

医療の基礎的実証分析と政策：サーベイ^{*1}

井伊 雅子^{*2}

別所俊一郎^{*3}

要 約

少子高齢化が進み、医療費の増大が危惧されるなかで、さまざまな医療制度改革案が提案されている。改革案の議論には、それらの政策がどのような帰結をもたらすかを推測するための科学的根拠が不可欠である。本稿の目的は、近年盛んに行われているマイクロデータを用いた医療制度の実証分析をサーベイし、現在の医療制度についてのデータに基づいた議論を行うための基礎資料を提供することである。医療制度に係る実証分析は医学薬学分野でも行われているが、本稿ではとくに以下のような医療経済学分野の研究を取り上げる。

まず、患者側の行動について、公的医療保険制度との関係を中心にサーベイする。最初に取り上げるのは、「患者」になる以前の行動、すなわち予防行動や飲酒や喫煙のような生活習慣、私的医療保険の加入の決定要因についてである。続いて、自覚症状が出てからの行動、例えば医療機関への受診行動は自己負担率に反応するのかといったテーマを扱う。この分野では、アンケート調査のほか、官庁統計やレセプトといった大規模なマイクロデータを用いた分析が進められており、用いられる統計手法の発展もめざましい。これまでの研究は、自己負担率の上昇が医療サービス「需要」抑制に及ぼす効果について、個別の軽医療で比較的高い価格弾力性が検出されることを除けば、総じて小さい値を示している。保険財政の観点からは高齢者の行動は特に重要であるが、高齢者の医療サービス「需要」の価格弾力性も総じて大きいものではなく、むしろ所得について弾力的であるとの研究もある。

次に、「供給」側の行動についてサーベイする。保険給付は診療報酬点数制度に従って行われており、診療報酬や薬価基準を低水準に規制したことが日本の医療費の抑制に効果的であったとの指摘がある。しかしいくつかの実証研究は、医師が診療報酬制度の誘引構造に応じて診療行為を変化させるため、医師誘発需要が存在するとの結果を示している。

医療費の分布については次のような先行研究がある。第1に、医療費の地域差は医療機関間の格差や診療方法の相違に起因しているかもしれない。第2に、高齢者の受診状況は多様であり、無受診者も10～15%存在するが、高齢者医療費の地域間格差は例外的な高額医療ではなく日常的な医療費の差による。第3に、老人医療費についても一部の患者が医

*1 佐藤雅代（北海道大学）、増原宏明（国立長寿医療センタ）、湯田道生（一橋大学大学院経済学研究科）、河川洋行（国際医療福祉大学）の諸氏には貴重なコメントをいただいた。後藤陽一さんには、原稿の整理や参考文献の作成をお手伝いいただいた。記して感謝したい。また、本稿の内容は全て筆者の個人的見解であり、財務省あるいは財務総合政策研究所の公式見解を示すものではない。

*2 一橋大学国際・公共政策大学院教授

*3 財務省財務総合政策研究所研究官

療資源の過半を使っているが、米国に比べて医療費分布の持続性が高く、高額患者の医療費は長期入院によるところも大きい。第4に、一人当たり医療費は死亡直前に急増する傾向があり、その傾向は年齢階級を問わない。また、終末期医療費は年齢と負の相関を持つ。

病院や医師の分布については以下のような研究が行われている。人口当たり病床数と平均在院日数・入院医療費とは正の相関を示しているが、医療計画は病床総数の制御におおむね成功している。しかし、無医地区の解消には有効ではなかったかもしれない。医師の勤務地選択には交通条件や勤務のハードさ、診療科選択には親の職業が影響を与えている。また、フロンティア分析を用いた医療施設の効率性の計測も行われている。

医療経済学分野では、アンケート調査や官庁統計・レセプトのマイクロデータを用いた被保険者や家計の行動についての研究の蓄積が進みつつあり、統計手法もますます洗練されてきている。他方、医師や医療機関についてのマイクロデータを用いた分析はそれほど行われていないようである。医療政策・医療保険政策の決定過程においては、政策が医療の効率性や公正性にどのように影響を与えるのかという知識や情報、科学的な根拠が不可欠である。「需要」側のみならず「供給」側の医療情報の蓄積と、その適切な分析は医療水準の向上にも資すると思われる。

I. はじめに

高齢化が進展し、医療費が経済に占める比率が無視できないほどの規模になっている昨今、医療制度の議論が盛んである。最近の医療制度の改革の議論は、もっぱら総医療費を抑えること、医療費を削減することに集中しているように思われる。この背景には、医師と患者の間の情報の非対称性や、医師や医療機関の参入規制等、医療サービス市場の特性から、この市場において非効率が発生していると考えられやすいことがあろう。また、医療費のかんりの部分が社会保険制度を通じて支払われており、社会保険料の勤労世代への負担や労働市場にもたらす歪みが大きくなるとの懸念があるのかもしれない。しかしもちろん、医療費に見合う「結果」が得られるのであれば、医療費の削減ばかりを求めることは適切ではない。それゆえ、医療費についての実証的な分析は政策論議に不可欠な材料の1つである。

本稿の目的は、この数年盛んになってきたマイクロデータを用いた医療制度の実証分析をサ

ーベイし、現在の医療制度についてのデータに基づいた議論を行うための基礎資料を提供することである。医療制度に関係する実証分析は医学薬学分野でも行われているが、本稿ではとくに医療経済学分野の研究を取り上げる。研究テーマは多岐にわたるが次のようなテーマについて検討したい。

まず、患者側の行動について、公的医療保険制度との関係を中心にサーベイする。最初に取り上げるのは、「患者」になる以前の行動であり、具体的には予防行動や飲酒や喫煙のような生活習慣、私的医療保険の加入の決定要因についてである。続いて、自覚症状が出てからの行動について分析する。医療機関への受診行動は、自己負担率に反応するのか（価格弾力性）といったテーマを扱う。ここでは、外来と入院の違い、診療機関の選択というトピックのほか、とくに規模の大きい老人医療費についても注目したい。

医療サービスの消費量も需要者である患者の

事情だけでは決定されないため、供給側の行動について医療保険制度との関係から検討する。すなわち、出来高払い制度と包括支払制度という制度の差異が供給者である医師や医療機関の行動に影響を与えるかどうかを検討する。

続いて、需要と供給の相互作用の結果として定まる医療費についての研究を概観する。ここでは、とくに地域や所得による医療費格差を取り上げる。また、その規模の大きさのゆえにしばしば議論となる老人医療費についても、その分布を含めて検討の対象としたい。老人医療費が問題になるが、むしろ医療費のかなりの部分は終末期医療にも投入されている。そこで、終末期医療にかかる費用について、また、終末期医療のあり方についても述べてみることにしたい。

最後に、供給側の行動についてまた異なる観点からみてみることにしたい。具体的には医師や医療機関の分布、医師の進路選択といった問

題である。

仮に、総額としての医療費の抑制が政策課題であったとしても、それが患者の年齢や居住地、疾病の種類や病状によって異なるとすれば、それがどのように分布しているかを知ることなしに医療費の削減を論じることはできまい。また、医療費の削減のためにとられるさまざまな施策、例えば自己負担率の引上げや免責、かかりつけ医制度の導入、診療報酬体系の見直し、病床規制といったものが、患者や潜在的な患者であり被保険者である各家計、あるいは医師や医療機関の行動をどう変化させ、どのような効果を及ぼすかの推測なしに、各政策の是非を問うことは適切ではないだろう。かかる政策を検討するために必要不可欠な基礎的なファクトは多岐にわたるが、部分的にせよこれまでの研究の結果を概観し、基礎資料を提供することが本稿の目的である¹⁾。

Ⅱ．予防行動・民間保険

医療制度の実証分析を概観するうえで最初に取り上げるのは、発症する前の行動、すなわち予防行動である。医療に関係するコストのかなりの部分が「保険」²⁾によって賄われていることを考慮すれば、(事前的)モラルハザードを取り扱っているともいえよう。具体的には、飲酒や喫煙といった生活習慣や、予防接種・健康診断が対象となる。また、国民皆保険が掲げられているわが国における私的医療保険の購入行動も重要なテーマである。澤野・大竹(2004)は、予防行動と医療サービスの関係について、主に公衆衛生学を中心にした研究と経済学を中心とした研究のこれまでの成果を整理している。

私的医療保険の購入行動については、滋野(2000)がアンケート調査を用いた分析を行い、実質上の自己負担率が低いほど私的医療保険の需要が大きくなるとの結果を得、私的医療保険は公的医療保険の代替ではないと結論付けている。他方、澤野・大竹(2002)は『健康と医療に関する調査』の個票を用い、高額の自己負担の経験が私的医療保険の購入を促している効果を検出し、私的医療保険が公的医療保険を代替するとしている。私的医療保険については、逆選択(adverse selection)が存在する可能性も考えられるが、滋野(2000)は、病気になるリスクと医療保険需要が無相関であるという結果を

1) 介護保険、薬剤、歯科に関する研究は本稿でのサーベイの対象としない。介護保険に関しては、この特集号の油井論文、田近・菊池論文を、薬剤に関しては池田論文を参照のこと。

2) ここでは、制度上「保険」と名の付くもの以外も含む、広義の保険機能を指す。

示し、逆選択の存在には否定的である³⁾。

医療経済学の分野では、各個人が選択する予防行動の水準を決定する要因を探る研究が行われてきた。例えば、渡辺・大日（2003）、渡辺（2003）は、がん検診の受診行動について分析し、年齢・収入・学歴・医療保険の種類がその決定要因になっていることを示している。井伊・大日（2002）では健診以外にも多くの予防行動選択の分析が行われ、運動習慣・体重管理・食事習慣の選択では年齢差・学歴差・性差・地域差が決定要因となっており、健康相談・健診受診・人間ドックの受診選択では、年齢・労働所得・職種・企業規模が重要な決定要因となっていることが明らかとなっている。また、山田・山田（2000）、山田直志（2002）は健診受診と加入医療保険の関係を検討し、健診受診コストが重要な要因となっていることを示した。健康診断の効果については小椋（2004）が詳細な検討を行っている⁴⁾。

生活習慣のなかでもとくに注目を集めてきたのは、リスクファクタとして知られている喫煙と飲酒である。アメリカ等のマイクロデータの入手が容易である国では、タバコ消費の価格弾力性についてさまざまな研究が行われてきた。それらの結果は、おおむね若年層の喫煙のほうが中高年層に比べて価格弾力的であることを示唆している。例えば、Chaloupka and Warner(2000)では、若年層が $-0.5 \sim -0.7$ 、中高年層が 0 から -0.25 という結果になっている。わが国ではマイクロデータの入手が難しいうえ、価格も全国ほぼ一律で、この分野での研究蓄積は少ない。佐藤・大日（2003）は大きな価格弾力性を検出

しており（現在の価格が1%増加すると禁煙率が3.14%増加⁵⁾）、とくに男性のほうが価格弾力的な行動を取るとの結果を得ている。小椋ほか（2004）は仮想質問法を用いて弾力性を計測しており、角田ほか（2005）はアンケート調査をもとに -0.62 という価格弾力性（価格が1%あがると、喫煙し始める確率が0.62%下がる）を求めている。彼らの研究は、価格の引上げが喫煙をし続ける人の喫煙本数を下げる効果を検出しな一方、価格引上げを契機とした禁煙への効果を統計的に検出しており興味深い。

もちろん、喫煙・飲酒行動は価格だけで規定されるわけではない。佐藤・大日（2003）は、独自アンケート調査の個票を用いて飲酒と喫煙に関して分析を行い、飲酒量の選択においては健康知識が、喫煙の選択においてはタバコ価格が特に重要であることを明らかにしている。また、喫煙者は、喫煙の知識を有したうえで喫煙に及んでいることを指摘した研究が佐藤・大日（2002）である。性別、時間割引率、危険回避度、喫煙に関する知識のうち、どの要因が喫煙開始を促しているかを推定したところ、性別と時間割引率には有意な差があるものの、危険回避度や知識には有意な差を認められなかった。時間割引率が低い方が有意に生涯喫煙確率を高めるとするのは、理論と整合的である。澤野・大竹（2003）では私的医療保険の加入が喫煙行動に関する関心の低下を伴っていることを指摘し、私的医療保険のもたらすモラルハザードの可能性を示した。両角・井伊（2004）はアンケート調査を用いて、職場の喫煙規制の導入が個人の喫煙・非喫煙の選択と喫煙本数に当てる影

3) ただし、塚原（1999）は介護保険について逆選択の存在に肯定的な結果を得ている。

4) 健康診断の各検査の数値が医療費の予測にどのくらい有効かを検定した。1996年度から始まる数年間にわたる2つの健康保険組合の約2万人のデータセットである。医療費に対する効果の最も大きい項目は、クレアチニン値の増加であり、測定値が1上昇すると今年の医療費は27%、来年の医療費は41%も増加する。また、尿糖（定性）、尿蛋白（定性）も一段落上昇すると今年の医療費はそれぞれ6%、9%、来年の医療費はどちらも12%、それぞれ増加する。これらの背後には腎臓病と糖尿病が潜んでいる可能性を指摘している。

5) 一般に価格弾力性とは価格が1%変化したときの消費量の%変化を示すが、喫煙開始・禁煙の分析においては、「消費量」の変化とともに、喫煙開始・禁煙へ与える効果の大きさが検討される。これは、喫煙が習慣性を持つと考えられているからであろう。

響を推定し、職場が完全喫煙である場合に喫煙者となる確率が10%ポイント減少し、喫煙者の1日あたりの喫煙本数が約4本減少する結果を得た。

禁煙支援プログラムの効果についても検討が進められている。禁煙支援プログラムには、保健所の禁煙教室における集団指導・医療機関の禁煙外来・薬局でのニコチンガム購入などがある。喫煙希望者がどのようなプログラムを選択

するのか、菅原ほか（2005）は、ウェブを利用したコンジョイント分析を用いた需要分析を行った。その結果、全てのプログラムで費用が下がるほど禁煙プログラムに参加する確率は増加し、保健所・医療機関への片道時間が短くなるほど参加する確率は有意に増加し、保健所では休日に開催すると参加確率が有意に増加するとの結果を得ている。

Ⅲ．「需要」側からの分析

経済全体の規模に対する国民医療費の比率が上昇を続け、超高齢化社会を控えてさらなる増加が懸念されているなかで、医療費の抑制を目的としたさまざまな施策が検討されている。そのなかでしばしば取り上げられているのが自己負担率の引上げである⁶⁾。自己負担率の引上げといった患者や有訴者（自覚症状がありつつ、医療機関へ通っていない人）の行動の制御を手段とする政策は、医療費抑制へ有効なのであろうか。これを明らかにするためには、医療サービス「需要」についての分析が不可欠である。

Ⅲ－１．自己負担率と医療サービス「需要」

まず簡単なモデルを用いて考えてみよう（図1）⁷⁾。消費者（患者）が直面する医療サービスの価格 P に対して右下がりの医療サービス「需要」曲線を想定する。医療保険制度のもとでは患者が直面する医療サービスの価格は自己負担率によって上下するから、医療サービス「需要」（サービス消費量）が自己負担率の減少関数であるともいえる。いま、価格が一定額 P であり、自己負担率が定率 α であるとする。このとき、患者（被保険者）の直面する価格は P_1 であるから、医療サービスの消費量は OQ_1 とな

る。このとき、医療費は OQ_1BP となり、そのうち P_1ABP は保険者が保険給付として負担し、 OQ_1AP_1 は消費者が自己負担額として負担する。

この医療保険制度のもとで自己負担率 α を引き上げると、医療費や患者の自己負担額はどのように変化するだろうか。自己負担率を上げると患者負担額が増加すると思われるかもしれないが、実は自己負担率の引き上げが消費者負担に与える影響は自明ではない。医療サービスの「需要」曲線の形状、とりわけ医療サービス「需要」の価格弾力性に依存している。「需要」が価格に敏感に反応する場合は、自己負担率の引き上げ（ P_1 から P_2 ）は、医療費全体を大幅に抑制する（ Q_1 から Q_2 の変化が大きい）。この場合は、自己負担率を上げることにより、保険給付額（ P_1ABP から P_2DCP ）も患者の医療費支出も減る（ OQ_1AP_1 から OQ_2DP_2 ）。一方、医療サービスの「需要」が価格にあまり反応をしないとき、価格の上昇ほどには「需要」が減らず（ Q_1 から Q_2 の変化が小さい）、患者の医療費支出は増加する（ OQ_1AP_1 から OQ_2DP_2 ）。また、保険給付額（ P_1ABP から P_2DCP ）は、少額だが減少する。

まとめると、医療サービス「需要」が右下が

6) 実際、今般の制度改正でも高齢者の自己負担率の引上げが検討されている。

7) 例えば、井伊（2002）を参照。

りならば（少しでも価格に反応する部分があるのならば），自己負担率の引き上げによって患者の自己負担額は増加する場合も減少する場合もある。他方，保険給付額は必ず減少し総医療費も減少する。保険給付額の変化は，患者へのコストシフティング（ P_1EDP_2 ）と受診抑制による医療費抑制（ $EABC$ ）の和であるから，もし「需要」が価格にまったく反応しなければ受診抑制はまったく起きず，患者への負担転嫁のみが保険給付額の減少の要因となる。すなわち，自己負担率の引き上げは100%患者に転嫁され，財政改善が実現される。

このような簡単な設定では，自己負担率の引き上げは必ず保険給付の減額・保険財政の好転をもたらす。このような関係は統計的には古くから観測されており，最初の医療社会保険の骨格作りに従事した数理技師の長瀬恒蔵の名から「長瀬効果」とも呼ばれている（長瀬，1935）⁸⁾。しかし，必ずしも医療サービス消費量の変化を伴うものではないから，効率性や公平性の観点から望ましいとは限らない。自己負担率が低く

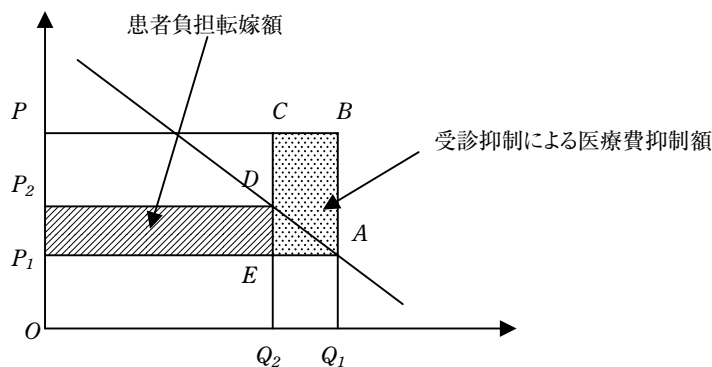
なるにしたがって医療サービス消費量が増加する現象は「事後的モラルハザード（ex-post moral hazard）」⁹⁾とも呼ばれるが，この大きさは医療保険の設計の重要なパラメタの一つである。また，その値は医療サービスの種類によって異なるかもしれない。そこで，この値の推定がさまざまに行われてきた。以下ではそれらの研究群を概観しよう。

Ⅲ－２．医療サービス「需要」とは

前小節では，医療サービスの「需要」曲線を想定したが，この場合の「需要」とはどのように考えるべきなのであろうか。リングなどの一般の財のように，効用最大化の結果と考えてもよいのであろうか。このことは，医療サービスという市場ではしばしば問題となる。例えば，点滴を受けている患者は，提示された価格等の条件を考慮して「需要」して消費していると言えるのであろうか。

医療サービスの「需要」について，医療経済学の分野には大きく分けて二つの考え方がある。

図1 医療保険制度における保険給付と自己負担



8) 自己負担率と医療費の関係は2次関数で表現できるという素朴な経験則で，内務省時代以来，現在にまで厚生労働省に引き継がれているという（鶴田2002）。

9) 「保険契約が存在するために契約後の行動が変化する」という通常の意味での「モラルハザード」とは異なる。前述したように，通常の意味でのモラルハザードをとくに「事前的モラルハザード」と呼び，自己負担率が変化することにより医療サービス消費が変化する（顕現したリスクの大きさを偽って報告する）ことを「事後的モラルハザード」と呼ぶことがある。

ひとつは消費者主権のモデルと呼ばれ、医療も一般の財と本質的には何ら変わらないとする考え方である（Grossman1972, Muurien1982¹⁰⁾）。この考え方は、一般の財の消費に関して発達した経済学上の手法をそのまま応用できるため、非常に便利である¹¹⁾。いまひとつは医師誘発需要仮説とよばれ、医師が「需要」関数に直接影響を及ぼし、実質的に全ての医療サービスの投下量を決定するとする考えである。医師誘発需要仮説では、消費者に意思決定の余地はなく、発病すれば自動的に医師によって医療サービスが定められ、患者はそれを淡々と消費するのみである。通院の必要性がないこと、つまり医療需要がゼロの場合も医師の裁量となる。この考え方は Evans（1974）によって提唱され、Fuchs（1978）を嚆矢として実証分析が蓄積されている¹²⁾。医師誘発需要仮説のもとでは、競争的環境にある医師は「需要」をより誘発しようとし、結果として医療費が増大する。そこで、医師の密度を説明変数に含む医療費の推定が試みられてきている（西村1987, 鈴木1998b, 岸田2001, 山田2002）¹³⁾。その結果は、湯田（2003）がまとめているように、医師誘発需要仮説に否定的ではあるものの、いまだ確定的とはいえない。もっとも後述するように（IV.「供給」側の分析）、最近のレセプトなどのマイクロデータを用いた分析では、山田武（2002）と同様に医師誘発需要の存在を認めている。

医療費抑制の政策を考えるとき、伝統的な消費者主権のモデルを想定すれば、有訴者や患者の行動を制御することが優先されよう。なぜなら、医療費の決定権は消費者にあり、消費者は需要選択に強い裁量を持っているからである。

他方、医師誘発需要仮説に従えば、供給側の規制のみが重要であり、医療費抑制のために被保険者の行動のコントロールが果たせる役割はゼロに等しい。

ところで、伝統的な消費者主権のモデルも、単純な医師誘発需要仮説も、ともに極端に過ぎるかもしれない。Two-part モデルはこれらの中間に位置づけられる。Two-part モデルは患者と医師の間の情報の非対称性に起因する依頼人－代理人関係を強調し、この関係の存在こそが医療と通常の財との差異であり、医療の本質であるとみなしている。すなわち、患者は費用を負担するという意味において依頼主であるが、医学の知識やあるいは状態を判断する技能を持たないので、代理人である医師にその判断を委譲している。このとき医療サービスをどれだけ投下するか（あるいは患者から見れば、どれだけ消費するか）は、医師が決定することになる。ここで重要なのは、消費者にはなお医療機関を受診するか否かの選択や、医療機関での受診以外の治療（例えば、風邪をひいたときに、何もしない、首に葱を巻く、大衆医薬を買って服用するなど）を選択しようという点である。このモデルでは、消費者による受診するか否かの意思決定が first part であり、医師・医療機関や消費者による受診した際の医療サービスの内容が second part である。このモデルに拠るならば、医療費抑制のための政策において患者行動の制御は中心的とはいえないものの、なお重要な役割を担っている。他方、医療費の決定は消費者と同時に供給側にもあるから、供給側の規制、つまり病床規制や医学部入学定員に対する規制も重要になる。

10) 消費者主権モデルにしたがっている実証的な分析には Duan et. al（1983）や Cameron et. al（1988）がある。

11) マクロ経済モデルで医療費を考察する場合には、患者や医師・医療機関の個別の事情を捨象したこちらのモデルのほうが便利かもしれない。

12) 医師誘発需要に関するサーベイは McGuire（2000）を参照。

13) 鈴木（1998b）と岸田（2001）では医師誘発需要仮説を否定する結果を得ているが、山田（2002）では肯定する結果となった。鈴木（1998b）は郡司編（1998）の老人保健のレセプトデータの個票、岸田は国民健康保険の市町村ベースの集計量のパネルデータ、山田（2002）は国民健康保険のレセプトデータの個票を用いて分析している。

近年の家計や患者のデータを用いた分析は Two-part モデルに従って、その1段階目の実証分析を行っているケースが多い。これは一方では、伝統的アプローチがかなり非現実的な設定であると考えられるからであろう。患者が投薬や治療行為を医師に指示するということは、患者が医師であった場合においてさえも、ほとんどありえないであろう。他方、医師誘発需要のみで決定されるというのも、いささか非現実的である。実証分析の方法としては、伝統的主権者モデルを前提としたときには、医療費や受診回数・入院日数等を被説明変数とした線形回帰モデルやタイプ I トービット・モデル¹⁴⁾が用いられるが、Two-part モデルの1段階目を対象とするときには、通院するか否かの二項選択モデル (Probit や Logit)¹⁵⁾、医療機関での受診以外の選択肢をも含めた多項選択モデルが用いられる。あるいは、受診回数をも1段階目とみなしたカウントデータ・モデル (ポワソン回帰や負の二項分布 (NB: negative binomial) モデル)¹⁶⁾が採用されることもある。ただし、ポワソン回帰や NB モデルは回数の分布について強い関数形の仮定を置くため、「受診しない」ケースが多い通常のデータに合致しないことも多い。そこで、そのようなデータ特性に対処可能な各種のモデル (Hurdle モデルや Zero inflated probability モデル、タイプ II トービット・モデル等) も用いられる。また、受診回数の分布が有限個の確率分布のなかから選ばれと仮定する混合 NB (finite mixture NB, FM-NB) モデルなど、この分野での計量経済学的な発達はめざましいものがある¹⁷⁾。

これらの手法を用いた実証研究の概観を行う

前に、用いられるデータについて触れておくことにしよう。データ収集の方法論は、大きく3つに (あるいは4つに) 分類される。第1は実際の行動を記録する方法、第2は仮想的な状況を想定してそこでの消費者の選択を記録する方法、第3は社会的な実験を行う方法である。実際の行動記録はさらに、日記的記録と回顧的な記録の二つに分類できる。より具体的には以下のとおりである¹⁸⁾。

実際の行動記録 (日記的記録)：実際の行動記録では、調査対象者に対して長期間調査票を留め置き、自覚症状が生じてから完治するまでの記録を集計する方法である。具体的には、年齢や性別、就業状態・所得に加えて、加入している医療保険の種別といった個人や世帯の属性、日付、疾病、症状、日常生活中断の有無 (仕事や学校、家事を休む)、就床の有無、対応 (医療機関の受診、大衆医薬の服用など)、医療受診の場合その内容 (費用や治療内容) など、調査対象者の状態や行動を記録する。後述するレセプトデータは医療機関から得られるこのタイプのデータである。

実際の行動記録 (回顧的記録)：実際の行動記録の方法のうち、それが生じたときに記録する日記的記録とは異なるもう一つの方法として回顧的記録がある。これは、調査対象者がある一時点で一定期間の過去を振り返って、その期間での経験や行動を記録する方法である。具体的な内容は日記的記録と基本的には同様であるが、日付や症状、対応や治療内容といった細かい情報を導き出すのには自ずから限界がある。

自然実験：自然実験とは、大規模な制度改革が

14) トービット・モデルに関する詳しい解説は、Amemiya (1985) を参照。

15) Bessho and Ohkusa (2005) は、生存期間分析を応用して自覚症状を感知してから通院するまでの時間を分析の対象としているが、二項選択モデルの応用とみなすことができる。

16) 被説明変数が「回数」のような非負整数のみをとるデータにしばしば用いられるモデルである。

17) 本稿では、通院の意思決定と治療内容の意思決定の2つに関して「two part model」という表現を用いているが、「受診するかしないか」の意思決定をさらに分解し、「受診するか否か」「受診するなら何回行くか」の2段階の意思決定を「two part model」と呼ぶ (増原2004a, b) こともある。

18) 井伊・大日 (2002) の第2章を参照。

行われたときに、人々の行動が大きく変わりうることを利用して、人々の行動を分析する手法である。健康状態や所得、家族構成といった要素はそれに応じて急激に変わる必然性はないので、少なくとも短期間では一定であると考えられる。このとき、ちょうど同じ人を異なる制度の下で行動させる実験的な環境が生じる。日記的記録や回顧的記録などの実際の行動記録では異なる対象者間での制度間格差を捉えるものであるのに対して、自然実験では実際の行動記録から、同じ対象者における制度間格差を定義できるのが大きな特徴である。自然実験のデータの分析には、しばしば DD (Difference in Difference) 推定が用いられる。この推定法は、ある外生的な制度変更の前後における同一個人の行動の差（一つめの Difference）を、そのような制度変更がなかった、まったく同質なグループにおける同時期の差と比較する（二つめの Difference）手法である。そうすることで、一つめの Difference によってその個人の固有効果を除去し、また対照グループと比較することによって、その時期に生じた社会全体の変化（医療需要の文脈であれば、例えばインフルエンザの流行）を完全に制御することができる。その意味では DD 推定は、制度、政策を評価する手法としては優れていると考えられる。

仮想的質問：仮想的質問は、実際の行動記録とは異なり、もしある仮想的な条件の下で、ある特定の疾病に陥った場合における行動を調査対象者に想像してもらい、それを記録する方法である。その際の仮想的な条件には自己負担率といった保険制度の状況のほかにも医学的な状況（例えばある手術の成功率）も含まれる。こうした仮想的な質問に加えて、その個人や世帯の属性も尋ねる。こうして集められたデータは、しばしばコンジョイント (conjoint) 分析を用いて検討される¹⁹⁾。

社会的実験：社会的実験では、研究者が実際の保険者となり、種々の異なる自己負担率や他の

条件を持つ保険をかなりの長期間にわたって被験者に提供し、その間の被験者の行動を記録する。そしてそのデータから、それぞれの条件下での人々の行動の差異を明らかにする手法である。もし、実験への参加、さらには被験者に割り当てる保険の諸条件が完全にランダムであれば、この実験は非常に精度の高い情報を提供することになる。そのためには十分に多くの被験者を確保する必要がある。また、この実験は、被験者がほぼ無期限に実験が続くと考える程度に長期間にわたる必要がある。こうした実験の精度を高めるためには、財政的にも、労力的にも、非常に多くの資源が必要となる。

実証分析にとって重要なポイントは、収集されたデータが正確であるとして、そこから政策変更の効果を導き出すことができるかどうかという点である。その際に重要なのは、分析者にとって観察不可能ではあるが、人々の行動には強い影響を及ぼす要因の効果をいかに分析に組み入れられるかである。この要因が個人ごとに一定であるとすれば、何らかの方法で制度を変更した際のある特定の個人の行動を追っている限りにおいては、その要因の影響を取り除く事ができる。つまり、同じ個人に関して検討しようとしている制度間での行動の変化のみに注目すれば十分である。なぜならば、短期的には制度間において、所得や学歴といった観察される変数（これも短期的には不変）と同時に観察不可能な変数の影響も排除でき、制度間の変更のみを純粹に評価する事ができるためである。その意味で仮想的質問による調査と（社会的あるいは自然）実験による調査は、仮想的あるいは実験的に制度を変更できるので有効性は高い。この場合、その評価は非常に簡単である。例えば、仮想的質問法の場合には同一個人の実際の選択と仮想的な条件における選択、あるいは異なる仮想的条件間の選択の、比率あるいは差を見ればよい。同一個人であるため全ての属性は、

19) 変量効果を含んだ二項選択モデルによって推定が行われることが多い。

その選択の変化に影響を及ぼさず、仮想的な状況の違いのみが選択に反映されると考えられる。社会的実験の場合も同様で、実験前と実験後の選択の比率もしくは差を見れば十分である。

実際にはそのような制度変更が生じることはまれなため、日記的であるか回顧的であるかを問わず、実際の行動記録を用いて政策変更の効果を導き出すことためには工夫が必要である。それゆえ、実際の行動記録では、異なる消費者が異なる制度に属していることを利用して、観察できる変数の影響を除きながら評価をしなければならない。したがって仮想的質問や実験とは異なり、単純な差や比をみるだけでは十分ではない。そのためには、選択や行動を観察される変数と制度間の差異に回帰させる事によってはじめてその効果が求められる。

Ⅲ－３．平均的な、あるいは若者の行動

個人、あるいは患者の医療サービスの消費行動のマイクロデータを用いた分析はわが国でも蓄積されつつある。しかしこの分野については、すでに欧米ではさまざまなデータが用いられ、医療サービスの「需要」関数が繰り返し推定されてきた。

なかでも、米国の代表的なシンクタンクである RAND 研究所が1974年から8年間にわたり実施した HIE (Health Insurance Experiment) と呼ばれる研究は、米国内6地域から選ばれた2000世帯に無作為に様々な医療保険を割り当てることで保険需要と医療サービス需要を独立させ、医療サービス需要を正確に推定することを可能にした画期的な試みである (Newhouse *et al.* 1993)²⁰⁾。標本として病院 (供給者側) からのデータではなく、家計 (需要者側) からのデータを用いた点でも HIE は優れていた。HIE によると、自己負担が全くない医療保険に加入した場合、自己負担率が95%の医療保険に加入

している場合よりも医療サービスの受診率が約20%ポイント高まり、支出は1.6倍になる。この場合の受診率の平均的な価格弾力性は -0.21 に過ぎない。このように自己負担率の変化が医療サービスの需要に与える影響は予想したほど大きくないといえよう。70年代から80年代にかけてはこのほかにも様々な分析が行われたが価格弾力性は -1 より大きく -0.2 前後の低い値となっている (Folland *et al.* (2004), Table 8.2)。

先進国ではもちろん途上国でも、患者の個票データを用いた患者の受診行動の詳細な調査や分析が多く行われてきたが、わが国における研究の蓄積は90年代後半までそれほど多くはなかった。その理由の一つは、わが国では自己負担率が制度間でも歴史的にも大きな変化がなかったことに求められよう。確かに、1997年9月や2003年4月の健康保険の被保険者の自己負担率が引き上げなどの制度改正 (表1) の前後の分析を行うことで、医療サービス需要に与える影響を明らかにすることができる²¹⁾。しかし、医療保険制度における自己負担率改定は稀にしか行われない政策であること、改定対象となるのが、近年では健康保険・被保険者に限定されており、それ以外の制度加入者 (健康保険・被扶養者、国保・被保険者) については、分析することができないというデメリットもある。さらに老人保健制度では、自己負担改定の程度が非常に小幅である (日本医療データセンター2005)。他方、例えばアメリカでは、メディケアとメディケイド以外は公的な医療保険はなく、企業が福利厚生として提供する民間医療保険が中心であるので、保険料や自己負担・適用範囲は加入している保険によって大きく異なる。イギリスをはじめとするヨーロッパ諸国やカナダが採用している National Health System (NHS) では、原則的に税金によって運用されており自己負担はない。しかし、こうした国々でも民間医療保

20) 井伊・大日 (2002, 第5章) も HIE について簡潔にまとめている。

21) 西村 (1997) は、1984 (昭和59年) の健保 (被保険者) 自己負担率が、定額制から10%に引き上げられた改正を分析し、受診率 (人口あたりで見た年間に医療機関を訪れる回数) がほとんど影響を受けなかったとしている。

険との併用が行われており、それも含めた総合的な実質的な自己負担は個人間で大きく異なる。このように、医療保険が個人間で大きく異なる社会では、その差異を用いて価格弾力性を分析することが比較的容易である。

このような状況のなかで、Bhattacharya *et al.* (1996) は、1990年患者調査（厚生省）データ

を利用して外来医療サービス需要の価格弾力性を推定し、その大きさは $-0.54 \sim -0.12$ であるとした。日本の家計のマイクロデータを用いた医療サービス需要行動の嚆矢となったのは、国民生活基礎調査基本調査の個票を用いた井伊・大日（1999）、Ii and Ohkusa（2002a）であろう。彼らは、疾病名の範囲を明確に定義したうえで

表1 自己負担率の改正経過

年	健康保険 (被保険者)	健康保険 (被扶養者)	国民健康保険 (被保険者)	高齢者医療制度
従前	定額負担	50%	50%	(制度なし)
1963 (昭和38)			30% (世帯主のみ)	
1968 (昭和43)			30% (全世帯員)	
1973 (昭和48)		30%		老人医療制度 (無料化)
1981 (昭和56)		(入院) 20% (外来) 30%		
1983 (昭和58)				老人保健制度 (入院) 300円/日 (外来) 400円/月
1984 (昭和59)	10%		退職者医療制度 被保険者：20% 被扶養者： (入院) 20% (外来) 30%	
1987 (昭和62)				(入院) 400円/日 (外来) 800円/月
1991 (平成3)				(入院) 600円/日 (外来) 900円/月
1993 (平成5)				(入院) 700円/日 (外来) 1000円/月
1997 (平成9)	20%			(入院) 1000円/日 (外来) 500円/日 (5回目から無料)
2001 (平成13)				10% (外来は定額負担との選択)
2003 (平成15)	30%			10% 20% (一定以上所得者)

(出所) 澤野（2000）を元に改訂

軽医療の医療サービス需要の価格弾力性を推定している。軽医療に対象を限定しているのは、医療サービスのなかでも比較的価格弾力性が高いと思われるからである。その結果、価格弾力性が $-0.123 \sim -0.149$ という値を得ている。また、自覚症状別の推定でもほぼ1以下であることを確認している。また、井伊・大日（2002）は独自アンケートに基づいた分析を進め、価格弾力性を $-0.23 \sim -0.36$ と推定している。これらの結果は、医療費の自己負担率が1割増の被保険者3割、被扶養者4割になった場合、最大で風邪の場合は約155億円、皮膚の炎症の場合は40億円の国民医療費が抑制され、約90億円の大衆医薬風邪薬の需要と約140億円の皮膚炎の大衆薬の需要が生まれることを示唆している。このアンケートは、医療機関での受診以外の選択肢、すなわちOTC（一般薬）や何もしないといった行動を明示的に考慮し、受診していないときの発熱や自覚症状まで細かく調査しており、貴重なアンケートであろう²²⁾。

近年では、患者行動の分析に大規模なレセプトデータが用いられるようになっている。レセプトとは、医療機関から保険者へ渡される1ヶ月単位で作成される医療費用の支払い請求書である。支払い請求書であるから、それぞれの患者に行われた治療行為の詳細が把握可能であり、カルテ等の現場の資料が入手できない現状では貴重なデータである。もちろん、レセプトとして分析に必要なデータを全て含んでいるわけではない。例えば、レセプトは月ごとに発行されるため、診療日数が実際の入院日数と一致しない場合があるし、レセプトに記載される疾病名と真の疾病名とが保険請求のために一致しないケースもある。また、レセプトデータは供給者側（病院側）のデータであり、需要分析に不

可欠と思われる需要者側の情報（学歴や職業、所得、金融資産、家族構成など）が欠けているし、すでに医療機関での受診を選択したもののだけが対象となっているために、他の治療方法（OTCや自然治癒）について知る術はない。1人の患者の初診から治癒までの一連の診療行為を1つのエピソード²³⁾としてまとめることも困難な仕事であるが、医療行為についてレセプトほど詳細な情報を持つデータ源は他になく、レセプト分析をいかに進めるかは今後とも課題であろう。

レセプトを用いた先駆的な分析として山田（1997）を挙げることができようが、レセプト分析は1990年代終盤から急速に蓄積される。吉田・伊藤（2000）は、1997年の自己負担率引上げについて、組合健保のレセプトを用いて、本人の自己負担を2倍にする引き上げ（10%→20%）が、本人ではなく、マイナーな改定を受けたに過ぎない被扶養者の受診の抑制に寄与したという結果を導いている。しかし彼らの分析は、レセプト枚数に焦点を合わせた分析のため、1レセプトあたりの単価やほかの要素への考慮にやや欠けているかもしれない。錫田ほか（2004a）では、組合健保のレセプトデータを用いて、同じく97年の自己負担改定の効果を吉田・伊藤（2000）の問題点を修正しつつ分析している。具体的には、1人当たり医療費を1レセプトあたり医療費と1人あたりレセプト枚数の積に分解している。その結果、この制度改定が本人の1人あたり医療費を13.4%、家族の医療費を3.4%減少させたとの結果を得ている。また、外来医療の価格弾力性はおよそ -0.13 であった。1997年の改正については、朴（2001）が、ある特定の大学病院（特定機能病院）での外来受診に及ぼした影響を分析している。それによ

22) このアンケートを用いたその他の実証分析は、大日編（2003）にも収められている。

23) エピソードデータとは、連続的に受診している場合を一連の治療効果の継続と見なし、診療の開始から終了までを1つの受診単位として作成したデータを指す。この方法によると前月から引き続き受診している場合には新規の受診とは見なされない。よって、新規受診の受診率（エピソードの発現率）は通常の受診率よりも小さくなる。これにより、慢性疾患の罹患により長期間受診する患者について、あたかも毎月新規に受診が開始されているかのように取り扱うことをやめることを意味することになる。

ると、被用者本人の自己負担増は、大学病院では被用者本人の約15%のレセプト件数の減少（受診減少）をもたらしたとされる。

鴫田らのグループは同様の組合健保のレセプトデータを用いてさまざまに興味深い分析を行っている²⁴⁾。例えば、鴫田ほか（2004a）は高血圧症、風邪、喘息、けがの4疾病を対象とし、97年9月に施行された薬剤一部負担や被用者本人の自己負担引き上げ（1割から2割）の効果を、疾病、所得、性別などのカテゴリー別に分析している。その結果は、本人の医療費が家族の医療費に比べて750円ほど引き下げられており、慢性の高血圧症疾患の方が急性のけがなどより医療費の引下げ効果が大きく、さらに総じて所得階層間で差異はなかったことを示唆している。そのうえで、各所得階層に620円程度の一様な医療費引き下げ効果を与えたと結論している。

澤野（2001，2004）がまとめているように、外来医療サービス需要の価格弾力性は $-0.36 \sim -0.10$ 程度であってそれほど大きいものではない。鈴木（2004a）も、厚生労働省保険局が収集した111企業における1996年4月から99年11月までの44ヶ月のレセプトデータを解析し、外来の価格弾力性は $-0.08 \sim -0.075$ であると報告している。

改定対象になっていない制度変更については、事前に評価するため仮想質問法による分析も行われてきた。鈴木・大日（2000）、井伊・大日（2002）、大日編（2003）は、独自のアンケート調査を用いた仮想質問法（コンジョイント分析）により価格弾力性推定を実施し、 $-0.84 \sim -0.63$ と前掲の弾力性よりやや弾力的だがやはり小さな弾力性を報告している。

Ⅲ－４．入院と外来

前小節の分析はおもに外来患者を対象としているが、外来患者と入院患者では医療サービス

の需要行動に違いがあるかもしれない。例えば、外来の価格弾力性は $-0.08 \sim -0.075$ であると報告した鈴木（2004a）では、入院については有意な結果を得ていない。図2で明らかなように、国民医療費に占める割合は外来の方が入院より大きい、それでも入院のウェイトは大きい。

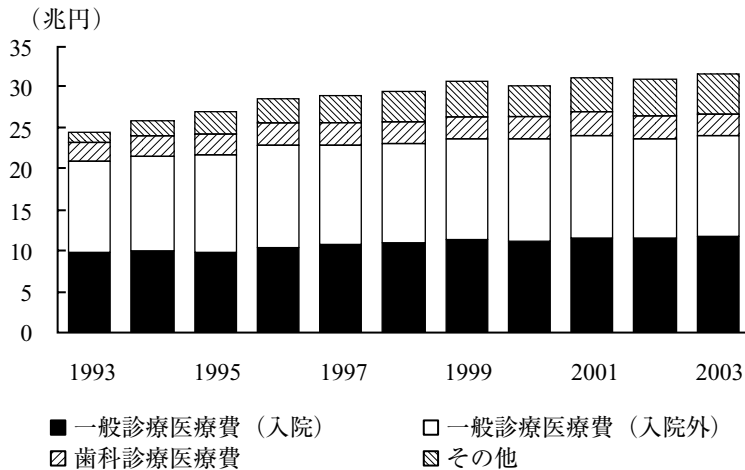
制度変更が入院期間に対して与える影響に関しては、泉田（2004a）が3組合健保のレセプト²⁵⁾、1996～2000年分に関して、15～69歳の2年未満の入院エピソードを用いて分析している。ここで取り上げた制度変更は、1997年9月の患者自己負担引き上げと1997・1998・2000年4月の入院に関する診療報酬改定であり、入院日数を被説明変数とし、政策変更ダミーや個人属性を説明変数とする回帰分析が行われている。その結果、①97年診療報酬改定（一般病棟を急性期と慢性期の2種類の体系に転換）は入院日数や総受診日数を低下させた、②98年改定（急性期と慢性期の区分を30日から28日に短縮、看護料届出要件の見直し、継続的入院の適正評価）は入院日数を減少させたが総受診日数には影響していない、③00年改定（入院基本料の新設、入院環境料・看護料・入院時医学管理料等の統合）は入院日数には影響しないが総受診日数は増やした、④97年9月の自己負担引き上げは入院日数・総日数を有意に増大する効果があった、といった結論を得ている。また、入院日数の所得弾力性は -0.36 、総日数の所得弾力性は -0.247 であった。これは、入院医療が劣等財であるというよりは、入院の機会費用が所得が高くなるほど大きくなることを示唆しているのかもしれない。

泉田（2004a）は入院と外来の代替関係については考慮していないが、泉田（2004b）では医療費自己負担率の増加による外来受診の抑制とその後の入院需要の増加の可能性について検

24) 同じ組合健保のレセプトデータを用いた一連の結果は、増原・熊本・細谷（2005）にまとめられている。

25) この研究で用いられている健康保険のレセプトデータは厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業「生活習慣と健康、医療消費に関するミクロ計量分析」（主任研究者：小椋正立法政大学経済学部教授）の研究班で使用されている健康保険組合のレセプトデータおよび加入マスターデータである。

図2 入院・入院外・歯科別にみた医療費



（出所）厚生労働省「国民医療費」各年版

（注）「その他」には、「薬局調剤医療費」「入院時食事医療費」「老人保健施設療養費」「老人訪問看護医療費」「訪問看護医療費」を含む。

討している。1997年9月の自己負担引き上げにより新規に医療機関を受診する患者の受診確率、ならびに患者の受診選択（外来・外来経由の入院・直接入院）がどのように変化したかがここでのテーマである。3つの組合健保の1996年～2000年度の5年間のレセプトデータを用いて20歳から69歳を対象に分析した結果、自己負担引き上げは医療機関受診の意思決定に対しては新規の受診確率を引き下げる影響を与えていたが、受診形態の選択については有意な効果を与えていないことが明らかになった。これは制度改定によって医療機関自体に受診する確率は小さくなるが、一旦受診した患者が外来よりも「外来経由の入院」や「直接入院」を統計的に有意に選択する可能性がないことを示した。この結果は制度改定により、「医療機関受診を諦めた結果、入院が必要となるほど重症になってから医療機関受診する」という可能性が統計的には存在するとは言えないことを意味している。

増原ほか（2004）は、国保と健保における加入者の受診行動を明らかにしている。1997年度1年間の4道県（北海道、千葉、長野、福岡）

の国民健康保険と、3組合における健康保険のレセプトデータを用いて、その疾病リスク構造の比較分析を行い、加入者の年齢構成割合や地域性を考慮したうえで、2つの公的医療保険の加入者における受診行動の差異を評価している。その結果は、①入院医療費については、成人（15歳から64歳）では、国保加入者の方が組合加入者と比べ、高い医療費と長い診療日数となっており、入院の疾病リスクは国保加入者のほうが高い、②長期の入院を伴う疾病の治療を余儀なくされた加入者は健保にとどまらず、自営業者や無職者を中心とする国保加入者とならざるを得ない、③外来医療費については、総じて健保加入者のほうに高い傾向が見られる、といったものである。③については、健保加入者は相対的に所得水準が高いこと、あるいは附加給付制度によって実質的に医療費の自己負担割合が軽減されているためであると解釈されている。

Ⅲ－５．老人医療の分析

図3からわかるように、一人当たりの医療費は年齢層が高くなるにしたがって急激に増加す

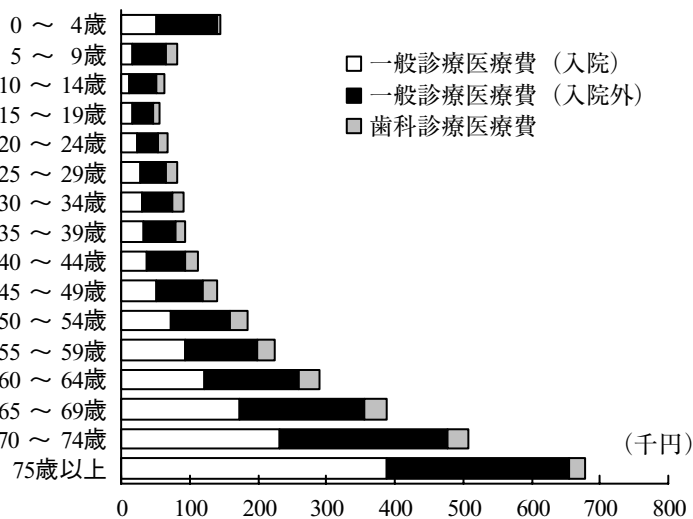
る。高齢者の受診率は若年者と比較して2.7倍、入院で6倍に達し、その結果、高齢者の1人当たりの医療費は若年者の約5倍となっている。これは、イギリスの3.35倍、ドイツの2.68倍、フランスの2.96倍（OECD Health Data 2002）などと比較してもはるかに高い²⁶⁾。それゆえ、老人の医療サービス消費の実態について分析することは、マクロ的な医療費の規模を考えるうえでも必要である。

1997年に、高齢者の医療費負担は月額定額制（毎月1回かぎり1,020円）から日額定額制（1回から4回までは1回あたり500円、それ以降は無料）に移行した。澤野（2000）はこの移行を利用して、老人保健適用者の高齢者の医療サービス需要の価格弾力性の計測を試みている。澤野（2000）はマクロデータを用い、 -0.105

~ -0.085 （1件あたり外来日数）、 $-0.125 \sim -0.076$ （外来受診率）という値を得て、高齢者医療において、自己負担制度が受診行動に与える効果は限定的なものであると結論している。

老人保健法は、一定の年齢以上に対して老人保健制度の適用を定めている。老人保健制度への移行は、定率負担から定額負担への価格体系の移行を意味するから、この移行を一種の自然実験とみなすことができる。増原ほか（2004）、鈴木（2005b）はこの条件を利用して価格弾力性の計測を試みている。その結果、国保と健保組合のレセプトデータを用いた増原ほか（2004）²⁷⁾では $-0.23 \sim -0.19$ 、国保のレセプトデータのみを用いた鈴木（2005b）²⁸⁾では外来医療費について -0.4 、入院医療費について -0.1 という結果を得ている。

図3 一人当たり年齢階級別国民医療費



（出所）厚生労働省「平成15年度国民医療費の概況」

26) 長期的な時系列観察によれば、皆保険実現時の1961年には3倍程度、老人医療無料化が国の制度として実施された1973年には3.6倍、老人保健法が成立して1983年から5倍を超えた（太鼓地，2001）。

27) 高齢者に関しては、医療費では組合健保加入者のほうが高いが、レセプト枚数と診療日数では、国保加入者のほうが多く、かつ長い。また、国保加入者は相対的に単価が低く、日数が長い傾向があり、長期にわたる受診行動が認められる。

鴫田ほか（2004b）²⁹⁾では、1997年9月に実施された薬剤一部負担の改定と高齢者医療費の一部負担の改定が患者の受診行動にどのように影響するかについて計測している。70代と80代の高齢者の受診に影響して、それぞれ年間で524円と429円の医療費の削減をもたらしている。高齢者のもっとも一般的な慢性疾患である高血圧症に限定した場合には、自己負担割合の改定により、慢性高血圧症の高齢者の平均的な受診回数は1ヶ月あたり2.53回から2.31回へと抑制されたとの結果が得られている。

70歳以上の老人患者で外来自己負担が2倍程度になった（定額1,020円/月から500円×4回/月）という制度改正を分析した朴（2001）では、受診抑制は検出されず、約25%のレセプト件数の増加がみられた。大学病院においては1レセプト1診療科であり、レセプト件数の増加は、老人患者の複数科受診や専門診療科への受診行動や、大学病院などの高機能病院へのアクセスを促しており、医療機関分担という本来の目的に逆行する結果と指摘している。また、外来患者の年齢別の受診推移では、70歳以上の患者には増加傾向があり、それ以外の年齢層では、特に40歳代が減少傾向にあり最大20%減少している。また、初診患者の年齢別受診傾向でも40歳代が顕著な減少傾向にあり最大25%減少しており、10歳代からの減少もみられる。朴（2001）は、老人患者の相対的な増加は、大病院への患者集中、特に複数科受診などの現象も引き起こし、小規模病院や診療所などの外来患者の減少をもたらしていると推測している。

このように、高齢者医療においても価格弾力

性は $-0.40 \sim -0.10$ の範囲であり、高齢者の医療サービス需要についても、自己負担率の変化が医療サービス需要に影響を与えることが確認された。ただし、その大きさはそれほど大きくはないようである。これは、自己負担率が低いところ（需要曲線の右下）で評価されているという理由や、あるいは制度的な要因³⁰⁾が十分に考慮されていないためかもしれない。いずれにしても、老人保健制度の支出額の増加を抑制するための自己負担額の引上げは、一時的に医療費を抑制するものの、時間が経つとその効果は消失してきた。金子（2000）はこの点について、価格弾力性とは別の観点からの説明を試みている。

金子（2000）は国民生活基礎調査を用い、所得水準が低い場合には通院する者の割合が高いが（健康状況が悪くなく非就業を余儀なくされたかつ通院せざるを得ない人が含まれていると考えられるため）、所得が上がると通院する者の割合が低下し、ある水準以上の所得になると、所得上昇とともに通院する者の割合が高くなるという現象を検出している。これを踏まえると、前述したような自己負担率の医療費抑制効果の消失は、低い価格弾力性と、正の所得弾力性の効果が組み合わさって起きた現象かもしれない。すなわち、自己負担額の増額による医療需要の減少額が小さいために、公的年金制度の給付の改善にともなう所得の上昇による医療需要の増加が減少分を相殺、あるいは超過した可能性がある。このような年金受給と医療需要の間の関係を考慮すれば、給付水準の見なおしや支給開始年齢の引き下げを実施する年金改革は、高齢

28) 富山国保連合会の1998年4月から2003年3月までの60ヶ月のレセプトデータを用いて老人医療の価格弾力性の測定（Two Part モデル）を行った。期間内に国保一般から老健に移った対象者を取り出してパネルデータを作成して用いている。通常国保一般における加入者番号と老健の加入者番号は連続していないが、富山県国保では別の個人番号を管理しており、データの接続が可能となっている特徴を利用した分析となっている。

29) 1997年4月から1998年3月までの北海道、千葉、長野および福岡の4道県におけるすべての国民健康保険加入者の縦覧点検データ（レセプトデータ：入院、外来、歯科、調剤から構成される）を分析している。

30) 例えば外総診（老人慢性疾患外来診療科、2002年の診療報酬改定で廃止）等が考えられる（鈴木2005b）。

者の医療需要行動の変化を通じて医療保険財政に影響し、ひいては医療保険改革にも影響を及ぼしかねない。金子（2000）が指摘するように、医療保険制度改革と年金改革とを相互に関連付けた改革（そしてそのための実証分析）の重要となろう。

Ⅲ－６．病院・診療所の違い

ここまでは医療機関の種類を区別せずに論じてきたが、ここで診療機関の選択について概観しておこう。わが国において診療機関選択を分析する意義は、わが国の公的医療保険制度の特徴のひとつである、有訴者の診療機関選択の自由に関係する。山本（2002）が指摘するように、この「フリーアクセス」のもとでは、病状と受診する診療機関の能力にミスマッチが生じ、非

効率な医療費の使用が発生しやすいと言われている。実際、地域によって異なる規模の病院を選択することが医療費の地域差の無視できない部分を説明するとの実証研究も存在する（青木2001）し、小規模病院への転院が費用抑制効果を持つとの研究もある（山本2002）。じっさい、現在の制度では自己負担額が、病院より診療所の方が高くなるように設定され、供給者側において診療所への誘導が行われている（表2）。非効率な医療費の使用を防止するために受診行動を制御するとしても、病院の機能分化の明確化といった指針が存在しない以上、有訴者がどのような病院を選んでいるのかということについての検討が不可欠である。

有訴者の診療機関選択における決定要因としてはさまざまなものが考えられる。診療機関の

表2 200床以上病院と診療所の医療費と自己負担の差異（点数格差）について

状態の安定して再診患者（高血圧症）が病院または診療所を月2回受診し、簡単な尿検査と血液検査を行い、同じ薬を院外処方された場合の比較。

算定項目	病院		診療所	
	1回目	2回目	1回目	2回目
1. 外来診療料	72	72		
2. 再診料			73	73
3. 外来管理加算			52	52
4. 継続管理加算（1回／月）			5	
5. 特定疾患療養指導料（2回／月）			225	225
6. 尿検査（一般定性半定量）			28	
7. 血液検査（抹消血液一般）			27	
8. 検査判断料	169		169	
9. 血液採取料	12		12	
10. 処方箋料（7種未満）	69	69	69	69
11. 特定疾患処方管理加算（2回／月）			15	15
合計点数	322	141	675	434
自己負担金	966	423	2025	1302
1ヶ月自己負担金合計	1,389		3,327	

患者は一般患者＝自己負担3割負担

点数格差は1ヶ月で病院463点、診療所1,109点＝約2.4倍となる。

実際の点数格差は646点になるが、算定項目のうち①診察料格差（1～4＝111点）②指導料格差（5＝450点）③検査料格差（6～7＝55点）④処方料格差（11＝30点）ということになる。

（資料）筆者作成

質（Kalant1998）はもちろん、診療機関ごとに医療サービスの価格が異なるとすればその価格も決定要因となるであろうし、Acton（1975）以来、通院時間等の非貨幣的要素の重要性も指摘されている³¹⁾。わが国についても、これまでのケーススタディを踏まえれば、診療機関を決める要因は診療機関の設備と診療機関への距離が主たる要因と考えられる。

設備については、関田ほか（1983）、島ほか（1990）が、診療機関を選んだ理由の第1位は「設備の充実」であったと報告している。それぞれの診療機関が持つ専門技術に期待して選択していることもあるだろう（吉岡ほか1996）が、いくら設備が充実していても有訴者がその設備を使うとは限らないから、有訴者は「設備の充実」を診療機関の質のシグナルと捉えているのかもしれない。あるいは、有訴者は自分がどのような治療を必要としているか完全には把握していないから、なるべく多くの治療を受けることのできる可能性がある病院を選びやすい可能性もある（Hodgkin1996、中島1998）。成人病の増加とともに大病院志向が強まっているとの指摘もある（安西1987）から、これも治療の可能性を保持しておきたいという option demand の現れと考えられよう。

診療機関への距離も診療機関選択の理由のひとつである（Acton1975、知野1994）。患者へのアンケートでも理由のひとつに挙げられるし（関田ほか1983）、受診の流れと日常生活圏はおおむね一致するとの報告もある（吉岡ほか1996）。その距離は、片道交通費にして500円（関田ほか1983）、時間にして1時間程度（吉岡ほか1996）以内とされている。2次医療圏外からの患者は高度な治療を求めていると考えられるのもこの理由による。診療期間への距離は、通院の機会費用を反映している。塚原（2002）は「国民生

活基礎調査」の個票を用い、通院による機会費用等の経済的要因が診療機関選択に影響しているが、その影響は92年から95年にかけて小さくなっているとの結果を報告している。

Ⅲ－7．まとめ

これまでの研究によれば、医療サービス需要の価格弾力性は総じて非常に小さい値であり、自己負担が医療サービス消費に与える影響はそれほど大きくないようである。一方で、個別の軽医療では比較的高い価格弾力性が検出されることもある。疾病別に価格弾力性が異なるということは、政策的にどのようなことを意味するのであろうか。自己負担率が一律に引き上げられた場合、風邪やケガなどの軽医療の患者ほど、医療機関にかからなくなる確率が大きくなる。一方で、慢性疾患や重度の疾病患者については自己負担が高まっても医療需要はあまり変化しないため、自己負担率引き上げによっておもにこのような患者の負担が増加することとなろう。公平性の観点からみて、本来医療を必要とするべき人がより多くの負担をすることは問題があると考えられる。そこで、一律に自己負担率を設定するのではなく、疾病別に自己負担率を変えろという考え方もある。免責制度の導入は、主に軽度の医療には100%の自己負担がかかるという意味では、医療保険を重大な疾病や事故に対する金融上の備えと考えるのであれば、望ましいといえるかもしれない。自己負担率の引き上げは、価格をシグナルとして無駄な医療をなくし、必要な医療が提供されるような適切な資源配分がおこなわれることが目的とすべきである。しかし、一律に自己負担率を上昇させるような政策では、本当に必要としている人が適切な医療を受けられなくなる一方で依然として無駄な医療が提供され続ける可能性がある。

31) Gertler et. al. (1987) はペルーの診療機関選択を分析し、価格と所得の効果のほか、通院時間の効果を確認している。また、年齢ごとに診療機関の選択が異なる傾向を示すことを見出し、疾病の種類による差異も検出している。先進国の実証分析としては、Puig-Junoy et.al. (1998) がスペインの診療機関選択の分析を行っている。彼らも通院時間の効果を検出し、時間の効果が救急診療増加の一因になっていると指摘している。

さて、医療サービス「需要」の価格弾力性が小さいと思われることから、近年の米国では、医療費のコントロール手段として、自己負担という需要サイドよりも、DRG/PPS といった供

給サイドからの制御が重要視されている。そこで次節では供給側についての研究を概観することにしよう。

IV. 「供給」側からの分析

前節で述べたように、医療費の決定には医師・医療機関の側の意思決定も重要な役割を果たす。そこで本節では、「供給」側からの分析について概観したい。ただし、病床規制や医師の分布といった問題は後述し、ここでは診療報酬と医療サービスの「供給」に焦点を絞ることとしよう。日本の保険給付は診療報酬制度に従って行われており、診療報酬や薬価基準を低水準に規制したことが日本の医療費の抑制に効果的であったという指摘がある（池上・キャンベル 1996）。この制度改革は、「供給」行動にどのような変化をもたらすのであろうか。診療報酬を引き下げても、医師誘発需要によって、例えば外来の場合は、単価は下がっても一日あたりの医療費が増加し、入院医療の場合は日額では低くても入院日数が長くなる（鴫田 2004）との指摘もある。これは、現行制度が出来高払い制（FFS: Fee For Service）となっているためであらうか。診断群別包括支払方式（DRG/PPS: Diagnosis Related Groups / Prospective Payment System）の導入が「無駄な」医療サービス供給を抑制するかもしれない。ここでは、このような問題意識に基づいた研究をいくつかみてみよう。

1996年の診療報酬改定で、老人外来³²⁾と小児外来に包括払制が導入された。河井・丸山（2000）は、1994から1997年の社会医療診療行為別調査と1996年の医療施設静態調査を用いて、

包括払制の効果を分析している。彼らは、包括払制の採否が医療機関によって選択されるため、高く設定された報酬点数とともに、医療費の上昇に大きく寄与していることを確認している。また、医療機関が包括払制を採用するかどうかの意思決定を点数や包括払範囲などの制度的条件と整合的な形で行い、制度の誘因構造に応じて診療行為の中身（この研究では診療日数）を変更しうること観察されている。そのため、月単位の包括払制を導入した老人外来では診療日数が減少したのに対し、日単位の包括制を導入した小児外来では逆に診療日数が増加した。

鈴木（2005a）は、2002年4月から実施された診療報酬マイナス改定がその後の医療費を抑制できたのか、医師誘発需要の存在とともに検証している。とくに、診療報酬引下げ幅が最も大きかった整形外科の外来レセプトに注目している。使われたレセプトデータは、富山国保連合会の1998年4月から2003年3月までの国保一般・退職者医療保険制度・老健加入者のものである。これによると、整形外科の1日あたりの医療費は改正当初5%の落ち込みを示したが、これは一時的なものに過ぎず、翌年1～3月には前年と同水準まで回復した。また、医療機関別では、民間病院では改定当初からまったく医療費が変わらず、翌年1～3月には改定前よりむしろ高い水準となった。医療機関の密度が高い地域では医療費の落ち込み幅が小さく、その

32) 鈴木（2005b）が指摘している、外総診（老人慢性疾患外来診察料、2002年の診療報酬改定で廃止）のことである。（「Ⅲ－5．老人医療の分析」の節を参照）

後の回復度合いも高いため、医師の誘発需要が大きいと思われる。もちろん、診療報酬単価が下がったために患者の需要が増加したとみることもできる。鈴木（2005a）はこれに対して、1日当たり外来点数の価格弾力性は有意ではないから、患者の医療需要が増えたためとはいえない、としている。

鈴木（2005a）が指摘するように、診療報酬の引下げを政策手段として用いるのであれば、現在のような報酬単価の引下げという単純な手段ではなく、医師誘発需要を防ぐ包括化などの手段の検討が必要であろう。ただし、河井・丸山（2000）もいうように、包括払制による医療費削減効果があったとしても、それが過剰診療や過剰な投薬の是正でなく、必要な水準以下の粗診粗療に起因するものであれば望ましくない。包括払制度の評価には、質に関するデータに基づいた実証研究が不可欠である³³⁾。

さて、日本の医療の平均在院日数は先進諸国と比べて長いと言われてきた。その理由として、1) 人口あたりの病床数が多い、2) 医師や看護師などの医療従事者の不足、3) 同じ病床に、急性期の入院患者と慢性期の入院患者が

混在しているため、とされてきた³⁴⁾（尾形，2003）。

山本（2004）は、「社会医療診療行為別調査」の個票1987～2000年を用いて、医療の標準化、すなわちクリニカルパス、DRG/PPSや科学的根拠に基づいた医療（EBM：Evidence Based Medicine）が在院日数などを通じて病院経営にどのような影響をもたらすのか分析している。分析には、1987年から2000年にかけて診療報酬見直し・特定機能病院制度創設・療養型病床群創設等の、診療日数を減らすための政策変更を利用している。その結果、病床規模が大きな病院ほど診療日数の減少幅が大きく、小さい規模の病院ほど減少幅は小さくなっていた。これは、病床数の多い病院では、重症な疾病で入院している患者が多く、入院期間が長かったため減少幅が大きいのかかもしれない。あるいは、小規模の病院で社会的入院が多いためかもしれない。後者の点については、山本（2004）がいうように、2003年以前は一般病床と療養病床が区分されていないので、はっきりしたことはわからないが、この期間は一般病床の入院期間が短縮された時期であり、大型の病院が真剣に在院日数の短縮を行ったといえるのもかもしれない。

V. 医療費の分析

本節では、「需要」と「供給」の結果として顕現する医療費に着目したい。とくに、医療費が地域ごと³⁵⁾に、あるいは家計の所得階層ごとにどのように分布しているのかという点についてまとめておくこととしよう。

細谷ほか（2004）では、腎不全に焦点を当てて、レセプトデータを用いてその医療費の地域間格差や医療機関間格差の実態を分析している。

ここで、腎不全が選ばれた理由は、レセプトデータ使用につきまとう大きな問題点である、レセプトに記載された疾病名と真の疾病名との不一致を回避するためである。その結果、入院医療費では高い北海道、中程度の福岡、最も低い千葉と明確な地域間格差が確認された。とくに千葉では、医療費の観点から、効率的かつコンパクトな医療供給が実現されているようである。

33) この特集号の伏見論文も参照のこと。

34) 2003年8月に、一般病床と療養病床に分かれ、一般病床だけの平均在院日数をみると、大幅な短縮がされている。

35) 地域差研究会編（2001）は、医療費の地域差についてさまざまな観点からの論文を収録している。

外来医療費についても、入院と同様に北海道の医療費は高い。他方、福岡では低医療費診療が相対的に過剰に供給されている。細谷ほか(2004)は、これが医療供給の効率性を表すのか、それとも非効率性を表すのかの判断は困難であるとしている。診療数の多い医療機関データを用いた同一地域内における医療機関間格差をみると、北海道と福岡では各医療機関の平均の医療費格差は大きい一方で、千葉ではその格差が小さく、医療機関が均一化されている。このことは、低医療費特性と医療機関の均一化の間の因果関係を示唆しているのかもしれない。また、さらに診療方法が標準化されている人工透析の分析から、診療方法の標準化が医療費の平準化に有効性を発揮していることが伺われる。これは、DRG/PPSの有効性に1つの積極的根拠を与えるものと言えるかもしれない。

今野(2005)は、胃癌・腎不全・統合失調症の3疾病について、医療費の地域格差や各地域での医療機関格差について分析している。その結果、明らかな地域格差・医療機関格差が検出され、とりわけ、北海道の高医療費と、千葉の低医療費が顕著であった。胃癌の入院患者の医療費を1日当たり単価と平均在院日数に分けて分析したところ、1日当たり単価は、千葉(男性：36,825円)の方が福岡(男性：34,767円)より高いが、千葉(男性：15.52日)では福岡(男性：18.16日)より平均在院日数が短いため、平均医療費は千葉(男性：584,883円)の方が福岡(男性：626,717円)より低くなっているとの結果が得られている。同様の傾向は腎不全の入院にも看取される。このように一人当たり単価が都道府県間で異なる理由として、今野(2005)は医師誘発需要を候補としている。

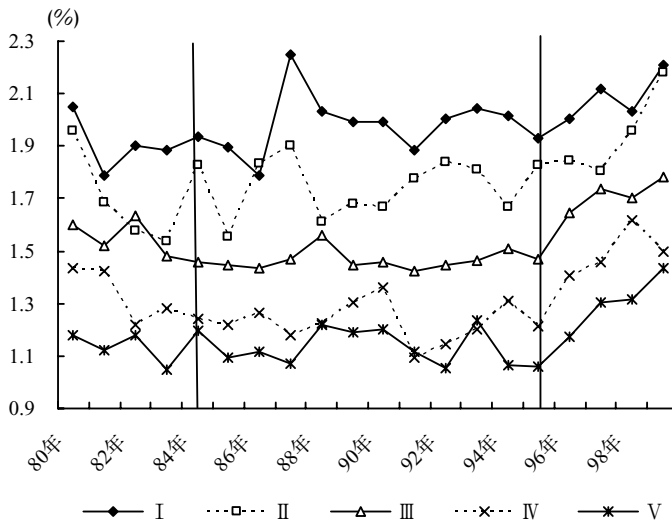
知野(2005)は入院医療費の地域格差問題に公的病院・民間病院の違いという新しい視点を取り入れ、老人医療事業年報など都道府県別の

1999年度のデータを用いて分析している。民間病院は老人病床や療養型病床群で高いシェアをもち、高齢者入院医療は長期療養医療サービスに集中している。そのため民間病院の病床が相対的に多く存在する地域では、高齢者入院医療費が高くなると指摘している。

これらの研究は医療費の地域間格差に焦点を当てているが、所得階層ごとにみるとどうなのであろうか。所得水準にかかわらず一定率の医療費自己負担であるから公平な制度であるように思われるが、澤野(2001)は家計調査年報のデータから医療費自己負担は所得に対して逆進性をもっていること指摘している。図4は、勤労者世帯における保健医療サービス支出(診療代、入院料、その他の保健医療サービス支出)が消費支出に占める割合の推移を表している。縦軸は支出シェア(%)を、横軸は年次を表している。右側の注にある数字は、低所得者(第一分位)から高所得者(第五分位)までの各所得五分位階級を示している。被保険者の自己負担率改定が医療費自己負担に与えた影響は、昭和59(1984)年の改定では明らかでないが、平成9(1997)年改定においては負担増があり、その負担増の源泉は外来医療サービス自己負担額の増額にあるものと考えられると澤野(2001)は指摘している。

澤野(2001)が指摘するように、この負担構造のもとで所得水準に依存しない一律の自己負担引き上げを行えば、医療費自己負担に関して逆進性を強める働きを持ち、特に付加給付制度のない政管健保加入者において、この逆進効果は組合健康保険や共済組合加入者よりも強くなるはずである。近年様々な研究(大竹2005)が示すように、所得水準を決定する賃金分布に大幅な格差が生じている可能性があり、所得に関する医療費自己負担の公平性の議論からも重要な視点となろう。

図4 支出シェア(保健医療サービス)年間収入五分位階級・勤労者世帯



(出所) 澤野 (2001)

VI. 高齢者の医療費の問題

VI-1. 地域差³⁶⁾

前節では医療費の分布について取り扱ったが、ここではとくに高齢者の医療費の問題について検討しよう。前述のように、一人当たりの医療費は年齢層が高くなるにしたがって急激に増加するが、老人医療における受診状況は多様であるから、受診者1人当たりの年間医療費という全受診者の平均値では実態が十分には把握できないからである。府川(1998a)は、老人受診者の多様性として、1年間に1度も医療サービスを受けなかった人(無受診者)は10~15%程度いると指摘している。高齢者の1年間を単位とした受診状況を見ると、年齢階級の上昇とともに入院外受診は低下し、入院受診は90歳まで

増加しそれ以降低下する。高齢者の80~90%は年に一度以上入院外を受診し、入院した人は20~25%である。府川(1998a)はさらに、県ごとの受診者と医療費のローレンツ曲線から、地域間の医療費の差は、例外的な高額医療によるのではなく日常的な医療に起因していると結論している。

都道府県と二次医療圏における老人医療費の格差を分析した伏見(1998)でも、道府県格差は高額医療より日常的な医療によることを指摘している。なお、年間入院医療費・入院外医療費ともに、道府県間の格差に比べ二次医療圏間の格差のほうが小さいとの結果も示されている。

鈴木(1998a)は、老人医療の県別格差と市

36) この分析で用いたデータは、郡司編(1998)による12道府県(北海道、青森、福島、富山、石川、福井、静岡、滋賀、大阪、和歌山、岡山、高知)の1991年3月から1993年2月まで老人医療受給者のレセプトデータである。

町村格差を分析している。1994年度の老人医療費は、最高の北海道が859,982円と、最低の長野県が473,494円と1.82倍の格差がある。1人当たり老人医療費の地域格差をウェイトつき最小二乗法で推定した結果、病院病床数が老人医療費の変動の80%近くを説明していた。この推定結果を用いた試算によれば、人口当たり病床数と老人ホーム収容人員が全国同一になれば医療費が半減する。また、市町村間の医療費格差は、入院・外来いずれを見ても県間格差と比較して、非常に大きい。格差の説明要因として、入院については、①入院期間は、1) 所得が低い地域ほど家庭内看護力が小さいため長く、2) 病院病床数が多いと収容力が高まり長くなる。②診療密度（1件当たり医療費）は逆に、1) 所得が高いと患者は高度治療を望むため診療密度は高まり、2) 大規模病院では高度医療が中心で、(医療機関への患者の)集中度が高いほど診療密度が高まる、といったことが挙げられている。他方、外来については、①受診率は医師数が多く（診療所も含めた医療アクセスが高いため）、集中度が高いほど低く、②診療密度（1件当たり医療費）は、病院病床数が多く集中度が高いほど高まる、とされている。

さらに、政府がある程度自由にコントロールできる医療資源変数（病床数、医師数、患者集中度、老人ホーム病床数）を仮にすべての市町村で平均値に均一化をすることができた場合の医療費格差の減少を計測したところ、県レベルの試算結果とは異なり、医療資源の均一化は市町村レベルではほとんど格差の解消をもたらさないこととなった。つまり、市町村間の医療格差は大きすぎて、医療資源の均一化のみでは格差は解消できない。これは、市町村の人口規模が小さいために高額患者が発生すると平均医療費が変動しやすいためであろう。

外来、入院と分けて、一人当たりの医療費と、受診率、受診頻度、一日当たり単価の三要素に分けてそれぞれの地域差の要因を分析した郡司（1998）によると、日本の医療費の地域差は、病床数、病院数、診療所の数（つまり医療の提

供体制の大きさ）に依存する。外来の受診率のみは気象条件という、患者側の要因が大きいが、それ以外のどの程度の頻度で来院するか、どんな医療をうけるか、入院するかどうか、どの程度の期間入院すべきか、入院してどのような医療を受けるかなどは、医療提供者側が大きな影響を与えていると結論している。

VI-2. 医療費の分布

医療費分布をレセプトデータに基づいて分析した研究としては、郡司編（1998）のデータを用いた府川（1998a）や小椋・鈴木（1998）が、老人医療費の集中や分布を分析している。そこでは、一部の患者が医療資源の過半を使っている姿を明らかにしている。例えば、府川（1998a）によれば、上位4%の受診者が医療費の30%を使用し、上位7%までをとると医療費の42%にのぼる。

こうした「一部の少数の患者が医療費の大部分を使っている」現状を公平性の観点から問題視する見方もある。しかし、むしろ医療が一部に集中するのだから、保険を運営する存在意義がある。実際、単年度の単位では医療消費が集中していても、数年の単位で見ると医療費分布の上位にいた患者が下位に移動してゆくことが海外では知られている（鈴木2004a）。ある年の高額医療費支出者が異なる年の高額支出者で無いことが保険運営を可能にしている。このような問題意識での分析例は、MSA（Medical Saving Account）との関係で、アメリカに多い（アイクナーほか2002、Eichner1997、1998）。

アイクナー他（2002）では、1990年に約1.1万ドルの医療支出を行っていた最高分位の階層は、その次の1991年には約半額の5000ドル程度までに医療支出が減少し、だんだんと平均にもどってゆくことを指摘している。また、1995年に最高分位であった階層も前年の平均医療費は1995年の半分以下であり、医療費の集中は持続しないという結果になっている。わが国の場合も、もしそのようであれば、「医療費の多くは、一部の患者に対する医療サービスによって消費

されている」として問題視する必要は必ずしもない。こうした問題意識で鈴木（2004a）、菅・鈴木（2005）は、111企業のレセプトデータをもちいて、医療費の分布とその持続性を検討している。その結果、①米国に比べて医療費分布の持続性が高い、②高齢者ほど分布の持続性が高い、という結果を得ている。

なぜ日本では、分布の持続性があるのだろうか。診療報酬の影響、特に長期入院の期間に対する償還払いが米国に比べて日本の方が寛大であることが影響している可能性を鈴木は指摘している。持続性が特に高齢者において非常に高ければ、保険原則が成り立つ部分が少なく、個人積立金であるMSA³⁷⁾や国庫でのファイナンスが政策上の選択肢となろう。

老人医療費における個人間の医療費分配の実態を示し、医療費を集中的に費やしている高齢者の特性から医療費の押し上げの要因を分析した小椋・鈴木（1998）では、郡司編（1998）の24ヶ月間の老人健保のミクロデータを使用して、①“高額医療”老人（トップ5%）の80%以上は90日以上長期入院³⁸⁾である、②老人医療費の3分の1が長期入院に費やされている、③長期入院の発生率の違いは医療費の地域間格差の主要原因の一つである、④人口当たりの病床

数が多い地域ほど老人が長期入院になる確率が高い、⑤特別養護老人ホームの収容数が大きい地域では長期入院確率も高い、という結果を導いている。

わが国の老人医療では、高額患者の発生は事故や難病などによる予測不可能な出来事ではなく、長期入院という介護サービスの性格のサービスが多く、療養病床においては、医療保険対応の療養病床と介護保険対応の介護療養型医療施設との比較では、提供する医療サービスの内容にはほとんど差異がない。長期入院に要する医療費は老人医療費全体の3分の1にあたり、米国のメディケアにおける長期介護への支出は94年度において全体の33%であり、小椋・鈴木（1998）とほぼ同じである。いずれの国も長期介護の費用は非常に大きい、日本では米国と異なり、長期介護が急性期医療と明確に区別されていないため、急性期医療をこなす人的資本がそのまま長期介護を受け持つことになり、非常に大きな資源のロスが生じている可能性がある。2000年から施行された介護保険はこうした問題点を解消するために導入された³⁹⁾が、介護と医療の明確な区別はいまだに不十分かもしれない。

VII. 終末期医療

一人当たり医療費で見れば平均的には高齢者が若年層よりも高いが、高額な医療費を必要とするという点では、終末期医療についても考え

なくてはなるまい。終末期医療の内容は、入院の最後に行われる濃密な延命治療であるといわれている（八代，2000）。Felder *et al.*（2000）

37) この特集号の田近・増原論文を参照せよ。

38) 長期入院を180日以上入院と定義した府川（1998c）でも同様の研究結果である。180日以上長期入院を除くと、一人当たり医療費は男性で21%、女性で29%減少し、すべての年齢階級で男性の費用の方が大きい。長期入院費用を除くと、北海道・高知では、医療費が大幅に下がり、長期入院が医療費を増加させていることが明らかである。しかし、それでも医療費の格差は最低と最高で1.5倍の県別格差があった。非急性期患者の在院日数の長さを指摘しており、180日以上入院者を除くと医療費は、25%減少した。特に80歳以上の入院医療費の低下が顕著である。

39) この特集号の油井論文、田近・菊池論文を参照せよ。

によると、①死期が近づくにつれて終末期医療費は増加する、②加齢に伴い終末期医療費は減少する⁴⁰⁾、③低所得者は高所得者に比べて終末期医療費は少ない、という傾向が看取される。日本においても、府川（1998b）が、老人死亡者一人当たり医療費は死亡月が近づくにつれて増加し（特に、死亡2ヶ月前から急激に増加する）、その傾向は年齢階級を問わないという結果を示している。特に、最後の一ヶ月の医療費は死亡前一年間の医療費の21%を占める。死亡者一人当たり医療費の増加要因を、入院受診の増加と入院の一日当たり医療費の増加の二つに分けてみると、前者の寄与が3分の2、後者の寄与が3分の1であり。死亡者一人当たり医療費は70-74歳以降、年齢と共に減少傾向⁴¹⁾にある。

大日（2002）は、4道県の1年間のレセプトデータを用いて医療費について Finite mixture model を推定した。その結果、死亡前期間は年齢以上に医療費に影響を与えることを見出している。さらにこの結果を用いて2025年の医療費を推定し、単純な外挿では医療費が過大推定になることを示している。同様に、鈴木・鈴木（2003）は1992年3月から1993年2月における青森県老人保健加入者のレセプトデータを用いて寿命の長期化が将来の医療費に与える影響を計測している。彼らも、終末期以外の医療費は長寿化によってあまり増加せず、終末期医療費は長寿化により減少するため、全体として若干であるが多くの予測ほどには医療費が増加しないことを指摘している。

終末期を「患者の病態が悪化し、治癒の可能性の少ない状況下で、患者が死を迎えるまでの時期」と定義し、対象を高齢者に限らずに分析した研究に増原ほか（2004）がある。彼らは、2つの健康保険組合（単一企業健保と総合健保）の97年度の医療費データから、死亡による資格喪失者のデータを選び、その中から「悪性新生

物」の疾病名が記載された患者のデータを終末期2年間にわたって抽出したものを分析している。その結果は、終末期医療費の患者の所得との正の関係（所得弾力性は0.13）、年齢との負の関係（年齢が1歳増すと医療費は1.5%減少）を示している。また、死期が近くなると医療費は増加し、高額療養費や附加給付等の制度が医療費を増加させる効果を持つことも示唆されている。ただし、所得との関連性については、高齢者は若年者に比べて多額の資産を保有し、年金を受給していることが多いから、世帯所得のみを用いた分析には留保が必要であろう。終末期医療費が年齢と負の関係を持つのは、同じ終末期を迎えた患者でも、より年齢の若い患者は、医学的に治療方法の選択肢が多いことや医師や患者とその家族による治癒への期待への高さによるものかもしれない。

大日（2002）が強調するように、終末期医療の費用の問題の最大のポイントは、「たとえ1ヵ月後に死亡する患者の医療費が高いことが事実であるとしても、どの患者が1ヵ月後に死亡すると1ヶ月前に分かるのであろうか（大日2002, p. 53）」という点である。それゆえ、「事前の意味でこの患者が1ヶ月以内に死亡することを非常に高い確率で確定することは非常に難しく、不可能であるといってよい（同）」状況で、事前の意味で定義できる「終末期」に対しての政策を議論する必要がある。その具体例として、心肺停止時の蘇生措置や、リビングウィルを挙げることができよう。

鈴木（2004b）は、終末期医療における患者の自己選択に関して、2002年2月に全国の持病をもつ70歳以上の高齢者のいる世帯に行ったアンケート調査に基づいて実証分析を行っている。その結果、予測される一人当たり医療費の総額の分布では200~400万円にピークがあり、死亡前の6ヶ月間を入院していた患者の医療費320万円程度（府川1998b）と整合的である。すな

40) Zweifel, Felder and Meiers（1999）のドイツの研究でも、同様の結果を得ている。

41) また、70歳以上の全ての年齢階級で、女性の費用が男性の費用を下回っている。

わち、高齢者たちの多くは医療費について概ね正しい認識をしているといえよう。また、死亡前6ヶ月間の一人当たり自己負担額についても同様であった⁴²⁾。リビングウィルの作成意思の決定要因についての回帰分析では、「自己負担総額」は大きな影響を持たないとの結果を得、終末期医療の自己負担額を引き上げたとしても終末期医療費が減少するとは限らないと結論付けている。他方、conjoint analysisを用いた分析においても、リビングウィルの作成は経済的インセンティブに非弾力的である一方で、緩和ケア・ホスピスの確保と告知と十分に病状説明

が行われる場合には、現在よりも20%もリビングウィルの作成確率が高まるとの結果となっている。

現在、我が国のホスピス・緩和ケア病棟は、全国で108施設、2042床（平成14年9月1日現在）と極めて少なく、がんの告知率も28.6%（1994年人口動態社会経済面調査）と先進国の中で最低である。鈴木（2004b）が述べているように、終末期医療の自己負担率を高めるといった経済インセンティブよりも、その他の法律・環境面の整備の方が、遙かに患者の自己選択を進める上で重要であろう。

VIII. 供給側（医師・病院）について

これまで述べてきたように、医療サービスの需要者である患者や、潜在的な患者である有訴者や被保険者のマイクロデータを用いた分析は、『国民生活基礎調査』等の官庁統計の個票、健康保険の保険者が提供するレセプト個票、あるいはアンケート調査を用いて、利用可能性の制限はあるものの、近年になって数多く行われつつある。医療サービス市場における需要者（患者）と供給者（医師）とのあいだには「必要な」医療サービスについて情報の非対称性が存在するから、患者のデータの分析が患者の行動の分析であるとは限らないとはいえ、明らかに情報優位にある医師の行動の分析は市場の分析に必要であろう。また、鴫田（2004）が指摘するように、供給側にはさまざまな規制がかけられているから、それらの規制の経済厚生上の効果を評価するためにも、供給側の評価は不可欠である。ここでは、医療経済学の領域で⁴³⁾病院や医師のデータを用いた研究のいくつかを概観する。

ここでの対象は、個々の診療行為というよりはむしろ、現状の医療サービス市場がもたらす帰結である。

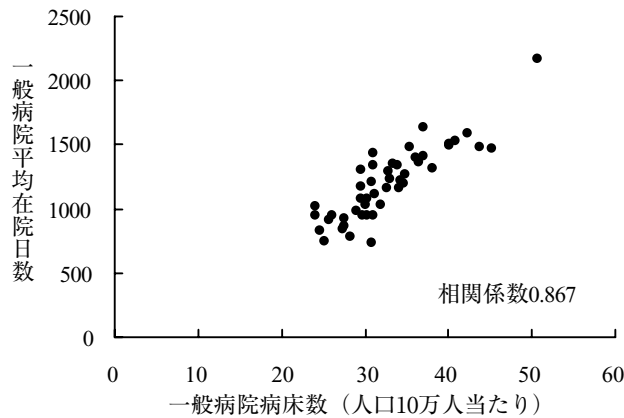
VIII-1. 病床規制と病院の分布

人口当たり病床数と平均在院日数とのあいだには正の相関があり、ひいては入院医療費を高くしているとの指摘はしばしばなされてきた。じっさい、人口10万人あたりの一般病院病床数と、一般病院平均在院日数を都道府県別にプロットしてみると（図5）、明確な右上がりの相関関係を検出することができる。他方、病院・診療所等の医療資源が地域的に偏在していることもまた知られているところであった。そこで、「医療資源の効率的活用を図りつつ、人口の高齢化、医学医術の進歩、疾病構造の変化に対応して、国民に対し適正な医療をあまねく確保するため」（「医療計画の見直し等に関する検討会」ワーキンググループ報告書2004）に1985年に医

42) 分布の山は30～50万と50～100万の部分にある。高額医療費の自己負担の上限額は月40,200円で、6ヶ月で24万程度であるから、差額ベッド代やさまざまな諸経費を考慮すると、かなり妥当な金額予想をしているといえよう。

43) ここで取り上げた文献以外にも病院管理等の文脈で研究が行われている。

図5 一般病院平均在院日数と人口10万人当たり一般病院病床数



(資料) 筆者作成

療法の第1次改正が行われた。この改正によって、都道府県には医療計画の作成が義務付けられた。医療計画の内容は、必要的記載事項として医療圏の設定と必要病床数の算定、任意的記載事項としてへき地医療及び救急医療の確保等医療を提供する体制の確保に関する必要な事項とされた。また、病院を開設する場合、都道府県知事から許可を得ることが必要となり、医療機関を開設する地域において必要病床数（現・基準病床数）を既存病床数が越えている場合には、都道府県知事は申請者に対して開設しないように勧告することや、許可を与えないことが可能となった。こうして、病床数は政策誘導の対象となった。

このような政策によって、実病床数は基準病床数に収束し、病床が基準病床数に比べて不足している（過剰でない）地域は減少したのであろうか。1980年代後半以降について、病床が過剰／非過剰である2次医療圏の数を示したのが（表3）である。2001年後末でなお、4割以上の医療圏で実病床数が基準病床数に達していないものの（2001年度末でも病床が過剰な2次医療圏が212、病床が過剰でない2次医療圏が151）、その不足規模は年を経るにつれておおむね順調に減少している。泉田（2003）は「医療施設調査」をもとに記述統計による分析を行い、医療

計画は病床総数のコントロールには成功しているとしている。また同時に泉田（2003）は、人口10万人当たり病院病床数と無医地区数をプロットした図を示したうえで、医療計画が無医地区の解消には有効でない可能性を指摘している（図6）。

都道府県知事は医療計画に従って医療機関の開設に許可を与えることになったので、この制度が導入される直前に「駆け込み増床」が見られると指摘される（長谷川1998、泉田2003）。医療計画導入後は病床過剰医療圏においては多くの場合一般病床の新規参入は困難となることから、高木（1996）は病床過剰医療圏での一般病院の病床の売買についてケーススタディを行っている。その結果、一般病院の病床の売却と買取という形態での新規参入の規模は、ケーススタディの対象となった札幌・大阪・福岡で大きく異なること、また、新規参入は必ずしも医療計画に伴う駆け込み新設増床のみではないことを指摘している。

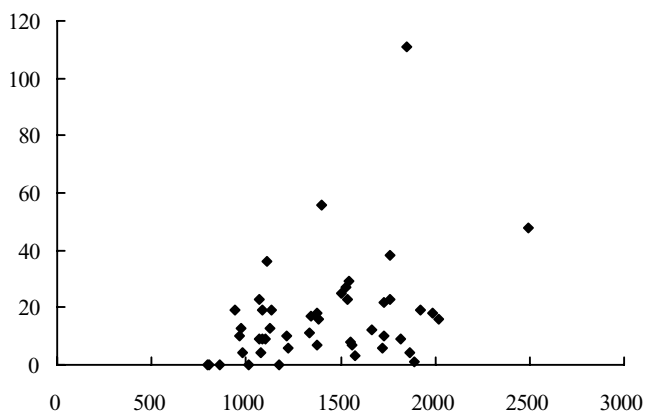
病床過剰がなぜ発生したのかという点については、泉田（2003）がその冒頭で述べているように、いくつかの研究の蓄積がある。また、河口（2004）は病床規制の効果について、産業組織論的な視点から分析を行っている。彼は、病床過剰率と民間病院の医業収益率との関係を検

表3 医療圏数、基準病床数、既存病床数等の年次推移

年次	病床過剰医療圏		病床非過剰医療圏		差引
	医療圏数	過剰病床数	医療圏数	過剰病床数	
1988年度末	165	137,035	180	−53,421	83,614
1989年度末	179	141,323	166	−44,808	96,515
1990年度末	194	142,858	151	−37,741	105,117
1991年度末	179	124,548	162	−37,288	87,260
1992年度末	164	118,188	177	−39,365	78,823
1993年度末	149	104,590	193	−45,773	58,817
1994年度末	139	97,631	205	−47,197	50,434
1995年度末	131	92,712	213	−46,484	46,228
1996年度末	140	94,401	208	−47,290	47,111
1997年度末	168	95,931	187	−40,633	55,298
1998年度末	200	101,485	160	−34,591	69,365
1999年度末	214	101,485	146	−26,365	75,120
2000年度末	206	101,268	157	−23,407	77,861
2001年度末	212	103,365	151	−22,231	81,134

(資料) 医政局指導課調べ，第1回「医療計画の見直し等に関する検討会」提出資料

図6 人口10万人当たり一般病院・診療所病床数と無医地区数



(資料) 筆者作成

証し、病床過剰率が高いほど医業収益率が上昇することを確認（病床過剰率が1%上昇すると収益率は0.31%改善）している。河口（2004）は病床過剰率を競争の激しさの代理変数とみなしており、この結果を、競争の激化が品質競争を招いて収益率を上昇させたと解釈している。この解釈に従えば、病床規制は品質競争を抑制し、ひいては総医療費（の増加）を抑制する効果を持つこととなる。

高木（1996）はケーススタディであり、河口（2004）は独自のアンケート個票を用いている。病院開設行動への影響と厚生上の評価は、病院のマイクロデータをを用いた今後の課題である。

Ⅷ－２．医師の進路選択と分布

「医師の需給に関する検討会中間報告書（2005年7月）」は、現状までの議論を、医師数が総数では増加しているにもかかわらず不足感があると整理したうえで、「医療機関・診療科・時間帯・地域による医師の偏在があるのではないかと指摘している。例えば「無医地区等調査」（2004年）を見てみると、無医地区人口・地区数は純減しているが、なお地区数にして787、無医地区人口は16万人余（表4）となっている。

医師数が右肩上がりに増加し続けてきたことを考慮すれば、医師数が全体としては充足されつつある一方で、分布の不均衡が並存しているといえよう。無医地区の存在や医師の分布の不均衡が望ましいものではないとすれば、その解決には医師の勤務地がどのように決まっているかを明らかにする必要があるだろう。

「持続可能な僻地医療のあり方に関する研究（2005年）」では、都道府県市町村、僻地診療所施設長や勤務医へアンケートを実施している。

勤務医に対して僻地勤務の理由を質問しているが、それに対する複数回答では、「やりがいがあるから」「働きやすいから」「自然環境がよいから」の回答が多い。しかし、最も大きな理由を尋ねたところでは、「やりがいがあるから」に次いで「義務年限内・自治医科大学卒業生だから」という回答が多くなっている（図7）。

佐野・岸田（2004）はヘドニック賃金関数を推定し、補償賃金の決定要因を分析している。ただしデータは「地方公営企業年鑑」であり、医師のマイクロデータではない。常勤医師1ヶ月平均給与を被説明変数とするヘドニック推定の結果、交通の不便さ・同僚の援助のない1人勤務体制・業務のハードさが敬遠されるとの結果を得ている。また、入院患者一人当たり平均医療費で代理される「医学的に興味深い症例に接する」頻度は不採算地区のみをサンプルとした場合のみ統計的に負に有意に検出されている。彼らはこの賃金関数の推定から、医師確保に必要な財源は53～56億円と推計している。

ヘドニック賃金関数の推定は、医師が勤務地の条件に応じて自由に移動ができ、その移住均衡で賃金が決定されると仮定している。しかし、佐野・岸田（2004）自身が認めているように、「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ものも含まれる（p.201）」。

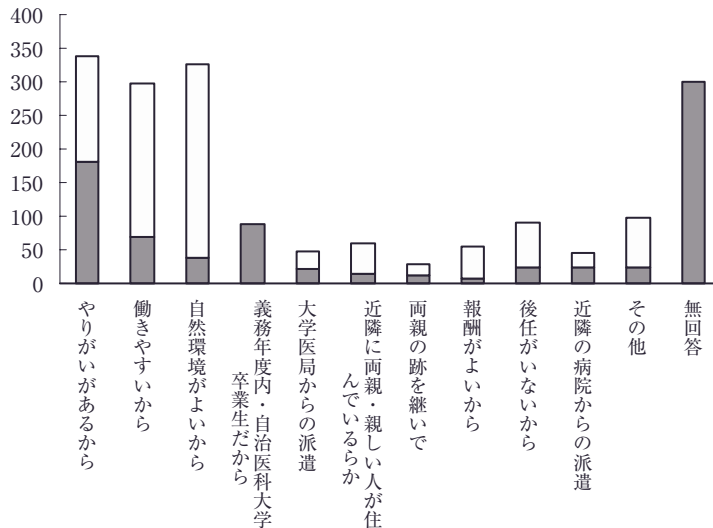
ヘドニックアプローチを用いた分析もさらに進められる必要があろうが、他方、医師の労働市場の制度特性の分析も不可欠であろう。僻地指定全自治体の医療機関に勤務する医師の63%が大学医局からの派遣（佐野・岸田2004, p.195）とすれば、医師の分布に医局が果たしてきた役割は無視できまい。医局は「一般の病院と同じように大学病院で患者の診療をしたり、また研

表4 無医地区の人口と無医地区数

	1966	1971	1973	1978	1984	1989	1994	1999	2004
人口	1,191,312	884,844	767,340	504,819	319,796	285,034	236,193	203,522	164,680
地区数	2,920	2,473	2,088	1,750	1,276	1,088	997	914	787

（資料）平成16年度無医地区等調査・無歯科医師地区等調査の概況

図7 僻地診療所に勤務している理由



(出所)「持続可能な僻地医療のあり方に関する研究 (2005年)」

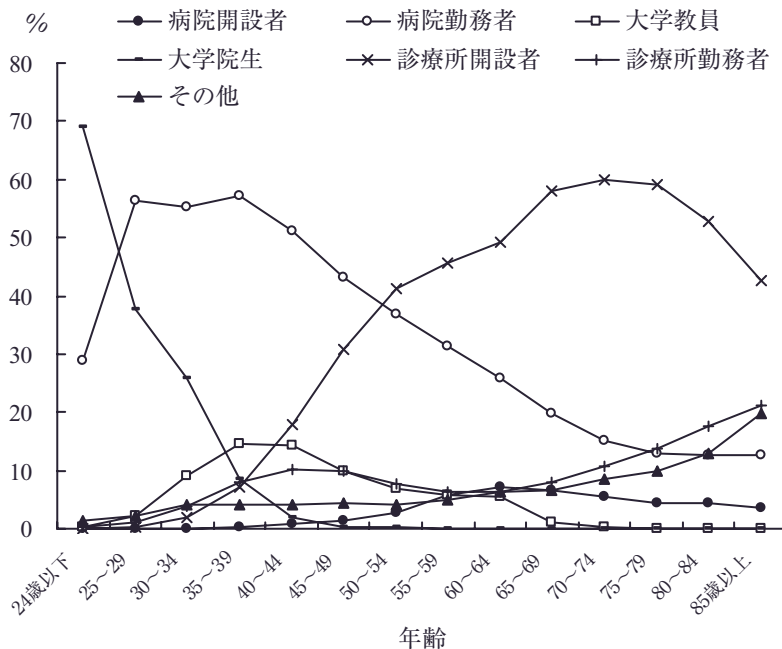
究活動を進めるほかに、学生および研修医の教育、「関連病院」への医師の派遣という役割(漆・角田1988, p.147)」を担い、「医局と関連病院との間で医師の派遣・採用という契約が長期・継続的に結ばれ、雇用が成立する(同)」と指摘されている。それゆえに、医師分布の不平等の解決には医局制度の利用が有効とも言われてきた(漆1986)。

医局の構造と成立過程についての記述的分析として猪飼(2000, 2001)を挙げることができよう。猪飼(2000)は、とりわけ僻地で必要とされる一般医が日本で生まれない制度的・歴史的要因を、医師卒後教育制度におけるキャリアパスの無差別性・無選抜性に求めている。すなわち、日本の医師卒後教育制度は「階層差を伴う二つの就業形態(筆者注：開業医と勤務医)」に対して、身分的に振り分ける装置を持たない卒後医学教育制度を有して(p.276)」おり、「すべての医師が専門家となることを認める以上、プライマリケアを行うためには、すべての医師に、プライマリケア能力を『基礎能力』として身につけさせる他ない(p.276)」としている。先に述べたとおり、佐野・岸田(2004)が、「医

学的に興味深い症例に接する頻度」を医師の勤務地選択に好ましい要因であるとの結果を(弱いながらも)検出したことを考慮すれば、開業医と勤務医を振り分けない卒後教育制度や医局のあり方に規定される医師の労働市場の分析が医師分布の不均衡の解決には不可欠と思われる。

医局が医師の勤務地に大きな影響を与えるにしても、その決断は一義的には医師本人によって行われる。また日本では、医学部(医学科)に入学したもののほとんどが医師国家試験を受験して医師になるから、医学部への入学動機や学生時代の意思が勤務地や診療科に大きく反映されよう。真野ほか(2004)は医学部学生に対するアンケート調査によって医学部学生の開業志向の要因を分析している。開業医は40歳代から急速に増加する(図8)から、40歳・50歳・60歳時点での勤務形態を被説明変数とする回帰分析を行ったところ、男性、あるいは親が開業医である場合、には開業志向が強いとの結果が得られている。また、性別や親の職業に比べると限界効果・統計的有意性はともに小さいものの、入学動機も勤務形態の希望に影響を与えるとしている。

図8 業務種別・年齢別医師比率



(資料) 2002年医師・歯科医師・薬剤師調査

ここまで、医師の就業地選択や開業志向の要因分析についての先行研究を概観した⁴⁴⁾が、医師の分布の不均衡や無医地区の残存が問題視されているわりには、とりわけマイクロデータを用いた医療経済学的な実証分析の蓄積は少ないように思われる。これは医師に関するマイクロデータが少ないことに起因するのであろう。

Ⅷー３．臨床研修医マッチング

卒後教育制度の一環として2004年4月から新医師臨床研修制度が導入され、診療に従事しようとする医師には2年以上の臨床研修が必修となった。戦後日本の臨床研修制度は1946年に導入された実地修練制度（インターン制度）に始まる。この制度のもとでは、医師国家試験受験資格を得るために「卒業後1年以上の診療及び公衆に関する実地修練」が医学部卒業後の義務

となった。実地修練制度は1968年に廃止され、医師免許取得後の2年以上の臨床研修を努力規定とする臨床研修制度が創設された。臨床研修制度のもとでは研修医の4割程度が出身大学やその関連病院で研修を受け、総合診療方式（スーパーローテイト）による研修は少なかった。新医師臨床研修制度の導入は、プライマリケアの基本的な診療能力を身につけさせるためのみならず、臨床研修制度のもとでは研修医の処遇は多くの場合不十分で、アルバイトを行う者が多数であったことから、アルバイトせずに研修に専念できる環境を整備するためでもあった。

新医師臨床研修制度の導入とともに、研修希望者と臨床研修病院を組み合わせる日本医師臨床研修マッチングプログラム⁴⁵⁾が始動した。2004年度では募集定員の72%が満たされ、マッチングが成立した希望者のうち73%が第1位の

44) もちろん、診療科の選択も大きな問題である（田中ほか2001, Ohtaki et al. 1996）。

45) アメリカでの resident matching の仕組みについては、Roth の一連の研究を参照。

希望病院とマッチしている。すでに2年分の結果が蓄積され、各病院のマッチングの成立状況については公表されているところでもあり、医師の分布を考察するうえで、これらデータを活用した医療経済学的な分析が行われることが期待される。

Ⅷ－４．医療サービス生産のフロンティア分析

日本の医療機関には営利目的でないものが多いため、費用最小化を行っていない可能性が指摘されている。そのような問題意識のもとで、病院の非効率性の分析が行われてきた（青木・漆1994, Aoki *et al.* 1996, Nakanishi *et al.* 1996, 中山2003, 2004）。ここでいう非効率性とは⁴⁶⁾、所与の生産要素の投入に対して産出量を最大化していない、あるいは所与の産出量に対して技術的に必要な生産要素の投入量よりも多くの生産要素を投入している、という意味での技術的非効率性か、費用を最小化するような生産要素を選んでいないという意味での配分非効率性のいずれかを指す⁴⁷⁾。青木・漆（1994）、Aoki *et al.*（1996）はDEAを用いて病院の技術的非効率性を測定し、民間病院よりも公立病院が、規模が小さいよりも大きいほうが効率的であるとの結論を得ている。Nakanishi *et al.*（1996）は日本の総合病院を対象に、医師・看護婦・准看

護婦の雇用における資源配分の非効率性を測定している。中山（2003）は、技術的非効率性の計測方法としてパラメトリックな方法とノンパラメトリックな方法を比較し、ノンパラメトリックな方法を用いたときの技術効率性（88.4～88.9%）は、パラメトリックな方法を用いた技術的效率性（60.2～72.1%）よりも高くなると報告している。中山（2004）は、『地方公営企業年鑑』のデータを用いて自治体病院の技術効率性をDEAでノンパラメトリックに計測し、計測された技術非効率性をいくつかの要因でパラメトリックに回帰してその相関を調べている。その結果、補助金の割合が大きくなればなるほど技術的非効率性が大きくなるとの結果を得ている。また同時に、病院の立地が非採算地区にある場合、看護の基準が手厚い場合に技術的非効率性が大きくなる効果を検出している。立地と介護基準が技術的非効率性と正の相関を持つのは、中山（2004）が文中で認めているように、「生産物を単に患者数で測っているから（p.76）」であろう。中西（1998）も述べているように、医療施設の効率性の計測には、傷病の重篤度や医療の質・治療成果を調整する必要がある。このような各医療施設の状況に配慮したフロンティア分析は、データの入手そのものと合わせ、今後の課題であろう。

IX. おわりに

少子高齢化が進み、高齢者医療費の増大が危惧されるなかで、医療制度改革案が様々に提案されている。改革案の議論には、それらの政策がどのような帰結をもたらすかを推測するため

の科学的根拠が不可欠であるが、現下の議論は必ずしもそのように行われていないかもしれない。例えば、公的保険の自己負担の引き上げの評価を行うためには、それが患者の受診行動に

46) ここでは医療経営の分野は対象としない。医療経営については、例えば、山本（2004）が「医療施設調査」1996、1999年の個票データを利用し、病院の倒産確率の測定を行なっている。その結果、慢性期患者向けの病床を保有することは固定収入の確保につながり、倒産確率は下がる一方、外来患者については倒産確率を引き下げる効果を持たないとの結果を得ている。

47) 海外の研究については、中西（1998）が手法の解説とともに簡潔なサーベイを与えている。

どのように影響するかを知ることが必要であるが、厚生労働省は「長瀬効果」という戦前の内務省時代から引継ぎ使われている素朴な経験則をそのまま用いているといわれる（鶴田2002）。そこで本稿では、これまでのさまざまな実証的研究のうち、とくにマイクロデータを用いた研究に絞ってサーベイを行ってきた。

自己負担率の上昇が医療サービス「需要」抑制に及ぼす効果については、急性疾患が中心の若年では、軽医療を除いてほとんど影響はないという結果が得られている。軽医療では弾力性が比較的高いことが示されているから、公的な医療保険を重大な事故や疾病に対する金融上の備えと考えるのならば、免責制度を導入することが望ましいかもしれない。逆に、年齢に関係なく、経済的な困窮度、重篤な疾病かどうかという基準によって自己負担を軽減する措置がより適切であろう。

保険財政の観点からは、日本の医療問題の中心は高齢者医療にあるといわれている。高齢者の医療サービス「需要」の価格弾力性は総じて大きいものではないが、所得について弾力的であるとする研究もある。高齢者の所得は公的年金に依存するところが大きいと思われるから、制度改正にあたっては医療保険のみならず、年金保険との関係を考慮する必要がある。療養病床と一般病床の区別が不明確で、急性期医療を担うべき人的資本が長期介護を受け持っており、医療でなく生活に多くの「医療費」が費やされている可能性もあるから、介護保険との関係も見過ごすことはできない。

もっとも、医療費増大には医療技術の高度化も影響しているかもしれない。例えば、1990年からの10年間に日本の老人医療費は約2倍になったが、高齢者人口は約3割増えたに過ぎない。数字の差は、診療報酬の改訂を含めた医療技術の高度化によるものと推測される。ただし、医療技術の高度化は必ずしも医療費を増加させるだけでなく、医療費の節約となるような高度化もあり、それらを識別するのは困難であることには注意が必要であろう。

医療費が多く費やされているのは、老人医療費よりもむしろ終末期医療かもしれない。死期が近くなると医療費が増加しており、延命治療が行われていると考えられる。終末期医療のどこまでが消費者としての患者の意思によるものか、それとも供給者側のイニシャティブによるものなのか、は明らかではないし、「終末期」を事前に定義することも困難である。終末期医療については倫理的にも法的にも大きな問題があるだろうが、医療費総額を議論するときにも避けて通れない論点であろう。

もちろん、医療費が増大するのは「需要者」である患者の行動だけで決まっているわけではあるまい。日本の医療給付は、従来は出来高払いの診療報酬制度に従って行われており、診療報酬の引き下げは、医師誘発需要により相殺される可能性が指摘された。政策手段として診療報酬の引下げを検討するのであれば、粗診粗療に陥らず一定の質を保証するような包括払制の導入の検討が必要となろう。

医療サービス市場には供給面からも様々な規制があり、それらの検討も医療政策を考えるうえでは不可欠であろう。例えば、人口当たりの医療費が病床数と正の相関を持つことから、病床規制によって病床数の抑制が図られている。この規制は、品質の競争を抑制し、総医療費を抑制する効果をもっているとの研究もあるが、他方、無医地区の解消には有効ではなかった可能性がある。規制の一方で医療の標準化は必ずしも進展していない。そして、そのために地域間の格差が大きくなっていることも予想される。また、患者の医療機関へのフリーアクセスは保証されているが、疾病構造における生活習慣病の比重が高まっているなかで、医療機関へのフリーアクセスよりもむしろ、受診プロセスに一定のルールを設けるほうが望ましいかもしれない。しかし、「かかりつけ医制度」の導入も視野に入れたこの問題を考えるときには、患者の診療機関選択の分析と同時に、医師の進路選択やプライマリケア医の育成の問題の分析、すなわち医師の労働市場の分析が今後一層必要とな

ろう。

政策議論の基盤となる実証分析にはデータが不可欠である。近年ではレセプトの分析も進んできているが、レセプトが完全なデータ源であるというわけではないし、まだその処理には非常な労力が必要とされる。このような状況下で、レセプト提出の電子化が進めば、レセプトデータと健診データを突合したさらなる分析、すなわち、健康管理・健康増進・生活習慣病などの発病リスクなどの分析も可能となろう。パネルデータとしての分析が進めば、既にかんりの蓄積のある需要の価格弾力性に関しても、新しい知見を得られるかもしれない。また、健保組合や国保のレセプトデータと比較して、分析されることの少ない政管健保のレセプトを用いた分析も不可欠である。他方、医師に関するマイク

ロデータを用いた分析は日本ではほとんど行われていない。新医師臨床研修制度の導入により入手可能となった各病院と研修希望者のマッチングのデータなどを分析することは、医師の地理的な分布に加えて診療科別の分布を考察する上で貴重な情報となろう。

現状では、患者の自己負担引き上げ、病床規制、医師の養成といった医療政策の決定過程において、そうした政策が医療の効率性や公正性にどのように影響を与えるのかという知識や情報もないところで、直観や財政上の必要性からのみ判断されることが多い。政策を決めていくには科学的な根拠が不可欠である。医療情報の蓄積と、その適切な分析は医療水準の向上にも資すると思われる。

参 考 文 献

- アイクナー・J・マシュー，マーク・B・マクラレン，デビッド・A・ワイズ（2002）「個人医療支出と医療貯蓄勘定～それらはうまく機能するか？～」小椋正立，デービッドワイズ編『日米比較・医療制度改革—日本経済研究センター・NBER 共同研究』（鈴木亘訳），第2章。
- 青木研（2001）「患者の行動による地域差」地域差研究会編『医療費の地域差』，東洋経済新報社，第10章。
- 青木研・漆博雄（1994）「Data Envelopment Analysis と公的病院の技術的効率性」『上智経済論集』39(1)，56－73。
- 安西将也（1987）「最近10年間における病院・診療所別外来患者の受療行動に関する研究」『病院管理』24(3)，249－255。
- 井伊雅子（2002）「患者負担増による医療費抑制効果」医療経済研究機構監修『医療白書』pp. 17－31，日本医療企画。
- 井伊雅子・大日康史（1999）「軽医療における需要の価格弾力性の推定—疾病および症状を考慮した推定」『医療経済研究』6，5－17。
- 井伊雅子・大日康史（2002）『医療サービス需要の経済分析』日本経済新聞社。
- 池上直己・ジョン・キャンベル（1996）『日本の医療』中央公論社。
- 泉田信行（2001）「医療機関による地域差」地域差研究会編『医療費の地域差』，東洋経済新報社，第4章。
- 泉田信行（2003）「病床の地域配分の実態と病床規制の効果」『季刊社会保障研究』39(2)，164－173。
- 泉田信行（2004a）「入院医療サービス利用に関する分析」『季刊社会保障研究』40(3)，214－223。
- 泉田信行（2004b）「患者の受診パターンの変化に関する分析」『医療と社会』14(3)，1－19。
- 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後教育の構造分析—」『季刊社会保障研究』36(2)，269－278。
- 猪飼周平（2001）「明治期日本における開業医集団の成立—専門医と一般医の身分分離構造を欠く日本的医師集団の源流—」『大原社

- 会問題研究所雑誌』511, 31-57.
- 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』22(1), 51-63.
- 漆博雄・角田由佳 (1988)「医療スタッフの労働市場」漆博雄編『医療経済学』東京大学出版会, 第7章.
- 尾形裕也 (2003)「「動学的な保険者機能」の充実による医療供給の改革」山崎泰彦・尾形裕也編『医療制度改革と保険者機能』, 東洋経済新報社, 第3章.
- 大日康史 (2002)「高齢化の医療費への影響及び入院期間の分析」『季刊社会保障研究』38(1), 52-66.
- 大日康史編著 (2003)『健康経済学』東洋経済新報社.
- 大竹文雄 (2005)『日本の不平等』, 日本経済新聞社.
- 小椋正立 (2004)「健康診断の検査は医療費の予測に有効か」『医療と社会』14(3), 147-172.
- 小椋正立・鈴木玲子 (1998)「日本の老人医療費の分配上の諸問題について」『日本経済研究』36, 154-183.
- 小椋正立・鈴木亘・河村真・角田保 (2004)「ニコチン代替療法需要のコンジョイント分析」『日本経済研究』第49号, 第10章.
- 角田保・小椋正立・鈴木亘 (2005)「喫煙習慣の世代間連鎖に関する計量経済学分析」田近栄治・佐藤主光編『医療と介護の世代間格差—現状と改革』, 東洋経済新報社.
- 金子能宏 (2000)「高年齢者の所得厚生と医療需要」国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』東京大学出版会, 第14章.
- 河井啓希・丸山士行 (2002)「包括支払制導入が医療費と診療密度に及ぼした影響に関する分析」『医療経済研究』7, 37-63.
- 河口洋行 (2004)「医療機関による介護サービス供給形態とその影響に関する個票分析」『医療と社会』14(1), 25-35.
- 菅万理・鈴木亘 (2005)「医療消費の集中と持続性に関する考察」『医療と社会』14(1) .
- 岸田研作 (2001)「医師誘発需要仮説とアクセスコスト低下仮説—2次医療圏, 市単位のパネルデータによる分析—」『季刊社会保障研究』37(3), 246-258.
- 郡司篤晃 (1998)「老人医療費の増加の要因分析」郡司篤晃編『老人医療費の研究』, 丸善プラネット株式会社, 第7章.
- 郡司篤晃編 (1998)『老人医療費の研究』, 丸善プラネット株式会社.
- 厚生労働省 (2004)「医療計画の見直し等に関する検討会」ワーキンググループ報告書.
- 厚生労働省 (2004)「無医地区等調査」.
- 厚生労働省 (2005)「医師の需給に関する検討会中間報告書」.
- 厚生労働科学研究 (2005)「僻地保健医療に関するアンケート調査の概要」『持続可能な僻地医療のあり方に関する研究』.
- 今野広紀 (2005)「特定疾病における医療費格差—診療行為の標準化に向けて」田近栄治・佐藤主光編『医療と介護の世代間格差—現状と改革』, 東洋経済新報社, 第3章.
- 佐藤雅代・大日康史 (2002)「喫煙開始と効用パラメーターや知識との関連に関する分析」『医療と社会』12(3), 99-114.
- 佐藤雅代・大日康史 (2003)「喫煙・飲酒の経済分析」大日康史編『健康経済学』東洋経済新報社, 第1章.
- 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』40(2), 193-203.
- 澤野孝一郎 (2000)「高齢者医療における自己負担の役割—一定額自己負担制と定率自己負担制—」『医療と社会』10(2), 115-138.
- 澤野孝一郎 (2001)「家計消費における医療費自己負担—エンゲル曲線アプローチ—」『日本経済研究』42, 61-84.
- 澤野孝一郎 (2004)「家計における医療費—自己負担率引き上げ政策効果とその影響—」『季刊家計経済研究』62, 20-29.
- 澤野孝一郎・大竹文雄 (2002)「私的医療保険

- 需要の決定要因—入院診療と医療費負担』『医療と社会』12(3), 117–136.
- 澤野孝一郎・大竹文雄 (2003)「予防行動における医療保険の役割—喫煙情報の経済学的価値—」『医療経済研究』13, 5–21.
- 澤野孝一郎・大竹文雄 (2004)「医療サービスと予防行動に関するサーベイ—予防政策評価のための一試案」『医療経済研究』15, 378–390.
- 滋野由起子 (2000)「私的医療保険の需要と公的医療保険」『季刊社会保障研究』36(3).
- 島正之・仁田善雄・岩崎明子・安達元明 (1990)「大病院外来患者の受療行動に関する研究」『公衆衛生』54(9), 648–652.
- 菅原民枝・大日康史・本田靖・大久保一郎 (2005)「喫煙支援プログラムの需要分析」『医療と社会』14(4), 127–143.
- 鈴木玲子 (1998a)「県別格差と市町村格差」郡司篤晃編『老人医療費の研究』, 丸善プラネット株式会社, 第3章.
- 鈴木玲子 (1998b)「医療資源密度と受診・診療行動との関係」郡司篤晃編『老人医療費の研究』, 丸善プラネット株式会社, 第6章.
- 鈴木亘・大日康史 (2000)「医療需要行動の Con-joint Analysis」『医療と社会』10(1) 125–144.
- 鈴木亘 (2002)「公的介護保険によって訪問介護市場はどう変わったか」日本経済研究センター社会保障プロジェクト報告書.
- 鈴木亘 (2004a)「レセプトを用いたわが国の医療需要の分析と医療制度改革の効果に関する再検証」, 日医総研ワーキングペーパー, No. 97.
- 鈴木亘 (2004b)「終末期医療の患者自己選択に関する実証分析」『医療と社会』14(3), 175–189.
- 鈴木亘 (2005a)「平成14年診療報酬マイナス改定は機能したのか?」田近栄治・佐藤主光編『医療と介護の世代間格差 現状と改革』, 東洋経済新報社, 第5章.
- 鈴木亘 (2005b)「老人医療の価格弾力性の計測と最適自己負担率—国保レセプトデータを用いた検証」田近栄治・佐藤主光編『医療と介護の世代間格差 現状と改革』, 東洋経済新報社, 第2章.
- 鈴木亘・鈴木玲子 (2003)「寿命の長期化は老人医療費増加の要因か?」『国際公共政策研究』8(2), 1–14.
- 関田康慶・藤咲暹・太田拓男・横山保 (1983)「患者訪医行動の分析—大都市周辺都市のケーススタディー」『病院管理』20(2), 121–135.
- 太鼓地武 (2001)「医療費の地域差の現状」地域差研究会編『医療費の地域差』東洋経済新報社, 第2章.
- 田中哲郎・市川光太郎・山田至康 (2001)「小児救急医療における小児科不足」『日本医事新報』4017, 37–43.
- 高木安雄 (1996)「医療計画による医療供給体制の変化と問題点—病床過剰医療圏の変容と一般病院の新規参入に関する研究—」『季刊社会保障研究』31(4), 388–399.
- 地域差研究会 (2001)『医療費の地域差』東洋経済新報社.
- 知野哲朗 (1994)「タイムコストと受診行動」『医療と社会』4(1), 1–25.
- 知野哲郎 (2005)「高齢者医療費の格差, 公私医療機関の並存, および公的規制」田近栄治・佐藤主光編『医療と介護の世代間格差 現状と改革』, 東洋経済新報社, 第4章.
- 塚原康博 (1999)「非対称情報下の介護保険における逆選択の実証研究」『季刊社会保障研究』35(3).
- 塚原康博 (2002)「外来患者による大病院選択の規定要因:「国民生活基礎調査」の個票データを用いた実証分析」『医療経済研究』14, 5–16.
- 鵜田忠彦 (2002)「医療経済学における情報利用の拡大」『季刊社会保障研究』38(1), 2–3.
- 鵜田忠彦 (2004)「日本の医療政策—公共経済学的側面—」鵜田忠彦編『日本の医療改革 レセプトデータによる経済分析』, 東洋経済新報社, 第1章.

- 錫田忠彦・細谷圭・林行成・熊本尚雄（2004a）「レセプトデータによる医療費改定の分析」錫田忠彦編『日本の医療改革 レセプトデータによる経済分析』，東洋経済新報社，第7章。
- 錫田忠彦・山田武・山本克也・泉田信行・今野広紀（2004b）「縦覧点検データによる医療需給の決定要因の分析－国民健康保険4道県について」錫田忠彦編『日本の医療改革 レセプトデータによる経済分析』，東洋経済新報社，第4章。
- 中島孝子（1998）「不確実な状況における患者の病院選択行動の経済分析」『医療と社会』8(3)，39－51。
- 長瀬恒蔵（1935）『傷病統計論』健康保険医報社。
- 中西悟志（1998）「医療サービス生産の計量分析」漆博雄編『医療経済学』東京大学出版会，第8章。
- 中山徳良（2003）「パラメトリックな方法とノンパラメトリックな方法による距離関数の比較：日本の公立病院の例」『医療と社会』13(1)，83－95。
- 中山徳良（2004）「自治体病院の技術効率性と補助金」『医療と社会』14(3)，69－79。
- 南部鶴彦（2001）「改革とは何か」薬事ニュース12月21日。
- 西村周三（1987）「医師誘発需要をめぐって」『医療の経済学』，25－45，東洋経済新報社。
- 西村周三（1997）『医療と福祉の経済システム』筑摩書房。
- 日本医療データセンター（2005）『医療費自己負担が医療需要に及ぼす影響についての文献調査研究 報告書』。
- 朴勤植（2001）「自己負担増の影響－大学病院（特定機能病院）におけるケース・スタディを中心に」瀬岡吉彦・宮本守編著『医療サービス市場化の論点』第2章，東洋経済新報社。
- 長谷川敏彦（1998）「地域医療計画の効果と課題」『季刊社会保障研究』33(4)，382－391。
- 長谷川敏彦（1999）「日本医療供給体制の課題と展望－未来と現在をつなぐ病院経営戦略」『病院』58，126－35。
- 府川哲夫（1998a）「老人受診者の多様性」郡司篤見編『老人医療費の研究』，丸善プラネット株式会社，第2章。
- 府川哲夫（1998b）「老人死亡者の医療費」郡司篤見編『老人医療費の研究』，丸善プラネット株式会社，第8章。
- 府川哲夫（1998c）「長期入院者の医療費」郡司篤見編『老人医療費の研究』，丸善プラネット株式会社，第9章。
- 伏見恵文（1998）「老人医療費の分布特性と地域格差問題」郡司篤見編『老人医療費の研究』，丸善プラネット株式会社，第4章。
- 細谷圭・林行成・今野広紀・錫田忠彦（2004）「医療費格差と診療行為の標準化－腎不全レセプトデータを用いた比較分析」錫田忠彦編『日本の医療改革 レセプトデータによる経済分析』，東洋経済新報社，第5章。
- 増原宏明（2004a）「老人保健制度と外来受診－組合健康保険レセプトデータによる count data 分析」『季刊・社会保障研究』40(3)，266－276。
- 増原宏明（2004b）「Finite Mixture モデルを用いた受診行動の比較分析」『医療と社会』14(3)，35－49。
- 増原宏明・今野広紀・比佐章一・錫田忠彦（2004）「医療保険と患者の受診行動－国民健康保険と組合健康保険のレセプトによる分析」錫田忠彦編『日本の医療改革 レセプトデータによる経済分析』，東洋経済新報社，第6章。
- 増原宏明・熊本尚雄・細谷圭（2005）「自己負担率の変化と患者の受診行動」田近栄治・佐藤主光編『医療と介護の世代間格差 現状と改革』，東洋経済新報社，第1章。
- 真野俊樹・小林慎・井田浩正・山内一信・藤沢弘美子・塚原康博（2004）「医師の将来選択に関する考察：開業志向に注目して」14(2)，85－102。

- 両角良子・井伊雅子 (2004)「職場の喫煙規制に関する実証分析」『医療と社会』14(1), 109-123.
- 八代尚宏 (2000)「医療の規制改革—保険者機能強化と医療機関の競争促進」八代尚宏編『社会的規制の経済分析』, 日本経済新聞社, 第4章.
- 山田武 (1997)「医療サービスの需要について：一日あたりの一部負担を価格とする場合」『医療と社会』7(3), 99-112.
- 山田武 (2002)「国民健康保険支払い業務データを利用した医師誘発需要仮説の検討」『季刊社会保障研究』38(1), 39-51.
- 山田直志 (2002)「健康診断の需要と不確実性」小椋成立・デービッドワイズ編『日米比較医療制度改革』日本経済新聞社, 第5章.
- 山田直志・山田哲司 (2000)「Differentials in the Demand for Health Check-up」『季刊社会保障研究』36(3), 391-422.
- 山本克也 (2002)「患者の診療機関選択と診療費」『季刊社会保障研究』38(1), 25-38.
- 山本克也 (2004)「社会医療を用いた在院日数抑制の波及効果の研究」『季刊社会保障研究』40(3), 255-265.
- 湯田道生 (2003)「医師誘発需要仮説に関するサーベイ」, mimeo.
- 吉田あつし・伊藤正一 (2000)「健康保険制度の改定が受診行動に与えた影響」『医療経済研究』7, 101-119.
- 吉田あつし・山村麻里子 (2003)「老人保険制度と医療サービスの需要および供給」筑波大学社会工学系 DP1044.
- 吉岡恵美子・鈴木莊太郎・渡邊一平・岡崎勲 (1996)「医療提供システムの策定に関する研究」『病院管理』33(1), 5-17.
- 渡辺励 (2003)「がん検診受診行動に関する要因分析」『医療と社会』13(2): 113-131.
- 渡辺励・大日康史 (2003)「がん検診の経済分析」大日康史編『健康経済学』東洋経済新報社, 第3章.
- Acton, Jan Paul (1975)“Nonmonetary factors in the demand for medical services: Some empirical evidence”, *Journal of Political Economy* 83 (3), 595-614.
- Amemiya, Takeshi (1985) *Advanced Econometrics*; Massachusetts: Harvard University Press.
- Aoki K, Bhattacharya J, Vogt WB, Yoshikawa A and Nakahara T (1996)“Technical Inefficiency of Hospitals,” in *Health Economics of Japan*; ed. by Yoshikawa A, Bhattacharya J and Vogt WB. 145-165; Tokyo: Tokyo University Press.
- Bessho, S. and Y. Ohkusa (2005)“When do people visit a doctor?,” *Health Care Management Science*, forthcoming.
- Bhattacharya, Jayanta, etal. (1996)“The Utilization of Outpatient Medical Services in Japan,” *Journal of Human Resources* 31(2), 450-476.
- Cameron, A. C., P. K. Trivedi, F. Milne, and J. Piggot (1988)“A microeconomic model of the demand for health care and health insurance in Australia,” *Review of Economic Studies* 55, 85-106.
- Chaloupka, F. J., and K. Warner (2000)“Price, Tobacco Control Policies and Smoking among Young Adults,” *Handbook of Health Economics*, Vol. 1B, Amsterdam: Elsevier, pp. 1539-1629.
- Cromwell, J. and J. B. Mitchell (1986)“Physician induced demand for surgery,” *Journal of Health Economics* 5, 293-313.
- Deb, P. and P. K. Trivedi (1997)“Demand for medical care by the elderly: a finite mixture approach,” *Journal of Applied Econometrics* 12, 313-336.
- Dranove, D. (1988)“Demand inducement and the physician/patient relationship,” *Economic Inquiry* 26, 281-298.
- Dranove and Wehner (1994)“Physician-induced demand for child births,” *Journal of Health Economics* 13, 61-73.
- Duan, N., W. G. Manning, C. Morris and J. P. Newhouse (1983)“A comparison of alternative

- models for the demand for medical care,” *Journal of Business and Economic Statistics* 1, 115–126.
- Eichner, M., M. McClellan, and D. A. Wise (1997) “Health Persistence and the Feasibility of Medical Savings Account,” *Tax Policy and the Economy*, MIT Press.
- Eichner, M., M. McClellan, and D. A. Wise (1998) “Insurance or Self-Insurance?: Variation, Persistence and Individual Health Account,” in D.A. Wise (ed.), *Inquiries in the Economics of Aging*, University of Chicago Press.
- Evans, R. G (1974) “Supplier – Induced Demand : Some Empirical Evidence and Implications,” *The Economics of Health and Medical Care* : Edited by M. Perlman (Macmillan London), pp.162–173.
- Felder, S., M. Meier, and H. Schmitt (2000) “Health Care Expenditure in the Last Months of Life,” *Journal of Health Economics* 19, 679–685.
- Folland, S., A. Goodman, and M. Stano (2004) *The Economics of Health and Health Care*, Prentice–Hall.
- Fuchs, V.R (1978) “The Supply of Surgeons and the Demand for Operations,” *Journal of Human Resources* (Supplement), 35–56.
- Gertler, Paul, Luis Locay and Warren Sanderson (1987) “Are user fees regressive? The welfare implications of health care financing proposals in Peru”. *Journal of Econometrics* 36, 67–88.
- Green, J. (1978) “Physician-induced demand for medical care,” *Journal of Human Resources* 13, 21–33.
- Grossman, M. (1972) “On the concept of health capital and the demand for health,” *Journal of Political Economy* 80, 223–255.
- Hodgkin, Dominic (1996) “Specialized service offering and patients’ choice of hospital: The case of cardiac catheterization”, *Journal of Health Economics* 15, 305–332.
- Ii, M. and Y. Ohkusa (2002a) “Price sensitivity of the demand for medical service for minor ailments: Econometric estimates using information on illness and symptoms” *Japanese Economic Review* 53(2), 154–166.
- Ii, M. and Y. Ohkusa (2002b) “Should the coinsurance rate be increased in the case of the common cold? An analysis based on an original survey” *Journal of the Japanese and International Economics* 16, 353–371.
- Kalant, N. (1998) “Choice of hospital : Comments on ‘Global budgets and excess demand for hospital care’”. *Health Economics* 7, 557–559.
- Manning, W. G., J. P. Newhouse, N. Duan, E. Keeler, A. Leibowitz, and M. S. Marquis (1987) “Health insurance and the demand for medical care : evidence from a randomized experiment,” *American Economic Review* 77, 251–277.
- McGuire, T. G. (2000) “Physician Agency,” in A. J. Culyer and J. P. Newhouse, eds., *Handbook of Health Economics*, Vol. 1A, 461–536.
- Muurién, J. M. (1982) “Demand for health, a generalized Grossman model,” *Journal of Health Economics* 1, 5–28.
- Nakanishi S., Bhattacharya J., Vogt WB, Yoshikawa A and Nakahara T (1996) “A Utility–Maximizing Model of Input Demand,” in *Health Economics of Japan* ; ed. by Yoshikawa A, Bhattacharya J and Vogt WB. 129–144 ; Tokyo : Tokyo University Press.
- Newhouse et al. (1993) *Free for All? : Lessons from the Rand Health Insurance Experiment*. Harvard University Press.
- Ohtaki, J., Fujisaki, K., Terasaki H., Fukui T., Okamoto T., Iwasaki S. and Tsuda T. (1996) “Specialty choice and understanding of primary care among Japanese medical students”, *Medical Education* 30(5), 378–384.
- Pohlmeier, W. and V. Ulrich (1995) “An econometric model of the two–part decision making

- process in the demand for health care,” *Journal of Human Resources* 30(2), 339–361.
- Puig-Junoy, Jaume, Marc Saez, and Esther Martinez-Garcia (1998) “Why do patients prefer hospital emergency visits? A nested multinomial logit analysis for patient-initiated contacts”. *Health Care Management Science* 1, 39–52.
- Reinhardt, U. E. (1985) “The theory of physician-induced demand reflections after a decade,” *Journal of Health Economics* 4, 187–193.
- Rossiter, F. L. and G. R. Wilensky (1984) “Identification of physician-induced demand,” *Journal of Human Resources* 19, 231–244.
- Rossiter, F. L. and G. R. Wilensky (1987) “Health economist induced demand for theories of physician induced demand,” *Journal of Human Resources* 22, 624–627.
- Roth, E. Alvin and Elliott Peranson. (1999) “The redesign of the matching market for American physicians : Some engineering aspects of economic design”, *American Economic Review* 89 (4), 748–780.
- Stano, M. (1987) “A further analysis of the physician inducement controversy,” *Journal of Health Economics* 6, 227–238.
- Yoshida, A. and S. Takagi (2002) “Effects of the Reform of the Social Medical Insurance System in Japan,” *Japanese Economic Review* 53, .444–465.
- Zweifel, P. (1981) “Supplier-induced demand in a model of physician behavior,” in J. van der Gaag and M. Perlman eds, *Health, Economics, and Health Economics*, 245–267, Amsterdam : North-Holland.
- Zweifel, P., S. Felder and M. Meiers (1999) “Aging of population and health care expenditure : a red herring?” *Health Economics* 8, 485–496.