

医師誘発需要仮説の実証分析

—支出関数アプローチによる老人医療費の分析—

泉 田 信 行
中 西 悟 志
漆 博 雄

I はじめに

医療費の増加が社会的問題になっている。医療費の増加を説明する有力な議論の一つとして医師誘発需要仮説がある。この仮説によれば、医師は患者よりも医療内容に詳しいこと（情報の非対称性）を利用して、患者に対してより濃厚な医療を受けるように影響を行使できる。通常の財・サービス市場において供給者の増加は競争を激化させ、価格を低下させる。しかし医師誘発需要仮説が妥当すると、人口当たりの医師数の増加は、医師の裁量的行動によって医療サービス需要の増加を誘発し、医療支出を増大させることになる。医師の養成に関する公共政策を評価するときには、医師誘発需要仮説の正否を確認することが必要である。もし医師誘発需要仮説が正しくなければ、医師間の競争を促進する政策をとると、一定の医療密度のもとで、医療サービスの価格は低下する。一方、医師誘発需要仮説が妥当している場合、競争政策は逆の効果をもち得ることになる。このように重要な政策的含意をもつ医師誘発需要仮説であるが、日本においては実証的な検討が十分にされてきたとはいえない。医師誘発需要理論の検証が本稿の目的である。

Feldstein (1970) は人口当たり医師数と医師報酬に正の相関を発見し、この正の相関は新古典派経済学が主張する競争的市場理論から導き出される結論とは矛盾することを指摘した。人口当たり医師数はその地域における医師サービス市場の競

争度として考えられるので、競争度が高い地域ほど医師サービス供給量が多いと考えられる。医師間で競争がある時、このような地域では相対的に医師賃金率が低下するはずである。しかしFeldsteinは逆の向きの相関関係をみいだしたのである。

Feldsteinの発見に対してFuchs (1978) がこれを説明する仮説を提出した。彼は医師・人口比率の増大は医師の所得稼得機会の減少を通じて所得を低下させるので、医師・人口比率が上昇した際には、医師は裁量的な能力を用いて患者の医療に対する需要を増大させ、結果として医師・人口比率の増大による所得の低下を補うという医師誘発需要仮説を展開した。Fuchsはこの仮説に基づいて、外科医対人口比率が1%上昇すると外科手術数が0.3%増加することを発見した。

医師誘発需要理論の研究に対する批判のうち最も重要なのは以下のものである¹⁾。それは医師裁量的需要 (physician initiated demand) と患者自律的需要 (patient initiated demand) が識別されていないという問題である。すなわち、従来の医師誘発需要理論においては医師・人口比率の増大が医師裁量的需要の増大を招くとしているが、医師の裁量的行為が存在しない場合であっても、医療サービスへのアクセス費用が低下することにより患者の直面する実質的な価格が低下し、それにより患者の自律的需要が増大することがあり得る。この問題点はRossiter and Wilensky (1983, 1984, 1987), Wilensky and Rossiter (1981, 1983), Escarse (1992) 等の一連の研究で指摘さ

れてきた。Escarse などの研究が重要であるのは患者自律的需要を考慮しなければ医師誘発需要の効果を過大に推定する可能性があるためである。彼らは患者の受診回数を医療需要の指標とした際に、患者自律的需要は初診回数で、再診回数や治療の密度は医師裁量的需要の要素を持つとして推定を行った。彼らの推定結果から医師裁量的需要は存在しないか、もしくは存在してもその効果は極めて小さいことが明らかになった²⁾。

さて、日本の医師誘発需要に関する最初の文献は西村(1987)である。彼は国民健康保険加入者のレセプト1件当たり医療費を被説明変数として純回を行い、医師・人口比率が1件当たり医療費に有意に正の効果を与えていることを観察した。しかし、彼の研究も患者自律的需要と医師裁量的需要を区別していないという点では批判を免れ得ない。日本における患者自律的需要と医師裁量的需要を区別した医師誘発需要の研究としては、鈴木(1997)による老人外来医療における医師誘発需要の研究があげられる。この研究によれば、外来医療費自体は医師密度の増大によって増加しているが、それは外来件数が有意に増加しているからであって、外来1件当たり医療費に関する医師密度の係数は統計的に有意ではない。つまり医師誘発需要仮説は否定されている³⁾。

Rossiter and Wilensky や Escarse らの形式にのっとった研究に対する批判もあり得る。アクセス費用の低下により、患者が増加する場合、症状の重い患者は既に医療サービスを必要していたはずだから、相対的に軽症な患者の比重が大きくなり、平均的な医療密度は低下するはずである。それにもかかわらず、患者1人当たりの医療支出が低下しないのであれば、それは隠された医師誘発需要の存在を示していることになる。この欠点を検討するために本研究では、支出関数アプローチを用いて、医師誘発需要モデルを検証する。支出関数を用いると、一定の健康水準を生産するために必要な医療サービスの投入量を測定することができる。それゆえ受診率の上昇による健康水準の改善は分析モデル内で調整され、医師の誘発する有効でない医療サービスの投入量を測定すること

ができる。健康状態を調整した上で、医師数の増加が医療サービス需要を増加させていることが確認されるならば、医師誘発需要の理論は現実妥当性をもつことになる。また、本稿においては鈴木(1997)が無視している入院サービスと外来サービスの代替可能性も考慮する。これは医師・人口比率の変化が、外来サービスと入院サービスの構成比率を変化させ、それが医療支出に反映する程度を分析するためである。

ここでの推定によれば、入院サービスと外来サービスには無視し得ない代替関係が存在する。また、入院ならびに外来サービス需要は自己負担価格から統計的に有意な影響を受けている。最後に、人口当たり医師数が1%増加すると、入院サービス量は1.4%、外来サービス量は1.0%増大する。この論文は次のように構成される。IIでは我々が実証的に検討するモデルを構築する。IIIにおいては統計的検証に利用するモデルを特定化し、利用するデータを検討したうえで統計的推定を行う。IVでは我々のモデルと推定結果の検討と地域医療計画に対する政策的含意が述べられる。

II モデル

同一の健康水準は、複数の異なった医療サービスの組み合わせで達成可能であろうか。もし技術的理由により、代替的なケア・ミックスが存在しないとすれば、健康増進に必要とされるケア・ミックスは、ただ1種類しか存在しないことになる。一方、代替的な方法が利用可能ならば、例えば外来サービスが入院サービスに比して相対的に安価であるとき、外来サービス集約的な医療サービスの組み合わせを、患者は選択可能になる。ある疾病に適切診療行為はただ一つだけであり、健康をつくりだす過程が硬直的であると、医療の質を低下させることなく、ケア・ミックスを変化させることで医療支出を節約する余地はなくなる。反対に、健康の生産過程がフレキシブルであるならば、ケア・ミックスを変更することで、支出節約の余地がうまれる。このように健康の生産過程が硬直的であるか、フレキシブルであるかは、医療政策

に関心をもつ者にとって重要な情報である。このフレキシビリティの程度は代替の弾力性で測定され、代替が不可能なとき弾力性はゼロになり、フレキシビリティが高まるほど弾力性は大きくなる。

つぎに入院サービスと外来サービスが代替可能である場合、同一水準の健康を維持するため、支出額を最も少なくする入院サービスと外来サービスの組み合わせをみることにしよう。一定量の健康を生産するために必要となる入院サービスと外来サービスの組み合わせの軌跡は等量曲線と呼ばれる⁴⁾。図1のなかで等量曲線は I_0 のように右下がり描かれている。これは入院サービスを増加させることで、外来サービスを節約可能であることを、したがって2つのサービスが代替的であることを示している。また、患者が支払う特定水準の自己負担額とそれにより購入可能な医療サービスの数量の関連を表しているのが、等支出線である。入院サービスの自己負担価格を p^1 、外来サービスの自己負担価格を p^0 であらわすと、一定の支出額 \bar{m} で利用できる入院サービス x^1 と外来サービス x^0 の組み合わせは、

$$\bar{m} = p^1 x^1 + p^0 x^0 \quad (1)$$

となる。(1)式を書き換えると、

$$x^0 = \frac{\bar{m} - p^1 x^1}{p^0} \quad (2)$$

となり、等支出線を得る。等支出線は、同一の金額で購入できる入院サービスと外来サービスの組

み合わせをあらわしている。また、右上に位置する等支出線ほど相対的に大きな支出額となることはいうまでもない。

等量線 I_0 と等支出線 B_0 が接する点 E_0 を選択するとき、支出額は最低となる。このとき、外来サービスが x_0^0 、入院サービスが x_1^0 だけ利用される。等量曲線上で点 E_0 以外の組み合わせを選択すると支出が増加してしまい、より少ない支出額では I_0 に対応する健康を産み出せないからである。ここで入院サービスの自己負担価格が上昇し、等支出線の傾きが急になったとしよう。このとき、新しい等支出線 B_1 と等量線 I_0 が接する点 E_1 が選択され、以前と比べてより少ない入院サービスとより多くの外来サービスが必要される。また、健康水準をより高めようとすれば、より多くの医療サービスの投入が必要になり、そのために必要な等生産量曲線は I_0 より北東に位置し、より多くの医療サービス投入とより多くの医療支出が必要となる。

医師数が増加して医師間での競争が激化したとき、医師は影響力を行使し、必ずしも必要でない医療サービスを患者に消費させることができるであろうか。これが医師誘発需要の理論が提出した問いである。ここでの分析枠組で医師誘発需要の理論をみると、医師の影響力行使は患者の直面する(主観的)等生産量曲線の右上方への移動としてとらえることができる。健康を作り出す真実の技術が I_0 の位置にあったとしても、医師が影響力を行使し、医療サービス量がそれ以上に必要であると「説得」し、個人がそれを I_1 の位置にあると「誤解」すれば、個人は点 E_1 を選択し、不必要な医療サービス(関連性の薄い検査・投薬等)が必要されることになる。この場合、入院サービスの需要は x_1^1 、外来サービスの需要は x_1^0 になり、それぞれ健康の増加に結びつかない医療サービスが利用される。つまり、入院サービス ($x_1^1 - x_1^0$)、外来サービス ($x_1^0 - x_0^0$) は過剰な消費であり、純粋な資源の浪費に相当する。

個人が実際に支出する医療費は、医療サービスの自己負担価格、実現したいと望む健康水準により決定される。健康水準の増進あるいは自己負担

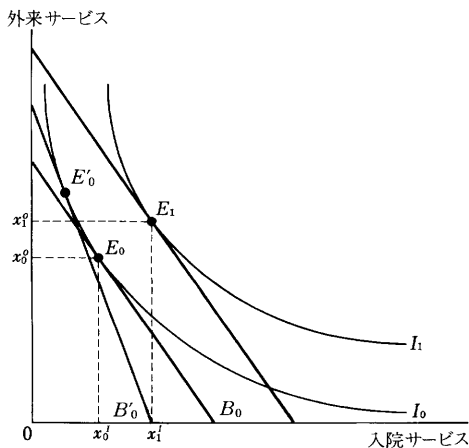


図1 医療サービス投入と健康水準

価格の上昇が、個人の医療支出を増加させることはいうまでもない。また、医師誘発需要仮説が正しければ、人口1人当たり医師数も、医療支出に正の効果をもつことになる。この医療支出と自己負担価格・健康水準・人口1人当たり医師数の関係は、つぎの支出関数で表現される。

$$m = m(h, \mathbf{p}, z, T) \quad (3)$$

ここで、 m は患者が自己負担する医療支出、 \mathbf{p} は自己負担価格のベクトル、 h は実現した健康状態、 z は人口1人当たり医師数、 T は健康生産の技術水準である。

支出関数を実際に推定するためには、関数型を特定化しなければならない。ここでは最もフレキシブルなトランスログ型の支出関数を使用する⁵⁾。

$$\begin{aligned} \ln m = & A_0 + A_1 \ln h + \frac{1}{2} A_{11} (\ln h)^2 \\ & + \sum_{i=1}^2 B_i \ln p_i \\ & + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 B_{ij} \ln p_i \ln p_j + D_1 \ln z \\ & + \frac{1}{2} D_{11} (\ln z)^2 \\ & + \sum_{i=1}^2 E_i \ln h \ln p_i \\ & + F \ln h \ln z \\ & + \sum_{i=1}^2 G_i \ln z \ln p_i + H_1 T \\ & + H_{11} T^2 + J \ln h \cdot T \\ & + \sum_{i=1}^2 K_i \ln p_i \cdot T + L \ln z \cdot T \end{aligned} \quad (4)$$

本推定では、健康の生産技術の時間的変化を調整するため、観察年 T を代理変数として用いている。シェファードの補題をもちいるとシェア方程式が得られる⁶⁾。

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln m}{\partial \ln p_i} = & S_i = B_i + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^2 B_{ij} \ln p_j \\ & + E \ln h + G_i \ln z \quad (5) \\ & + K_i T \end{aligned}$$

推定に際しては、 T を除くすべての説明変数は、各変数の平均値で除しておく。また、パラメータの対称性、支出関数の1次同次性を仮定する。そのためにパラメータに対して次の制約条件が課せられる。

$$B_{12} = B_{21} \quad B_1 + B_2 = 1$$

$$\sum_j B_{ij} = 0 \quad \sum_i E_i = 0 \quad \sum_i G_i = 0 \quad \sum_i K_i = 0$$

支出シェアの合計は必ず1になるため、ここでは1本の方程式しか独立でない。そこで入院サービスのシェア方程式と支出関数を、最尤法により同時推定し、パラメータをもとめる。

III 使用データ

本稿で使用したデータの出所は表1にまとめられている。これらのデータは都道府県別の地域データであるが、これを1983年から1994年までプールした。

医療支出のデータとしては厚生省老人保健福祉局の『老人医療事業年報』に掲載されている入院・外来の自己負担の総額を利用した。入院ないし外来1日当たりの自己負担額を医療サービスの価格とした。ここで健康指標としては、70歳以上の生存率を用いている。生存率は厚生省『人口動態統計』に記載された70歳以上死亡者数と総務庁『推計人口』からもとめた。医師・人口比率を計算するための医師数については厚生省『医師・歯科医師・薬剤師調査』による都道府県別の「医療機関に従事する医師数」をあてた。『医師・歯科医師・薬剤師調査』は隔年調査であるので、欠値が存在する年がある。当該年については線形補完により数値をもとめた。これらの変数の記述統計は表2にまとめられている。

IV 推定結果

各説明変数は平均値で除せられているので、パラメータ A_1 は支出の健康弾力性になる。パラメータ B_i は、平均値で評価した支出シェアの推定値に等しくなる。したがって理論上、パラメータ A_1 ならびに B_i は正の値をとらなければならない。表3には、パラメータの推定結果がまとめられている。パラメータ A_1 は1.6であり、健康状態が1%向上するためには、他の条件が等しいとの仮定の下で医療支出が1.6%増加しなければなら

表1 データの出所

変数	出所
医師数	厚生省大臣官房統計情報部編「医師・歯科医師・薬剤師調査」, 各年版
医療費	厚生省老人保健福祉局編「老人医療事業年報」, 各年版
医療保険有資格者数	同上
医療費自己負担額	同上
診療日数	同上
都道府県別年齢階層別人口	総務庁統計局編「推計人口」, 各年版
死亡率	厚生省大臣官房統計情報部編「人口動態統計」, 各年版

表2 各変数の記述統計

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
支出額 (千円)	16.582	8.019	2.887	36.981
入院医療支出シェア	0.441	0.102	0.257	0.669
生存率	0.944	0.005	0.886	0.957
入院医療価格 (千円)	0.370	0.206	0.057	0.701
外来医療価格 (千円)	0.215	0.084	0.078	0.420
医師・人口比率	1.591	0.334	0.285	2.418

表3 推定結果

	パラメーター	推定値	t-値
定数	A 0	2.95780	79.44640
健康指標	A 1	1.61068	0.33457
健康指標**2	A 11	-752.57600	-5.44971
入院価格	B 1	0.42167	48.43160
外来価格	B 2	0.57833	66.42600
入院価格**2	B 11	0.09942	8.96182
入院価格*外来価格	B 12	-0.09942	-8.96182
外来価格**2	B 22	0.09942	8.96182
医師数	D 1	1.19276	14.08310
医師数**2	D 11	0.39984	2.60428
健康指標*入院価格	E 1	2.98054	4.83381
健康指標*外来価格	E 2	-2.98054	-4.83381
健康指標*医師数	F	54.60860	5.87514
医師数*入院価格	G 1	0.10021	9.74410
医師数*外来価格	G 2	-0.10021	-9.74410
観察年	H 1	-0.04177	-3.26683
観察年**2	H 11	0.00495	2.23036
健康指標*観察年	J	-0.52863	-0.71796
観察年*入院価格	K 1	0.00621	4.85626
観察年*外来価格	K 2	-0.00621	-4.85626
医師数*観察年	L	-0.09384	-6.31610

らない。また、パラメーター B_i も、すべてが統計的に有意な正の値をとっている。

つぎに代替の弾力性、需要の価格弾力性、医師と医療サービス需要に関する諸指標を、推定パラメーターからもとめることにしよう。まず、平均値で評価した代替の偏弾力性は、以下の方程式でもとめられる。

$$AES_{ii} = \frac{B_{ii} + B_i^2 - B_i}{B_i^2} \quad (6)$$

$$AES_{ij} = \frac{B_{ij} + B_i B_j}{B_i B_j}$$

代替の弾力性の測定結果は表4にまとめられている。医療サービス投入の自己弾力性は、理論の予想する負値をとっており、統計的にも有意である。入院サービスと外来サービスの代替の弾力性は、有意な正の値をとり代替的であることがわかる。医療サービスの自己負担価格の上昇は、当該医療サービスの需要量を減少させ、他の医療サービスの需要量を増加させることになる。

また、需要の自己価格弾力性は(7)式でもとまる。

$$ED_i = \frac{B_i(B_{ii} + B_i^2 - B_i)}{B_i^2} \quad (7)$$

表5をみると、医療サービス需要の価格弾力性は、

表4 代替の弾力性

	推定値	t-値
AES 11	-0.8124	-9.9784
AES 12	0.5923	13.4409
AES 22	-0.4319	-16.7208

入院サービスが0.3、外来サービスが0.2と推定される。したがって、自己負担価格が1%上昇すると、他の条件を不変にたもった状態で、医療サービスは2%から3%程度減少することがわかる。

医師数の増加が、入院サービスと外来サービスの需要に与える影響は、(8)式で測定される。

表5 価格弾力性

	推定値	t-値
入院サービス	-0.3426	-11.8467
外来サービス	-0.2498	-15.6330

表6 医療サービス需要の医師数弾力性

	推定値	t-値
入院サービス	1.4304	15.0172
外来サービス	1.0195	12.6349

$$\frac{\partial \ln x^i}{\partial \ln z} = \frac{G_i}{B_i} + D_i \quad (8)$$

医療サービス需要に与える医師数の影響力は表6にまとめられている。医師数が1%増加すると、健康状態は変化しないとの条件においても、入院サービスは1.4%、外来サービスは1.0%増加すると予想される。ここで測定された医師数の増加がもたらす医療サービス投入量の増加は、健康状態の改善に結びつかず、純粋な資源の浪費となる。

V おわりに

この論文では、入院・外来の代替を考慮したうえで、トランスログ型の支出関数を推定した。その結果、人口当たり医師数が1%増加すると、入院サービス量は1.4%、外来サービス量は1.0%増大することが明らかとなった。われわれの分析に意義があるとするれば、推定モデルに医療サービスの支出関数を用いている点であろう。ここでは健康指標を調整した上で医師・人口比率が医療サービス需要・支出に与える影響を推定しているため、測定された医療サービスの需要増加は、医師の裁量による需要増加を示している。それにより医師誘発需要の程度を明確化できる。このような支出関数を用いた医師誘発需要の検証は、諸外国においても存在しない。

つぎに推定結果をふまえた上で現実の政策に関する含意を検討しよう。都道府県ごとの医療サービス市場の地域格差を縮小するために地域医療計画が1988年から施行されているが、これは各都道府県の病床数の上限を規制しているだけであっ

て、地域ごとの医師数を規制するものではない。医師数の増加を抑制する参入規制策が、医療費の抑制をすすめるための現実的な処方箋の一つとされてきた。これに対して、参入規制は既存の医師の利益を擁護する効果をもち、医師間の競争の誘因を低下させ、医療の質の低下をもたらす可能性が大きな欠点として指摘されてきた。しかし本研究によれば、医師間の競争による医療サービス利用の増加は、必ずしも健康状態の改善につながるものではない。

ここでの結論は、医師数抑制策を正当化するものであるが、注意すべき点が一つある。それは、ここでは老人医療のみを分析対象としていることである。若年医療に比較して慢性疾患の比重が相対的に大きな老人医療では、医師の裁量の余地が大きい。それが医療サービス需要に対する医師数の影響力を大きくしているのかもしれない。したがって医師数の抑制政策を総合的に評価するためには、若い世代の医療サービス需要を分析対象とした実証研究が必要である。

医師と患者間の情報の非対称性の存在が、医師誘発需要仮説の議論の背景にある。この議論の出発点に立ち返るならば、医師数の抑制は対症療法ともいえる。情報の非対称性を解消する政策こそが抜本的解決策となりうる。そのためには医療サービスの利用者に対する医療教育や、診療情報の患者自身への開示等の情報の非対称性を減少させる政策が重要であることを最後に指摘しておきたい。

注

1) 本文で取り上げた以外の批判は、大きく3つに分類される。第1にFuchsの研究に対してはそれが計量経済学的な意味での識別性(identification)を満たしていないという批判がAuster and Oaxaca (1981)から提起された。彼らは識別条件を満たすためには医師サービス供給関数を推定するときに要素価格について十分な変動(variation)が必要であるとしている。

第2の批判は推定方法に関するものである。Dranove and Wehner (1986)は出産数について医師誘発需要が存在するかという仮説を、Fuchsの用いたのと同様の操作変数法により推定した。そこでは医師が出産を誘発するという不合理な

推定結果が得られた。このような問題が発生したのは患者が地域を越えて越境受診 (border crossing) する効果を見逃したためか、もしくは操作変数の選択において問題が存在するためであるとしている。

第3の批判として医師誘発需要理論が立脚する理論的前提では医師の診療プロセスが捉えきれておらず、そのような理論に基づいて実証研究を行うことは医師誘発需要を解明することにはならないというものである。これは Reinhardt (1985) によって指摘されたことであるが、これに対して Dranove (1992) は医師の診断プロセス・患者の受診プロセスをモデル化した理論モデルを提案した。彼の理論モデルからは実証可能な命題が導かれるが、実際にはデータの制約によって反証は困難であると思われる。

- 2) 上記の研究は全て医療サービスの価格設定が自由である北米における研究である。これに対して価格が政治的に決定される国のデータを用いた研究は、研究成果の日本への応用という観点から興味がある。Birch (1988), Grytten, Dorthe, and Laake (1990) や Grytten, Carlsen, and Sorensen (1995) がこれに当たる。Birch はイギリスの、Grytten 他はノルウェーのデータを用いて実証研究を行っている。これらの国では出来高払制がとられているので、医師誘発需要が存在する可能性が予見できる。しかしながら、Birch と Grytten, et al. (1990) では医師誘発需要が観察されたものの、Grytten, et al. (1995) では観察されていない。
- 3) このほかの日本の医療サービス市場を対象とした研究には、山田 (1994) と池上他 (1997) がある。山田 (1994) は日本の高齢者歯科医療サービスにおいて医師誘発需要が存在するか否かを、均衡分析モデルと不均衡モデルによって実証したものである。分析の結果は、均衡分析モデルでは医師誘発需要が支持されるものの、不均衡モデルにおいては支持されないというものであった。

安藤他 (1997) では一つの県の保育園児のレセプトデータと集団検診データとをリンケージすることによって、歯科医師密度がう蝕の治療量に及ぼす影響を検討している。実証モデルは誘導型であり、歯科医師の効用最大化モデルから導かれたものではない。また、市町村別のデータを利用しているので地域属性の効果を除くために、加重最小二乗法モデル、Fixed Effect Model と Random Effect Model を利用して推定を行っている。推定結果は統計的有意性はそれほど強くないものの、医師・人口比率の項が正の符号をもった。つまり医師誘発需要が観察されている。

- 4) 医療サービス投入を健康生産のための派生需

要ととらえたのは、Grossman (1972) が最初である。

- 5) トランスログ関数については、Christensen et al. (1973) を参照されたい。また、McAviney and Yannopoulos (1993) は、トランスログ支出関数を持ちいて、英国における私的医療と公的医療の代替の弾力性を測定している。
- 6) シェファードの補題については、Shephard (1970) を参照されたい。

参考文献

- Auster, R. D. and R. L. Oaxaca (1981) "Identification of Supplier Induced Demand in the Health Care Sector," *The Journal of Human Resources*, 16 (3), pp. 327-342.
- Birch, S. (1988) "The Identification of Supplier-Induced Demand in a Fixed Price System of Health Care Provision: The Case of Dentistry in the United Kingdom," *Journal of Health Economics*, 7 (2), pp. 129-150.
- Christensen, L. R., D. W. Jorgenson and L. J. Lau (1973) "Transcendental Logarithmic Production Frontiers," *Review of Economics and Statistics*, 55 (1), pp. 28-45.
- D. Dranove (1988) "Demand Inducement and the Physician/Patient Relationship," *Economic Inquiry*, 26 (2), pp. 281-298.
- D. Dranove and P. Wehner (1994) "Physician Induced Demand for Childbirths," *Journal of Health Economics*, 13 (1), pp. 61-73.
- Escarse, J. J. (1992) "Explaining the Association Between Surgeon Supply and Utilization," *Inquiry*, 29 (4), pp. 403-415.
- Feldstein, M. (1970) "The Rising Price of Physician Services," *Review of Economics and Statistics*, 52 (2), pp. 121-133.
- Fuchs, V. R. (1978) "The Supply of Sergens and The Demand for Operations," *The Journal of Human Resources*, 13, supplement, pp. 35-56.
- Fuchs, V. and M. Kramer (1973) "Determinants of Expenditure for Physicians' Services in the United States 1948-1968," *Technical Report, National Bureau of Economic Research*.
- Grossman, M. (1972) *The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation*. New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.
- Grytten, J., Carlsen, F., and R. Sorensen (1995) "Supplier Inducement in a Public Health Care System," *Journal of Health Economics*, 14 (2), pp. 207-229.
- Grytten, J., Dorthe, H., and Laake, P. (1990) "Supplier Inducement: Its Effect on Dental

- Services in Norway," *Journal of Health Economics*, 9 (4), pp. 483-491.
- McAvinchey, Ian D. and Andreas Yannopoulos (1993) "Elasticity Estimates from a Dynamic Model of Interrelated Demands for Private and Public Acute Health Care," *Journal of Health Economics*, 12 (2), pp. 171-186.
- Rossiter, L. F. and G. R. Wilensky (1983) "A Reexamination of the Use of Physician Services: The Role of Physician Induced Demand," *Inquiry*, 20 (2), pp. 162-172.
- (1984) "Identification of Physician-Induced Demand," *The Journal of Human Resources*, 19 (2), pp. 231-244.
- (1987) "Health Economist-Induced Demand for Theories of Physician-Induced Demand," *The Journal of Human Resources*, 22 (4), pp. 624-627.
- Shephard, R. W. (1970) *The Theory of Cost and Production Function*, Princeton, Princeton University Press.
- Wilensky, G. R. and L. F. Rossiter (1981) "The Magnitude and Determinants of Physician-Initiated Visits in the United States," in: J. van der Gaag and M. Perlman, ed., *Health, Economics, and Health Economics*, Aspen Systems, pp. 215-243.
- (1983) "Relative Importance of Physician Induced Demand on the Demand for Medical Care," *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 61 (2), pp. 252-277.
- 池上直己他 (1997) 「乳幼児, 学童に対する歯科保健医療管理モデル事業設計のための基礎的研究」, 平成8年度日本歯科医師会委託事業.
- 鈴木玲子 (1997) 「外来医療費と医師密度」, 『老人医療レセプトデータ分析事業1996年度研究報告書』, (財) 公衆衛生振興会, pp. 19-34.
- 西村周三 (1987) 『医療の経済分析』, 東洋経済新報社.
- 山田武 (1994) 「高齢者歯科サービス市場の不均衡分析」, 『医療と社会』, 4 (1), pp. 116-138.
 (いずみた・のぶゆき 一橋大学大学院)
 (なかにし・さとし 流通科学大学講師)
 (うるし・ひろお 上智大学教授)