

# 医師偏在解消に向けて<sup>1</sup>

---

～ 非金銭的インセンティブの定量的把握 ～

大阪大学経済学部 山内直人研究会

伊東 貴則

織田 真美子

河本 悟一

齊藤 悠介

長瀧 祐希

村木 明登

---

<sup>1</sup>本稿は、2008年12月14日に開催される、WEST論文研究発表会2008に提出する論文である。本稿の作成にあたっては、山内直人教授(大阪大学)をはじめ、多くの方々から有益且つ熱心なコメントを頂戴した。ここに記して感謝の意を表したい。しかしながら、本稿にあり得る誤り、主張の一切の責任はいうまでもなく筆者たち個人に帰するものである。

## 要旨

---

近年我が国において、「医師不足」が叫ばれている。2004年の臨床研修制度改正に伴う医局人事制度の崩壊により医師が自ら勤務病院を選択できるようになった。その結果、都会の大病院と地方の病院の間で医師偏在が加速している。

かつて、医師偏在の問題は都道府県間のものであると考えられていた。この問題に対する政府の様々な対策により、都道府県間での偏在は解消されてきている。ところが現在、都道府県内の二次医療圏という単位で医師の偏在が表面化しており、より小さな単位で問題を捉える必要性が高まっている。

そのような現状を受け、まず二次医療圏間における医師の偏在が医療サービスに影響を与えているのかを分析した。その結果、偏在は医療サービスに悪影響を与えていると判明した。そこで本稿では、医師偏在を解消すべく、医師の就労インセンティブに注目した。

医師の就労行動に影響を与える要因には、病院の立地条件など、改善することが困難である非金銭的要因が存在し、地域間で大きな格差がある。それらの要因を考慮に入れ、全ての病院に対する医師の就労インセンティブを均一化することで、偏在は解消されることが考えられる。そこでまず、医師が非金銭的要素についてどの程度の価値を見出しているのかを測る必要がある。しかし、非金銭的な就労インセンティブについて定量的に分析した研究は少なく、特に病院が立地している地域的な要因について分析したものは、我々の知る限り存在しない。

そこで、本稿では病院特性や地域要因などの非金銭的な要因が医師の就労行動に与える影響をヘドニック賃金アプローチを用いて分析し、非金銭的インセンティブを定量的に把握した。なお、勤務医と研修医の就労選択には、研修充実度など異なる要因が影響を与えていると予想できる。そのため、両者の賃金関数が大きく異なることを考え、研修医と勤務医それぞれについて賃金関数の推計を行った。

分析の結果、研修医、勤務医共に都会の病院への選好が強いことが実証された。加えて研修医は研修の充実度に対しても価値を見出していることが示された。

これらの分析結果に基づき、本稿では研修充実度と地域要因の2つの観点から政策提言を行った。第1に研修指定病院の研修プログラムの改正を提言した。第2に医師が勤務する病院の地域格差に応じた賃金格差を研修医と勤務医それぞれに設けることを提言した。

# WEST 論文研究発表会 2008

## はじめに

近年、医師の不足が原因とみられる問題は後を絶たない。2008年9月、千葉県銚子市で銚子市立総合病院が医師不足のため操業を停止し、大きな話題となった。病院の休業だけにとどまらず、救急外来患者のたらい回しや医療従事者の疲弊など、慢性的な医師不足により引き起こされる問題は深刻化している。医療が適切に提供されていないという現状は、人の生死に関わるだけに看過できない問題である。

我が国では国民皆保険制度の導入、高度経済成長期の人口増加、高齢化などによる医療需要の増大に応じるため、医学部入学定員を大幅に増加させてきた。また、1970年代には各都道府県に1つ以上医学部もしくは医科大学を設けるという「一県一医大構想」が提唱され、18の国立大学病院とそれに歩調を合わせた16の私立大学病院が新設された。これらの施策の結果、医師数は増加の一途を辿っている。1997年には、医師の過剰供給を防ぐため、一時的に医学部入学定員を削減する動きが見られたほどである。

それにもかかわらず、医師不足問題がこれほど顕著に現れている理由として、医師が偏在している可能性が挙げられる。医師の偏在とは、医師が総数としては足りているものの適性に配置されていないために、医師が不足するという状況である。

医師偏在が加速している理由として、2004年度に導入された「新臨床研修制度」と、それに伴う医局の弱体化が挙げられる。制度導入以前は、医局が医師の人事に関する権限を握っており、地方の病院にも医師が派遣されていた。しかし、新臨床研修制度の導入後、医師が自ら勤務先、研修先を選べるようになった。そのため、医局に所属しない医師が増加したことで、医局が弱体化し、地方に医師を派遣する機能が失われた。それゆえ、勤務医や研修医が研修の充実している病院や都会の大病院に集中し、医師の偏在が加速したといわれている。

そこで、本稿では医師の地域偏在を解消するための制度の確立を目指す。なお、本稿の構成は以下の通りである。

まず第2章では、医師不足を取り巻く現状について述べる。その際に医師の偏在が医療サービスに影響を与えているかを分析する。第3章では、本稿の先行研究とオリジナリティを提示する。第4章では本稿が用いた理論について説明する。第5章でその理論に基づく計量分析を行い、その結果から第6章で医師の偏在を解消する政策を提言する。

# WEST 論文研究発表会 2008

## ・ 医師不足を取り巻く現状

### 1. 総数の不足と偏在による不足

「医師不足問題」には2通りの捉え方がある。1つは医師の総数が絶対的に不足しているという議論である。もう1つは医師が総数としては確保されているものの、地域間で偏在しているという議論である。

まず前者に関して考察を行う。全国平均で見た医師数は1955年には人口10万人あたり107人であったのに対し、2005年には219人となり、過去50年間で約2倍に増加した。図1 この値は1970年に掲げられた「最小限必要な医師数を人口10万人あたり150人確保する」という目標<sup>2</sup>を大きく上回っている。よって人口10万人あたり150人という基準で見る限り、医師は必要数確保されていると考えられる。しかしOECD諸国との比較を行うと、我が国における10万人あたり医師数は、OECD平均よりも100人ほど少ないということがわかる。図2 よって国際的な比較からは、医師数は不足していると考えられる。このように何を基準と置くかによって医師の過不足に対する見解は分かれるため、総数について議論することは非常に難しい。

後者に関しては、1973年に閣議決定された「一県一医大構想」により解消され则认为されていた。「一県一医大構想」とは、各都道府県に最低でも1つの医科大学または医学部を創設するという計画である。実際、都道府県単位で見ると、最も少ない埼玉県でさえ人口10万人あたり142人の医師がいる計算になる。表3 これは上述した「人口10万人あたり150人」の目標が、都道府県単位ではおおそ達成されていることを表している。しかし都道府県よりも細分化された範囲である二次医療圏単位で医師数を比較すると、都市部と地方に大きな偏りがあり、最低限必要な医師数も十分に確保できていない地域が存在することがわかる。表4

以上の考察を踏まえ、本稿では医師不足問題を解決するために、医師総数の不足ではなく、医師の地域偏在に着目する。その理由は以下の3点である。第1に、現在の医師数が適正な値であるかどうかに関わらず、我が国における医師の総数は今後増加すると予測される点である。1984年の「医師の需給に関する検討会」設置以後、我が国は医師が過剰供給されているという認識のもとに、医師数削減政策を推し進めてきた。図5 しかし2008年度、医師は総数として不足しているという政府の見解が表明され、2009年度からの医学部定員増加が閣議決定された<sup>3</sup>。この現状を受け、例え我が国における医師数が絶対的に不足しているとしても、この問題は長期的に見て改善されることが期待できる。第2に、医師不足問題が国民生活に深刻な影響をもたらしているため、早急な対策が求められている点である。医学部入学定員を増やすことで医師数を増加させるには最低でも6年の期間を要する。現在の医師を各地域に適正に配分し直すことで、喫緊の課題である医師不足問題への対応が可能であると考えられる。第3に、二次医療圏単位での偏在を是正するための具体的な政策が存在しない点である。二次医療圏については次節で詳しく論じることとする。

<sup>2</sup> 『無医大県解消施策』(厚生労働省)

<sup>3</sup> 『医療確保ビジョン具体化に関する検討会』(厚生労働省)

# WEST 論文研究発表会 2008

## 2 . 二次医療圏単位で見える偏在

二次医療圏とは、「地理的条件等の自然的条件及び日常生活の需要の充足状況、交通事情等の社会的条件を考慮して、一体の区域として病院における入院に係る医療を提供する体制の確保を図ることが相当であると認められる範囲」<sup>4</sup>を指す。この区分は「一通りの医療」といわれる二次医療圏を住民の生活圏で完結させるために、1985年の医療法改正に伴い導入された概念である。二次医療圏の設置は各都道府県に義務付けられ、複数の市区町村で1つの医療圏を形成している。例えば、大阪府の場合では、豊能、三島、北河内、中河内、南河内、堺市、泉州、大阪市という8つの二次医療圏が存在する。表6 二次医療圏単位で人口10万人あたり医師数を計算した場合、東京都区西部では496人、鳥根県出雲地区では423人であるのに対し、愛知県尾張中部では74人、宮城県黒川地区では83人である。表4 これらの数値から、二次医療圏単位では「人口10万人あたり150人」の目標に遠く及ばない地域が存在することがわかる。以上の考察から、二次医療圏単位での医師偏在が、我が国における医師不足問題の原因の1つであると考えられる。

## 3 . 二次医療圏単位での偏在を加速させた要因

二次医療圏間での医師偏在を加速させた要因としては2004年に導入された新臨床研修制度と、それに伴う医局の弱体化が挙げられる。

戦後、研修医の臨床訓練はインターン制度と呼ばれる臨床実地研修制度の施行により始まった。この制度下では、研修医は大学卒業後1年間の臨床実地研修を受けたのち、国家試験の受験資格を得られた。それゆえ研修期間中、研修医は不安定な身分のまま診療を行わなければならない、給与などの保障もほとんどなかった。そのため学生による反対運動が各地で起こり、1967年3月にはインターン制度廃止を叫ぶ医師国試阻止闘争が起こった。その結果、1968年に医師法が改正され、大学卒業後すぐに国家試験を受け医師免許を取得することが可能になった。しかし給与面、労働面での待遇はあまり改善されず、研修医は生活費を当直などのアルバイトに依存せざるを得なかった。また、大学病院での専門分野に偏った研修によって、専門領域以外の診療が全くできないという研修医も増加し、研修の在り方そのものが問題視されるようになった。

こうした状況を受け、新臨床研修制度が導入された。新臨床研修制度とは、「臨床研修は、医師が医師としての人格を涵養し、将来専門とする分野にかかわらず、医学及び医療の果たすべき社会的役割を認識しつつ、一般的な診療において頻繁に関わる負傷又は疾病に適切に対応できるよう、プライマリ・ケア<sup>5</sup>の基本的な診療能力(態度・技能・知識)を身に付けることのできるものでなければならない」<sup>6</sup>という理念のもと、導入された制度である。同制度により、これまで努力規定であった2年間の研修が必修化された。さらに研修医がアルバイトに依存せずに生活できるだ

<sup>4</sup> 医療法施行規則第30条の29第1項

<sup>5</sup> 初期医療のこと。プライマリ・ケアで対応する疾患症候には、かぜ、糖尿病、高血圧、胃潰瘍、慢性閉塞性肺疾患、うつ病、頭痛、腹痛、腰痛などがある。

<sup>6</sup> 医師法第16条の2第1項に規定する臨床研修に関する省令第2条

## WEST 論文研究発表会 2008

けの賃金の支給が定められた。また以前の研修は、医師が卒業した大学の付属病院で行われることがほとんどであったのに対し、新臨床研修制度導入後は、臨床研修指定病院<sup>7</sup>の中から、研修医が研修病院をマッチングプログラム<sup>8</sup>というシステムによって自由に選択できるようになった。

新臨床研修制度導入以前、医師は大学への帰属性が強く、大半は大学病院の医局に属していた。大学病院の医局は絶対的な人事権を有し、大学病院内の人材配置だけでなく関連病院への医師派遣の役割も担っていた。そのため医師は自らの意思に関係なく、医局の決定によって地方の小規模病院に派遣されることもあった。制度施行後、自由に研修病院が選択できるようになったため医局に所属する医師は減少し、医局人事制度の崩壊が起こった。

医局の弱体化に伴い、現在では研修医だけでなく勤務医の中にも、自らの意思で勤務病院を選択しようとする傾向が高まっている。このような動向は、近年勤務医の転職サイトが激増している<sup>9</sup>という現状からも見て取れる。

研修医、勤務医とも自由に病院を選択できるようになった結果、研修プログラムが充実している、症例数が多い、地理的条件がよいといった病院に医師が集中した。図7 一方、そうした条件の良い病院が存在しない二次医療圏において、医師数が大きく減少するという事態が生じている。以上のことから新臨床研修制度とそれに伴う医局制度の崩壊により、二次医療圏単位での医師偏在が加速しているといえる。

そこで本稿ではまず、二次医療圏間の医師偏在が医療サービスに影響を与えているかを分析する。そして偏在が医療サービスの悪化を引き起こしている場合、偏在を解消するための施策を論じることとする。

### 4. 医師偏在が医療サービスに与える影響

上述のとおり、二次医療圏間において医師偏在が加速しているのは明らかである。しかし、単に医療需要の地域差に応じて医師が就労しているのであれば、たとえ医師が偏在しているとしても、医師偏在そのものが問題であるとは言えない。そこで本稿ではまず、医師の地域偏在が救急医療供給にどのような影響を与えているかを分析した。

ここで救急医療に着目した理由は2点ある。1点目は救急医療サービスの地域性である。我々が救急医療を利用する場合、自らの生活圏内で迅速かつ適切な医療処置を受けることが望ましい。従って二次医療圏という小規模な単位で偏在を考察するにあたり、救急医療に着眼することが妥当であると考えられる。2点目は、医師不足が患者の搬送時間へ直接的に影響を及ぼすことである。救急医療で問題視される「たらい回し」とは、救急隊員が病院に対し患者の受け入れを照会した際、病院側に拒否されることで起こる。表8 病院が患者受け入れを拒否する原因には、医師が不在、患者処置中など医師の不足が原因と考えられるものが多い。表9 医師の過不足がたら

<sup>7</sup> 臨床研修指定病院の指定基準には施設や人員に関する基準や研修プログラムに関する基準が細かく定められている(医師法第16条の2第1項)

<sup>8</sup> 研修希望者と研修病院の研修プログラムとを研修希望者及び研修病院の希望を踏まえて、一定の規則(アルゴリズム)に従って、コンピューターにより組み合わせを決定するシステムのこと。

<sup>9</sup> ネット上には現在50を超える医師求人情報サイトが存在する。中でもリクルート社が運営するリクルートドクターズキャリアでは約7万4000人の医師が会員になっている。

## WEST 論文研究発表会 2008

い回しの件数などを増加させ、救急搬送時間を増大させる可能性が高い。

以上の2点から本稿では、医師偏在が収容時間に与える影響を最小二乗法(OLS)により回帰分析<sup>10</sup>した。

$$Y = \beta_0 + \sum_{i=1}^7 \beta_i X_i + \varepsilon$$

Y : 収容時間

X<sub>1</sub> : 人口密度      X<sub>2</sub> : 道路距離      X<sub>3</sub> : 可住面積あたり救急病院数

X<sub>4</sub> : 可住面積あたり消防本部数      X<sub>5</sub> : 可住面積あたり救急車台数

X<sub>6</sub> : 人口1人あたり医師数      X<sub>7</sub> : 偏在変動係数

β<sub>0</sub> : 定数項

ε : 誤差項

分析のフレームワークは井上(2005)<sup>11</sup>にのっとり、都道府県ごとの患者の「収容時間」を被説明変数とし、説明変数には救急需要要因、道路要因、救急供給要因を用いた。さらに本稿が目的としている二次医療圏間の医師偏在の影響を見るため、「偏在変動係数」を説明変数として加えた。「偏在変動係数」は二次医療圏単位での1人あたり医師数の標準偏差を1人あたり医師数の平均で除すことで算出した。この値が大きいほど、医師偏在の程度が大きいということを表している。

救急需要要因には各都道府県の「人口密度」を用いた。「人口密度」が高いほど、救急医療に対する需要が増大すると考えられるため、予想される係数の符号は正である。

道路要因には「道路距離」を使用した。「道路距離」とは、都道府県ごとの一般道路の道路実延長距離のことである。なお高速道路は救急搬送にほぼ使用されないため含めなかった。道路が長い地域では搬送時間も長くなると考えられるため、予想される係数の符号は正である。

救急供給要因には各都道府県の「可住面積あたり救急病院数」、「可住面積あたり消防本部数」、「可住面積あたり救急車台数」、「人口1人あたり医師数」を使用した。これら変数の係数の符号は全て負が予想される。

「偏在変動係数」は高ければ高いほど収容時間の増大をもたらすと考えられるため、予想される係数の符号は正である。

以上のモデル式を用いて、クロスセクション分析を行った。分析には2007年度のデータを使用した。分析結果表10,11より、消防本部や医師の数が多いほど収容時間は短くなると判明した。この結果は予想と同様である。しかし予想に反して、救急車台数が増加するほど収容時間が長くなることが示された。この結果より、収容に時間を要する地域では、救急車の台数を増やす傾向にあると考えられる。最後に、偏在変動係数が高ければ収容時間が延びることから、二次

<sup>10</sup> 分析にはEViews6.0を用いた

<sup>11</sup> 「救急搬送者数の増加がもたらす搬送時間への影響とその対策」井上(2005)は、救急医療における搬送時間がどのような要因によって増減するかを見るべく、被説明変数に搬送時間、収容時間をおき、説明変数には、需要要因を表す変数、供給要因、道路要因を表す変数を用いて、最小二乗法による都道府県単位での分析を行っている。また、需要要因とされる救急搬送患者数を、世帯類型や高齢者割合などの様々な要素で回帰し、適切な救急車利用、理想的な病院施設の配備などの観点より、搬送時間短縮に向けた制度のあり方を示唆している。

## WEST 論文研究発表会 2008

医療圏における医師の偏在は収容時間を増大させている。つまり、医師の二次医療圏間での偏在が、救急医療に悪影響を与えていることがわかった。

### 5 . 二次医療圏間における偏在の解消

以上の分析結果より、二次医療圏間の医師偏在が医療サービスの悪化をもたらすことが示された。そこで本稿では、医師の地域偏在を解消することで、我が国における医療サービスの向上を目指す。具体的には病院の規模や研修プログラム、立地条件などに医師がどれほどの金銭的価値を見出しているかを定量的に求め、病院の違いに応じた賃金格差を設けることにより、医師の就労インセンティブの均一化を行う。なお、本稿で賃金に着目する理由は、医師の就労行動に影響を及ぼしうる病院の規模や立地条件といった要因は、短期間で変えることは不可能であり非現実的だと考えるからである。



# WEST 論文研究発表会 2008

## 先行研究・オリジナリティ

### 1 先行研究

1961年以降毎年、厚生白書において、医師の地域的分布の不平等性が取り上げられてきた。医師偏在の解消のためにも、医師の就労選択を明らかにすることは非常に重要なことである。しかしながら、わが国ではこのテーマに関する研究はあまり行われていない。特に本稿のように、医師の賃金以外のインセンティブを定量的に把握し実証した論文はほとんどない。これには、日本の医局制度の影響が大きいと考えられる。新臨床研修制度導入以前、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ていた。すなわち、医師の労働市場にはマーケットメカニズムが働かないことが考えられ、経済学的見地からの分析の足かせとなってきた。

医師偏在に注目した論文に漆(1986)が挙げられる。医師の地域的分布の不平等性を都道府県間や市区町村間単位で示し、一県一医大構想がこの地域的分布にどのような影響を及ぼしたかを分析している。医師の賃金以外のインセンティブに注目した論文 Scott(2001)は、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。その結果から、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。また、ヘドニック賃金アプローチを用いて、医師の非金銭的インセンティブを定量化した論文に佐野・岸野(2004)がある。被説明変数に自治体病院勤務医の賃金を用い、説明変数に病院特性を表す変数を用いて賃金関数の推計を行っている。推計結果より、自治体病院に勤務する医師は、賃金が低くても高度な医療技術に触れることを選好すると示している。

### 2 本稿の位置付け

本稿の目的はヘドニック賃金アプローチを用い、医師の就労に関する非金銭的インセンティブの定量的把握を行うことである。とりわけ、地域偏在の大きな要因と考えられる病院の地理的条件を、医師がいかに評価しているかを実証することにある。我々の知る限り、病院の地理的条件に着目し、定量的分析を行った研究はない。

一般に、ヘドニック賃金アプローチはマーケットメカニズムが正常に働くもとで使用できる。そこで新臨床研修制度が導入され医師が自由に勤務地を選べるようになった2004年以降の、医師の就労行動を分析する。分析するにあたって、勤務医と研修医では賃金関数に違いがあることが予想されるため、個別に分析を行う。また、我々の知る限り、研修医の賃金関数に着目し、定量的分析を行った研究はない。

# WEST 論文研究発表会 2008

## 理論

本稿では、ヘドニック賃金アプローチを用いて実証分析を行うが、ここではヘドニック賃金モデルによる、医師の賃金決定メカニズムに関する理論的説明を行う。

まず、仕事属性( $Z$ )と賃金( $w$ )の市場において、提供される組み合わせが以下のようなローゼン・ルーカス流のヘドニック賃金関数で表せるとする。

$$w = F(Z) \quad (1)$$

この式は、市場では賃金( $w$ )や仕事属性( $Z$ )の値が個別に提示されるわけではなく、 $w$ と $Z$ の組み合わせが提示されることを意味している。医師個人や病院は、仕事属性と賃金の組み合わせが市場で与えられたものとして行動し、そのときに与えられる組み合わせを表したものが(1)式となる。

(1)式が市場に与えられた所与のものとして、医師や病院は、それぞれの効用を最大化しようとする。今、医師  $j$  の効用( $U$ )と病院  $k$  の利潤( $\Pi$ )を各々、

$$U_j = U(w, Z, X_j)$$

$$\Pi_k = \Pi(w, Z, Y_k)$$

と表す。 $X$  は医師の属性を表す変数であり、 $Y$  は病院属性を表す変数である。

ここで、ある特定の仕事属性  $Z_1$  と賃金率の組み合わせを考える。簡単化のために

$$\partial U / \partial Z_1 < 0, \quad \partial \Pi / \partial Z_1 > 0$$

と仮定する<sup>12</sup>。この仮定のもとで、均衡状態における医師と病院の状態は 図 12 のように表すことができる。医師にとっては、図示したように自身の無差別曲線とヘドニック賃金関数とが接する点が最も効用水準が高くなる。同様に病院にとっても、等利潤曲線がヘドニック賃金関数と接する点で利潤が最も高くなる。それゆえ、ヘドニック賃金関数上では、医師の無差別曲線と病院の等利潤曲線が接しているの、ヘドニック賃金関数の傾き( $W'(Z_1)$ )は、限界的に  $Z_1$  が高まったときに、それを受け入れることを医師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。

病院 1 にとってはヘドニック賃金関数上の A 点で、病院 2 にとっては B 点で、利潤最大化を満たす  $w$  と  $Z_1$  の組み合わせとなることが示されている。また、医師 1 にとっては、自己の無差別曲線  $U_1$  とヘドニック賃金関数の接点である A 点が、同様に医師 2 では B 点が最適な組み合わせとなる。

<sup>12</sup>例えば、 $Z_1$  には要求される月労働時間などが考えられる。

## WEST 論文研究発表会 2008

各点において、

$$\partial F / \partial Z_1 = -(\partial U / \partial Z_1) / (\partial U / \partial w)$$

$$\partial F / \partial Z_1 = -(\partial \Pi / \partial Z_1) / (\partial \Pi / \partial w)$$

によって表せ、それぞれ付け値関数、指し値関数となる。

しかしながら、これらの関数を含めて推計するには困難な識別問題に遭遇し、ヘドニック賃金関数の特定化に影響を受けることとなる。また、そもそも医師個人の属性を表すデータを手に入れることは極めて難しい。本稿の主たる目的は、病院の立地条件が医師の賃金にどのような影響を及ぼしているかを確認することであり、さしあたって有効なヘドニック賃金関数を推計することにある。従って本稿では、付け値関数、指し値関数に関する厳密な推計は行わず、勤務する病院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。

# WEST 論文研究発表会 2008

## . 分析

本稿の分析は、前述したヘドニック賃金アプローチを用いることにより、病院の周囲の環境や充実度などといった医師の就労行動に影響を及ぼす非金銭的インセンティブの定量的価値を測ることを目的としている。

医師は様々な労働環境を評価し、それに見合った賃金を得られる病院を選択すると考えられる。この結果、田舎の小さな病院といった医師にとって魅力の少ない病院は、都会の大病院といった魅力の多い病院よりも高い賃金を払わなければ、医師確保が難しくなっているのではないだろうか。そこで本章では、病院の規模や充実度といった病院特性の他に、勤務地の地理的条件を説明変数に組み込み、ヘドニック賃金関数を推計する。なお、研修医にとっては、病院の特性だけでなく研修の内容も病院選択の要因となるため、研修医の賃金関数と勤務医の賃金関数には差異が見られると予想し、両者を分けて分析する。

### 1 研修医の賃金関数の推計

2004年の新臨床研修制度の導入以降、大学医学部を卒業した研修医は、個々の意思により研修病院を選択できるようになった。よってマーケットメカニズムが適正に働いているもとの、研修医の就労が行われていると考えられるため、ヘドニック賃金アプローチによる賃金関数の推計が可能であると考えられる。

そこで、以下のモデルを用いてクロスセクション分析を行う。データは2006年度の研修指定病院のデータを用いた。なお分析において、研修医を多数採用した病院のデータと少数採用した病院のデータを同じ1サンプルとして扱うことは適切ではないと判断し、各病院のデータを研修医の採用人数でウェイト付けし、加重最小二乗法により分析した。

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6 + \beta_7 X_7 + \varepsilon$$

Y : 1ヶ月あたり平均賃金

$X_1$  : 病床数  $X_2$  : 医師1人あたり患者数  $X_3$  : 研修医1人あたり指導医数  $X_4$  : 分娩回数

$X_5$  : 剖検回数  $X_6$  : CPC回数  $X_7$  : 標準地価

β<sub>0</sub> : 定数項      ε : 誤差項

被説明変数には「1ヶ月あたり平均賃金」を用いる。2年間の前期研修期間に得られる月給および賞与を合計し、24で除することで算出した。

説明変数には各病院の、「病床数」、「医師1人あたり患者数」<sup>13</sup>、「研修医1人あたり指導医数」、「分娩回数」、「剖検回数」、「CPC回数」、「標準地価」を用いて分析した。以下、各変数の説明ならびに、符号予想を示す。

<sup>13</sup> 1日平均入院患者数と1日平均外来患者数の合計を勤務医数で除すことで算出。

## WEST 論文研究発表会 2008

「病床数」は病院の規模を表す変数である。病床数の多い大規模病院では一般に、研修医は多くの症例にふれることや、高度医療に従事することが可能である。これらは、研修医にとって魅力的な研修環境であると考えられることから研修の充実度を表す変数にとらえ、係数の符号は負を予想する。

「医師 1 人あたり患者数」は研修医の忙しさを表す変数である。勤務医が忙しい病院では、研修医も労働力としてみなされている可能性が高く、研修時間の制約を受けている可能性が考えられる。研修医は研修の充実を愛好すると考え、係数の符号は正であると予想する。

「研修医 1 人あたり指導医数」とは、指導医数を研修医数で除したものである。指導医とは厚生労働省令に基づき研修医に対する指導を行うために必要な経験及び能力を有していると認められた医師である。これは研修の充実度を表す変数であるため、係数の符号は負を予想する。

「分娩回数」とは分娩が行われた回数であり、「剖検回数」とは病理解剖の回数であり、「CPC 回数」とは臨床病理検討会の回数である。これら 3 つの説明変数も研修の充実度を表す変数であり、係数の符号は負を予想する。

「標準地価」は各病院が立地している市区町村の標準地価である。各市区町村の国土交通省公示地価<sup>14</sup>の平均をとることで求めた。「標準地価」を用いた理由は、医師が勤務地を選択する際に考慮する地域要因を集約した指標であると考えられるからである。地価の高いところ、すなわち居住地として魅力のあるところでは、賃金が低くても研修医が就労選択を行うと考えられることから、係数の符号は負を予想する。

分析結果 表 13,14 から、「医師 1 人あたり患者数」のパラメーター値が正に有意、「病床数」、「分娩回数」、「剖検回数」、「標準地価」のパラメーター値が負に有意という結果が得られた。

「医師 1 人あたり患者数」、「病床数」、「分娩回数」、「剖検回数」のいずれの係数からも、研修医は充実した研修を愛好していることがわかった。また、「標準地価」の係数が負に有意にはたらいたことから、研修医はその他の条件が同じであれば、田舎の病院より都会の病院を好むことがわかった。これらの分析結果から、研修の充実度と病院の立地条件を平等にすることにより、研修医の偏在を解消することができると思われる。

## 2 勤務医の賃金関数の推計

2004 年の新制度施行後、医師は自由に勤務病院を選べるようになった。したがって、勤務医の労働市場にも、マーケットメカニズムが働くようになったと考えられる。そこで、勤務医についても研修医の分析と同様に、被説明変数に賃金を、説明変数に病院特性をあらわす変数と、病院の立地条件を表す変数を組み込み、賃金関数を推計する。

なお、推計はデータの制約上、地方公営企業法の適用を受けた病院に限定されている。したがって、民間病院と自治体病院の勤務医の間に、賃金関数の差異があれば、サンプルにセレクションバイアスがかかっている可能性がある。

<sup>14</sup> 住宅地に限る

## WEST 論文研究発表会 2008

そこで、以下のモデルを作成した。なお分析において、研修医と同様に、各病院のデータを勤務医数でウェイト付けし、加重最小二乗法を用い、2004年と2005年についてそれぞれクロスセクション分析を行った。

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6 + \beta_7 X_7 + D + \varepsilon$$

Y : 1ヶ月あたり平均賃金

X<sub>1</sub> : 医師の平均年齢    X<sub>2</sub> : 医師の平均経験年数    X<sub>3</sub> : 病床数

X<sub>4</sub> : 1床あたり固定資産    X<sub>5</sub> : 医師1人あたり患者数    X<sub>6</sub> : 職員1人あたり診療収入

X<sub>7</sub> : 標準地価    D : 国保病院ダミー

β<sub>0</sub> : 定数項    ε : 誤差項    t = 2004, 2005

ヘドニック賃金アプローチより、被説明変数には自治体病院の「1ヶ月あたり平均賃金」を用いた。各病院の平均給与ならびに平均給与の合計を24で除すことで算出した。

説明変数には、「医師の平均年齢」、「医師の平均経験年数」、「医師1人あたり患者数」、「職員1人あたり診療収入」、「1床あたり固定資産」、「病床数」、「標準地価」、「国保病院ダミー」を用いた。以下、各変数の説明ならびに、係数の符号予想を示す。

「医師の平均年齢」、「医師の平均経験年数」は医師の属性を表す変数である。一般に賃金は年功序列的に上昇すると考えられることから、係数の符号は正を予想する。

「病床数」は病院の規模を表す変数である。病床数の多い大規模病院では、一般に医師は数多くの症例にふれることや、高度医療に従事することが可能である。これらは、医師にとって魅力的な環境であると考えられることから、係数の符号は負を予想する。

「1床あたり固定資産」は、病院の設備面での充実度を表す変数である。高度医療を望む医師にとって、設備の恵まれている病院で勤務することは魅力的であると考え、係数の符号は負を予想する。

「医師1人あたり患者数」「職員1人あたり診療収入」は医師1人の仕事量を表す変数である。仕事量が増えるほど、医師はより高い賃金を要求すると考えられ、係数の符号は正を予想する。

「国保病院ダミー」については、その他病院の属性を示す変数として用いた。自治体病院と国保病院の間に、給与体系など何らかの差異がある可能性を考え使用したが、係数の符号を予想することは難しい。

「標準地価」は各病院が立地している市区町村の標準地価である。各市区町村の国土交通省公示地価<sup>15</sup>の平均をとることで求めた。ここでも、医師が勤務地を選択する際に考慮する地域要因を集約した指標であると考え、「標準地価」を用いる。地価の高いところ、すなわち居住地として魅力的なところでは、賃金が低くても勤務医が就労選択を行うと考えられることから、係数の符号は負を予想する。

<sup>15</sup> 住宅地に限る

## WEST 論文研究発表会 2008

分析結果 表 15,16 から、「医師の平均年齢」、「医師の平均経験年数」、「医師 1 人あたり患者数」、「職員 1 人あたり診療収入」を表す変数のパラメーター値は正に有意という結果を得られた。しかし、予想に反して、「病床数」、「1 床あたり固定資産」の係数は正に有意であった。これは、高度医療に従事する勤務医には、より高度な専門性が要求されるため、高い賃金が支払われていると考えられる。「標準地価」に関してパラメーター値は、各年度いずれも負に有意に働いた。このことから、勤務医もその他の条件が同じであれば、田舎の病院より都会の病院を好むことがわかった。これらの分析結果から、立地条件を平等にすることにより、勤務医の偏在を解消することができると考えられる。

# WEST 論文研究発表会 2008

## 政策提言

### 1 研修医の地域偏在解消に向けて

分析結果より、研修医が臨床研修指定病院を選択する際には、研修内容が充実した病院や都会の病院を愛好することが明らかになった。そこで、研修医の地域偏在を解消するために、各病院への就労インセンティブを均一化するべく、政策提言を2点行う。

#### (1)複数病院での研修プログラム作成の義務化

研修医の偏在を解消するための政策として、複数病院での研修プログラム作成の義務化を提言する。現在は、研修プログラムは1病院のみ<sup>16</sup>で組まれており、研修医も研修先として1つの病院を選択することになっている。それに対して、研修プログラムをあらかじめ複数の病院で組み、研修医に、どの病院の組み合わせの研修プログラムを受けるかを選択させることを提言する。

プログラムの組み方を以下のように定義する。まず、分析で得られたパラメーターから研修の充実度を表す値である  $K$ <sup>17</sup>を研修指定病院ごとに算出する。次に、 $K$ の値で病院を昇順に並べ、 $K$ が大きい病院から順に各グループの定員が同じになるようにグループ分けを行う。これによって、研修の充実度が同程度の病院が集まるグループができる。その上で、各病院は自病院が属さないグループから1つずつ病院を選びプログラムを組む。そして、研修医は2年間の研修期間中に対象プログラム中の全ての病院で研修を受けなければならないこととする。

3つのグループに分けた場合の例を挙げる。まず、各グループの定員数が同じになるように  $K$ の値で全ての研修指定病院をA,B,Cの3つに分ける。その上で、Bグループに属する病院であれば、A,Cから1病院を選びプログラムを組まなければならない。そして、このプログラムを選択した研修医は、3病院で研修を受ける。

以上のような施策で、全ての研修プログラムで同等の研修が受けられ、研修内容による偏在を解決できる。

#### (2)賃金格差の設定

次に、都会と地方で研修医の賃金格差を設けることで、研修医の地域要因に関する就労インセンティブを均一化することを提言する。

賃金格差を設けるための具体的施策として、臨床研修費等補助金の給付方法を改正する。臨床研修費等補助金とは、臨床研修の円滑な運営を目的として、国庫補助金から各病院に配分されている補助金である。現在、各病院の研修プログラムの内容と研修医の人数に応じて補助金額が決定されている。そこで新たに、補助金額の算定基準に地理的条件を含める。そして、地理的条件

<sup>16</sup> 現在も、複数の病院で研修プログラムを組んでいる病院はあるが、研修内容の均一化を考慮したものはない。

<sup>17</sup> 分析結果より  $K = 75.247 \times \text{研修医1人当たり指導医数} + 52.236 \times \text{分娩回数} + 178.13 \times \text{剖検回数} + 110.898 \times \text{CPC回数} + 26.225 \times \text{病床数} - 7006.735 \times \text{医師1人あたり患者数}$   
なお、今回は有意でなかったCPC回数も用いる。



## WEST 論文研究発表会 2008

を加味した補助金額と現行の補助金額の差分を研修医の給与に反映させることを義務づけ、都会と地方で研修医の賃金格差を設ける。

その増減額は、対象の病院が立地している市区町村の平均地価から、全国の研修指定病院が立地している市区町村の平均地価を引き、それに分析で得られた「標準地価」のパラメーターである 0.065 をかけることで算出する。その値が、正の場合は給付額が減少し、負の場合は増加する。その上で、増減額は全額、研修医の給与に反映させることとする。

これによって、地理的条件の格差による研修医の偏在を解消できる。

### 2 勤務医の偏在解消

#### (1) 賃金格差の設定

分析結果より、勤務医も研修医と同様に地方よりも都会で就労することに対する選好が強いと分かった。そこで、勤務医に関しても給与に格差を設けることで、就労インセンティブの均一化をはかる。

そのための施策として「地域医療振興金」の導入を提言する。これは、地価の高い病院の勤務医の給与からその地価に応じた額を天引きし、地価の安い病院の勤務医の給与に上乘せするというものである。その額は、研修医の場合と同様に勤務病院が立地している市区町村の平均地価から、全国の病院の平均地価を引き、それに分析で得られた「標準地価」のパラメーターである 0.278 をかけることで算出する。その値が、正の場合は給与から天引きされ、負の場合は付与される。

これによって、地理的条件の格差による勤務医の偏在を解消できる。

#### (2) 補論

賃金格差を設けることで、地理的条件における就労インセンティブを均一化することはできた。しかしそれだけでは、症例数が多い病院や医療設備の充実した病院などに医師が集まることが予想される。そこで本節では、医師配置機関の新設を提言する。

具体的には、現在都道府県に設置が義務付けられている地域医療対策協議会を母体に、自治体、大学、基幹病院、医師会などから構成される第三者機関を設置する。この機関が二次医療圏の医療需要を考慮して、圏内の各病院の定員を定める。これにより、勤務医が病院充実度の高い病院に集中することを防ぐ。ただしこの政策を行うと、現在医療需要から鑑みて、医師が充足している二次医療圏の病院に新たに医師が全く就労できなくなる可能性がある。将来的に二次医療圏ごとに定員を設ける必要はあると考えるが、導入にあたっては何らかの補足的政策が必要となる。よって本稿では補論に留めることとする。

# WEST 論文研究発表会 2008

## おわりに

2004年の新臨床研修制度の導入に伴い、医師が自由に勤務病院を選択できるようになった。その結果、医局が弱体化し、地方への医師の分配機能を持たなくなったことで、医師の地域偏在は加速している。たらい回しや、地方の自治体病院の閉鎖が相次ぐなど、問題が顕在化してきている現在、偏在解消に向けた政策が早急に求められている。

本稿では、医局の復活により強制的に地方へ医師を派遣するのではなく、医師の就労選択の自由を保った中で医師偏在の解消を図る道を模索した。具体的には、医師の就労に関する非金銭的インセンティブを定量的に分析し、病院への就労インセンティブを均一化する政策を検討してきた。

しかしながら、医師の賃金関数の推計にあたっては、様々なデータ上の制約を受けたことも事実である。特に、勤務医については私立病院勤務医のデータを得られなかったことから、自治体病院勤務医に限り分析を行った。今後、全ての医師を対象にした分析が求められる。また、新臨床研修制度施行後、4年しか経過しておらず、医師の勤務病院変更に伴う移動コストを考えると、医師の労働市場にマーケットメカニズムが十分に働いていない可能性が指摘される。この点に関しては、今後も研究を継続していく必要があるだろう。

最後に、近い未来において医師偏在が解消することを願い、本稿を締めくくる。

## 【参考文献】

### 《先行論文》

井上 綾子(2005)

「救急搬送者数の増加がもたらす搬送時間への影響とその対策」『上智経済論集』Vo.51 P71

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 P193～P203

松井英男, 安藤拓道, 福岡恵美, 井口晋一郎, 西部裕介(2007)

「医師偏在問題の実証分析-地域・診療科目間偏在の要因分析と政策提言-」『東京大学公共政策大学院ワーキングペーパーシリーズ』

中村二郎, 中馬宏之(1994)

「ヘドニック賃金アプローチによる女子パートタイム労働者の賃金決定」『日本労働研究雑誌』No.415 P23～P29

野田進, 逢見直人, 神谷隆之, 柴田裕子, 高木道彦, 中馬宏之, 中村二郎, 林大樹(1993)

「時間給労働者の特性と雇用管理上の問題点」『日本労働研究機構調査研究報告書』No.47

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.2

猪飼周平 (2000) 「日本における医師のキャリア 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』Vol.36 No.2 P269～P278

Anthony, S (2001)“Eliciting GPs’ preferences for pecuniary and non-pecuniary job characteristics,”*Journal of Health Economics* 20, pp.329 347 .

Cutler, D.M., and R.J. Zeckhauser(2000)“The anatomy of health insurance,” in A.J. Culyer and J.p. Newhouse ed, *Handbook health economics* (Elsevier Science), pp.563-643.

Rosen, S (1974)“Hedonic Prices and Implicit Markets : Product Differentiation in Pure Competition”,*Journal of Political Economy*, Vol.82, No.1, pp.34 55 .

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), 265-298.

# WEST 論文研究発表会 2008

## 《参考文献》

肥田野登(1997)『環境と社会資本の経済評価ヘドニック・アプローチの理論と実際』勁草書房

勝原裕美子(2006)「基礎からわかる医療経営学 医療専門職のモチベーション」  
病院 65 巻 12 号『医療経営白書 2007 年度版』(日本医療企画)

加藤和久、飯塚信夫(2006)「EViews による経済予測とシミュレーション入門」

岩崎賢一・本田麻由美他(2005)「医師の地域および診療科の偏在を是正するための方策(政策提言)」

池上直己(2006)「地域医療計画の課題と新たな展開」『講座医療経済』政策学第3巻

真野俊樹(2002)「大学医局の経済学的考察」『社会保険旬報』2121号

針田 哲、大井田 隆、太田久彦、谷本佐理名、高柳和江、木村哲彦(2000)  
「救急搬送システムに関する一考察」『病院管理』Vol.37 P25～P33

## 《データ出典》

国土交通省地価公示 / 都道府県地価調査 <http://www.land.mlit.go.jp/landPrice/>  
OECD Health Data2007

厚生労働省白書

消防庁「救急搬送における医療機関の受入状況等実態調査の結果について」

<http://www.fdma.go.jp/neuter/topics/houdou/200311/200311-3houdou.pdf>

大阪府医療保険計画(平成14年度12月公示)

[http://www.pref.osaka.jp/iryu/seisakuengo/keikaku\\_02/2-1-3.pdf](http://www.pref.osaka.jp/iryu/seisakuengo/keikaku_02/2-1-3.pdf)

財団法人 医療研修推進財団 -PMET- <http://www.pmet.or.jp/>

都道府県市区町村 <http://uub.jp/index.html>

地方公営企業年鑑「病院事業」 <http://www.soumu.go.jp/c-zaisei/kouei.html>

道路交通センサス <https://www.mlit.go.jp/road/census/index.html>

総務省消防庁 HP <http://www.fdma.go.jp/>

厚生労働省統計表データベース <http://www.dbtk.mhlw.go.jp/toukei/index.html>

厚生労働省「安心と希望の医療確保ビジョン」具体化に関する検討会中間とりまとめ

<http://www.mhlw.go.jp/shingi/2008/09/dl/s0922-6a.pdf>

臨床研修病院及び臨床研修医に対するアンケート

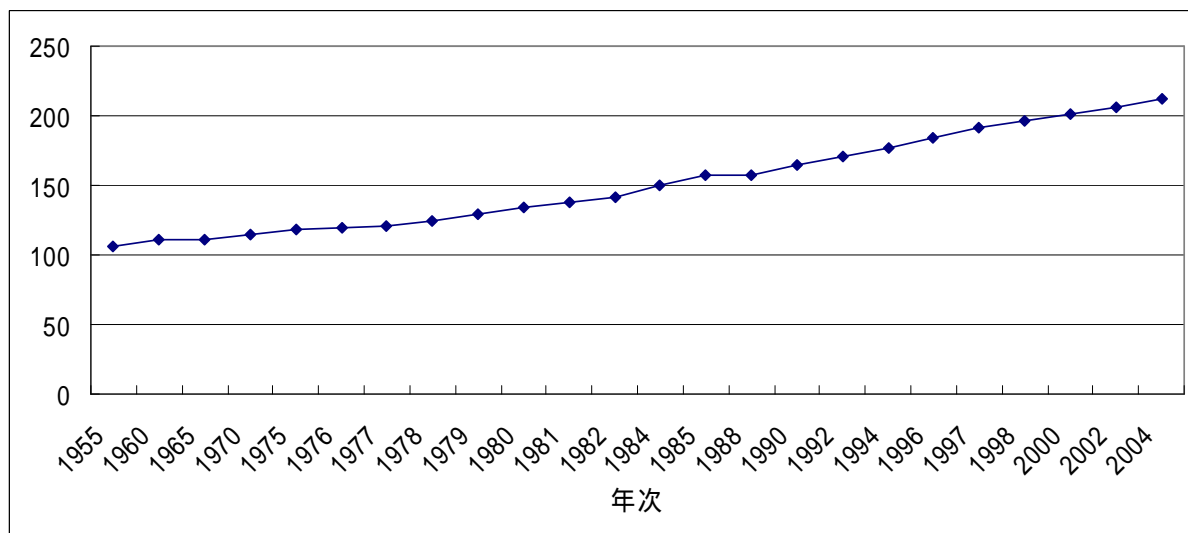
<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2005/07/h0705-3.html>

医療関係者養成確保対策費等及び医療関係者研修費等の国庫補助について(厚生労働省)

<http://www.jmcnet.co.jp/kennsyuu/hojyokin.html>

## 【図表】

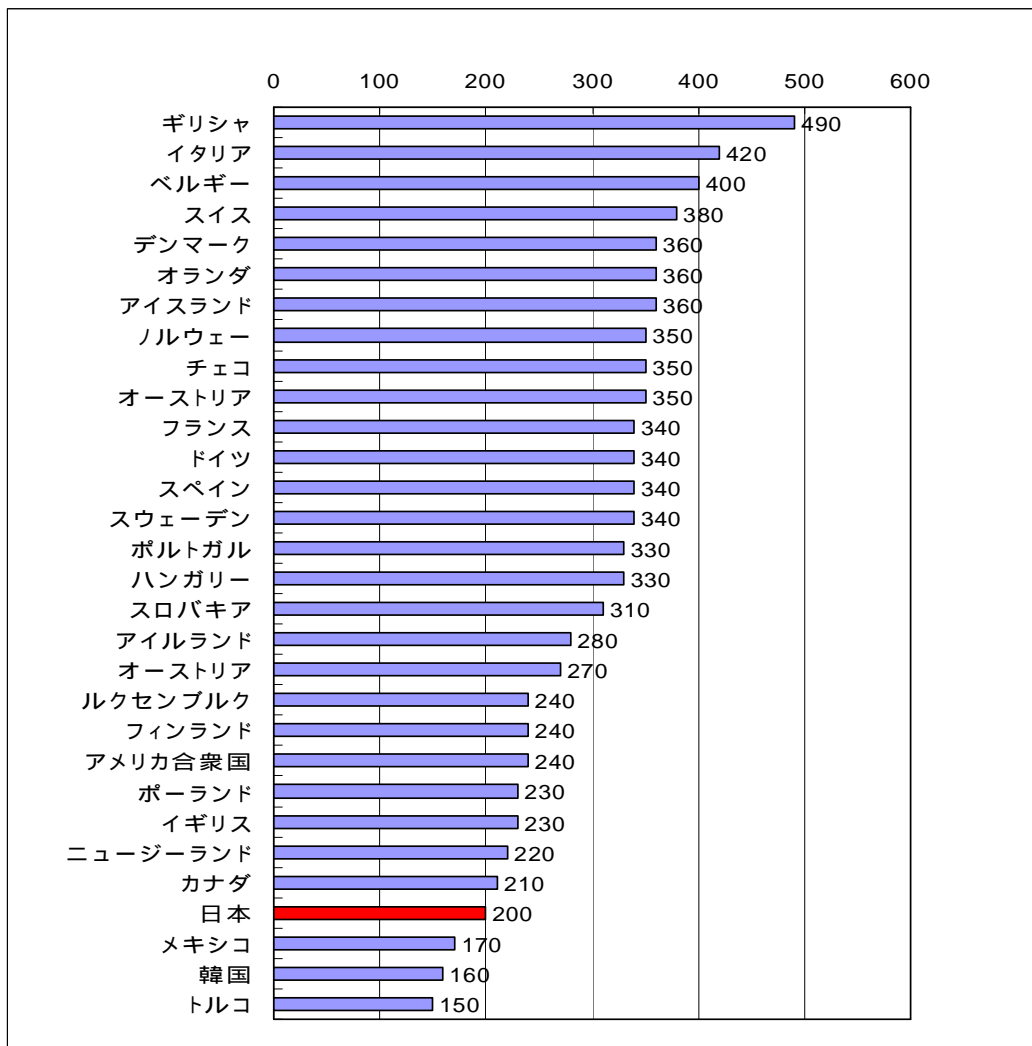
図1. 人口10万人あたり医師数の年次推移



出典 厚生労働省大臣官房統計情報局「医師・歯科医師・薬剤師調査」より作成

# WEST 論文研究発表会 2008

図 2 . 人口 10 万人あたり医師数の OECD 比較(2004)



出典 OECD Health Date2007 より作成

表 3 . 都道府県別人口 10 万人あたり医師数

上位 5 県	医師数	下位 5 県	医師数
京都府	301 人	埼玉県	142 人
徳島県	290 人	茨城県	154 人
東京都	289 人	千葉県	159 人
福岡県	280 人	青森県	177 人
鳥取県	280 人	静岡県	178 人
全国平均	219 人		

出典 平成 18 年厚生労働省「医師・歯科医師・薬剤師調査」より作成

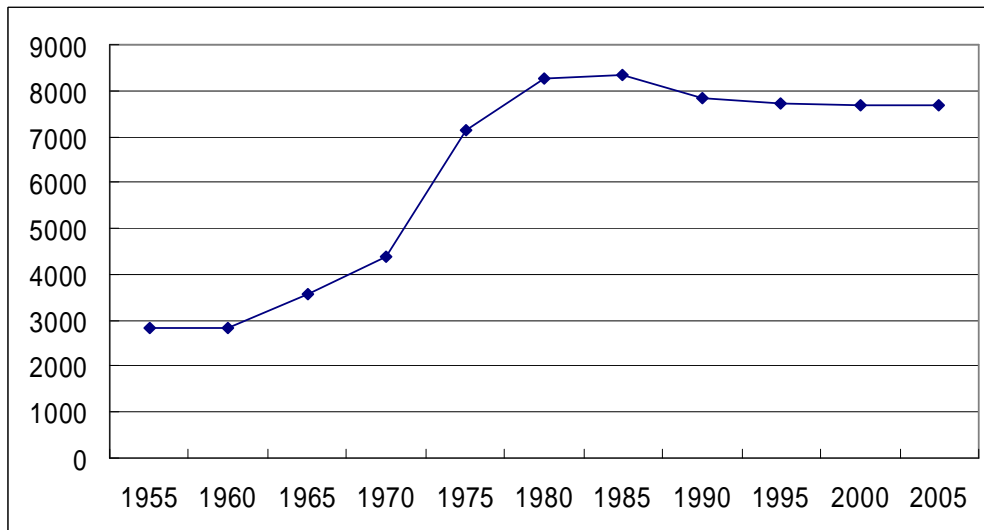
# WEST 論文研究発表会 2008

表 4 . 二次医療圏別人口 10 万人あたり医師数

上位 5 圏	医師数	下位 5 圏	医師数
東京都・区中央部	1258 人	愛知県・尾張中部	74 人
東京都・区西部	496 人	宮城県・黒川	83 人
島根県・出雲	423 人	北海道・根室	88 人
福岡県・久留米	419 人	茨城県・鹿行	90 人
群馬県・前橋	408 人	福島県・南会津	91 人
全国平均	219 人		

出典 平成 18 年厚生労働省「医師・歯科医師・薬剤師調査」より作成

図 5 . 医学部入学定員の推移



出典 厚生労働省白書より作成

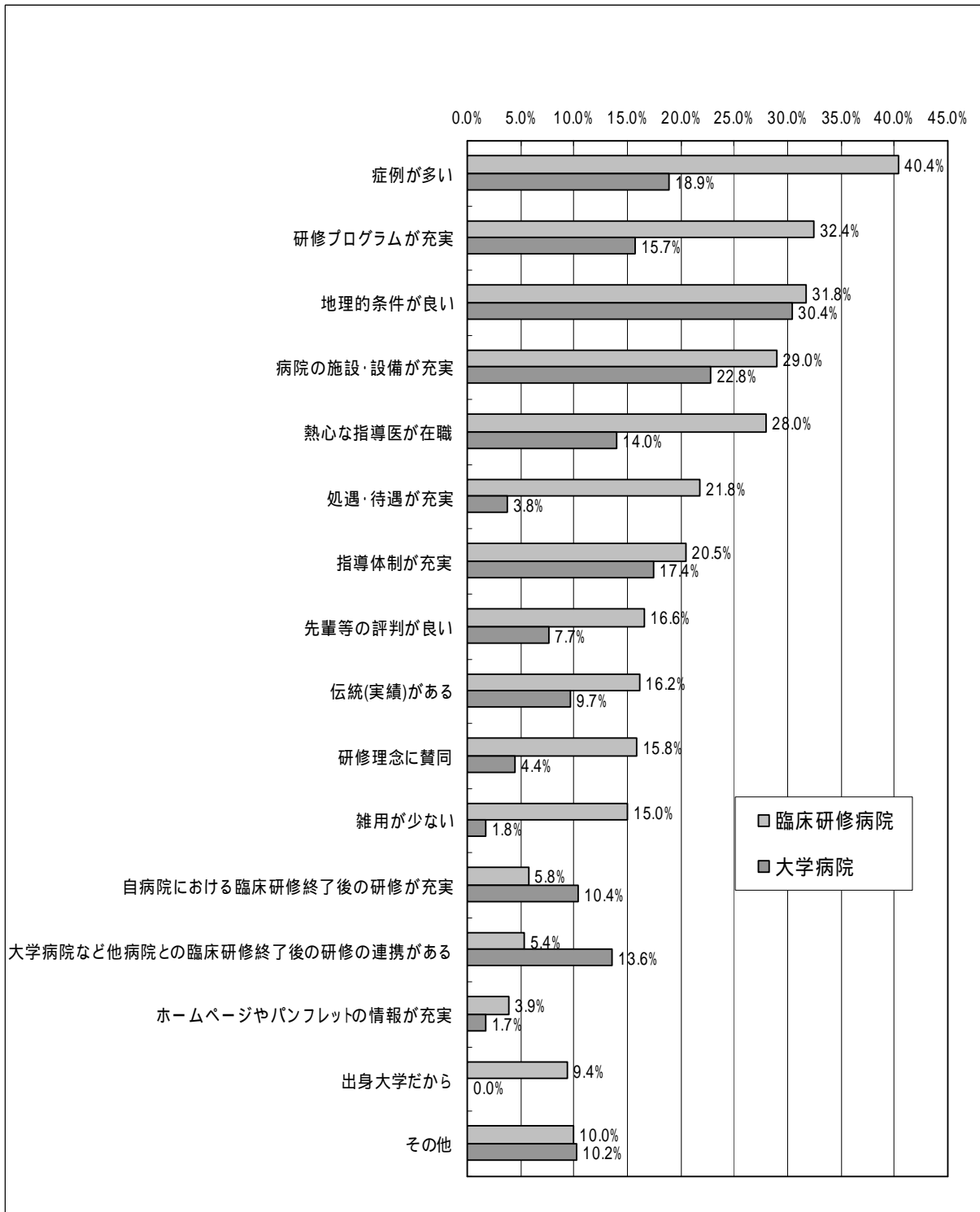
表 6 . 大阪府における二次医療圏の区分例

圏域名	区域
豊能	池田市、箕面市、豊中市、吹田市、豊能町、能勢町
三島	摂津市、茨木市、高槻市、島本町
北河内	枚方市、寝屋川市、守口市、門真市、大東市、四条畷市、交野市
中河内	東大阪市、八尾市、柏原市
南河内	松原市、羽曳野市、藤井寺市、富田林市、河内長野市、大阪狭山市、美原町、 河南町、太子町、千早赤阪村
堺市	堺市
泉州	和泉市、泉大津市、高石市、岸和田市、貝塚市、泉佐野市、泉南市、阪南市、 忠岡町、熊取町、田尻町、岬町
大阪市	大阪市

出典 大阪府保険医療計画(平成 14 年 12 月公示)より作成

# WEST 論文研究発表会 2008

図7. 研修医が在籍している病院に応募した理由(複数回答)



出典 臨床研修病院及び臨床研修医に対するアンケート結果概要(厚生労働省) より作成



# WEST 論文研究発表会 2008

表 8 . 医療機関に受入の照会を行った回数(たらい回し件数)

		1回	2~3回	4~5回	6~10回	11回~	計	最大照会回数	集計不能本部
重症以上傷病者	件数	309,230	44,609	8,989	4,324	1,074	368,226	50	134
	割合	84.0%	12.1%	2.4%	1.2%	0.3%	100.0%		
産科・周産期傷病者	件数	18,500	2,944	721	310	53	22,528	43	118
	割合	82.1%	13.1%	3.2%	1.4%	0.2%	100.0%		
小児傷病者	件数	263,925	45,210	6,377	2,021	220	317,753	35	123
	割合	83.1%	14.2%	2.0%	0.6%	0.1%	100.0%		
救急センター等搬送傷病者	件数	97,323	17,258	4,080	2,108	802	121,571	63	559
	割合	80.1%	14.2%	3.4%	1.7%	0.7%	100.0%		

出典：平成 20 年 3 月 11 日消防庁「救急搬送における医療機関の受入状況等実態調査の結果について」より作成

表 9 . 患者受け入れ拒否の原因

		手術中・患者対応中	ベッド満床	処置困難	専門外	医師不在	初診(かかりつけ医なし)	理由不明その他	計	集計不能本部
重症以上傷病者	件数	24,458	25,881	26,674	12,061	4,112	242	22,991	116,419	196
	割合	21.0%	22.2%	22.9%	10.4%	3.5%	0.2%	19.7%	100.0%	
産科・周産期傷病者	件数	1,348	713	1,520	958	510	135	1,895	7,079	163
	割合	19.0%	10.1%	21.5%	13.5%	7.2%	1.9%	26.8%	100.0%	
小児傷病者	件数	17,222	3,376	12,676	19,885	8,343	119	17,289	78,910	179
	割合	21.8%	4.3%	16.1%	25.2%	10.6%	0.2%	21.9%	100.0%	
救急センター等搬送傷病者	件数	10,460	10,362	12,187	4,588	1,600	59	10,035	49,291	580
	割合	21.2%	21.0%	24.7%	9.3%	3.2%	0.1%	20.4%	100.0%	

出典：平成 20 年 3 月 11 日消防庁「救急搬送における医療機関の受入状況等実態調査の結果について」より作成

# WEST 論文研究発表会 2008

表 10 . 分析結果 1

被説明変数：救急車が現場に到着してから病院に患者を収容するまでの収容時間

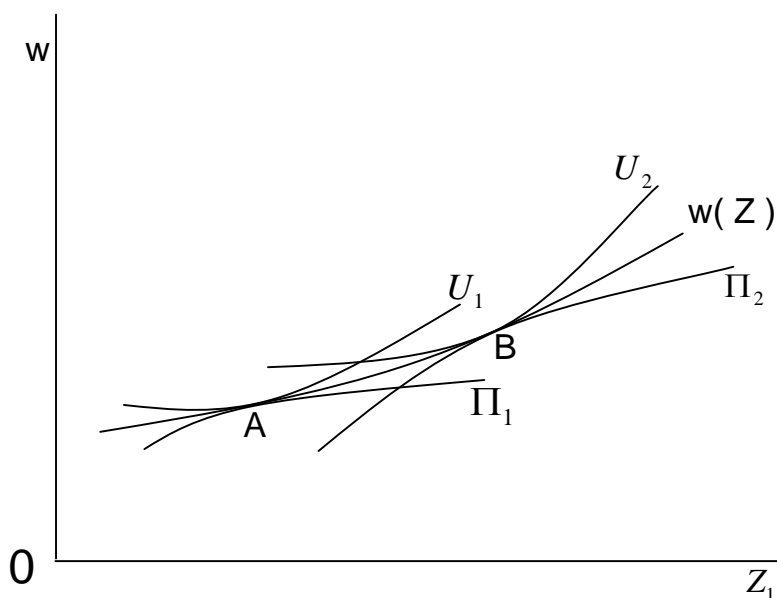
説明変数	係数	t値
人口密度	0.00054	0.584
道路距離	2.31E-09	0.125
可住面積あたり救急車台数	78.244	2.469**
可住面積あたり救急病院数	-52.824	-2.705**
可住面積あたり消防本部数	-358.022	-2.621**
人口1人あたり医師数	-2753.21	-2.61**
偏在変動係数	10.999	3.738***
定数項	32.367	9.809***
自由度調整済み決定係数	0.643	
サンプル数	47	

\*\*\*... 1%水準で有意 \*\*... 5%水準で有意 \*...10%水準で有意

表 11 . 基本統計量(分析 1)

	平均	中央値	最大値	最小値	標準偏差	歪度	尖度
収容時間	29.65957	29.6	43.2	24	3.388001	1.185594	6.644562
可住面積あたり救急車台数	0.05954	0.050655	0.224235	0.016393	0.042023	2.612697	9.849134
可住面積あたり救急病院数	0.051144	0.037096	0.260771	0.010461	0.047013	2.94471	12.54745
可住面積あたり消防本部数	0.008296	0.007166	0.025117	0.002845	0.004569	1.382226	5.312172
道路距離	25310973	23315609	88445628	7811735	15171542	1.782526	7.618682
1人あたり医師数	0.00212	0.002077	0.002733	0.001348	0.000355	-0.019055	2.149468
偏在変動係数	0.339294	0.335114	0.993608	0.06817	0.13305	2.315343	13.76706

図 12 . ヘドニック賃金関数モデル



# WEST 論文研究発表会 2008

表 13 . 分析結果 2

被説明変数：研修医 1 ヶ月あたり平均賃金

説明変数	係数	t値
病床数	-26.225	-2.38**
医師 1 人あたり患者数	7006.735	14.529***
1 人あたり指導医数	-75.247	-0.098
分娩回数	-52.236	-7.58***
剖検回数	-178.13	-1.98**
CPC回数	-110.898	-1.305
地価	-0.065	-9.456***
定数項	298468.4	26.93***
自由度調整済み決定係数	0.541	
サンプル数	501	

\*\*\*... 1%水準で有意 \*\*... 5%水準で有意 \*...10%水準で有意

表 14 . 基本統計量(分析 2)

研修医	平均	中央値	最大値	最小値	標準偏差	歪度	尖度
1 ヶ月あたり賃金	382875.8	371052	840226.5	180000	98665.07	0.99234	4.747983
病床数	476.982	434	1505	100	220.2031	1.289961	5.236195
医師 1 人あたり患者数	19.71193	19.82	45.24118	4.319231	7.456652	0.190195	2.936507
1 人あたり指導医数	11.75915	9	120.5	1	10.70312	4.15572	30.88313
分娩回数	380.995	328	1942	0	321.5513	1.074021	4.333946
剖検回数	20.58882	16	272	0	22.33819	4.024979	36.26367
CPC回数	8.043912	5	160	0	12.31122	6.359086	61.19333
地価	155087.7	74823.08	1683769	1228.889	210857.5	3.84799	22.36952

表 15 . 分析結果 3

被説明変数：勤務医 1 ヶ月あたり賃金

説明変数	2004		2005	
	係数	t値	係数	t値
病床数	51.178	2.087**	65.128	20562**
勤務医平均年齢	11801.23	8.529***	10360.87	7.08***
医師平均経験年数	4083.003	4.008***	5743.524	5.297***
医師一人あたり患者数	9111.845	7.457***	13178.84	9.393***
患者一人あたり診療収入	3.22	2.667***	4.709	3.827***
一床あたり固定資産	0.84	3.743***	1.715	5.797***
地価	-0.3	-9.69***	-0.265	-8.288***
国保病院ダミー	-103476	-5.351***	-111904	-5.694***
定数項	447429	6.38***	375512.8	5.209***
自由度調整済み決定係数	0.313		0.349	
サンプル数	826		809	

\*\*\*... 1%水準で有意 \*\*... 5%水準で有意 \*...10%水準で有意

# WEST 論文研究発表会 2008

表 16 . 基本統計量(分析 3)

2004	平均	中央値	最大値	最小値	標準偏差	歪度	尖度
1ヵ月あたり賃金	1354025	1279419	3606233	846814	299664.5	2.180194	10.87042
病床数	229.3886	185	975	3	182.8623	1.054755	3.708032
医師の平均年齢	43.477	43	65	29	4.84675	1.036881	5.025372
医師平均経験年数	15.17312	15	37	1	5.453744	0.075459	3.595195
医師1人当たり患者数	23.79697	22.55	92.4	2.8	10.11668	1.529732	9.042538
職員1人当たり診療収入	14453.71	13258.99	148732.9	5772.349	7096.076	9.770826	166.2527
1床当たり固定資産	20845.79	14866.5	532061	58	30391.62	11.32579	166.0589
標準平均地価	63216.36	38488.33	1139667	3000	80023.86	5.607981	56.79774

2005	平均	中央値	最大値	最小値	標準偏差	歪度	尖度
賃金	1373872	1296995	3413394	866994	302599.8	2.138241	10.45942
病床数	230.5068	188	975	3	183.4648	1.035272	3.667338
医師の平均年齢	43.72435	43	65	28	4.656191	0.744235	4.358269
医師平均経験年数	15.85167	16	38	2	5.42959	0.003764	3.657383
医師1人当たり患者数	23.37998	22	121.4	2.7	10.71196	2.082237	14.87306
職員1人当たり診療収入	14955.98	13715.08	153437.7	6465.286	7501.772	9.412934	155.3797
1床当たり固定資産	19820.2	15517	520015	1083	22492.75	14.11593	304.9712
標準平均地価	63726.65	38426.67	1139667	3000	82510.51	5.558245	53.77021

# WEST 論文研究発表会 2008

