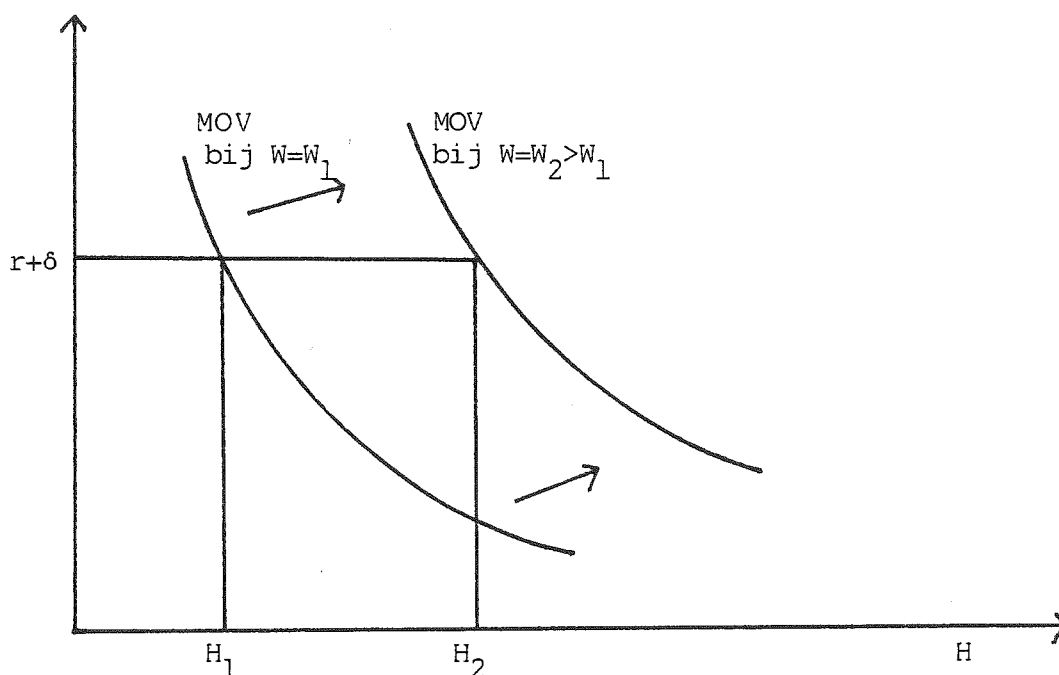
(v) Laat ons nu eerst de invloed van het *verouderingsproces* op de vraag naar gezondheidszorg onderzoeken. Men ziet vooreerst in figuur 1 dat bij een gebruikskost van $r+\delta_i$ de 'gevraagde' hoeveelheid gezondheidskapitaal H_i bedraagt. Het verouderingsproces kunnen we nu weergeven door een stijging in de depreciatievoet en zal, bijgevolg, de gebruikskost verhogen. Men kan duidelijk besluiten, uit figuur 1, dat een stijging van de gebruikskost overeenkomt met een daling van de optimale H . Op een bepaald ogenblik zal de gebruikskost een dergelijke grootte bereiken hebben dat een verdere stijging aanleiding zou geven tot het overlijden van het individu. In figuur 1 wordt inderdaad weergegeven dat $r+\delta_n$ overeenkomt met het minimum aan gezondheidskapitaal (H_{\min}) dat net nodig is om te overleven; eens $r+\delta_n$ overschreden wordt is het minimum gezondheidskapitaal niet meer aanwezig en overlijdt het individu.

Noteer dat, alhoewel het ouder worden de vraag naar H doet dalen, dit niet noodzakelijk betekent dat de vraag naar gezondheidsinvesteringen (I_i) ook zal dalen. Men kan immers bewijzen dat bij een vrij inelastische MOV-curve, een daling van gezondheidskapitaal zelfs kan samengaan met een stijging van de bruto gezondheidsinvesteringen! Om dit te begrijpen vragen we de lezer even terug te gaan

naar vergelijking (2). We weten nu dat bij een inelastische MOV-curve een flinke stijging van δ slechts een vrij kleine daling van de optimale vraag naar H meebrengt. Daarentegen zullen bij een fors gestegen δ , cet.par., de netto investeringen in gezondheid ($I_i - \delta_i H_i$) aanzienlijk verminderen. Dit laatste impliceert dat het individu zijn bruto investeringen zal moeten opdrijven. Zoniet zal de 'effectieve' daling van gezondheidskapitaal de 'optimale' daling overtreffen. Het spreekt nu vanzelf dat een stijging in deze bruto investeringen een stijging in de vraag naar medische zorg (M) en tijdsimpact (TH) zal induceren. In andere woorden, de eerste stelling is dat (onder bepaalde hypothesen) het verouderingsproces, en dus de variabele leeftijd, een positieve invloed uitoefent op de vraag naar medische zorg.

(vi) Een tweede effect dat we onderzoeken is dat van het loon (W_i) op de vraag naar medische zorg.

Figuur 2. Effect van W_i op de vraag naar gezondheidskapitaal



Bron: Grossman [1972, p.23]

In figuur 2 ziet men dat bij gebruikskost $r+\delta$ en bij een loonniveau $W=W_1$, de vraag naar gezondheidskapitaal H_1 bedraagt. Stel nu dat het loonniveau stijgt van W_1 naar W_2 . In dat geval zal zowel de teller ($W_i G_i$) als de noemer (π_{i-1}) in de marginale opbrengstvoet stijgen. Aangezien de kost van de tijdsinput slechts een fractie α ($0 < \alpha < 1$) is van de marginale investeringskost π_{i-1} , zal de noemer minder stijgen dan de marginale monetaire opbrengst $W_i G_i$. Dit heeft voor gevolg dat de marginale opbrengstvoet zal toenemen met $(1-\alpha)\%$ bij elke stijging van de loonvoet met 1 %.

De MOV-curve verschuift naar rechts zodanig dat, bij een constante gebruikskost, de vraag naar gezondheidskapitaal toeneemt. Op zijn beurt induceert deze gestegen vraag een extra vraag naar gezondheidsinvesteringen; deze additionele investeringen zullen slechts kunnen worden gerealiseerd¹ via een grotere aanwending van medische zorg. De tweede stelling luidt dat het loonniveau een positieve invloed heeft op de vraag naar medische zorg.

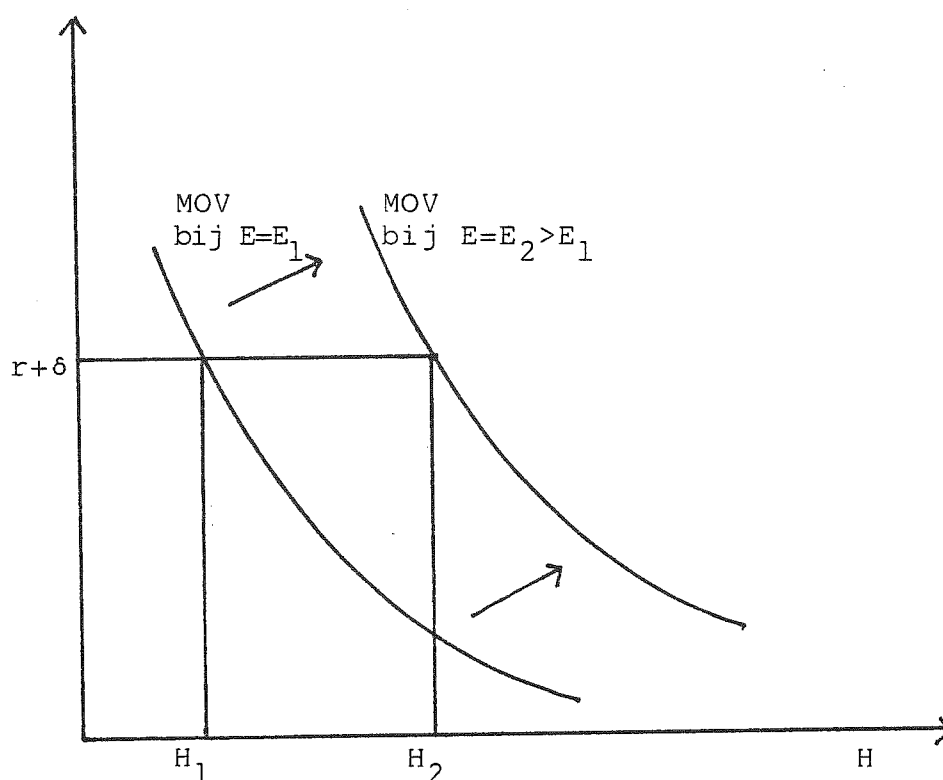
(vii) Wat is vervolgens het effect van menselijk kapitaal op de vraag naar medische zorg? Hierboven werd reeds gesteld dat een stijging in de hoeveelheid menselijk kapitaal, E_i , de efficiëntie van het productieproces van I_i en Z_i zou verhogen. Dit betekent dat om een bepaalde hoeveelheid bruto-gezondheidsinvesteringen te produceren men nu minder inputs nodig heeft. Dit impliceert dan dat, bij gegeven prijzen van de inputs, de gemiddelde of marginale kost² van de gezondheidsinvesteringen daalt. Vermits de noemer in $\frac{W_i G_i}{\pi_{i-1}}$ daalt, zal de marginale opbrengstvoet stijgen. Analooz met het effect van het loonniveau op H , zal ook in dit

¹Hierbij wordt E_i constant verondersteld.

²De produktiefuncties (3) en (4) zijn in het Grossman-model homogeen van de eerste graad in de inputs. Dit brengt mee dat de gemiddelde kost gelijk is aan de marginale kost van de produktie.

geval de vraag naar H stijgen naarmate het niveau van menselijk kapitaal toeneemt: zie figuur 3. Wat is nu het effect op de vraag naar medische zorg. Er kan bewezen worden dat (onder een bepaalde voorwaarde¹) de vraag naar medische zorg daalt. Dit is als volgt te begrijpen: de inputs in (3) zijn produktiever geworden tengevolge van een stijging in menselijk kapitaal. Hieruit volgt dat men, ondanks de gestegen vraag naar H , minder inputs nodig heeft. De derde stelling is dan dat, onder de hogervermelde hypothese, de vraag naar medische zorg daalt wanneer het niveau van menselijk kapitaal toeneemt.

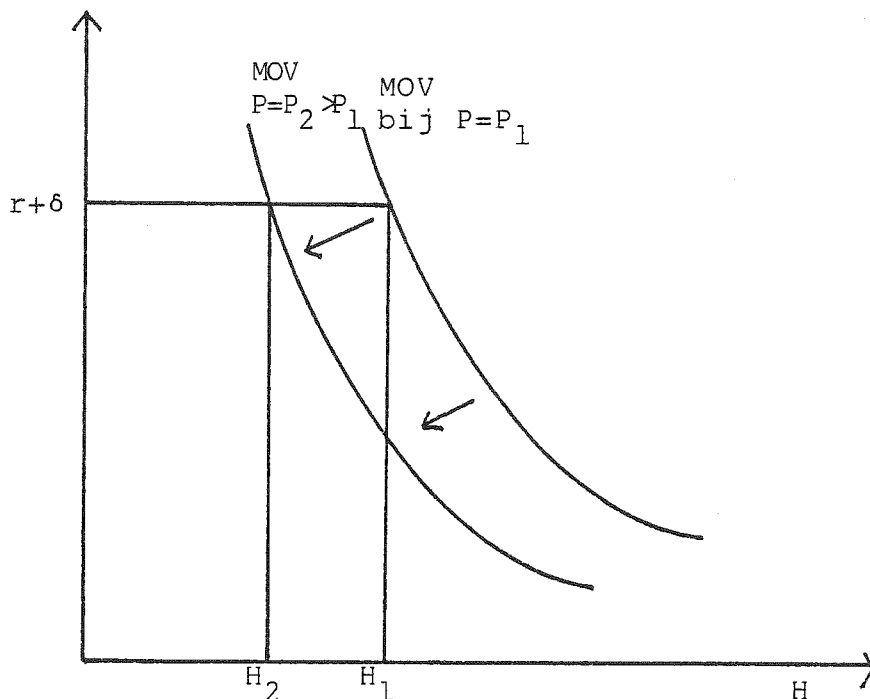
Figuur 3. Effect van E_i op de vraag naar gezondheidskapitaal



¹De voorwaarde is dat de elasticiteit van de MOV-curve kleiner moet zijn dan 1.

(viii) Wat is, ten laatste, het effect van de prijs van medische zorg op de vraag naar medische zorg? Het spreekt vanzelf dat de marginale kost van gezondheidsinvesteringen zal toenemen. Dit zal de marginale opbrengstvoet doen dalen met als gevolg een daling van de vraag naar gezondheidskapitaal (zie figuur 4). Hieruit vloeit dan een daling van de vraag naar I_i en naar M_i voort. Noteer ook dat een gedeelte van de daling in de vraag naar medische zorg toe te schrijven is aan de substitutie van medische zorg door tijdsinput. Deze substitutie is het gevolg van de stijging van de verhouding van de prijs van medische zorg (P) tot die van de tijdsinput (W). De vierde (niet onverwachte) stelling is bijgevolg dat de prijs van medische zorg een negatief effect heeft op de vraag naar medische zorg.

Figuur 4. Effect van P op de vraag naar gezondheidskapitaal



(ix) De vier bestudeerde stellingen kunnen nu als volgt worden samengevat:

$$\frac{\partial M}{\partial i} > 0$$

$$\frac{\partial M}{\partial E_i} < 0 \quad (11)$$

$$\frac{\partial M_i}{\partial W_i} > 0$$

$$\frac{\partial M_i}{\partial P_i} < 0$$

Deze effecten zullen empirisch getoetst worden door middel van het schatten van vraagvergelijkingen. In de volgende paragrafen worden achtereenvolgens de specificatie en de schattingsresultaten van deze vergelijkingen besproken.

3. Specificatie van de vergelijkingen

De categorieën van medische zorg die worden bestudeerd, omvatten de volgende verstrekkingen:

- (i) Raadplegingen van de cardioloog (qcard)
- (ii) Raadplegingen van de internist (qint)
- (iii) Raadplegingen van de neuro-psiater (qnpsy)
- (iv) Raadplegingen van de huisarts (qha)

We formuleren nu de volgende vraagvergelijking:

$$q_{jk} = f_{jk}(i_k, W_k, E_k, P_k) \quad (12),$$

waarin j verwijst naar het j -de type van verstrekking terwijl k het k -de arrondissement aanduidt. Verder stelt q het gemiddelde van de raadplegingen per rechthebbende voor; i_k, W_k, E_k en P_k zijn de eerder geciteerde variabelen uit het Grossman-model.

Aanvullend werd ook een tweede uitgebreide vraagvergelijking geformuleerd:

$$q_{jk} = f_{jk}(i_k, W_k, E_k, P_k, X_k) \quad (13).$$

Hierin is X_k een vector met additionele verklarende variabelen, bestaande uit morbiditeitsfactoren en variabelen die het niveau van het medisch aanbod weergeven. Het is de bedoeling om na te gaan in hoeverre de vier basisvariabelen de vraag naar medische zorg volledig determineren, dan wel of bijkomende determinanten een rol spelen. In het vervolg van deze paragraaf zal een korte omschrijving gegeven worden van de verklarende variabelen. Tevens geven we nog kort commentaar omtrent het verwachte effect van deze variabelen op de vraag naar raadplegingen.

3.1. De Grossman-variabelen

We bespreken hier de basisvariabelen uit het model van Grossman, namelijk de leeftijd (i_k), het loon (W_k), het menselijk kapitaal (E_k) en de prijs van medische zorg (P_k). Voor de *leeftijd* van het individu verwachten we, zoals eerder uiteengezet, een positief effect op de vraag naar medische zorg. Immers, naarmate iemand ouder wordt, neemt de depreciatievoet van de gezondheidsstock toe; de morbiditeit verhoogt. Een gedeelte van die vermindering in gezondheid zal het individu echter wensen te compenseren door de bruto-investeringen, en bijgevolg de medische zorg, op te drijven. Leeftijd zal worden geïntroduceerd via de demografische variabelen $i_k(15-64)$ en $i_k(65P)$. Deze geven respectievelijk het bevolkingspercentage 15-64 jarigen en het bevolkingspercentage 65 plussers in het k-de arrondissement weer. De bevolkingscategorie van 14 jaar of jonger vormt de referentiecategorie.

Van de variabele W_k , die we meten door het gemiddelde *netto-bedrijfsinkomen per individu*, verwacht men dat hij de vraag naar medische zorg positief beïnvloedt. In Grossmans theorie wordt dit effect grosso modo als volgt verklaard. Wanneer het inkomen per eenheid arbeid stijgt, dan heeft men er alle belang bij om extra aandacht te schenken aan zijn gezondheid; immers een betere gezondheidsstatus leidt tot een grotere potentiële arbeidstijd en dus tot een groter inkomen. Een betere gezondheidsstatus kan nu bekomen worden door o.m. de vraag naar medische zorg op te drijven. Een additionele vraag naar medische zorg, naar aanleiding van een inkomensstijging, is bijgevolg een normale reflex wanneer men een nieuwe 'optimale' hoeveelheid gezondheid wil bereiken.

De hoeveelheid menselijk kapitaal zullen we benaderen via het *opleidingsniveau*. Uit Grossmans theorie volgt dat E_k een negatief effect heeft op de vraag naar medische

zorg. Grossman houdt namelijk voor dat, naarmate de scholing van een patiënt toeneemt, deze laatste ook 'efficiënter' te werk gaat bij de produktie van zijn eigen gezondheid. Men kan het zo begrijpen dat geschoolde patiënten over 't algemeen over meer informatie i.v.m. gezondheid beschikken en deze beter kunnen assimileren dan minder geschoolde patiënten. Dit zou dan meebrengen dat bij toename van scholing een patiënt minder medische zorg behoeft te vragen. Noteer dat het opleidingsniveau zal worden weergegeven door het bevolkingspercentage in elk arrondissement dat een hogere opleiding (universitair en niet-universitair) genoten heeft.

Ten slotte zal de *prijs van medische zorg* een negatieve invloed uitoefenen op de vraag naar deze diensten. De prijs bestaat uit twee componenten: enerzijds een tijdscomponent, anderzijds een kostprijscomponent. De kostprijscomponent zal worden gemeten door ACT_k of het aandeel van de primaire uitkeringsgerechtigden en de personen ten hunnen laste¹ in het totaal aantal uitkeringsgerechtigden. Vermits de groep van actieven een hogere prijs voor medische zorg betaalt dan de preferentiële groep² van weduwen, invaliden, gepensioneerden en wezen (WIGW) verwachten we een negatief effect voor ACT_k . De variabele $BEVD_k$, de bevolkingsdichtheid per 1000 km², weerspiegelt een mogelijk verschil qua tijdsinzet van patiënten tussen de verschillende arrondissementen. Men kan inderdaad vooropstellen dat hoe kleiner de waarde van $BEVD_k$ is (en dus hoe kleiner de graad van verstedelijking), des te meer tijd er nodig is om de gevraagde zorg aangeboden te krijgen. Dit zou dan te maken hebben met meer beperkte toegankelijkheid van zorgverstrekkers (ten gevolge van grotere afstanden, minder goed uitgebouwd publiek transport etc.) in gebieden met geringere bevolkingsdichtheid. Hoe groter nu de tijdsinzet, des te 'duurder' de zorg wordt ervaren en, bijgevolg, des te klei-

¹Deze groep kunnen we de 'actieven' noemen.

²Dit betekent dat de WIGW-groep, tot een bepaalde inkomensgrens, geniet van een voorkeurstarief.

ner de vraag naar deze zorg zal zijn. Het verwachte effect van $BEVD_k$ is bijgevolg positief. Een gelijkaardige redenering kan worden opgebouwd voor de variabele TEL_k , het percentage van de particuliere bewoonde woningen (hoofdverblijf) uitgerust met een telefoon. Het beschikken over een telefoon vermindert de tijdsinzet, nodig voor het maken van een afspraak bij huisarts of specialist. Het maakt de raadpleging goedkoper, zodanig dat we een positief effect op de medische consumptie verwachten.

3.2. Morbiditeitsvariabelen

Naast de variabelen uit het originele Grossman-model, wordt in een tweede fase nog een aantal extra variabelen aan de vraagvergelijking toegevoegd. Zij weerspiegelen de opvatting dat naast de leeftijd nog andere omgevingsfactoren een invloed uitoefenen op de depreciatievoet van de gezondheidsstock. Er is vooreerst de variabele BED_k , het *aandeel van de bedienden* in de totale werknemerspopulatie. BED_k wordt opgenomen als een factor die de depreciatievoet van de gezondheidsstock mee bepaalt. Zo hebben bedienden, in vergelijking met arbeiders en mijnwerkers, minder zwaar belastende arbeidsomstandigheden. De vermindering van de gezondheidsstock van bedienden zou dus kleiner zijn dan die bij arbeiders en mijnwerkers. We verwachten bijgevolg een negatief effect van BED_k op het aantal raadplegingen per rechthebbende. Naast de invloed op de depreciatievoet kan er ook nog een inkomenseffect optreden. Voor arbeiders en mijnwerkers is de potentiële opbrengst van een lagere afwezigheidsgraad op het werk groter. Zij hebben immers slechts een gewaarborgd weekloon; indien zij langer dan een week afwezig zijn, daalt hun inkomen. Bedienden daarentegen kennen een gewaarborgd maandloon waardoor bij enkele dagen afwezigheid de wedde niet wordt aangetast. Voor bedienden zou bijgevolg de additionele opbrengst van gezondheidsinvesteringen kleiner zijn dan bij arbeiders en mijnwerkers. Dit effect kan dus best het hoger geciteerde negatieve effect versterken.

BAD_k , het percentage van de woningen (hoofdverblijf) uitgerust met een bad, geeft een indicatie van de algemene woonomstandigheden. Goede woonomstandigheden depreciëren de gezondheid in mindere mate en zullen minder aanleiding geven tot medische consumptie. Het percentage *vreemdelingen* in de bevolking ($VREEM_k$) werd ook in de analyse opgenomen. Vreemdelingen behoren doorgaans tot de lagere sociale klassen, met slechtere woonomstandigheden, zwaarder belastende arbeid en ongezondere levenswijze. We verwachten bijgevolg dat ze een grotere depreciatievoet van hun gezondheidskapitaal hebben, en daardoor meer medische zorg moeten consumeren.

$VROUW_k$, het percentage vrouwen in de bevolking, wordt ook bij de analyse betrokken. De vraag is inderdaad of *geslacht* een speciaal effect heeft op de vraag naar medische zorg. Men zou in dit verband de hypothese voorop kunnen stellen dat een grotere vrouwelijke bevolking het aantal raadplegingen per capita in de hand werkt. Ten eerste, een lagere opportunitetskost van de tijd voor vrouwen, vergeleken met die voor mannen, zou inderdaad kunnen bijdragen tot een extra consumptie van raadplegingen door de vrouw. Ten tweede, de gezondheid van de vrouw is doorgaans van belang voor het goed functioneren van het gezin; vandaar dat de vrouw ertoe wordt aangezet om meer aandacht te besteden aan gezondheid, o.m. via het opnemen van medische zorg. Een derde reden waarom de vrouw meer op raadpleging zou komen dan de man, is dat de man het zich doorgaans gemakkelijker kan veroorloven om medische zorg te vervangen door 'thuiszorg'. Inderdaad, vanaf het ogenblik dat zijn echtgenote full-time of part-time thuis werkt, kan hij een beroep doen op haar zorg; bij relatief onschuldige ziektebeelden zal hij daarom geneigd zijn zijn arts minder snel of zelfs niet te raadplegen. Ten slotte heeft de vrouw ook een minder risicovolle levensstijl (b.v. minder roken en drinken, veiliger rijden etc.). Ze verwacht daarom een grotere opbrengst van additionele gezondheidsinvesteringen, hetgeen de medische consumptie zal stimuleren.¹

¹Zie vooral Sindelar [1982a] voor een verdere bespreking van het effect van geslacht op de vraag naar gezondheidszorg.

3.3. Karakteristieken van medisch aanbod

Een tweede set variabelen die toegevoegd wordt aan de Grossman-variabelen, karakteriseren het medisch aanbod. We onderscheiden hier de variabelen RS_{jk} (het aantal specialisten, die zorg van het j -de type verstrekken, per 10 000 inwoners) en RH_k (het aantal huisartsen per 10 000 inwoners). Ze worden als determinant opgenomen om te testen of de consumptie van medische zorg van het j -de type mee bepaald wordt door het aantal zorgverstrekkers. Men kan inderdaad poneren dat hoe groter deze variabelen worden, hoe meer zorg geproduceerd en geconsumeerd wordt. Pauly [1980, p.67] duidt aan dat dit aanbodseffect op vier verschillende wijzen kan worden verklaard. *Ten eerste* is het mogelijk dat er een vraagoverschot voor een bepaalde zorg optreedt, die resulteert in lange wachttijden of zelfs de afwezigheid van medische behandeling. Een toename in het medisch aanbod zou dit vraagoverschot geheel of gedeeltelijk kunnen opvangen, wat een positief effect van de aanbodsvariabelen op q_j zou kunnen verklaren. Een *tweede* mogelijke verklaring voor een aanbodseffect is dat bij toename in het aanbod de tijds-kost voor patiënten afneemt; immers zij kunnen sneller worden geholpen vanwege de grotere keus aan zorgverstrekkers. Een eventueel positief effect van de aanbodsvariabelen op de medische zorg kan dus best een tijdsprijseffect zijn. Een *derde* reden zou kunnen zijn dat de spreiding van artsen mee bepaald wordt door het niveau van de vraag naar medische zorg in de arrondissementen: hoe groter de vraag in bepaalde arrondissementen, hoe meer artsen naar die arrondissementen zouden worden aangetrokken¹. Een positief effect van de aanbodsvariabelen zou dus niet wijzen op een vraag die geïnduceerd wordt door het aanbod, maar eerder op een aanbod dat de vraag achterna holt. *Ten vierde* kan het positieve verband tussen het medisch aanbod en q_j te maken hebben met de neiging van artsen om hun prestaties op te drijven indien hun inko-

¹Bij schatting door middel van de kleinste kwadraten methode heeft dit een positieve vertekening van de coëfficiënt van RS_j tot gevolg.

menspositie in gevaar wordt gebracht door een grotere aanwezigheid van collega's-concurrenten. Pauly zegt in dit verband dat er informatiemanipulatie door de arts kan optreden: dit betekent dat de arts afwijkt van een wetenschappelijk verantwoorde hoeveelheid medische zorg om zijn financieel belang veilig te stellen. Merken we nu reeds op dat het vrij moeilijk zal zijn om uit te maken welke van de vier verklaringswijzen het meest voor de hand ligt.

Het gedrag van de huisartsen kan ook vrij belangrijk zijn voor de verklaring van het volume van de verstrekkingen door specialisten, en vice versa¹. In de eerste plaats kan er een *complementariteit* zijn tussen de prestaties van de huisarts en deze van de specialist: bij een ingewikkeld ziektebeeld of bij onzekerheid over de correcte diagnose en therapie kan de huisarts de patiënt naar de specialist verwijzen. Het is echter ook mogelijk dat er *substitutie* is tussen verstrekkingen door huisarts en specialist: Enerzijds kan de huisarts pogen een patiënt, die normaliter specialistische zorg behoeft, zolang mogelijk bij zich in behandeling te houden. Anderzijds kan de aanwezigheid van specialisten in een arrondissement een stimulans betekenen voor de patiënt om de specialist sneller te raadplegen. De aanwezigheid van substitutie dan wel van complementariteit zal door de empirische analyse moeten worden aangetoond.

¹In de vergelijking voor de raadplegingen bij huisartsen werd de variabele RS geïntroduceerd; deze stelt het *totaal* aantal specialisten per 10 000 inwoners voor.

4. Empirische resultaten

4.1. De data en de schattingsmethode

De vergelijkingen werden geschat met behulp van dwarsdoorsnede gegevens, voor 1979, van de 43 Belgische arrondissementen. De verschillende variabelen worden gedefinieerd in Tabel 1; tevens wordt het gemiddelde van deze variabelen vermeld. Noteer dat de data m.b.t. de medische consumptie werden samengesteld door Leroy [1983]. De overige data zijn van het Ministerie van Economische Zaken (Volkstelling van december 1970 en maart 1981 en Regionaal Statistisch Jaarboek 1979, 1980 en 1982). De gegevens m.b.t. de medische densiteit werden ons ter beschikking gesteld door het Ministerie van Volksgezondheid en van het Gezin.

Vermits we werken met gemiddelden per arrondissement, is er nu het vermoeden dat de storingstermen in de regressievergelijkingen heteroscedastisch zijn. In dat geval is de methode van de gewogen kleinste kwadraten aangewezen. Bij de eerste empirische schattingen van het aantal raadplegingen bij de huisarts, zowel in lineaire als in logaritmische vorm, werden nu de storingstermen telkens aan een analyse onderworpen. Aangezien deze geen enkele aanduiding over het bestaan van heteroscedasticiteit gaf, werd de methode van de gewone kleinste kwadraten behouden als schattingsmethode.

Voor elke vergelijking werden ook telkens twee specificaties, nl. de lineaire en de log-lineaire vorm volgens de kleinste kwadraten methode geschat.

| VARIABELE | OMSCHRIJVING | GEMIDDELDE |
|-------------------------------------|---|------------|
| <u>a) afhankelijke variabelen</u> | | |
| qcard | aantal raadplegingen bij de cardioloog per 1000 gerechtigden van het algemeen stelsel (1) | 40.59 |
| qint | aantal raadplegingen bij de internist per 1000 gerechtigden van het algemeen stelsel (1) | 164.8 |
| qnpsy | aantal raadplegingen bij de neuro-psychiater per 1000 gerechtigden van het algemeen stelsel (1) | 124.07 |
| qha | aantal raadplegingen bij de huisarts per 1000 gerechtigden van het algemeen stelsel (1) | 2.485.95 |
| <u>b) onafhankelijke variabelen</u> | | |
| W | belastbaar totaal netto-bedrijfsinkomen per inwoner, in 1000 F (4) | 147.71 |
| i(15-64) | percentage van de bevolking, 15 jaar of ouder, maar jonger dan 65 jaar (3) | 64.99 |
| i(65P) | percentage van de bevolking 65 jaar of ouder (3) | 14.45 |
| ACT | percentage actieven (d.i. primaire uitkeringsgerechtigden + personen te hunnen laste) in het algemeen stelsel (1) | 76.21 |
| BEVD | bevolkingsdichtheid per 1000 km ² (4) | 465.98 |
| TEL | percentage van de particuliere bewoonde woningen (hoofdverblijf) met telefoon(3) | 74.11 |
| E | percentage van de bevolking 14 jaar en ouder, die geen onderwijs met volledig leerplan meer volgt, die hoger onderwijs gevolgd hebben (3) | 7.41 |
| BED | percentage van de primaire uitkeringsgerechtigden met bediendenstatuut (1) | 51.00 |
| VROUW | percentage vrouwen in de bevolking (4) | 50.86 |
| BAD | percentage van de particuliere bewoonde woningen (hoofdverblijf) met stortbad of badkamer (3) | 73.60 |
| VREEM | percentage vreemdelingen in de bevolking (4) | 6.53 |
| RH | aantal huisartsen met privé-praktijk of polikliniek, uitgedrukt in full-time equivalenten, per 10 000 inwoners (1) | 8.10 |
| RS | aantal specialisten met privé-praktijk of polikliniek, uitgedrukt in full-time equivalenten, per 10 000 inwoners (1) | 3.16 |
| RScard | aantal cardiologen per 10 000 inwoners(2) | 0.20 |
| RSint | aantal internisten per 10 000 inwoners(2) | 0.96 |
| RSnpsy | aantal neuro-psychiaters per 10 000 inwoners (2) | 0.67 |

bronnen

(1) Leroy [1983]

(2) Ministerie van Volksgezondheid

(3) Ministerie van Economische Zaken [1970 en 1981]

(4) Ministerie van Economische Zaken [1979,1980 en 1982]

4.2. Bespreking van de resultaten

Eerst zullen we commentaar geven in verband met het verschil tussen het originele en het uitgebreide Grossman-model. Nadien bespreken we de empirische schattingen van de lineaire vergelijkingen uit het uitgebreide Grossman-model. Ten slotte worden deze resultaten vergeleken met die van de log-lineaire specificatie.

4.2.1. Verschil tussen het originele en het uitgebreide Grossman-model

De consumptie van medische raadplegingen werd dus geschat op basis van het oorspronkelijke Grossman-model en op basis van een uitgebreid model. De empirische resultaten worden voorgesteld in tabellen 2 en 3. De variabelen toegevoegd aan het originele model zijn socio-economische karakteristieken zoals BED, VROUW, BAD en VREEM, die de morbiditeit beïnvloeden, en RH en RS die het niveau van het medisch aanbod weergeven. Een F-toets werd toegepast om te onderzoeken of de additionele verklaring van de variantie in de endogene variabelen door deze veranderlijken statistisch significant was. Men bemerkt uit tabel 4 dat het uitgebreide Grossman-model statistisch gezien alleszins beter is. (De F-waarde met vrijheidsgraden 6,29 bedraagt 2.43 en 1.99 bij een significantiedrempel van respectievelijk 5 % en 10 %). Vandaar dat we ons op dit allerlaatste zullen concentreren. Vooraf dienen we toch te signaleren dat de tekens van een aantal coëfficiënten veranderen wanneer we van de ene naar de andere specificatie overschakelen. Zo bijvoorbeeld heeft opleiding een significant effect op het aantal raadplegingen bij de huisarts in het Grossman-model, maar wordt het effect positief in het uitgebreide model. Ook de coëfficiënt van ACT slaat telkens om. De oorzaak hiervoor is voornamelijk te zoeken bij de hoge mate van collineariteit tussen de variabelen. Vele socio-economische variabelen vertonen immers een grote samenhang. Bijvoorbeeld, mensen met een hogere

Tabel 2. Schattingsresultaten: Origineel Grossman-Model

| verklarende variabelen | W | i(15-64) | i(65P) | ACT | BEVD | TEL | E | intercept | R ² |
|---------------------------|------------------|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-----------------|----------------------|------------------------|----------------|
| <u>gcard</u> | | | | | | | | | |
| lin | .70** (2.46) | -.82 (-.18) | -.70 (-.24) | -2.02** (-2.91) | .01** (3.69) | .03 (.75) | -2.21 (-.97) | 162.94 (.52) | .54 |
| log | 1.56 (1.50) | .68 (.10) | .37 (.49) | -3.06** (-2.57) | .21** (2.15) | .28 (1.34) | -.29 (-.74) | 3.42 (.13) | .48 |
| <u>gint</u> | | | | | | | | | |
| lin | 1.28** (2.36) | 16.30* (1.90) | 13.28** (2.42) | -1.55 (-1.18) | .01 (1.30) | -.06 (-.81) | -3.23 (-.74) | -1132.50* (-1.89) | .55 |
| log | 1.45** (2.88) | 5.36* (1.70) | .84** (2.33) | -.94 (-1.63) | -.00 (-.03) | -.12 (-1.14) | -.18 (-.95) | -21.85 (-1.65) | .54 |
| <u>qnpsey</u> | | | | | | | | | |
| lin | .66 (1.66) | 6.22 (.99) | 5.98 (1.49) | -2.21** (-2.29) | -.00 (-.02) | .04 (.76) | 9.09** (2.87) | -365.10 (-.83) | .61 |
| log | 1.09** (2.39) | 5.81** (2.02) | .82** (2.50) | -1.71** (-3.27) | -.10** (-2.21) | .08 (.88) | .37** (2.15) | -20.25* (-1.68) | .63 |
| <u>gha</u> | | | | | | | | | |
| lin | -7.37 (-1.35) | 195.95** (2.27) | 60.67 (1.10) | 42.42** (3.19) | .10 (1.44) | 1.06 (1.44) | -111.46** (-2.55) | -12565.70** (-2.08) | .38 |
| log | -.50 (-1.53) | 3.12 (1.52) | .11 (.49) | 1.27** (3.41) | .05 (1.63) | .07 (.99) | -.23* (-1.86) | -8.62 (-1.00) | .41 |

** significant bij een drempel van 5 %

* significant bij een drempel van 10 %

De getallen tussen haakjes zijn t-waarden.

Tabel 3. Schattingsresultaten: Uitgebreid Grossman Model

| verklarende variabelen | W | i (15-64) | i (65P) | ACT | BEVD | TEL | E | BED | VROUW | BAD | VREEM | RH | RS _j | intercept | R ² |
|---------------------------|------------------|--------------------|-------------------|--------------------|-----------------|-------------------|-----------------|---------------------|--------------------|--------------------|---------------------|-------------------|-----------------------------|--------------------|----------------|
| gcard lin | .96** (3.32) | -3.23 (-.77) | -2.96 (-.78) | -2.29* (-1.94) | .01* (1.92) | -.03 (-.71) | -3.93 (-.90) | 1.11 (1.63) | -12.44 (-1.34) | -1.23 (-1.64) | -.04 (-.04) | .44 (.17) | 52.06** (2.66) | 1006.35* (1.80) | .76 |
| | 2.62** (2.63) | -1.42 (-.21) | -.02 (-.02) | -4.05** (-2.23) | .10 (.71) | -.01 (-.03) | -.32 (-.43) | .82 (.96) | -13.16 (-1.15) | -1.61 (-1.20) | -.06 (-.50) | -.03 (-.05) | 1.47** (2.63) | 69.41 (1.24) | .71 |
| gint lin | 1.93** (3.03) | 15.90* (1.88) | 3.57 (.47) | 1.77 (.76) | .01 (.93) | -.12 (-1.59) | -9.89 (-.88) | 2.26 (1.62) | -10.04 (-.55) | -4.22** (-2.52) | 3.28** (1.69) | 12.38** (2.54) | 2.25 (.13) | -679.05 (-.615) | .74 |
| | 2.18** (4.61) | 5.35* (1.74) | -.17 (-.35) | 1.18 (1.50) | -.03 (-.45) | -.23** (-2.65) | .13 (.37) | .27 (.71) | 3.99 (.78) | -2.86** (-4.61) | .13** (2.64) | .36 (1.29) | -.12* (-1.77) | -36.08 (-1.44) | .79 |
| gmpsy lin | 1.34** (3.00) | 3.41 (.60) | -.77 (-1.15) | -1.54 (-.97) | .00 (.65) | -.02 (-.33) | 1.84 (.25) | 2.45** (2.66) | -24.20* (-1.79) | -2.99** (-2.68) | 1.89 (1.40) | 9.71** (2.90) | 6.09 (.46) | 1049.60 (1.30) | .80 |
| | 1.29** (2.69) | 6.52** (2.18) | .44 (.89) | -.84 (-1.06) | -.09 (-1.46) | .01 (.12) | .39 (1.03) | .33 (.88) | -4.78 (-.90) | -1.69** (-2.59) | .09* (1.73) | .46* (1.70) | .13 ^a (.81) | -3.15 (-1.12) | .79 |
| gha lin | -7.21 (-1.40) | 213.74** (2.90) | 116.91* (1.76) | -34.79 (-1.66) | .16* (2.00) | 1.18* (1.83) | 77.40 (.89) | -29.37** (-2.39) | -261.97 (1.56) | 12.07 (.92) | -47.52** (-2.81) | 10.27 (.22) | 5.55 ^b (.10) | 4031.99 (.40) | .72 |
| | -.47* (-1.69) | 1.52 (.79) | .28 (.88) | -.56 (-1.09) | .09** (2.38) | .06 (1.15) | .17 (.80) | -.17 (-.72) | -7.34** (-2.27) | .44 (1.16) | -.08** (-2.62) | .10 (.55) | -.01 ^b (-.20) | 31.10* (1.91) | .73 |

** significant bij een drempel van 5 %

* significant bij een drempel van 10 %

De getallen tussen haakjes zijn t-waarden

^a het logaritme werd genomen van RS_{j+1}

^b hier werd de variabele RS gebruikt.

opleiding zullen haast niet tewerkgesteld worden als mijnwerker of arbeider of in andere risicovolle beroepen; daarboven hebben ze ook dikwijls een gezondere levensstijl¹. Deze gevoeligheid van sommige coëfficiënten voor de specificatie maant ons in elk geval tot een zekere voorzichtigheid aan bij de interpretatie van de resultaten.

Tabel 4. Verschil tussen het originele en het uitgebreide Grossman-model: F-test

| aard van de raadplegingen | specificatie | F-waarden |
|---------------------------|--------------|-----------|
| qcard | lin | 2.77** |
| | log | 2.31* |
| qint | lin | 2.27* |
| | log | 3.96** |
| qnpsy | lin | 3.21** |
| | log | 2.29* |
| qha | lin | 4.12** |
| | log | 3.98** |

** significant verschillend bij een drempel van 5 %

* significant verschillend bij een drempel van 10 %.

4.2.2. Resultaten van het uitgebreide Grossman-model

We bespreken nu verder de resultaten van het uitgebreide Grossman-model in zijn lineaire vorm. De coëfficiënten zijn terug te vinden in tabel 3. De coëfficiënten zijn tevens tot elasticiteiten omgerekend (hierbij werd gebruik gemaakt van de gemiddelde waarden van de variabelen); zie tabel 5.

¹Zie Leigh [1983].

Tabel 5. Elasticiteiten: Origineel en Uitgebreid Grossman-model^a

| | verklarende variabelen | W | i (15-64) | i (65P) | ACT | BEVD | TEL | E | BED | VROUW | BAD | VREEM | RH | RS _j |
|-------|------------------------|--------|-----------|---------|---------|--------|--------|--------|--------|---------|---------|---------|--------|-------------------|
| qcard | lin | 2.54** | -1.31 | -0.25 | -3.78** | .15* | .05 | -.40 | 1.39 | -15.59 | -2.23 | -.01 | .09 | .25** |
| | | 3.48** | -5.18 | -1.05 | -4.29* | .10* | .05 | -.72 | -.72 | .82 | -13.16 | -1.61 | -.06 | -.03 |
| log | lin | 1.56 | .68 | .37 | -3.06** | .21** | .28 | -.29 | .70 | -3.10 | -1.88** | .13* | .61** | .01 |
| | | 2.62** | -1.42 | -.02 | -4.05** | .10 | -.01 | -.32 | -.15 | .27 | 3.99 | -2.86** | .13** | .36 |
| gint | lin | 1.15** | 6.43* | 1.16** | -.72 | .02 | -.03 | -.44 | .70 | -3.10 | -1.88** | .13* | .61** | .01 |
| | | 1.73** | 6.27* | 0.31 | .82 | .02 | -.05 | -.44 | -.18 | .27 | 3.99 | -2.86** | .13** | .36 |
| log | lin | 1.45** | 5.36* | .84** | -.94 | -.00 | -.12 | .13 | .27 | 3.99 | -2.86** | .13** | .36 | -.12* |
| | | 2.18** | 5.35* | -.17 | 1.18 | -.03 | -.23** | .13 | .13 | .27 | 3.99 | -2.86** | .13** | .36 |
| gnpsy | lin | .78 | 3.26 | .70 | -1.39** | -.00 | .02 | .54** | 1.01** | -9.92* | -1.77** | .10 | .63** | .04 |
| | | 1.60** | 1.78 | -.09 | -.95 | .01 | -.01 | .11 | .11 | 1.01** | -9.92* | -1.77** | .10 | .63** |
| log | lin | 1.09** | 5.81** | .82** | -1.71** | -.10** | .08 | .37** | .33 | -4.78 | -1.69** | .09* | .46* | .05 |
| | | 1.29** | 6.52** | .44 | -.84 | -.09 | -.01 | .39 | .39 | .33 | -4.78 | -1.69** | .09* | .46* |
| qha | lin | -.44 | 5.12** | .35 | 1.30** | .02 | .03 | -.33** | -.60 | -5.36 | .36 | -.12 | .03 | .01 ^b |
| | | -.42 | 5.59 | .68 | -1.07 | .03* | .04 | .23 | .23 | -.60 | -5.36 | .36 | -.12 | .03 |
| log | lin | -.50 | 3.12 | .11 | 1.27** | .05 | .07 | -.23* | -.17 | -7.34** | .44 | -.08** | .10 | -.01 ^b |
| | | -.47* | 1.52 | .28 | -.56 | .09** | .06 | .17 | .17 | -.17 | -7.34** | .44 | -.08** | .10 |

** significant bij een drempel van 5 %

* significant bij een drempel van 10 %

^a elasticiteiten werden berekend in het gemiddelde van de variabelen

^b hier werd de variabele RS gebruikt.

(i) Wat de typische Grossman-variabelen betreft hebben we eerst het *inkomensniveau* (W). Er is een positief en statistisch significant verband tussen het inkomensniveau en het consumptieniveau per rechthebbende, voor wat betreft de specialistische raadplegingen. De elasticiteiten zijn zelfs groter dan 1 voor de raadplegingen bij de cardioloog en de internist. Raadplegingen bij de huisarts worden op een negatieve (alhoewel niet significante) wijze beïnvloed door het inkomensniveau. Dit komt overeen met één van de resultaten van de gezinsbudgetenquête (Pacolet en Kesenne [1985]) en de enquête van het Centrum voor Sociaal Beleid (Deleeck [1982]), namelijk dat lagere inkomensklassen meer gebruik maken van goedkopere zorg zoals huisartsgeneeskunde. Ook Guzick [1978] vindt in zijn studie een positief verband tussen inkomen en raadplegingen bij de internist en een negatief verband tussen inkomen en raadplegingen bij de huisarts.

De *leeftijdsvariabelen*, $i(15-64)$ en $i(65P)$ geven in onze analyse geen eenduidig beeld. De vaak waargenomen U-vormige relatie tussen medische consumptie en leeftijd wordt hier omgekeerd. De elasticiteiten van $i(15-64)$ zijn aanzienlijk groter dan die van $i(65P)$. M.a.w. de voorspelling uit het Grossman-model dat leeftijd een stimulans is voor medische consumptie wordt door de empirische resultaten niet bevestigd. Volgens ons ligt de reden hiervoor in het feit dat we slechts een beperkte scala van medische consumptie onderzoeken¹, met name enkel raadplegingen, en dat dan nog bij een beperkt aantal zorgverstrekkers. Een geringere mobiliteit bij bejaarde patiënten kan er nu juist voor zorgen dat zij raadplegingen trachten te substitueren door huisbezoeken. Een positief effect van leeftijd zou men dus best wel bij andere types van medische zorg, zoals b.v. bezoeken bij de huisarts kunnen aantreffen.

¹Het gemiddeld totaal aantal raadplegingen en bezoeken van alle artsen per 1000 gerechtigden bedraagt 7262. Het gemiddeld aantal raadplegingen per 1000 gerechtigden van de door ons onderzochte specialisten bedraagt 2853; d.i. 39 % van het geheel.

De coëfficiënten van ACT (het aandeel van de actieven en de personen ten hunnen laste in het totaal aantal gerechtigden) hebben een negatief teken, met uitzondering van de coëfficiënt in de vergelijking voor de raadplegingen bij de internist. Dit komt overeen met de verwachting dat een hogere *prijs* voor medische zorg, die door deze actieven betaald moet worden, het aantal raadplegingen doet dalen. Noteer hier ook dat de gemiddelde *leeftijd* van de actieven lager is dan die van de WIGW's, zodanig dat de coëfficiënt van ACT tevens een leeftijdseffect kan bevatten. Merken we echter op dat enkel voor de raadplegingen van de cardioloog de coëfficiënt van ACT statistisch significant is.

Twee variabelen werden opgenomen om het effect van de *prijs van de tijdsinzet* te meten: BEVD, de bevolkingsdichtheid per 1000 km², en TEL, het percentage van de bevolking dat over een telefoon beschikt. In een arrondissement met een grote bevolkingsdichtheid mag men aannemen dat de gemiddelde tijd van de patiënt om zich van zijn woonplaats tot die van de medicus te begeven kleiner is dan die in arrondissementen met een kleine bevolkingsdichtheid. Het verwachte teken van de coëfficiënt BEVD is bijgevolg positief. Men bemerkt uit de resultaten dat deze coëfficiënt inderdaad positief én significant is bij raadplegingen van huisartsen. Voor de raadplegingen bij specialisten volgen de coëfficiënten geen vast patroon. Enkel voor de raadplegingen bij de cardioloog heeft BEVD een positief en statistisch significant effect. De variabele TEL is één van de maatstaven voor de toegankelijkheid van de bevolking tot medische zorg. Patiënten die over een telefoon beschikken kunnen immers sneller informatie krijgen over medische zorg en/of makkelijker afspraken maken voor een raadpleging. Het is nu enkel bij de raadplegingen van huisartsen dat deze coëfficiënt positief én significant is. Het feit dat de coëfficiënten van BEVD en TEL in het geval van raadplegingen bij huisartsen allebei positief en significant zijn, weerspie-

gelt waarschijnlijk dat de tijdprijs doorweegt in de 'totale' prijs¹ van zulke raadplegingen.

Inderdaad, men weet dat de eigen financiële bijdrage (het remgeld) voor deze raadplegingen vrij gering is, zodanig dat men gevoeliger is voor schommelingen in de tijdprijs.

In deze studie werd de hypothese geformuleerd dat *beter geschoolden* meer kennis hebben van manieren om de gezondheid te verbeteren dan minder geschoolden. De efficiëntie waarmee geschoolden gezondheid produceren zou groter zijn, hetgeen meebrengt dat deze patiënten minder gezondheidszorg hoeven te vragen. Men ziet dat deze gedachte wordt bevestigd door de negatieve coëfficiënten van E in de vraag naar raadplegingen bij cardiologen en internisten; deze coëfficiënten zijn echter niet statistisch significant. De coëfficiënten in de overige vergelijkingen zijn daarentegen positief maar niet significant. Men kan wel een aantal ad hoc verklaringen geven voor deze positieve coëfficiënten. *Ten eerste*, men kan beweren dat een hogere opleiding leidt tot een andere levensstijl en daardoor een differentiële morbiditeit meebrengt. Hoger geschoolden zouden bijvoorbeeld, vanwege hun beroepswerkzaamheden, meer onderhevig zijn aan stress. De positieve invloed van opleiding op het aantal raadplegingen bij de neuro-psiater zou hiervan het gevolg zijn. *Ten tweede*, geschoolden zouden meer zin hebben voor preventie. Dit laatste zou dan het aantal (preventieve) raadplegingen doen stijgen! Veel gewicht durven we vooralsnog niet hechten aan deze beschouwingen; voorlopig missen ze trouwens een coherent theoretisch kader.

(ii) Wat de invloed van het *geslacht* op de medische consumptie aangaat, vindt men dikwijls dat vrouwen meer medische zorg opnemen dan mannen². Het is daarom opmerkelijk dat wij uitsluitend negatieve verbanden vinden tussen de door

¹De totale prijs bestaat uit de tijdprijs en de eigen bijdrage.

²Zie Sindelar [1982a, 1982b].

ons onderzochte raadplegingen en het aandeel van de vrouwen in de bevolking (VROUW). Weliswaar is enkel in het geval van raadplegingen bij de neuropsychiater de coëfficiënt van VROUW statistisch significant. Ook is het zo dat de berekende elasticiteiten (in absolute termen) bijzonder groot zijn, wat bij ons vragen doet rijzen omtrent de waarde die we mogen hechten aan de geschatte coëfficiënten van VROUW. In elk geval mag de relatie tussen geslacht en medische consumptie vrij complex worden genoemd. In multivariate analyses is het effect geenszins eenduidig. Na controle voor andere variabelen (leeftijd en andere factoren die de depreciatievoet bepalen) vinden, bijvoorbeeld, Van Vliet en Van de Ven [1981] geen significant effect van het geslacht op de waarschijnlijkheid van een raadpleging bij de specialist. Guzick [1978] daarentegen vindt een negatieve invloed van het geslacht op het aantal huisartscontacten en een positieve invloed op het aantal raadplegingen bij de internist. Zeker mag gezegd worden dat de relatie tussen geslacht en medische consumptie ingewikkelder is dan de theorie laat vermoeden, omdat ze naar alle waarschijnlijkheid afhankelijk is van de specifieke medische zorg onder beschouwing.

Hoger schreven we dat het verwachte effect van de *woonomstandigheden* (gemeten door BAD) negatief is. We vinden nu een negatief verband bij de specialistische raadplegingen. In het geval van raadplegingen bij internisten en neuropsychiaters is er een statistisch significante invloed waar te nemen. Wat het effect van het aandeel van de *bedienden* in de totale werknemerspopulatie betreft, zien we dat de consumptie van specialistische raadplegingen stijgt bij een toename in deze variabele. Daarentegen heeft BED een negatief effect op raadplegingen bij artsen. Er bestaat dus blijkbaar een socio-professioneel effect, waarbij hogere beroepsklassen een voorkeur uiten voor meer gespecialiseerde geneeskunde. Dit laatste werd trouwens ook gedistilleerd uit de eerder geciteerde enquêtes. Het aandeel van de *vreemdelingen* in de bevolking heeft afwisselend een positieve of negatieve invloed

op het aantal raadplegingen. Opvallend is het negatieve effect op de vraag naar raadplegingen bij huisartsen. Een betere kennis van de differentiële morbiditeit zal hier noodzakelijk zijn om de empirische resultaten beter te begrijpen.

(iii) Wat het *aanbodseffect* van specialisten betreft, kan men opmerken dat dit positief is; het is echter enkel statistisch significant in het geval van raadplegingen bij cardiologen. Het aanbodseffect van huisartsen is positief maar niet significant. We dienen hier ook aan te stippen dat de mogelijke positieve vertekening van de coëfficiënten, die het aanbodseffect weergeven, niet is weggewerkt. Verder kunnen we ook niet aangeven of en welke van de eerder besproken theorieën van belang zijn bij het begrijpen van een positief aanbodseffect. Daarvoor zijn data over het tijdsaspect van medische zorg en over het al dan niet bestaan van een vraagoverschot noodzakelijk. Pas dan zou het al of niet bestaan van informatiemanipulatie kunnen worden geïdentificeerd. Wanneer men verder de coëfficiënten van RH in de vergelijkingen voor de specialistische raadplegingen bestudeert, dan bemerkt men een grote mate van complementariteit tussen het aanbod van huisartsen en raadplegingen bij internisten en neuropsychiaters. Bij de raadplegingen van huisartsen is de coëfficiënt van RS wel positief, maar niet statistisch significant.

4.2.3. Lineaire versus logaritmische specificatie

Naast de lineaire specificatie werden de vergelijkingen ook geschat in logaritmische vorm. De resultaten hiervan zijn vrij bevredigend; de meeste coëfficiënten zijn robuust overheen de specificaties.

De significante substitutie van huisartsen door specialisten bij stijging van het inkomen of toename van de socio-pro-

fessionele status komt opnieuw opvallend naar voor. Ook alle andere significante variabelen behouden hetzelfde teken. Een uitzondering hierop vormt het aanbodseffect van de internisten. Een positieve insignificante invloed van het medische aanbod slaat om in een negatief significant effect. De rationale van dit laatste is moeilijk te achterhalen. Algemeen genomen behouden we echter hetzelfde beeld als bij de lineaire specificatie. Het lijkt ons dan ook overbodig om de resultaten m.b.t. elke variabele nogmaals afzonderlijk te bespreken.

5. Besluit

Enkele algemene besluiten kunnen nu worden geformuleerd. Ten eerste tonen de resultaten een duidelijk verschillend effect van het inkomen aan voor specialistische raadplegingen, enerzijds, en raadplegingen van huisartsen anderzijds. Van groot belang is de substitutie van raadplegingen bij de huisarts naar raadplegingen bij de specialist wanneer de betalingscapaciteit (gemeten via W) of de socio-economische status (gemeten via BED) stijgt.

Ten tweede kunnen we stellen dat het originele Grossman-model als verklaring voor de verschillende types van zorg minder houvast biedt dan voor de verklaring van het algemeen niveau van medische consumptie. Effecten eigen aan elk type van medische zorg treden nu op, zodat algemeen verwachte effecten van leeftijd, opleiding en inkomen niet noodzakelijk hoeven op te gaan. Mede om het relatief belang van de verschillende types van zorg te verklaren, moeten additionele variabelen worden toegevoegd. In onze analyse waren dat vooreerst BED, BAD, VROUW en VREEM. We hebben aangetoond dat deze variabelen een significante bijdrage leverden tot de verklaring van de consumptie. Als bijkomende determinant is er ook de structuur van het medisch aanbod. In een beperkt aantal gevallen konden we een positief aanbodseffect van RS_j waarnemen. We vonden ook dat huisartsenzorg eerder complementair is met de tweedelijnszorg. Bij de raadplegingen van de huisarts oefent zowel het eigen aanbod als die van de specialisten een niet significante invloed uit.

Ten slotte moet nog eens benadrukt worden dat de effecten van de verschillende determinanten in de verschillende vraagvergelijkingen heterogeen zijn. Hieruit blijkt duidelijk dat de diverse subcategoriën van medische zorg een aparte aandacht verdienen. Meer informatie over differentiële morbiditeit zal de analyse moeten verfijnen en de empirische resultaten begrijpelijker moeten maken. Zo hopen we dat in

de toekomst vooral micro-data over patiënten (i.v.m. hun leefgewoonten, arbeidsomstandigheden, inkomen, medische kennis, etc.) en hun vraag naar medische zorg beschikbaar zullen gemaakt worden. Zulke data zouden analyses beslist verbeteren en tevens beleidsrelevanter maken.

BIBLIOGRAFIE

- DELEECK H. [1982], 'Het sociaal ongelijk verbruik van gezondheidszorgen', Acta Hospitalia, 1982, 3, pp.147-173.
- GROSSMAN M. [1972], The Demand for Health: A theoretical and empirical investigation (New York: Columbia University Press).
- GUZICK D. [1978], 'Demand for General Practitioner and Internist Services', Health Services Research, 1978, winter, pp.351-368.
- LEIGH J.P. [1983], 'Direct and Indirect Effects of Education on Health', Social Science and Medecine, 1983, vol.17, 4, pp.227-234.
- LEROY X.[1983], L'accès aux soins médicaux. Tome III. Données régionales d'offre et de consommation en 1979 (Bruxelles: Services d'études socio-économiques de la Santé).
- MADDALA G.S. [1979], Econometrics (London: McGraw-Hill).
- Ministerie van Economische Zaken [1979, 1980 en 1982], Regionaal Statistisch Jaarboek (Brussel: NIS).
- Ministerie van Economische Zaken [dec.1970 en maart 1981], Volkstelling (Brussel: NIS).
- Ministerie van Volksgezondheid en van het Gezin, data ontvangen van het Centrum voor Informatieverwerking.
- PACOLET J. en J. KESENNE [1985], 'De gezinsuitgaven voor gezondheidszorgen', De Gids op Maatschappelijk Gebied, 1985, 76ste jg. nr.2, pp.183-197.
- PAULY M.V. [1980], Doctors and their Workshops: Economic Models of Physician Behavior (Chicago: National Bureau of Economic Research).
- PHELPS C.E. and J.P. NEWHOUSE [1974], 'Coinsurance, the price of time, and the demand for medical services', Review of Economics and Statistics, 1974, vol.56, pp.334-342.
- SINDELAR J. [1982a], 'Behaviorally caused loss of health and the use of medical care', Economic Inquiry, 1982, vol.XX, pp.458-471.
- SINDELAR J. [1982b] 'Differential use of Medical Care by Sex', Journal of Political Economy, 1982, vol.90, no.5, pp.1003-1019.
- VAN VLIET R. en W. VAN DE VEN [1981], Analyse van medische consumptie en van verschillen tussen ziekenfonds- en particulier verzekerden (Leiden: Coeps-rapport).