

日本の医師誘発需要

——2段階モデルによる分析——

安 達 太 郎

1 は じ め に

現在、我が国では高齢化社会を迎え、医療費の増大は大きな経済的問題になっている。そのため医療費の抑制・適正化に向け、医療保険の改革をはじめとする様々な政策が採られつつある。また、医療費の増加要因の研究・分析も数多く行われている。

通常、患者が受診した際、治療方法や治療費を決定するのは医師である。よって、医師行動が医療費に与える影響は大きいと考えられる。そこで本稿は、医師行動が医療費に与える影響、なかでも医師密度の増加が医療費に与える影響について分析する。

一般に市場では、財の供給者の増加は市場価格を低下させる。しかし医療サービス市場では一地域当たりの医師数（＝供給者）が増加すると、患者一人当たりの医療費も増加するという一般の市場とは逆の現象が観測されている。この現象を説明する仮説の一つとして「医師誘発需要仮説」あるいは「供給者誘発需要仮説」と呼ばれるものがある。

「医師誘発需要仮説」とは、医師は、患者よりも治療の効果や費用などについて情報をより多く持っていることを利用し、患者に対してより濃密な治療を受けさせることができるという仮説である。いま、一地域当たりの医師数が増えたとする。すると医師間の競争が激しくなり、医師の所得の減少が起こる。しかし、医師はその所得の減少をくい止めるため、患者に対しより密度の濃い

診療を行う事ができる。よって、医師数の増加は医療費を増加させることになる。これが医師誘発需要による医療費の増加である。

我が国では医師数は人口当たりでみた場合、近年増加傾向にあり、今後もその増加の勢いに拍車がかかると考えられている。もし医師誘発需要が存在するのなら、医師密度（＝人口当たり医師数）の増加によって今後ますます医療費が増加していくということが考えられる。もし医師誘発需要が存在するならば、医師数は医療費との関係にも十分に配慮しながら決定しなければならない¹⁾。

また、医師誘発需要が存在すれば、医療費抑制のため患者負担を増やしてもあまり効果がないということになる。いま、仮に患者負担を増やす政策を採ったとしよう。そうすれば患者の医療機関への受診は減少するであろう。また、患者数の減少は、医師の収入を減少させることになる。しかし医師がその減収を補うために、一人当たりの診療を濃密に行うことによって需要を誘発することができる。よって、患者負担増加政策は患者の受診数は減少させるが、医療費はそれほど減少させないことになる。

さらに、我が国のような診療報酬の支払い方式に出来高払い制を採用している国では、医師誘発需要は起こりやすいと考えられる。医師が患者一人当たりの診療密度を上昇させたとしても、密度を上昇させた分の診療報酬は必ず支払われるからである。

このように政策的に大きな意味があるにも関わらず、我が国における医師誘発需要に関する研究は数少ない。そこで本稿では、Escarce [5] の2段階モデルを用いて、我が国の外来医療費の医師誘発需要について推定した。Escarce の2段階モデルは、医師数増加による医療需要の増加が、医師誘発需要によるものか、患者の利便性向上によるものかを識別するために、医療需要

1) 我が国では1984年に医師数の抑制が決定されている。これは医科大学や医学部の入学定員減によって医師の新規参入を1995年までに10%削減するというものであった。現実に、医学部の定員数は84年から80年の間で7.7%減少している。もし医師誘発需要が存在するとすれば、この医師数抑制政策は医療費削減に有効であるといえる。もっとも、医師数が過剰なのかを判断するには様々なことを考慮する必要がある。医師誘発需要が存在するからといって、直ちに医師数が過剰だとはいえない。

を受診率と診療密度に分解し推定するモデルである。このモデルでは、医師密度の上昇が受診率を上昇させれば患者の利便性が高まったと考え、診療密度を上昇させれば医師誘発需要が存在すると考える。

本稿ではまず2章において今まで行われてきた医師誘発需要の分析についてのサーベイを行う。3章において本分析の枠組みを紹介し、実証モデルを提示する。4章において変数とデータについて説明し、5章で推定結果を述べる。そして6章において結論と今後の展望について述べる。

2 医師誘発需要の経済分析

アメリカでは1960年代から、医師数と医療費の間に正の関係が観察された。そして1970年代から医療費の急上昇を背景に、それを説明するための様々な理論的研究や、現実のデータを用いた実証分析が精力的に行われている。そのような中、医師誘発需要に関する初期の研究が Evans [6] や Fuchs [9] によって行われた。

Evans [6] は、医師が効用最大化を行う独占的競争者として、医師誘発需要の理論モデルを構築した。医師は、その独占力を使って患者の需要曲線をシフトさせると定式化したのである。また、Evans はカナダにおける医師／人口比率と医師の労働時間に関して回帰分析を行い、二つの間には正の関係があると指摘した。Evans はこの分析結果から、競争が激しくなって所得の減少に直面した医師が医療需要を誘発し、その結果として労働時間が長くなっていると主張した。

また、Fuchs [9] は1963年と1970年のアメリカ22地区のインタビューデータを用い、外科医の数と手術件数との関係を分析した。Fuchs は、外科医／人口比率決定関数（立地関数）と需要関数を同時推定し、この推定結果によって外科医／人口比率の10%の上昇は3%の手術件数の増加をもたらすと結論した。またこの分析からは、価格要因はあまり影響がないという結果が得られた。

しかし、これらの初期の分析に対しては理論、実証両面からさまざまな批判

がなされてきた。理論面に対する批判は、Evans〔6〕のような理論モデルでは、誘発需要が医師が望むだけ無限にできることである。このような理論モデルでは医師の診療プロセスがとらえ切れておらず、したがって、このような理論に基づく実証分析は問題があるという批判が Reinhardt〔18〕などからなされた。これに対し、Dranove〔3〕は、医師の診療プロセスや、患者の受診プロセスをモデル化した理論モデルを提示した。Dranove のモデルでは、医師は患者に治療計画を提示するときに、本来必要な治療以上の治療を提示することで需要を誘発する力を持つ。しかし、患者の間で、過剰治療との評判が広がると、患者が医師の提示した治療計画を受け入れなくなる。Dranove はこのような理論的枠組みの中で、誘発需要を医師が望むだけできるという現象は起こらなくなる事を示した。

次に実証上の批判を挙げると、まず Auster and Oaxaca〔1〕によるものが挙げられる。Auster and Oaxaca は誘発需要の識別には、供給関数を推定するときに要素価格の十分な変動が必要であることを指摘した。そして Fuchs〔9〕では供給側の変数に関して、そのような考慮がなされていないと批判した。

さらに Dranove and Wehner〔4〕は Fuchs〔9〕のモデルを医師数と出生数の関係について適用し、医師／人口比率の増加が出生率を増加させるという不合理な結果を得た。Dranove and Wehner はこれについて、①操作変数の選択において問題が存在すること、②越境受診による影響、つまり患者が地域外に受診する事に関する影響を無視していること、によるものであると指摘している。

また、医師誘発需要の実証分析上の問題でもっとも重要とされているのは、医師裁量的需要（physician initiated demand）と患者自律的需要（patient initiated demand）とが識別されていないという問題である。医師数と医療需要の間の正の相関関係は、医師による誘発需要（＝医師裁量的需要）によるものも考えられる。しかし、医師数の増大によって医療機関へのアクセスが容易になり、

患者の方の医療サービスに対する需要（＝患者自律的需要）が増大するという説明も可能である。たとえば医師数が増加し診療所が増えると、医療機関を受診するための時間が短縮されるので、医療サービスの需要が増加するというような状況も考えられるということである²⁾。

このような医師裁量の需要と患者自律的需要の分割問題について考慮した最初の分析は、Rossiter and Wilensky [20] によって行われた。Rossiter and Wilensky は初診需要は患者が決定し、再診需要は医師が決定する事が多いということに着目した。そして、医師誘発需要を分析するためには被説明変数として、医師によって決定される再診需要を用いるのが望ましいと考えた。そこで、通常需要量を従属変数として用いるのではなく、再診需要を従属変数として用いて医師／人口密度との関係を分析した。結果は医師誘発需要を否定するものであった。

このように医療需要を2つに分割するモデルは2段階モデル (a two-phase model) と呼ばれ、識別問題が回避できるために以後の分析で盛んに使われるようになった。Escarce [5] は医療需要を受診率と診療密度に分割した。この場合、医師誘発需要は後者のみに起こると考えられる。Escarce はこれを外科医／人口比率と手術件数の関係に用い、外科医の供給量の増加は受診率を増加させるが、診療密度にはあまり影響を与えないという結果を得た。この結果は医師誘発需要を否定したことになる。

今まで見てきたように、アメリカをはじめとして海外では医師誘発需要について数多くの研究がある³⁾。しかしそれと比較すると我が国においてはあまり

2) 医療需要に時間コストが影響を与えるという分析はいくつかあるが、日本におけるものは、小椋 [28] を参照。

3) 今まで見てきたものの他にアメリカでの最近の研究としては Gruber and Owings [11] などが挙げられる。Gruber and Owings は、アメリカでは、出生率は低下傾向にあるのに帝王切開の割合が増えている現象を観察した。出生率の低下は産婦人科医の所得低下を招くが、帝王切開の増加は医師所得を増加させる。したがって、出生率が低下傾向にある状況で帝王切開が増加しているのは、所得の減少を補うために必要のないケースでも帝王切開を行っていると考えられる。よって、これは医師誘発需要の証拠であるとしている。また、北米以外のものではノルウェーの医師誘発需要を分析した Grytten and Laake [12] Grytten, Calsen, and Sørensen [13] が挙

研究が進んでいるとはいえない。その数少ない研究の内容を以下で簡潔に紹介しよう。まず我が国の医師誘発需要に関する最初の文献は西村〔26〕である。西村〔26〕は国民健康保険加入者の一件当たり（レセプト1枚当たり）の医療費を被説明変数として、1974年から1983年にかけての都道府県のプーリングデータを用いて回帰分析を行った。その結果、医師／人口比率が、一件当たり医療費に有意に正の影響を与えることを観察した。このことから西村〔26〕は、医師誘発需要が我が国に存在すると結論づけている。また、西村〔27〕は我が国の自治体一般病院について、医師数の増加と病院収入の間に正の関係があるという結論を得、ここからも医師誘発需要が存在していると結論づけられている。しかし、いずれも2段階モデルを用いておらず、識別問題は解決されていない。

一方、鈴木〔29〕は市町村ごとの老人医療資格者の個票データに関して、2段階モデルである Escarce〔5〕のモデルを用いて我が国の医師誘発需要について実証分析を行っている。結果は医師密度の医療費に与える影響は少なく、医師誘発需要も存在しないというもので、西村の分析結果とは対照的なものになっている。

また、山田〔31〕は我が国の高齢者歯科医療について、均衡モデルと不均衡モデルを用いて実証分析している。その結果によると、均衡モデルでは医師誘発需要が支持されるが、不均衡モデルでは支持されないというものであった。山田〔30〕では我が国の医療サービス市場は診療報酬制度によって価格が規制されているため、市場は均衡していないと予想される。そのため、均衡モデルによる医師誘発需要の検証は信頼できないとしている。

泉田・中西・漆〔25〕は、我が国の老人医療サービスについて、入院・外来の代替を考慮した上で、トランスログ型の支出関数を推定し、医師誘発需要を検証している。その結果によると、人口当たり医師数が1パーセント上昇すると、医師誘発需要によって入院サービス料は1.4パーセント、外来サービス料
／げられる。

は1.0パーセント増大するというものであった。

このように我が国でも医師誘発需要が存在するか否かは未だに確定しているとは言い難い。そこで、以下では鈴木〔29〕の使用したEscarceモデルを使い、西村〔26〕と同様の都道府県データを用いて我が国の医師誘発需要の有無を実証する。

3 医師誘発需要モデルの展開

3.1 分析の枠組み

以下では、我が国の医師誘発需要の有無を計量経済学的に推定することを試みる。まず分析の枠組みに関して詳しくみてみよう。本稿では医師裁量的需要と患者自律的需要との識別問題を回避するために2段階モデルを採用する。具体的にはEscarce〔5〕に基づき医療需要を

$$\frac{\text{医療費}}{\text{被保険者数}} = \frac{\text{受診件数}}{\text{被保険者数}} \times \frac{\text{医療費}}{\text{受診件数}}$$

という様に分解して分析する。ここで、

$$\frac{\text{受診件数}}{\text{被保険者数}} = \text{受診率} \quad \frac{\text{医療費}}{\text{受診件数}} = \text{診療密度}$$

である。

受診率は患者が決定すると考えられる。通常、医療機関を受診するかしないかは本人の意志や周囲の勧めで決めるからである。よってこれは、患者の健康状態や、所得、医師の利用しやすさ (availability) によって決まると考えられる。

アメリカなどはプライマリーケアを担当する医師と専門医がはっきりと別れていて、プライマリーケア担当の医師から専門医を紹介されることが多い。また、特に歯科医療などで予防や検査などのために定期的に患者を受診させることもある。このようなケースを考えれば医師も受診率に影響を与えていない

とはいえない。しかし我が国の場合、プライマリーケアと専門医の分業は曖昧であるし、歯科医療については今回は分析の対象でないのでこれらのことは無視してよいであろう。そのほか診療時間の延長などで患者の受診を増やすことも考えられるが、直接的な影響はないので考慮しない。

一方、診療密度は医師の裁量によって決まる。通常、治療方法は医師が診断や検査を行い決定するからである。インフォームド・コンセントが行き届いていて、医師が検査結果やそこから考えられる治療方法の費用や効果を患者に提示し、それを患者自身が選択するなら、診療密度も患者がある程度決定できるといえるかもしれない。しかしそれでもどのような治療方法を提示するかや、どのように説明するかなどは医師の考え方によって異なってくる。ましてや我が国の様にインフォームド・コンセントがほとんど行われていない状況では、医師が診療密度を決定していると考えて良いであろう。

3.2 実証モデル

以下では我が国の医師誘発需要を計量経済学的に分析するための実証モデルを提示する。まず受診率と診療密度に分解するが、受診率の決定要因については

$$\frac{\text{受診件数}}{\text{被保険者数}} = f(R, YE, F, E, Z) \quad (1)$$

と定式化する。ただし R は医師／人口比率、 YE は被保険者の所得、 F は患者負担額、 E は被保険者の属性、 Z はその他の変数である。また、本分析の性質上、受診件数として初診件数を用いるべきである。しかし『国民健康保険事業年報』では医療機関の診療報酬請求書枚数である「件数」しか記載されていない。そこでやむを得ず、この「件数」を初診需要とみなし、受診率を算出するのに用いる⁴⁾。なお、患者負担額は療養諸費の一部負担金を療養諸費の件

4) 診療報酬請求書は、患者1人につき1つの医療機関で毎月1枚作られる。そのため、同一傷病の治療が2ヶ月以上続いた場合は2件とカウントされるので件数は初診件数に比べ過大になりやすい。

数で割ったものを用いた。

次に診療密度の決定要因については、

$$\frac{\text{医療費}}{\text{受診件数}} = g(R, YU, F, U, Z) \quad (2)$$

と定式化できる。YUは受診者の所得、Uは受診者の属性である。しかし、この式を直接推定するのは困難である。診療密度を推定するには、受診者の属性として被保険者の属性に比べより多くの独立変数が必要である。またその独立変数の多くは互いに関連し合っているので、内生変数であると考えられるからである。また、受診者の所得や属性に関するデータを手に入れることは困難である。以上の理由から診療密度を直接推定することをあきらめ、推定可能な被保険者一人当たり医療費

$$\frac{\text{医療費}}{\text{被保険者数}} = h(R, YE, F, E, Z) \quad (3)$$

を推定し、間接的に(2)の医師密度弾力性を算出する。算出方法は

$$\eta(\text{被保険者一人当たり医療費}) = \eta(\text{受診率}) + \eta(\text{診療密度})$$

(η は弾力性)より、(3)式の弾力性から(1)式の弾力性を引くことで(2)式の弾力性を求めるという方法である。弾力性を求めるので、変数を対数変換し両対数型の推定式を用いた。

4 変数とデータ

本稿では都道府県別のデータを用いて1990年代の医師誘発需要仮説を検証する。本来、この仮説を検証するためには、より範囲を細分化した、各医療圏ごとのデータを用いることが望ましいが、そのようなデータの入手が困難なため、ここでは都道府県データの利用にとどめておく。また、分析の対象は国民健康保険被保険者のみとする。本分析で用いた患者データは『国民健康保険事業年報』（厚生省保険局調査課編、国民保険中央会発行）による。『国民健康保険事業年

報』は、一般被保険者（老人保健医療給付対象者を除く）、退職者被保険者等、老人保健医療給付対象者と被保険者全体を合計したものに分けて各都道府県ごとのデータが収録されている。本分析では被保険者数、外来受診件数、医療費、患者の負担額のデータをここから得た。なお、医療費と患者負担額のデータは診療報酬点数の引き上げに応じてデフレートして実質化した（1990年の点数を基準）。

3章でも述べたが、分析の厳密性から言えば、初診需要と再診需要を区別したデータが望ましいが、『国民健康保険事業年報』では医療機関の診療報酬請求書枚数である「件数」しか記載されていない。そこでやむを得ずこの「件数」を初診需要として使うこととする。

各データは4月から3月までの年度ごとで集計されているが、老人保健に関しては3月から2月の1年間で集計されている。1992年と1994年に関しては、それを4月から3月の年度単位に変換したものがあるのでそれを用いたが、1990年については変換したものがなかったのでやむを得ず3月から2月の1年間のデータを用いた。

医師数は『医師・歯科医師・薬剤師調査』（厚生省大臣官房統計情報部編、財団法人厚生統計協会発行）によった。都道府県別年齢階層別人口は1990年については『国勢調査報告』（総務庁統計局編、財団法人日本統計協会発行）1992年、1994年については『人口推計資料』（総務庁統計局編、発行）によった。死亡者数は『人口動態統計』（厚生省大臣官房統計情報部編、財団法人厚生統計協会発行）特別養護老人ホームの定員は『社会福祉施設（等）調査報告』（厚生省大臣官房統計情報部編、財団法人厚生統計協会発行）によった。

これらのデータを1990年、1992年、1994年の3年間についてプールした。この3年間でプールしたのは医師数を調べた『医師・歯科医師・薬剤師調査』が2年に1回しか行われていないため、1990年代では1990年、1992年、1994年の3回行われたからある。

次に表1に基づき各変数の記述統計と推定した際に予想される符号をみてみ

表1 推計用データの性質

全体	平均	標準偏差	最小値	最大値
一人当たり外来医療費	108.54856	18.08755	51.09289	159.42833
一人当たり外来件数	7.28781	0.82940	4.23759	9.40178
負担額	3.97619	0.43663	2.87749	5.23908
死亡率	7.50558	1.10047	4.88768	9.64015
男性比率	48.44040	1.06303	46.75615	51.34502
一般				
一人当たり外来医療費	63.85860	7.77866	38.15088	82.75050
一人当たり外来件数	5.27459	0.44625	3.57109	6.24293
負担額	5.49209	0.64067	4.27431	7.33665
死亡率	1.50585	0.13098	1.19220	1.85017
男性比率	50.01821	0.90490	48.68132	52.39677
退職				
一人当たり外来医療費	142.09923	18.75754	88.18359	215.56178
一人当たり外来件数	10.01194	0.84239	6.76652	11.94707
負担額	4.29573	0.51733	2.85908	5.48169
死亡率	11.01128	0.69658	9.47414	13.14213
男性比率	46.28440	1.37786	43.31950	50.17794
老人				
一人当たり外来医療費	245.90014	34.34988	153.90720	374.00876
一人当たり外来件数	12.83171	0.99971	9.31856	15.25590
負担額	1.48829	0.32828	1.01339	2.70785
死亡率	52.88005	2.58504	41.78641	58.74225
男性比率	37.95266	1.08531	34.95146	40.93768
医師／人口比率	1.72823	0.31924	0.99703	2.41806
県民所得	2744.96454	420.89949	2013.00000	4494.00000
特別養護老人ホーム定員	18.34338	5.08229	9.24745	36.83032

注) 各変数の単位は以下の通りである。医療費：千円，件数：件，死亡率：人／千人，男性比率：パーセント，医師人口比率：人／千人，県民所得：千円，老人ホーム定員：人／千人。

よう。

被説明変数である被保険者当たりの医療費は、全体の医療費を被保険者数で割ったものである。全体の被保険者当たりの平均医療費でみると約10万8千円が一人当たりの平均ということになる。一人当たり件数は、年間一人当たりの平均受診件数を表している⁵⁾。全体でみると一人平均7.2回通院していることになる。

次に説明変数について述べる。患者負担額は療養諸費の一部負担金を療養諸費の件数で割ったものである。患者負担額が増えれば受診しにくくなるであろうから、受診率推定式の係数推定値はマイナスになると考えられる。

被保険者の属性として、人口千人当たり死亡者数（死亡率）と男性比率を用いた。死亡率は健康状態の指標になると考えられる。『国民健康保険事業年報』では、被保険者の死亡率や性別のデータはない。そこで、『人口推計資料』『国勢調査報告』『人口動態統計』より、0歳から59歳、60歳から69歳、70歳以上の人口千人当たり死亡者数と男性比率を求め、それぞれ、一般被保険者、退職被保険者、老人保健対象者に関する代理変数とした。

所得変数としては一人当たり県民所得をとった。各属性ごとに分かれている所得変数があればよいのだが、入手できないのですべて県民所得を用いて推定することにした。所得が増加すれば、経済的に医療機関を訪れやすくなるので医療需要も増加するかもしれない。しかし一方では、低所得者の方が健康状態が悪いという状況があれば、逆に所得が増加すれば医療需要が減少するかもしれない。

5 推 定 結 果

推定結果は表2～4の通りである。

各表にA, B, C, とあるが、Aは変数すべてを含んだもの、BはAから被

5) 厳密には1人当たりの平均診療報酬請求書枚数である。そのため件数は初診件数に比べ過大になっていることに注意されたい。

表2 (3)式の推定結果

全体

被説明件数	A 係数推定値 t 値		被説明変数	B 係数推定値 t 値		被説明変数	C 係数推定値 t 値	
定数項	11.3958	2.53115	定数項	10.7148	2.47848	定数項		
医師密度	0.181127	2.31297	医師密度	0.170059	2.24961	医師密度	0.324667	5.00252
負担額	0.036357	0.34963	負担額			負担額	-0.069468	-0.73978
県民所得	0.873448	6.34837	県民所得	0.899227	7.16073	県民所得	0.449688	23.8751
死亡率	0.419449	3.46656	死亡率	0.431056	3.6333	死亡率	0.51922	6.98272
男子比率	-3.73765	-2.9835	男子比率	-3.63556	-2.93569	男子比率		
特養定員	-0.03956	-0.7905	特養定員			特養定員		
自由度修正済決定係数	0.523069		自由度修正済決定係数	0.527656		自由度修正済決定係数	0.489655	
F 値	26.5906		F 値	40.0986		F 値	45.1884	

一般

被説明件数	A 係数推定値 t 値		被説明変数	B 係数推定値 t 値		被説明変数	C 係数推定値 t 値	
定数項	14.4936	5.15533	定数項	13.2124	5.04742	定数項	14.4721	5.4885
医師密度	0.193962	3.39281	医師密度	0.171559	3.13496	医師密度	0.212401	3.94276
負担額	0.225075	2.57543	負担額	0.230188	2.73221	負担額		
県民所得	0.484588	4.82545	県民所得	0.548992	6.20463	県民所得	0.484503	5.55217
死亡率	-0.115409	-0.9333	死亡率			死亡率		
男子比率	-3.70746	-4.6946	男子比率	-3.54928	-4.59317	男子比率	-3.64666	-4.61655
特養定員	-0.038126	-0.9595	特養定員			特養定員		
自由度修正済決定係数	0.406114		自由度修正済決定係数	0.406738		自由度修正済決定係数	0.378742	
F 値	16.9559		F 値	24.9958		F 値	29.4497	

退職被保険者

被説明件数	A		被説明変数	B		被説明変数	C	
	係数推定値	t 値		係数推定値	t 値		係数推定値	t 値
定 数 項	-5.20729	-4.1178	定 数 項	-6.23937	-5.58469	定 数 項		
医 師 密 度	0.346223	6.89228	医 師 密 度	0.344098	7.59936	医 師 密 度	0.252783	5.4752
負 担 額	0.018463	0.27179	負 担 額			負 担 額	-0.094676	-1.39792
県 民 所 得	0.06141	0.64676	県 民 所 得			県 民 所 得		
死 亡 率	0.720919	5.48066	死 亡 率	0.726561	5.82539	死 亡 率	0.587616	4.1836
男 子 比 率	2.04971	4.86196	男 子 比 率	2.41595	8.35883	男 子 比 率	0.924066	9.6344
特 養 定 員	-0.04446	-1.1888	特 養 定 員			特 養 定 員		
自由度修正済決定係数	0.51108		自由度修正済決定係数	0.509172		自由度修正済決定係数	0.431962	
F 値	25.3909		F 値	49.4107		F 値	32.8844	

老人保健対象者

被説明件数	A		被説明変数	B		被説明変数	C	
	係数推定値	t 値		係数推定値	t 値		係数推定値	t 値
定 数 項	-1.94234	-1.2344	定 数 項			定 数 項		
医 師 密 度	0.175559	3.49011	医 師 密 度	0.187145	3.98195	医 師 密 度	0.345458	6.67203
負 担 額	0.396478	7.2447	負 担 額	0.366014	7.49952	負 担 額		
県 民 所 得	0.327426	4.59979	県 民 所 得	0.284732	5.85288	県 民 所 得	0.671827	182.472
死 亡 率	1.05552	5.36453	死 亡 率			死 亡 率		
男 子 比 率	0.20903	0.61324	男 子 比 率	0.86491	8.16333	男 子 比 率		
特 養 定 員	-0.118316	-2.8532	特 養 定 員	-0.147306	-4.46976	特 養 定 員		
自由度修正済決定係数	0.543727		自由度修正済決定係数	0.545521		自由度修正済決定係数	0.320979	
F 値	28.8056		F 値	42.8988		F 値	50.1344	

(被説明変数 被保険者当たり医療費)

表3 (1)式の推定結果

全体

被説明件数	A		被説明変数	B		被説明変数	C	
	係数推定値	t 値		係数推定値	t 値		係数推定値	t 値
定 数 項	1.79587	0.65883	定 数 項	1.67306	0.605213	定 数 項		
医 師 密 度	0.019464	0.41052	医 師 密 度	0.017931	0.370945	医 師 密 度	0.124355	3.11484
負 担 額	-0.240068	-3.8131	負 担 額			負 担 額	-0.327592	-5.67114
県 民 所 得	0.512258	6.14948	県 民 所 得	0.539685	6.72084	県 民 所 得	0.172997	14.9312
死 亡 率	0.561485	7.66449	死 亡 率	0.564879	7.44592	死 亡 率	0.497013	10.8659
男 子 比 率	-1.24333	-1.6392	男 子 比 率	-1.3154	-1.66063	男 子 比 率		
特 養 定 員	0.052822	1.74342	特 養 定 員			特 養 定 員		
自由度修正済決定係数	0.618403		自由度修正済決定係数	0.578433		自由度修正済決定係数	0.578025	
F 値	38.8131		F 値	49.0235		F 値	64.3343	

一般

被説明件数	A		被説明変数	B		被説明変数	C	
	係数推定値	t 値		係数推定値	t 値		係数推定値	t 値
定 数 項	7.71482	3.50173	定 数 項	8.27709	4.04608	定 数 項	8.37636	4.17375
医 師 密 度	0.123265	2.75143	医 師 密 度	0.127816	2.98862	医 師 密 度	0.131034	3.19579
負 担 額	0.036959	0.53966	負 担 額	0.018138	0.275485	負 担 額		
県 民 所 得	0.18743	2.38166	県 民 所 得	0.177904	2.57279	県 民 所 得	0.172823	2.60206
死 亡 率	0.092951	0.95922	死 亡 率			死 亡 率		
男 子 比 率	-1.95823	-3.1642	男 子 比 率	-2.07632	-3.43823	男 子 比 率	-2.084	-3.46633
特 養 定 員	-0.014715	-0.4726	特 養 定 員			特 養 定 員		
自由度修正済決定係数	0.243571		自由度修正済決定係数	0.248505		自由度修正済決定係数	0.253574	
F 値	8.51337		F 値	12.5739		F 値	16.8535	

退職被保険者

被説明件数	A 係数推定値 t 値		被説明変数	B 係数推定値 t 値		被説明変数	C 係数推定値 t 値	
定 数 項	-1.47883	-1.4214	定 数 項	-1.94387	-2.06165	定 数 項		
医 師 密 度	0.150428	3.63984	医 師 密 度	0.161806	4.23425	医 師 密 度	0.145877	4.23896
負 担 額	-0.16067	-2.8749	負 担 額			負 担 額	-0.179188	-3.54952
県 民 所 得	0.034883	0.44655	県 民 所 得			県 民 所 得		
死 亡 率	0.264083	2.44025	死 亡 率	0.345814	3.28537	死 亡 率	0.225474	2.15364
男 子 比 率	0.765905	2.20822	男 子 比 率	0.868306	3.55974	男 子 比 率	0.506539	7.08524
特 養 定 員	0.030168	0.98051	特 養 定 員			特 養 定 員		
自由度修正済決定係数	0.248549		自由度修正済決定係数	0.206202		自由度修正済決定係数	0.251759	
F 値	8.71772		F 値	13.1224		F 値	16.5972	

老人保健対象者

被説明件数	A 係数推定値 t 値		被説明変数	B 係数推定値 t 値		被説明変数	C 係数推定値 t 値	
定 数 項	-0.501311	-0.4374	定 数 項			定 数 項		
医 師 密 度	0.092707	2.5302	医 師 密 度	0.081425	2.38261	医 師 密 度	0.111663	3.77516
負 担 額	0.049657	1.24567	負 担 額	0.041898	1.18061	負 担 額		
県 民 所 得	0.282404	5.44654	県 民 所 得	0.310906	8.78901	県 民 所 得	0.31487	149.704
死 亡 率	-0.049869	-0.348	死 亡 率	-0.004489	-0.05826	死 亡 率		
男 子 比 率	0.252257	1.01599	男 子 比 率			男 子 比 率		
特 養 定 員	0.010491	0.34732	特 養 定 員	0.017236	0.719252	特 養 定 員		
自由度修正済決定係数	0.286872		自由度修正済決定係数	0.291229		自由度修正済決定係数	0.292265	
F 値	10.3864		F 値	15.372		F 値	57.7452	

(被説明変数 受診率)

表4 医師密度弾力性

		A	B	C
全	体	0.161663	0.152128	0.200312
一	般	0.070697	0.043743	0.081367
退	職	0.195795	0.182292	0.106906
老	人	0.082852	0.10572	0.233795

保険者当たり医療費の推定式において有意でない変数を除いたもの、CはAから受診率の推定式で有意でなかった変数を取り除いて推定したものである。

本稿のようなクロスセクション・データをプールした分析では不均一分散が存在する場合があるので、ブルーシュ・ペーガンの不均一分散に関する検定を行った。検定結果は、同じ変数を含むものであっても、不均一分散が存在するものとししないものがあり、また、不均一分散が存在するが、変数を取り除くことで不均一分散が解決するものもあった。そこで、今回は一つひとつの不均一分散に考慮した推定を行うより、同じ方法で推定したものを比べる方が意味があると考え、不均一分散を考慮に入れない通常の最小二乗法を適用した⁶⁾。

まず、被保険者当たり医療費推定式の結果をみてみよう。結果は表2の通りである。

医師密度の係数推定値はすべてプラスで有意である。おおむね0.17から0.35の値なので医師密度が10%上昇すれば一人当たり平均医療費が1.7%から3.5%上昇する。

患者負担額については、係数推定値は全体のCと退職被保険者のCを除いてプラスである。しかし、全体と退職被保険者については、どの推定式についても有意ではない。県民所得の係数推定値はプラスに働いている。ただし、退職被保険者については有意ではない。死亡率は一般を除きプラスで有意に働いている。死亡率は被保険者の健康指標と考えられるので、健康状態が悪い地域で

6) したがって本推定では、不均一分散による分散の推定値に偏りがあることも考えられる。よってt値にも偏りがあることが考えられるので注意されたい。

は医療費が上昇すると言える。男性比率の係数推定値は全体と一般はマイナス、退職被保険者、老人のBに関してはプラスでこれらは有意であった。人口千人当たり特別養護老人ホーム定員数は、老人のみにマイナスで有意な影響を与えているが、それ以外では有意ではなかった。

次に受診率についての推定結果をみしてみる。結果は表3の通りである。

医師密度の係数推定値は全体のA、Bを除きすべてプラスで有意である。よって医師密度が増加すると、患者の利便性が高まることによって、医療需要が増えるという仮説が支持される。

患者負担額の係数推定値は全体と退職被保険者に関してはマイナスに有意に働いている。これは患者負担が増えれば医療機関を訪れる回数が減少することを示している。しかし、一般と老人については係数推定値はプラスで有意でない。県民所得の係数推定値はすべてプラスであり、退職被保険者を除いて有意である。所得の増加は医療機関への受診回数を増加させるという事が言える。

死亡率は全体と退職被保険者に正の影響を与え、有意である。しかし、一般については係数推定値がプラス、老人については係数推定値はマイナスではあるが有意でない。男子比率の係数推定値は一般に関してはマイナス、退職被保険者にはプラスで有意である。しかし、全体と老人に関しては有意ではない。特別養護老人ホーム定員についてはどれも有意にならなかった。

続いて、医師密度の診療密度に与える影響をみしてみる。対数変換をしているので係数推定値は弾力性を示す。したがって、一人当たり平均医療費の係数推定値から受診率の係数推定値を引けば、診療密度の医師密度弾力性が求められる。結果は表4の通りである。外来に関しては、弾力性は0.07～0.23の間ですべて符号はプラスである。ここから我が国の外来需要に関しては医師誘発需要が存在するといえる。

6 お わ り に

本稿では医師密度が医療需要にどのような影響を与えるかを、2段階モデル

である Escarce [5] のモデルを当てはめ、我が国の国民健康保険のデータを用いて分析した。その結果は外来患者に関しては、被保険者一人当たり医療費の医師密度弾力性は $0.17 \sim 0.35$ 、診療密度の医師密度弾力性は $0.02 \sim 0.16$ であるというものであり、診療密度の医師密度弾力性は $0.07 \sim 0.23$ というものであった。以上から、①医師密度の上昇は医療費の上昇をまねくこと、②外来に関しては医師密度の上昇が受診率と診療密度の両方を上昇させる、すなわち医療費の上昇が患者自律的需要のみならず、医師誘発需要にもよること、という2つの結論を導出できる。

この結論をほかの研究結果と比較検討してみよう、Escarce [5] は本稿と同様の分析をアメリカにおける公的老人健康保険であるメディケアの被保険者の手術需要に関して適用している。その結果は、外科医供給の10%の増加はメディケア資格者一人当たりの医療費を2～5%増加させるが、それは医師誘発需要によるものではなく、受診率の増加によるものであるというものであった。また、鈴木 [29] は我が国において12県の老人保健被保険者全員の個票データを使い Escarce 型の2段階モデルを用いて一件当たり医療費の医師密度弾力性を求めている。この分析の結果は、①被保険者一人当たり医療費の医師密度弾力性は $0.014 \sim 0.039$ と大変低く、②医師密度の上昇による医療需要の増加は受診件数の増加によってもたらされ、③診療密度（医師誘発需要）は影響が微少もしくはマイナスの影響を与えているというものであった。

本稿の結果はこれらの分析結果と大きく異なる。特に鈴木 [29] の結果とは、同じ我が国における分析であるのに、なぜこのような大きな違いがでたのであろうか。鈴木 [29] の分析と本稿の分析を比較してみると、その違いは、まず鈴木 [29] が『老人医療レセプトデータ』と呼ばれる12道府県の老人医療受給資格者の個票データを用いていること、そしてそれを市町村ごとに統合していることがあげられる。また、鈴木 [29] の推定式では本稿の推定式で用いた変数のほかに、県ダミーや、年齢別ダミーなどが含まれていて、逆に患者負担額や死亡率が含まれていないことがあげられる。

西村〔26〕は、本稿と同様の『国民健康保険事業年報』のデータを用い、1974年～1983年のデータをプールして、2段階モデルを用いずに、一件当たりの医療費（＝診療密度）を直接推定している⁷⁾。それによると医師密度の10%の上昇は0.07～0.37の医療費の上昇を誘発するという結果であった。この結果の外來の部分に関してはほぼ同じような結果である。

本稿と西村〔26〕は同種の都道府県データ（年代は異なる）を用いて分析を行っていることから考えると、鈴木〔29〕と西村〔26〕や本稿との結果の異なる原因は、分析対象とした地域の取り方が異なることではないかと考えられる。鈴木〔29〕は市町村ごとに範囲を設定しているが、この場合他の市町村に受診しにいく人の割合が高くなる。たとえば無医村の住民なら100%他の市町村の医療機関を受診するわけである。しかし鈴木〔29〕はそのことについて考慮していない。一方、都道府県単位で考えると、県境に住んでいる場合などで他の都道府県に受診しにいく場合も無いとはいえないが、その割合は少ないであろう。よって地域範囲の取り方が、推定結果の違いを生んでいるのではないかと考えられる。

最後に本稿の政策的インプリケーションについて考察する。本分析によって医師数の増加が医療費の増加を招くことが示された。その医療費の増加は、医師誘発需要だけでなく時間コストなどの患者の利便性が向上したものによるものも認められたので、このことのみによって、医師の増加が望ましくないものとは結論はできないが、医療費の増加要因として医師行動も原因の一つであるということは指摘できる。また、医師数抑制政策は医療費抑制に有効であるといえる。

また、医師誘発需要が認められるため、患者負担率を上昇させ患者の受診率を低下させる政策を採ると、医師が受診率が低下した分の減収を補うため患者

7) 西村〔26〕は1件当たり医療費を価格の代理変数と見なし、医師密度の上昇で価格（＝1件当たり医療費）が減少すれば競争市場理論が成り立つが、逆に価格が上昇するなら競争市場理論が否定されるので、医師誘発需要が成り立つとして実証分析を行っている。

の診療密度を上昇させる可能性がある。その結果、患者負担率上昇政策はそれほど医療費を減少させないということが起こる可能性がある。

本稿の分析からは、我が国でも医師数が医療費と密接な関係にあるということが示され、また医師が裁量的に患者の需要を誘発できることが示された。このことは医療費抑制政策を考えるときに、患者負担率のアップなど患者の行動を変化させる政策だけでなく、医師数抑制や出来高払い制から定額払い制への移行など供給側の行動を変化させる政策を考えることが重要であることを示している。

【参考文献】

- [1] Auster, R. D. and R. L. Oaxaca, "Identification of Supplier Induced Demand in the Health Care Sector, *The Journal of Human Resources*," Vol. 16, No. 3, 1981, pp. 327-342.
- [2] Cromwell, J. and J. B. Mitchell, "Physician-Induced Demand for Surgery," *Journal of Health Economics*, Vol. 5, No. 4, 1986, pp. 293-313.
- [3] Dranove, D. "Demand Inducement and the Physician/Patient Relationship," *Economic Inquiry*, Vol. 26, No. 1, 1988, pp. 281-298.
- [4] Dranove, D. and P. Wehner, "Physician-Induced Demand for Childbirths," *Journal of Health Economics*, Vol. 13, No. 1, 1994, pp. 61-73.
- [5] Escarce, J. J. "Explaining the Association Between Surgeon Supply And Utilization," *Inquiry*, Vol. 29, No. 4, 1992, pp. 403-415.
- [6] Evans, R. G. "Supplier-Induced Demand: Some Empirical Evidence and Implications," in M. Perlman, ed., *The Economics of Health and Medical Care*, Macmillan, London, 1994, pp. 162-173.
- [7] Folland, S., A. C. Goodman, and M. Stano, *The Economics of Health and Health Care*, 1996, Printice-Hall.
- [8] Folland, S. and M. Stano, "Small Area Variations: A Critical Review of Propositions, Methods, and Evidence," *Medical Care Review*, Vol. 47, No. 4, 1990, pp. 419-465.
- [9] Fuchs, V. R. "The Supply of Surgeons and the Demand for Operations," *The Journal of Human Resources*, Vol. 13, Supplement, 1978, pp. 35-56.
- [10] Fuchs, V. R. "Physician-Induced Demand: A Parable," *Journal of Health Economics*, Vol. 5, No. 5, 1986, p. 367.

- [11] Gruber, J. and M. Owings, "Physician Financial Incentives and Cesarian Section Delivery," *RAND Journal of Economics*, Vol. 27, No. 1, 1996, pp. 99-123.
- [12] Grytten, J., D. Holst, and P. Laake, "Supplier Inducement: Its Effect on Dental Services in Norway," *Journal of Health Economics*, Vol. 9, No. 4, 1990, pp. 483-491.
- [13] Grytten, J., F. Calsen, and R. Sørensen, "Supplier Inducement in a Public Health Care System," *Journal of Health Economics*, Vol. 14, No. 2, 1995, pp. 207-229.
- [14] Labelle, R., G. Stoddart, and T. Rice, "A Re-examination of the Meaning and Importance of Supplier-Induced Demand," *Journal of Health Economics*, Vol. 13, No. 3, 1994, pp. 347-368.
- [15] Nishimura, S. "A Test of Physician-Induced Demand Hypothesis in Japan," *The Kyoto University Economic Review*, Vol. 123, No. 2, 1987, pp. 29-39.
- [16] Phelps, C. E. "Induced Demand: Can We Ever Know its Extent?" *Journal of Health Economics*, Vol. 5, No. 4, 1986, pp. 355-365.
- [17] Reinhardt, U. E. "Comment" in Greenberg, W., ed., *Competition in Health Care Sector: Past, Present, and Future*, Aspen Systems, 1978, pp. 121-148.
- [18] Reinhardt, U. E. "The Theory of Physician-Induced Demand Reflections after a Decade," *Journal of Health Economics*, Vol. 4, No. 2, 1985, pp. 187-193.
- [19] Reinhardt, U. E. "Comment: On a Clarification of Theories and Evidence on Supplier-Induced Demand for Physicians' Services," *The Journal of Human Resources*, Vol. 22, No. 4, 1987, pp. 621-623.
- [20] Rossiter, L. F. and G. R. "Identification of Physician-Induced Demand," *The Journal of Human Resources*, Vol. 19, No. 2, 1984, pp. 231-244.
- [21] Sloan, A. S. and R. Feldman. "Competition Among Physicians" in Greenberg, W., ed., *Competition in Health Care Sector: Past, Present, and Future*, Aspen Systems, 1978, pp. 45-102.
- [22] Shaafsma, J. "A New Test for Supplier-Inducement and Application to the Canadian Market for Dental Care," *Journal of Health Economics*, Vol. 13, No. 4, 1994, pp. 407-431.
- [23] Stano, M. "A Clarification of Theories and Evidence on Supplier-Induced Demand for Physicians' Services," *The Journal of Human Resources*, Vol. 22, No. 4, 1987, pp. 611-620.
- [24] 荒井一博「医師・歯科医師の最適数に関する考察」『季刊社会保障研究』, 第22

巻第 3 号, 1987 年, 222-231 ページ.

- [25] 泉田伸行・中西悟史・漆 博雄「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」『季刊社会保障研究』, 第33巻第 4 号, 1998 年, 374-381 ページ.
- [26] 西村周三『医療の経済分析』東洋経済新報社, 1987 年.
- [27] 西村周三「医師数と医療費」社会保障研究所編『医療保障と医療費』東京大学出版会, 所収, 1996 年, 235-252 ページ.
- [28] 小椋正立「医療需要の価格弾力性に関する予備的考察」金森久雄・伊部秀男編『高齢化社会の経済学』東京大学出版会, 所収, 1990 年, 189-220 ページ.
- [29] 鈴木玲子「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, 所収, 1997 年, 19-34 ページ.
- [30] 鶴田忠彦『日本の医療経済』東洋経済新報社, 1995 年.
- [31] 山田 武「高齢者歯科サービス市場の不均衡分析」『医療と社会』, 第 4 巻第 1 号, 1994 年, 116-138 ページ.