

## 医師の就業場所の選択要因に関する研究

佐野 洋史  
石橋 洋次郎

### I はじめに

現在、わが国では医師の地域偏在及び診療科偏在が問題化している。平成18年の「医師・歯科医師・薬剤師調査」によると、大都市・中核市の人口10万人対医師数が273.8人であるのに対し、それ以外の地域では183.3人と少ない。また、小児科及び産婦人科医の全医師数に占める割合を平成8年と平成18年で比較すると、小児科では6.0%から5.6%へ、産婦人科（産科及び婦人科含む）では5.4%から4.4%へと減少している。わが国の医師の地域偏在を分析した研究では、過去数十年間で医師の地理的分布の不平等は解消されておらず〔漆1986；Kobayashi and Takaki 1992〕、また小児科医及び産科・産婦人科医の不足を分析した研究は、小児科医は救急医療病院での不足がみられ、産科・産婦人科医は絶対数での不足がみられたことを示している〔松本他2006；松本他2007〕。

このような医師偏在の現状を受け、政府は平成19年より緊急医師確保対策として、交代勤務制の導入や医療補助者の配置による病院勤務医の過重労働の解消、病院内保育所の拡充や復職のための研修会実施等による女性医師の支援、医学部における奨学金や地元枠の拡充による医師養成の推進等を講じている。しかし、これらの対策が、医師偏在（不足）の早急な解消にどの程度有効であるかは明らかでない。医師不足の医療機関あるいは自治体が即効性のある医師確保策を講じるため

には、医師が就業場所の選択の際、どのような勤務条件を重視しているかを定量的に把握することが重要である。この情報を基に、医療機関や自治体は、医師の就業を促すのに効果的な就業環境の整備を行うことができると考えられる。

就業場所の様々な属性（勤務条件）に対する医師の選好の定量的な把握は、これまで幾つかの研究で試みられている。主な分析方法としては、分析対象者が実際にとった市場行動に基づき、財（物・サービス）またはその属性の価値を推計する顕示選好法と、分析対象者に対して仮想的質問を行うことにより、財やその属性の価値を推計する表明選好法があるが、近年、諸外国では表明選好法の1つであるコンジョイント分析により、就業場所に対する医師の選好が把握されている。Scott〔2001〕は、英国の一般医（General Practitioner）を対象にコンジョイント分析を行い、一般医が給与以外の要因も考慮して就業場所を選択し、特に時間外労働の多寡を重視していることを示している。また、Wordsworth et al〔2004〕は、コンジョイント分析により、同じ英国の一般医でも、常勤医の方が非常勤医よりも患者当たりの診察時間が長く、医学知識・技術向上の機会が充実している就業場所を好むことを示している。

就業場所の様々な属性に対する医師の選好を顕示選好法により推定する場合、実際の市場行動では観察が困難な属性については評価できず、また、医局による人事等の非市場的な要素を持つ医師の労働市場に、市場原理が働いていることを想

定することになる。そのため、医師の就業場所の選択要因についてはコンジョイント分析等の表明選好法により分析することが重要であると考えられるが、わが国では、就業場所の属性に対する医師以外の医療従事者の選好をコンジョイント分析により把握した研究はあるものの〔緒方他 2008〕、医師の選好を表明選好法により把握した研究は、これまで行われていない。前田・箕輪〔2006〕は、医療機関の属性に対する前期・後期研修医の選好をコンジョイント分析により推定しているが、就業場所となる医療機関は、地域の病院や診療所ではなく、臨床研修病院に限定したものととなっている。

そこで、本稿では、コンジョイント分析により、医師が就業場所の選択の際に重視する要因を定量

的に把握し、医師偏在を解消するための有効策について検討する。

## II 方法

コンジョイント分析により、就業場所となる医療機関の属性（勤務条件）に対する医師の選好を分析する。コンジョイント分析とは、アンケート調査を用いて財に対する個人の効用を表明させる手法の1つであり、具体的には、回答者に対して複数の選択肢を提示し、その選択結果を統計モデルにより分析することで、選択肢を構成する様々な属性（特徴）の重要性を定量的に評価する。

医師の就業場所の選択行動に関するデータを収集するため、調査協力を応諾した26病院の勤務

表1 アンケートの調査票例

あなたは医療機関 A と医療機関 B から常勤医として来て欲しいと誘いを受けました。  
あなたは医療機関 A と医療機関 B の関係者と面談し、勤務条件について話し合いました。あなたは勤務条件が異なる医療機関 A と医療機関 B のうち、どちらを勤務先を選ぶかを決めなければなりません。  
回答にあたっての注意点を読んでから、以下の質問1～質問8にお答えください。

回答にあたっての注意点

- 質問の中で示す以外の勤務条件は、医療機関 A と医療機関 B で全て同じであると仮定します。
- 質問は全部で8問あります。全ての質問にお答えください。
- 質問1, 3, 5, 7の医療機関 A と質問2, 4, 6, 8の医療機関 B は、同じ勤務条件です。
- 質問の中で網掛けしている勤務条件は、医療機関 A と医療機関 B で内容が同じものであり、網掛けしていない勤務条件は内容が異なるものです。
- 全ての質問について、正しい答え、間違った答えというものはありません。

質問1：あなたはどちらの医療機関を勤務先に選びますか？

勤務条件

- 1週当たり勤務時間(月曜～土曜・宿直時間を除く)
- 診療について相談できる医師の存在
- 1ヶ月当たり夜間宿直回数
- 学会や研修会への出席
- 医療機関の規模
- 立地場所
- 年間給与額

	医療機関 A	医療機関 B
	60時間	40時間
	相談できる医師がいる	相談できる医師がいる
	2回	0回
	可能だが休暇扱い	不可(欠勤扱い)
	200床以下の中小病院	200床以下の中小病院
	中小都市 (人口3～30万人程度)	中小都市 (人口3～30万人程度)
	今の職場と変わらない	今の職場より450万円減る

医療機関 A がよい

医療機関 B がよい

どちらかの箱に○をつけてください

表2 コンジョイント分析で用いた医療機関の属性と水準

属性	水準
① 1週当たり勤務時間 (月曜～土曜・宿直時間を除く)	40/60/80
② 診療について相談できる医師の存在	相談できる医師がいる /相談できる医師がいない
③ 1カ月当たり夜間宿直回数	0/2/4
④ 学会や研修会への出席	不可(欠勤扱い) /可能だが休暇扱い /出張扱いで可能
⑤ 医療機関の規模	500床以上の大病院 /200床以下の中小病院 /診療所
⑥ 立地場所	大都市(人口50万人以上) /中小都市(人口3～30万人程度) /へき地(山間地・離島・過疎地など)
⑦ 年間給与の変化額(万円)	450/0/-450

医 2,436 人に対してアンケート調査を行った<sup>1)</sup>。調査の実施時期は、平成 19 年 11 月 16 日から同年 12 月 21 日である。なお、調査対象となる勤務医には、院長、副院長、診療部長等の役職、及び研修医は含まれない。また、調査協力病院の 1 病院当たり医師数は 93.7 人であるが、これは全国の一般病院と比べるとかなり多く(平成 18 年の「病院報告」における一般病院の平均医師数は 22.0 人)、調査協力病院には全国的にも勤務医の多い大病院が多く含まれている。質問形式は、異なる属性(勤務条件)を持つ仮想的な 2 つの医療機関のうち、魅力的な医療機関を選択するものである。調査票の一部を表 1 に示す。

医療機関の属性には、非金銭的な 6 つの属性、① 1 週当たり勤務時間(月曜～土曜・宿直時間を除く)、② 診療について相談できる医師の存在、③ 1 カ月当たり夜間宿直回数、④ 学会や研修会への出席、⑤ 医療機関の規模、⑥ 医療機関の立地場所、及び⑦ 年間給与額を採用した。医療機関の属性を 7 つに限定したのは、心理学の分野において、人間が同時に処理できる情報は  $7 \pm 2$  であるとみなされていることによる〔肥田野 1999〕。医療機関の属性及び各属性について設定した水準を表 2 に示す。

「1 週当たり勤務時間(月曜～土曜・宿直時間

を除く)」は、病院勤務医が業務量として勤務時間の多寡を重視することを考慮して採用した。勤務時間の水準を設定するにあたっては、国立保健医療科学院が実施した「医師需給に係る医師の勤務状況調査」〔2006〕において、病院勤務医(常勤)の 1 週当たり勤務時間が 63.3 時間であり、標準偏差が  $\pm 20.2$  時間であったことを参照した。

「診療について相談できる医師の存在」は、選択候補の医療機関に、診療について相談できる医師がいるか否かを表す。全国自治体病院協議会が実施した「自治体病院における医師不足状況実態調査結果」〔1999〕では、医師不足病院が考える医師が不足する理由として「指導する中堅の医師がいない」ことが挙げられている。また、診療所勤務医にへき地の医師不足の原因を尋ねた『地域医療白書』〔2007〕の調査では、「師弟の教育環境不足」との回答が多かった。従って、医師の就業場所の選択において、診療について相談できる同僚や先輩、上司等の医師の存在が影響すると考え、当該属性を採用した。

「1 カ月当たり夜間宿直回数」は、勤務医の業務における時間外労働の多寡を表す。1 カ月当たりの夜間宿直回数の水準は、日本医療労働組合連合会が実施した「医師の労働実態調査」〔2007〕の結果を参照し、0 回、2 回、4 回とした。なお、

同調査で最も回答数の多かった宿直回数は、1カ月当たり2～3回であり、次いで1回以内、4～5回の順であった。

「学会や研修会への出席」は、就業場所の選択の際、医師は医学知識・技術向上の機会が充実していることを重視すると考えて採用した。日本病院会が病院勤務医に対して実施した「勤務医に関する意識調査」〔2007〕では、へき地勤務に必要な条件として「各種学会への参加等研修機会の充実」との回答が多かった。また、「自治体病院における医師不足状況実態調査結果」〔1999〕では、医師不足病院が考える医師が不足する理由として「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」ことが挙げられている。当該属性の水準には、学会や研修会への出席が可能であるか否か、また可能である場合、出張扱いで可能か、可能であるが休暇扱いとなるかの3つを採用した。

病院勤務医が、次の就業場所として病院か診療所のどちらを好むか、また病院の中でも大病院を好むかどうかを把握するため、「医療機関の規模」を医療機関の属性に採用した。医療機関の規模としては、診療所、200床以下の中小病院、500床以上の大病院の3つを設定した。

また、医師が就業場所の立地条件としてへき地をどの程度敬遠するのかを把握するため、「医療機関の立地場所」を医療機関の属性に加えた。『地域医療白書』〔2007〕の調査では、へき地の医師が不足する理由として、「医師の都市志向」と答えた医師が多かった。設定した水準は、大都市(人口50万人以上)、中小都市(人口3～30万人程度)、へき地(山間地・離島・過疎地)の3つである。

「年間給与額」は、勤務医の給与水準を表す。医師の年間給与の水準を絶対額で設定した場合、アンケート回答者である勤務医の現在の給与水準によって、医師の選好が左右される可能性がある。そこで、年間給与額は、次の就業場所に移ることにより、今の勤務先と比べてどの程度給与額が増減するかという相対的な水準を設定した。年間給与の変化額は、「自治体病院における医師充足状況実態調査結果」〔1999〕にある政令都市立

病院の常勤医師1人当たり年間給与額1528万4千円と、離島・辺地・振興・山村・過疎地域の町村立病院の常勤医師1人当たり年間給与額1995万8千円の差額467万4千円を参照して、±450万円とした。

これら7つの属性を組み合わせると、1458(=3<sup>6</sup>×2)通りの仮想的な医療機関が構築される。そこで、直交配列法を用いて18の医療機関を選定し、そのうちの1医療機関と他の17医療機関とを比較する二者択一形式の質問を作成した。更に、医師1人につき17問という質問数では回答率が下がる可能性を考慮し、17問をランダムに8問と9問の2グループに分割し、2つの調査票を作成した<sup>2)</sup>。各調査協力病院には8問の調査票と9問の調査票を同数配布し、当該病院の勤務医にはどちらかの調査票に回答してもらった。

以上のアンケートで得られたデータを用いて統計モデルを推定し、就業場所となる医療機関の属性に対する医師の選好を分析する。コンジョイント分析では、回答者の効用関数にランダム効用モデルを仮定する。医療機関*i*と医療機関*j*の選択において、回答者*n*は、医療機関*i*から得られる効用*U<sub>mi</sub>*が医療機関*j*から得られる効用*U<sub>nj</sub>*よりも大きい、すなわち*U<sub>n</sub><sup>\*</sup> = U<sub>mi</sub> - U<sub>nj</sub> > 0*である時、(1)式に示す通り、医療機関*i*を選ぶと考える。

$$\begin{aligned}
 U_n^* &= U_{mi} - U_{nj} = (\beta'x_i + \varepsilon_{mi}) - (\beta'x_j + \varepsilon_{nj}) \\
 &= \beta'(x_i - x_j) + (\varepsilon_{mi} - \varepsilon_{nj}) \\
 y_n &= \begin{cases} 1 & \text{if } U_n^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (1)
 \end{aligned}$$

ここで、*x*は医療機関の属性ベクトル、*β*はパラメータベクトル、*ε<sub>mi</sub>*及び*ε<sub>nj</sub>*は誤差項である。*y<sub>n</sub>*は、当該医療機関が回答者*n*に選ばれるならば1、選ばれなければ0となる2値変数である。

医療機関*i*と*j*の選択質問は、医師1人につき8問ないし9問行われている。従って、データセットには同一個人の回答が複数存在する。本稿では、(1)式の右辺に回答者ごとの個別効果を加えることで、観察が不可能な個人固有の属性が就業場所の選択行動に与える影響を制御した以下の

(2) 式を推定する。

$$U_n^* = \alpha + \beta' \mathbf{x}_k + \mu_n + \varepsilon_{nk}$$

$$y_n = \begin{cases} 1 & \text{if } U_n^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)$$

ここで、 $\mathbf{x}_k = \mathbf{x}_i - \mathbf{x}_j$ 、 $\varepsilon_{nk} = \varepsilon_{ni} - \varepsilon_{nj}$ であり、 $\mu_n$ は回答者  $n$  独自の観察不可能な個別効果である。 $\alpha$  はパラメータであり、医療機関  $i$  と  $j$  の平均効用の差となる。(2) 式の推定方法には、ランダム効果プロビットモデルを用いる。

推定される各属性の符号の正負は、限界効果(属性の1単位増加に対する選択確率の変化分)により評価する。一般的に、労働者は報酬が増すことから効用を得て、業務の負担が増すことから負効用を得ると考えると、年間給与額の限界効果の符号は正、1週間当たり勤務時間及び1カ月当たり夜間直宿回数の限界効果の符号は負となると予想される。また、現在の医師の地域偏在を踏まえると、医療機関の立地場所がへき地であることは限界効果の符号を負にし、逆に、医療機関の立地場所が大都市であることは限界効果の符号を正にすると予想される。

医師が就業場所を選択する際、医療機関のどの属性を特に重視するかは、推定結果より算出される各属性の金銭的価値により評価する。これは、年間給与額の推定値  $\beta_p$  とその他の非金銭的属性の推定値  $\beta_o$  との限界代替率 ( $\beta_o/\beta_p$ ) により求められる [Small and Rosen 1981; Propper 1995]。  $\beta_o/\beta_p$  は、医療機関の各属性に対する医師の限界支払意思額 (あるいは限界受入補償額) と解釈される。

また、アンケートでは、就業場所の選択に関する質問以外に、回答者の性、年齢、配偶者の有無、勤務地が都市部であるか否か、勤務先の医療機関の規模、専門とする診療科といった個人属性の情報も収集している。医師間の個人属性の違いは、就業場所の属性に対する医師の選好に様々な影響を与えることが予想される。就業場所を選択する際、男性医師や未婚の女性医師より既婚の女性医師の方が、過重な労働量を敬遠するかもしれな

い。また、過重な労働量を敬遠するのは、特に高齢の医師かもしれない。既婚者は、家族の生活環境を考慮し、独身者よりもへき地勤務を敬遠する可能性があるが、医局に所属していない医師は、医局の関連病院に限定せず様々な就業場所で経験を積むことを望み、医局に所属している医師よりもへき地勤務を敬遠しない可能性がある。若い医師は、高齢の医師と比べ、診療について相談できる中堅医師がいる就業場所を重視するかもしれないし、診療所よりも専門的な医療に携われる病院勤務を好むかもしれない。このような個人属性に由来する医療機関属性への選好は、次式の  $\Lambda$  により表現される。

$$\beta = \gamma + \Lambda \mathbf{s}_n \quad (3)$$

$\gamma$  及び  $\Lambda$  はパラメータのベクトル及び行列、 $\mathbf{s}_n$  は回答者  $n$  の個人属性ベクトルである。本稿では、(2) 式に加え、個人属性の違いが就業場所の選択に与える影響を分析するために、(3) 式を (2) 式に代入した (4) 式も推定する。

$$U_n^* = \alpha + \gamma' \mathbf{x}_k + \mathbf{s}_n' \Lambda' \mathbf{x}_k + \mu_n + \varepsilon_{nk}$$

$$y_n = \begin{cases} 1 & \text{if } U_n^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (4)$$

(4) 式の推定方法には、(2) 式と同様にランダム効果プロビットモデルを用いる。個人属性  $\mathbf{s}_n$  と医療機関属性  $\mathbf{x}_k$  の交差項には、回答者が既婚女性であるか否か、年齢が40歳代であるか否か、50歳以上であるか否か、独身であるか否か、医局に所属しているか否かといった個人属性を表すダミー変数と医療機関属性との交差項を採用し、上記した医師間の選好の多様性を検証する。

### III 結果

調査対象の勤務医 2,436 人のうち、731 人から有効回答が得られた (30.0%)。有効回答者の個人属性を表 3 に示す。回答者の平均年齢は 38.3 歳であり、40 歳代が全体の 33.1%、50 歳以上が

表3 分析対象となる勤務医の特徴

対象者数	731人	
特徴（個人属性）		
年齢	平均：38.3歳（標準偏差：± 8.2） うち40代：242人（33.1%） 50代以上：72人（9.8%）	
性別	男性：572人（78.2%）	女性：159人（21.8%）
配偶者の有無	いる：535人（73.2%） うち男性：477人 女性：58人	いない：196人（26.8%） うち男性：95人 女性：101人
勤務地	都市部：708人（96.8%）	郡・町村部：23人（3.2%）
医療機関の規模	500床以上の病院：610人（83.5%）	500床未満の病院：121人（16.5%）
医局の所属状況	所属している：557人（76.2%）	所属していない：174人（23.8%）
診療科（複数回答）	内科 135人（18.5%） 呼吸器科 26人（3.6%） 消化器科 52人（7.1%） 循環器科 48人（6.6%） 小児科 73人（10.0%） 精神科 17人（2.3%） 外科 82人（11.2%） 整形外科 44人（6.0%） 産婦人科 52人（7.1%） 眼科 16人（2.2%） 皮膚科 14人（1.9%） 泌尿器科 27人（3.7%） 放射線科 21人（2.9%） 麻酔科 41人（5.6%） その他 161人（22.0%） 無回答 2人（0.3%）	

9.8%であった。男性が全体の78.2%を占め、配偶者がいる割合は73.2%であった。また、回答者の多くが都市部の500床以上の病院に勤務しており、約4分の1が医局に所属していなかった。専門とする診療科（複数回答）は、その他と答えた者を除くと、内科が135人（18.5%）と最も多く、次いで外科の82人（11.2%）が多かった。診療科偏在において特に問題視されている小児科は73人（10.0%）、産婦人科は52人（7.1%）であった。

ランダム効果プロビットモデルにより(2)式を推定した結果を表4に示す。勤務先の規模が中

小病院から大病院へと変わることを除き、医療機関の各属性の係数値は全て統計的に有意であった。すなわち、これらの医療機関の属性の違いが、医師の就業場所の選択行動に影響していることがわかった。

各属性の限界効果をみると、学会や研修会への出席が休暇扱いから出張扱いで可能になること、立地場所が中小都市から大都市へ変わることで、年間給与額が増えることの符号は正であり、医師が就業場所を選択する際に魅力的な要因であったことがわかる。年間給与の増額及び大都市勤務の

表4 推定結果：医療機関の属性に対する医師の選好

説明変数	係数値 (標準誤差)	限界効果	限界代替率 ( $\beta_o/\beta_p$ )
1週当たり勤務時間	-0.0263 (0.0020) ***	-0.0061	-16.3
診療について相談できる医師がいない <sup>d)</sup>	-0.7604 (0.0864) ***	-0.1572	-472.7
1カ月当たり夜間宿直回数	-0.1515 (0.0172) ***	-0.0353	-94.2
学会や研修会への出席が、可能だが休暇扱いから不可(欠勤扱い)に変わる <sup>d)</sup>	-0.5169 (0.0808) ***	-0.1109	-321.3
学会や研修会への出席が、可能だが休暇扱いから出張扱いで可能に変わる <sup>d)</sup>	0.3323 (0.0576) ***	0.0810	206.6
中小病院から診療所へ変わる <sup>d)</sup>	-0.3667 (0.0756) ***	-0.0827	-228.0
中小病院から大病院へ変わる <sup>d)</sup>	0.0433 (0.0663)	0.0102	26.9
中小都市からへき地へ変わる <sup>d)</sup>	-0.8428 (0.0649) ***	-0.1728	-523.9
中小都市から大都市へ変わる <sup>d)</sup>	0.0945 (0.0564) *	0.0223	58.7
年間給与額の変化	0.0016 (0.0001) ***	0.0004	-
定数項	-0.3176 (0.0772) ***	-	-

注) 1) 標本数は6157, 勤務医数は731人である。

2) \*\*\*は1%水準, \*\*は5%水準, \*は10%水準で有意であることを表す。

3) d)の説明変数はダミー変数である。

4) 尤度比検定の統計量は146.0であり, 全ての係数が0であるという帰無仮説は1%水準で棄却される。

表5 医療機関の属性に対する医師の金銭的評価

属性	支払意思額(万円)
1週当たり勤務時間が20時間減少	327.0
診療について相談できる医師がいる	472.7
1カ月当たり夜間宿直回数が2回減少	188.4
学会や研修会への出席が、不可(欠勤扱い)から可能だが休暇扱いに変わる	321.3
学会や研修会への出席が、可能だが休暇扱いから出張扱いで可能に変わる	206.6
診療所から病院へ変わる	228.0
へき地から中小都市へ変わる	523.9
へき地から大都市へ変わる	582.6

限界効果が正となったことは、予想した符号と整合的であった。一方、1週当たり勤務時間が増えること、診療について相談できる医師がいないこと、1カ月当たり夜間宿直回数が増えること、学会や研修会への出席が不可(欠勤扱い)になること、中小病院から診療所へ変わることは、立地場所が中小都市からへき地へ変わることは、限界効果の符号が負であった。すなわち、これらの属性は、医師の就業場所の選択の際に敬遠される要因であったことがわかる。1週当たり勤務時間及び

1カ月当たり夜間宿直回数といった業務負担に関する限界効果が負となり、またへき地勤務の限界効果が負となったことも、予想した符号と整合的であった。

(2) 式の推定結果における年間給与額と他の医療機関属性の限界代替率  $\beta_o/\beta_p$  から、医療機関の各属性の金銭的価値を評価したのが表5である。1週当たり勤務時間、1カ月当たり夜間宿直回数については、アンケートで設定した水準の変化幅(20時間、2回)で評価した。勤務医の支払

表6 推定結果：医療機関の属性に対する医師間の選好の多様性

説明変数	係数値 (標準誤差)	限界効果	限界代替率 ( $\beta_o/\beta_D$ )
1 週当たり勤務時間	-0.0247 (0.0025) ***	-0.0057	-15.3
診療について相談できる医師がいない <sup>d)</sup>	-0.9677 (0.0961) ***	-0.1913	-599.9
1 カ月当たり夜間宿直回数	-0.0906 (0.0214) ***	-0.0208	-56.2
学会や研修会への出席が、可能だが休暇扱いから不可に変わる <sup>d)</sup>	-0.5271 (0.0816) ***	-0.1112	-326.7
学会や研修会への出席が、可能だが休暇扱いから出張扱いで可能に変わる <sup>d)</sup>	0.3168 (0.0584) ***	0.0760	196.4
中小病院から診療所へ変わる <sup>d)</sup>	-0.2490 (0.0852) ***	-0.0559	-154.3
中小病院から大病院へ変わる <sup>d)</sup>	0.0564 (0.0670)	0.0131	34.9
中小都市からへき地へ変わる <sup>d)</sup>	-0.8751 (0.0738) ***	-0.1759	-542.5
中小都市から大都市へ変わる <sup>d)</sup>	0.1062 (0.0569) *	0.0248	65.9
年間給与額の変化	0.0016 (0.0001) ***	0.0004	-
1 週当たり勤務時間×既婚女性 <sup>d)</sup>	-0.0105 (0.0056) *	-0.0024	-6.5
1 カ月当たり夜間宿直回数×既婚女性 <sup>d)</sup>	-0.1060 (0.0497) **	-0.0243	-65.7
1 週当たり勤務時間×40歳代 <sup>d)</sup>	-0.0020 (0.0033)	-0.0005	-1.2
1 週当たり勤務時間×50歳以上 <sup>d)</sup>	-0.0055 (0.0053)	-0.0013	-3.4
1 カ月当たり夜間宿直回数×40歳代 <sup>d)</sup>	-0.0989 (0.0296) ***	-0.0227	-61.3
1 カ月当たり夜間宿直回数×50歳以上 <sup>d)</sup>	-0.2045 (0.0475) ***	-0.0469	-126.8
中小都市からへき地へ変わる <sup>d)</sup> × 独身 <sup>d)</sup>	-0.1715 (0.1055)	-0.0365	-106.3
中小都市からへき地へ変わる <sup>d)</sup> × 医局に所属せず <sup>d)</sup>	0.2598 (0.1034) **	0.0663	161.1
診療について相談できる医師がいない <sup>d)</sup> × 40歳代 <sup>d)</sup>	0.4879 (0.0979) ***	0.1339	302.4
診療について相談できる医師がいない <sup>d)</sup> × 50歳以上 <sup>d)</sup>	0.4717 (0.1547) ***	0.1327	292.4
中小病院から診療所へ変わる <sup>d)</sup> × 40歳代 <sup>d)</sup>	-0.1832 (0.0892) **	-0.0391	-113.6
中小病院から診療所へ変わる <sup>d)</sup> × 50歳以上 <sup>d)</sup>	-0.3504 (0.1407) **	-0.0671	-217.2
定数項	-0.3306 (0.0780) ***	-	-

注) 1) 標本数は6157、勤務医数は731人である。

2) \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを表す。

3) d)の説明変数はダミー変数である。

4) 尤度比検定の統計量は146.3であり、全ての係数が0であるという帰無仮説は1%水準で棄却される。

意思額が最も高いのは、医療機関の立地場所がへき地から大都市へ変わることであり、583万円となった。これは、就業場所がへき地から大都市へ変わるのであれば、医師は583万円を支払っても構わない、すなわち、年収が583万円減っても、へき地より大都市で働きたいと考えていることを意味する。就業場所がへき地から中小都市へ変わる場合の支払意思額も524万円と高く、医師が就業場所を選択する際、立地場所がへき地でないことが他の属性よりも最優先されることがわかつ

た。次いで、診療について相談できる医師がいることに対する支払意思額が473万円と高くなった。また、学会や研修会への出席が、欠勤扱いから休暇扱いだが可能となることの支払意思額は321万円と高いが、更に休暇扱いから出張扱いで可能となることにも医師は高い金銭的価値を置いており、学会や研修会への出席が欠勤扱いから出張扱いとなった場合、支払意思額は立地場所がへき地から中小都市へ変わる場合と同程度の528万円(=321+207)となった。



医師間の選好の多様性をみるため、医療機関の各属性と医師の個人属性との交差項を説明変数に加えた(4)式の推定結果は、表6の通りである。既婚女性であることを表すダミー変数と1週当たり勤務時間及び夜間宿直回数との各交差項は、ともに有意であり、限界効果の符号は負となった。すなわち、既婚の女性医師は、男性医師や未婚の女性医師よりも業務の負担が増すことを敬遠することがわかった。40歳代であることを表すダミー変数及び50歳以上であることを表すダミー変数と1週当たり勤務時間との交差項は、統計的に有意ではなかったが、これらの年齢ダミーと夜間宿直回数との交差項は、ともに負に有意であった。また、当該交差項の限界効果の値は、40歳代よりも50歳以上の方が大きい。すなわち、医師は年齢が高くなるほど業務負担が増すことを敬遠し、それは日中ではなく夜間の業務であることがわかった。

独身であることを表すダミー変数と立地場所がへき地となるダミー変数との交差項は有意ではなく、配偶者の有無によってへき地勤務に対する選好は変わらなかった。一方、医局に所属していないことを表すダミー変数と立地場所がへき地となるダミー変数との交差項は統計的に有意であり、限界効果の符号は正となった。へき地勤務を表すダミー変数の限界効果が-0.176と大きい(限界代替率は-542.5)、医局に所属していない医師もへき地勤務は好んでいないものの、医局に所属している医師に比べると、へき地を敬遠しないことが明らかとなった。

年齢が40歳代であることを表すダミー変数及び50歳以上であることを表すダミー変数と相談できる医師がいないことを表すダミー変数の交差項は、ともに統計的に有意であり、符号は正となった。これは、就業場所の選択の際、診療について相談できる医師の存在は医師にとって重要であるものの、年齢が40歳代、50歳以上と高くなると、その重要性が低くなることを表す。表6の診療について相談できる医師がいないことを表すダミー変数の推定値は、40歳未満の医師の選好を表している。限界代替率は-599.9、すなわち診

療について相談できる医師がいることに対する40歳未満の医師の支払意思額は600万円であり、比較的若い医師にとって、就業場所の選択の際に診療をサポートしてくれる医師の存在がかなり重視されることが明らかとなった。

年齢が40歳代であることを表すダミー変数及び50歳以上であることを表すダミー変数と就業場所が診療所となるダミー変数の交差項は、ともに負に有意となった。高齢の医師よりも若い医師の方が、専門的な医療に携われる機会の少ない診療所を敬遠する場合、これらの変数の符号は正となるが、予想に反する結果となった。また、当該交差項の限界効果の値は、40歳代よりも50歳以上の方が大きく、年齢が高くなるほど、診療所よりも病院勤務を好むことがわかった。本稿の調査対象者は、全て病院勤務医であり、特に大病院に勤務している者が多い。高齢となってもなお病院で勤務している医師は、専門的な医療を提供する就業場所を好む可能性がある。

#### IV 考察

山間地、離島、過疎地等のへき地では、高年収を提示しても医師が確保できず、またへき地以外の地域や、小児科、産婦人科等の診療科においても、医師不足が深刻化している。本稿では、コンジョイント分析により、医師が就業場所の選択の際、どのような要因を重視するのかを定量的に把握した。その結果、給与以外の非金銭的な要因が医師の就業場所の選択に大きな影響を与えており、特に、医療機関の立地場所がへき地でないこと、診療について相談できる医師がいること、学会や研修会への出席機会が保障されることが、医師にとって重視されていることが明らかとなった。

近年、病院勤務医の過酷な労働環境が診療所勤務(開業)や診療科の変更を促す医師偏在の要因として問題視されており、平成20年度の診療報酬改定においても、救急医療に関する診察料の引き上げ、診療所における夜間・早朝診療の加算等、病院勤務医の負担軽減を目的とした様々な加算が設けられた。本分析においても、病院勤務医は診

療所より病院を就業場所として好むものの、1週当たり勤務時間や夜間宿直回数といった業務負担が増す医療機関への就業は敬遠することが示された。特に、既婚の女性医師は、男性医師や未婚の女性医師よりも業務負担が増すことを敬遠し、また年齢が高くなるほど、医師は夜間業務の負担増を敬遠することがわかった。森・齋藤〔2007〕は、医師の就労状況を分析し、既婚の女性医師は宿直回数を減らすことによって、家庭生活と勤務を両立させていることを指摘している。医療機関が既婚女性医師の労働力を確保するためには、当該医師に対して、業務負担の少ない雇用条件を提示する必要があると考えられる。また高齢の医師に対しては、夜間宿直回数が少ない条件を提示して雇用の促すのが有効であろう。

ただし、医師の就業場所の選択においては、立地条件がへき地でないことが、このような業務負担量の軽減よりも重要性が高い。既存研究では、医師は出身地で就業する傾向があることが示されており〔Laven and Wilkinson 2003〕、各都道府県は医師の地域偏在対策として、大学の医学部定員における地元枠の拡大を検討、実施している（『地域医療白書』〔2007〕）。しかし、医師が医学部に入学してから後期研修を終えるまで、通例10年程度を要するため、この施策は即効性のあるものではない。医師の地域偏在に早急に対応するためには、過重労働の緩和だけでなく、医師がより重視する医療機関の属性について改善・整備し、医師に対してへき地等医師不足地域への就業を促すインセンティブを与える必要がある。

本稿の推定結果では、診療について相談できる医師がいることに対する医師の支払意思額は473万円と高く、就業場所の選択要因として特に重視されていた。更に40歳未満の医師に限ると、支払意思額は600万円に増加する。「自治体病院における医師不足状況実態調査結果」〔1999〕では、医師不足病院が考える医師が不足する理由として、「指導する中堅の医師がいない」ことが挙げられている。医師が就業場所の選択の際、診療について相談できる医師の存在を重視するにも関わらず、へき地等医師不足地域の医療機関では相談で

きる医師がいないことが、医師の地域偏在の一因となっていると推察される。推定した支払意思額から、医師は年収が1056万円（＝473＋583）減額されても、診療について相談できる医師のいないへき地の医療機関より、相談できる医師のいる大都市の医療機関を就業場所を選びたいと考えていることがわかる。加えて、医師不足地域においては、専門的な診療をサポートしてくれる医師がいないだけに留まらず、同僚医師がおらず1人勤務体制となることも考えられる。佐野・岸田〔2004〕は、分析手法に顕示選好法であるヘドニックアプローチを用い、病院勤務医が就業場所の選択において、同僚医師のサポートが得られない1人勤務体制を敬遠することを示している。

へき地等医師不足地域の医療機関では、医師を1人確保するのも困難であり、診療をサポートできる医師と2人の医師を同時に確保することは、更に困難であろう。医療機関単位ではなく、地域全体で住民に必要とされる医療を提供するという観点に立てば、医療圏内の医療機関を再編し、地域の拠点病院等に医師を集約させることが、医師確保策として有効であると考えられる。これにより、診療について相談できる医師がいないという状況を解消し、当該地域に対する医師の就業意欲を高めることが期待できる。また、医療機関単位での医師確保を検討する場合、高度・専門的な診療の際に活用できる遠隔医療システムを導入することも、医師確保に繋がる可能性がある。通例、医師が診療に関する相談や指示を必要とする状況とは、重篤で高度な治療を要する患者を診療する時や、自分の専門外の治療を行うような時であると推察される。遠隔医療の推進方策に関する懇談会が実施した「遠隔医療に関するアンケート調査」〔2008〕によると、遠隔医療による専門医の支援を受けているへき地等の診療所の8割が、その効果として医師の不安が軽減されたことを挙げた。遠隔医療システムにより必要な時に診療をサポートする環境を整備することは、診療について相談できる医師がいることを代替する効果を持つと考えられる。

診療について相談できる医師の存在に加え、学

会や研修会への出席といった医学知識・技術向上の機会が保障されることを、医師が重視していることも重要である。学会や研修会への出席が欠勤扱いから休暇扱いとなる場合の支払意思額は321万円であり、欠勤扱いから出張扱いとなる場合、支払意思額は528万円となった。通例、学会や研修会の出席が欠勤扱いとなることは稀であり、それはへき地等医師不足地域の医療機関においても同じであろう。しかし、「自治体病院における医師不足状況実態調査結果」[1999]によると、医師不足病院が考える医師不足の理由として、「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る」ことが挙げられている。また『地域医療白書』[2007]では、へき地では代わりに診察する医師がいないため、休暇をとることが困難であることが指摘されている。このような現状を踏まえると、へき地等医師不足地域では、事実上、学会や研修会に参加できない、すなわち欠勤扱いに等しい状況に直面することが予想される。従って、医師不足地域の医療機関が医師を確保するためには、医師が学会や研修会に出席する際に代診医を派遣する体制を、地域の医療機関が連携して整備することが有効であると考えられる。同白書の調査によると、へき地の診療所勤務医が代診を依頼する際、へき地拠点病院や周辺医療機関よりも個人的伝手に頼る者が多かった。地域の医療機関による代診医の派遣体制を整備しなければ、医学知識・技術向上の機会の保障に関して、医師不足地域に個人的な伝手のない医師が抱く不安は解消されないであろう。

へき地の医師確保策を講じるにあたっては、医局に所属しているか否かで、へき地勤務に対する医師の選好の程度が異なることも、有用な情報である。推定結果より、医局に所属している医師よりも所属していない医師の方が、就業場所の選択に関して制約がないことが推察される。医師を確保したいへき地の医療機関は、特に医局に所属していない医師に対して積極的に募集活動を行うことが効果的である可能性がある。

以上、本分析で明らかとなった医師の選好に基

づき、へき地等医師不足地域における医師確保策について検討したが、医師不足は、へき地等非都市部のみの問題ではない。本稿の推定結果においても医師が中小都市より大都市勤務を好むことが示されたように、現在、医師が大都市へ集中し、都市部においても医師不足が生じている。しかし、先に示した医師確保策も、へき地等非都市部の医療機関に限定したものではない。アンケートで尋ねた仮想的な医療機関の立地場所には、へき地だけではなく大都市や中小都市も含まれているため、本分析による医師の選好は、都市部の医療機関にも当てはまる。また、都市部においては医師の地域偏在と診療科偏在が混在しているため、診療科別に医師不足をみた場合に特に問題とされている小児科医及び産婦人科医の選好についても分析したところ、他の診療科医師の選好との間に顕著な違いはみられなかった<sup>3)</sup>。従って、わが国における医師の地域偏在及び診療科偏在を解消するためには、上記の施策、すなわち、地域における医療機関の再編、高度・専門的な診療の際に活用できる遠隔医療システムの導入、学会・研修会出席の際の代診医派遣といった支援体制を、地域の医療機関が相互に連携して整備することが有効であると考えられる。

最後に、本稿に残された課題について述べる。第1に、本稿の分析対象者に、都市部の比較的大病院に勤務している医師が多いことである。このようなサンプルの偏りにより、本稿で得られた知見は、全国の勤務医には必ずしも当てはまらない可能性がある。第2に、選択質問において、医師に仮想的な2つの医療機関のどちらかを必ず選ばせていることである。コンジョイント分析では、「どれも選ばない(現状のままである)」という選択肢を含めることにより、選択質問を市場における実際の選択行動により類似させることが可能であり、このような選択肢を考慮するか否かで、推定結果が異なる可能性が示唆されている〔Dhar and Simonson 2003〕。本稿では、就業場所の選択という回答者にとって必ずしも容易に判断できない質問を複数回にわたり行うため、回答者が正確な回答を諦めて「選ばない(現状)」を選択する

可能性を考慮し、選択肢に含めなかった。しかし、その結果、就業場所に対する医師の選好を的確に推定できていない可能性がある。第3に、仮想的な医療機関を構成するのに用いた属性と水準の妥当性についてである。コンジョイント分析では、想定質問を用いるために回答者の想像に起因する誤謬があることが指摘されており、特に「想定的シナリオに伴う誤謬」が問題視される〔鈴木・大日 2000〕。本稿では、既存の医師の就業場所に関する意識調査等の結果を参照し、医師の就業場所の選択に影響すると考えられる7つの医療機関の属性を選定した。また、各属性の水準についても、実際の調査データを参照することにより現実的な医療機関のシナリオを構成するよう配慮し、更に7人の医師にプレテストを行い、質問される医療機関のイメージが想像しにくいかを確認し、調査票を工夫した。しかし、ある医師にとっては、本稿で用いた医療機関の属性以上に就業場所の選択に影響する要因があるかもしれない。また、調査実施前に回答者の年収や勤務時間等を把握できなかったため、設定した水準の幅が、起こりうる変化の範囲を全て含んだものとなっていない可能性がある。第4に、就業場所に対する医師の選好に基づいた医師確保策として、本稿で示したもののだけが有効とは限らないことである。診療について相談できる医師の存在や学会・研修会への出席機会の保障といった医師が重視する就業環境を整備するための、より効果的な施策があるかもしれない。これらの課題に対応した調査・研究により、医師の就業場所の選択要因及び医師偏在の解消策について、今後更に検討される必要がある。

(平成20年10月投稿受理)

(平成21年6月採用決定)

## 謝辞

本稿は、平成19年度厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業「医師の需給のあり方に関する研究」(主任研究者: 本田達郎)の一部として実施し、2008年医療経済学会第3回研究大会において発表した論文を加筆修正したものである。本稿の作成にあたり、甲南大学後藤励准教授、

立命館大学柿原浩明教授、医療経済研究機構福田敬研究部長、そして本誌の2名の査読者より貴重なコメントを頂いた。また、アンケート調査の実施にあたり、医療経済研究機構新野由子研究副部長、久保統敬研究員、石井加代子研究員より多大な協力を得た。厚くお礼を申し上げたい。もちろん、本稿に残る誤りは全て著者らの責任である。

## 注

- 1) アンケート調査は、医療経済研究機構が実施した「医師の需給のあり方に関する研究」〔2008〕において勤務医及び研修医を対象に行われたものであり、本稿で使用するデータはその一部である。アンケート調査を実施するにあたり、(財)医療研修推進財団が公表している医療機関別の研修医数を基に、医育機関以外から研修医数上位100病院、医育機関から研修医数上位30病院の計130病院に、調査協力を依頼した。そのうち、勤務医へのアンケートについては、26病院から調査の応諾を得た。
- 2) 調査票を作成するにあたり、7人の医師にプレテストを行い、質問内容が理解しやすいか、質問数が多くないか、回答が左右の選択肢のどちらかに偏らないか等を確認した。プレテストで得られた意見を受けて、調査票は質問数を8問または9問とし、全ての質問に共通する1医療機関は、質問ごとに左右交互に振り分けた。
- 3) (4)式の個人属性  $s_n$  と医療機関属性  $x_k$  の交差項に、小児科または産婦人科を表すダミー変数と医療機関の各属性との交差項を採用した推定モデルにより、医療機関の属性に対する小児科医及び産婦人科医の選好を把握した。その結果、小児科医を表すダミー変数と医療機関の各属性との交差項は、いずれも統計的に有意ではなく、産婦人科医を表すダミー変数と医療機関の各属性との交差項は、1カ月当たり夜間宿直回数のみ正に有意であったものの、他の交差項は統計的に有意ではなかった。当該推定結果は、著者らに連絡することで入手可能である。

## 参考文献

- 医療経済研究機構 (2008) 『医師の需給のあり方に関する研究 平成19年度総括報告書』。  
 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』Vol. 22, No. 1, pp. 51-63。  
 遠隔医療の推進方策に関する懇談会 2008 「遠隔医療に関するアンケート調査」。  
 緒方泰子, 他 (2008) 「看護師の就業場所の選好－訪問看護ステーション看護師を対象としたコン

- ジョイント分析—」『医療経済研究』Vol. 19, No. 3, pp. 233-252.
- 国立保健医療科学院政策科学部 (2006) 「医師需給に係る医師の勤務状況調査」.
- 佐野洋史・岸田研作 (2004) 「医師の非金銭的インセンティブに関する実証研究」『季刊・社会保障研究』Vol. 40, No. 2, pp. 193-203.
- 自治医科大学地域医療白書編集委員会 (2007) 『地域医療白書 第2号』自治医科大学.
- 鈴木亘・大日康史 (2000) 「医療需要行動の Conjoint Analysis」『医療と社会』Vol. 10, No. 1, pp. 125-144.
- 全国自治体病院協議会 (1999) 「自治体病院における医師不足状況実態調査結果」.
- 日本病院会 (2007) 「勤務医に関する意識調査報告書」.
- 日本医療労働組合連合会 (2007) 「医師の労働実態調査」.
- 肥田野登編 (1999) 『環境と行政の経済評価—CVM〈仮想市場法〉マニュアル』勁草書房.
- 前田泉・箕輪良行 (2006) 「研修医の臨床研修病院選択におけるコンジョイント分析の有用性」『医学教育』Vol.37, No.4, pp. 241-247.
- 松本邦愛, 他 (2006) 「小児科医師の需給と地域偏在に関する研究」『病院管理』Vol. 43, No. 2, pp. 31-42.
- \_\_\_\_\_ (2007) 「産科・産婦人科医師の需給と地域偏在に関する研究」『病院管理』Vol. 44, No. 2, pp. 17-27.
- 森剛志・齋藤隆志 (2007) 「医師の就労環境に関する実証分析」『季刊・社会保障研究』Vol. 43, No. 2, pp. 159-168.
- Dhar, R. and Simonson, I. (2003) “The effect of forced choice on choice,” *Journal of Marketing Research*, Vol. 42, No. 2, pp. 146-160.
- Kobayashi, Y. and Takaki, H. (1992) “Geographic distribution of physicians in Japan,” *The Lancet*, Vol. 340, pp. 1391-1393.
- Propper, C. (1995) “The disutility of the spent on the United Kingdom’s national health survey waiting lists,” *The Journal of Human Resources*, Vol. 30, No. 4, pp. 677-700.
- Laven, G. and Wilkinson, D. (2003) “Rural Doctors and Rural Background: How Strong is the Evidence? A Systematic Review,” *Australian Journal of Rural Health*, Vol. 11, No. 6, pp. 277-284.
- Scott, A. (2001) “Eliciting GPs’ preferences for pecuniary and non-pecuniary job characteristics,” *Journal of Health Economics*, Vol. 20, pp. 329-347.
- Small, K.A. and Rosen, H.S. (1981) “Applied welfare economics with discrete choice models,” *Econometrica*, Vol. 49, No. 1, pp. 105-130.
- Wordsworth, S. et al. (2004) “Preferences for general practice jobs: a survey of principals and sessional GPs,” *British Journal of General Practice*, Vol. 54, pp. 740-746.
- (さの・ひろし 医療経済研究機構主任研究員)  
(いしばし・ようじろう 医療経済研究機構主任研究員)