

日本の医療制度と経済

実証分析による解明

2014年1月

佐川 和彦

まえがき

わが国では、人口の高齢化が急速に進展している。国立社会保障・人口問題研究所（2012）の出生中位推計によれば、総人口が減少することもあると予測されている。高齢化が医療におよぼす影響は大きい。若者と比べて高齢者は医療機関を受診する回数が多く、費やす医療費も高額になる。したがって、国全体として人口に占める高齢者の割合が高まれば、国民1人当たりの医療費も高くなるであろう。ただし、厚生労働省（2007）で述べられているように、生活習慣病予防による老人医療費の抑制策などが効果をあげるならば、状況が多少改善することも期待できる。次に、高齢化以外に医療費を増加させる要因として、医療の技術進歩も重要である。われわれがより高度な（高額の）医療技術をもとめる結果として、医療費は上昇するであろう。しかし、その反面、技術進歩が通院日数や入院日数の短縮をもたらすことも考えられ、医療費の削減効果を有していることも確かであろう。また、新しい研究によって従来行われてきた治療法の効果について再検討し、効果の薄いものについてはより効果の大きいものと入れ替えていくことで医療費の無駄が省かれることも期待できる。

国民の健康状態を表す指標として平均寿命がよく使われる。平均寿命の長さからすると、日本人の健康状態は世界の中でもトップクラスである。このような状態にいたった理由としては、経済状況などの条件もさることながら、医療保障制度が果たした役割が相当大きかったと考えられる。それゆえ、万が一、極端な医療費の増大によって、医療保険財政が破綻してしまうようなことになると、取り返しのつかないことになってしまうであろう。簡潔にいうと、われわれは民間の保険会社と契約を結ばないかぎり、かかった医療費を全額自己負担しなければならないのである。それによって、われわれの生活の安定が損なわれ、所得が低い人は必要な医療が受けられなくなるかもしれない。これから先も医療保険財政を維持していくために、制度の改革は急務となっている。とはいうものの、医療保険において、単純に自己負担割合を引き上げるといったような抑制策をとるならば、過度に受診を抑制してしまう可能性もある。その前になすべきであるのは、医療費のうち無駄に使われている部分を削ることであろう。

わが国の医療については、地域間格差や医療資源の配分の問題にもふれなければならぬであろう。一般に、1人当たり医療費の水準は、西高東低といわれるように地域によって違いがある。また、産科や小児科の不足など、診療科の偏りを是正することも課題となっている。

以上のような課題を克服し、わが国の医療保障制度を維持していくためには、場当たりの対策では不十分である。実りのある制度改革を実現するために何よりも大切なのは、わが国の医療の現状について綿密な分析を行うことである。医療分野においてキーとなる変数間の関係について、あるいは、医療保険の保険者、被保険者、医療機関などの行動パターンについて仮説を立てて、それらを実際のデータによって検証するという作業を行わなければならないであろう。本論文は、このような考え方にもとづき、実証分析によってわが国の医療の実態を解明することに重点をおくものである。さらに、分析結果にもとづいて政策的含意を述べ、政策提言を行うことを目的としている。

本論文は、8つの章から構成されている。第1章と第2章においては、医療費について論じている。第3章、第4章、第5章においては、医療保険について論じている。第6章においては、医療提供体制、とくに小児医療について論じている。第7章においては、医療の効果について論じている。第8章においては、経済に及ぼす健康の効果について論じている。

分析のアプローチの仕方としては、国全体の医療について考察するというマクロ的な視点に立ったものもあれば、個人レベルで医療に関する考え方や行動パターンについて考察するというミクロ的な視点に立ったものもある。

第1章と第4章は、本論文のためにあらたに分析を行い、その結果をまとめたものである。これら以外の部分は、学会や研究会での報告、査読付きの全国誌、あるいは大学の雑誌で発表した論文を加筆修正したものからなっている。ここで、初出一覧を示しておく。なお、本論文の各章の題名は、元の論文のものを短縮しているため、異なる場合がある。

第2章

論文：「医療費の財源調達に関する分析」『駿河台経済論集』第16巻、第1号、2006年9月、19-31ページ。

第 3 章

論文：「組合管掌健康保険の保険料率決定に関する分析」『厚生の指標』第 55 巻、第 13 号、2008 年 11 月、38-42 ページ。

第 5 章

論文：「組合管掌健康保険の保険料率と加入者の受診行動について」『厚生の指標』第 58 巻、第 2 号、2011 年 2 月、31-36 ページ。

第 6 章

論文：「フリクションモデルによる小児科を標榜する一般病院数の分析」『厚生指標』第 53 巻、第 4 号、2006 年 4 月、32-36 ページ。

第 7 章

論文：「HLM による健康と医療についての分析」『駿河台経済論集』第 21 巻、第 1 号、2011 年 9 月、35-48 ページ。

第 8 章

報告：「技術進歩率に及ぼす健康と教育の効果について—HLM による都道府県データ分析—」日本経済政策学会第 68 回全国大会、駒澤大学、2011 年 5 月。

ここで、本論文を執筆するにあたって、お世話になった方々に謝辞を述べておきたい。まずは、早稲田大学大学院でご指導いただいた、今は亡き諏訪貞夫先生に深く感謝申し上げたい。また、松本保美先生（早稲田大学）をはじめとして、経済政策研究会のメンバーの先生方には、日頃から実証分析全般について多くのアドバイスをいただいている。ここに、深く感謝申し上げたい。

第 2 章は、明治大学社会科学研究所の総合研究「行動経済学の理論と実証」（研究代表者：千田亮吉・明治大学教授）のメンバーとして行った研究の一部をまとめたものである。このような研究の機会を与えてくださった明治大学、さらに研究を進めていくうえで貴重な示唆を頂いた研究会のメンバーの方々に深く感謝申し上げたい。

お名前を挙げることはしないが、学会報告の際に貴重なコメントを頂いた先生方、そして、『厚生指標』に論文を投稿した際に貴重なコメントを頂いた匿名のレフェリーの方々に深く感謝申し上げたい。

本論文のもとになった著書の出版にあたっては、塚原康博・明治大学教授ならびに薬事日報社の河邊秀一氏にお世話になった。これらの方々には、深く感謝申し上げたい。

最後になったが、博士論文予備審査報告会において、審査員の先生方からは本論文を改善するうえで貴重なコメントを頂いた。ここに、深く感謝申し上げたい。

もくじ

まえがき 1

第1部 医療費

第1章 医療費の所得弾力性・・・・・・・・・・・・・・・・・・9

- 1 はじめに 9
- 2 分析方法 12
- 3 推定結果 15
 - 3-1 国民医療費 15
 - 3-2 国民健康保険 18
- 4 むすび 25

第2章 医療費の財源調達・・・・・・・・・・・・・・・・・・32

- 1 はじめに 32
- 2 国民医療費の動向 33
- 3 アンケート調査データの分析 35
- 4 政策的含意 39

第2部 医療保険

第3章 組合管掌健康保険の保険料率決定・・・・・・・・・・43

- 1 はじめに 43
- 2 方法 45
- 3 結果 47
- 4 考察 49

第4章 国民健康保険被保険者の入院外受診行動・・・・・・・・・・52

- 1 はじめに 52
- 2 データ 54
- 3 分析結果 60
 - 3-1 国保被保険者がとる入院外受診行動 60
 - 3-2 保険料の変更が入院外受診率に及ぼす効果 66
- 4 むすび 74

第5章 組合管掌健康保険の保険料率と加入者の受診行動・・・・・・・・77

- 1 はじめに 77
- 2 方法 79
- 3 結果 81
- 4 考察 85

第3部 小児医療の提供体制

第6章 小児科を標榜する一般病院数の分析・・・・・・・・・・89

- 1 はじめに 89
- 2 方法 90
 - 2-1 データの分布 90
 - 2-2 フリクションモデル 93
- 3 結果 95
- 4 考察 96

第4部 医療・健康・経済

第7章 健康と医療・・・・・・・・・・100

- 1 はじめに 100
- 2 分析方法およびデータ 101
- 3 推定結果 105

4 むすび 113

第 8 章 技術進歩率に及ぼす健康と教育の効果 118

1 はじめに 118

2 分析方法 119

3 推定結果 122

4 むすび 127

参考文献 130

第1部 医療費

第 1 章 医療費の所得弾力性

1 はじめに

わが国において 1 年間に費やされる医療費の総計を表す指標として国民医療費がある。このデータをみると、2009 年度には 36 兆 67 億円、1 人当たりには換算すると、28 万 2400 円に達している。そして、対 GDP 比率では 7.60%となっている。さらに、過去にさかのぼってみてみると、金額についてはいうまでもなく、経済の規模と比較しても、半世紀以上にわたって拡大傾向が続いていることがわかる¹。今後とも医療費が拡大し続けることをわれわれが受け入れていくとすれば、さらなる財源の確保が重要な課題となるであろう。反対に、これ以上の医療費の拡大を抑制するとすれば、医療サービスの質を維持し続けることができるかどうかという問題に直面することになるであろう。医療に割り当てることができる資源に限りがあることは確かであるから、われわれにとってどこまでが必要な医療かを見極めることが肝要である。そのうえで、必要と判断された医療のための支出は、何としても維持していくべきである。ところで、われわれは医療費の地域差がどこまで許容されるかという課題についても考えなければならない。これは、結局のところ、各地域で必要とされる医療費の拡大はどれだけか、あるいは、医療費の多い地域で無駄は生じていないか、という問題を解決しなければならないということである。

医療費については、医療経済学の分野において、これまで多くの研究がなされてきた。ここでは、代表的な研究を紹介しておく。なお、それらの成果のなかでも、とくに所得との関係を検証した部分に的を絞ることとする。そもそも、医療費は医療への消費支出額であり、それを決定づける要因として所得は欠くことのできないものとなるからである。国別のマクロ・データを用いた研究としては、Newhouse (1977) がある。Newhouse (1977) は、先進 13 カ国のクロスセクション・データを用いて、1 人当たり医療費と 1 人当たり GDP との関係について検証を行っている。その結果から、医療費の所得弾力性は 1 を超えるとしている。

¹ 厚生労働省 (2011) を参照。

地域レベルのデータを用いた研究としては、Di Matteo and Di Matteo (1998) がある。Di Matteo and Di Matteo (1998) は、カナダのプールしたデータ (10 州、1965～1991 年) を用いて検証を行い、1 人当たり実質州政府医療費の所得弾力性は 1 より小さい (0.77) という結果を導いている。個票データを用いた研究としては、Wedig (1988) がある。Wedig (1988) は、NMCUES (the 1980 National Medical Care Utilization and Expenditure Survey) からのデータを用いて検証を行っているが、医療機関を利用したことを条件とする医療費関数において、賃金率に対応する係数が統計的に有意ではないことを示している。このように、分析対象が国レベルのように大きいものから個人レベルのように小さいものになるにつれて、もとめた所得弾力性が小さくなる傾向があることについては、Getzen (2000) が多くの先行研究のサーベイを行うことによって示している。Getzen (2000) は、分析レベルによって分析結果に違いが生じるという矛盾を解消するための方法として、マルチレベルモデルを用いることを提案している。このモデルは、異なったレベル (個人や地域) のデータをつなぎ合わせることによって、それらのレベルの要因を分析に組み込むものである。ちなみに、Getzen (2000) 以外にも医療分野にマルチレベルモデルを応用することを提案した文献として、Rice and Jones (1997) がある。また、マルチレベルモデルによって医療分野の実証分析を行った例としては、Leyland and Boddy (1998) や Carey (2000) などがある。

わが国を対象とした研究も紹介しておこう。医療費の地域差について、さまざま視点から分析を行った研究として、地域差研究会編 (2001) がある。知野 (2003) は、1999 年の都道府県別データを用いて、高齢者入院医療費関数の推定を行い、県民所得に対応する係数が統計的に有意ではないことを示している。船橋 (2006) は、医療費が多い地域、少ない地域、高齢者 1 人当たり医療費が最も少ない地域を選びだして、各道府県の市町村別データ (2000 年) を用いて、国民健康保険の医療費関数を推定している。その結果から、課税対象所得に対応する係数については、道府県ごとに符号がまちまちであり、統計的に有意である結果とそうでない結果の両方があるとしている。

さて、本研究においては、わが国の国民医療費を中心に、一定期間にわたる地域別のデータを用いることによって医療費関数の推定を行う。これまでのわが国

の先行研究にはみられない新しい視点に立って、医療費の地域差について分析を行い、地域差の問題を考察していくうえで重要な判断材料を提供することを目的とする。その特徴は、医療費の所得弾力性が地域ごとに異なる、すなわち、関数を対数線形とした場合の所得に対応する係数が地域ごとに異なると想定することである。また、高齢化の指標や人口当たり医療施設数といった説明変数が医療費の直接的な決定因ではなく、医療費の所得弾力性の決定因となるかどうかについても検証することである。このような検証は、マルチレベル分析によって可能となる。本研究では、マルチレベル分析のために、階層線型モデル（**hierarchical linear model**；以下、**HLM**）を応用する。このモデルを用いれば、係数が地域ごとに異なると仮定し、その違いを別の変数によって説明できるかどうかを検証できる。ちなみに、このような検証を行う場合、1つの方法として通常の最小二乗法で係数ダミーによって処理することも考えられる。しかし、本研究では地域の数が多いため、この方法によるのは難しいといわざるをえない。また、地域ごとに推定を行うことも考えられるが、作業がかなり繁雑になる。**HLM**を用いる利点は、このような問題から解放されて、一連の検証作業も大幅に簡略化されることである。

さて、国民医療費については、都道府県別に推計されたもののみが公表されており、本研究ではこのデータを用いる。これに加えて、国民健康保険についても推定を行うが、今回は国民医療費の分析結果と比較対照できるようにすることに重点をおき、都道府県別データに統一する。都道府県別データによる分析結果は、国民健康保険の運営を都道府県単位とした場合のシミュレーションに役立つものと考えている。

本章は次のように構成される。第2節においては、計量分析で用いる**HLM**について説明する。第3節においては、国民医療費と国民健康保険、それぞれについての推定結果を提示する。第4節においては、本章の結論を述べ、さらに政策提言を行うことにする。

2 分析方法

ここでは、計量分析で用いた HLM²について説明する。たとえば、住民の個票データと市町村単位でしか入手できないデータといったような複数の異なった階層のデータを 1 つにまとめて同時に推定することは通常はできない。しかし、これを可能にする分析手法が HLM である。本章では都道府県ごとに時系列のデータを用いるため、HLM としては反復測定タイプとなる。すなわち、都道府県を上位の集計された階層とし、それぞれの都道府県において各年に観測されたデータがより下位の階層に位置するというように解釈している。以下に示すモデルにおいては、医療費の所得弾力性のみが都道府県ごとに異なると仮定し、しかも、弾力性の差異が別の説明変数によって説明できると仮定している。このような発想は本研究独自のものであり、わが国を対象とした医療費の地域差の研究において、これまで焦点が当てられてこなかった部分である。本章では、もとめた係数の値が弾力性となるようにすべての変数を対数変換している。

まず、レベル 1 として、次のような医療費関数を考える。

$$\ln h_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{it} + \beta_2 \ln a_{it} + \beta_3 \ln m_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで

$\ln h_{it}$: 1 人当たり医療費の対数値

$\ln y_{it}$: 1 人当たり所得の対数値

$\ln a_{it}$: 65 歳以上人口の割合の対数値

$\ln m_{it}$: 人口当たり医療施設数の対数値

β_0 : 定数項

β_1 : 医療費の所得弾力性

β_2 : 65 歳以上人口の割合に対する医療費の弾力性

β_3 : 人口当たり医療施設数に対する医療費の弾力性

ε_{it} : レベル 1 の変量効果 (平均 0 の正規分布にしたがうと仮定)

添え字の i は都道府県、 t は年

若者と比べて高齢者の受診率は高く、高齢化の進展にともなって 1 人当たり医

² HLM の考え方や応用については、Kreft and de Leeuw (1998)、Raudenbush and Bryk (2002)、Raudenbush, Bryk, Cheong, Congdon and du Toit (2004)、西 (2006) を参照。

療費は増加していくと考えられるから、 β_2 の予測される符号はプラスである。また、人口当たり医療施設数が増加することによって1人当たり医療費は増加すると考えられるから、 β_3 の予測される符号もプラスである³。なお、医療の技術進歩が説明変数として重要であることは認識している。しかしながら、これをまとめて1つの指標として表すことは困難である。今回は、医療の技術進歩やその普及の度合いを示す指標を分析にとり入れることを断念したが、今後の課題として研究を続けていきたいと考えている。

レベル2において、医療費の所得弾力性 β_{1i} が都道府県ごとにランダムに変動すると仮定するならば、

$$\beta_{1i} = \gamma_{10} + \mu_{1i} \quad (2)$$

ここで

γ_{10} ：レベル2の定数項

μ_{1i} ：レベル2の変量効果 [平均0の正規分布にしたがい、かつ $\text{cov}(\mu_{1i}, \varepsilon_{it}) = 0$ と仮定]

となる。 γ_{10} は、医療費の所得弾力性について都道府県間で共通の部分となっている。 γ_{10} の予測される符号はプラスである。ただし、これが1を超えるか否かについては、先行研究の結果からわかるように予断が許されない。本研究においては、これをモデル1とする。

さて、実際に医療費の所得弾力性が都道府県ごとに異なることが確認された場合には、次の段階として、その差異がどのような要因によって決まるかを解明しなければならないであろう。本研究では、新たな変数を導入するのではなく、(1)式で示した所得以外の説明変数を候補とし、検証を行う。まず、65歳以上人口の割合が1人当たり医療費の直接的な決定因ではなく、医療費の所得弾力性の決定因となるようなモデルを考える。すなわち、高齢化が進んだ地域では医療費の所得弾力性が高くなり、それが1人当たり医療費の増加につながると想定するのである。なお、レベル2における説明変数として用いるのは、65歳以上人口の割合

³ これについては、医療施設の増加によって、患者が医療サービスをより利用しやすくなり、受診を増やすためであるという解釈が可能である。また、医療サービスの供給者である医師が患者の需要を誘発するという医師誘発需要仮説の可能性もあるかもしれない。このような仮説の検証は、医療経済学における重要な研究テーマの1つとなっている。

の初期水準、すなわち、分析対象とした期間のうちで最初の年のデータである⁴。
レベル 1 については、

$$\ln h_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{it} + \beta_3 \ln m_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

となる。レベル 2 については、

$$\beta_{1i} = \gamma_{10} + \gamma_{11} \ln a0_i + \mu_{1i} \quad (4)$$

ここで

$\ln a0_i$: 都道府県 i の 65 歳以上人口の割合の対数値 (初期の水準)

γ_{11} はレベル 2 の係数

となる。65 歳以上人口の割合の初期水準が高いと、医療費の所得弾力性は高くなると考えられるから、 γ_{11} の予測される符号はプラスである。本研究においては、これをモデル 2 とする。

また、人口当たり医療施設数が 1 人当たり医療費の直接的な決定因ではなく、医療費の所得弾力性の決定因となるようなモデルも考えることができる。すなわち、人口当たり医療施設数が多い地域では医療費の所得弾力性が高くなり、それが 1 人当たり医療費の増加につながると想定するのである。この場合、レベル 2 における説明変数として用いるのは、人口当たり医療施設数の初期水準である。レベル 1 については、

$$\ln h_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{it} + \beta_2 \ln a_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

となる。レベル 2 については、

$$\beta_{1i} = \gamma_{10} + \gamma_{12} \ln m0_i + \mu_{1i} \quad (6)$$

ここで

$\ln m0_i$: 都道府県 i の人口当たり医療施設数の対数値 (初期の水準)

γ_{12} はレベル 2 の係数

となる。人口当たり医療施設数の初期水準が多いと、医療費の所得弾力性は高くなると考えられるから、 γ_{12} の予測される符号はプラスである。本研究においては、これをモデル 3 とする。

最後に、65 歳以上人口の割合と人口当たり医療施設数の両変数が、医療費の所得弾力性の決定因となるようなモデルを考える。レベル 1 については、

$$\ln h_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

⁴ Jamison, Lau and Wang (2005) も同様の方法で分析を行っている。

表1-1 データの記述統計量(国民医療費)

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
レベル1(N=329)				
1人当たり国民医療費(実質値)	255 (5.53)	42 (0.17)	144 (4.97)	363 (5.89)
65歳以上人口の割合	18.6 (2.89)	4.3 (0.25)	8.3 (2.12)	28.6 (3.35)
人口10万人当たり一般診療所数	71.9 (4.26)	13.1 (0.18)	41.9 (3.74)	105.7 (4.66)
1人当たり県民所得(実質値)	2747 (7.91)	411 (0.14)	1941 (7.57)	4612 (8.44)
レベル2(N=47)				
65歳以上人口の割合(1990年)	13.6 (2.59)	2.4 (0.19)	8.3 (2.12)	18.2 (2.90)
人口10万人当たり一般診療所数(1990年)	64.8 (4.15)	11.9 (0.18)	41.9 (3.74)	91.7 (4.52)

注 ()内の数値は、それぞれのデータの対数値についてのものである。

となる。レベル2については、

$$\beta_{1i} = \gamma_{10} + \gamma_{11} \ln a_{0i} + \gamma_{12} \ln m_{0i} + \mu_{1i} \quad (8)$$

となる。本研究においては、これをモデル4とする。

3 推定結果

3-1 国民医療費

国民医療費の分析においては、わが国の1990年度から2008年度までの都道府県別データ(3年間隔で7年分)を用いた。したがって、レベル1についてはN=329、レベル2についてはN=47となっている。被説明変数としたのは、1人当たり国民医療費(千円、実質値)である。レベル1の説明変数としたのは、1人当たり県民所得(千円、実質値)、65歳以上人口の割合(%)である。そして、ここでは多重共線性の問題を考慮に入れて、人口当たり医療施設数として、人口10万人当たり一般診療所数のみを用いることにした⁵。レベル2の説明変数としたのは、1990年の65歳以上人口の割合と人口10万人当たり一般診療所数である。分析にあたっては、すべてのデータについて対数変換をほどこしたものをを用いた。デ

⁵ 人口当たり医療施設数としては、病院数や歯科診療所数もある。これらの変数の間には、強い相関があると考えられる。これらをすべて分析に入れてしまうと個々の効果をとらえることができなくなる可能性がある。

表1-2 推定結果(国民医療費)

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
固定効果				
定数項	-1.04481 (0.097)	-3.68307 (0.000)	0.22694 (0.685)	8.35304 (0.000)
65歳以上人口の割合	0.42297 (0.000)		0.54123 (0.000)	
人口10万人当たり一般診療所数	0.34735 (0.000)	1.34884 (0.000)		
1人当たり県民所得(実質値)				
定数項	0.48958 (0.000)	0.40417 (0.000)	0.35942 (0.000)	-0.60736 (0.000)
65歳以上人口の割合(1990年)		0.01331 (0.605)		0.02380 (0.021)
人口10万人当たり一般診療所数(1990年)			0.02723 (0.060)	0.04536 (0.000)
変量効果				
分散成分				
1人当たり県民所得(実質値)	0.00025 (0.000)	0.00071 (0.000)	0.00023 (0.000)	0.00006 (0.000)
レベル1	0.00241	0.00323	0.00258	0.01356
Deviance	-869.98639	-739.75750	-856.31387	-433.85768
パラメータ数	6	6	6	6

- 注 1) 推定は完全情報最尤法で行った。
 2) 誤差バイアスはロバスト修正した。
 3) ()内の数値はp値である。
 4) Devianceは対数尤度関数の最大値に-2をかけたものである。

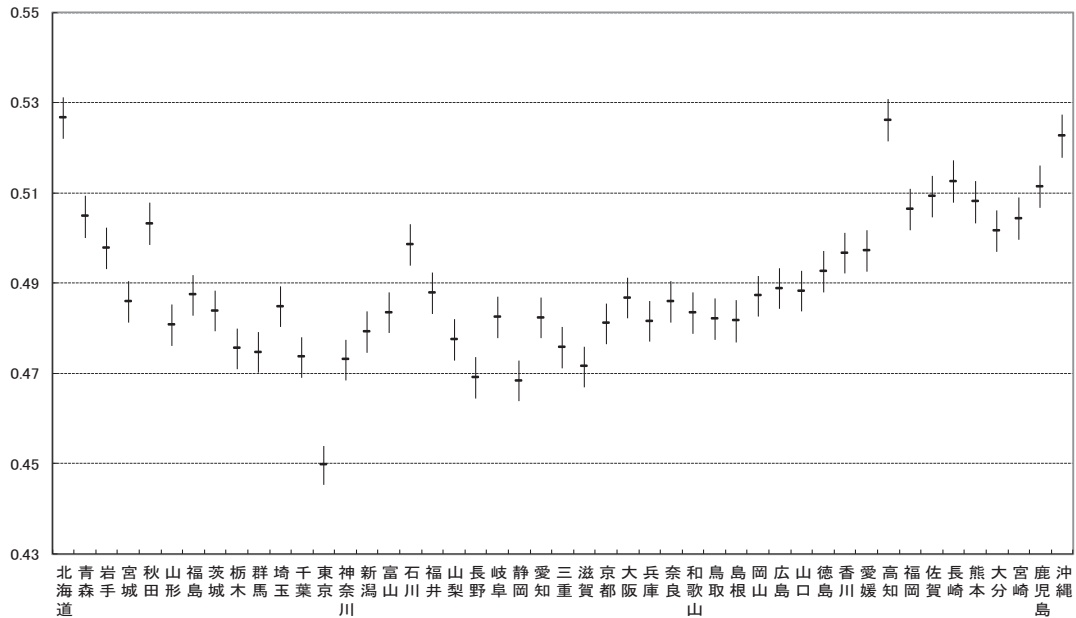
一タの記述統計量については、表 1-1 に示した⁶。また、1人当たり国民医療費の都道府県ごとの違いと変化をみるために、1990年度と2008年度のデータを付図 1-1 に示した。

表 1-2 は、推定結果である⁷。ちなみに、本研究において提示するすべての推定結果は、完全情報最尤法によって計算されたものである。また、不均一分散の可能性を考慮に入れて、誤差バイアスはロバスト修正してある。推定結果をみると、まず、レベル 2 の変量効果の分散が 0 であるという帰無仮説は、すべてのモデルで $p < 0.001$ であった。次に、固定効果について検証を行う。モデル 1 にお

⁶ 1人当たり国民医療費のデータの出所は、厚生労働省『国民医療費』各年度版 (<http://www.mhlw.go.jp/>) ならびに総務省統計局『人口推計』(<http://www.stat.go.jp/>) である。1人当たり県民所得のデータの出所は、内閣府『県民経済計算(平成2年度-平成15年度)(93SNA、平成7年基準計数)』ならびに『県民経済計算 平成20年度』(それぞれ、<http://www.cao.go.jp/>) である。なお、本研究では、平成7年基準計数と平成12年基準計数をそのまま用いたことを注意しておきたい。65歳以上人口の割合のデータの出所は、総務省統計局『人口推計』ならびに『平成17年国勢調査』(<http://www.stat.go.jp/>) である。人口10万人当たり一般診療所数のデータの出所は、厚生労働省『医療施設調査』(<http://www.mhlw.go.jp/>) ならびに厚生統計協会『国民衛生の動向』各年版である。1人当たり国民医療費と1人当たり県民所得の実質化にあたっては、それぞれ、総務省統計局『平成17年基準消費者物価指数』(<http://www.stat.go.jp/>) の全国・保健医療・年度平均と県庁所在地別・総合・年度平均を用いた。

⁷ 計算にあたっては、統計ソフトウェア HLM6 を利用した。

図1-1 経験的ベイズ推定値(国民医療費)



注 マーカーは経験的ベイズ推定値、実線はその95%信頼区間を示す。

いては、65歳以上人口の割合に対する弾力性の符号はプラスであり、1%の有意水準で有意であった。人口10万人当たり一般診療所数に対する弾力性の符号もプラスであり、1%の有意水準で有意であった。所得弾力性の決定因の定数項については、符号はプラスであり、1%の有意水準で有意であった。上述のように、この数値は所得弾力性について都道府県間で共通の部分を表しているが、1よりも小さいことが確認されたのである。さらに、この推定結果にもとづいて、各都道府県について所得弾力性の経験的ベイズ推定値⁸をもとめた。経験的ベイズ推定値をみることによって、都道府県間で所得弾力性に有意な差異が存在するかどうかを確認できる。図1-1は、その結果を示している。この図において、経験的ベイズ推定値の95%信頼区間が互いに重なり合うことのない都道府県がみられた。よって、このような都道府県間においては、所得弾力性に統計的に有意な差異が存在することが確認できた。以上の分析結果をうけて、所得弾力性の差異がレベル2における説明変数によって説明できるかどうかを検証してみた。モデル

⁸ 経験的ベイズ推定値の定義と計算方法については、Raudenbush and Bryk (2002) の第3章を参照。

2 は、1990 年の 65 歳以上人口の割合をレベル 2 における説明変数として用いたものであるが、この変数に対応する係数の符号はプラスであるものの、統計的に有意ではなかった。一方、モデル 3 は、1990 年の人口 10 万人当たり一般診療所数をレベル 2 における説明変数として用いたものであるが、この変数に対応する係数の符号はプラスであり、 p 値は 0.060 と 10% の有意水準では有意となった。モデル 4 は、65 歳以上人口の割合と人口 10 万人当たり一般診療所数の両変数をレベル 2 における説明変数として用いたものである。これらの変数に対応する係数の符号はプラスであり、それぞれ、5% と 1% の有意水準で有意となった。これらの結果から次のような結論を導くことができた。すなわち、少なくとも、人口 10 万人当たり一般診療所数については、1 人当たり国民医療費の決定因である可能性と、その所得弾力性の決定因である可能性の両方があるといえる。65 歳以上人口の割合については、1 人当たり国民医療費の決定因となっているといえるが、所得弾力性の決定因であるかどうかの判断は差し控えるのが妥当であろう。

3 - 2 国民健康保険

国民健康保険の分析においては、1998 年度から 2007 年度までの都道府県別データを用いた⁹。したがって、レベル 1 については $N=470$ 、レベル 2 については $N=47$ となっている。被説明変数としたのは、国民健康保険分（一般被保険者分）+退職者医療分+老人保健分の被保険者 1 人当たり費用額（円、実質値）のうち、診療費計、入院、入院外、歯科である。レベル 1 の説明変数としたのは、1 人当たり所得として、被保険者 1 人当たりの旧ただし書方式による課税標準額・総数（円、実質値）であり、高齢化の指標として、65 歳以上の被保険者数（総数）の割合（%）である。さらに、人口当たり医療施設数として、診療費計の場合には人口 10 万人当たり一般診療所数、入院の場合には人口 10 万人当たり病院の病床数、入院外の場合には人口 10 万人当たり一般診療所数、歯科の場合には人口 10 万人当たり歯科診療所数を用いることにした。レベル 2 の説明変数としたのは、1998 年の 65 歳以上の被保険者数の割合、人口 10 万人当たり一般診療所数、人口 10 万人当たり病院の病床数、人口 10 万人当たり歯科診療所数である。ここでも、すべてのデータについて対数変換をほどこしたものをを用いた。データの記述

⁹ 本研究で用いた国民健康保険に関するデータは、すべて市町村を対象としたものである。

表1-3 データの記述統計量(国保)

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
レベル1(N=470)				
1人当たり費用額・診療費計(実質値)	327766 (12.69)	50421 (0.16)	226236 (12.33)	428816 (12.97)
1人当たり費用額・入院(実質値)	164890 (11.99)	35711 (0.22)	99256 (11.51)	256282 (12.45)
1人当たり費用額・入院外(実質値)	141078 (11.85)	18419 (0.14)	81835 (11.31)	188817 (12.15)
1人当たり費用額・歯科(実質値)	21796 (9.98)	2790 (0.13)	15013 (9.62)	29500 (10.29)
65歳以上の被保険者数の割合	42.3 (3.73)	6.3 (0.16)	20.7 (3.03)	58.3 (4.07)
人口10万人当たり一般診療所数	75.1 (4.30)	12.7 (0.17)	48.6 (3.88)	106.4 (4.67)
人口10万人当たり病院の病床数	1436.9 (7.24)	354.4 (0.25)	834.1 (6.73)	2594.1 (7.86)
人口10万人当たり歯科診療所数	46.0 (3.82)	7.6 (0.14)	32.9 (3.49)	84.4 (4.44)
被保険者1人当たり課税標準額(実質値)	630872 (13.33)	147433 (0.22)	369258 (12.82)	1144313 (13.95)
レベル2(N=47)				
65歳以上の被保険者数の割合(1998年)	38.6 (3.64)	6.0 (0.17)	20.7 (3.03)	50.5 (3.92)
人口10万人当たり一般診療所数(1998年)	71.5 (4.25)	12.6 (0.17)	48.6 (3.88)	98.6 (4.59)
人口10万人当たり病院の病床数(1998年)	1449.6 (7.25)	375.4 (0.26)	871.8 (6.77)	2594.1 (7.86)
人口10万人当たり歯科診療所数(1998年)	43.8 (3.77)	7.5 (0.15)	33.1 (3.50)	82.1 (4.41)

注 ()内の数値は、それぞれのデータの対数値についてのものである。

統計量については、表 1-3 に示した¹⁰。また、被保険者 1 人当たり費用額の診療費計、入院、入院外、歯科、それぞれについて、1998 年度と 2007 年度の都道府県ごとのデータを付図 1-2 から付図 1-5 に示した。

表 1-4 は、診療費計についての推定結果である。推定結果をみると、レベル 2 の変量効果の分散が 0 であるという帰無仮説は、すべてのモデルで $p < 0.001$ であった。次に、固定効果についてである。モデル 1 においては、65 歳以上の被保

¹⁰ 国民健康保険分(一般被保険者分)+退職者医療分+老人保健分の被保険者 1 人当たり費用額のデータの出所は、厚生労働省『国民健康保険事業年報』各年度版

(<http://www.mhlw.go.jp/>) である。被保険者 1 人当たりの旧ただし書方式による課税標準額と 65 歳以上の被保険者数の割合のデータの出所は、厚生労働省『国民健康保険実態調査』

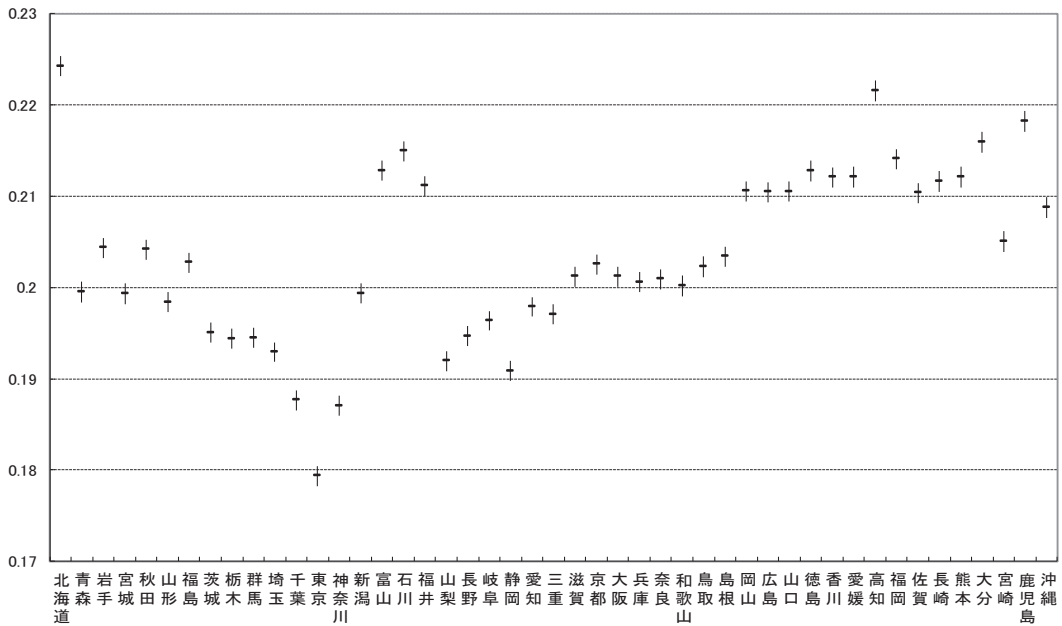
(<http://www.mhlw.go.jp/>) である。人口 10 万人当たり一般診療所数、人口 10 万人当たり病院の病床数、人口 10 万人当たり歯科診療所数のデータの出所は、厚生労働省『医療施設調査』(<http://www.mhlw.go.jp/>) である。被保険者 1 人当たり費用額と被保険者 1 人当たり課税標準額の実質化にあたっては、それぞれ、総務省統計局『平成 17 年基準消費者物価指数』(<http://www.stat.go.jp/>) の全国・保健医療・年度平均と県庁所在地別・総合・年度平均を用いた。

表1-4 推定結果(国保・診療費計)

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
固定効果				
定数項	7.50380 (0.000)	6.71213 (0.000)	8.86850 (0.000)	12.34421 (0.000)
65歳以上の被保険者数の割合	0.27505 (0.000)		0.40224 (0.000)	
人口10万人当たり一般診療所数	0.33574 (0.000)	0.76542 (0.000)		
被保険者1人当たり課税標準額(実質値)				
定数項	0.20359 (0.000)	0.08838 (0.113)	0.04657 (0.220)	-0.21883 (0.000)
65歳以上の被保険者数の割合(1998年)		0.03101 (0.030)		0.04263 (0.000)
人口10万人当たり一般診療所数(1998年)			0.02995 (0.001)	0.02105 (0.008)
変量効果				
分散成分				
被保険者1人当たり課税標準額(実質値)	0.00009 (0.000)	0.00009 (0.000)	0.00007 (0.000)	0.00005 (0.000)
レベル1	0.00057	0.00065	0.00060	0.00119
Deviance	-1912.43091	-1856.13144	-1901.94546	-1632.06919
パラメータ数	6	6	6	6

- 注 1) 推定は完全情報最尤法で行った。
 2) 誤差バイアスはロバスト修正した。
 3) ()内の数値はp値である。
 4) Devianceは対数尤度関数の最大値に-2をかけたものである。

図1-2 経験的ベイズ推定値(国保・診療費計)



注 マーカーは経験的ベイズ推定値、実線はその95%信頼区間を示す。

険者数の割合に対する弾力性の符号はプラスであり、1%の有意水準で有意であった。人口10万人当たり一般診療所数に対する弾力性の符号もプラスであり、1%の有意水準で有意であった。所得弾力性の決定因の定数項については、符号はプラスであり、1%の有意水準で有意であった。この数値については、1よりも小さいことが確認された。この推定結果にもとづいて、各都道府県について所得弾力性の経験的ベイズ推定値をもとめた。図1-2は、その結果である。この図において、経験的ベイズ推定値の95%信頼区間が互いに重なり合うことのない都道府県がみられた。よって、このような都道府県間においては、所得弾力性に統計的に有意な差異が存在することが確認できた。以上の分析結果をうけて、所得弾力性の差異がレベル2における説明変数によって説明できるかどうかを検証してみた。モデル2とモデル3においては、レベル2における説明変数である1998年の65歳以上の被保険者数の割合と人口10万人当たり一般診療所数に対応する係数の符号はプラスであり、それぞれ、5%と1%の有意水準で有意となった。また、モデル4においても、両変数に対応する係数ともに1%の有意水準で有意となった。これらの結果から、国民医療費の場合とは多少異なった結論を導くことができた。すなわち、65歳以上の被保険者数の割合と人口10万人当たり一般診療所数については、被保険者1人当たり費用額（診療費計）の決定因である可能性と、その所得弾力性の決定因である可能性の両方があるといえる。

表1-5と表1-6は、それぞれ、入院と入院外についての推定結果である。これらの結果は表1-4に示した診療費計の結果とほぼ同じものとなった。モデル1において、所得弾力性の決定因の定数項については、符号はそれぞれプラスであり、1%の有意水準で有意であった。これらの数値については、1よりも小さいことが確認された。モデル1の推定結果にもとづいて、各都道府県について所得弾力性の経験的ベイズ推定値をもとめた結果を、図1-3と図1-4に示す。これらの図において、経験的ベイズ推定値の95%信頼区間が互いに重なり合うことのない都道府県がみられた。よって、このような都道府県間においては、所得弾力性に統計的に有意な差異が存在することが確認できた。これらの結果から、65歳以上の被保険者数の割合と人口当たり医療施設数については、被保険者1人当たり費用額（入院および入院外）の決定因である可能性と、その所得弾力性の決定因である可能性の両方があるといえる。

表1-5 推定結果(国保・入院)

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
固定効果				
定数項	3.24243 (0.000)	9.20039 (0.000)	8.28441 (0.000)	13.23592 (0.000)
65歳以上の被保険者数の割合	0.65242 (0.000)		0.62561 (0.000)	
人口10万人当たり病院の病床数	0.68005 (0.000)	0.57517 (0.000)		
被保険者1人当たり課税標準額(実質値)				
定数項	0.10414 (0.000)	-0.21321 (0.000)	-0.24603 (0.000)	-0.51685 (0.000)
65歳以上の被保険者数の割合(1998年)		0.03023 (0.000)		0.03180 (0.000)
人口10万人当たり病院の病床数(1998年)			0.04815 (0.000)	0.04246 (0.000)
変量効果				
分散成分				
被保険者1人当たり課税標準額(実質値)	0.00003 (0.000)	0.00003 (0.000)	0.00002 (0.000)	0.00003 (0.000)
レベル1	0.00073	0.00236	0.00091	0.00243
Deviance	-1865.64027	-1365.56731	-1774.29048	-1355.77499
パラメータ数	6	6	6	6

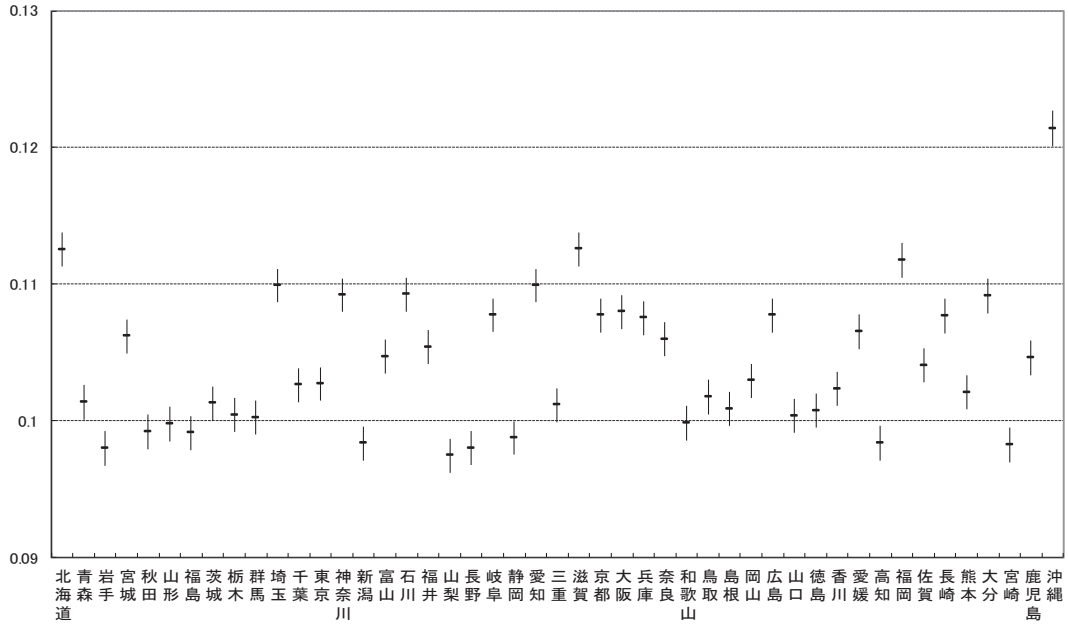
- 注 1) 推定は完全情報最尤法で行った。
 2) 誤差バイアスはロバスト修正した。
 3) ()内の数値は p 値である。
 4) Devianceは対数尤度関数の最大値に-2をかけたものである。

表1-6 推定結果(国保・入院外)

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
固定効果				
定数項	6.15541 (0.000)	6.24309 (0.000)	7.23633 (0.000)	8.96057 (0.000)
65歳以上の被保険者数の割合	0.10885 (0.018)		0.20403 (0.000)	
人口10万人当たり一般診療所数	0.25744 (0.007)	0.37720 (0.000)		
被保険者1人当たり課税標準額(実質値)				
定数項	0.31353 (0.000)	0.15814 (0.001)	0.13162 (0.000)	-0.02717 (0.332)
65歳以上の被保険者数の割合(1998年)		0.03863 (0.000)		0.03713 (0.000)
人口10万人当たり一般診療所数(1998年)			0.03697 (0.000)	0.02555 (0.006)
変量効果				
分散成分				
被保険者1人当たり課税標準額(実質値)	0.00008 (0.000)	0.00004 (0.000)	0.00005 (0.000)	0.00003 (0.000)
レベル1	0.00078	0.00080	0.00079	0.00093
Deviance	-1786.56976	-1810.59677	-1801.74161	-1754.22305
パラメータ数	6	6	6	6

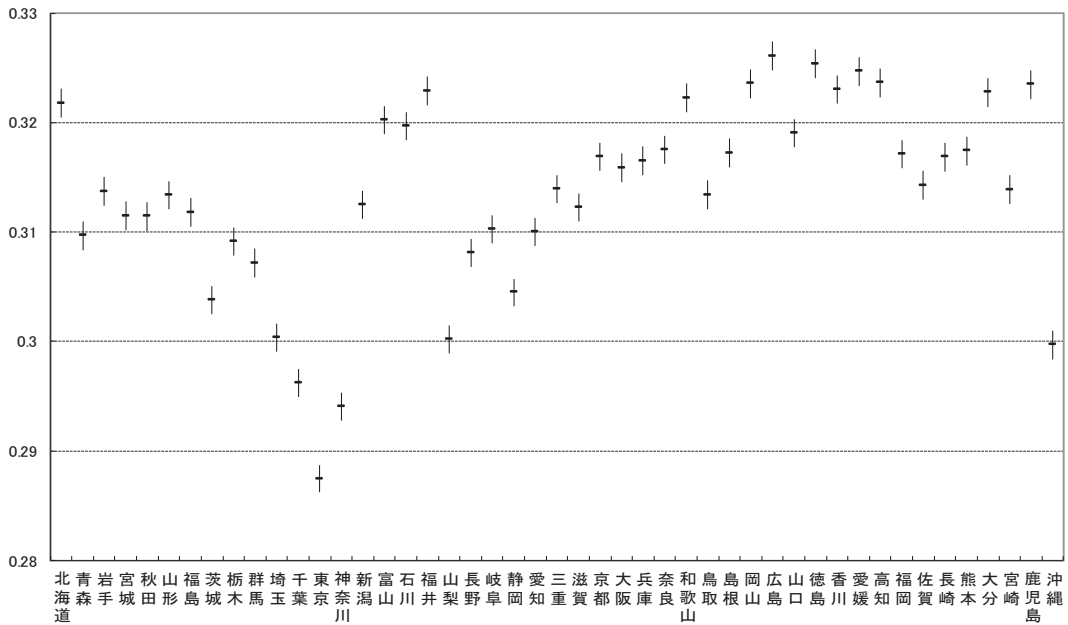
- 注 1) 推定は完全情報最尤法で行った。
 2) 誤差バイアスはロバスト修正した。
 3) ()内の数値は p 値である。
 4) Devianceは対数尤度関数の最大値に-2をかけたものである。

図1-3 経験的ベイズ推定値(国保・入院)



注 マーカーは経験的ベイズ推定値、実線はその95%信頼区間を示す。

図1-4 経験的ベイズ推定値(国保・入院外)



注 マーカーは経験的ベイズ推定値、実線はその95%信頼区間を示す。

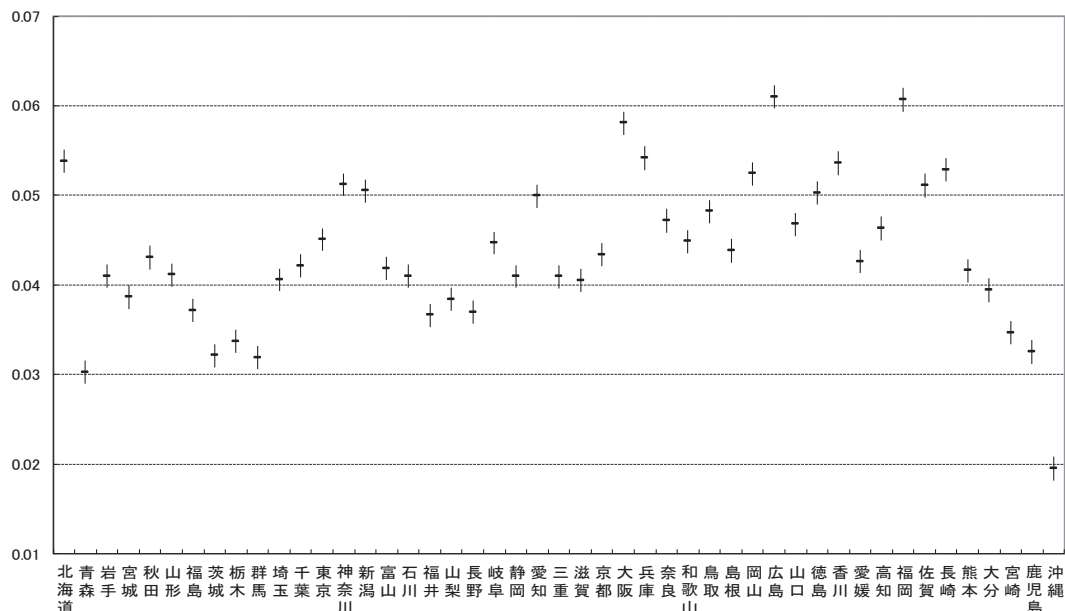
表1-7 推定結果(国保・歯科)

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
固定効果				
定数項	8.96935 (0.000)	8.93897 (0.000)	9.58595 (0.000)	9.63281 (0.000)
65歳以上の被保険者数の割合	-0.05209 (0.105)		0.01006 (0.741)	
人口10万人当たり歯科診療所数	0.16381 (0.006)	0.09984 (0.107)		
被保険者1人当たり課税標準額(実質値)				
定数項	0.04358 (0.002)	0.00603 (0.861)	-0.12340 (0.004)	-0.23016 (0.000)
65歳以上の被保険者数の割合(1998年)		0.01196 (0.226)		0.02166 (0.003)
人口10万人当たり歯科診療所数(1998年)			0.03986 (0.001)	0.04709 (0.000)
変量効果				
分散成分				
被保険者1人当たり課税標準額(実質値)	0.00007 (0.000)	0.00007 (0.000)	0.00005 (0.000)	0.00004 (0.000)
レベル1	0.00079	0.00079	0.00078	0.00078
Deviance	-1785.94477	-1785.83304	-1804.13702	-1816.13606
パラメータ数	6	6	6	6

- 注 1) 推定は完全情報最尤法で行った。
 2) 誤差バイアスはロバスト修正した。
 3) ()内の数値はp値である。
 4) Devianceは対数尤度関数の最大値に-2をかけたものである。

表 1-7 は、歯科についての推定結果である。これは、これまでに示したものとかなり異なった結果となっている。まず、モデル 1 からモデル 3 の結果から、65 歳以上の被保険者数の割合と人口 10 万人当たり歯科診療所数が被保険者 1 人当たり費用額（歯科）の決定因であるとはいえない。モデル 1 において、所得弾力性の決定因の定数項については、符号はプラスであり、1%の有意水準で有意であった。この数値については、1 よりも小さいことが確認された。モデル 1 の推定結果にもとづいて、各都道府県について所得弾力性の経験的ベイズ推定値をもとめた結果を、図 1-5 に示す。この図において、経験的ベイズ推定値の 95% 信頼区間が互いに重なり合うことのない都道府県がみられた。よって、このような都道府県間においては、所得弾力性に統計的に有意な差異が存在することが確認できた。所得弾力性の差異をレベル 2 における説明変数によって説明できるかどうか検証してみたところ、人口 10 万人当たり歯科診療所数のみが所得弾力性の決定因である可能性があることがわかった。

図1-5 経験的ベイズ推定値(国保・歯科)



注 マーカーは経験的ベイズ推定値、実線はその95%信頼区間を示す。

4 むすび

本研究においては、わが国の国民医療費と国民健康保険について、医療費関数の推定を行った。その際に応用した分析手法は HLM である。HLM を用いることによって、医療費の所得弾力性が地域ごとに異なるかどうか、あるいは、高齢化の指標や人口当たり医療施設数といった説明変数が医療費の所得弾力性の決定因となりうるかどうかを検証することが容易となった。ここでは、えられた推定結果についてまとめ、市区町村や都道府県といった分析のレベルについての補足説明を行う。

まず、本研究で示した推定結果のすべてに共通していえることがある。それは、都道府県間における平均的な医療費の所得弾力性（共通の部分）が 1 よりも小さいことである。また、各都道府県について所得弾力性の経験的ベイズ推定値をもとめたところ、経験的ベイズ推定値の 95%信頼区間が互いに重なり合うことのない都道府県がみられた。よって、このような都道府県間においては、所得弾力性に統計的に有意な差異が存在することが確認できた。

次に、都道府県間における医療費の所得弾力性の差異をレベル 2 の説明変数によって説明できるかどうか検証してみた。その結果、人口当たり医療施設数については、すべての推定において、医療費の所得弾力性の決定因となっていることが確認できた。一方、高齢化の指標については、国民医療費と国保・歯科において、モデルによって有意である場合とそうでない場合があるため、確定的なことはいえない。しかし、これら以外の推定においては、医療費の所得弾力性の決定因となっていることが確認できた。高齢化の指標や人口当たり医療施設数は、国保・歯科を除いて 1 人当たり医療費の直接的な決定因であることも確認できた。分析結果から、これらの説明変数が 1 人当たり医療費に直接的に影響を及ぼす場合と所得弾力性を介して影響を及ぼす場合の両方の可能性があるといえよう。さて、医療費の所得弾力性が都道府県ごとに異なることを明らかにし、かつ、その差異を生じさせる要因について検証した研究はこれまでなかった。推定結果から、本研究の発想が妥当なものであることがほぼ裏付けられたといえてよいであろう。

本研究の分析結果も含めて、わが国を対象とした医療費の所得弾力性についての見解は分かれている。原因の 1 つは、分析で取り扱う医療費の制度・診療種類の違いであろう。また、市区町村や都道府県といった分析のレベルの違いも原因の 1 つであろう。本研究についても、国民健康保険の分析を市区町村別データのみで行えば、異なった結果がでる可能性は十分にある。ここで注意しておくべきことがある。Getzen (2000) は、分析レベルによって分析結果に違いが生じるという矛盾を解消する方法として、マルチレベル分析を用いることを提案している。そのポイントは、集計単位が異なる複数の階層（個人や地域）のデータをつなぎ合わせて、両方の情報を同時に分析に組み込むことにある。これは通常の回帰分析ではできないことである。本研究もマルチレベル分析の範疇に入るものではあるが、都道府県別の複数年のデータを用いた推定となっている。すなわち、都道府県を集計された上位の階層とし、それぞれの都道府県において各年に観測されたデータがより下位の階層に位置するというように解釈している。それゆえ、Getzen (2000) が意図したもの（たとえば、個票データと地域データを合わせるといったもの）とは異なっている。さて、国民健康保険については、市区町村別データと二次医療圏別（あるいは都道府県別）データをつなぎ合わせてマルチレベル分析を行うことが可能である。このような分析による結果と、市区町村別デ

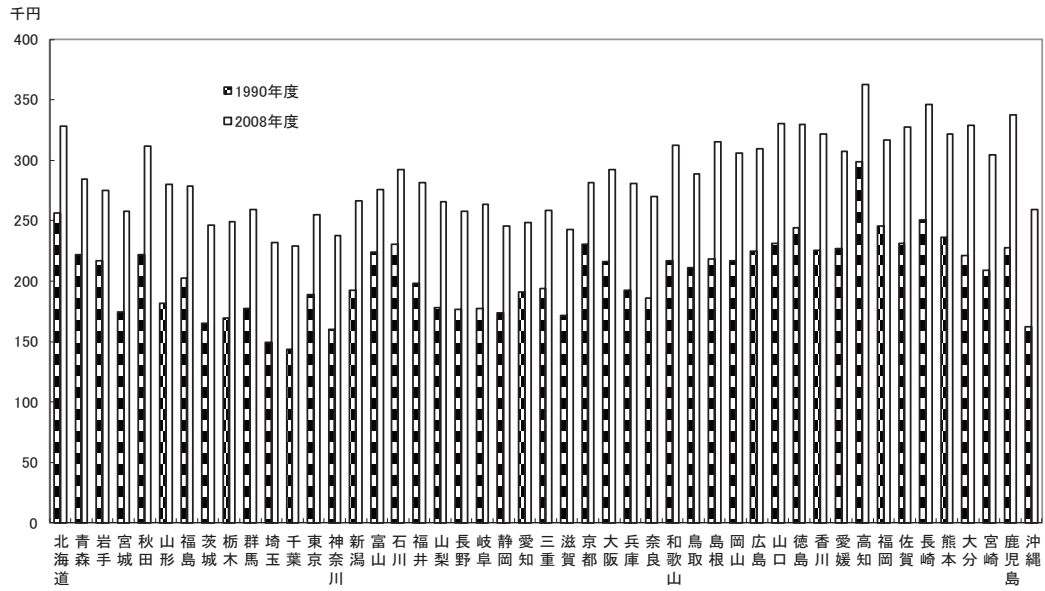
一タのみ、あるいは都道府県別データのみによる分析結果とを比較してみることも意味がある。これについては、今後、分析を行う予定である。

最後に、政策提言を行うことにする。本研究では、医療費の所得弾力性が地域ごとに異なることを明らかにした。マクロ的にみると、県民所得は各都道府県における経済規模を表すものであるから、医療費の所得弾力性は地域ごとの経済規模の伸びに対して医療費の伸びがどれだけあるかを表す指標となっている。われわれにとっては、医療費の拡大を経済が支え続けていけるかどうかの問題である。医療費の所得弾力性が他と比べて極端に高く、すでに医療費の水準も高くなっている地域においては、医療費の伸びを抑える政策を実施する必要があると考える。ただし、このような政策が当該地域の住民の医療機関受診を極端に抑制し、健康水準を低下させるようなことがあってはならないことは強調しておきたい。この点を考慮に入れたうえでの調整ということになる。さて、医療費の伸びを抑える政策として、医療保険の自己負担割合の変更が挙げられる。これは、即効性はあるかもしれない。しかし、自己負担割合を地域ごとに変えるようなことは、おそらく住民の合意をえるのが難しいであろう。本研究の推定結果から、人口当たり医療施設数が医療費の所得弾力性を決定づける要因となっていることがわかっている。人口当たり医療施設数を介して医療費の所得弾力性を調整していくというのが、地道ではあるが住民からの理解がえられやすい政策であろう。これまでも都道府県の医療計画によって医療提供の調整は行われてきたのであるが、今後ともこの制度を充実させて継続していくことが肝要であると考えられる。

さて、将来の医療費の伸びを抑制する政策や要因について、地域単位ではなく、わが国全体に及ぶようなものにも触れておくことにする。まず、厚生労働省（2007）で述べられているような生活習慣病予防による老人医療費の伸びの抑制である。病気にかかってから費やされる医療費を抑制することにはどうしても限界がある。病気にかかることを予防することによって医療費を抑制していくという考え方は、おそらく国民誰からも受け入れられるものであろう。この政策が効果をあげるためには、健康診断、健康教育、健康相談などの活動が重要になってくることは確かである。次に、医療の技術進歩である。医療の技術進歩は医療費が上昇する要因の1つでもある。しかしながら、一方では技術進歩が通院日数や入院日数の短縮をもたらすことも考えられ、医療費を抑制する要因ともなってい

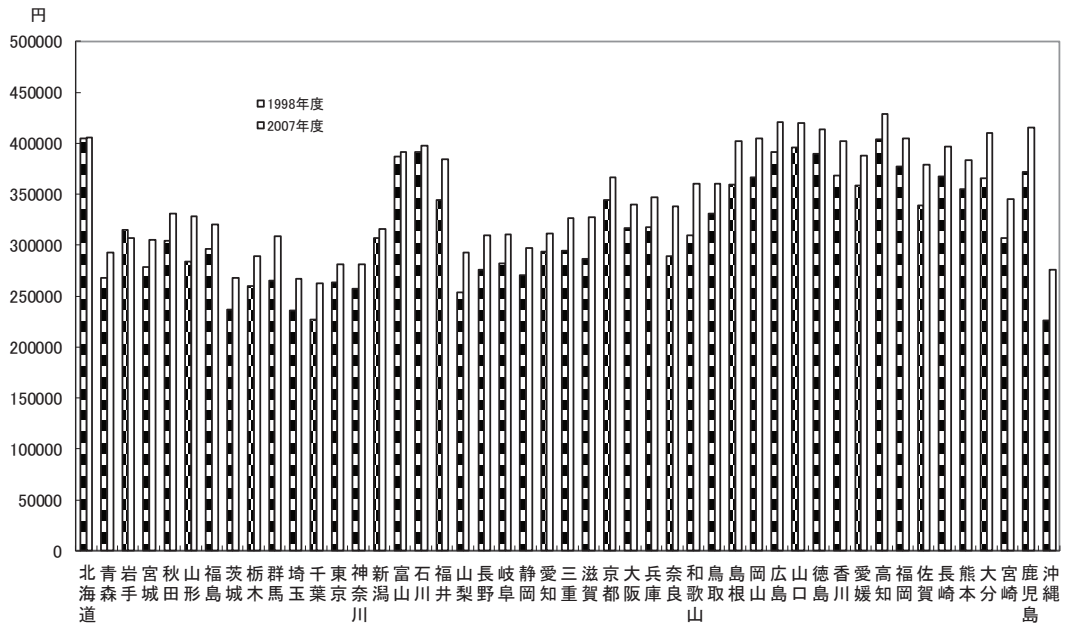
るのである。さらに、新しい研究によって従来行われてきた治療法の効果について再検討し、効果の薄いものについてはより効果の大きいものと入れ替えていくことで医療費の無駄が省かれることも期待できるであろう。

付図1-1 1人当たり国民医療費(実質値)



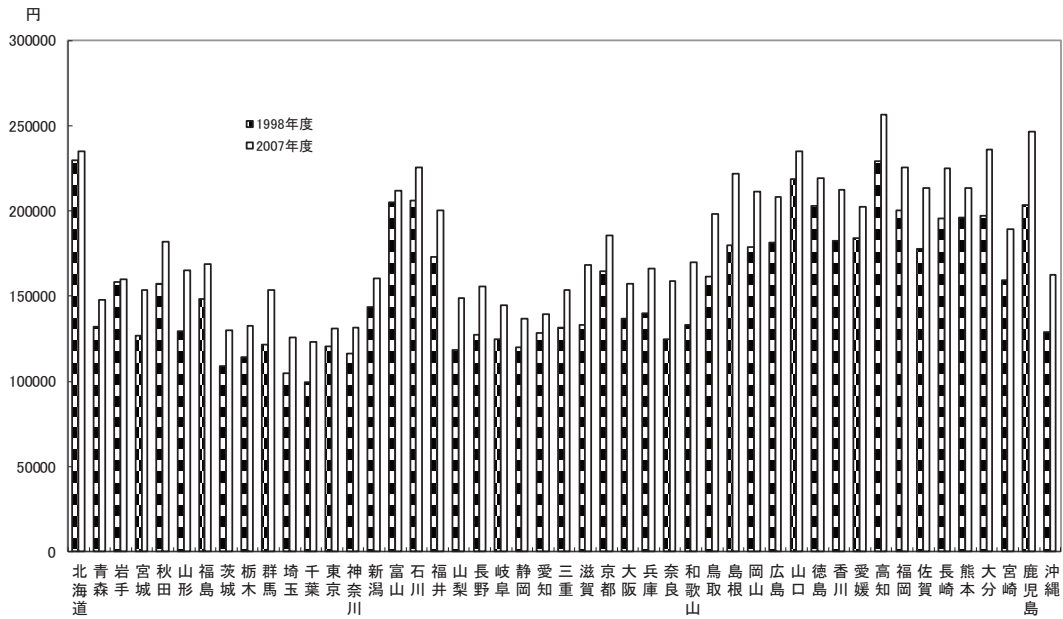
資料 厚生労働省『国民医療費』各年度版(<http://www.mhlw.go.jp/>)
 総務省統計局『人口推計』(<http://www.stat.go.jp/>)
 総務省統計局『平成17年基準消費者物価指数』(<http://www.stat.go.jp/>)

付図1-2 被保険者1人当たり国保費用額・診療費計(実質値)



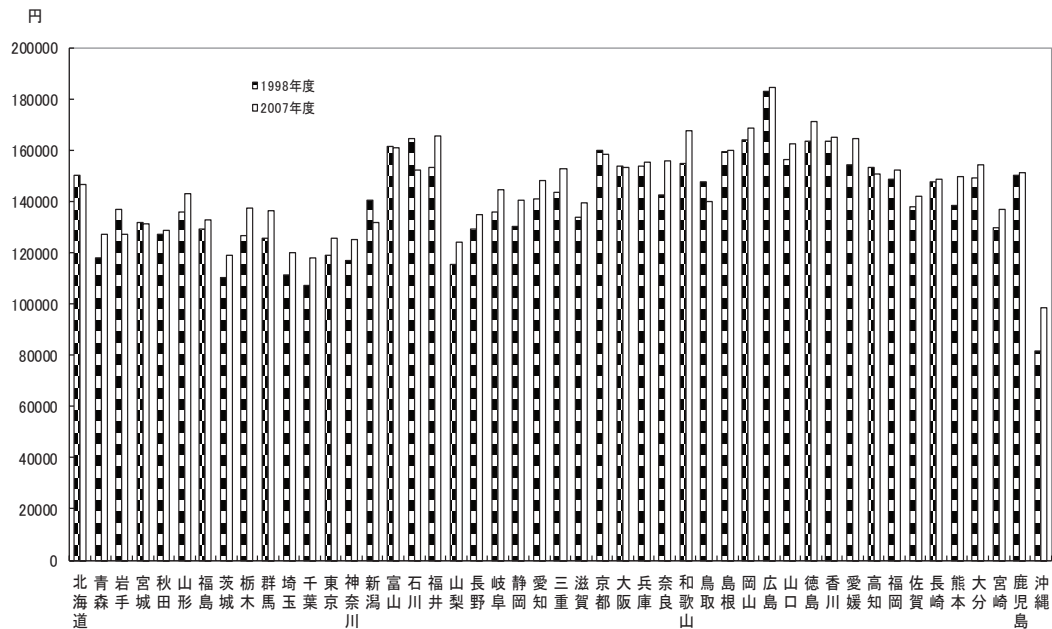
資料 厚生労働省『国民健康保険事業年報』平成10年度版および平成19年度版(<http://www.mhlw.go.jp/>)
 総務省統計局『平成17年基準消費者物価指数』(<http://www.stat.go.jp/>)

付図1-3 被保険者1人当たり国保費用額・入院(実質値)



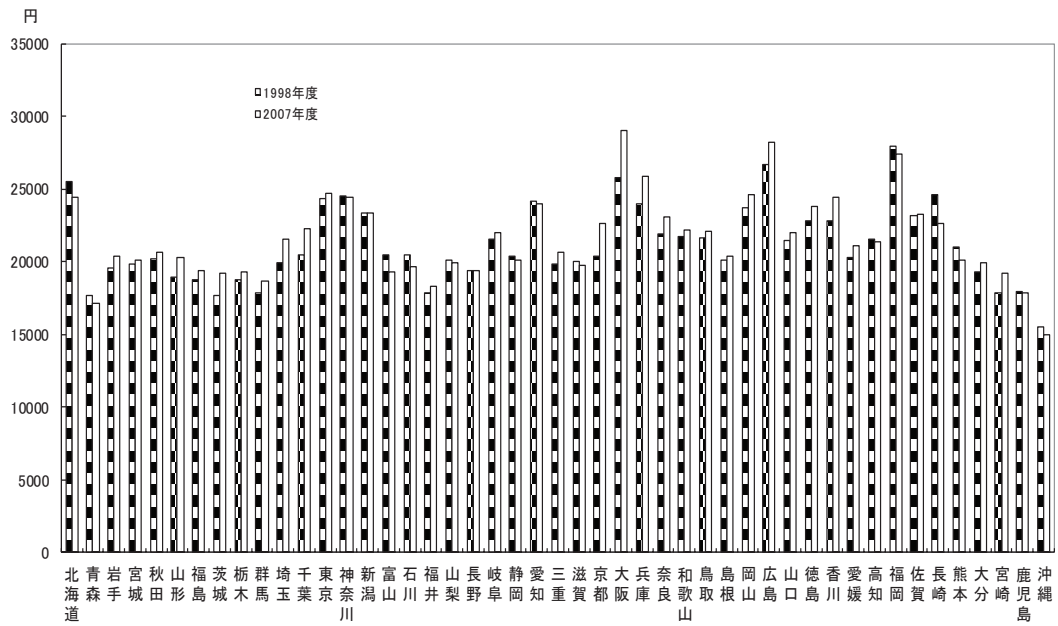
資料 厚生労働省『国民健康保険事業年報』平成10年度版および平成19年度版(<http://www.mhlw.go.jp/>)
 総務省統計局『平成17年基準消費者物価指数』(<http://www.stat.go.jp/>)

付図1-4 被保険者1人当たり国保費用額・入院外(実質値)



資料 厚生労働省『国民健康保険事業年報』平成10年度版および平成19年度版(<http://www.mhlw.go.jp/>)
 総務省統計局『平成17年基準消費者物価指数』(<http://www.stat.go.jp/>)

付図1-5 被保険者1人当たり国保費用額・歯科(実質値)



資料 厚生労働省『国民健康保険事業年報』平成10年度版および平成19年度版(<http://www.mhlw.go.jp/>)
 総務省統計局『平成17年基準消費者物価指数』(<http://www.stat.go.jp/>)

第2章 医療費の財源調達

1 はじめに

わが国では、急速に少子高齢化が進んでいる。将来にわたって社会保障制度を維持していくためには、人口の年齢構成の変化に合わせて制度を改革していかなければならない。とくに、給付に見合うだけの財源を確保することができるかどうかということが重要である。本研究では、わが国の医療保障に焦点を絞って、その財源調達について考察する。

まず、先行研究や政策提言をいくつか紹介しておく。一圓（1999）は、医療保険をさまざまな雇用形態に柔軟に対応できるような個人単位の制度に転換していくことを提案している。そのためには、保険料を標準化し、公費補助も保険料の不足を補うものに変えることが必要であるとしている。林（2004）は、高齢者医療の財源調達の方法として高齢者にも負担をもとめるような新しい目的税をつくること、さらに、税率は医療費に応じて設定していくことを提案している。高齢者も制度を支える側にまわることで受益と負担との関係がより明確になることをねらったものである。日高（2004）は、高齢者医療制度を創設した場合の世代別生涯純負担をもとめ、その負担構造が割引率の影響を受けることを明らかにしている。さらに、代替政策としての積立方式については、財政の持続可能性の観点から実現可能であるとしている。

医療保険財政を維持していくための対策として、医療費の財源調達方法を変えろという方法をとるならば、医療費の増加の仕方が変わってくるかもしれない。もちろん、誰がどれだけ負担するかという負担の配分が変わることになる。ところが、いかなる調達方法をとるにしても、最終的にはそのすべてを国民が負担することには変わりがない。制度を改革するにあたっては、まず、負担の当事者である国民の考え方を知っておかなければならない。いうまでもなく、国民の意向とあまりにもかけ離れた改革は成功しないからである。上述の先行研究のうちでは、林が高齢者を対象に医療費の負担感などについてアンケート調査を行っている。その結果から、高齢者が必ずしも高度な医療ばかりをもとめているわけでは

ないことや、リクリエーション施設を活用した健康相談の実施などで医療費の抑制も期待できることをみいだしている。

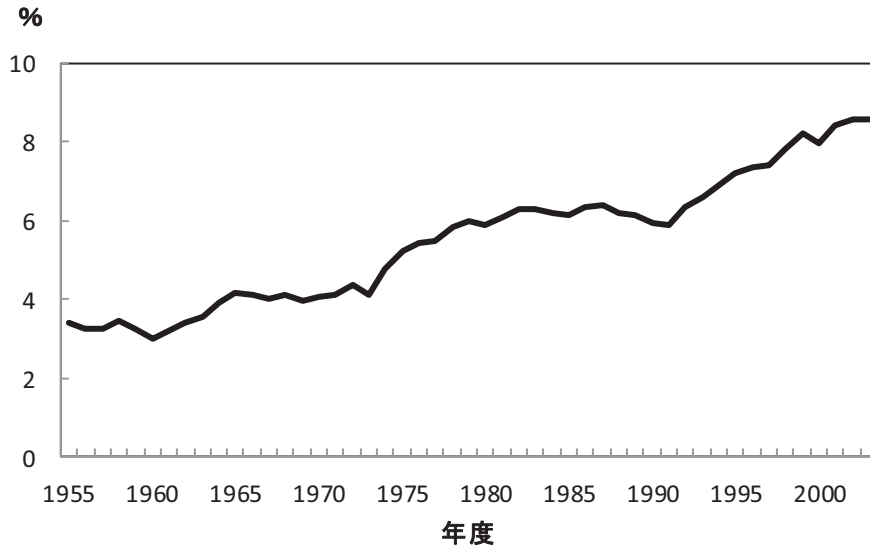
本章は次のように構成される。第2節においては、国民医療費の動向をみる。第3節においては、医療費の財源調達方法について質問したアンケート調査データを使用し、財源調達方法に関する考え方が回答者個人の属性の違いによってどのように変わってくるかを明らかにする。最後に、政策的含意を述べる。

2 国民医療費の動向

医療費については、金額の増大そのものよりも、経済がそれを支え続けていくことができるかどうかの問題である。そこで、まず、国民医療費の国民所得に対する割合の動向をみておくことにする。図2-1は、1955年度から2003年度についてデータをプロットしたものである。国民医療費の国民所得に対する割合は、1960年代前半までは3%台であった。景気の動向や制度の変更などによって多少のぶれはあるものの、趨勢としては経済活動水準の伸びと比べて医療費の伸びの方が大きかったため、この割合は上昇を続け、2003年度には8.55%にまで達した。

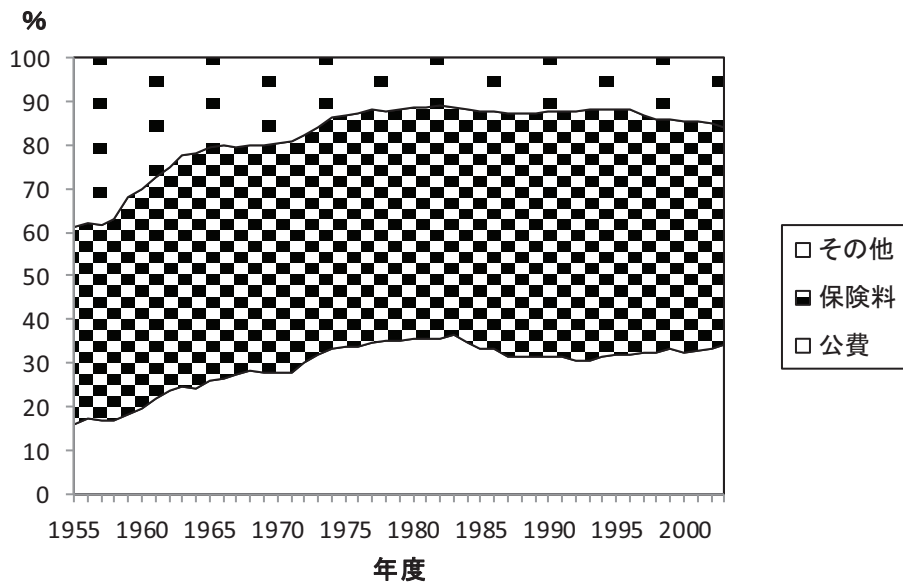
次に、財源別の国民医療費の構成割合をみておく。これらをプロットしたものが図2-2である。この図のなかで、その他として分類されているもののうちのほとんどの部分は患者負担となっている。患者負担の割合は、1960年度までは30%台であった。1961年度に30%を切ってからは1980年代初めまで低下し続け、1982年度には10.5%となった。その後しばらくは横ばい状態が続き、1990年代末からは上昇傾向にある。保険料負担の割合は、1960年度に50%を超え、これ以降は国民医療費の50%強が保険料によってまかなわれるという状況が続いてきた。1980年代末から90年代半ばにかけてはやや高めに推移し、1992年度には57.6%にまで達した。ここ数年は低下傾向にあり、2003年度には50.2%にまで戻った。公費負担の割合は、1950年代半ばから1980年代初めまでは上昇傾向にあり、1983年度には36.4%に達した。その後、やや低下したものの30%台前半で推移している。

図2-1 国民医療費の国民所得に対する割合



資料 厚生労働省『平成15年度 国民医療費』

図2-2 財源別国民医療費構成割合



資料 厚生労働省『平成15年度 国民医療費』

3 アンケート調査データの分析

ここで使用したデータは、明治大学社会科学研究所の総合研究「行動経済学の理論と実証」の一環として行われた「消費行動などに関する意識調査」からえられたものである。この調査は、2005年11月25日から12月13日にかけて郵送法によって実施された。対象は、無作為に抽出された全国の500人の成人男女である。回収率は49.4%であり、247人から回答がえられた¹。ここでは、さらに一部の調査項目に対する無回答（あるいは不明）も除いたので、実際に分析に使用したサンプル数は234である。

データの記述統計量は表2-1に示した。変数のうち財源調達方法と表記したものは、「医療保険（健康保険）の財政を維持するために、医療費の負担を増やさなければならぬとしたら、どれがよいと思いますか」という質問に対する答えの選択肢であり、「診療時における患者の窓口負担を増やす」が0、「医療保険（健康保険）の保険料を引き上げる」が1、「税金を投入する」が2となっている。ちなみに、図2-3は、これらの選択肢の構成割合を示したものである。今回の調査では、半数近くの回答者が「診療時における患者の窓口負担を増やす」を選んだ。性別は、男性が0、女性が1のダミー変数²である。年齢は、20歳代が20、・・・、60歳代が60、70歳以上を70とした³。健康状態は、「よくない」が1、「ふつう」あるいは「よい」は0のダミー変数である。世帯年収は、100万円未満が50、100万円～200万円未満が150、・・・、1900万円～2000万円未満が1950、2000万円以上については回答者が具体的に記入した数値である⁴。15大都市は、15大都

¹ 過去の回収実績にもとづいて、20歳代、30歳代、40歳代、50歳代、60歳以上のサンプル数が同数になるように設計した。また、2004年3月31日時点における住民基本台帳の人口値に比例するように、地域ブロックと市郡規模別にサンプル数を配分した。もともとの調査対象者数は1500であるが、これが無作為に3等分された。そのうちの1つのグループに対してのみ本研究に関連する質問がなされたため、対象者数は最終的に500になった。なお、調査票の設計は総合研究のメンバーが行い、中央調査社が調査を実施した。実際に用いた調査票については、千田・塚原・山本（2010）の付録に掲載されているものを参照してほしい。

² 定性的な変数をダミー変数として処理している。

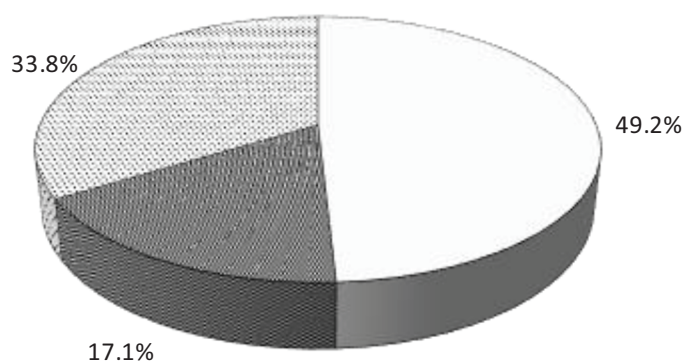
³ 今回の調査においては、年齢について10歳きざみで質問した。分析には、各年齢階級の範囲の最も若い年齢をあてはめて利用することにした。

⁴ 世帯年収は税込みの値である。調査においては、2000万円未満について100万円きざみで質問した。分析には、各所得階級の範囲の中間の値（単位 万円）をあてはめて利用することにした。

表2-1 アンケート調査データの記述統計量

変数名	平均	標準偏差
財源調達方法	0.84615	0.89936
性別	0.46581	0.49990
年齢	41.06838	15.89030
健康状態	0.16667	0.37348
世帯年収	634.61538	560.57763
15大都市	0.25641	0.43759
学歴	0.44872	0.49843

図2-3 医療保険財政を維持するための財源調達方法に対する考え方



- 診療時における患者の窓口負担を増やす
- 医療保険(健康保険)の保険料を引き上げる
- 税金を投入する

資料 明治大学社会科学研究所総合研究「消費行動などに関する意識調査」

注 四捨五入のため、数値の合計は100%とはなっていない。

市に居住する場合 1、それ以外は 0 のダミー変数である。学歴は、大学・短大卒が 1、それ以外は 0 のダミー変数である。

医療費の負担が増加した場合にどの財源調達方法をとるかということに関する考え方が、回答者個人の属性によってどのように違ってくるかを検証した。被説明変数とする財源調達方法については、「診療時における患者の窓口負担を増やす」→「医療保険（健康保険）の保険料を引き上げる」→「税金を投入する」と

いう一定の順序があるとみなすことができる。これは、通常の財・サービスの取引と同様に、医療サービスの受益と負担とが完全に対応するような調達方法から、そのような対応関係が特定されず不明確になる調達方法へ、という順序である。あるいは、そのような対応関係の違いが生みだす結果として、われわれが医療サービスにかかる費用について強く意識することになる調達方法から、そのようなコスト意識が希薄になりがちな調達方法へ、という順序であるともいえる⁵。このように被説明変数の選択肢の間に序列があるデータについて分析を行う場合には、通常の最小二乗法を用いることはできない。それに代わるものとして順序反応モデルを用いるべきである。本研究では、そのうち順序プロビットモデルを用いる。モデルの詳細については、以下のとおりである。

今回実際に観測される被説明変数の選択肢は 0、1、2 であり、これを y_i とする。 \mathbf{x}_i を説明変数のベクトル、 $\boldsymbol{\beta}$ をパラメータのベクトル、 u_i を誤差項とすれば、 y_i がとる値を決定づける仮想的な被説明変数 y_i^* （実際には観測されない）は、

$$y_i^* = \mathbf{x}_i \boldsymbol{\beta} + u_i$$

と表される。説明変数とするのは、性別、年齢、健康状態、世帯年収、15 大都市、学歴である。 y_i は、

$$y_i^* < 0 \text{ のとき} \quad y_i = 0$$

$$0 \leq y_i^* < \alpha \text{ のとき} \quad y_i = 1$$

$$\alpha \leq y_i^* \text{ のとき} \quad y_i = 2$$

となる。ここで、 α はデータから推定されるパラメータ（プラスの符号をとる）であり、カテゴリー値 2 の下限となっている。また、誤差項については正規分布にしたがうと仮定している⁶。

推定結果は表 2-2 に示した⁷。性別においては、医療費の負担が増加した場合に回答者がどの財源調達方法を選ぶかについて有意に説明することはできなかった。

年齢に対応するパラメータは、5%の有意水準で有意であり、符号はプラスであった。これは、年齢が高くなるにつれて、医療費負担の増加分を医療機関にかか

⁵ 財源の区分とそれぞれの特徴については、堀（2004）第 4 章で詳しく述べられている。

⁶ 順序反応モデルおよび順序プロビットモデルについては、牧・宮内・浪花・縄田（1997）第 4 章を参照。

⁷ 本研究で示した推定結果は、TSP Version 4.5 を用いて計算したものである。

表2-2 医療費の負担が増加した場合の財源調達方法に関する分析(順序プロビットモデル)

説明変数	推定値	p値
性別	0.094743	0.550
年齢	0.012178	0.029
健康状態	0.300461	0.173
世帯年収	-0.000694723	0.003
15大都市	-0.397327	0.029
学歴	0.349930	0.044
定数項	-0.199695	0.550
カテゴリー値2の下限	0.476279	0.000

対数尤度は-224.994

った患者だけが負うことになるような方法で調達するよりも、広く社会全体から調達する方法を望むようになっていくことを示している。一般に、年齢が高くなるにつれて医療機関の受診率も高くなっていく。窓口負担の増加は、患者自身の出費を直接的に増大させるが、医療機関にかかる回数が多い人ほどその影響は大きくなる。そのため、年齢が高くなるにつれてこのような調達方法を敬遠するようになると考えられる。また、医療機関にかかる回数が多い人は、少ない人と比べて日頃から医療サービスの費用の負担感は強いはずである。このような人が医療保険の保険料引き上げと公費負担のどちらを選ぶかといわれれば、受益と負担との対応が最も不明確な公費負担の方を選ぶと考えられる。説明変数として、年齢が有意であることの解釈はこのようにできる。

健康状態に対応するパラメータは p 値が 0.173 であり、この変数は回答者の選択について有意に説明することはできなかった。しかしながら、符号はプラスであるので、健康状態がよい人と比べてよくない人は医療サービスの受益と負担との対応がより不明確な調達方法を好む傾向があることを示している。この点は、年齢変数の結果と合致している。

世帯年収に対応するパラメータは、1%の有意水準で有意であり、符号はマイナスであった。すなわち、世帯年収が高い人ほど医療サービスの受益と負担との対応関係がより明確な調達方法を好むようになるということである。この結果について、1つの解釈は次のようなものである。世帯年収が高くなると、病気や怪我といった不測の事態に対する備えとして、民間保険に加入する余力がでてくる。それにともなって、公的な医療保険への依存心が相対的に弱まっていく。このよ

うな人が、保険料の引き上げや公費負担のための増税よりも診療時における自己負担の方を好むことは十分に考えられる⁸。

15 大都市に対応するパラメータは、5%の有意水準で有意であり、符号はマイナスであった。これは、大都市に居住する人はそれ以外の地域に居住する人と比べて、医療サービスの受益と負担との対応関係がより明確な調達方法を好む傾向があることを示している。

学歴に対応するパラメータは、5%の有意水準で有意であり、符号はプラスであった。これは、学歴が高くなるほど、医療サービスの受益と負担との対応関係がより不明確な調達方法を好むようになることを示している。この結果がどのような理由によるものであるかについては、判断が難しい。今後の課題としておく。

カテゴリ値 2 の下限は、1%の有意水準で有意であり、符号はモデルが想定したとおりプラスであった。

さて、推定結果はほぼ良好であり、本研究において順序プロビットモデルを採用したことは妥当であったといえよう。医療費の財源調達方法に関する国民一人一人の考え方がどのように形づくられるのかという基本的な問題について、実証分析によって解明されることはこれまでほとんどなかった。本研究でえられた結果を解釈することによって、これからの医療政策を考えていくうえで重要である政策的含意をみいだすことができた。

4 政策的含意

本研究では、医療費の財源調達について、アンケート調査データを使用することによって分析を行った。医療の技術進歩や人口高齢化などによって今後もさらに医療費が増大していき、公的医療保険の財政状況が厳しくなっていくことが予想される。本研究では、公的医療保険制度を維持していくために国民がどのよう

⁸ Rasell, Bernstein and Tang (1994) は、米国を対象にして医療費の財源調達方法の違いが家計に及ぼす影響について実証分析し、「所得に対する比率でみた場合に、現金による自己負担は最も逆進的な財源調達方法である。保険料負担もまた逆進的である。一方、公費負担は累進的である。」と結論づけている。制度が異なるため、この結果を単純にわが国にあてはめることには注意が必要であるが、わが国でも医療サービスにかかる費用が所得の多寡にかかわらずそれほど大きな違いがないとすれば、世帯年収が高い人にとっては最も逆進的な自己負担が有利になり、この方法を好むという解釈ができる。

な形で医療費を負担していくことを望むのかという問題に焦点を絞って、アンケート回答者が望んだ負担方法と回答者自身の属性との関連を検証した。

最後に、政策的含意を述べる。最近では、高齢者の患者負担が実質的に引き上げられる傾向にある。本研究では、医療費の負担の増加分をどのように調達するかという問題について、年をとった人ほどその費用をなるべく意識しなくて済むような方法を好むという結果がえられた。これは、最近の医療の財源政策に対する反対の意思表示と受けとることができる。人口高齢化は、それ自体が医療費増大の原因の1つである。そして、今回の研究結果によれば、コスト意識がより低い財源調達方法をもとめる人たちの割合が高まることでもある。選挙を通して、これらの人たちの希望が財源政策としてとり入れられて、よりコスト意識が低い財源調達方法（特に公費負担）の割合が高まっていくとすれば、医療費はさらに増大することになるであろう。もちろん、これにともなって、あらたな税の導入や増税が必要になるであろう。実際には、その影響を大きく受ける人たちからの反発も考えられるため、それほど単純な筋書きではないかもしれない。

一方、本研究では、世帯年収が高い人ほど医療費の負担の増加分を受益と負担との対応関係が明確な方法で調達することを好むという結果がえられた。この結果は、経済動向によって、人々の財源調達方法に対する考え方が変わりうることを示唆している。ちなみに、財源調達方法として患者の自己負担でまかなう割合を高めれば、医療費の伸びは抑制されるであろう。

このように、今後の医療費の増大をどのような形で負担していくかという問題に関しては、国民一人一人の属性に応じて異なった意見がでてくるものと考えられる。ここで注意すべきであるのは、公費負担が増加すれば、受診が過剰に誘発され、医療費の無駄が生じる可能性があることである。他方、自己負担が増加すれば、受診が過度に抑制されて、本来必要であるはずの医療サービスを受けられなくなる患者がでてくる可能性もある。さらに、医療費の負担の増加分を保険料負担でまかなう場合にも注意すべきことがある。これについては、塚原（2003）や本論文第4章などを参照してほしい。

さて、政府は、人口の年齢構成や経済状況の変化に応じて、最適な財源政策を実施していかなければならない。その際、国民に予測される政策の効果について十分に説明し、合意形成を生み出すことが重要である。患者の窓口負担、保険料、

税金（とくに消費税）のバランスをどのようにとるかということを決めるのは、最終的に国民である。国民にとって何よりも重要なのは、現在のような医療保障の形を維持していくことであろう。改善の余地があることも確かであるが、世界トップレベルの健康水準の高さを実現するためにわれわれの制度が果たしてきた役割が大きかったことは明らかであるし、今後もそれは変わらないと考えるからである。

第 2 部 医療保険

第3章

組合管掌健康保険の保険料率決定

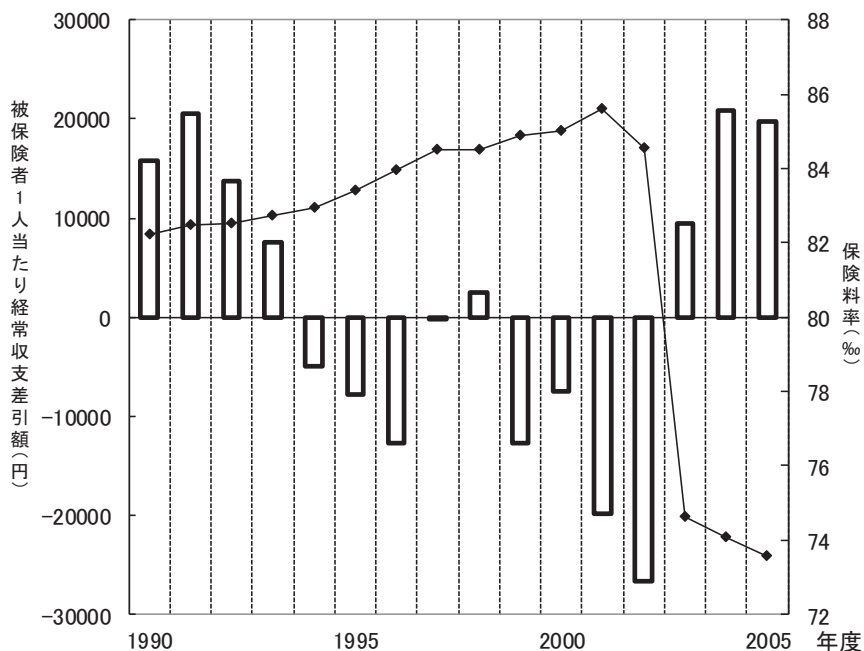
1 はじめに

わが国では、国民皆保険体制の下、すべての国民が公的医療保険の対象となっている。医療給付面においては、年齢などを考慮に入れた違いは別として、それ以外では制度間での患者自己負担割合の格差はなくなった。しかし、財源の調達方法では依然として大きな違いが残っている。もちろん、そのすべてに問題があるというわけではないが、今後の調整や工夫が必要なことも確かであろう。

本研究は、現行の制度のもとで公的医療保険の保険者がどのように財源の調達を行っているか、なかでも社会保険方式の特徴といえる保険料率をどのように決めているかを分析し、問題点を明らかにすることを目的とする。分析の対象とするのは、健康保険組合（以下、健保組合）が運営する組合管掌健康保険（以下、組合健保）である。組合健保の特徴は、一定の制約はあるものの各健保組合が自由に保険料率を決められることである。また、分析にあたって十分な標本サイズを確保することもできる。なお、本研究で用いた各健保組合の保険料率は、一般保険料率と調整保険料率（健保組合間の共同事業のために拠出する分）の合計であり、かつ事業主分と被保険者分の合計である。

図3-1は、組合健保の被保険者1人当たり経常収支差引額と保険料率について1990年度以降の推移（全国平均）を示したものである。被保険者1人当たり経常収支差引額は、1994年度から赤字になり、1998年度に一時黒字に回復したものの、2002年度まで赤字幅が拡大する傾向にあった。しかし、2003年度からは一転して黒字となった。このような経常収支状況に対して、各健保組合がとりうる対策は、支出面では付加給付費や保健事業費の増減であったであろう。一方、組合健保については公費による補助がきわめて少なく、収入の大部分は被保険者と事業主が負担する保険料によって占められている。そのため、収入面でとりうる対策は、保険料率の変更だったと考えられる。図3-1からは、被保険者1人当たり経常収支差引額が赤字の時期には保険料率が徐々に引き上げられてきた傾向がみてとれる。ちなみに、2003年度に保険料率が極端に引き下げられたのは、被

図3-1 被保険者1人当たり経常収支差引額と保険料率の推移



注 1) 棒グラフは被保険者1人当たり経常収支差引額, 折れ線グラフは保険料率を示す。それぞれ全国平均の数値である。

2) 保険料率は各年度とも2月末現在の数値である。

資料 健康保険組合連合会『健康保険組合事業年報』各年度版

用者保険の保険料が総報酬制（負担の公平性を保つため賞与からも保険料を徴収する制度）に改正されたことによるものであり、この改正の前後で保険料率の単純な比較はできない。

次に、個々の健保組合が保険料率の変更をどのように行ったかを示したのが、表3-1である。ここでは、東京都の589組合を対象としており、2月末現在の保険料率を各年度の保険料率とみなして、前年度と比べて変更があったかどうかで分けている。際立った特徴として挙げられるのは、2004年度については452組合（全体の76.7%）、2005年度については396組合（67.2%）で保険料率の変更がなかったことである。この理由として、これらの健保組合のすべてが保険料率の変更が必要となるような財政状況下にはなかったということではないであろう。むしろ、次のように考えるのが現実的ではないだろうか。すなわち、保険料率の変更が必要と考えられる場合でも、その幅が比較的小さい場合にはあえて変

表3-1 保険料率の変更状況別の健保組合数(東京都)

	引き下げ	変更なし	引き上げ
2004年度	99 (16.8%)	452 (76.7%)	38 (6.5%)
2005年度	153 (26.0%)	396 (67.2%)	40 (6.8%)

注 東京都の589組合を対象として、前年度からの変更の有無をみた。

資料 健康保険組合連合会『健康保険組合事業年報』各年度版

更はしない。ところが、それがあある一定の限度を超えるようになると変更する。実際に変更をしなかったこれらの健保組合ではこの限度を超えなかったということである。もちろん、支出面での調整を優先して行うことによって、保険料率の変更はしなかったとも考えられる。いずれにしても、健保組合が頻繁な保険料率の変更を回避しようとしている姿勢がうかがわれる。この理由については、実証分析によってさらに詳細な検証を行った後、本章の最後の部分で考察することにした。

さて、実証分析を行うためには、保険料率の変更において各健保組合が躊躇している姿勢をうまく説明できるようなモデルが必要になる。本研究は、そのようなモデルを導入することによって、健保組合の保険料率変更行動について実証的に分析したものである。

2 方法

通常最小二乗法では、上述のような健保組合の決定についての的確に説明することはできない。ある行動をひきおこす潜在的な要因があつたとしても現実の行動にスムーズに結びつかない、すなわち、行動に摩擦（フリクション）が生じていると想定するモデルとして、フリクションモデルがある¹。このモデルは、人や組織が行動を起こすか起こさないかの境目となる閾値があると仮定し、その値を上回った場合と下回った場合だけ行動を起こし、それ以外は行動を起こさないと仮定するものである。本研究では、このフリクションモデルを応用する。フリク

¹ フリクションモデルについては、Rosett (1959) および和合・伴 (1995) を参照。

シオンモデルの具体的な考え方は次のようなものである。

健保組合 i における保険料率の変更幅を Δp_i (実際に観察された値) とする。一方、健保組合 i の特性を表す変数によって説明される保険料率の変更幅の潜在的な値を Δp_i^* とする。 \mathbf{x}_i を健保組合 i の特性を表す説明変数のベクトル、 $\boldsymbol{\beta}$ をパラメータのベクトル、 u_i を誤差項とすれば、 Δp_i^* は次のように表される。

$$\Delta p_i^* = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + u_i$$

実際に観察された保険料率の変更幅についてはフリクシオンが生じており、 Δp_i^* がある閾値を上回った場合と下回った場合だけ変更され、それ以外は変更されない。閾値を α_1 、 α_2 とするならば、この状況は次のように表される。

$$\Delta p_i^* < \alpha_1 \text{ のとき} \quad \Delta p_i = \Delta p_i^* - \alpha_1$$

$$\alpha_1 \leq \Delta p_i^* \leq \alpha_2 \text{ のとき} \quad \Delta p_i = 0$$

$$\alpha_2 < \Delta p_i^* \text{ のとき} \quad \Delta p_i = \Delta p_i^* - \alpha_2$$

フリクシオンモデルの推定は最尤法によって行う。その場合の対数尤度関数については、本論文第 6 章を参照されたい。

本研究では、東京都の健保組合を対象として、フリクシオンモデルによる推定を行った。分析の対象となった期間中に欠損値がない健保組合のみをとりあつかうことにしたため、標本サイズは 589 となった。さらに、もともとの保険料率の大きさによって、健保組合の決定に違いがあるかどうかを確認することを目的として、保険料率別に分割した推定も行った。分割は、2004 年度の保険料率の中位数 73‰ を基準にして、73‰ 以上 (297 組合) とそれ未満 (292 組合) の健保組合に 2 分割した。実際に観察された保険料率の変更幅としては、2005 年度の保険料率の対前年度変化分 (‰) を用いた²。

各健保組合にとっての潜在的な保険料率の変更を説明する変数としたのは、「被保険者 1 人当たり経常収支差引額」と「法定給付費等所用保険料率の対前年度変化分」である³。まず、被保険者 1 人当たり経常収支差引額についてであるが、この変数は財政状況の指標として用いる。被保険者 1 人当たりの額に換算する理由は、推定にあたって健保組合の規模をコントロールするためである。この変数に

² 保険料率のデータの出所は、健康保険組合連合会『健康保険組合事業年報』各年度版である。

³ 被保険者 1 人当たり経常収支差引額および法定給付費等所用保険料率のデータの出所は、健康保険組合連合会『健康保険組合事業年報』各年度版である。

対応するパラメータの予想される符号は、マイナスである。他の事情が同じならば、各健保組合は被保険者 1 人当たり経常収支の赤字幅が大きくなるにつれて保険料率を引き上げ、黒字幅が大きくなるにつれて保険料率を引き下げると考えられるからである。本研究では、2004 年度と 2003 年度のデータを用いた。

法定給付費等所用保険料率の対前年度変化分に対応するパラメータの予想される符号は、プラスである。これは、次のような想定にもとづくものである。すなわち、他の事情が同じならば、法定給付費等の支出をまかなうのに必要な保険料率に上昇傾向がみられれば、各健保組合は実際の保険料率を引き上げようとする。一方、法定給付費等をまかなうのに必要な保険料率に低下傾向がみられれば、実際の保険料率を引き下げようとする。本研究では、2004 年度のデータを用いた。

なお、計算にあたっては、TSP Version 4. 5 を用いた。

3 結果

推定結果を表 3-2 に示した。 α_1 と α_2 は、それぞれ閾値の推定値であり、今回のモデルで理論的に予想される α_1 の符号はマイナス、 α_2 はプラスである。 β_1 と β_2 は、それぞれ 2004 年度と 2003 年度の被保険者 1 人当たり経常収支差引額（円）に対応するパラメータ、 β_3 は、2004 年度の法定給付費等所用保険料率の対前年度変化分（%）に対応するパラメータである。 $1/\sigma$ は、誤差項の標準偏差の逆数である。

まず、全標本を対象とした推定結果についてである。この推計に先立って、上述の変数以外に、2002 年度の被保険者 1 人当たり経常収支差引額も説明変数として含めた推計を行った。しかし、この変数に対応するパラメータだけが有意とはならなかったため、除くことにした。今回の結果についてみると、 β_1 と β_2 の符号はそれぞれ予想されたとおりのマイナスであり、1%の有意水準で有意となった。 β_3 の符号はこれも予想されたとおりのプラスであり、1%の有意水準で有意となった。これらの結果から、保険料率の変更幅の潜在的な値を説明する変数の選択は妥当であったといえる。フリクションモデルの対数尤度関数に含まれる $1/\sigma$ も、1%の有意水準で有意となった。さて、最も重要な意味をもっている閾値に

表3-2 推定結果(保険料率別)

	73‰未満	73‰以上	全標本
α_1	-8.6 (0.000)	-4.9 (0.000)	-6.4 (0.000)
α_2	9.1 (0.000)	11 (0.000)	10 (0.000)
β_1	0.0000082 (0.610)	-0.000063 (0.000)	-0.000020 (0.007)
β_2	-0.000046 (0.022)	0.00000044 (0.968)	-0.000034 (0.001)
β_3	0.34 (0.023)	0.043 (0.591)	0.25 (0.000)
$1/\sigma$	0.13 (0.000)	0.15 (0.000)	0.14 (0.000)
対数尤度	-387	-514	-918

注 1) α_1 と α_2 は、それぞれ閾値の推定値である。 β_1 と β_2 は、それぞれ2004年度と2003年度の被保険者1人当たり経常収支差引額(円)に対応するパラメータである。 β_3 は、2004年度の法定給付費等所用保険料率の対前年度変化分(‰)に対応するパラメータである。 $1/\sigma$ は、誤差項の標準偏差の逆数である。

2) ()内の数値は p 値である。

ついてであるが、 α_1 と α_2 はともに符号条件を満たしており、1%の有意水準で有意となった。潜在的に保険料率の引き下げが考えられるときでも、潜在的な大きさが-6‰程度までならば変更されることはなく、これを超えた場合に実際に変更がなされた。反対に、潜在的に引き上げが考えられるときでも、潜在的な大きさが10‰程度までならば変更されることはなく、これを超えた場合に実際に変更がなされた。これらの閾値(絶対値)は、もともとの保険料率の大きさ(2004年度の保険料率の平均は72‰)を考慮に入れると、かなり大きな値といえるだろう。

保険料率別に分割した推定結果について、まず、保険料率の変更幅の潜在的な値を説明する変数に対応するパラメータについてみると、保険料率73‰未満の健保組合については、 β_1 が統計的に有意ではなかったが、 β_2 と β_3 はそれぞれ5%の

有意水準で有意であり、符号も予想されたとおりであった。73%以上の健保組合については、 β_1 の符号は予想されたとおりのマイナスであり、1%の有意水準で有意となったが、 β_2 と β_3 については、統計的に有意とはならなかった。 $1/\sigma$ については、2つの推定結果ともに、1%の有意水準で有意となった。閾値については、2つの推定結果ともに、 α_1 と α_2 は符号条件を満たしており、しかも1%の有意水準で有意となった。もともとの保険料率の水準が低い場合に、保険料率をさらに引き下げることに對してはフリクションがより大きくなり、一方、もともとの保険料率の水準が高い場合に、さらに引き上げることに對してはフリクションがより大きくなった。このような保険料率の水準の高低による健保組合の決定の差異は、保険料率の引き下げの場合により顕著であり、引き上げの場合は小さかった。

健保組合の保険料率変更については、通常の方法では適切に説明することが難しいと考えられた。それゆえ、計量分析においてこれまであまり使われることのなかった手法ではあるが、フリクションモデルの考え方にしたがって分析を試みたのである。今回の推定結果をみるかぎり、フリクションモデルによって説明しようとした試みは、ほぼ成功したといえるであろう。そもそも、人や組織の行動にフリクションが生じること自体は珍しいことではないと考えられる。そのすべてにフリクションモデルが適用可能とはいえないが、試みる価値は十分にある。なお、今回の分析からは、医療保険財政の将来について重要な示唆がえられた。これについては本章の最後で述べる。

4 考察

全標本を対象とした推定結果について、絶対値でみた場合 α_1 よりも α_2 の値の方が大きくなっていることは、重要な意味をもっている。このことについての1つの解釈は、次のとおりである。保険料率の引き下げは、事業主にとっても被保険者にとっても負担の減少を意味する。反対に、引き上げは、負担の増加を意味する。そのため、健保組合にとっては、保険料率の引き下げは比較的行いやすく、引き上げは気が重くてなるべくなら避けておきたい任務となっているのかもしれない。ましてや、図3-1からもわかるように、全国平均で2003年度以降は被

保険者 1 人当たり経常収支差引額が黒字となっており、そのなかで保険料率をさらに引き上げることに對してはより大きな抵抗があったとみることができる。

保険料率の水準の高低による健保組合の決定の差異が保険料率の引き上げの場合に小さかったことについては、もともとの保険料率の水準が低い健保組合でさえも、潜在的に保険料率の引き上げが必要なケースにおいて、それを決断することを躊躇したためと考えられる。

本研究では、組合健保での保険料率決定に着目した。各健保組合は、一定の制約のなかで自由に保険料率を決められることになっているが、実際には保険料率を頻繁に変更するという事はない。このような行動が、今回の分析ではフリクションモデルによって説明できた。実際に保険料率の変更を行うか行わないかの分かれ目になる閾値の推定値(絶対値)は、保険料率の平均値を考慮に入れると、かなり大きな値であった。これは、保険料率の変更について大きなフリクションが生じたことを意味している。ただし、これらの結果はあくまでも特定の期間についての保険料率の変更についていえることであり、異なる期間について推定を行えば、当然のことながら閾値の大きさは今回のものとは違ったものとなるであろう。全国的に被保険者 1 人当たり経常収支差引額が赤字であった期間についても閾値の推定を行って、本研究の結果と比較してみることも今後の課題であろう。

さて、保険料率の変更が潜在的には必要であったとしても、ぎりぎりのところまで健保組合が保険料率を変更しない理由について考えてみる。これには、保険料率を変更せずに、付加給付費や保健事業費の増減といった支出面での対応をすることが考えられる。また、法定準備金や別途積立金が安定装置の役目を果たしていることも考えられる。もう 1 つの仮説として、次のようなものがある。上述のように、健保組合にとって保険料率の引き下げは容易で、反対に引き上げは気が重い任務であったとした場合、保険料率の引き上げに對して大きなフリクションが生じることは理解に難くない。潜在的には引き下げが考えられる場合でも、現在の引き下げを思いとどまれば、財政的に余裕ができ、将来の引き上げを防止することができる。結局、容易であるはずの引き下げに對してもフリクションが生じることになる。

最後に、医療保険財政の観点から懸念される問題を指摘しておきたい。保険料率の引き下げのケースと引き上げのケースの両方で、フリクションの大きさに差

がないのであれば、さほど問題はないと考えられる。ところが、今回の分析ではフリクシヨンの大きさに違いがあることが確認された。健保組合に保険料率の引き下げと比べて引き上げについてはなるべく避けるという傾向があるとするならば、保険財政は赤字に陥りやすい体質があるということになるであろう。もちろん、このようなフリクシヨンの傾向自体は一時的なものなのかもしれない。このことを確認するためには、今後も今回と同様の分析を継続していく必要があると考えている。

第4章

国民健康保険被保険者の入院外受診行動

1 はじめに

オーソドックスな経済学の考え方にもとづいて精緻なモデルをつくりあげても、現実の人間行動を完全に説明できないことがある。オーソドックスな経済学と現実の人間行動との間に生じる食い違いのことをアノマリーという。これをどのように解決していくかということは、経済学の重要な課題の1つである。アノマリーについて検証を行い、現実の人間がとる行動と理論とのギャップを埋めようと試みている経済学の分野があり、行動経済学とよばれている。

ここでは、行動経済学において指摘されたさまざまなアノマリーのうちで、サンク・コスト効果を取りあげる。サンク・コスト（埋没費用）とは、本来ならば一度支出すると回収不可能となる費用のことである。従来の経済学においては、このような支出は後々の経済活動に影響を及ぼすことはまったくないということになる。サンク・コスト効果についての先行研究としては、Arkes and Blumer（1985）や Phillips, Battalio and Kogut（1991）がある。これらの研究は、経済実験を行うことによって、サンク・コストが被験者の意思決定に影響を及ぼすことを示している。医療分野における研究としては、塚原（2003）がある。塚原（2003）は、公的医療保険の被保険者が保険料をサンク・コストとはみなさず、医療保険を使わないと損をする、あるいは、支払った保険料を回収しようと考えて、医療サービスへの需要を増加させるという仮説を立てて検証を行っている。そして、国民健康保険（以下、国保）の被保険者を対象としたアンケート調査からえられた個票データを用いて、回答者のうち無視できないほどの人たちが医療保険を使わないと損をすると考えて、通院を始めるか、あるいは通院回数を増やすという結論をえている。

さらに、佐川（2007）は、塚原の仮説について、マクロ・データによる検証を行っている。本研究は、佐川（2007）の延長線上に位置するものである。それゆえ、まず、佐川（2007）にもとづいて本章の研究の意義について述べ、これまでにえられた結果についても紹介しておくことにする。ここで、公的医療保険の保

保険料が引き上げられる場合を考えてみる。塚原が想定したような被保険者にとっては、回収すべき保険料が増加することになる。これらの人たちは、以前よりも医療機関を利用する回数を増やすことで対応すると考えられる。医療保険全体としてみる場合に、保険料の引き上げに対応して受診回数を増加させるような被保険者は少なからず存在するかもしれない。しかし、一方で、受診行動をまったく変化させない被保険者も存在するであろう。塚原が行ったようなマイクロ・データによる分析と比べて、いろいろな人たちの行動が集計されたマクロ・データで分析を行うと、アノマリーの検出は難しくなるであろう。しかし、逆に考えれば、そのようなアプローチでもアノマリーがみいだされるならば、それが決してまれなケースではないことを意味するであろう。

もちろん、マクロ・データによる分析を行う理由はこれだけではない。公的医療保険の保険料の変更が受診率に対してマクロ的にどのような影響を及ぼすのかという問題は、医療政策的観点からも非常に興味深く、かつ重要である。単純に考えれば、保険料を引き上げることによって保険者の収入が増加し、保険財政状況が改善することになるであろう。しかし、そのことが一方では受診率を上昇させ、医療費の増大につながるとするならば、保険財政悪化の要因にもなりうる。マクロ的にもアノマリーとみなされる現象がみいだされるかどうかは、場合によっては保険料決定のスタンスを変えてしまうほどに重要な問題なのである。

佐川（2007）においては、全国および都道府県レベルで集計されたデータ（歯科受診率に限定）を用いて、ベクトル自己回帰（vector autoregressive；以下、VAR）モデルを推定し、Grangerの因果性の検定を行うことによって、国保被保険者がとる受診行動のアノマリーについて検証した。分析結果からは、マクロレベルでも被保険者が損失回避の心理や権利意識にもとづいた行動をとることが明らかになった。さらに、保険料の変更が受診率に及ぼすマクロ的な効果の大きさを測定するために、インパルス応答関数をもとめ、それからさらに長期累積弾力性をもとめた。

さて、本研究においても、都道府県レベルで集計されたマクロ・データを用いて時系列分析を行い、国保被保険者がとる受診行動について検証を行った。本研究では、とくに入院外受診率を対象とした。なお、本論文第5章の分析結果からわかるように、被保険者がコスト意識にもとづいた受診行動をとる可能性がある

ことも否定はできない。本研究の分析方法は、そのような行動がとられた場合にも柔軟に対応することができる。

2 データ

本研究では、各都道府県についての時系列データ（1978～2007 年度）を使用した。ここで、それらのデータについて説明しておく¹。まず、保険料については、国保被保険者 1 人当たり保険料（税）現年分の収納額である。これを平成 17 年基準消費者物価指数・総合（年度平均・県庁所在地別）で実質化したものを使用した。次に、受診率については、国保被保険者 100 人当たり受診件数・入院外を使用した。また、外生変数として、国保被保険者総数に占める 65 歳以上被保険者数の割合（%）を使用した²。

さらに、これら 3 つのデータについて、それぞれ対数変換を行った。本章の以下の部分では、 x =国保被保険者 1 人当たり保険料（税）現年分収納額・実質値の対数、 y =国保被保険者 100 人当たり受診件数・入院外の対数、 z =国保被保険者総数に占める 65 歳以上被保険者数の割合の対数と表すことにする³。

¹ データの出所については、次のとおりである。国保被保険者 1 人当たり保険料（税）現年分の収納額と被保険者 100 人当たり受診件数・入院外については、厚生労働省『国民健康保険事業年報』各年度版である。平成 17 年基準消費者物価指数・総合（年度平均・県庁所在地別）については、総務省統計局『平成 17 年基準消費者物価指数』

（<http://www.stat.go.jp/>）である。年齢階級別被保険者数については、厚生労働省『国民健康保険実態調査』各年度版である。

² 本研究において検証しようとしているのは、保険料と受診率との関係についてである。自由度を確保するという観点からすれば、これら 2 変数だけの VAR モデルを推定するほうが望ましいであろう。しかしながら、山本（1988）は、正しいモデルが 3 変数のモデルであるにもかかわらず、第 3 の変数を無視して 2 変数のモデルを用いた分析を行うと、誤った因果関係を導き出してしまう危険性があると指摘している。受診率に及ぼす影響を考えると、高齢化の指標も重要であり、変数として加えるほうがよいであろう。本研究においては、高齢化の指標を内生変数としてではなく、外生変数として加えた VAR モデルを選択した。保険料と受診率が高齢化の直接的な要因となっているとは考えにくいことと、何よりも自由度を確保することを優先したいというのがこの理由である。同様に、自由度の制約があるため、患者自己負担、所得、診療報酬の改定などの変数は加えることはできなかった。今後、高齢化の指標のかわりにこれらの変数を加えた分析を試みる必要はあると考えている。

³ これらのデータは、各都道府県について、本来ならばそれぞれ別の添え字をつけて区別されるべきである。本章では、表示が繁雑になるのを避けるため、添え字を省略している。

表4-1(a) x についての単位根検定

	階差なし	1階の階差	2階の階差
北海道	-1.534	-2.945*	
青森	-0.402	-3.635**	
岩手	-1.082	-4.075***	
宮城	-1.779	-3.144**	
秋田	-1.321	-2.713*	
山形	-1.172	-3.305**	
福島	-1.381	-2.611	-6.451***
茨城	-1.272	-2.875*	
栃木	-0.974	-2.614	-6.246***
群馬	-1.951	-3.405**	
埼玉	-1.238	-2.977*	
千葉	-1.177	-1.959	-5.598***
東京	-2.925	-3.469**	
神奈川	-1.681	-3.670**	
新潟	-1.150	-2.582	-6.151***
富山	-1.342	-2.680*	
石川	-1.363	-2.893*	
福井	-1.061	-2.901*	
山梨	-2.352	-3.018**	
長野	-1.830	-3.157**	
岐阜	-1.431	-2.975*	
静岡	-1.008	-2.958*	
愛知	-1.743	-2.607	-5.155***
三重	-1.717	-3.119**	
滋賀	-1.108	-3.004**	
京都	-1.728	-3.353**	
大阪	-1.934	-3.061**	
兵庫	-2.011	-4.147***	
奈良	-1.897	-2.258	-5.995***
和歌山	-1.073	-2.824*	
鳥取	-1.043	-2.936*	
島根	-1.465	-2.502	-5.599***
岡山	-1.754	-2.857*	
広島	-1.287	-2.878*	
山口	-1.926	-2.309	-6.128***
徳島	-1.256	-2.902*	
香川	-1.522	-3.070**	
愛媛	-1.361	-3.903***	
高知	-2.730	-3.753***	
福岡	-2.035	-3.004**	
佐賀	-1.777	-4.157***	
長崎	-1.945	-3.289**	
熊本	-2.255	-3.962***	
大分	-1.409	-2.880*	
宮崎	-2.272	-3.529**	
鹿児島	-2.554	-2.762*	
沖縄	-2.154	-3.835***	

注) 階差なしについては、トレンドと定数項を含むモデルで、Phillips-Perron検定を行った。1階および2階の階差については、定数項を含むモデルを用いた。

ここに示したのは、Stata/IC 11.0で計算した統計量のうち、 $Z(t)$ である。

***は1%水準で帰無仮説が棄却されることを意味する。

**は5%水準で帰無仮説が棄却されることを意味する。

*は10%水準で帰無仮説が棄却されることを意味する。

表4-1(b) y_t についての単位根検定

	階差なし	1階の階差	2階の階差
北海道	0.014	-3.458**	
青森	-0.860	-3.985***	
岩手	-0.202	-2.129	-5.923***
宮城	-1.013	-4.021***	
秋田	-0.039	-2.489	-7.143***
山形	-0.613	-3.260**	
福島	-0.814	-3.693**	
茨城	-0.946	-5.488***	
栃木	-0.948	-6.093***	
群馬	-1.381	-5.846***	
埼玉	-1.587	-5.292***	
千葉	-1.079	-4.997***	
東京	-0.809	-5.163***	
神奈川	-0.840	-5.158***	
新潟	-0.127	-3.091**	
富山	-0.069	-3.810***	
石川	-0.669	-4.205***	
福井	-0.648	-5.463***	
山梨	-1.487	-5.956***	
長野	-0.645	-3.846***	
岐阜	-1.183	-5.872***	
静岡	-0.281	-4.438***	
愛知	-1.001	-5.502***	
三重	-0.542	-4.391***	
滋賀	-0.949	-5.230***	
京都	-1.293	-4.340***	
大阪	-1.028	-3.873***	
兵庫	-0.500	-3.543**	
奈良	-0.958	-4.500***	
和歌山	-1.167	-3.735***	
鳥取	-0.011	-3.623**	
島根	0.070	-3.483**	
岡山	-0.531	-3.756***	
広島	-0.443	-3.626**	
山口	-0.664	-3.765***	
徳島	-0.561	-4.590***	
香川	-0.218	-3.951***	
愛媛	-0.792	-4.604***	
高知	-0.803	-3.948***	
福岡	-1.563	-4.229***	
佐賀	-1.595	-4.604***	
長崎	-0.243	-3.595**	
熊本	-1.518	-4.800***	
大分	-1.355	-4.351***	
宮崎	-1.336	-4.015***	
鹿児島	-0.926	-2.959*	
沖縄	-2.714	-8.040***	

表4-1(c) zについての単位根検定

	階差なし	1階の階差	2階の階差
北海道	-0.187	-1.554	-6.222***
青森	-1.975	-8.418***	
岩手	-0.261	-1.620	-5.681***
宮城	-0.508	-1.894	-7.204***
秋田	-0.067	-1.666	-6.111***
山形	-0.326	-1.797	-6.014***
福島	-0.476	-2.115	-5.374***
茨城	-0.806	-3.193**	
栃木	-0.720	-1.885	-6.921***
群馬	-0.799	-5.213***	
埼玉	-1.207	-2.266	-6.776***
千葉	-2.304	-7.841***	
東京	-1.437	-1.870	-7.286***
神奈川	-2.299	-3.555**	
新潟	-0.267	-1.455	-5.112***
富山	-0.368	-1.860	-5.496***
石川	-0.299	-2.661*	
福井	-0.340	-1.644	-4.875***
山梨	-0.723	-2.730*	
長野	-0.345	-1.857	-6.305***
岐阜	-0.483	-1.938	-6.592***
静岡	-0.532	-1.681	-4.695***
愛知	-1.400	-4.939***	
三重	-0.794	-1.754	-4.618***
滋賀	-0.902	-1.896	-4.966***
京都	-0.623	-2.338	-6.804***
大阪	-1.316	-2.038	-5.388***
兵庫	-0.938	-1.883	-5.956***
奈良	-1.054	-2.700*	
和歌山	-0.651	-2.154	-6.920***
鳥取	-0.367	-1.631	-5.226***
島根	0.161	-1.405	-7.397***
岡山	-0.440	-1.871	-6.022***
広島	-0.648	-1.619	-5.357***
山口	-0.188	-1.345	-4.893***
徳島	-0.763	-3.023**	
香川	-0.003	-1.542	-6.124***
愛媛	-1.469	-7.658***	
高知	-0.073	-1.386	-7.023***
福岡	-0.583	-2.024	-5.387***
佐賀	-0.724	-2.364	-6.953***
長崎	-0.273	-2.921*	
熊本	-0.217	-1.298	-3.225**
大分	-0.230	-2.629*	
宮崎	-0.630	-1.802	-5.973***
鹿児島	-0.229	-2.008	-8.390***
沖縄	-0.618	-4.389***	

表4-2 共和分検定

	maximum rank	
	0	1
北海道	31.39	9.46
青森	18.91	3.78
宮城	19.28	6.70
山形	28.68	4.63
茨城	13.81**	4.22
群馬	27.05	4.83
埼玉	17.63	3.89
東京	14.88**	3.26
神奈川	14.07**	5.00
富山	32.28	10.90
石川	33.29	14.10
福井	23.04	5.84
山梨	23.29	3.05**
長野	22.52	10.00
岐阜	19.94	3.52**
静岡	18.18	4.49
三重	30.11	7.75
滋賀	23.93	6.04
京都	16.95	4.38
大阪	21.26	8.74
兵庫	14.30**	5.01
和歌山	25.17	11.59
鳥取	36.39	8.03
岡山	20.19	5.41
広島	23.43	6.59
徳島	30.17	7.99
香川	31.88	8.48
愛媛	30.37	10.56
高知	53.50	16.91
福岡	24.75	5.31
佐賀	21.93	8.60
長崎	32.87	13.17
熊本	25.07	6.64
大分	24.09	9.02
宮崎	23.71	6.30
鹿児島	21.29	6.41
沖縄	13.66**	1.76

注) Johansenテストにより検定を行った。

**は5%水準で多くとも～個(maximum rank)の共和分関係しかないという帰無仮説が採択されることを意味する。

これらのデータを使用してVARモデルの推定⁴を行うのに先立って、まず、データが定常であるかどうかを調べるために単位根検定を行わなければならない。階差なしの場合を出発点として、単位根の存在（データは非定常）という帰無仮説が棄却されるまで階差をとっていくことになる。検定結果は、表 4-1 (a)、(b)、(c) に示すとおりである⁵。グラフをみると、階差なしの場合は明らかなトレンドがあると考えられる。ところが、階差をとったグラフについては、そのような傾向はかなり弱まったように見える。一例として、東京の x のグラフを付図 4-1 と付図 4-2 に示している。そこで、本研究においては、階差なしについては、トレンドと定数項を含むモデルで Phillips - Perron 検定を行うことにした。また、1 階および 2 階の階差については、定数項を含むモデルで検定を行うことにした⁶。この検定では、1%、5%、10% の水準で単位根の存在という帰無仮説が棄却されるかどうかを調べている。各都道府県についての結果をみると、 x と y については、階差をとらないデータは定常系列にならないが、1 階の階差をとることによって定常系列になる場合が多いようである。しかしながら、 z については、2 階の階差をとることによって定常系列になる場合が多いことがわかる。

続いて、VARモデルが適用可能かどうかを調べるために、共和分検定も行った。検定結果は表 4-2 に示している。本研究においては、外生変数である z を除いて、 x と y について Johansen テストにより検定を行った。5%水準で多くとも 0 あるいは 1 個の共和分関係しかないという帰無仮説が採択されるかどうかを調べている。ちなみに、単位根検定の結果から和分の次数が同じである 37 都道府県だけが検定の対象となっている。結果であるが、山梨県と岐阜県については、1 つの共和分関係があると判断できる。これらの県については、別のモデルを考える必要があるため、今回の分析からは除くことにした。

⁴ VARモデル推定にあたって必要となる手続きについては、松浦・マッケンジー（2001）第 8 章および第 9 章と筒井・平井・水落・秋吉・坂本・福田（2011）第 5 章を参照。

⁵ 本研究におけるすべての計算は、統計ソフトウェア Stata/IC 11.0 を利用して行った。

⁶ このような判断については、坂野・黒田・鈴木・蓑谷（2004）第 1 章を参照した。

3 分析結果

3-1 国保被保険者がとる入院外受診行動

ここでは、国保被保険者がとる入院外受診行動について検証を行うために、都道府県レベルで集計されたマクロ・データを用いて、VARモデルを推定し、その結果にもとづいて Granger の因果性の検定を行った。

VARモデルの推定に際して、各変数の階差は単位根検定の結果にしたがうものとし、ラグはサンプル数の大きさを考慮に入れて、2期までとしている。1期と2期のうちでどちらを選択するかは、赤池の情報量基準を用いて行った。また、本研究では、モデルに定数項を入れて推定した。変数の階差の数やラグの長さが都道府県ごとに異なるために、推定期間の始期がずれることに注意が必要である。VARモデルの推定結果は、表4-3に示してある。なお、東京都、神奈川県、京都府、兵庫県、奈良県、佐賀県については、0次のラグが選択されたため、今回の分析からは除くことにした。

続いて、VARモデルの推定を行った道府県について、Granger の因果性の検定を行った。検定結果は表4-4に示すとおりである。この表において、帰無仮説 H_1 と帰無仮説 H_2 は次のようなものである⁷。

帰無仮説 H_1 : Granger の意味で x から y への因果関係はない。

帰無仮説 H_2 : Granger の意味で y から x への因果関係はない。

本研究において重要であるのは、帰無仮説 H_1 が棄却されるかどうかである。茨城県、島根県、山口県については1%水準で帰無仮説が棄却されている。秋田県、千葉県、新潟県、滋賀県、岡山県、徳島県については5%水準で帰無仮説が棄却されている。青森県と愛知県については10%水準で帰無仮説が棄却されている。これらの11県においては、保険料の変更が被保険者の入院外受診率に影響を及ぼしているといえよう。

ここで、反対方向の因果関係、すなわち、入院外受診率の変化が保険料の決定に影響を及ぼしているかどうかについてもみておこう。1%水準では帰無仮説が棄却される道府県はなかった。5%水準で帰無仮説が棄却されるのは、千葉県、

⁷ 単位根検定の結果にもとづいて、道府県ごとに x と y にそれぞれ異なった階差オペレーターをつけて階差をとっている。この部分では、便宜上それらの表記を省略していることに注意してほしい。

表4-3 VARモデルの推定結果

		$x(-1)$	$x(-2)$	$y(-1)$	$y(-2)$
北海道	x	0.550 (0.000)		-0.129 (0.636)	
	y	0.132 (0.179)		0.341 (0.048)	
青森	x	0.317 (0.079)		0.725 (0.229)	
	y	0.092 (0.061)		0.221 (0.176)	
岩手	x	0.304 (0.066)	0.304 (0.057)	0.657 (0.177)	0.569 (0.229)
	y	0.086 (0.153)	-0.104 (0.071)	-0.162 (0.357)	0.103 (0.548)
宮城	x	0.705 (0.000)	-0.168 (0.307)	0.409 (0.259)	-0.791 (0.025)
	y	0.111 (0.186)	-0.058 (0.472)	0.156 (0.380)	0.341 (0.050)
秋田	x	0.472 (0.016)	-0.002 (0.993)	1.273 (0.095)	0.412 (0.566)
	y	0.137 (0.003)	-0.045 (0.321)	-0.574 (0.002)	-0.479 (0.005)
山形	x	0.297 (0.086)	0.406 (0.037)	-0.316 (0.570)	0.039 (0.947)
	y	0.117 (0.042)	-0.034 (0.594)	0.292 (0.114)	0.398 (0.039)
福島	x	-0.207 (0.209)	-0.252 (0.155)	0.078 (0.875)	-1.144 (0.047)
	y	0.038 (0.498)	-0.062 (0.302)	0.197 (0.243)	0.525 (0.008)
茨城	x	0.539 (0.001)		-0.226 (0.628)	
	y	0.166 (0.001)		-0.456 (0.002)	
栃木	x	-0.337 (0.073)	-0.273 (0.135)	-0.772 (0.096)	-0.767 (0.143)
	y	0.088 (0.143)	-0.029 (0.619)	-0.063 (0.672)	0.722 (0.000)
群馬	x	0.308 (0.088)	0.371 (0.030)	-0.646 (0.131)	0.117 (0.784)
	y	0.101 (0.114)	-0.117 (0.052)	-0.232 (0.125)	0.475 (0.002)

表4-3つづき

		$x(-1)$	$x(-2)$	$y(-1)$	$y(-2)$
埼玉	x	0.550 (0.001)		-0.396 (0.437)	
	y	0.023 (0.717)		-0.038 (0.848)	
千葉	x	-0.219 (0.215)	-0.057 (0.747)	-0.578 (0.132)	-0.762 (0.057)
	y	0.144 (0.058)	-0.145 (0.054)	0.109 (0.511)	0.364 (0.034)
新潟	x	-0.161 (0.361)	-0.212 (0.280)	0.512 (0.266)	-1.142 (0.020)
	y	0.090 (0.118)	-0.121 (0.059)	0.359 (0.017)	0.468 (0.003)
富山	x	0.592 (0.000)		-0.168 (0.644)	
	y	0.045 (0.581)		0.293 (0.116)	
石川	x	0.239 (0.238)	0.063 (0.723)	-0.271 (0.564)	-0.632 (0.122)
	y	-0.015 (0.821)	-0.032 (0.590)	-0.098 (0.535)	0.515 (0.000)
福井	x	0.540 (0.000)		0.216 (0.452)	
	y	0.084 (0.388)		-0.074 (0.699)	
長野	x	0.464 (0.004)		-0.054 (0.893)	
	y	-0.004 (0.960)		0.356 (0.043)	
静岡	x	0.646 (0.000)	-0.327 (0.060)	1.159 (0.013)	-0.595 (0.273)
	y	0.044 (0.437)	-0.013 (0.824)	0.095 (0.552)	0.621 (0.001)
愛知	x	0.080 (0.646)	-0.377 (0.026)	-0.695 (0.080)	-0.404 (0.301)
	y	0.101 (0.199)	-0.152 (0.047)	-0.246 (0.169)	0.286 (0.104)
三重	x	0.628 (0.000)		-0.191 (0.631)	
	y	0.050 (0.507)		0.121 (0.536)	

表4-3つづき

		$x(-1)$	$x(-2)$	$y(-1)$	$y(-2)$
滋賀	x	0.432 (0.023)	0.174 (0.356)	-0.059 (0.884)	-0.154 (0.711)
	y	-0.175 (0.018)	0.206 (0.005)	0.106 (0.501)	0.226 (0.164)
大阪	x	0.478 (0.003)		0.076 (0.850)	
	y	0.046 (0.531)		0.286 (0.119)	
和歌山	x	0.521 (0.001)		0.149 (0.691)	
	y	0.018 (0.805)		0.300 (0.104)	
鳥取	x	0.514 (0.008)	0.279 (0.106)	0.241 (0.517)	-0.383 (0.419)
	y	-0.001 (0.995)	0.013 (0.870)	0.164 (0.321)	0.640 (0.002)
島根	x	-0.011 (0.938)	-0.345 (0.015)	0.204 (0.538)	-0.696 (0.037)
	y	-0.053 (0.426)	-0.200 (0.002)	0.282 (0.067)	0.405 (0.009)
岡山	x	0.547 (0.002)	0.268 (0.109)	-0.112 (0.729)	-0.143 (0.662)
	y	-0.164 (0.064)	0.204 (0.013)	0.241 (0.129)	0.243 (0.133)
広島	x	0.376 (0.022)		0.842 (0.069)	
	y	0.008 (0.899)		0.450 (0.014)	
山口	x	-0.235 (0.187)	-0.193 (0.289)	0.157 (0.669)	-0.449 (0.247)
	y	-0.069 (0.365)	-0.284 (0.000)	0.204 (0.197)	0.388 (0.020)
徳島	x	0.418 (0.015)	0.420 (0.029)	0.463 (0.212)	0.181 (0.572)
	y	-0.018 (0.813)	-0.213 (0.014)	-0.339 (0.041)	0.246 (0.085)
香川	x	0.466 (0.004)		0.244 (0.554)	
	y	0.082 (0.308)		0.180 (0.376)	

表4-3つづき

		$x(-1)$	$x(-2)$	$y(-1)$	$y(-2)$
愛媛	x	0.391 (0.014)	0.402 (0.005)	-0.247 (0.412)	-0.156 (0.632)
	y	0.063 (0.496)	0.010 (0.908)	0.062 (0.725)	0.460 (0.016)
高知	x	0.752 (0.002)	0.049 (0.778)	-0.261 (0.271)	-0.241 (0.318)
	y	0.264 (0.111)	-0.113 (0.351)	0.036 (0.828)	0.551 (0.001)
福岡	x	0.541 (0.000)		-0.133 (0.718)	
	y	0.033 (0.648)		0.221 (0.222)	
長崎	x	0.509 (0.005)		0.371 (0.583)	
	y	-0.013 (0.825)		-0.196 (0.364)	
熊本	x	0.577 (0.001)	-0.045 (0.754)	0.484 (0.239)	-0.852 (0.040)
	y	0.027 (0.705)	-0.052 (0.364)	0.115 (0.479)	0.516 (0.002)
大分	x	0.477 (0.004)	-0.111 (0.530)	-0.377 (0.403)	-1.289 (0.004)
	y	-0.037 (0.602)	-0.003 (0.970)	-0.044 (0.816)	0.272 (0.146)
宮崎	x	0.408 (0.007)		-0.241 (0.693)	
	y	-0.008 (0.864)		0.317 (0.088)	
鹿児島	x	0.557 (0.000)		-0.117 (0.813)	
	y	-0.024 (0.607)		0.557 (0.000)	
沖縄	x	0.266 (0.066)		0.095 (0.692)	
	y	0.098 (0.317)		-0.425 (0.009)	

注) x と y については、単位根検定の結果にもとづいて都道府県ごとにそれぞれ異なった階差をとっている。この表では、階差オペレーターの表記を省略した。

定数項と z の結果については、割愛した。

()内の数値は p 値である。

東京都、神奈川県、京都府、兵庫県、奈良県、佐賀県については0次のラグが選択されたため、除いた。

表4-4 Grangerの因果性の検定

	帰無仮説 H_1	帰無仮説 H_2
北海道	1.806	0.225
青森	3.515*	1.445
岩手	3.870	2.776
宮城	1.751	5.345*
秋田	9.173**	2.794
山形	4.268	0.396
福島	1.890	4.660*
茨城	10.264***	0.235
栃木	2.706	4.336
群馬	4.269	2.603
埼玉	0.132	0.604
千葉	8.486**	6.297**
新潟	6.955**	5.451*
富山	0.305	0.213
石川	0.525	3.044
福井	0.744	0.566
長野	0.003	0.018
静岡	0.620	6.988**
愛知	5.188*	4.080
三重	0.440	0.231
滋賀	9.232**	0.154
大阪	0.392	0.036
和歌山	0.061	0.157
鳥取	0.032	0.881
島根	9.530***	4.384
岡山	6.189**	0.483
広島	0.016	3.315*
山口	13.376***	1.344
徳島	7.863**	1.908
香川	1.041	0.350
愛媛	0.624	1.051
高知	2.970	3.083
福岡	0.209	0.130
長崎	0.049	0.301
熊本	0.830	5.085*
大分	0.370	8.718**
宮崎	0.029	0.156
鹿児島	0.265	0.056
沖縄	0.999	0.157

注) ***は1%水準で帰無仮説が棄却されることを意味する。

**は5%水準で帰無仮説が棄却されることを意味する。

*は10%水準で帰無仮説が棄却されることを意味する。

静岡県、大分県である。10%水準で帰無仮説が棄却されるのは、宮城県、福島県、新潟県、広島県、熊本県である。これらの8県においては、入院外受診率の変化が保険料の決定に影響を及ぼしているといえよう。

保険料から入院外受診率への影響と比べて、入院外受診率から保険料への影響が弱くなっているのは、VARモデルのラグの長さにあるのかもしれない。受診率の変化に対応して保険料の変更がそれほど迅速に行われなかった場合には、本研究で採用したラグの長さでは影響をとらえきれない可能性がある。また、当然のことながら、保険料の変更には入院外以外の受診率も大きくかかわってくるであろう。

3-2 保険料の変更が入院外受診率に及ぼす効果

インパルス応答関数⁸をもとめ、そこからさらに弾力性をもとめることによって、保険料の変更が入院外受診率に及ぼすマクロ的な効果の大きさを測定する。なお、ここでは、Grangerの因果性の検定結果にもとづいて、帰無仮説 H_0 が棄却された県だけを対象としている。

まず、Pereira and Flores de Frutos (1999) と Pereira (2000) にしたがって、弾力性をもとめる手続きについて説明する。 x と y について1階の階差をとったものは、それぞれ近似的に被保険者1人当たり保険料と入院外受診率についての対前年度変化率を表す。1階の階差をとると x と y が定常となった県を対象として、VARモデルの推定結果から Δx に対する Δx と Δy の累積インパルス応答関数をもとめる⁹。これらの累積インパルス応答関数は、それぞれの変数の対前年度変化率が累積したものである。弾力性の値は、 Δx に対する Δy の累積インパルス応答関数を Δx に対する Δx の累積インパルス応答関数で割ることによってもとめる。すなわち、ここでいう弾力性とは、イノベーションに対する波及効果を考慮に入れたものであり、通常の定義とはかなり異なるものである。また、Pereira and Flores de Frutos (1999) と Pereira (2000) は、累積インパルス応答関数が収束するような時間の長さを長期と定義し、そのときの弾力性を長期累積弾力性と

⁸ VARモデルにおいて、各変数間の影響を調べるために、誤差項に与えたイノベーション（衝撃）がその変数や他の変数にどのように伝わるかをみるものである（松浦・マッケンジー（2001）p.275）。

⁹ 本章において、 Δ と Δ^2 はそれぞれ1階と2階の階差をとる階差オペレーターを示す。

図4-1 インパルス応答関数(青森)

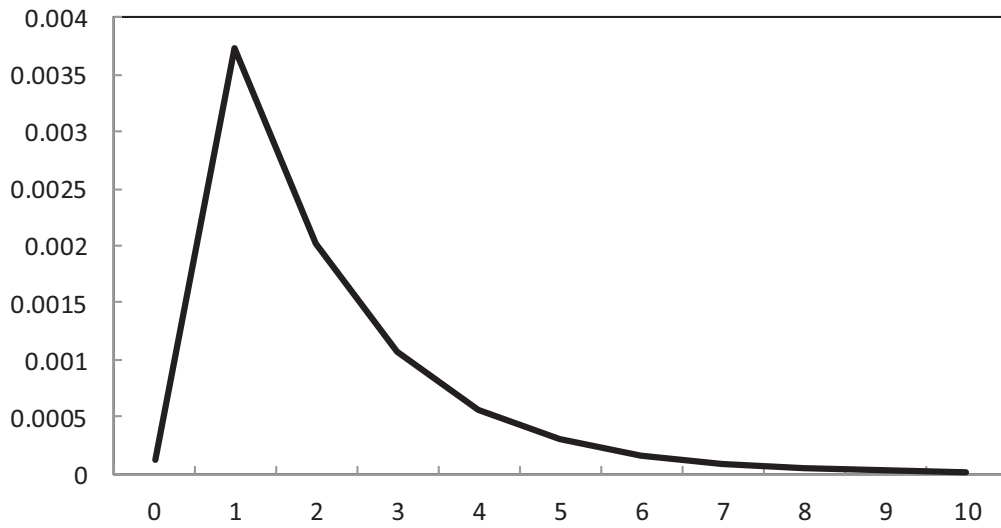


図4-2 インパルス応答関数(秋田)

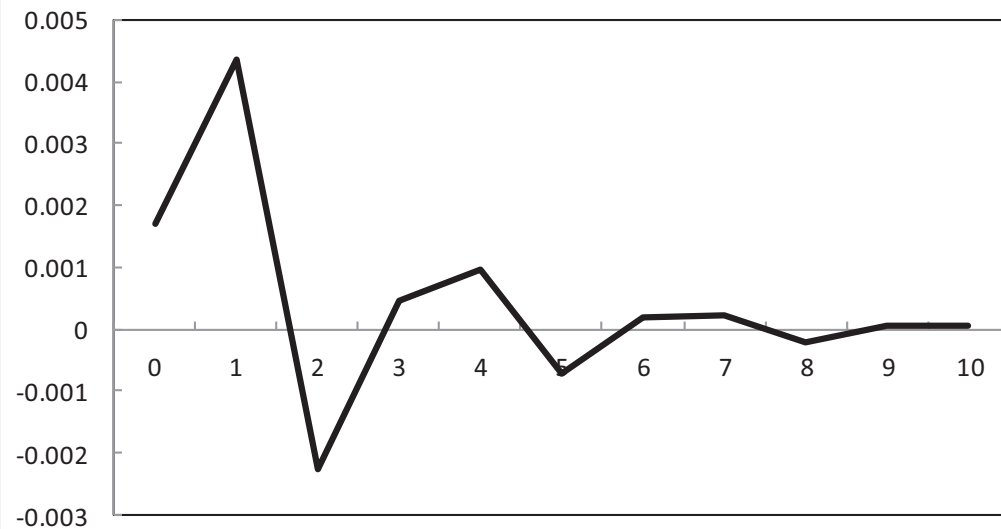


図4-3 インパルス応答関数(茨城)

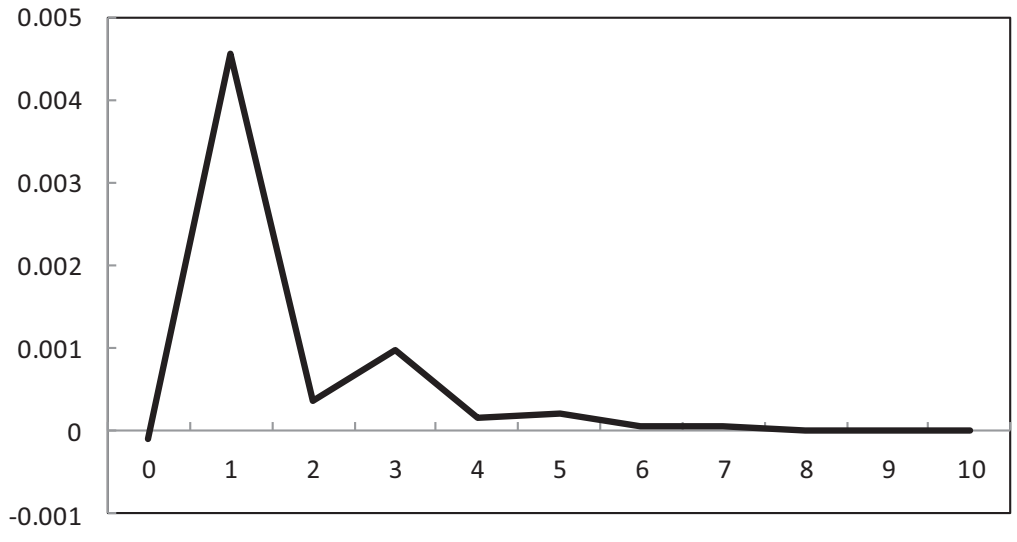


図4-4 インパルス応答関数(千葉)

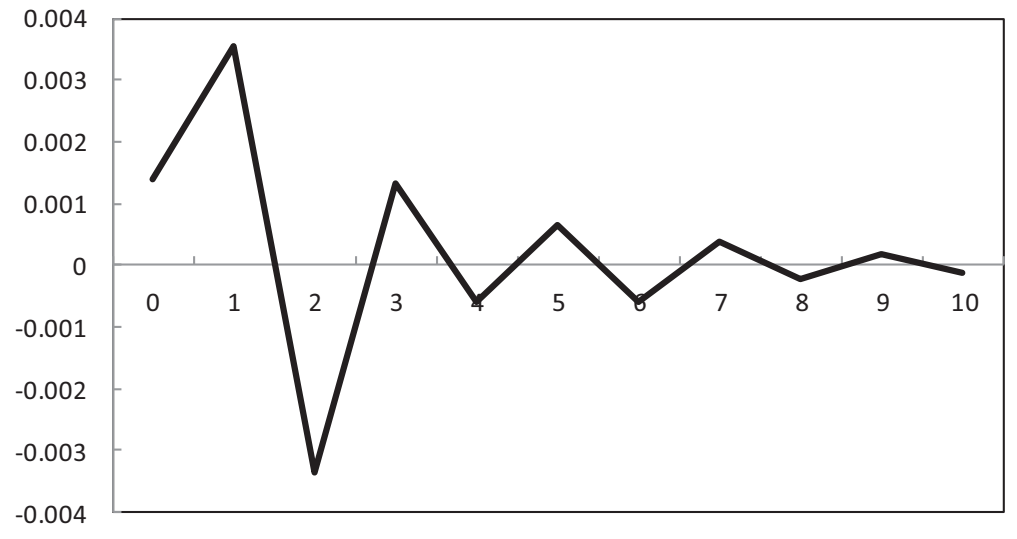


図4-5 インパルス応答関数(新潟)

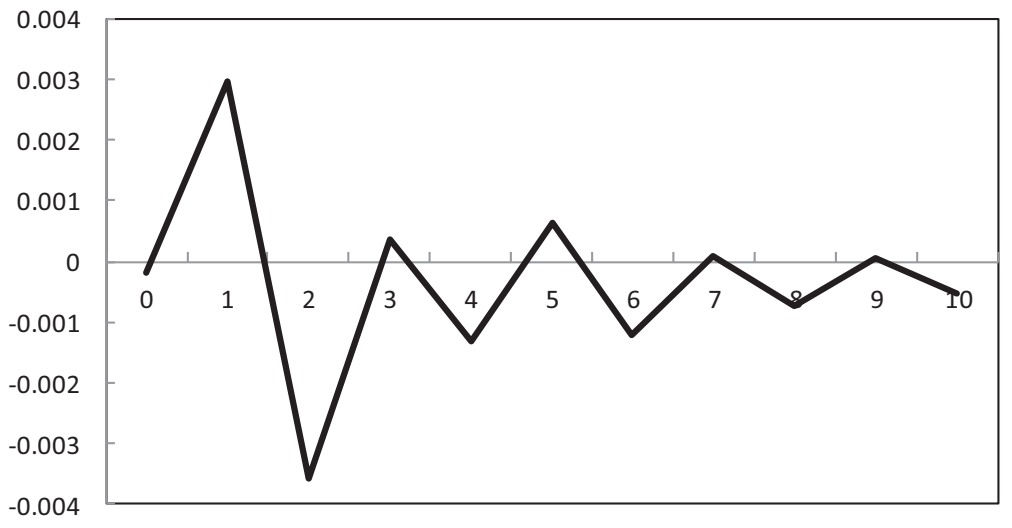


図4-6 インパルス応答関数(愛知)

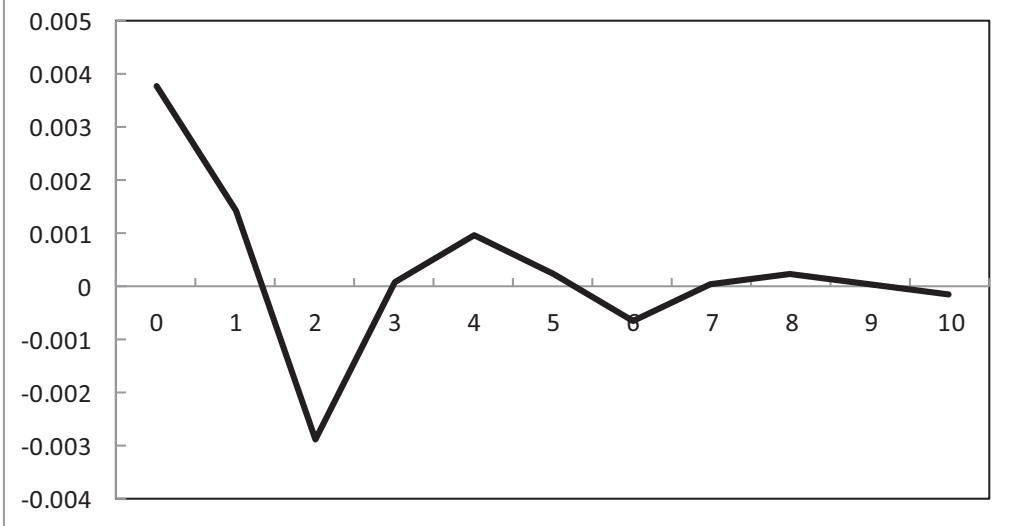


図4-7 インパルス応答関数(滋賀)

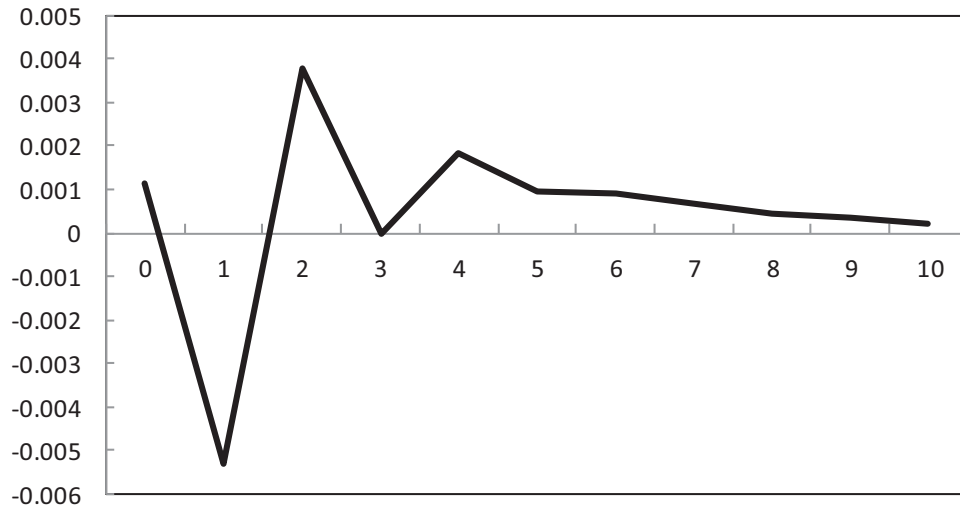


図4-8 インパルス応答関数(島根)

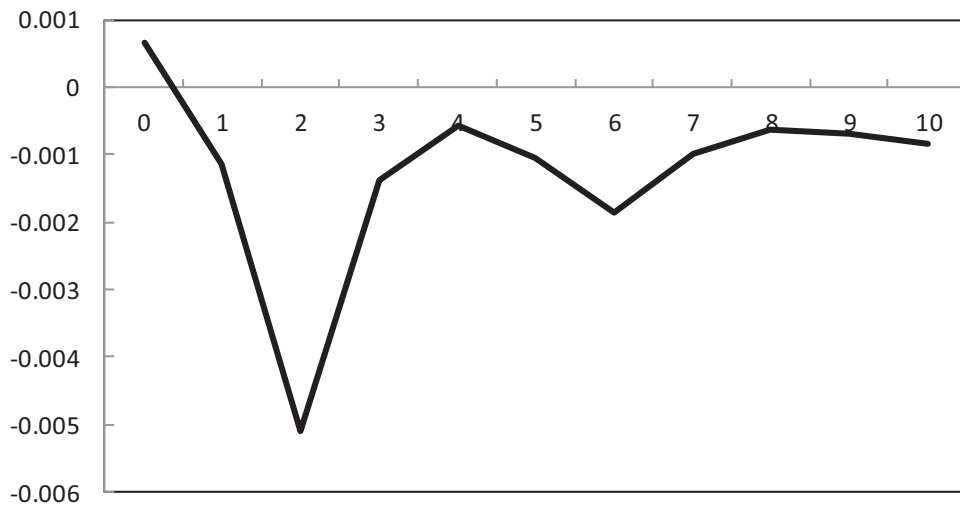


図4-9 インパルス応答関数(岡山)

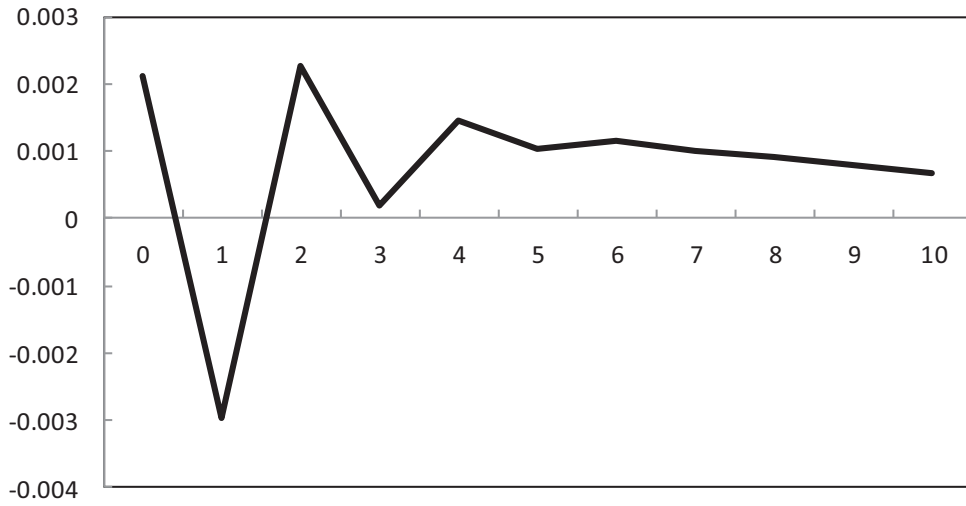
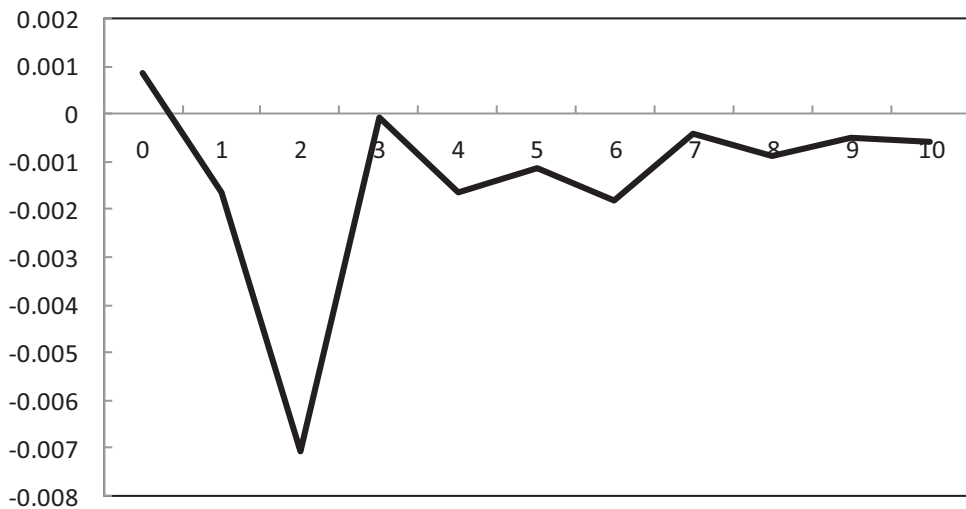
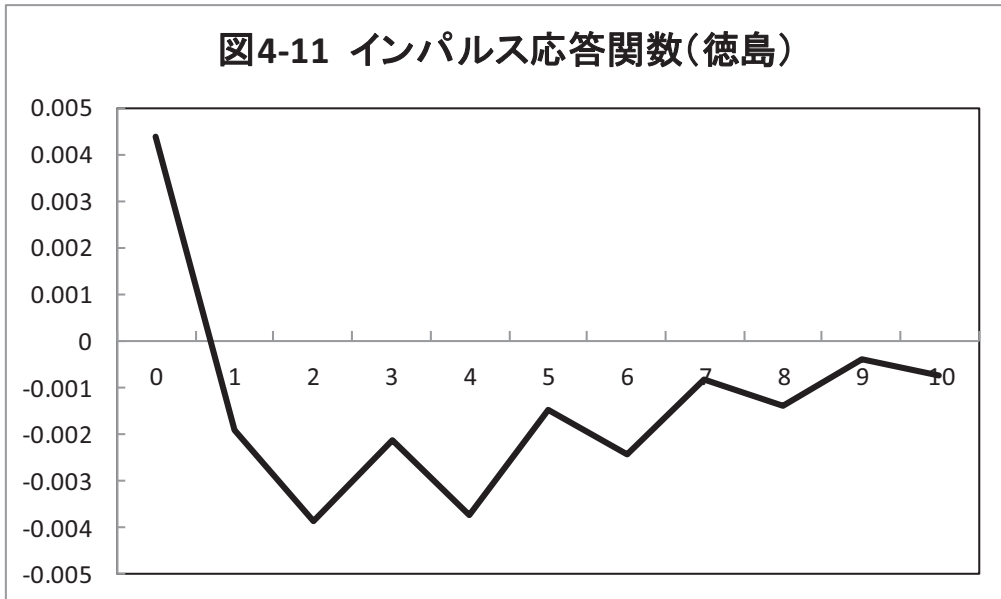


図4-10 インパルス応答関数(山口)





よんでいる。

本研究においても、長期累積弾力性をもとめることにした。インパルス応答関数については、 Δx 、 Δy の順序で直交化インパルス応答関数（10 期間）を計算することにした。そもそも本研究では、保険料の変更によって被保険者が受診率を変えるというアノマリーに主眼をおいている。それゆえ、変数の順序として、 Δx を出発点とし、次に Δy をもってくることにしたのである。なお、 z については1階の階差だけでなく、2階の階差をとったものも含まれている。

Δx （あるいは $\Delta^2 x$ ）のインパルスによる Δy （あるいは $\Delta^2 y$ ）の応答関数をもとめた結果を図4-1から図4-11に示しておく。これらの図をみると、10期間のうちにほぼ収束することがわかる。

Δx に対する Δx と Δy の累積インパルス応答関数をもとめ、さらにこれらの数値を用いて長期累積弾力性をもとめた結果を表4-5に示す。長期累積弾力性は、5つの県についてもとめることができた。かなり絞り込まれたものではあるが、これらの数値はインパルス応答関数の結果と同様に興味深い。青森県、茨城県、滋賀県、岡山県については、さほど大きな値ではないが保険料の変更が入院外受診率に及ぼすプラスのマクロ的な効果の大きさを示すことができた。一方、徳島県については、マイナスの効果の大きさを示すことができた。

表4-5 累積インパルス応答関数と長期累積弾力性

	Δx の累積応答関数	Δy の累積応答関数	長期累積弾力性
青森	0.067932	0.008134	0.120
茨城	0.055693	0.006283	0.113
滋賀	0.076219	0.004941	0.065
岡山	0.089175	0.008626	0.097
徳島	0.091118	-0.014654	-0.161

ここで、本研究の分析結果を佐川（2007）の歯科受診率についての結果と照らし合わせてみる。まず、入院外受診率についてである。青森県、秋田県、茨城県のインパルス応答関数では、1期に大きなプラスの反応がみられる。また、青森県と茨城県の長期累積弾力性は、プラスである。千葉県、新潟県、愛知県のインパルス応答関数では、1期にプラスの反応と2期にマイナスの反応が交互にあらわれている。滋賀県と岡山県のインパルス応答関数では、1期にマイナスの反応と2期にプラスの反応が交互にあらわれている。また、滋賀県と岡山県の長期累積弾力性は、プラスである。島根県と山口県のインパルス応答関数では、2期に大きなマイナスの反応がみられ、徳島県では、マイナスの反応が減衰しながら続いている。また、徳島県の長期累積弾力性は、マイナスの値となっている。次に、歯科受診率についてであるが、入院外受診率で帰無仮説 H_1 が棄却された11県だけについてみていくことにする。Grangerの因果性の検定の帰無仮説 H_1 は、青森県、秋田県、茨城県、千葉県、愛知県で棄却された。これら以外の県では、棄却されなかった。帰無仮説 H_1 が棄却された県の長期累積弾力性は、すべてプラスである。以上のことから、次のようなことがいえる。少なくとも、同一の県の中かで、歯科受診においては損失回避の心理や権利意識にもとづいた行動がみいだされ、入院外受診においてはコスト意識にもとづいた行動がみいだされるといったような矛盾は生じていない。

これらの結果をまとめると、国保被保険者がとる入院外受診行動を検証するための方法として、VARモデルは有効であったといえよう。このモデルの特徴は、因果関係が存在することを当初から念頭において作られたものではなく、因果関係の存在自体を検証するために作られたものであるという点である。本研究の意義は地域ごとに因果関係が存在するかどうかを解明したことにあり、さらに、場合によっては保険料の変更が入院外受診率に及ぼすマクロ的な効果の大きさを示

したことにある。

4 むすび

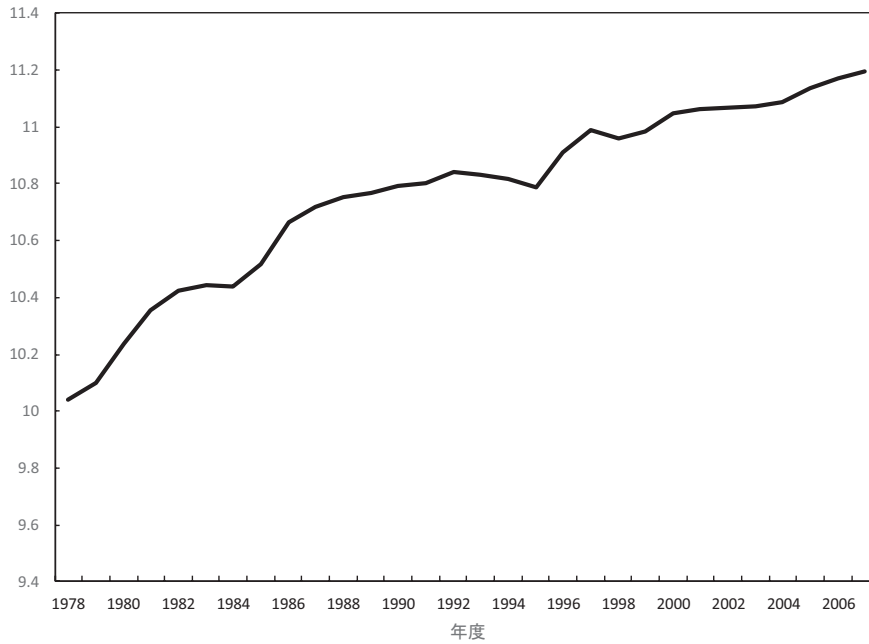
本研究では、都道府県レベルで集計されたマクロ・データを用いて、VARモデルを推定し、Grangerの因果性の検定を行うことによって、国保被保険者がとる入院外受診行動のアノマリーについて検証した。さらに、保険料の変更が入院外受診率に及ぼすマクロ的な効果の大きさを測定するために、インパルス応答関数をもとめ、それからさらに長期累積弾力性をもとめた。今回の分析結果からも、国保被保険者がオーソドックスな経済学では説明できない入院外受診行動をとる場合があることが明らかになった。ただし、国保の歯科受診率についての佐川（2007）の分析結果とは異なり、保険料の引き上げに対応して通院回数を増加させるような被保険者の行動が浮き彫りになった地域がある一方で、反対に通院回数を減少させるような行動が浮き彫りになった地域もある。本論文第5章の組合管掌健康保険（以下、組合健保）についての分析結果と同様に、国保の入院外受診においても被保険者がコスト意識にもとづいた行動をとる場合もあるということである。損失回避の心理や権利意識にもとづいた行動とコスト意識にもとづいた行動は、両極端なものである。これらの行動が明らかになった地域において、なぜそのような行動をとる国保被保険者が多数派を占めるようになったのかという疑問を解明しなければならない。本論文第5章において、国保と組合健保の加入者の行動が異なることについては解釈を加えている。国保のなかでも都道府県単位でみた被保険者の行動に違いが生じている理由については、まだ解明できていない。今後、地域ごとに詳細な分析を行ったうえで、解明していくつもりである。

さて、今回の研究結果から財源政策上の課題が明らかになった。保険料の改正にあたり、保険者は財政状況だけではなく、被保険者の反応が地域によって異なることを考慮に入れたうえで行わなければならないということを今回の研究結果は示唆している。たとえば、損失回避の心理や権利意識にもとづいた行動をとる被保険者が多数派を占める地域において、その状況を考慮に入れずに保険料の引き上げを行うと、当初の見込よりも医療費が拡大してしまう。これは次年度以

降の保険料の引き上げにつながる。これにより、さらに医療費が拡大する。以降も、同様のことが繰り返される可能性がある。実際には、患者の自己負担や医療機関を訪れることの機会費用により医療費の拡大に歯止めがかかるため、これまではこのような問題が表面化することはなかった。しかし、人口高齢化によって医療機関を訪れる機会費用が小さい高齢者の割合がさらに高くなるにつれて、表面化してくる可能性がある。

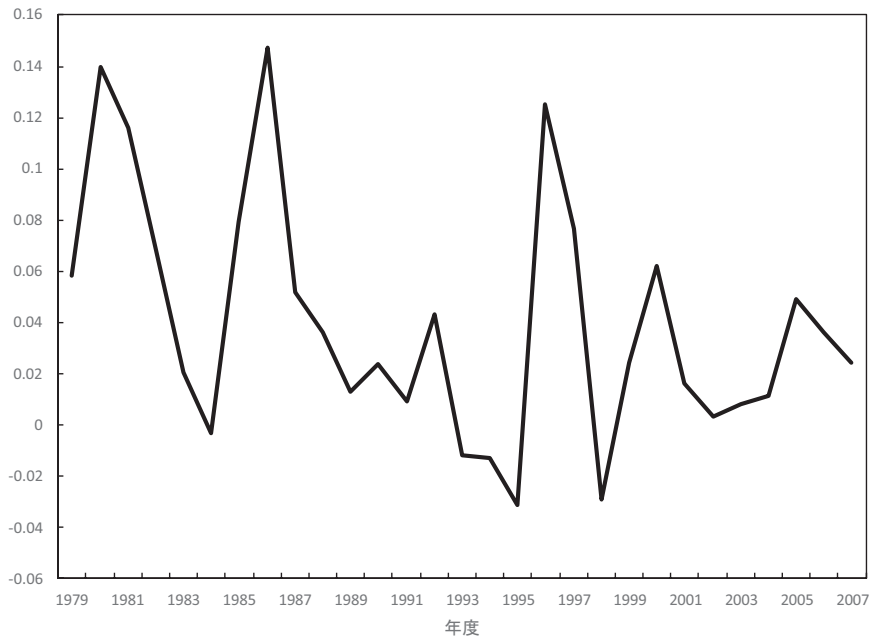
最後に、本研究の分析の課題について述べておく。まず、入院外受診率についてである。医療機関にかかり、医療保険の給付を受ける人たちの症状には、軽症のものからきわめて重篤な症状までが混在している。保険料が上がったとしても、これらすべてのケースにおいて、被保険者が支払った保険料を回収しようと通院回数を増やす、あるいは、コストを意識して通院を控えるとは考えづらい。重症の場合には、被保険者自らの判断で通院回数を変えることはほとんど不可能であろう。それが可能であるのは、比較的軽症である場合に限られるであろう。それゆえ、入院外受診率の分析において、被保険者の行動をより鮮明に浮きださせるためには、傷病別あるいは症状別のデータを使用することが望ましいであろう。しかし、今回はそのようなデータを入手することができなかった。これは、今後の課題である。次に、国保が対象であるから、分析の単位を都道府県レベルではなく、市区町村レベルとするほうがより自然であるかもしれない。しかし、市区町村データで本研究と同様の分析を行うことには問題がある。それは、市町村合併によって時系列データの接続が困難になるということである。それゆえ、市区町村レベルでの分析ではパネル分析やマルチレベル分析を適用することが妥当であろう。これも、今後の課題とする。

付図4-1 x(東京・階差なし)



資料 厚生労働省『国民健康保険事業年報』各年度版
 総務省統計局『平成17年基準消費者物価指数』(<http://www.stat.go.jp/>)

付図4-2 x(東京・1階の階差)



資料 厚生労働省『国民健康保険事業年報』各年度版
 総務省統計局『平成17年基準消費者物価指数』(<http://www.stat.go.jp/>)

第5章

組保管掌健康保険の保険料率と加入者の受診行動

1 はじめに

そもそも、公的医療保険は基本的にその費用を保険料によってまかなうものである。しかしながら、財源として公費による補助も加えられており、制度によって財源構成はかなり異なっているのが現状である。本研究において分析の対象とする組保管掌健康保険（以下、組合健保）では、公費による補助はきわめて少なくなっており、健康保険組合（以下、健保組合）は、一定の制約の下で自由に保険料率を決められるという特徴がある。各健保組合は、それぞれの保険財政状況に応じて適切な保険料率を判断しなければならないが、その際、仮に加入者が保険料率に対応して受診行動を変えるようなことがあるとするならば、その影響も考慮に入れたうえで最終的な見通しを立てなければならなくなるであろう。

組合健保の加入者が保険料率に対応してとる受診行動については、次の3つの仮説が考えられる。1 つめの仮説は、保険料が加入者の受診行動に影響を及ぼすことはまったくないというものである¹。公的医療保険の保険料はサック・コストであり、本来は回収不可能な費用であるというのがその理由である。これは、従来のオーソドックスな経済学が想定する考え方である。この仮説を以下において仮説Aと呼ぶことにする。

2 つめの仮説は、行動経済学において提示されているアノマリーである。サック・コストが被験者の意思決定に影響を及ぼしうることは、すでに経済実験によって明らかにされている²。国民健康保険（以下、国保）の被保険者を対象としたアンケート調査を用いた塚原（2003）では、保険料を支払うと、損失回避の心理や権利意識が芽生えて、回答者のうち無視できないほどの人たちが保険料をサック・コストとはみなさずに、医療保険を使わないと損をする、あるいは、支払った保険料を回収しようと考えて、通院を始めたり、通院回数を増やしたりするという結果が報告されている。また、全国および都道府県レベルで集計されたマク

¹ 塚原（2003）を参照。

² Arkes and Blumer（1985）および Phillips, Battalio and Kogut（1991）を参照。

ロ・データ（歯科受診に限定）を用いた佐川（2007）でも、VARモデルの推定にもとづく Granger の因果性の検定によって国保被保険者がとる受診行動について、塚原（2003）が指摘したものと同様のアノマリーが報告されている。さて、本研究では、組合健保の加入者も保険料をサック・コストとはみなさず、支払った保険料を回収しようとする可能性を考え、これを以下において仮説 B と呼ぶことにする。ちなみに、この仮説は、公的医療保険の加入者が権利意識を持つこと自体を否定的にとらえるものではない。むしろ、権利性が高いことは望ましいことである。しかしながら、このような意識が、場合によっては、医療サービスの過剰な需要を生み出す可能性があること（モラル・ハザード）を想定しているのである。

3 つめの仮説は、組合健保の加入者は保険料を支払うことによって、コスト意識が芽生えるというものである。すなわち、保険料率が高いということは医療サービスの利用が多すぎるからだと考え、医療サービスのコスト節約のために受診をなるべく控えようとするのである。これを以下において仮説 C と呼ぶことにする。仮説 B と仮説 C は、保険料が受診行動に影響を及ぼしているという点では同じであるが、次のような相違がある。仮説 B は、本来ならばする必要のないことをしようとするというものであって、オーソドックスな経済学では説明できないアノマリーとなる。一方、仮説 C は、日頃からコスト節約を心がけることによって、まだ支払っていない将来の保険料が高くなるようにするというものである。これは、過剰な受診を抑制することにつながるため、望ましい行動といえなくもない。しかしながら、次のような問題点が指摘できよう。まず、公的医療保険の場合、ある個人が受診を控えてコスト節約に貢献したとしても、貢献度に応じてその人の保険料率だけが引き下げられるということはない。多くの加入者が同様にコスト節約に励まないと保険料率の引き下げは実現しないのである。また、本研究が対象とした期間でいうならば、保険料率が高くなる要因の 1 つとして、老人保健拠出金の負担があることも考慮に入れなければならない。老人保健拠出金の負担については、現役世代の組合健保の加入者の努力では軽減できないものである。さらに、コスト節約も度を越すと過少受診につながり、病気をこじらせてしまい、かえって医療費がかかってしまうことになりかねないとも考えられる。

本研究では、これら 3 つの仮説のうち、どの仮説によって組合健保の加入者の

受診行動が説明できるかを検証した。

2 方法

本研究では、東京都の 606 の健保組合を対象にして、2004～2006 年度（一部の変数については 2003 年度から使用）のパネルデータ³を使用することにより加入者の受診行動についてパネルデータ分析を行った。なお、組合の創設や廃止があるため、アンバランスなパネルデータとなっている。受診率（1 人当たり件数）を被説明変数とする受診率関数⁴の説明変数として選択したのは、まず、被保険者数の対数、標準報酬月額平均・男女平均（実質値）の対数、2006 年度が 1、その他は 0 をとる年度ダミーである。標準報酬月額平均・男女平均については、平成 17 年基準消費者物価指数・全国・総合で実質化した。分析の対象となった期間中には診療報酬の改定が 2 回あった。2004 年 4 月の改定では診療報酬の改定率は±0%であったが、2006 年 4 月の改定では医科がマイナス 1.5%、歯科がマイナス 1.5%など、平均ではマイナス 1.36%となった。年度ダミーは、このような 2006 年度の医療サービスの価格の低下をとらえるものである。本研究の特徴は、説明変数としてさらに保険料率・被保険者分の 1 階の階差と、この変数に前年度の保険料率・被保険者分が 35%以上のときに 1、その他は 0 をとるダミー変数をかけたものを採用したことである。ちなみに、35%以上の健保組合は全体の 3 分の 1 を占めている⁵。

受診率関数の説明変数としては、年齢構成も重要である。すなわち、人は年齢とともに受診率が高まっていく傾向がある。また、年齢構成の若い健保組合ほど老人保健拠出金の負担が重く、そのことが保険料率を高める要因となっている。そのため、年齢構成をうまくコントロールしなければ、保険料率と受診率との関係について誤った結論を導きだしてしまう可能性がある。残念ながら、現在のと

³ パネルデータを用いた分析の詳細については、北村（2005）を参照のこと。

⁴ 受診率関数については、Folland, Goodman and Stano（2007）および川添・馬場園（2007）を参照。

⁵ 被保険者数、標準報酬月額平均・男女平均、保険料率・被保険者分のデータの出所は、健康保険組合連合会『健康保険組合事業年報』各年度版である。平成 17 年基準消費者物価指数・全国・総合のデータの出所は、総務省統計局『消費者物価指数年報 平成 20 年』（<http://www.stat.go.jp/>）である。

ころは年齢構成のデータは公表されていない。しかし、特定の年齢層に限定した受診率を被説明変数として用いるならば、この問題にある程度まで対処することが可能である。本研究では、3歳未満の被扶養者の受診率⁶を用いることにした。もちろん、保護者の医療機関受診に対する考え方が乳幼児の受診率に反映するから、えられた検証結果の持つ意味は決して小さくはないであろう。また、この結果をもとにして、サラリーマン本人などの行動についてもある程度は類推できるかもしれない。

医療機関にかかる乳幼児の症状には、軽症のものからきわめて重篤な症状までが混在している。重症の場合には、保護者の判断で受診回数を変えることはほとんど不可能であると考えられる。それが可能であるのは、比較的軽症のときに限られるであろう。それゆえ、今回の分析からは重症者が多いと考えられる入院を除き、入院外と歯科を対象とすることにした。しかしながら、症状が異なる患者をいっしょにしているという問題は依然として残っている。これは、今後の課題である。

説明変数のうち、仮説検証のためにとくに着目すべきなのは、保険料率に関する変数である。本研究では、もとの保険料率が高い場合とそうでない場合に、保険料率の変更に対して反応が異なる可能性がある（係数に違いが生じる）ことを考慮に入れて、係数ダミーを用いることにした。3つの仮説のもとで、これらの変数に対応するパラメータの符号は次のようになる。仮説Aのもとでは、2つのパラメータは両方ともゼロと統計的に有意に異なることはないことになる。仮説Bのもとでは、2つのパラメータのうち少なくともどちらか一方、あるいは両方ともが統計的に有意であり、しかもプラスの符号を持つことになる。仮説Cのもとでは、2つのパラメータのうち少なくともどちらか一方、あるいは両方ともが統計的に有意であり、しかもマイナスの符号を持つことになる。

さて、パネルデータ分析においては、モデル選択、系列相関、不均一分散に関する検定を行う必要がある。通常は、次のように検定作業を進めていく。まず、プールした最小二乗法モデルと比べて、固定効果モデルおよび変量効果モデルの妥当性について調べる。固定効果モデルについては F 検定、変量効果モデルにつ

⁶ 3歳未満の被扶養者の受診率のデータの出所は、健康保険組合連合会『健康保険組合事業年報』各年度版である。

表5-1 データの記述統計量

	観察値	平均値	標準偏差	最小値	最大値
被扶養者(3歳未満)・入院外・受診率	1813	10.6069	0.9426	2.6111	20.2981
被扶養者(3歳未満)・歯科・受診率	1807	0.4277	0.1201	0.0344	2.5046
被保険者数	1813	14774	30530	111	400178
保険料率・被保険者分	2410	31.382	7.013	11.000	45.600
保険料率・被保険者分の1階の階差	1785	-0.280	1.469	-15.488	8.400
標準報酬月額平均・男女平均(実質値)	1813	394337	87761	226641	890474

いてはラグランジュ乗数検定を行う。さらに、固定効果モデルか変量効果モデルかを選ぶために、ハウスマン検定を行う⁷。注意すべき点は、誤差項に系列相関がある場合や不均一分散の場合には、ハウスマン検定によって選択を行うことはできないことである⁸。この場合は、2つのモデルの推定結果を提示しなければならない。2つのモデルの推定結果のうち違いが生じた部分については結論を保留し、両モデルに共通した結果については、どちらのモデルが妥当であるかどうかに関係なく意味を持つと考えればよいであろう。本研究では、系列相関については Wooldridge 検定⁹、不均一分散については Breusch-Pagan 検定¹⁰を行う。なお、1階の系列相関がある場合の対策としては AR(1)モデルを推定し、分散が均一でない場合の対策としては誤差バイアスをロバスト修正して推定する。系列相関があり、かつ分散が均一でない場合には、系列相関の対策を優先する¹¹。

分析に用いたデータの記述統計量については、表 5-1 に示した。なお、本研究におけるすべての計算は、Stata/IC 11.0 を用いて行った。

3 結果

まず、モデル選択、系列相関、不均一分散の検定結果について述べておく。

固定効果モデルの妥当性に関する F 検定の結果は、次のようになった。入院外についての統計量は 4.21 (p 値は 0.000)、歯科についての統計量は 4.01 (p 値は

⁷ F 検定、ラグランジュ乗数検定、ハウスマン検定については、北村 (2005) を参照。

⁸ 松浦・マッケンジー (2009) を参照。

⁹ Wooldridge 検定については、Wooldridge (2002) を参照。

¹⁰ Breusch-Pagan 検定については、Breusch and Pagan (1979) を参照。

¹¹ Wooldridge (2002) を参照。

0.000) であり、各主体別の効果は等しいという帰無仮説はどちらのケースにおいても棄却された。よって、固定効果モデルが採択された。

変量効果モデルの妥当性に関するラグランジュ乗数検定の結果は、次のようになった。入院外についての統計量は 449.35 (p 値は 0.000)、歯科についての統計量は 411.92 (p 値は 0.000) であり、各主体別の効果の分散が 0 であるという帰無仮説はどちらのケースにおいても棄却された。よって、変量効果モデルが採択された。

系列相関に関する Wooldridge 検定の結果は、次のようになった。入院外についての統計量は 57.201 (p 値は 0.000) であるから、系列相関がないという帰無仮説は棄却された。歯科についての統計量は 3.351 (p 値は 0.0677) であるから、帰無仮説は棄却されなかった。

不均一分散に関する Breusch-Pagan 検定の結果は、次のようになった。入院外についての統計量は 185.60 (p 値は 0.000) であるから、誤差項の分散が均一であるという帰無仮説は棄却された。歯科についての統計量は 323.79 (p 値は 0.000) であるから、帰無仮説は棄却された。

これらの検定結果をうけて、本研究では必要と考えられる対策を講じながら、変量効果モデルと固定効果モデルの両方の推定を行った。ここで、2 つのモデルの推定結果のうち違いが生じた部分については結論を保留することにした。しかしながら、両モデルに共通した結果については、どちらのモデルが妥当であるかどうかに関係なく意味を持つと判断した。

受診率関数の推定結果を表 5-2 に示した。入院外については、誤差項が AR(1) にしたがうモデルを推定した。推定された自己回帰係数の値は、0.140 であった。ここで、変量効果モデルについては、組合数は 606、観察値は 1785 であった。一方、固定効果モデルについては、コクラン・オーカット法を用いたため、組合数は 596、観察値は 1179 まで減少した。2003 年 4 月に総報酬制への改正が行われており、本研究で用いたデータの期間よりさらに 1 年分さかのぼったデータを加えることには問題があると考えられるため、そのような調整を行わなかった。推定結果によれば、2006 年度ダミーに対応するパラメータの符号はプラスであり、1%の有意水準で有意であった。この結果から、診療報酬の引き下げが行われるときには入院外の受診率が上昇することが明らかになった。標準報酬月額に対応

表5-2 被扶養者(3歳未満)・受診率についての推定結果

説明変数	入院外		歯科	
	変量効果	固定効果	変量効果	固定効果
被保険者数の対数	0.00470 (0.009)	-0.0194 (0.580)	0.0346 (0.000)	0.184 (0.172)
保険料率・被保険者分の1階の階差	0.00149 (0.243)	0.000886 (0.615)	0.00144 (0.836)	0.00527 (0.431)
保険料率・被保険者分の1階の階差×D	-0.00395 (0.049)	-0.00558 (0.039)	-0.0140 (0.130)	-0.0220 (0.019)
標準報酬月額・男女平均(実質値)の対数	0.0254 (0.033)	0.302 (0.053)	0.319 (0.000)	0.903 (0.022)
2006年度ダミー	0.0178 (0.000)	0.0103 (0.000)	0.0495 (0.000)	0.0456 (0.000)
定数項	1.99 (0.000)	-1.35 (0.469)	-5.30 (0.000)	-14.1 (0.011)
全体の決定係数	0.025	0.001	0.065	0.056
観察値	1785	1179	1779	1779
組合数	606	596	606	606

注 1) Dは前年度の保険料率・被保険者分が35%以上のときに1, その他は0をとるダミー変数である。

2) 2006年度ダミーは2006年度が1, その他は0をとるダミー変数である。

3) 入院外は誤差項がAR(1)にしたがうモデルであり, 推定された自己回帰係数の値は0.140である。

4) 歯科については誤差バイアスをロバスト修正した。

5) ()内の数値はp値である。

するパラメータの符号はプラスであり、変量効果モデルでは 5%の有意水準で有意であったものの、固定効果モデルでは p 値が 0.05 をわずかに上回る結果となった。保険料率の変化分に対応するパラメータは統計的に有意ではなかったが、これに係数ダミーをかけたものに対応するパラメータの符号はマイナスであり、5%の有意水準で有意であった。この結果から、次のことが明らかになった。入院外について、前年度の保険料率が高い水準に達していなければ、加入者は保険料率の変更に対して仮説 A において想定されるように対応する。しかし、前年度の保険料率が高くなると仮説 C において想定されるような受診行動をとるようになる。

さて、本研究では入手できたデータの特徴を十分に生かすために、パネルデータ分析を行った。パネルデータ分析に欠かすことのできない検定作業を慎重に行い、その結果に応じた対策を講じたうえで推定を行った。それゆえ、えられた結論の信頼性は高いと考えている。また、試行錯誤のうえ、もとの保険料率が高い場合とそうでない場合に分けて考えて係数ダミーを用いたことが功を奏したようである。

歯科については、誤差バイアスをロバスト修正して推定を行った。ここで、組合数は 606、観察値は 1779 であった。推定結果によれば、2006 年度ダミーに対応するパラメータは、入院外の場合と同様に統計的に有意であり、歯科の受診率と価格との関係が明らかになった。標準報酬月額に対応するパラメータの符号はプラスであり、1%あるいは 5%の有意水準で有意であった。この結果から、歯科の受診に対して所得水準が影響を及ぼしていることが明らかになった。保険料率の変化分に対応するパラメータは統計的に有意ではなかった。また、これに係数ダミーをかけたものに対応するパラメータの符号はマイナスであり、固定効果モデルでは 5%の有意水準で有意であったものの、変量効果モデルでは統計的に有意とはならなかった。それゆえ、本研究では歯科についての仮説検証の結論は保留としておく。

最後に、推定結果は提示しないが、一応、入院の結果について概要だけを述べておく。入院の受診率と所得水準や価格との関係については確認できなかった。また、保険料率に関する変数についてもゼロと統計的に有意に異ならなかった。このような結果となった理由をあえて述べるとすれば、次のようになる。入院に

については仮説 A において想定されるような受診行動をとっているというよりも、重症のため加入者の判断で受診行動を変えることがほとんど不可能な状況におかれていると考えられる。

4 考察

本研究では、組合健保の加入者が保険料率に対応してとる受診行動について 3 つの仮説を立て、検証を行ってきた。最後に、えられた分析結果について整理し、結論を述べることにする。

入院外について、前年度の保険料率が高い水準に達していなければ、加入者は保険料率の変更に対して仮説 A において想定されるように対応する。しかし、前年度の保険料率が高くなると、もともと有していたコスト意識のほうが強くなり、仮説 C において想定されるような受診行動をとるようになる。すなわち、保険料率が高いとき、コスト節約のために入院外の受診をなるべく控えようとするのである。

さて、佐川（2007）と本論文第 4 章の分析結果から、国保の被保険者は仮説 C において想定されるような受診行動をとる場合と仮説 B において想定されるような受診行動をとる場合の両方があることはわかっている。国保と組合健保、それぞれの加入者の行動パターンが完全には一致しなかったのである。このような結果となったことについては、もちろん、分析方法の違いも考慮に入れなければならないであろう。しかしながら、国保と組合健保、それぞれの加入者のあいだには、本質的な違いがあるのかもしれない。ここで、その可能性について、考察を加えておくことにする。

1 つの要因としては、国保と組合健保、それぞれの加入者が持つ帰属意識に違いが生じている可能性が考えられる。組合健保は健保組合を保険者とするものである。とくに単一企業において組織された健保組合の被保険者の場合には、会社を選択した時点で結果的には健保組合をも自ら選択したことになる。それゆえ、組合への帰属意識や仲間意識が比較的強く、また、公費による補助はきわめて少なくなっていることから、保険は自分たち自身のものであり、自分たちが拠出する保険料で支えているということを強く意識するかもしれない。また、このよう

な感覚がその家族に伝わることもありうることだと考えられる。一方で、国保は一部を除き市町村を保険者とするものである。国保の被保険者にとっては、そもそも財源として公費負担の割合が大きいこともあって、保険は政府の仕事という意識があり、帰属意識や仲間意識は弱くなるだろう。

また、組合健保の被保険者は自分が勤めている会社と健保組合とをある程度一体化してみているとするならば、民間企業の社員として当然持っている仕事上のコスト意識の高さが、そのまま健保組合の組合員としてのコスト意識の高さにつながりやすいと考えられる。さらに、健保組合は財政状況が極端に悪化すれば解散され、別の制度へと移らざるをえなくなる可能性が十分にあるが、このこともコスト意識を高くさせるであろう。一方、国保の被保険者の場合には、たとえば自営業者としての高いコスト意識を有していたとしても、保険は仕事とは別物としてとらえるためにコスト意識が弱まってしまいかもしれない。

ここで述べた考察については、詳細なアンケート調査の実施などによってさらに検証が必要であることはいうまでもない。医療保険制度ごとに加入者のコスト意識と権利意識の強弱に差があるかどうかということは、研究テーマとしても興味深い。保険者の再編や統合といった改革をどのように進めていくかを考えるうえでもきわめて重要であるといえるだろう。これは、今後の課題としたいと考えている。

最後に、政策提言を行うことにする。本研究で分析対象としたのは、組合健保に加入している3歳未満の被扶養者であった。分析結果をもとに、サラリーマン本人の行動についてもある程度は類推できる。本研究で対象としたような小さな子供の場合には、医療機関を受診することの機会費用は一般に大きくはないであろう。それでも、保険料率が高いときにそれがさらに引き上げられると、入院外を受診を控えようとするのである。小さな子供と比べて機会費用が大きいサラリーマン本人は、受診をより控えようとする可能性がある。もしも、このような傾向が極端な形ででてくることになれば、必要な医療さえも受けない過少受診になることが心配される。そうなると、病気をこじらせてしまい、かえって医療費がかかってしまうことになりかねないと考えられる。本論文第3章の分析結果から、組合健保の保険料率の引き下げと比べて引き上げの決断にあたってはより大きなフリクションが生じる傾向があることが明らかになった。よって、フリクション

が生じている段階では、上述のような過少受診の問題もある程度抑えられていると考えられる。しかし、フリクシヨンの限界を超えると、保険財政を悪化させて健保組合を解散させることのないように、保険料率は引き上げられることになるであろう。そこから、本研究で明らかにしたような加入者の行動につながっていく可能性がある。組合健保には付加給付など多くのメリットがあることは確かである。しかし、高い保険料を負担しているにもかかわらず、加入者が十分な医療も受けないことによって健保組合を守っているとしたならば、本末転倒というしかない。ここで述べているシナリオは、最悪のケースについてのものである。したがって、かなり大げさであるという誇りはあえて受ける。それでもやはり、保険料率が協会けんぽの平均を超え、今後も引き下げの見通しが立たないような健保組合においては、解散を視野に入れて健保組合を存続させることのメリットとデメリットを冷静に比較考量することを勧めたい。

第 3 部 小児医療の提供体制

第 6 章

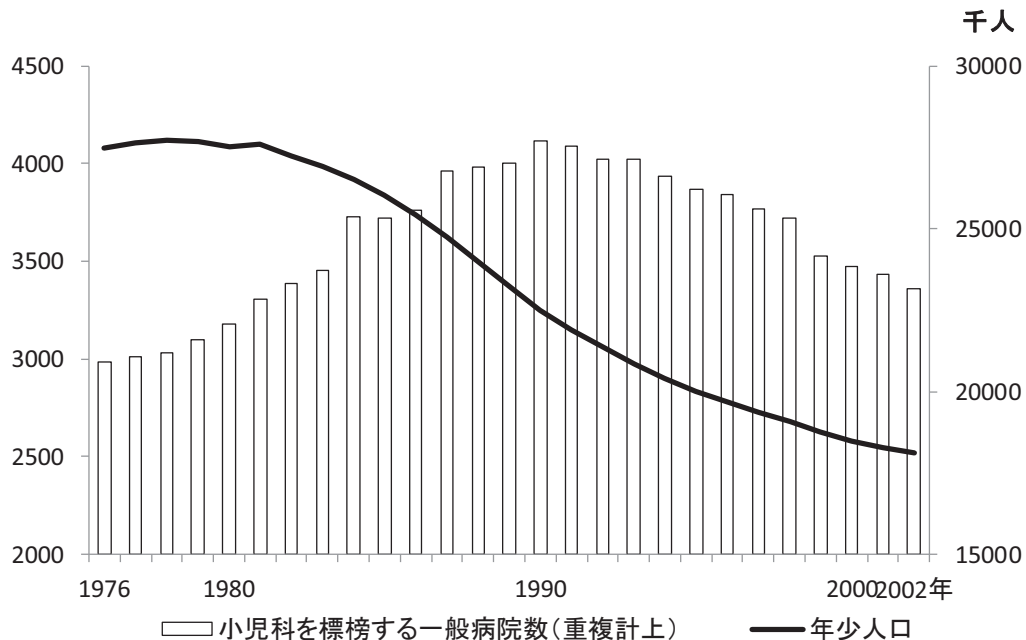
小児科を標榜する一般病院数の分析

1 はじめに

わが国では、少子化が進展している。図 6-1 は、年少人口と小児科を標榜する一般病院数の推移を示したものであるが、年少人口をみると、1976 年には 2749 万 2 千人であったが、1980 年代に入ってから減少が始まり、2002 年には 1810 万 2 千人になっている。国立社会保障・人口問題研究所（2012）の出生中位推計では、年少人口は今後も減少し続けると予測されている。少子化の影響は、わが国の社会や経済のいたるところに現れる。医療分野においては、小児科を標榜する医療機関に影響が及んでいる。小児科を標榜する一般病院数の過去の推移をみると、1970 年代後半と 1980 年代は増加傾向にあったものの、1990 年に 4119 でピークを迎えてからは減少に転じており、2002 年には 3359 となっている。病院の小児科は小児救急医療体制の核となるべき存在である。病院の小児科数が減少することによって、体制づくりに支障が生じることが懸念される。

さて、個々の病院にとっては、ひとつの診療科を廃止するにしても、あるいは開設するにしてもかなりの決断を要することであろう。それゆえ、その診療科を取り巻く環境の変化がかなり大きくない限りは、廃止や開設については二の足を踏み、現状を維持することを選ぶであろう。それが一定の限度を超えた場合にのみ、廃止あるいは開設が行われると想定できる。本研究の目的は、このような行動パターンが実際に存在するかどうかを検証し、小児科を取り巻く環境の変化がどれくらいのレベルを超えれば、廃止あるいは開設が行われるかを明らかにすることである。分析の対象期間は、1990 年以降とする。これは、小児救急医療体制の核となるべき病院の小児科数が全国的に減少している状況について、社会的にも関心が高くなっているのをうけてのことである。さらに、この 10 年余りの間でも、病院が実際に反応を示すレベルには変化がみられるかもしれない。この点についても明らかにしたい。

図6-1 年少人口と小児科を標榜する一般病院数の推移



資料 厚生労働省『医療施設調査』
 総務省統計局『国勢調査』および『10月1日現在推計人口』

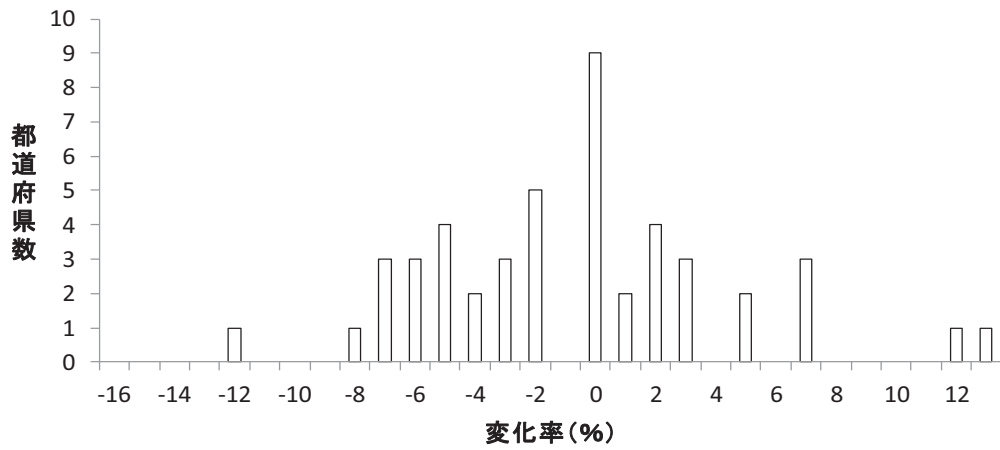
2 方法

2-1 データの分布

本研究においては、都道府県単位で集計した小児科を標榜する一般病院数（重複計上）¹を分析の対象とする。1990年以降の期間を3年ごとに区切って、それぞれの期間中に各都道府県においてどれだけの変化があったかを調べた。図6-2から図6-5は、これらの変化率のデータの特性をみるためにヒストグラムにしたものである。分析の対象としたのが小児科を標榜する一般病院が全国的にも減少した期間であるため、増加した都道府県数と比べれば、減少した都道府県数のほうが多くなっているという特徴がある。また、1990～1993年と1999～2002年においてとくに顕著であるが、変化率0%という都道府県の数が多いことも特

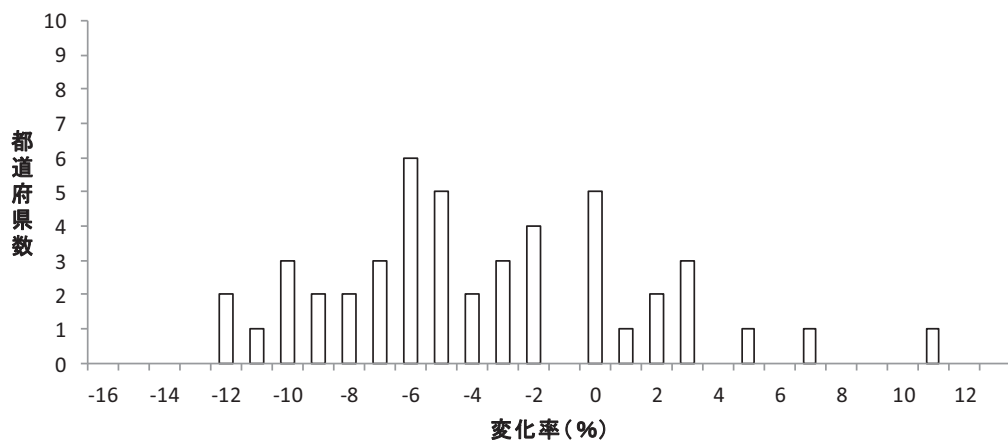
¹ 小児科を標榜する一般病院数（重複計上）のデータの出所は、厚生労働省『医療施設調査・病院報告（都道府県編）』各年版である。

図6-2 小児科を標榜する一般病院数の変化率の
ヒストグラム(1990～1993年)



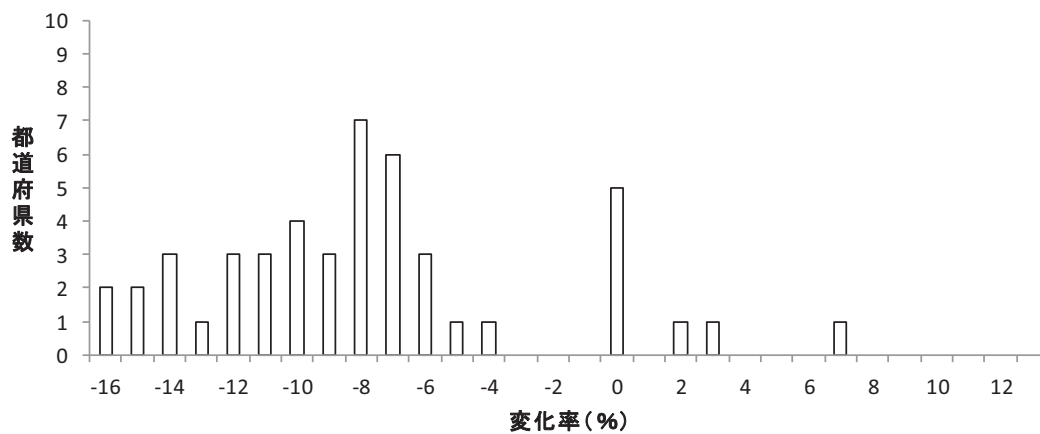
資料 厚生労働省『医療施設調査』

図6-3 小児科を標榜する一般病院数の変化率の
ヒストグラム(1993～1996年)



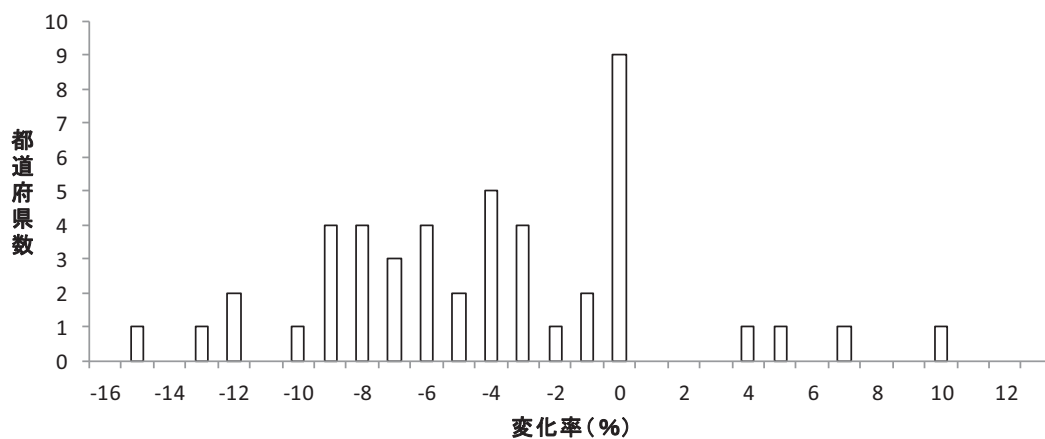
資料 厚生労働省『医療施設調査』

図6-4 小児科を標榜する一般病院数の変化率の
ヒストグラム(1996～1999年)



資料 厚生労働省『医療施設調査』

図6-5 小児科を標榜する一般病院数の変化率の
ヒストグラム(1999～2002年)



資料 厚生労働省『医療施設調査』

徴である。

変化率 0%については、次のような解釈が可能である。まず、廃止のケースについてである。もともと小児科をもっているが、そのことが経営を圧迫するようになった病院を考える。このような病院は経営を立て直すために、即座に小児科を廃止することはなく、その前に小児科医や病床数の削減などの規模縮小によって対応するであろう。このような対応策では抗しきれなくなった場合に、最終的に小児科を廃止することになる。すなわち、小児科の廃止という選択肢は、病院経営が悪化したとしても、それがある限界を超えるまではとられることはない。限界を超えたところではじめて廃止という行動がみられることになる。次に、開設のケースについてである。もともと病院のなかでは、小児科は不採算部門であるといわれている。さらに、少子化によって小児科を訪れる患者が減少していくという不安も大きいだろう。当然、既存の病院が小児科を新たに設けることや病院を開設するとき小児科をおくことについては、二の足を踏むことになる。それゆえ、よほど経営に余裕ができない限りは小児科が開設されることはない。どちらのケースも、環境の変化に対して、病院が滑らかに行動を変化させているのではなく、摩擦（フリクション）が生じて実際の行動の変化がおこりにくくなっている。

2-2 フリクションモデル

上述のような状況については、通常の線形回帰モデルでは説明できない。分析のためにもっともふさわしいのは、フリクションモデル²であり、その基本的な考え方について、研究対象である小児科を標榜する一般病院をあてはめて説明しておく。

まず、都道府県 i における小児科を標榜する一般病院数の一定期間（本研究では3年間とした）の変化率を \dot{PE}_i とする。 \dot{PE}_i は実際に観察された値である。一方、都道府県 i の特性を表す変数によって説明される小児科を標榜する一般病院数の潜在的な変化率を \dot{PE}_i^* とする。 \mathbf{x}_i を都道府県 i の特性を表す説明変数のベクトル、 $\boldsymbol{\beta}$ をパラメータのベクトル、 u_i を誤差項とすれば、 \dot{PE}_i^* は次のように表される。

² フリクションモデルについては、Rosett（1959）、和合・伴（1995）、黒田・山本（2003）を参照した。

$$\dot{PE}_i^* = \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta} + u_i$$

実際に観察された小児科を標榜する一般病院数の変化についてはフリクションが生じており、 \dot{PE}_i^* がある閾値を上回った場合と下回った場合にのみ変化し、それ以外は変化しない。ここで、閾値が α_1 と α_2 であるとするならば、

$$\dot{PE}_i^* < \alpha_1 \text{ のとき} \quad \dot{PE}_i = \dot{PE}_i^* - \alpha_1$$

$$\alpha_1 \leq \dot{PE}_i^* \leq \alpha_2 \text{ のとき} \quad \dot{PE}_i = 0$$

$$\alpha_2 < \dot{PE}_i^* \text{ のとき} \quad \dot{PE}_i = \dot{PE}_i^* - \alpha_2$$

となる。フリクションモデルの推定は最尤法によって行う。参考までに、対数尤度関数 $\log L$ を示しておく。 φ を標準正規密度関数、 Φ を標準正規分布関数、 σ を正規確率変数 u_i の標準偏差とすれば、

$$\begin{aligned} \log L = & \sum_{i \in (\dot{PE}_i^* < \alpha_1)} \log[\varphi\{(\dot{PE}_i + \alpha_1 - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}) / \sigma\} \cdot (1 / \sigma)] \\ & + \sum_{i \in (\alpha_1 \leq \dot{PE}_i^* \leq \alpha_2)} \log[\Phi\{(\alpha_2 - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}) / \sigma\} - \Phi\{(\alpha_1 - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}) / \sigma\}] \\ & + \sum_{i \in (\alpha_2 < \dot{PE}_i^*)} \log[\varphi\{(\dot{PE}_i + \alpha_2 - \mathbf{x}_i' \boldsymbol{\beta}) / \sigma\} \cdot (1 / \sigma)] \end{aligned}$$

となる。

各都道府県における小児科を標榜する一般病院数の潜在的な変化率を説明するための変数としたのは、各都道府県の年少人口 1000 人当たりの小児科を標榜する一般病院数（3 年の期間ごとに期首年の値を用いた）と一般病院数の 3 年間の変化率である³。少子化が進行すると年少人口に対して小児科を標榜する一般病院数が多くなってしまい、病院経営の観点からは、この比率が高い地域ほど小児科を標榜する一般病院数が減少する傾向が強まっていくと想定できる。よって、この説明変数に対応するパラメータの予想される符号は、マイナスである。次に、一般病院数の変化率については、各都道府県についての病院全体の経営状況を代

³ 年少人口のデータの出所は、総務省統計局『人口推計資料 No.76 我が国の推計人口 大正 9 年～平成 12 年』および『10 月 1 日現在推計人口』各年版 (<http://www.stat.go.jp/>) である。一般病院数のデータの出所は、厚生労働省『医療施設調査・病院報告（都道府県編）』各年版である。

表6-1 推定結果

	1990～1993年	1993～1996年	1996～1999年	1999～2002年
α	1.34 (0.005)	0.767 (0.036)	1.41 (0.035)	1.87 (0.013)
β_1	4.95 (0.292)	-8.43 (0.023)	-32.4 (0.000)	-19.7 (0.000)
β_2	0.726 (0.001)	0.561 (0.000)	0.466 (0.119)	0.594 (0.016)
$1/\sigma$	0.193 (0.000)	0.212 (0.000)	0.183 (0.000)	0.188 (0.000)
対数尤度	-135	-137	-141	-133

注 ()内の数値は p 値である。

理する変数とみなすことができる。すなわち、不採算といわれる小児科を存続させていくための財政的余力がどれだけ各地域の病院にあるかを示す指標となりうる。この説明変数に対応するパラメータの予想される符号は、プラスである。

3 結果

表 6-1 は、4 つの期間についてフリクションモデルを推定した結果である。それぞれの標本数は 47 (都道府県データ) である。このモデルでは、2 つの閾値について、 $\alpha_1 < 0 < \alpha_2$ と想定している。制約をつけないで最尤推定したところ、このような条件は必ずしも満たされなかった。この問題に対処するため、本研究では、2 つの閾値が異符号となる制約 ($-\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha$) を課して、 α の値 ($\alpha > 0$) を推定した。 β_1 は年少人口 1000 人当たりの小児科を標榜する一般病院数に対応するパラメータ、 β_2 は一般病院数の変化率に対応するパラメータである。 $1/\sigma$ は誤差項の標準偏差の逆数である。

β_1 の符号は、対象となった 4 つの期間のうち、1990～1993 年については予想と逆であるが統計的に有意ではない。それ以外の期間ではすべて予想されたとおりのマイナスであり、しかも、1%または 5%の有意水準で有意となっている。推定結果からは、1993 年、1996 年、1999 年時点において、年少人口と比べて小児

科を標榜する一般病院数が多かった地域では、それぞれその後の3年間について小児科を標榜する一般病院数を減少させるか、あるいは増加を抑制するような圧力がかかったことが明らかになった。 β_2 の符号については、4つの期間すべてにおいて予想されたとおりのプラスである。1996～1999年については、若干 p 値が高いものの、それ以外の期間では、1%または5%の有意水準で有意となっている。一般病院数の変化率は、小児科を標榜する一般病院数の潜在的な変化率を説明するという役割をおおむね果たしたといえよう。 $1/\sigma$ については、4つの期間すべてにおいて1%の有意水準で有意となっている。

次に、本研究でもっとも重要な意味をもつことになる閾値の推定結果についてである。 α の符号は、すべての期間について予想されたとおりのプラスである。しかも、1%または5%の有意水準で有意となっている。これらの推定結果をみると、2つの閾値が異符号となる制約を課してフリクションモデルを推定したことは、功を奏したようである。1990～1993年の閾値はおよそ±1.34%、1993～1996年は±0.767%、1996～1999年は±1.41%、1999～2002年は±1.87%であることがわかった。閾値は極端ではないものの、期間ごとに若干の変動をみせた。これらの閾値は次のような状況を示している。すなわち、各都道府県で小児科を標榜する一般病院数を変動させるような環境の変化がおこったとしても、1990～1993年についてはその変動の大きさが±1.34%の範囲内であるならばフリクションが生じ、実際には小児科を標榜する一般病院数は変動しなかった。この範囲を超えたところから実際の変動が始まった。1993～1996年についてはこのような範囲が±0.767%に狭まったが、これ以降の期間はその範囲が拡大し、変動がおこりにくくなった。

4 考察

本研究では、フリクションモデルを用いて、小児科を標榜する一般病院数の分析を行った。まず、小児科を標榜する一般病院数を変動させる要因として本研究でとりあげた変数についてはほぼ予想どおりの推定結果がえられた。さらに、閾値についても、すべての期間で統計的に有意な結果をえることができた。本研究の実証分析の結果は次のことを示唆する。すなわち、病院は、小児科の廃止や開

設につながるような要因が変化しても、いつもそれに敏感に反応して行動をおこすというわけではない。むしろ、要因の変化がある程度の大きさに達するまでは、現状を維持することを選ぶ。しかし、それが一定の限度を超えた場合には、廃止あるいは開設といった行動にでる。分析を行った 10 年余りの間、閾値の水準が一定ではなくわずかではあるが変動したという点も興味深い。1 つの診療科を取り巻く環境の変化が起こっても、実際に病院がその診療科の開設あるいは廃止を決定するまでにはずれが生じていることを実証分析によって明らかにした研究はこれまでなかった。本研究の分析結果は、小児救急医療体制を整えるための医療政策を考えていくうえで、医療機関の反応を知る重要な手がかりになるであろう。本研究の意義は、まさにそのような判断材料を提供したことにある。

さて、分析結果をもとに、若干の政策提言を行うことにする。小児救急医療体制の核となる病院の小児科を維持していくことは、医療政策の重要な課題の 1 つである。少子化対策としても、しっかりとした小児医療体制を構築して安心して子育てができるような環境をつくる必要がある。今回の研究で、フリクションが生じることにより、小児科を標榜する一般病院数の減少に歯止めがかかっていることがわかった。患者サイドからみれば、この点は望ましいことといえよう。しかし、反面、政府が小児医療体制を充実させるための対策に予算を割りふったとしても、その効果がフリクションによって弱められる可能性があることも今回の研究は示唆している。もしそうであるならば、フリクションが発生することを見越して思い切った予算を組まなければ期待通りの成果はえられないことになる。

最後に、今後の研究課題について述べる。第 1 に、説明変数についてである。本研究にあたって、小児科を標榜する一般病院数の潜在的な変化率を説明するための変数として用いたのは、年少人口 1000 人当たりの小児科を標榜する一般病院数と一般病院数の変化率だけであった。これらの変数以外にも、たとえば、小児科の診療収入などの変数を加えて推定を行うことが望ましいと考えられる。しかしながら、このようなデータが都道府県単位で公表されていないため、今回の分析では行っていない。第 2 に、小児科を標榜する一般病院数が減少する場合、病院はそのまま存続するが小児科だけが廃止される場合もあれば、小児科を標榜していた病院そのものが経営悪化などの理由で廃止される場合も含まれる。患者

サイドからすればどちらも同じであっても、小児科に対して病院がとった行動としては同じとはいえない面もある。本研究ではデータの制約のため、このような区別をしていない。病院はそのまま存続するが小児科だけが廃止される場合や、既存の病院が新たに小児科を開設する場合だけをとりだして分析を行うことも必要であろう。第3に、都道府県別データ以外のデータ、すなわち、市区町村別データや二次医療圏別データを用いて推定を行えば、閾値の水準が異なる可能性がある。また、市区町村別データを用いれば、都道府県ごとの閾値をもとめることができ、地域の特性に合わせてきめ細かな対策が可能となるであろう。これらの課題については、今後、取り組んでいきたいと考えている。

第 4 部 医療・健康・経済

第 7 章 健康と医療

1 はじめに

われわれ人類にとって、健康は最大の関心事の 1 つである。個人が自らの健康を気にかけるのはもちろんのこと、政府も国民の健康を増進させるためにあらゆる対策を講じている。そのような対策を考えるにあたって、まず、健康状態を決定づける要因が何であるのかを知ることが重要になる。これまでも、このような問題意識にもとづいた研究が続けられ、その成果が報告されてきたところである。ここでは、そのうちのいくつかについて紹介しておく。Grubaugh and Santerre (1994) は、OECD 諸国のデータを用いて検証を行い、乳児死亡率と人口当たりの医師数との間には有意な負の関係があることを見いだしている。Or (2000) と Or(2001) も OECD 諸国のデータを用いた研究を行っている。その結果、Or(2000) は、とくに女性については 70 歳に達することなく死亡したことによって喪失した人生の年数（人口当たりに換算）と医療費との間に有意な負の関係があることを見いだしている。また、Or (2001) は、人口当たりの医師数の増加が有意に死亡率を低下させることを見いだしている。これらの結果とは対照的なものもある。Aakvik and Holmås (2006) は、ノルウェーを対象として人口当たりの一般医の数と死亡率との関係について検証している。その結果から、これらの変数の間に有意な関係はないとしている。わが国を対象とした研究としては、次のようなものがある。Fukuda, Nakamura and Takano (2005) は、個人ならびに地域の社会経済的要因が日本人成人の健康を害する行動に及ぼす影響について、マルチレベル分析によって検証している。その結果から、個人の社会経済状況は男女ともに影響が確認されるものの、地域の顕著な影響については女性のみで観察されると述べている。高・梯 (2006) は、日本人の健康状態に影響を及ぼす要因について検証を行い、平均寿命と関連する因子として、就業状況や喫煙などを見いだしている。

さて、平均寿命などの指標をみてもわかるように、日本人の健康状態は世界の中でもトップクラスである。このような水準にまで健康が増進したのは、医療資

源、医療保険制度、教育水準、経済状況など、さまざまな好条件がそろったからであろう。一方で、国民全体の平均ではなく、地域レベルでみると、多少なりとも健康状態に差異が存在していることも否めない事実である。健康に影響を及ぼす変数の大きさが地域ごとに異なるのであれば、健康状態の地域差が生じることは当然のことであろう。また、これとは別に、仮に健康に影響を及ぼす変数の大きさが同じであったとしても、それに対する健康状態の反応の大きさが、地域によって異なる可能性も考えなければならないであろう。本研究の主たる目的は、**Hierarchical Linear Model**（以下、**HLM**）を応用することによって、このような地域ごとの反応の違いが存在するかどうか検証することである。とくに、健康増進における医療の効果の違いについて強い関心をもっている。健康増進における医療の効果についての地域差が確認できたならば、次に、その地域差を別の変数によって説明できるかどうか検証するのである。ちなみに、このような検証に通常の最小二乗法を用いて係数ダミーで処理するのも1つの方法であろう。しかし、本研究では地域の数が多いため、この方法を用いるのは難しいといわざるをえない。また、地域ごとに推定を行うことも考えられるが、作業が繁雑になる。**HLM**を用いる利点は、このような問題から解放され、一連の検証作業も大幅に簡略化されることである。

本章は次のように構成される。第2節においては、用いた分析方法およびデータについて説明する。第3節においては、推定結果を提示する。第4節においては、本章の結論を述べることにする。

2 分析方法およびデータ

本研究の分析方法は、基本的には、**Or, Wang and Jamison (2005)**が**OECD**に加盟する21カ国（1970～1998年）のデータを用いて行った研究に依拠したものとなっている。彼らの研究は、医療（人口当たり医師数）と健康との関係が国ごとに異なると想定し、健康増進における医師の効果の差異を人口当たり医師数に対応する係数の変動としてとらえる**HLM**を採用している。また、このような差異を説明するために、**CT**や**MRI**の普及状況などの説明変数を導入している。分析結果から、彼らは、人口当たり医師数が健康の重要な決定要因であり、医師

の効果については国ごとに有意な差異があること、さらに、その差異が先進医療技術の普及状況によって説明されうることを結論として述べている。

本研究においては、独自の発想として、日本を対象に、健康増進における医師の効果について地域ごとの差異を健康診断受診率の高低によって説明することを試みる。これは、次のような仮説にもとづくものである。すなわち、健康診断受診率が高い地域の住民はもともと健康に対する意識が高く、傷病に罹患した場合にも、かかった医師の指示をよく守るなどの行動をとおして、医療の効果をより高くする。また、健康診断受診によって疾病の予防・早期発見・早期治療が可能になるため、健康診断受診率が高い地域において医療の効果が高くなる¹。ところで、人口当たり医師数が多くなると、それだけ健康診断を受診しやすくなるため、健康診断受診率が上がるという因果関係が存在する可能性も考えられる。しかし、このような因果関係についても考慮に入れて拡張すると、モデルがかなり複雑なものになってしまう。それゆえ、今回の研究ではそこまでのモデルの拡張はしなかった。そもそも、医療を含めて社会のさまざまな現象は大なり小なり互いに関連しあっていることが多いことも確かであり、モデルの定式化にあたっては、今後も試行錯誤を繰り返しながら改良していく必要はあると考えている。

ここでは、実証分析で用いた HLM²について説明する。まず、レベル 1 として次のようなモデルを考える。

$$y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}d_{it} + \sum_{q=1}^Q \gamma_q x_{qit} + e_{it} \quad (1)$$

ここで

y_{it} : t 年における都道府県 i の健康状態の指標

d_{it} : t 年における都道府県 i の人口当たり医師数

x_{qit} : t 年における都道府県 i の人口当たり医師数以外の説明変数 ($q=1,2,\dots,Q$)

¹ 本研究の分析方法とは異なるが、わが国における健康診断の効果について分析を行った先行研究としては次のようなものがある。向山・西田・神田・神山・川口 (2000) は、政府管掌健康保険について、健康診断受診の医療費に対する削減効果をシミュレーションしている。若林 (2008) は、職域健康診断の有所見率と脳心血管疾患死亡率との相関について検証している。その結果、動脈硬化のリスク要因の有所見率はその時点の脳心血管疾患死亡率には反映されないことを示している。しかしながら、将来の死亡率の推移を予測するうえでは、現在の有所見率のデータが有用である可能性があると述べている。

² HLM の説明にあたっては、Raudenbush and Bryk (2002) と Raudenbush, Bryk, Cheong, Congdon and du Toit (2004) を参照。

β_{0i} : 都道府県 i の定数項

β_{1i} : 都道府県 i の人口当たり医師数に対応する係数

γ_q : 人口当たり医師数以外の説明変数に対応する係数 ($q=1,2,\dots,Q$)

e_{it} : レベル 1 の変量効果 (平均 0 の正規分布にしたがうと仮定)

次に、レベル 2 において、 β_{0i} と β_{1i} が都道府県ごとにランダムに変動すると仮定するならば、

$$\beta_{0i} = \tau_0 + \mu_{0i} \quad (2)$$

$$\beta_{1i} = \tau_1 + \mu_{1i} \quad (3)$$

ここで

τ_0 と τ_1 はレベル 2 の定数項

μ_{0i} と μ_{1i} はレベル 2 の変量効果 [平均 0 の正規分布にしたがい、かつ $\text{cov}(\mu_{0i}, e_{it}) = \text{cov}(\mu_{1i}, e_{it}) = 0$ と仮定]

となる。

また、 β_{1i} の変動が都道府県ごとの健康診断受診率によって予測されると仮定するならば、

$$\beta_{1i} = \tau_1 + \alpha_1 z_i + \mu_{1i} \quad (4)$$

ここで

z_i : 都道府県 i の健康診断受診率

α_1 : レベル 2 の係数

となる。

さて、本研究においては、わが国の 1975 年から 2005 年までの都道府県別データ (5 年間隔で 7 年分) を用いた。健康状態の指標として用いたのは、0 歳ならびに 65 歳における平均余命 (単位 年)、そして年齢調整死亡率 (人口 10 万人当たり) である。これらは、男女別のデータとなっている。なお、1995 年の兵庫県の平均余命のデータは、阪神・淡路大震災の影響を除去した場合の数値であり、年齢調整死亡率も大震災による死亡を除いた数値である。人口当たり医師数としては、人口 10 万人当たり医療施設従事医師数 (従業地による都道府県別) を用いた³。人口当たり医師数以外のレベル 1 の説明変数としては、男女別の高等学校

³ Or, Wang and Jamison (2005) は、医療資源の尺度としては人口当たり医師数よりも実質医療費のほうが良いと述べている。しかし、OECD 諸国については、正確かつ信頼性の高

表7-1 データの記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
レベル1(N=329)				
0歳における平均余命(男)	75.51 (4.32)	2.40 (0.03)	69.69 (4.24)	79.84 (4.38)
0歳における平均余命(女)	81.82 (4.40)	2.99 (0.04)	75.86 (4.33)	86.88 (4.46)
65歳における平均余命(男)	16.19 (2.78)	1.51 (0.10)	12.94 (2.56)	19.16 (2.95)
65歳における平均余命(女)	20.24 (3.00)	2.33 (0.12)	15.70 (2.75)	24.86 (3.21)
年齢調整死亡率(男)	785.0 (6.65)	155.4 (0.19)	539.4 (6.29)	1159.3 (7.06)
年齢調整死亡率(女)	451.9 (6.07)	134.8 (0.29)	271.2 (5.60)	754.9 (6.63)
高等学校卒業者の進学率(男)	32.6 (3.44)	9.2 (0.29)	13.3 (2.59)	54.8 (4.00)
高等学校卒業者の進学率(女)	38.8 (3.62)	9.7 (0.26)	18.1 (2.90)	62.1 (4.13)
人口10万人当たり医療施設従事医師数	160.8 (5.04)	44.6 (0.29)	53.9 (3.99)	264.2 (5.58)
1人当たり県民所得(実質値)	2444 (7.78)	551 (0.23)	1324 (7.19)	4502 (8.41)
レベル2(N=47)				
健康診断受診率(男)	66.4 (4.19)	4.6 (0.07)	54.6 (4.00)	75.0 (4.32)
健康診断受診率(女)	57.0 (4.04)	5.4 (0.09)	47.4 (3.86)	69.5 (4.24)

注 ()内の数値は、それぞれのデータの対数値についてのものである。

卒業者の進学率（単位 %）と1人当たり県民所得（実質値、単位 千円）を用いた。レベル2における説明変数としては、男女別の健康診断受診率（単位 %）を用いた。データの記述統計量については、表7-1に示した⁴。また、0歳なら

い医療サービスの購買力平価がえられないために、彼らの研究においては、実質医療費ではなく、人口当たり医師数を採用している。本研究においては、これとは別の可能性を考慮に入れて、医療費を用いないことにした。いうまでもなく、傷病の治療にかかる医療費が増えることによって人々の健康状態がより一層改善するという可能性は考えられる。しかしながら、一方で、人々の健康状態の良し悪しが医療費の大きさを左右するという可能性も考えなければならない。たとえば、健康状態が良い地域ほど医療費は少なくなるということである。

⁴ 0歳ならびに65歳における平均余命のデータの出所は、厚生統計協会『国民衛生の動向』の各年版ならびに厚生労働省『平成17年都道府県別生命表の概況』

(<http://www.mhlw.go.jp/>)である。年齢調整死亡率のデータの出所は、厚生労働省『都道府県別にみた死亡の状況—平成17年都道府県別年齢調整死亡率の概況—』

(<http://www.mhlw.go.jp/>)である。人口10万人当たり医療施設従事医師数（従業地による都道府県別）のデータの出所は、厚生省『昭和59年医師・歯科医師・薬剤師調査』ならびに厚生労働省『平成20年医師・歯科医師・薬剤師調査』(<http://www.mhlw.go.jp/>)である。なお、このデータについては、途中から隔年調査となった。本研究の分析対象年と一致しない場合には、その前年のデータを用いることにした。高等学校卒業者の進学率のデータの出所は、総務省統計局『日本統計年鑑』の各年版である。1人当たり県民所得のデ

びに 65 歳における平均余命、そして年齢調整死亡率の都道府県ごとの違いと変化をみるために、1975 年と 2005 年のデータを付図 7-1 から付図 7-6 に示した。

3 推定結果

本研究において提示するすべての推定結果は、完全情報最尤法によって計算されたものである⁵。ここでは、不均一分散の可能性を考慮に入れて、誤差バイアスはロバスト修正してある。レベル 1 の説明変数については、都道府県ごとの平均値にセンタリングしてある。すなわち、もとの数値から都道府県ごとの平均値を差し引いた値を用いている⁶。分析にあたっては、すべてのデータについて対数変換をほどこしたものをを用いているため、もとめられた係数の値は弾力性を表している。

表 7-2 は、レベル 2 において、定数項と人口 10 万人当たり医療施設従事医師数に対応する係数が都道府県ごとにランダムに変動すると仮定した場合の推定結果である。本研究においては、都道府県別データを用いているため、レベル 1 については $N=329$ 、レベル 2 については $N=47$ となっている。まず、レベル 2 の変量効果の分散が 0 であるという帰無仮説について検証を行う。定数項については、6 つの推定結果ともに $p < 0.001$ であった。人口 10 万人当たり医療施設従事医師数についても、6 つの推定結果ともに $p < 0.001$ であった。次に、固定効果についてである。定数項については、6 つの推定結果ともに 1% の有意水準で有意であった。高等学校卒業者の進学率に対応する係数については、女性の 0 歳における平均余命と女性の年齢調整死亡率の場合には統計的に有意とはならなかった。これら以外の推定結果においては、1% あるいは 5% の有意水準で有意であった。有意となった係数の符号は、平均余命の場合はプラスであり、年齢調整死亡率の場

ータの出所は、内閣府『県民経済計算（昭和 50 年度 - 平成 11 年度）』、『県民経済計算（平成 2 年度 - 平成 15 年度）』、『平成 19 年度県民経済計算』（それぞれ、<http://www.cao.go.jp/>）である。本研究では、平成 2 年基準計数、平成 7 年基準計数、平成 12 年基準計数をそのまま用いたことを注意しておきたい。また、このデータの実質化にあたっては、総務省統計局『平成 17 年基準消費者物価接続指数』（<http://www.stat.go.jp/>）の県庁所在地別・総合・年度平均を用いた。健康診断受診状況のデータの出所は、厚生労働省『平成 13 年国民生活基礎調査』（<http://www.mhlw.go.jp/>）である。

⁵ 計算にあたっては、統計ソフトウェア HLM6 を利用した。

⁶ センタリングの詳細については、Raudenbush and Bryk（2002）の第 2 章を参照のこと。

表7-2 推定結果(1)

	0歳における平均余命		65歳における平均余命		年齢調整死亡率	
	男	女	男	女	男	女
固定効果						
定数項	4.32378 (0.000)	4.40385 (0.000)	2.77986 (0.000)	3.00067 (0.000)	6.64673 (0.000)	6.07060 (0.000)
高等学校卒業者の進学率	0.00627 (0.021)	-0.00009 (0.985)	0.02762 (0.001)	0.03252 (0.023)	-0.09681 (0.000)	-0.04089 (0.268)
1人当たり県民所得(実質値)	0.03009 (0.001)	-0.00078 (0.891)	0.06973 (0.008)	-0.02506 (0.160)	-0.20270 (0.000)	0.06531 (0.167)
人口10万人当たり医療施設従事医師数	0.11678 (0.000)	0.17243 (0.000)	0.36230 (0.000)	0.54006 (0.000)	-0.66604 (0.000)	-1.38588 (0.000)
変量効果						
分散成分						
定数項	0.00006 (0.000)	0.00003 (0.000)	0.00042 (0.000)	0.00049 (0.000)	0.00177 (0.000)	0.00174 (0.000)
人口10万人当たり医療施設従事医師数	0.00052 (0.000)	0.00132 (0.000)	0.00599 (0.000)	0.01433 (0.000)	0.01874 (0.000)	0.09414 (0.000)
レベル1	0.00004	0.00004	0.00040	0.00037	0.00155	0.00220
Deviance	-2192.15964	-2211.60144	-1473.47329	-1451.63402	-1020.63179	-873.65993
パラメータ数	8	8	8	8	8	8

注 1) 推定は完全情報最尤法で行った。
 2) 誤差バイアスはロバスト修正した。
 3) ()内の数値はp値である。
 4) Devianceは対数尤度関数の最大値に-2をかけたものである。

合はマイナスであった。これによって、少なくとも男性については、進学率（すなわち、教育水準）が向上すれば、平均余命が伸び、年齢調整死亡率は低下する傾向があることが確認された。1人当たり県民所得に対応する係数については、女性については3つの推定結果とも統計的に有意とはならなかった。しかし、男性については、3つの推定結果ともに1%の有意水準で有意であった。係数の符号は、平均余命の場合はプラスであり、年齢調整死亡率の場合はマイナスであった。これによって、男性については、所得水準が上昇すれば、平均余命が伸び、年齢調整死亡率は低下する傾向があることが確認された。人口10万人当たり医療施設従事医師数に対応する数値は、都道府県間における平均的な医師の効果を示すものとなっている。これについては、6つの推定結果ともに1%の有意水準で有意であった。また、符号は、平均余命の場合はプラスであり、年齢調整死亡率の場合はマイナスであった。よって、人口10万人当たり医療施設従事医師数が増加すれば、平均余命が伸び、年齢調整死亡率は低下する傾向があることが確認された。

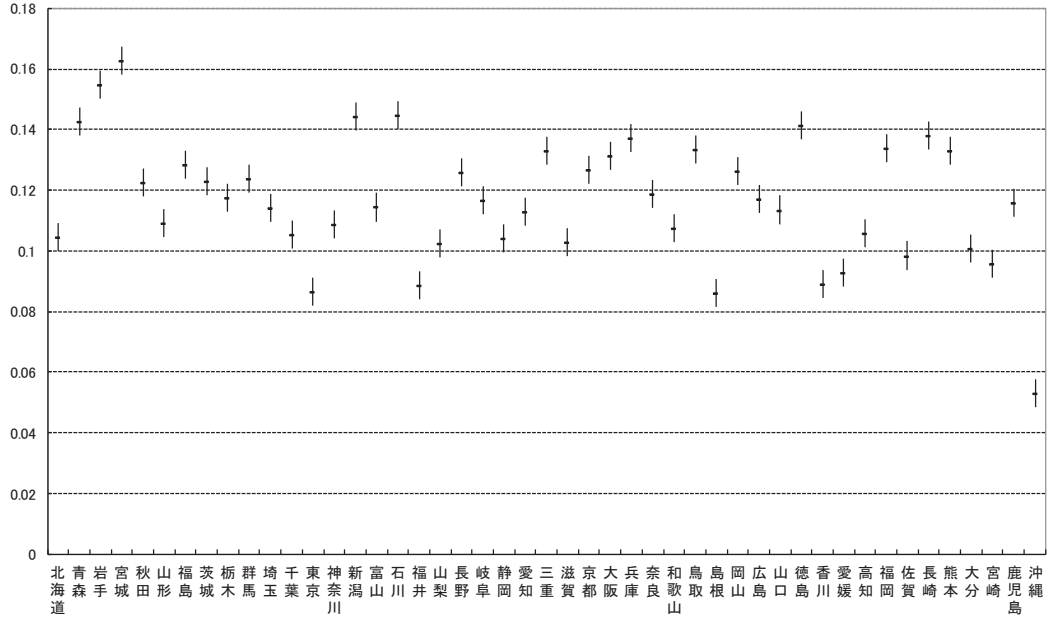
これらの推定結果にもとづいて、各都道府県について健康増進における医師の効果（人口10万人当たり医療施設従事医師数に対応する係数）の経験的ベイズ推定値⁷をもとめた。図7-1から図7-6まではその結果を示している。これらすべての図において、経験的ベイズ推定値の95%信頼区間が互いに重なり合うことのない都道府県がみられた。よって、このような都道府県間においては、健康増進における医師の効果に統計的に有意な差異が存在することが確認できた。

さて、これまでに示した分析の結果をうけて、健康増進における医師の効果の差異が健康診断受診率の高低によって説明できるかどうかを検証してみた。本研究で用いた各都道府県の健康診断受診率（20歳以上を対象）のデータについては、図7-7に示した⁸。表7-3は、推定結果である。健康診断受診率に対応するレ

⁷ 経験的ベイズ推定値の定義と計算方法については、Raudenbush and Bryk（2002）の第3章を参照のこと。

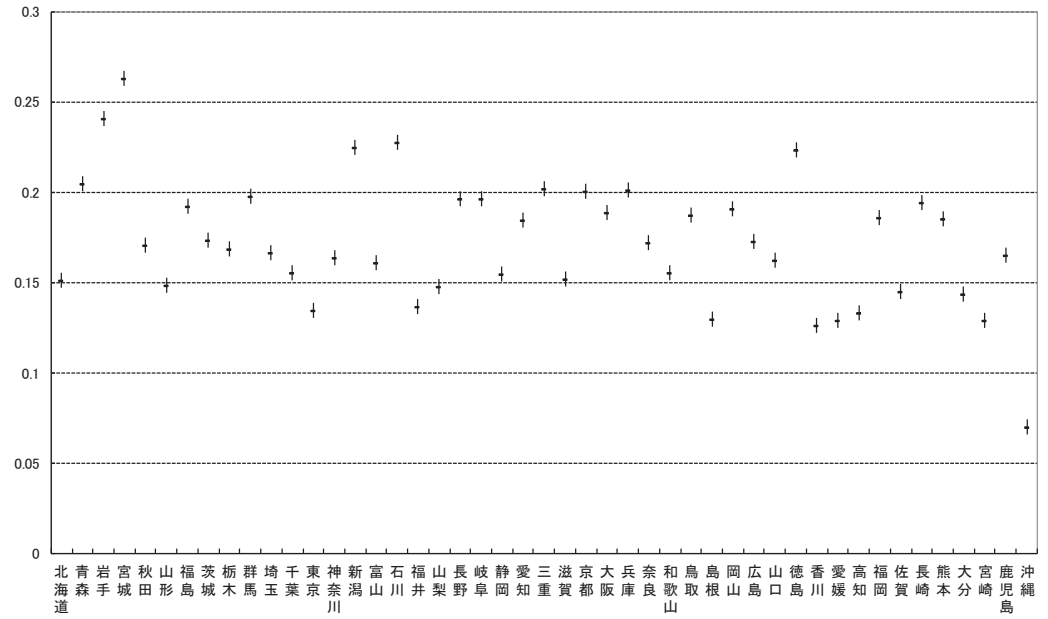
⁸ 国民生活基礎調査における健康診断受診状況のデータは、3年ごとにえられるものである。レベル2における説明変数としては、そのうちの1年分のデータを用いることになる。Jamison, Lau and Wang（2005）は、HLMを用いた研究において、分析対象とした期間のうちで最初の年のデータをレベル2における説明変数として用いる方法をとっている。彼らの手続きにしたがうならば、本研究の場合には1975年のデータがその候補になるであろう。しかしながら、2001年までは男女別の調査が実施されていないという事情がある。それゆえ、本研究では1つの試みとして、2001年のデータを用いることにした。

図7-1 経験的ベイズ推定値(0歳における平均余命、男)



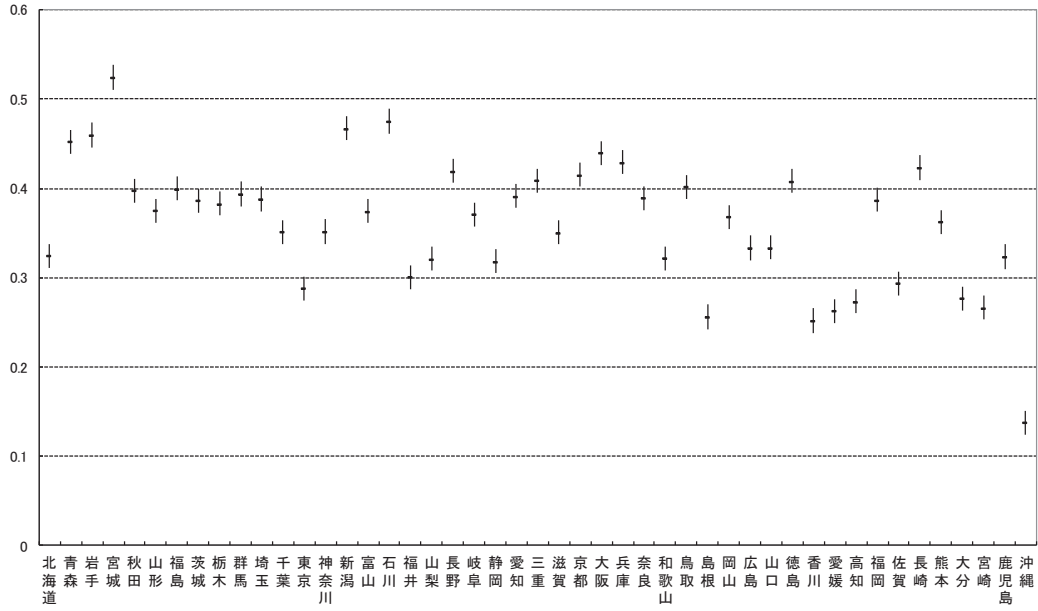
注 マーカーは経験的ベイズ推定値、実線はその95%信頼区間を示す。

図7-2 経験的ベイズ推定値(0歳における平均余命、女)



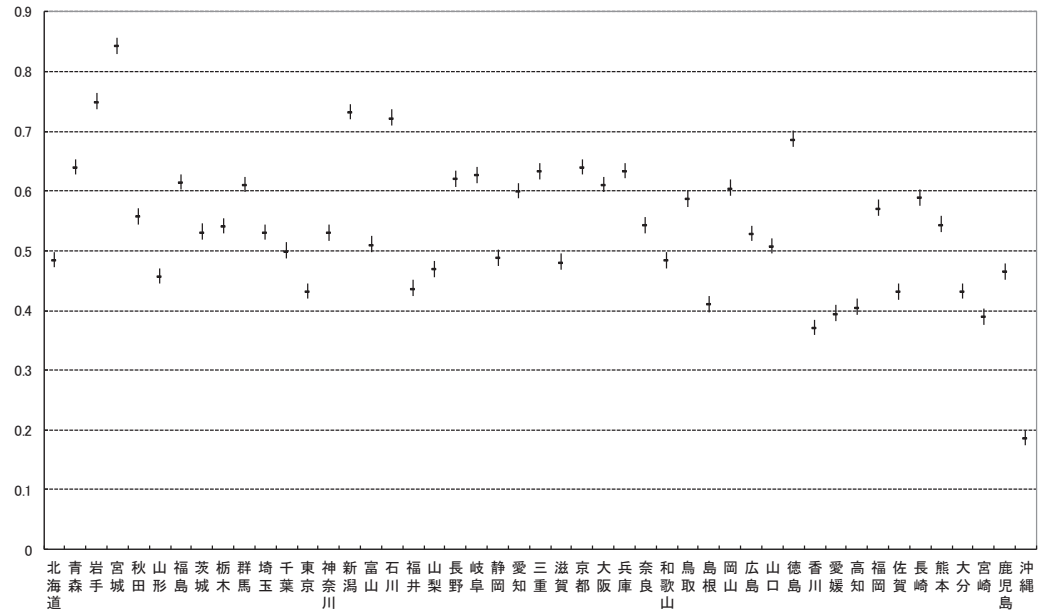
注 マーカーは経験的ベイズ推定値、実線はその95%信頼区間を示す。

図7-3 経験的ベイズ推定値(65歳における平均余命、男)



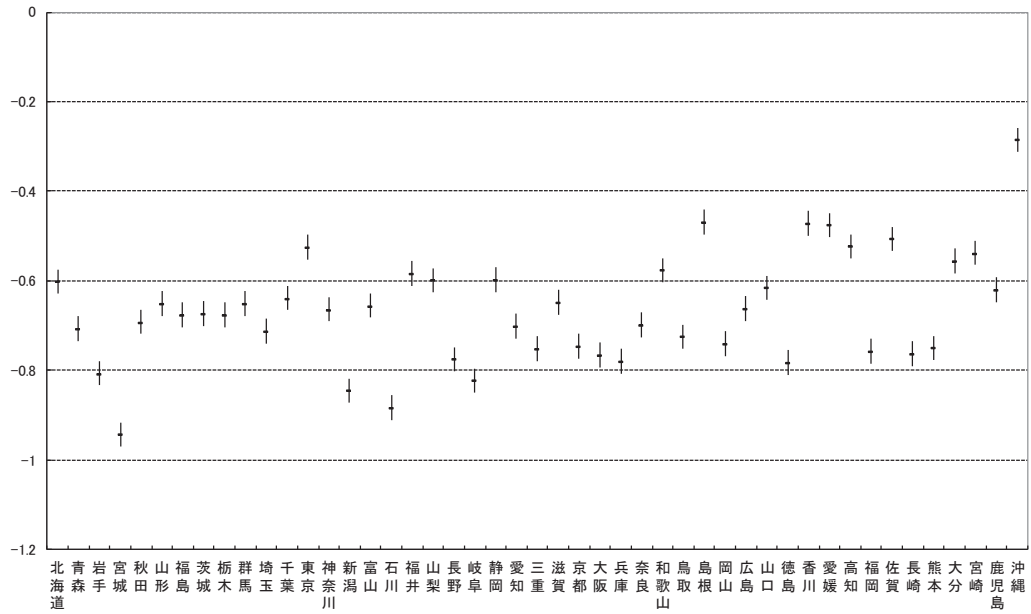
注 マーカーは経験的ベイズ推定値、実線はその95%信頼区間を示す。

図7-4 経験的ベイズ推定値(65歳における平均余命、女)



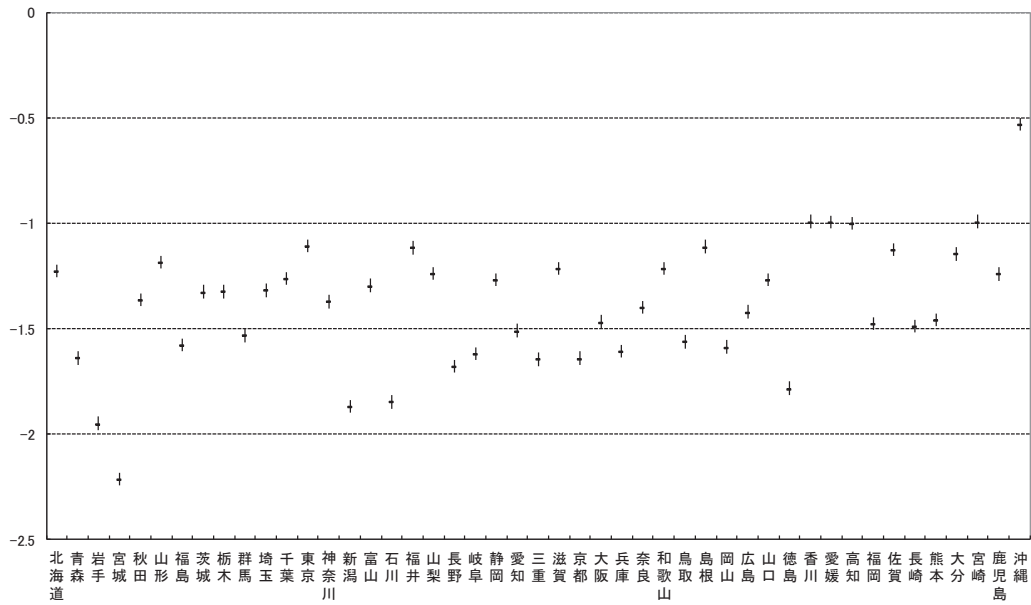
注 マーカーは経験的ベイズ推定値、実線はその95%信頼区間を示す。

図7-5 経験的ベイズ推定値(年齢調整死亡率、男)



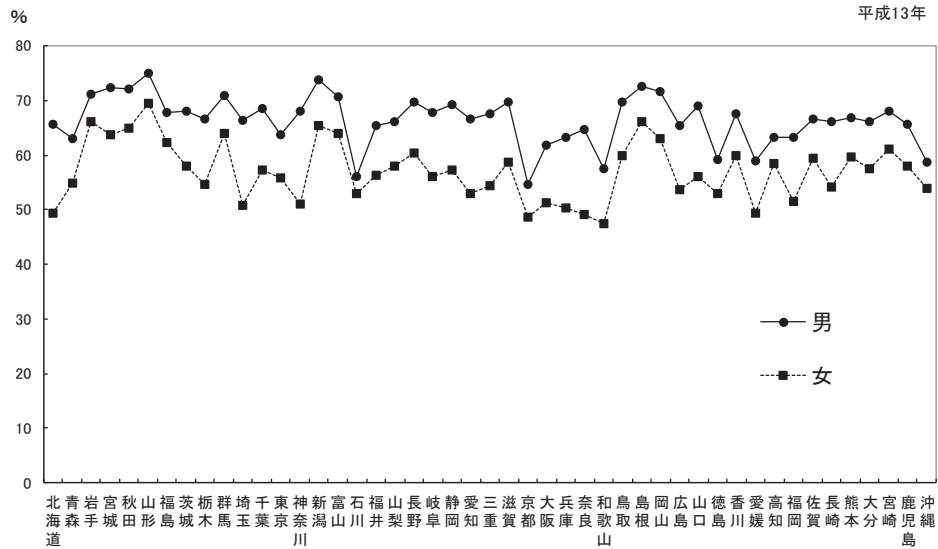
注 マーカーは経験的ベイズ推定値、実線はその95%信頼区間を示す。

図7-6 経験的ベイズ推定値(年齢調整死亡率、女)



注 マーカーは経験的ベイズ推定値、実線はその95%信頼区間を示す。

図7-7 健康診断を受診した者の割合(20歳以上)



資料 厚生労働省『平成13年国民生活基礎調査』(<http://www.mhlw.go.jp/>)

レベル 2 の係数の数値をのぞけば、表 7-2 で提示した推定結果と大きな違いはないことがわかる。上述のレベル 2 についての説明では、説明変数である健康診断受診率以外に定数項がついており、本研究においてもまず定数項をつけた推定を試みた。しかしながら、統計的に有意な結果をえることはできなかった。そこで、定数項をはずして推定を試みたところ、良好な結果がえられたので、それらを表 7-3 に提示することにした。健康診断受診率に対応するレベル 2 の係数についてみると、6 つの推定結果ともに 1% の有意水準で有意であった。符号については、平均余命の場合はプラスであり、年齢調整死亡率の場合はマイナスであった。よって、健康診断受診率が高い都道府県では、平均余命の場合において人口 10 万人当たり医療施設従事医師数に対応する係数が大きくなること、すなわち、平均余命をのばすように医師の効果が高まる傾向があることが確認されたのである。一方、年齢調整死亡率の場合において人口 10 万人当たり医療施設従事医師数に対応する係数が絶対値でみて大きくなること、すなわち、年齢調整死亡率を低下させるように医師の効果が高まる傾向があることが確認されたのである。

表7-3 推定結果(2)

	0歳における平均余命		65歳における平均余命		年齢調整死亡率	
	男	女	男	女	男	女
固定効果 定数項	4.32378 (0.000)	4.40385 (0.000)	2.77985 (0.000)	3.00066 (0.000)	6.64674 (0.000)	6.07064 (0.000)
高等学校卒業者の進学率	0.00620 (0.022)	-0.00045 (0.923)	0.02734 (0.001)	0.03136 (0.030)	-0.09638 (0.000)	-0.03877 (0.299)
1人当たり県民所得(実質値)	0.02987 (0.001)	-0.00097 (0.864)	0.06889 (0.008)	-0.02568 (0.147)	-0.20141 (0.000)	0.06632 (0.158)
人口10万人当たり医療施設従事医師数 健康診断受診率	0.02790 (0.000)	0.04281 (0.000)	0.08659 (0.000)	0.13406 (0.000)	-0.15913 (0.000)	-0.34389 (0.000)
変量効果 分散成分 定数項	0.00006 (0.000)	0.00003 (0.000)	0.00042 (0.000)	0.00049 (0.000)	0.00177 (0.000)	0.00174 (0.000)
人口10万人当たり医療施設従事医師数	0.00052 (0.000)	0.00132 (0.000)	0.00588 (0.000)	0.01436 (0.000)	0.01841 (0.000)	0.09327 (0.000)
レベル1 Deviance パラメータ数	-2192.92547 8	-2212.71401 8	-1474.21958 8	-1452.43498 8	-1021.38351 8	-875.20748 8

注 1) 推定は完全情報最尤法で行った。
 2) 誤差ハイアスはロバスト修正した。
 3) ()内の数値はp値である。
 4) Devianceは対数尤度関数の最大値に-2をかけたものである。

4 むすび

本研究の目的は、わが国を対象として、健康増進における医師の効果について都道府県ごとの差異が存在することを明らかにし、このような差異を健康診断受診率の高低によって説明することであった。分析にあたっては、HLM を応用した。ここでは、えられた分析結果をまとめて、本章の結論を述べることにする。

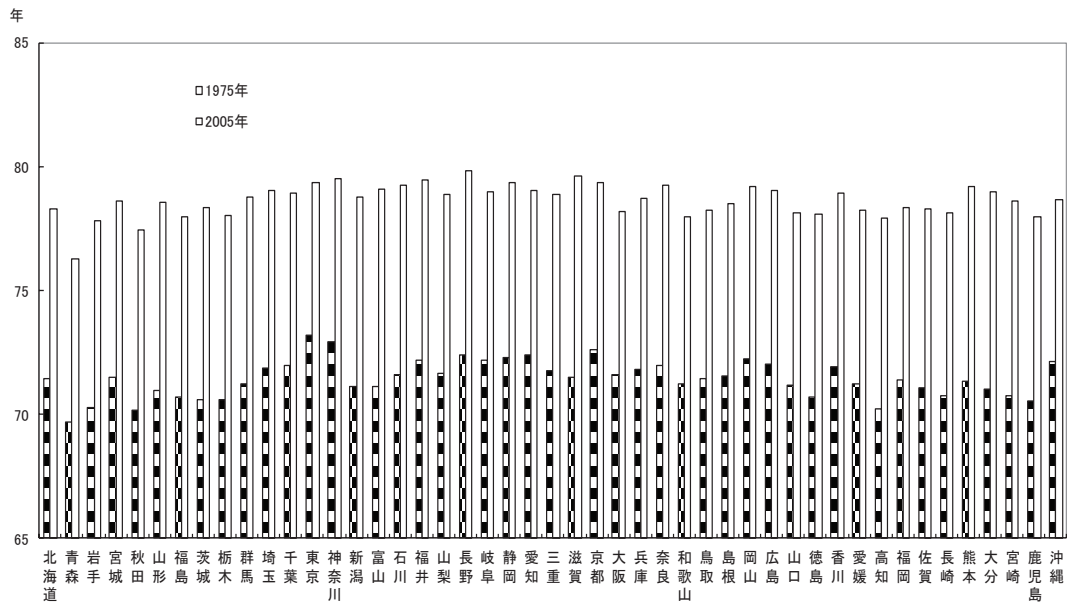
第1段階として、HLM の推定結果にもとづいて、各都道府県について健康増進における医師の効果(人口10万人当たり医療施設従事医師数に対応する係数)の経験的ベイズ推定値をもとめた。経験的ベイズ推定値の95%信頼区間が互いに重なり合うことのない都道府県がみられたことから、都道府県間において、健康増進における医師の効果に統計的に有意な差異が存在することが確認できた。

第1段階の結果をうけて、第2段階として、レベル2における説明変数として、健康診断受診率を用いて推定を行った。その結果、健康診断受診率が高い都道府県においては、平均余命をのばすように医師の効果が高まる傾向があることが確認された。一方で、年齢調整死亡率を低下させるように医師の効果が高まる傾向があることも確認された。

さて、本研究の分析結果のポイントは、人口当たり医師数以外の条件を同じとし、かつ人口当たりの医師数も同じであったとしても、医師がもたらす効果自体に差があり、結果として、地域間で健康水準の状態に差が生じる可能性があるということである。さらに、医師がもたらす効果の差異は、健康診断受診率の高低によって説明できるということである。そうであるならば、医療政策としては、地域での医師の偏在を是正するだけでなく、より積極的な広報活動によって住民に健康診断の必要性を説き、受診を促すことも重要になってくる。このような活動によって健康診断受診率が高まれば、住民の健康増進につながっていくと考えられる。これは、おそらく誰もが当然と考えるであろうことを述べているだけである。しかしながら、これまでは本研究のような形で健康増進における医師の効果と健康診断受診率とを結びつけて分析するということがなされてこなかったのである。本研究の意義はここにある。ところで、このような働きかけによってわれわれの健康が増進するならば、即効性は期待できないものの、最も無理がなく確実な医療費抑制政策ともなるであろう。

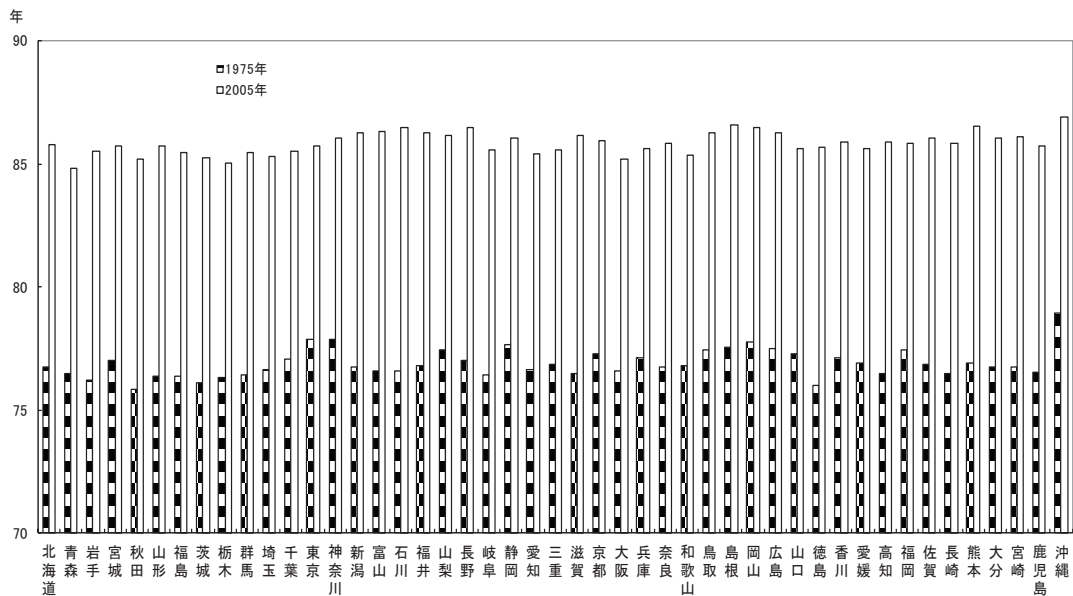
最後に、今後の研究課題について述べておくことにする。第 1 に、健康診断の受診状況のデータについてである。実証分析に先立って、健康診断受診による疾病の予防・早期発見・早期治療の効果が医師の効果の上昇となって現れると仮定した。また、健康診断受診率が健康に対する住民の意識の高さを表す指標になると仮定した。これについては、住民が傷病に罹患した場合に、かかった医師の指示をよく守るなどの行動をとおして、医師の効果をより高くするというようにとらえるのである。このような仮説を検証するために行った分析結果は、ほぼ満足のいくものであった。しかしながら、この結果を受け入れるにあたっては、若干の注意が必要である。それは、今回の分析が特定の年に限定した健康診断の受診状況のデータを用いたものであるという点である。もちろん、分析対象とした期間中、各都道府県の健康診断受診率の傾向に大きな変化がないとするならば、えられた結果に疑いを差し挟む余地は少なくなるとも考えられる。第 2 に、人口当たり医師数以外の要因の及ぼす影響が男女間で大きく異なったという点である。この結果について、現段階では解釈づけることができていない。第 3 に、本研究と同様の分析方法によって、医師以外の医療関係者や施設・設備の効果についても検証を行う必要があると考えられる。ともかく、今回の研究は第一歩であり、今後もさらに研究を積み重ねていく必要があると考えている。

付図7-1 0歳における平均余命(男)



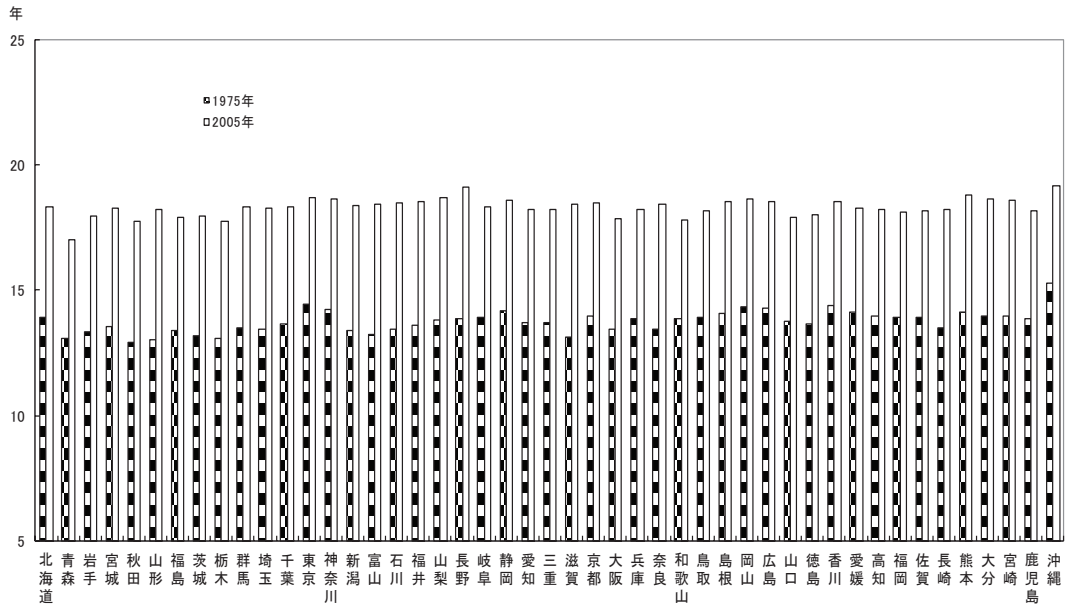
資料 厚生統計協会『国民衛生の動向』昭和53年版
 厚生労働省『平成17年都道府県別生命表の概況』(<http://www.mhlw.go.jp/>)

付図7-2 0歳における平均余命(女)



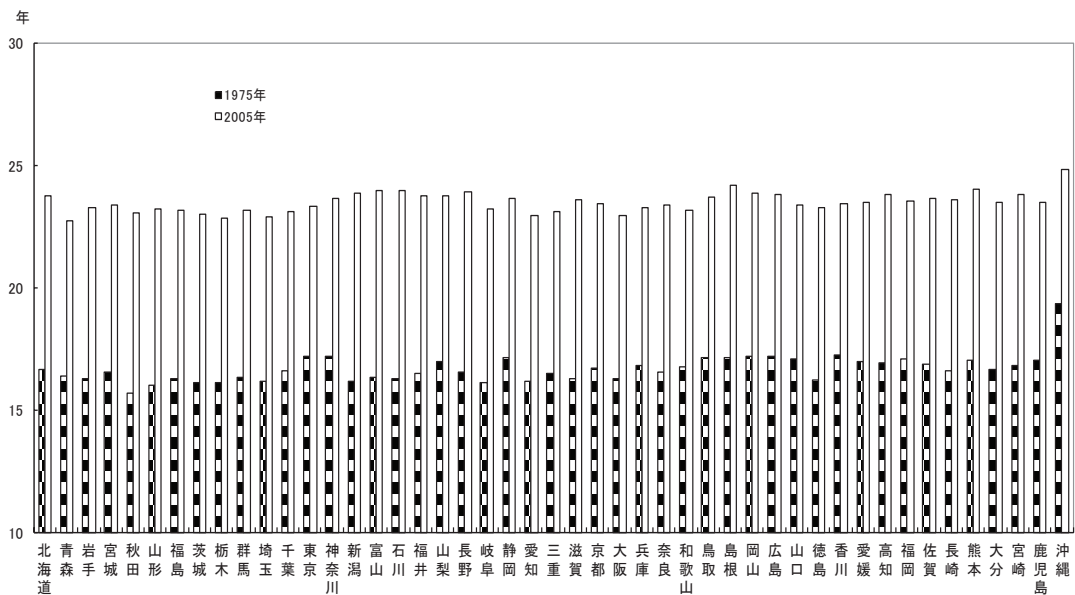
資料 厚生統計協会『国民衛生の動向』昭和53年版
 厚生労働省『平成17年都道府県別生命表の概況』(<http://www.mhlw.go.jp/>)

付図7-3 65歳における平均余命(男)



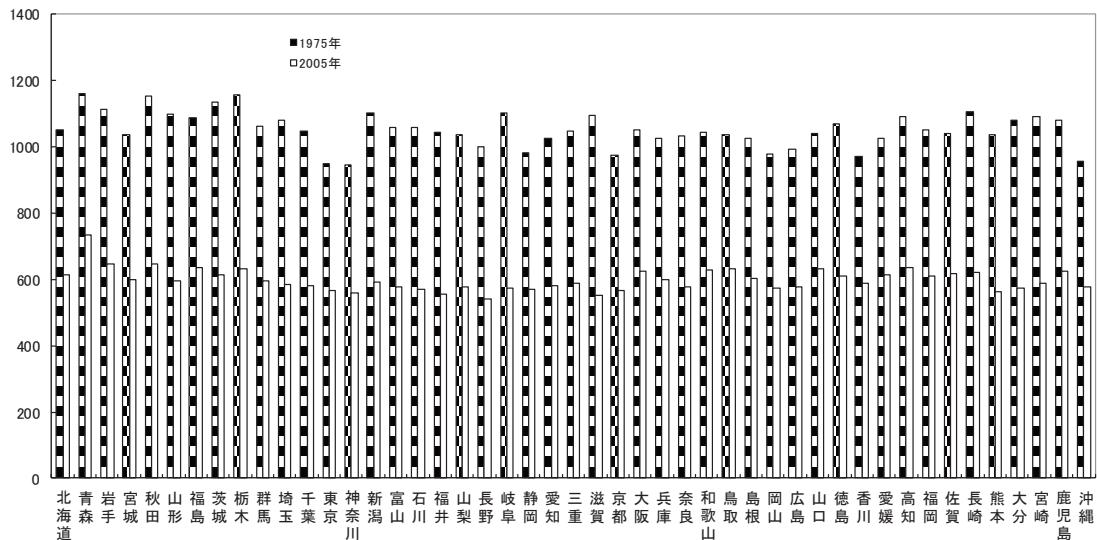
資料 厚生統計協会『国民衛生の動向』昭和53年版
 厚生労働省『平成17年都道府県別生命表の概況』(<http://www.mhlw.go.jp/>)

付図7-4 65歳における平均余命(女)



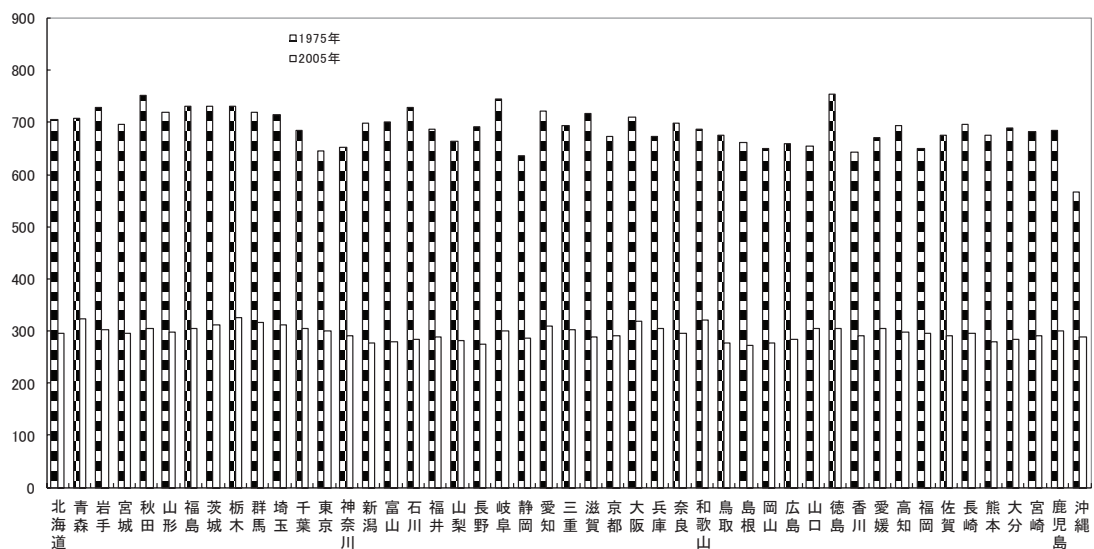
資料 厚生統計協会『国民衛生の動向』昭和53年版
 厚生労働省『平成17年都道府県別生命表の概況』(<http://www.mhlw.go.jp/>)

付図7-5 年齢調整死亡率(男)



資料 厚生労働省『都道府県別にみた死亡の状況—平成17年都道府県別年齢調整死亡率の概況—』(<http://www.mhlw.go.jp/>)

付図7-6 年齢調整死亡率(女)



資料 厚生労働省『都道府県別にみた死亡の状況—平成17年都道府県別年齢調整死亡率の概況—』(<http://www.mhlw.go.jp/>)

第 8 章

技術進歩率に及ぼす健康と教育の効果

1 はじめに

第 2 次世界大戦以後、わが国が大きな経済成長を遂げ、今日まで世界トップクラスの経済規模を維持することができたのは、基本的には豊富な労働力や資本ストックなどの生産要素が確保できたからであろう。また、技術進歩¹が果たした役割もきわめて大きいことはいうまでもない。一方、国全体ではなく地域ごとにみるならば、生産活動の水準にばらつきがみられることも事実である。このことは、地域ごとに労働や資本の投入量に違いがあることによって説明されうるであろう。しかし、もう 1 つ考えるべきなのは、技術進歩率に地域差が生じている可能性である。本研究においては、とくに技術進歩率の地域差が存在するのかどうかを明らかにすることに力を注ぎたいと考えている。分析の手続きとしては、まず、中立的技術進歩を含めたコブ・ダグラス型の生産関数をベースとして、技術進歩率が地域ごとに変動するかどうかについて検証する。技術進歩率に地域差があることが確認できたならば、次に、その地域差を別の変数によって説明できるかどうか検証するのである。Hierarchical Linear Model（以下、HLM）を応用すれば、このような分析が可能となる。HLM を用いる理由については、すでに前章で述べたとおりである。わが国の経済成長については、これまで多くの研究者たちによって分析が行われ、その成果が多数の書物に著されてきた。しかしながら、本研究のような方法によってわが国の計量分析を行ったものは、筆者の知るところではない。

本章は次のように構成される。第 2 節においては、HLM について説明を行う。第 3 節においては、HLM による推定結果を提示する。第 4 節においては、本章の結論を述べることにする。

¹ 技術進歩とは、同じ投入量でも産出量が増加すること、または同じ産出量を生産するための費用が低下することである。技術進歩を具体的に定式化することは難しい。それゆえ、経済学では、単純に技術進歩を時間変数で表すことがある（坂野・黒田・鈴木・蓑谷（2004）pp.272-273）。

2 分析方法

本研究の分析方法は、基本的には Jamison, Lau and Wang (2005) が発展途上国を含む国別のデータについて HLM を用いて行った研究に依拠している。彼らは、コブ・ダグラス型の生産関数を用いて、技術進歩率の国ごとの変動を説明する要因として、気候、地理的条件、経済制度、健康状態、教育水準をとりあげている²。本研究ではわが国の都道府県別データを用いて分析を行うため、彼らのモデルに修正を加えている点に注意しておきたい。すなわち、気候、地理的条件、経済制度といった要因は除いて、地域ごとの健康状態や教育水準の違いによって、技術進歩率の違いが生じると仮定するのである。具体的には、地域の健康状態が改善するにつれて、技術進歩率は高くなっていくと考えられる。一方、地域の教育水準の向上によって、技術進歩率は高くなっていくと考えられる。ちなみに、今回の研究ではモデルとして組み込むことはできなかったが、これとは反対方向の因果関係も存在すると考えられる。すなわち、技術進歩率の上昇によって、健康状態の改善や教育水準の向上が実現するという関係である。現実の社会において、このような相互作用が存在することは自然であるが、モデルとして定式化することは困難をとまなうことが多い。

ここでは、わが国の分析のために応用した HLM³について説明しておくことにする。まず、レベル 1 として、中立的技術進歩を含めた 1 次同次のコブ・ダグラス型の生産関数⁴を考える。すなわち、

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln k_{it} + \beta_2 \text{time}_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで

$\ln y_{it}$: t 年における都道府県 i の従業者 1 人当たり実質製造業生産額（百万円）の対数値

$\ln k_{it}$: t 年における都道府県 i の従業者 1 人当たり実質製造業有形固定資産額・年末現在高（百万円）の対数値

² 経済成長率に影響を及ぼすさまざまな要因のうち、とくに健康状態の効果に焦点を絞った先行研究として、Bhargava, Jamison, Lau and Murray (2001) も参照した。

³ HLM の説明にあたっては、Raudenbush and Bryk (2002) と Raudenbush, Bryk, Cheong, Congdon and du Toit (2004) を参照した。また、Jamison, Lau and Wang (2005) 以外にも HLM を応用した実証分析の例として、Or, Wang and Jamison (2005) の研究を参照した。

⁴ 生産関数の詳細については、坂野・黒田・鈴木・蓑谷 (2004) 第 4 章を参照のこと。

$time_t$: トレンド

β_0 : 定数項

β_1 : 資本ストックに対する生産額の弾力性

β_{2i} : 都道府県 i の技術進歩率

ε_{it} : レベル 1 の変量効果 (平均 0 の正規分布にしたがうと仮定)

である。ちなみに、製造業のみを対象としたのは、実証分析にあたって、都道府県単位でのデータの入手が可能であったためである。

次に、レベル 2 において、 β_{2i} が都道府県ごとにランダムに変動すると仮定するならば、

$$\beta_{2i} = \gamma_{20} + \mu_{2i} \quad (2)$$

ここで

γ_{20} : 定数項 (都道府県間で共通の部分)

μ_{2i} : レベル 2 の変量効果 [平均 0 の正規分布にしたがい、かつ $\text{cov}(\mu_{2i}, \varepsilon_{it}) = 0$ と仮定]

となる。

さらに、 β_{2i} の変動が都道府県ごとの健康状態や教育水準によって予測されると仮定するならば、

$$\beta_{2i} = \gamma_{20} + \gamma_{21}h_i + \gamma_{22}e_i + \mu_{2i} \quad (3)$$

ここで

h_i : 都道府県 i の平均寿命・男

e_i : 都道府県 i において最終学歴が大学卒の者の割合 (%)

γ_{21} と γ_{22} はレベル 2 の係数

となる。健康状態や教育水準については、製造業従業者だけに限定したデータを与えることはできなかった。健康状態を表す変数としては、各年齢の平均余命や年齢調整死亡率などがあるが、多重共線性の問題があるため、これらの変数を同時に説明変数として用いることはできない。それゆえ、本研究においては、製造業従業者の健康状態を表す代理変数として、一般に最もなじみ深い指標である平均寿命 (男性) を用いることにした。男性のデータを選んだ理由は、従業者数の男女比率を考慮に入れた結果である。また、製造業従業者の教育水準を表す代理変数としては、各都道府県において最終学歴が大学卒の者の割合を用いることにし

表8-1 データの記述統計量(1965~1973年)

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
レベル1 (N=414)				
ln y	2.45	0.34	0.85	3.41
ln k	1.21	0.43	0.37	2.50
time	4.00	2.59	0.00	8.00
レベル2 (N=46)				
h	69.41	0.93	67.56	71.30
e	3.71	2.03	2.10	12.07

表8-2 データの記述統計量(1998~2007年)

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
レベル1 (N=470)				
ln y	3.65	0.30	2.98	4.50
ln k	2.48	0.28	1.87	3.18
time	4.50	2.88	0.00	9.00
レベル2 (N=47)				
h	77.62	0.57	75.67	78.90
e	12.24	3.78	7.20	24.20

た。レベル2の係数である γ_{21} と γ_{22} について予想される符号は、それぞれプラスである。

さて、このようなモデルによって、わが国の最新の都道府県別データを用いた実証分析を行うことにした。これに加えて本研究では、石油ショック以前のデータを用いた分析も行うことにした。分析期間は、1965~1973年（沖縄県を除く）と1998~2007年である。高度経済成長期において、健康状態の改善や教育水準の向上が技術進歩率にどれだけの効果を及ぼし、生産に貢献したかを検証することは、それ自体きわめて興味深いことである。しかし、それだけではなく、現在と高度経済成長期とを比較して、健康状態の改善や教育水準の向上が技術進歩率に及ぼす効果にどのような違いがあるかを検証することは、大きな意味があると考えている。

本研究で用いたデータの記述統計量については、分析対象とする期間ごとに、

表 8-1 と表 8-2 に示した⁵。また、生産活動水準について都道府県ごとの格差と変化をみるために、従業者 1 人当たり実質製造業生産額を付図 8-1 と付図 8-2 に示した。

3 推定結果

本研究において提示するすべての推定結果は、制限付き最尤法によって計算されたものである⁶。また、不均一分散の可能性を考慮に入れて、すべてのモデルについて誤差バイアスをロバスト修正してある。

表 8-3 には、1965～1973 年の推定結果を示した。ここでは、沖縄県を除く 46 都道府県が対象の分析であるため、レベル 1 については $N=414$ 、レベル 2 については $N=46$ となっている。表 8-3 の推定結果では、レベル 2 の変量効果の分散が 0 であるという帰無仮説は、すべてのモデルで $p < 0.001$ であった。まず、4 つのモデルについて資本ストックに対する生産額の弾力性をみると、0.52174～0.53147 となっており、それぞれ 1%の有意水準で有意であった。技術進歩率が都道府県ごとにランダムに変動すると仮定したモデル 1 においては、技術進歩率の決定因の定数項は、1%の有意水準で有意であった。この推定結果にもとづいて、技術進歩率の経験的ベイズ推定値⁷をもとめた。結果は、図 8-1 に示した。この図においては、技術進歩率の経験的ベイズ推定値の 95%信頼区間が互いに重なり合うことのない都道府県がみられた。よって、このような都道府県間におい

⁵ 製造業の生産額、従業者数、有形固定資産額・年末現在高のデータの出所は、経済産業省『工業統計調査 産業編』の各年版 (<http://www.meti.go.jp/>) である。なお、1965～1973 年については従業者 20 人以上の事業所、1998～2007 年については従業者 30 人以上の事業所が対象となっている。製造業の生産額および有形固定資産額の実質化にあたり、1965～1973 年については県内総支出デフレーター（昭和 55 暦年基準）、1998～2007 年については県内総生産デフレーター（生産側：連鎖方式）を使用した。これらのデータの出所は、内閣府『県民経済計算（昭和 30 年度 - 昭和 49 年度）』および『平成 19 年度県民経済計算』（<http://www.cao.go.jp/>）である。平均寿命・男は、昭和 45 年都道府県別生命表と平成 12 年都道府県別生命表によるものである。これらのデータについては、厚生統計協会『国民衛生の動向 昭和 50 年』および『国民衛生の動向 2003 年』に掲載されているものを用いた。最終学歴が大学卒の者の割合は、1970 年と 2000 年のデータである。このうち、1970 年については、最終卒業学校人口・大学と卒業生総数からもとめた。データの出所は、総務省統計局『昭和 45 年国勢調査』（<http://www.stat.go.jp/>）である。一方、2000 年については、最終学歴が大学・大学院卒の者の割合であり、データの出所は、総務省統計局『社会生活統計指標 - 都道府県の指標 - 2010』（<http://www.stat.go.jp/>）である。

⁶ 計算にあたっては、統計ソフトウェア HLM6 を利用した。

⁷ 経験的ベイズ推定値の定義と計算方法については、Raudenbush and Bryk (2002) の第 3 章を参照のこと。

表8-3 推定結果(1965~1973年)

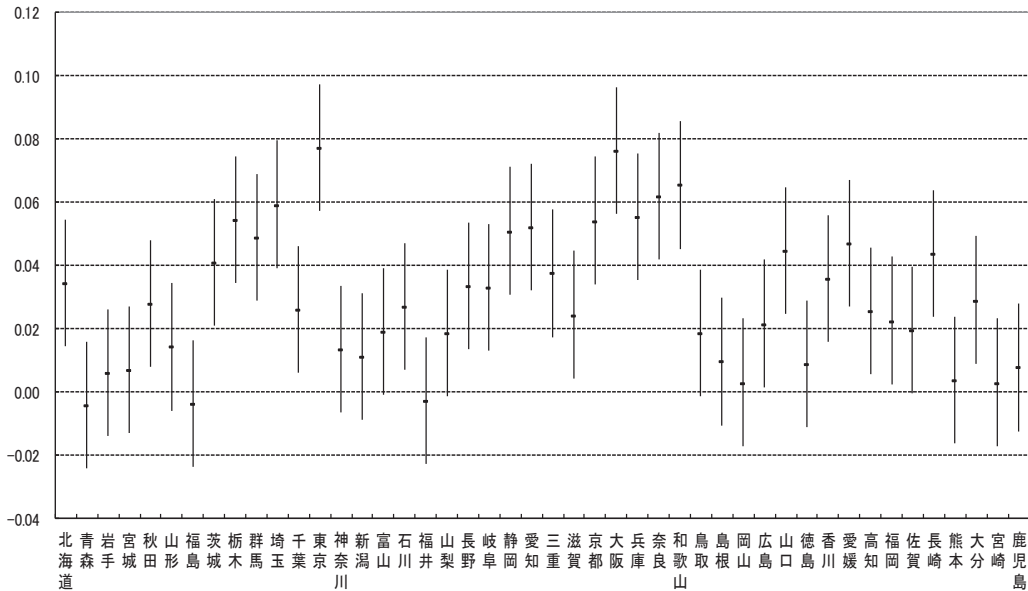
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
固定効果 定数項	1.69081 (32.689)	1.69645 (32.666)	1.69917 (32.703)	1.70018 (32.761)
ln k	0.53147 (10.062)	0.52562 (9.854)	0.52280 (9.596)	0.52174 (9.588)
技術進歩率の決定因 定数項	0.02969 (5.699)	-0.74592 (-2.578)	0.00605 (0.987)	-0.26497 (-0.917)
h		0.01118 (2.663)		0.00397 (0.937)
e			0.00651 (2.836)	0.00539 (2.038)
変量効果 分散成分				
time レベル1	0.00058 0.02598	0.00049 0.02596	0.00042 0.02595	0.00043 0.02595
Deviance パラメータ数	-241.48448 2	-237.89806 2	-241.38985 2	-235.06652 2

- 注 1) 推定は制限付き最尤法で行った。
 2) すべてのモデルについて、誤差バイアスをロバスト修正した。
 3) ()内の数値はt値である。
 4) レベル2の変量効果の分散が0であるという帰無仮説については、すべてのモデルで $p < 0.001$ であった。
 5) Devianceは対数尤度関数の最大値に-2をかけたものである。

ては、技術進歩率に統計的に有意な差異が存在することを確認できた。

この結果をうけて、次の検証作業へと進むことにする。表 8-3 の推定結果のうち、技術進歩率の変動が健康状態や教育水準の高さによって予測されると仮定したのが、モデル 2 からモデル 4 である。モデル 2 は、技術進歩率の決定因として健康状態だけを取りあげたものである。対応する係数の符号は予想されたとおりのプラスであり、5%の有意水準で有意であった。よって、健康状態が改善するにつれて、技術進歩率が高くなる傾向があることが確認された。モデル 3 は、技術進歩率の決定因として教育水準だけを取りあげたものである。対応する係数の符号は予想されたとおりのプラスであり、1%の有意水準で有意であった。よって、教育水準が向上するにつれて、技術進歩率が高くなる傾向があることが確認された。モデル 4 は、健康状態と教育水準の両方を同時に決定因として加えたものである。教育水準に対応する係数の符号は、モデル 3 の結果と同様にプラスであり、しかも 5%の有意水準で有意であった。しかしながら、健康状態に対応す

図8-1 技術進歩率の経験的ベイズ推定値(1965~1973年)



注 マーカーは経験的ベイズ推定値、実線はその95%信頼区間を示す。

る係数の符号はプラスではあるものの、統計的に有意とはならなかった。このような結果がえられたことについて、ここでは1つの解釈を示しておく。すなわち、健康状態と教育水準は、それぞれ技術進歩率に対して影響を及ぼすものの、これら2つの決定因の間にも強い相関関係がありそうである。いわゆる多重共線性が生じている可能性が高いと考えられるのである。ちなみに、このような相関関係については、教育水準が向上することによって健康状態が改善されるという関係と、これとは逆に、健康状態が改善されることによって教育水準が向上するという関係の2つの因果関係が存在しうる⁸。

表8-4には、1998~2007年の推定結果を示した。ここでは、すべての都道府県が分析対象であり、レベル1については $N=470$ 、レベル2については $N=47$ となっている。表8-4の推定結果でも、レベル2の変量効果の分散が0であるという帰無仮説は、すべてのモデルで $p<0.001$ であった。また、4つのモデルについて資本ストックに対する生産額の弾力性をみると、 $0.56761\sim 0.57928$ となっ

⁸ 学校教育と健康との因果関係を説明する仮説については、西村・塚原(1994)にまとめられている。

表8-4 推定結果(1998~2007年)

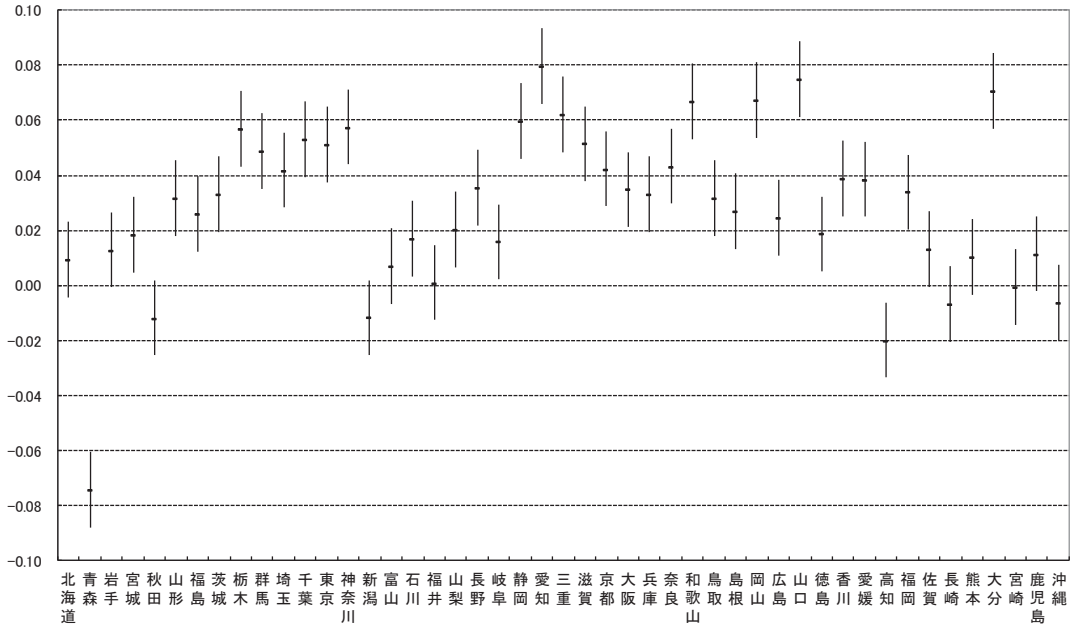
	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
固定効果 定数項	2.10841 (7.124)	2.08829 (7.435)	2.11642 (7.281)	2.10186 (7.534)
ln k	0.57094 (4.435)	0.57928 (4.727)	0.56761 (4.478)	0.57365 (4.705)
技術進歩率の決定因 定数項	0.02852 (8.521)	-1.84540 (-2.436)	-0.02120 (-1.702)	-1.14732 (-1.558)
h		0.02414 (2.467)		0.01468 (1.540)
e			0.00407 (3.364)	0.00298 (3.577)
変量効果 分散成分				
time レベル1	0.00090 0.01466	0.00072 0.01468	0.00068 0.01466	0.00064 0.01467
Deviance パラメータ数	-497.22865 2	-497.69956 2	-496.59441 2	-494.07092 2

- 注 1) 推定は制限付き最尤法で行った。
 2) すべてのモデルについて、誤差バイアスをロバスト修正した。
 3) ()内の数値はt値である。
 4) レベル2の変量効果の分散が0であるという帰無仮説については、すべてのモデルで $p < 0.001$ であった。
 5) Devianceは対数尤度関数の最大値に-2をかけたものである。

ており、それぞれ1%の有意水準で有意であった。モデル1においては、技術進歩率の決定因の定数項は、1%の有意水準で有意であった。図8-2は、この推定結果からもとめた技術進歩率の経験的ベイズ推定値を示している。図8-2においては、技術進歩率の経験的ベイズ推定値の95%信頼区間が互いに重なり合うことのない都道府県がみられた。よって、このような都道府県間においては、技術進歩率に統計的に有意な差異が存在することを確認できた。

この結果をうけて、次の検証を行う。モデル2において、健康状態に対応する係数の符号は予想されたとおりのプラスであり、5%の有意水準で有意であった。よって、この期間についても、健康状態が改善するにつれて、技術進歩率が高くなる傾向があることが確認された。モデル3において、教育水準に対応する係数の符号は予想されたとおりのプラスであり、1%の有意水準で有意であった。よって、同様に、教育水準が向上するにつれて、技術進歩率が高くなる傾向があることが確認された。これまでのところ、1965~1973年と1998~2007年の推定

図8-2 技術進歩率の経験的ベイズ推定値(1998~2007年)



注 マーカーは経験的ベイズ推定値、実線はその95%信頼区間を示す。

結果について大きな差異はないようにみうけられる。しかしながら、モデル 4 については、若干の差異が確認できた。1998~2007 年の推定結果においては、健康状態に対応する係数の符号はプラスで、しかも t 値は 1.540 となった。これは、1965~1973 年の結果と比較するとかなり改善している。教育水準に対応する係数の符号は、プラスであり、1%の有意水準で有意であった。これも、1965~1973 年の結果よりもさらに良好な結果である。このような差異が生じたことについて、上述の解釈をあえて踏襲するならば、次のように解釈づけることができよう。すなわち、時間の経過とともに、健康状態と教育水準の間の相関関係が若干弱まったのかもしれない。その結果として、両者を同時に決定因として加えて推定を行った場合でも、それぞれの効果をとらえやすくなった可能性も考えられる。ところで、本研究の主たる目的はこのような相関関係がどのように推移してきたかを明らかにすることではない。それゆえ、この検証は別の機会に行うこととし、ここではさらに深くは立ち入らないことにする。

4 むすび

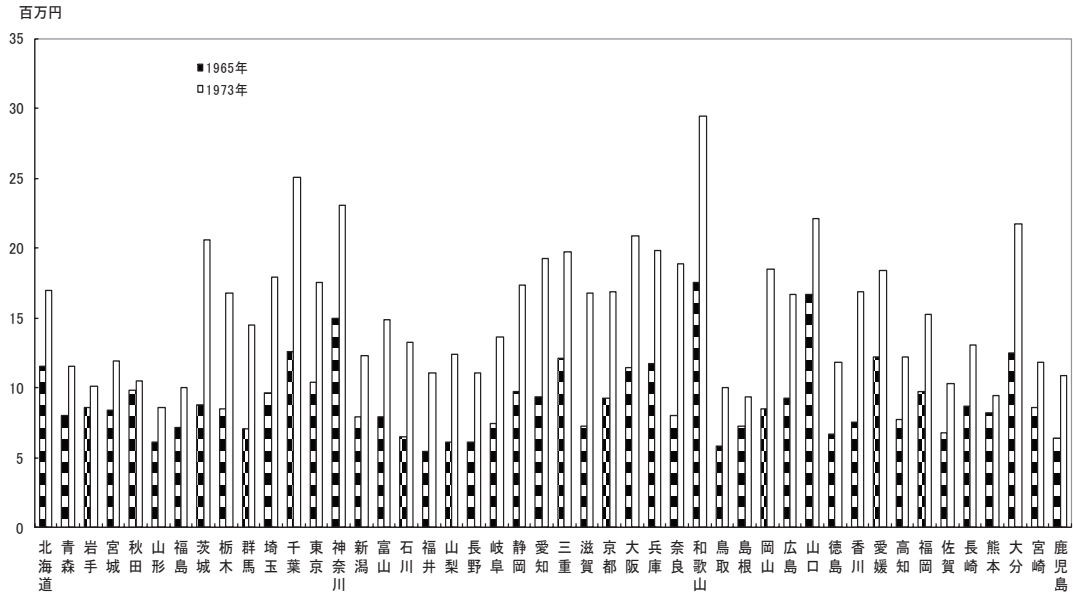
本研究の目的は、生産関数における技術進歩率に対して、健康状態や教育水準が効果を及ぼしているのかどうかを検証することであった。このような目的にもっとも合致しているのは、HLMである。HLMを用いることによって、都道府県別データを用いた生産関数の推定において、技術進歩率が都道府県ごとに変動するかどうかを検証し、さらに、健康状態や教育水準といった技術進歩率の決定因について係数の推定を行い、統計的に有意であるかどうかを検証することが可能となった。

推定は、1965～1973年（沖縄県を除く）と1998～2007年の2つの期間について行った。そもそも、わが国の健康状態や教育水準は、今回分析の対象となった1965～1973年の期間において、すでに世界的に高い水準にあったといえる。しかも、現在にいたるまで、さらに向上を続けてきた。経済拡大の道のりについては、いうまでもないことである。発展途上国を含む国別データを用いて分析を行う場合と違って、わが国の都道府県別データを用いた分析において、健康や教育が技術進歩に対して及ぼす効果をとらえることができるかどうかについては、必ずしも確信をもっていたわけではない。しかし、本研究において実際に両期間について推定を行ってみたところ、健康状態や教育水準の効果を確認することができた。すなわち、どちらの期間についても、健康状態が改善するにつれて技術進歩率が高くなる傾向があること、また、教育水準が向上するにつれて技術進歩率が高くなる傾向があることがわかった。しかしながら、両期間についての推定結果の比較からは、時間の経過とともに、健康状態と教育水準の間の相関関係が若干変化した可能性もでてきた。このような相関関係の変化が実際に生じたかどうかについては、詳細な検証が必要であることはいうまでもない。この検証については、別の機会に行うことにしたいと考えている。

最後に、健康に焦点を絞って、政策的含意を述べる。本研究では、健康が経済に影響を及ぼすことがわかった。定年の引き上げや継続雇用制度などによって高齢者の雇用が促進される中、健康と経済の関係についての研究はさらに重要性を増していくと考えられる。国民全体としての健康状態が高いレベルに達していたとしても、やはり年齢によって健康状態に差があることも確かである。若者と比

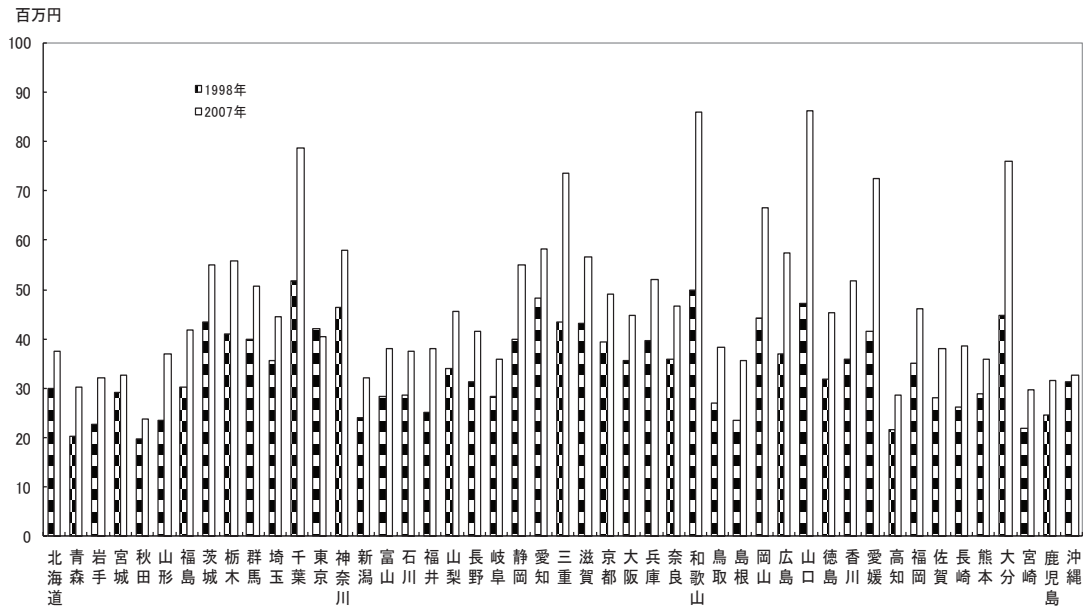
べて、高齢者は健康に問題をかかえている人が多い。高齢者の雇用を促進する制度が定着したとしても、実際に働く高齢者が不健康で十分にその能力を発揮できないとすれば、生産への貢献は小さくなるであろう。ちなみに、本研究で健康状態を表す指標として用いた平均寿命は、高齢者の健康状態の改善とも関連が深いと考えられるが、分析自体は高齢者に限定したものではない。今後、高齢者の雇用を促進する制度を導入した企業とそうでない企業の違いについて分析してみる必要がある。なお、誤解のないように付け加えておくと、このような分析自体は、高齢者雇用の促進に水をさすものではない。高齢者の就業意欲を尊重し、かつ仕事上の知識や経験を有効に活用することは、われわれの最優先事項の1つと考えている。しかし、そのうえで、日本経済の現状について冷静に分析し、その結果にもとづいて政策提言を行うことが肝要であると考えている。

付図8-1 従業者1人当たり実質製造業生産額(1965年と1973年)



資料 経済産業省『工業統計調査 産業編』の各年版
内閣府『県民経済計算(昭和30年度-昭和49年度)』(<http://www.cao.go.jp/>)

付図8-2 従業者1人当たり実質製造業生産額(1998年と2007年)



資料 経済産業省『工業統計調査 産業編』の各年版(<http://www.meti.go.jp/>)
内閣府『平成19年度県民経済計算』(<http://www.cao.go.jp/>)

参考文献

- Aakvik, A. and T. H. Holmås (2006) "Access to Primary Health Care and Health Outcomes : The Relationships between GP Characteristics and Mortality Rates," *Journal of Health Economics*, Vol.25, pp.1139-1153.
- Arkes, H. R. and C. Blumer (1985) "The Psychology of Sunk Cost," *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, Vol.35, pp.124-140.
- Bhargava, A., D. T. Jamison, L. J. Lau and C. J. L. Murray (2001) "Modeling the Effects of Health on Economic Growth," *Journal of Health Economics*, Vol.20, pp.423-440.
- Breusch, T. S. and A. R. Pagan (1979) "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation," *Econometrica*, Vol.47(5), pp.1287-1294.
- Carey, K. (2000) "A Multilevel Modelling Approach to Analysis of Patient Costs under Managed Care," *Health Economics*, Vol.9, pp.435-446.
- Di Matteo, L. and R. Di Matteo (1998) "Evidence on the Determinants of Canadian Provincial Government Health Expenditures : 1965 - 1991," *Journal of Health Economics*, Vol.17, pp.211-228.
- Folland, S., A. C. Goodman and M. Stano (2007) *The Economics of Health and Health Care, Fifth Edition*, Pearson Education.
- Fukuda, Y., K. Nakamura and T. Takano (2005) "Accumulation of Health Risk Behaviours is Associated with Lower Socioeconomic Status and Women's Urban Residence : A Multilevel Analysis in Japan," *BMC Public Health*, Vol.5 (53) , doi : 10.1186/1471-2458-5-53.
- Getzen, T. E. (2000) "Health Care is an Individual Necessity and a National Luxury : Applying Multilevel Decision Models to the Analysis of Health Care Expenditures," *Journal of Health Economics*, Vol.19, pp.259-270.
- Grubaugh, S. G. and R. E. Santerre (1994) "Comparing the Performance of Health Care Systems : An Alternative Approach," *Southern Economic*

- Journal*, Vol.60 (4) , pp.1030-1042.
- Jamison, D. T., L. J. Lau and J. Wang (2005) “Health’s Contribution to Economic Growth in an Environment of Partially Endogenous Technical Progress,” in López-Casasnovas, G., Rivera, B. and Currais, L., eds., *Health and Economic Growth : Findings and Policy Implications*, The MIT Press, pp.67-91.
- Kreft, I. and J. de Leeuw (1998) *Introducing Multilevel Modeling*, Sage Publications. (小野寺孝義・岩田昇・菱村豊・長谷川孝治・村山航訳『基礎から学ぶマルチレベルモデル—入り組んだ文脈から新たな理論を創出するための統計手法』ナカニシヤ出版、2006年) .
- Leyland, A. H. and F. A. Boddy (1998) “League Tables and Acute Myocardial Infarction,” *The Lancet*, Vol.351, pp.555-558.
- Newhouse, J. P. (1977) “Medical-care Expenditure : A Cross-national Survey,” *The Journal of Human Resources*, Vol.12 (1) , pp.115-125.
- Or, Z. (2000) “Determinants of Health Outcomes in Industrialised Countries : A Pooled, Cross-country, Time-series Analysis,” *OECD Economic Studies*, No.30, pp.53-77.
- Or, Z. (2001) “Exploring the Effects of Health Care on Mortality across OECD Countries,” *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers*, No.46, OECD Publishing.
- Or, Z., J. Wang and D. Jamison (2005) “International Differences in the Impact of Doctors on Health : A Multilevel Analysis of OECD Countries,” *Journal of Health Economics*, Vol.24, pp.531-560.
- Pereira, A. M. (2000) “Is All Public Capital Created Equal?,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol.82, No.3, pp.513-518.
- Pereira, A. M. and R. Flores de Frutos (1999) “Public Capital Accumulation and Private Sector Performance,” *Journal of Urban Economics*, Vol.46, pp.300-322.
- Phillips, O. R., R. C. Battalio and C. A. Kogut (1991) “Sunk and Opportunity Costs in Valuation and Bidding,” *Southern Economic Journal*, Vol.58(1),

- pp.112-128.
- Rasell , E., J. Bernstein and K. Tang (1994) “The Impact of Health Care Financing on Family Budgets,” *International Journal of Health Services*, vol.24, no.4, pp.691—714.
- Raudenbush, S. W. and A. S. Bryk (2002) *Hierarchical Linear Models : Applications and Data Analysis Methods, Second Edition*, Sage Publications.
- Raudenbush, S., A. Bryk, Y. F. Cheong, R. Congdon and M. du Toit (2004) *HLM6 : Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*, Scientific Software International.
- Rice, N. and A. Jones (1997) “Multilevel Models and Health Economics,” *Health Economics*, Vol.6, pp.561-575.
- Rosett, R. N. (1959) “A Statistical Model of Friction in Economics,” *Econometrica*, Vol.27, pp.263-267.
- Wedig, G. J. (1988) “Health Status and the Demand for Health Results on Price Elasticities,” *Journal of Health Economics*, Vol.7, pp.151-163.
- Wooldridge, J. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press.
- 一圓光彌 (1999) 「医療保険の財源政策—標準保険料の確立を中心に—」『文研論集』129号、1—44頁。
- 高俊珂・梯正之 (2006) 「都道府県別の平均寿命と社会・経済指標および栄養指標との関連性」『広島大学保健学ジャーナル』Vol.5 (2)、62-69頁。
- 川添希・馬場園明 (2007) 「健康保険組合被保険者の医療受診における所得効果」『厚生指標』第54巻、第6号、14-19頁。
- 北村行伸 (2005) 『パネルデータ分析』岩波書店。
- 黒田祥子・山本勲 (2003) 「わが国の名目賃金は下方硬直的か？ (Part II) —フリクション・モデルによる検証—」『金融研究』第22巻、第2号、71—114頁。
- 厚生労働省 (2007) 『平成19年版厚生労働白書』 (<http://www.mhlw.go.jp/>)。
- 厚生労働省 (2011) 『平成21年度国民医療費』 (<http://www.mhlw.go.jp/>)。

- 国立社会保障・人口問題研究所（2012）『日本の将来推計人口（平成24年1月推計）』（<http://www.ipss.go.jp/>）。
- 坂野慎哉・黒田祥子・鈴木有美・蓑谷千風彦（2004）『応用計量経済学Ⅲ』多賀出版。
- 佐川和彦（2007）「国保被保険者の受診行動のアノマリーについて—マクロ・データによる検証—」『駿河台経済論集』第17巻、第1号、21-37頁。
- 地域差研究会編（2001）『医療費の地域差』東洋経済新報社。
- 千田亮吉・塚原康博・山本昌弘編（2010）『行動経済学の理論と実証』勁草書房。
- 知野哲朗（2003）「高齢者入院医療費の都道府県別格差とその決定要因」『医療と社会』Vol.13、No.1、67-81頁。
- 塚原康博（2003）『人間行動の経済学 実験および実証分析による経済合理性の検証』日本評論社。
- 筒井淳也・平井裕久・水落正明・秋吉美都・坂本和靖・福田亘孝（2011）『Stataで計量経済学入門 第2版』ミネルヴァ書房。
- 西信雄（2006）「社会経済要因の多重レベル分析」川上憲人・小林廉毅・橋本英樹編『社会格差と健康 社会疫学からのアプローチ』東京大学出版会。
- 西村万里子・塚原康博（1994）「学校教育と健康 - health economics における研究動向と日本における実証分析 - 」『季刊 社会保障研究』第29巻、第4号、411-420頁。
- 林宏昭（2004）「財政的視点から見た医療問題」関西大学『経済論集』第54巻第3・4号合併号、129—141頁。
- 日高政浩（2004）「医療保険制度改革の財源問題と世代別生涯給付・負担への影響」『フィナンシャル・レビュー』第72号、41—57頁。
- 船橋恒裕（2006）「医療費の地域格差について—国民健康保険における医療費支出の分析—」『経済学論叢』第58巻、第1号、43-60頁。
- 堀勝洋（2004）『社会保障読本[第3版]』東洋経済新報社。
- 牧厚志・宮内環・浪花貞夫・縄田和満（1997）『応用計量経済学Ⅱ』多賀出版。
- 松浦克己・マッケンジー、コリン（2001）『EViewsによる計量経済分析 実践的活用法と日本経済の実証分析』東洋経済新報社。
- 松浦克己・マッケンジー、コリン（2009）『ミクロ計量経済学』東洋経済新報社。

向山晴子・西田正樹・神田晃・神山吉輝・川口毅（2000）「政府管掌健康保険の成人病健診事業による財政効果に関する研究」『厚生指標』第 47 巻、第 7 号、15-21 頁。

山本拓（1988）『経済の時系列分析』創文社。

若林一郎（2008）「都道府県別の職域定期健康診断有所見率と脳心血管疾患死亡率との関連性」『厚生指標』第 55 巻、第 4 号、1-6 頁。

和合肇・伴金美（1995）『TSP による経済データの分析 [第 2 版]』東京大学出版会。