

医師の非金銭的インセンティブに関する実証研究

佐野 洋史
岸田 研作

I はじめに

わが国の医療制度の優れた点として、これまで医療へのアクセスの良さがしばしば挙げられてきた。ところが、近年は医療サービスの「量から質への転換」が議論されることが多い。わが国の人口10万人当たり医師数は1970年に始まった1県1医大構想以降急速に増え続け、かつての目標であった150人を大幅に上回り、2000年には201.5人に達している。しかし、1999年時点で全国には無医地区が909あり、そこで約20万人の人々が生活している¹⁾。さらに、都道府県知事が無医地区に準ずると判断して指定する準無医地区を加えると、約33万人の人々が医療へのアクセスに困難をきたしている²⁾。そしてこれらの地区に限らず、医師が不足している地域のほとんどは過疎地である³⁾。漆(1986)は、医師の地域格差は古くて新しい問題であると述べているが、それは総数としては医師数がすでに過剰と言われる現在も続いていると言えよう^{4,5)}。医療は在庫のきかないサービス財であり、サービスの生産地点や生産時点が、消費地点や消費時点と一致しなければならない。しかも消費者はいつ病気になって医療サービスを必要とするか分からない。また、地域格差のある財は医療に限らないが、医療は生命に深く関わり、ナショナルミニマムの水準が確保されるべきというコンセンサスがあると考えられる。従って、過疎地の医師不足の問題は、決して無視できる問題ではない。現在、政府は医師の教育シ

ステムや医療機関の連携を進める等、多様な方策を検討している。厚生労働省の新医師臨床研修制度検討ワーキンググループは、2002年9月に2004年度から義務化される大学卒業後の医師の臨床研修制度をまとめた基本計画を発表した。その中には、医師が不足する地域医療の重要性を学ばせるため、へき地や離島の診療所での診察を研修医に経験させることが盛り込まれている。また、第9次へき地保健医療計画では、従来2次医療圏を単位に行われてきたへき地保健医療対策について、より広域的に行うための企画・調整ができるよう、新たに都道府県単位で「へき地医療支援機構」の設置を進めることとしている。

経済学の理論モデルによって記述される労働者は、多くの場合、賃金を得ることによって効用を得、労働することによって負効用を得る。労働者が得る効用には、働き甲斐など賃金以外の要因によるものも考えられるが、経済現象を説明する主な要因に着目し、複雑すぎる現実を抽象化する場合、その他の要因は無視される。しかし、労働者の行動を分析する場合、職種によっては、賃金のみに着目した分析が明らかに不適切な場合があり、医師はまさにそのケースに該当すると考えられる⁶⁾。表1は、過疎地の自治体病院勤務医の平均年収が過疎地以外の自治体病院勤務医のそれと比べておよそ270万円強高いことを示している。過疎地に勤務した方がより高い賃金が得られるにも関わらず、当該地域の医師が不足しているという現状は、医師の就業場所の選択に対して、賃金以外の要因が大きな影響を与えていることを示して

表1 開設者別、自治体病院常勤医師1人当たり年間
給与額

平成11年7月

(単位:千円)

開設者	全病院	うち離島・辺地・ 振興・山村・過疎 地域の病院	
		その他	
全病院	15,058	17,383	14,627
一般病院	15,043	17,388	14,604
都道府県	15,259	17,196	15,003
指定都市	15,284	—	—
市	14,248	15,661	14,063
町村	18,075	19,958	15,528
組合	15,214	16,648	14,781
精神病院	16,040	16,713	15,987

出所) 全国自治体病院協議会「自治体病院における医師充足
状況実態調査結果」より作成。

いと考えられる。限られた資源を効率的に用いて医師の地域的不均衡を解消するためには、医師の行動に影響する賃金以外の要因を定量的に把握することが重要である。このテーマに関する先行研究としては Scott (2001) があり、イギリスの一般医 (General Practitioner) を対象に、仮想的質問法を用いて一般医が重視する職場環境について分析している。結果は、一般医が賃金以外の要素も考慮して職場を選択し、特に時間外労働を重視していることを示している。しかし、わが国ではこれまで医師不足に悩む過疎地の医療機関に関するアンケート調査が幾つか行われているものの、経済学の理論を基礎として、多様な要因を制御する計量経済学的手法を用いた研究はこれまで全く行われてこなかった。

本稿では、職場環境の選択において、医師が賃金以外のどのような要因を重視するかをヘドニック賃金アプローチによって調べる。本稿の構成は、以下のとおりである。IIでは、ヘドニック賃金アプローチと本稿で用いるデータについて述べる。IIIは、回帰分析の結果と考察であり、IVは、まとめと今後の課題である。

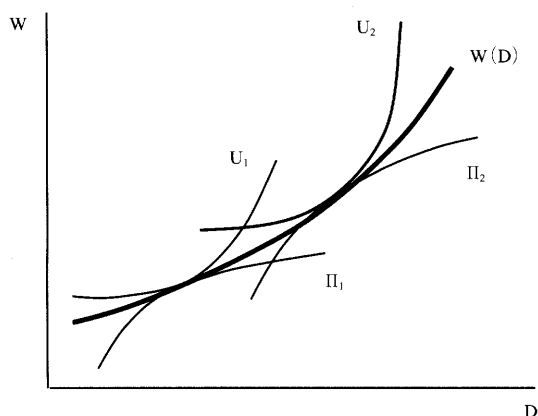


図1

II データと方法

不快な労働環境を持つ職場の賃金が高いことを最初に指摘したのはアダムスミスである。そして Rosen (1974), Thaler and Rosen (1976) 以降、ヘドニック賃金アプローチを用いた実証研究が数多く行われてきた。そこでは暗黙的に競争的な市場が想定され、企業と労働者は、それぞれ賃金とその他の職場属性の組み合わせを提示する。個々の企業や労働者がどのような組み合わせを提示するかは、企業の生産技術や労働者の嗜好によって決定される。ここで、労働者の賃金を W 、賃金以外の職場属性で労働者にとって不快な属性を D としよう。そして、 W が高いほど労働者の効用が増加し、 D が高くなるほど負効用を得るとする。長期的な競争の結果、市場で実現される W と D の組み合わせは、 W と D 以外の属性が一定であるとする、図1のように D が増加するほど、 W が増加すると考えられる⁷⁾。この実現された W と D の組み合わせがヘドニック賃金関数である。さらに、ヘドニック賃金関数上では、労働者の無差別曲線と企業の等利潤曲線が接している、ヘドニック賃金関数の傾き ($W'(D)$) は、限界的に D が高まったときに、それを受け入れることを労働者が承諾するのに必要な賃金の額 (willingness to pay) を表していることになる。

本稿では、勤務する医療機関の様々な属性を説明変数として取り入れたヘドニック賃金関数を推定する⁹⁾。

医師の賃金や医療機関の属性について調べたデータは、『賃金センサス』や『医療施設調査』等、既にわが国に幾つか存在する。しかしながら、医師・医療機関両方の属性を調べたデータは、筆者らの知る限り『地方公営企業年鑑』のみである。『地方公営企業年鑑』は、地方公営企業法が適用された自治体病院の様々な属性とともに、そこに勤務する医師の平均賃金や平均年齢の情報が得られる。しかも、調査は毎年行われているので、パネルデータを用いることにより、時間の経過に関わらず変化しないサンプルごとの異質性を制御した分析を行うことができる。本稿では、このうち1998年度、1999年度、2000年度の市町村立病院のデータを用いる⁹⁾。同調査の欠点としては、診療所のデータが全く含まれていないことである。最も医師不足に悩む地域には、診療所しかない可能性が高い。従って、本稿のサンプルは最も医師不足に悩む地域が除外されたものであることに留意しなければならない。

わが国の医師の労働市場について定量的な分析を行った先行研究はなく、まだ医師の労働市場の構造については未解明な部分が多い。猪飼(2000)は、日本における医師のキャリアを、医局制度を通じて分析した先駆的な研究であるが、40代前半くらいまでの医師がどの病院で働くかは、所属する医局によって決定される部分が多いことを示している。『地域医療白書』によれば、大学医局からの派遣が、へき地指定全自治体の医

療機関に勤務する医師の63%を占める。医局に所属する個々の医師が、ヘドニック賃金アプローチで想定されるような完全に自由で競争的な労働市場に直接参加していると仮定することは明らかに非現実的である。しかし、そのことは必ずしも医師の労働市場にマーケット・メカニズムが働かないことを意味しない。例えば、表1に示されるように、過疎地域の病院の給与が過疎地以外の病院よりも大幅に高いことは、過疎地域の病院が医師にとって魅力が無いため、都会の病院に比べて高い賃金を払わなければ医師を確保できないことを示していると考えられる¹⁰⁾。従って、医師の選好が反映され、賃金とその他の職場属性の組み合わせが決定される、ある程度競争的な市場が存在すると仮定することは妥当であると考えられる¹¹⁾。その場合、賃金関数における説明変数の係数の符号は、それが医師にとって魅力的でない属性を示すものであれば正を示し、逆に魅力的な職場環境の属性を示すものであれば、負を示すと考えられる。

過疎地の医師が不足する理由を調べた調査としては、全国自治体病院協議会による『自治体病院における医師充足状況調査結果』(以下、『医師充足状況調査結果』)及び自治医大による『地域医療白書』がある¹²⁾。『医師充足状況調査結果』において、医師が不足していると回答した病院のうち80.2%の立地条件が、離島・辺地・振興山村・過疎地に相当する。そして、表2によると、医師不足に悩む病院が考える医師が不足する理由としては、「病院の臨床例が少なく、医学研究等で魅力に乏しいと思われる」(38%)、「病院まで

表2 医師が不足する理由

回答病院数	回答割合(%, 複数回答)						
	病院までの交通の便が悪く、移動時間がかかりすぎるため、敬遠される	病院の臨床例が少なく、医学研究等で魅力に乏しいと思われる	医師が不足しており、各診療科も単数配置であることから、業務が肉体的・精神的にもハードとなり、敬遠される	指導する中堅の医師が少ない	医師公舎を新たに整備する必要がある	医師の人件費抑制のため	その他
239	34	38	23	5	8	31	24

注) 医師が不足する病院のうち80.2%の立地条件が、離島・辺地・振興山村・過疎地域に該当する。

出所) 全国自治体病院協議会『自治体病院における医師不足状況実態調査結果』(1999年7月)。

の交通の便が悪く、移動時間がかかりすぎるため敬遠される」(34%)、「医師の件数抑制のため」(31%)、「医師が不足しており、各診療科とも単数配置であることから業務が精神的・肉体的にハードとなり敬遠される」(23%)などが挙げられている。本稿では、これらの医師が敬遠する非金銭的理由を表す代理変数を選定し、職場環境の属性として採用する。

推定では、ダミー変数以外の変数はすべて対数化したものを用いる。従って、係数は弾性値として解釈できる。被説明変数は常勤医師の1ヵ月平均給与である¹³⁾。『地方公営企業年鑑』では常勤医師の賃金のみが掲載されているため、非常勤医師しかいない病院はサンプルから除外する。賃金関数の説明変数は、勤務する医療機関の属性や立地環境、医師の属性である。勤務する医療機関の属性としては、各自治体病院の入院患者1人1日当たり平均医療費、医師1人1日当たり外来患者数、常勤医師1人ダミー、救急病院の告示ダミー、1床当たり固定資産(器械・備品)、そして個体効果を表す病院ごとに設定されたダミー変数を用いる。

医師が自らの技能を向上させるにあたって多くの症例数に触れることは不可欠であり、医師は症例数の多い大病院に勤務したがる傾向があることが指摘されている。表2においても、医師が不足する理由として「医学研究等における魅力の乏しさ」が挙げられている。ところで専門医志向の医師にとって魅力的な症例とは、医学的に興味深い症例であり、それらは通常重症患者であると考えられる。従って、専門医志向を持つ医師にとって魅力的な医療機関の属性を反映する変数として、我々は入院患者1人1日当たり平均医療費を用いる。この変数の回帰係数が示す符号は負となると予想される。

表2では、医師が過疎地の勤務を敬遠する理由として、「医師数が少ないために業務がハードであること」が挙げられている。病床数に対して医師が少ない場合、入院患者の受け入れを断る可能性が考えられる。しかし、外来患者の診察を制限する可能性は考えにくい。従って、医師の業務の

きつさを表す変数としては、医師1人1日当たり外来患者数を用いる。この変数は、医師1人が1日に診察する外来患者数の平均であり、非常勤医師の診察も含まれている。また、医療機関に勤務する医師が1人である場合、相談できる相手がおらず、そのことが医師にとって精神的重圧となることや、代わりの医師がいないため夜間や休日であっても診察しなければならないことが大変であることを『地域医療白書』は指摘している。これを反映する変数として、常勤医師1人ダミーを用いる。さらに、救急病院では夜間や休日にも患者を受け入れるために業務がきつくなると考えられることから、当該病院が救急病院であるか否かを表す救急病院の告示ダミーも説明変数に加える。

1床当たり固定資産(器械・備品)は、設備面における病院の充実度を表していると考えられる。高度で高額な医療機器を用いる機会に恵まれることは、医師にとって魅力的な要素であると考えられる。従って、この変数の係数も負の符号を示すことが予想される。ただし、この変数は、償却資産のうち建物以外の全て、例えば事務室のテーブルなどといった病院内の医療機器以外の備品も含んでいる。データからは固定資産の内訳を知ることにはできない。従って、全固定資産額(1床当たり)のうち、そのような直接治療に関わってこない器械・備品の占める割合が大きい場合、この変数の解釈には注意が必要である。

また、公的病院の賃金体系は年功賃金の要素が強いいため、常勤医師の平均年齢を説明変数に用いる。この変数の係数が示す符号は、当然正が予想される。

医療機関の属性で表される要因以外に、表2では「病院までの交通の便の悪さ」が医師不足の理由として挙げられている。このことは、過疎地の病院に勤務する医師が都会から通勤している場合が多いことを示していると考えられる。一般に田舎になるほど公的な交通機関が整備されておらず、移動は自動車を用いることが多い。よって、交通の便の悪さを示す変数として1世帯当たり自動車保有台数を用いる。この変数の回帰係数の符号は、正を示すと予想される。

他に、病院周辺の住環境を反映する属性として、各病院が立地している市町村の人口密度(可住地面積当たり)、1人当たり課税対象所得¹⁴⁾、高齢化(65歳以上人口)率を説明変数に加える。さらに、1998年を基準とした年度ダミーも加える。

以上に挙げた変数のうち、金銭に関する変数は、全てGDPデフレーターを用いて2000年度の水準で評価している。

推定は、全サンプルを対象とした場合に加え、不採算地区と不採算地区外でサンプルを分割した場合についても行った。サンプルを分割した推定を行った理由は、医師の労働市場の性質については未だ解明されていない部分が多く、労働環境が大きく異なる市場に対して単一の賃金関数による推定が不適切である可能性を検討するためである¹⁵⁾。後に詳しく触れるが、不採算地区病院であるか否かで、職場環境を表す変数の記述統計値には有意に差が見られる。

ここで、回帰分析の理論的根拠となるヘドニック賃金アプローチの仮定について、留意すべき点がある。同アプローチでは、暗黙的に労働者の能力は等質であると仮定されている。しかし、高度な医療に関する専門的知識や技能を求められる職場では、能力の高い個人しかポストを得ることができない可能性がある。このことを考慮し、推定は、脳卒中や心臓病、がんなどの治療実績が多く、質が高いと考えられる病院と500床以上の大病院を除いたサンプルを用いて行った。治療実績が多い病院のデータとしては、別冊宝島の『日本全国病院<実力度>ランキング』を用いた¹⁶⁾。

推定方法は、病院ごとの個体効果と年度ダミーを説明変数に加えた最小二乗法である¹⁷⁾。

III 結果と考察

データの記述統計は表3に、出所は論文末の付表に、それぞれ示されている。記述統計は、全サンプルのものと、不採算地区病院とそれ以外の病院とにサンプルを分けたものを表示している。値は対数化される前の原数値である。500床以上の大病院及び『日本全国病院<実力度>ランキン

グ』にランキングされた35病院は、サンプルから除外されている¹⁸⁾。注9)で詳述したように、医師が敬遠する地域であるか否かの指標としては、当該地域が過疎地であるか否かよりも、不採算地区であるか否かの方が適切であると考えられる。不採算地区と不採算地区外では、1世帯当たり自動車保有台数を除いた全ての変数において1%水準で有意に差がある。両地区間における変数の大小関係は、IIで述べた各変数の説明と整合的である。医師の1月当たり平均給与は、不採算地区の方が不採算地区外よりも50万円ほど高く、その差は年間で594万円にもなる。1世帯当たり自動車保有台数には差がなかったが、人口密度との相関係数は-0.33である。このことは、同変数が、交通が不便であることを示す代理変数として適切であることを示していると考えられる。

推定結果は、表4に示されている。不採算地区と不採算地区外でサンプルを分けて推定を行った結果、固定効果を除いた2つの賃金関数の係数が等しいという帰無仮説はWald検定により1%水準で棄却された。医師の労働市場の構造については未解明な部分が多く、それ故本稿の推定結果から不採算地区と不採算地区外で労働市場が完全に分割されていると断定することは早計であると考えられる。従って、以下ではサンプルを一括して推定した場合と分割して推定した場合について、それぞれ考察を行った。

まず、全てのサンプルを使った結果を見る。医師の平均年齢は予想通り正で有意であった。常勤医師1人ダミーは、正で有意である¹⁹⁾。常勤医師が1人である場合は、そうでない場合に比べて17%賃金が高くなる。医師1人1日当たり外来患者数も正で有意であり、少ない医師で多くの患者を診なければならぬことが業務としてきついことを反映していると考えられる。医師1人1日当たり外来患者数が1%増えると、賃金は0.11%増える。1世帯当たり自動車保有台数は、正で有意である。1世帯当たり自動車保有台数が1%増加すると、賃金は約0.19%増える。このことは、交通の便が悪いことが医師に敬遠されていることを示していると考えられる。入院患者1人1日当

表3 記述統計表

	全病院	不採算地区の病院	不採算地区以外の病院
標本数	1,573	455	1,118
病院当たり医師給与(月額平均) (円)	1,529,282 (466,142)	1,872,324*** (631,890)	1,377,009*** (269,226)
病院当たり医師の平均年齢	42.1 (5.1)	43.6*** (6.6)	41.5*** (4.2)
常勤医師1人ダミー	0.020 (0.139)	0.064*** (0.245)	0.002*** (0.042)
医師1人1日当たり外来患者数 (人)	22.99 (8.97)	28.16*** (10.74)	20.88*** (7.14)
入院患者1人1日当たり医療費 (円)	24,077 (6,056)	18,530*** (3,033)	26,334*** (5,500)
1床当たり固定資産(器械・備品) (千円)	2,462 (2,230)	1,949*** (1,619)	2,672*** (2,404)
救急病院の告示ダミー	0.147 (0.354)	0.244*** (0.430)	0.107*** (0.319)
1世帯当たり自動車保有台数 (台)	0.971 (0.222)	0.965 (0.229)	0.973 (0.219)
1人当たり課税対象所得 (百万円)	1.239 (0.350)	1.092*** (0.262)	1.298*** (0.364)
可住地人口密度	1,185.85 (1,870.68)	300.68*** (286.67)	1,546.10*** (2,107.71)
高齢化(65歳以上人口)率	0.23 (0.06)	0.27*** (0.06)	0.21*** (0.06)

注) 1) 表の数値は平均値で、カッコ内の数値は標準偏差である。

2) 不採算地区もしくはそれ以外の病院については、両地域における差の検定を行った。***は有意水準が1%であることを表す。

3) 500床以上の大病院及び『日本全国病院(実力度)ランキング』にランキングされた35病院は、サンプルから除外されている。

出所) 地方公営企業経営研究会編『地方公営企業年鑑』, 各年版。

たり平均医療費は有意ではなく、予想外の結果である²⁰⁾。救急病院の告示ダミーも有意ではなかった。『地域医療白書』では、医師不足の過疎地では救急病院であるか否かに関わらず、他に受入先がないため急患を診なくてはならない場合が多いことが指摘されている。救急病院の告示ダミーが有意でなかったことはこのことを反映している可能性がある。その他、1床当たり固定資産(器械・備品)、可住地人口密度、高齢化率、1人当たり課税対象所得も有意ではなかった。年度ダミーは正で有意であり、他の条件を一定としても近年になるほど賃金が高くなってきていることを示している。自由度調整済み決定係数は0.94であり、モデルは高い当てはまりを示した。

次に、不採算地区と不採算地区外でサンプルを

分割して推定した結果を見る。不採算地区の推定結果は、概ね全サンプルを対象とした結果と定性的には同じであるが、係数は全サンプルを用いた場合よりも大きくなった。また、全サンプルの場合では有意でなかった入院患者1人1日当たり平均医療費が、予想通り負に有意であった。不採算地区の病院に勤務する医師にとって、医学的に興味深い症例に接することは魅力的な要因であると推察される。不採算地区外の推定結果は、不採算地区とは対照的に、全サンプルでの結果と比較して係数が小さい変数が多く、1世帯当たり自動車保有台数が有意でなかった。一方、1床当たり固定資産(器械・備品)は、このサンプルでのみ負に有意となった。常勤医師1人ダミーは、係数の値は小さいものの事前の予想と異なり負で有意で

表4 推定結果

被説明変数：病院当たり医師平均月額給与(対数値)

	全病院	不採算地区の病院	不採算地区外の病院
病院当たり医師の平均年齢	0.3556*** (0.068)	0.4210*** (0.131)	0.3683*** (0.069)
常勤医師1人ダミー	0.1699*** (0.059)	0.2026*** (0.064)	-0.0830** (0.040)
医師1人1日当たり外来患者数	0.1113*** (0.037)	0.1703*** (0.054)	0.0653** (0.032)
入院患者1人1日当たり医療費	-0.0311 (0.051)	-0.1477* (0.086)	0.0251 (0.052)
1床当たり固定資産(器械・備品)	-0.0056 (0.006)	0.0032 (0.012)	-0.0101* (0.006)
救急病院の告示ダミー	0.0129 (0.022)	0.0001 (0.022)	0.0256 (0.035)
1世帯当たり自動車保有台数	0.1881* (0.110)	0.6136*** (0.198)	0.1701 (0.119)
1人当たり課税対象所得	-0.0076 (0.011)	0.0124 (0.029)	-0.0068 (0.009)
可住地人口密度	0.1382 (0.150)	0.6539 (0.402)	-0.0678 (0.125)
高齢化(65歳以上人口)率	0.0743 (0.092)	0.4496 (0.284)	-0.0470 (0.086)
年度ダミー(1999年)	0.0110** (0.005)	-0.0037 (0.015)	0.0159*** (0.005)
年度ダミー(2000年)	0.0259*** (0.008)	-0.0016 (0.022)	0.0360*** (0.008)
定数項 ⁶⁾	12.1291*** (1.043)	10.9678*** (2.201)	12.7472*** (0.980)
自由度調整済み決定係数	0.94	0.93	0.93
病院数	529	162	383
標本数	1,573	455	1,118

注) 1) 変数は、ダミー変数を除いて全て対数化した値を用いた。

2) カッコ内の値は不均一分散一致標準誤差を示す。

3) ***は1%、**は5%、*は10%水準で有意。

4) 500床以上の大病院及び『日本全国病院〈実力度〉ランキング』にランキングされた35病院は、サンプルから除外されている。

5) 基準年度は1998年である。

6) 定数項には、病院ごとに設定された固定効果の平均値を表示している。

あるが、これは不採算地区外では常勤医師が1人である病院がほとんどないことが原因であると考えられる。

医師の労働市場の構造については未解明な部分が多いため、不採算地区と不採算地区外の推定結果が異なることに関する明確な解釈は容易ではない。しかし、全サンプル及び不採算地区を対象とした医師の賃金関数における説明変数のうち、表2の「医師が不足する理由」に基づき選定した変

数の係数は、概ね理論から予想される符号で有意であり、理論と矛盾する結果は見られない。このことは、賃金と職場環境に関して競争的な市場であるとするヘドニック賃金アプローチでの前提が、特に過疎地の医師の労働市場においてある程度成立していることを示していると考えられる。

過疎地の医師不足は古くて新しいテーマであり、抜本的な解決策が見出されぬ以上、今後も多様なアプローチにより漸進的に解決を目指すしかない

だろう。それ故、過疎地で医師を確保するには高額な賃金を払う必要があるという状況は、今後も当分続くと考えられる²¹⁾。表2では、医師が不足する理由として31%の病院が医師の人件費抑制を挙げている。これは、医師の賃金が高額であるために十分な数の医師を確保できていないことを示していると考えられる。さらに表5は、現在医師確保の努力をしていない病院が最も多く挙げる理由が「標欠による減収額よりも人件費の方が高くなったため」(59%)であることを示している²²⁾。また、本稿と同様地方公営企業法の対象となっている病院の行動を分析した知野(1993)は、職員給与が高いことが医療機関に誘発需要を生み出すインセンティブを与え、補助金の投入がそれを抑制することを示している。従って、医師の賃金が高額であるため十分な医師数を確保できない病院の医師を確保し、誘発需要を抑制するには、自治体や病院に医師の賃金を賄うための補助金を支給することが有効である可能性がある²³⁾。本稿ではヘドニック賃金アプローチを用いて、医師が影響を受ける非金銭的な要因を調べた。推定した医師の賃金関数から、我々は医師が彼らにとって魅力的でない職場環境を受け入れるのに必要な金額を推計することができる。従って、本稿の推定結果の直接的な応用例として、過疎地における医師不足の解消に役立つ補助金の算定への利用が考えられる。例えば、本稿のサンプルは市町村立病院を対象としているが、不採算地区に立地する病院の医師の充足率は平均82.3%であり、不採算地区

全体で227人の常勤医師が不足している。医師確保に必要な財源は、全サンプルを対象とした賃金関数を用いると年間56億1,334万円、不採算地区のみを対象とした賃金関数を用いると53億7,835万円と算出される²⁴⁾。現在も自治体病院には多額の公費が積み込まれているが、上記のように客観的な基準で補助金を決定することは、病院の経営努力を阻害しないと考えられる²⁵⁾。しかも、使用した説明変数は毎年調査される公表データから入手可能であり、また観察されない医療機関固有の要因が固定効果に反映され、推定式は高い適合度を示している。これらの事実は、医師が不足している病院に対する、本稿の推定結果による補助金の有効性の高さを支持するものと思われる²⁶⁾。

IV 最後 に

『地域医療白書』によると、過疎地医療で求められるのはプライマリーケアであり、過疎地で働く医師は、幅広い分野での診断能力と、保健、福祉、役所と有機的に連携し、住民の信頼を得るためのコミュニケーション能力が必要とされる。従って、単に医師の頭数のみを揃えるだけで、過疎地の医療問題を解決できるわけではない。しかし、過疎地では医師が絶対的に不足していることは事実であり、それは今も昔も過疎地医療における最大の問題である。本稿では、過疎地の医師不足を解決するための基礎的情報を得るために、医師の非金銭的インセンティブを分析した。データには、複数年度分の『地方公営企業年鑑』を用いることで、病院ごとの個体効果を制御した推定を行った。ヘドニックアプローチによる推定結果は、交通の不便さや同僚の援助が得られない1人勤務体制、そして業務がハードであることを理由に、医師が過疎地域の病院を敬遠することを示した。本稿の推定結果の直接的な応用例としては、先に見たように、医師が彼らにとって魅力的でない職場環境を受け入れるのに必要な金額を示すことにより、過疎地において不足している医師の賃金を賄うための補助金の算定への利用が考えられる。

最後に、今後に残された課題について述べる。

表5 医師確保に向けて特に働きかけていない理由

回答病院数	回答割合(%, 複数回答)		
	標欠による減収額よりも確保した医師の人件費のほうが高くなったため	医師を確保して標欠をクリアしても、患者数が増加して、再び医師を確保しなければならなくなる恐れがあるため	その他
37	59	14	41

注) 医師が不足する病院のうち80.2%の立地条件が、離島・辺地・振興山村・過疎地域に該当する。

出所) 全国自治体病院協議会『自治体病院における医師不足状況実態調査結果』(1999年7月)。

付表 IIIの回帰分析で用いた変数の出所

変数	資料の出所
病院当たり医師給与(月額平均)	地方公営企業経営研究会編「地方公営企業年鑑」, 各年版
病院当たり医師の平均年齢	同上
常勤医師1人ダミー	同上
医師1人1日当たり外来患者数	同上
入院患者1人1日当たり医療費	同上
1床当たり固定資産(器械・備品)	同上
救急病院の告示ダミー	同上
1世帯当たり自動車保有台数 注)	自動車検査登録協会編「市区町村別自動車保有車両数」, 各年版
1人当たり課税対象所得 注)	東洋経済新報社「週刊東洋経済, 臨時増刊, 地域経済総覧」, 各年版
可住地人口密度 注)	同上
高齢化(65歳以上人口)率 注)	総務省統計局編「国勢調査」, 1995年, 2000年版
ランキングダミー(治療実績が多い病院であるか否か)	宝島社「別冊宝島, 日本全国病院〈実力度〉ランキング」, 2002年

注) 1) 全て市町村単位。

2) 「出所」にある資料より, 著者作成。

第一に, 本稿では, 実際の医師の賃金や労働条件に関するデータを用いてヘドニック賃金アプローチによる分析を行った。しかし, 分析対象である医師の中には, 非市場的な要素によって配置が決定されている者も含まれる。従って, Scott (2001) らと同様仮想質問法を用いる方が適切に医師の労働条件に関する金銭的評価を推定できる可能性がある。第二に, 医師が最も不足しているのは過疎地の診療所である。従って, 過疎地の診療所を対象とした分析を行う必要がある。第三に, 医師は, 医療サービスの供給において決定的に重要な働きをするにも関わらず, その労働市場の構造や性質については未解明な部分が多く, 研究の蓄積もほとんどない。従って, 今後さらなる研究が望まれる。

献辞

本稿は, 2002年12月に京都で開かれた第2回医療経済研究会議, 2003年度春期日本経済学会で発表した論文を大幅に加筆修正したものである。本稿の作成にあたって, 本誌の2人の匿名のレフェリーをはじめ, 学習院大学の遠藤久夫教授, 名城大学の赤木博文助教授, 大阪大学の日康史助教授, 一橋大学の岩本康志教授, 立命館大学の柿原浩明教授, 福山大学の熊谷成将講師, そして京都大学の西村周三教授より有益なコメントを頂いたので, ここで改めて感謝申し上げる。

平成15年8月投稿受理

平成16年3月採用決定

注

- 1) 「無医地区」とは, 当該地点の中心的場所を起点として, 概ね半径4km区域内に人口50人以上が居住する地域であり, かつ容易に医療機関を利用することができない地区を指す。
- 2) 第9次へき地保健医療計画の自治体調査による。
- 3) 「過疎地域」とは, 人口の著しい減少に伴って地域社会における活力が低下し, 生産機能及び生活環境の整備等が他の地域に比較して低位にある地域である。
- 4) 漆(1986)は, 都道府県単位の人口10万人当たり医師数の変動係数の時系列推移を分析している。その結果, 医師数は年々増加しているにも関わらず, 医師の地域的分布の不平等は解消されていないことを明らかにしている。
- 5) 過疎地域の永続性をめぐる問題を扱った研究として, 高野・山本(1995)がある。また, 小川(1993)は, 過疎地農村における住民参加型介護を扱っている。
- 6) わが国で医師の非金銭的なインセンティブを扱った興味深い先行研究として, 赤木他(2000)がある。彼らは, 実験経済学的手法を用いて包括支払制度の導入が治療レベルの選択に与える効果を調べている。結果は, 医師が一般の人々に比べて著しく利己的でない限り, 包括支払制度の導入は, 極端な過少診療を導かない可能性が高いことを示している。
- 7) 図1において, $U_i (i=1, 2, \dots)$ は労働者 i の無差別曲線を, $\Pi_j (j=1, 2, \dots)$ は企業 j の等利潤曲線を表す。
- 8) ヘドニック賃金アプローチによる実証研究では, 第一段階において, 市場で決まる賃金と職場の属性の組み合わせを賃金関数として推定し, 第二段階で様々な職場環境の属性に対する労働

者や企業の付け値関数を推定する研究も多い。しかし、中馬・中村(1990)が指摘するように、第二段階の推定の実行可能性については様々な問題が指摘されている。さらに、そもそも本稿では労働者である医師の属性として年齢しか得られない。従って、本稿は第一段階のみの推定である。

- 9) 都道府県立病院の多くは、不採算地区外に立地している。また、がんセンターや小児医療センターのように、通常の市町村立病院とは大きく属性が異なるものが多数含まれる。不採算地区病院とは、(1) 所有病床数が100床未満又は1日平均入院患者数が100人未満、(2) 前年度における1日平均外来患者数が総て200人未満、(3) 当該病院の所在する市町村の区域内に他に一般病院が存在しないか又は、所在市町村の面積が300km²以上で他の一般病院数が1に限られる、といった条件が満たされている病院を指す。不採算地区と過疎地は必ずしも一致しないが、そのほとんどは重なっている。しかも過疎地が自治体単位で定義されるのに対し、不採算地区はより狭い範囲で定義されるため、医師が敬遠する地区の定義としてより適切であると考えられる。
- 10) 我々は2000年時点で常勤医師が1人である11の自治体病院に対して、医師確保のルートやその困難性について尋ねるヒアリング調査を行った。その結果、常勤医師が医局からの派遣である病院は2つのみであった。医局からの派遣は主に休日の非常勤である。常勤医師は、主に他の病院や医師の職業紹介を行っている地域医療振興財団などを通して医師個人と病院の労働条件に関する合意が成立することによって確保されていた。ちなみに、我々の分析対象とする医師で不採算地区病院に勤務する者のうち、常勤は512名、非常勤は335名である。ただし非常勤は診療日数を基に常勤換算された人数である。また『地域医療白書』によると、2001年時点でへき地に勤務するへき地勤務義務年限内の自治医科大学出身者は473人である。これは私立病院や診療所といった自治体病院以外の勤務者を含めた数であるが、この人数をもってしても不採算地区病院の常勤医師数に占める比率は30%程度である。従って、少なくとも診療の中核となる常勤医師の配置が医局や自治医大からの派遣といった非市場的な要素によって決まる部分が大いとは言えず、都会に比べて過疎地の医師賃金が高いことはそれを反映していると考えられる。後述のように、我々が分析対象とする賃金は常勤医師のものである。
- 11) 残念ながら、医師の労働市場の全体的な構造については未解明な部分が多い。従って、その分析にヘドニック賃金アプローチを用いる妥当

性の最終的な判断は、推定結果と理論から導かれる予想の整合性によって検討されるべきであると考えられる。ただし、もし労働市場で個々の医師に選択の余地が全くないならば、現在政府が取り組もうとしている地域医療の重要性を学ばせるための臨床研修制度は無駄ということになるだろう。

- 12) ここでいう医師不足とは、医療法に定められた医師数を配置できない状態を指す。一般病床では、16病床に対して最低1人の医師を配置する必要がある。
- 13) 1ヵ月平均給与とは、医師1人当たりの平均年収額を12で除したものであり、賞与等も含まれている。
- 14) 1人当たり課税対象所得は、課税対象所得を市町村別人口で除して得られる。ここで、課税対象所得とは、納税義務者の市町村民税所得割の課税対象となった所得金額(退職所得にかかわる分離課税分を除く)である。
- 15) この点については、本誌レフェリーの指摘によるところが大きい。
- 16) 『日本全国病院<実力度>ランキング』は、心臓病、脳卒中、胃がん、食道がん、結腸がん、直腸がん、乳がん、肺がんの8種類の疾病について、症例数が多い病院をそれぞれ10~150挙げている。本稿では、8種類の疾病のうちいずれか一つでもランキングされている病院は、質が高い病院とみなしている。調査対象期間は、2000年1月~12月である。
- 17) 『地方公営企業年鑑』は病院単位の集計データであるため、推定は常勤医師数をウェイトとした加重最小二乗法を用いるべきである。しかし、Breusch-Pagan test で評価すると、加重最小二乗法を用いた推定結果は不均一分散を悪化させたため、係数の標準誤差を不均一分散に頑健な方法で推定することで対処した。パネルデータを用いてサンプルの異質性を処理するモデルとしては、変量効果モデルもあるが、Hausman test をパスしなかった。
- 18) 我々の分析の対象外となるこれらの病院は、全て不採算地区外に立地しており、不採算地区のサンプルには含まれていない。
- 19) 病院に勤務する医師数を説明変数とするモデルも推定したが、係数は有意ではなかった。
- 20) この他、症例数の多さを表す代理変数として実質稼働病床数を用いたモデルも推定したが、係数は有意ではなかった。
- 21) 介護保険では、へき地のサービス供給を確保するために、へき地でのサービスに対する報酬には上積みがされている。
- 22) 「標欠」とは、医療法に定められた医師の配置数(標準医師数)を大きく下回ることを指し、罰則として診療報酬の減額が行われる。

23) 現在もへき地医療拠点病院群が行うへき地診療所への医師派遣事業に対して、へき地保健医療対策費補助金が出されている。補助は定率(1/2)であり、しかも補助額には上限がある。従って、事業費が高くなるほど事業を行う医療機関の負担が高くなる。このことが、事業主体のほとんど全てが自治体病院であり、しかも事業実施機関及び代診医の数が伸び悩んでいることの一つの原因となっている可能性が考えられる。これまでの派遣事業の問題点と総括については、「へき地保健医療対策検討会報告書」を参照されたい。

24) 不採算地区病院において不足している医師を賄うための年間補助金額は、以下の計算式に従って算定した。

$$S = \sum (w_i \times 12 \times n_i)$$

ここで、 i は医師が不足している不採算地区病院、 S は不足している医師を賄うための総補助金額、 w_i は病院 i における常勤医師の推定賃金(月額)、 n_i は病院 i の不足医師数(=標準医師数-勤務医師数)を表す。ここでは、新しく採用する医師の年齢として、現在病院に勤務している常勤医師の平均年齢を用いている。賃金関数に使用した変数はダミー変数を除いて全て対数変換されているため、賃金の推定値はSmearing methodにより計算している(Duan (1983))。

算出した補助金額は、全サンプルを対象とした賃金関数を用いた方が不採算地区のみを対象とした賃金関数を用いた場合よりも大きくなった。その原因としては、前者の方が各病院の固定効果が大きく表れていることや、1世帯当たり自動車保有台数に関しては対数化前の変数の値が1以下の場合、係数値の小さい前者の方が賃金 w_i を高めること等が挙げられる。

25) 地方公営企業は独立採算が基本であり、表向き経営努力の怠慢などを原因とした赤字を補填するためには地方自治体から補助金が出ないことになっている。しかし、現実には繰り入れの基準は曖昧であり、補助金の存在が自治体病院の経営努力に対するインセンティブを阻害している可能性がある。

26) 厚生労働省は、2004年度にも医師や看護婦の病院への派遣業務を人材派遣業者などに解禁する方針を固めている。人材派遣業務に就く医師は、医局から派遣される医師に比べ金銭的インセンティブに感応的であると予想されるため、当該方針も本稿の推定結果による補助金が有効に働く可能性を高めるものと考えられる。なお、固定効果の推定結果は、著者らに連絡すること

で入手可能である。

参考文献

- 赤木博文・稲垣秀夫・鎌田繁則・森 徹(2000)「包括支払制度の導入が治療レベルの選択に与える効果—実験経済学的検証」『季刊・社会保障研究』(社会保障研究所), Vol. 36, No. 3, pp. 454-65.
- 猪飼周平(2000)「日本における医師のキャリアー医局制度における日本の医師卒業後教育の構造分析」『季刊・社会保障研究』(社会保障研究所), Vol. 36, No. 2, pp. 269-78.
- 漆 博雄(1986)「わが国における医師の地域的分布について」『季刊・社会保障研究』(社会保障研究所), Vol. 22, No. 1, pp. 51-63.
- 小川全夫(1993)「過疎地農村のケア・システム—農協方式の模索—」『季刊・社会保障研究』(社会保障研究所), Vol. 29, No. 3, pp. 254-63.
- 高野和良・山本 努(1995)「過疎地の永続性をめぐる二つの問題—過疎集落残留高齢家族と若者の結婚問題—」『季刊・社会保障研究』(社会保障研究所), Vol. 30, No. 4, pp. 384-98.
- 知野哲朗(1993)「医療サービスと公立病院の選択行動」『季刊・社会保障研究』(社会保障研究所), Vol. 29, No. 3, pp. 232-44.
- 中馬宏之・中村二郎(1990)「女子パート労働賃金の決定因—ヘドニックアプローチ」『日本労働研究雑誌』(日本労働研究機構), Vol. 32, No. 369, pp. 2-15.
- Duan, N. (1983) "Smearing estimate: a nonparametric retransformation method", *Journal of American Statistical Association*, Vol. 78, pp. 605-10.
- Rosen, S. (1974) "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 1, pp. 34-55.
- Scott, A. (2001) "Eliciting GPs' preferences for pecuniary and non-pecuniary job characteristics", *Journal of Health Economics*, Vol. 20, pp. 329-47.
- Thaler, R. and S. Rosen (1976) "The value of saving a life: evidence from the labor market", in Nestor E. Terleckyj ed., *Household production and consumption* (New York: NBER), pp. 265-98.
- (さの・ひろし 京都大学経済学研究科
博士課程)
- (きしだ・けんさく 岡山大学助教授)