

公的医療保険の効率性

—情報の非対称性が存在する市場における政府介入の是非—

山本信一* 宮下洋†

2007年9月12日投稿

2008年1月18日受理

概要

日本では、高齢化が進む中で公的医療保険を縮小し市場原理を広く導入していくことにより医療費の効率化を図るべきであるという意見があるが、発展途上国では、市場原理主義の徹底により市場の失敗を招いた事例もある。本研究では、公的医療保険を縮小し市場原理を活用することにより総医療費を削減できるかについて、世界23カ国4年・11カ国15年について、パネルデータ分析を行なった。結果は、①総医療費(対GDP)比率は、国民皆保険制度がないほど高くなり、公的医療保険支出比率(対総医療費)が小さいほど高くなる②総医療費(対GDP)比率は、国民皆保険制度の有無・公的医療保険支出比率(対総医療費)・喫煙率・人口1000人当り医師数・1人当りGDP・乳幼児死亡率・平均寿命・65才以上人口比率等の説明変数で大半を説明できるであった。これは、情報の非対称性がある医療保険分野では、政府が直接に市場を支配した方が、医療費の効率化につながっているということである。この結論に至る過程では、分配の平等については考慮しておらず、それを考慮すれば一層、政府の介入が正当化される。

キーワード：公的医療保険、情報の非対称性、政府介入の是非、パネルデータ分析

1 はじめに

医療保険は、政府が運営するのと民間に委ねるとどちらが効率的であろうか。

本稿では、総医療費の対GDP比率の要因分析を通じて、この疑問を解明していきたい。それに先立ち、先行研究を概観する。

医療保険については、保険者が加入者の健康状態を正確に把握できず、情報の非対称性が存在する特殊な市場特性があるため、政府の介入により、市場の失敗を是正すべきかについて、理論分野・

* 立命館大学経済学部 〒525-8577 滋賀県草津市野路東1-1-1 email: s.yamato@cc.ritsumeai.ac.jp
† 京都産業大学経営学部 〒603-8555 京都市北区上賀茂本山 email: miyasita@cc.kyoto-su.ac.jp

実証分野で多様な研究が行われてきた。

まず、理論分野の研究について概括する。

Rothschild and Stiglitz (1976)¹は、自分が作成したモデルに基づき、共同体が公共財を提供し、個人が公共財とそれを賄う税金から共同体を選択する方式が次善の策ではないかと提起した。Neudeck and Podczec (1996)²は、合理的な国家政策が介入せずに、民間の自由競争に任せると、逆選択問題から次善の効率性も達成できないとした。これは、利益が出る商品のみが生き残る競争市場では、リスクが異なる集団間の内部補助が不可能であると考えたようである。

上記の2論文の志向に対して、Crocker and Snow (1984)³は、政府の介入により次善の効率性を達成できるのであれば、寡占市場で、民間企業が競争相手の価格設定を予測して競争することによっても、次善の効率性が達成されるはずであると反論した。

次に、実証分野の研究を4つ例示しておく。

Hsiao (1994)⁴は、医療システムの市場化が多く

の国で、医療費増大をもたらした例を紹介した。彼は、効率的市場の条件とその実験例を理解せずに行った市場化による失敗を是正するのは、不可能あるいは非常に高価な代償を必要とするかも知れないと記した。その典型例として、市場の力を最も信奉しGDPの14%を医療費に充て、依然として国民皆保険も実現できていない最先進国アメリカをあげた。

さらに、彼は、新興国の医療システム市場化の失敗例を述べた。

シンガポールでは、1984年に、市場原理に基づき競争的な医療保険システムを作った。国民は医療サービスを受ける必要が生じる都度、医療機関を自由に選んで料金全額をその場で支払った。すなわち、国民は所得の6~8%を個人勘定に積立て、そこから医療費を支払うことにし、死亡時に残額があれば相続財産となった。1991年、シンガポール政府は、さらに悲劇的な医療保険プランを作った。そのプランでは、労働者が自発的に保険に加入し、保険料を自分の積立勘定から払うことができた。また、外来患者は、保険適用外で料金の100%をその年の収入か貯蓄から払うことになった。この制度の下では、患者が直接に医療サービスに料金を支払い、高いレベルのサービスを受けなければ、多くの料金を支払うことになった。この自助努力制度は市場原理主義者に絶賛された。また、シンガポール政府は、病院や診療所の経営にも市場原理主義を徹底させた。

10年でシンガポールの高額医療機器と高度サービスは2倍になった。医師の収入は驚異的に増加し、コスト増加が、医療費の対GDP比率を押し上げた。

¹ Michael Rothschild; Joseph Stiglitz [1976], "Equilibrium in competitive insurance markets: An essay on the economics of imperfect information", *The quarterly journal of economics*, Vol.90, No.4, pp629-649

² Werner Neudeck and Konrad Podczec [1996], "Adverse selection and regulation in health insurance markets", *Journal of health economics*, 15, pp.387-408

³ Keith J. Crocker and Arthur Snow [1985], "The efficiency of competitive equilibria in insurance markets with asymmetric information", *Journal of public economics*, 26, pp207-219

⁴ William C. Hsiao [1994], "Marketization - The

illusory magic pill", *Health economics*, Vol.3, pp351-357

1993年の白書は、「市場の力で医療費用を最小限に押さえることはできない。シンガポールの医療制度は、市場の失敗の例である。政府は、直接に医療システムを構築し規制しなければならない。」と述べている。

次に、チリでは1979年に始まった制度改革で、医療保険で市場原理を強化し、効率を上げようとした。1992年には、チリの医療保険は、民間保険と公的保険の2層構造になった。

高額所得層は、その所得の7%に政府補助2%を加えた保険料で、民間保険に加入し、中堅以下の所得層に比べて、良い健康サービスを受けた。中堅以下の所得層は、その所得の7%のみで公的保険に加入した。世界銀行レポートによると、1992年の医療費は、民間保険で160ドル、公的保険で44ドルとなった。

さらに、民間保険は、加入にあたって、厳しい健康診査を行った。結果として、高額所得層以外は公的保険に押し付けられた。

チリの経験は、民間保険が、富裕で健康な層のみを引き受けがちであることを示している。

次に、フィリピンの状況を見てみよう。フィリピンでも、公的医療保険と民間医療保険が、市場を分断した。フィリピンでは、1980年代に競争を促進する手段として、HMOを促進した。1991年までに、HMOの数は24社以上になった。その後の調査で、HMOは、同種の公的保険・民間保険に比べて、保険料が高いことが判明した。

その調査によれば、HMOは、高所得層でしかも企業単位の加入者を狙い、健康な人に限定し、高齢者を除外していた。HMOの収入のうち医療給付に回ったのはわずか55%で、15%が販売手数料、20%が管理コスト、10%が利潤に消えていった。HMOの役員は、相互に、安い保険料や良

い給付をおこなうような不正がないように牽制した。

こうした新興国の経験からの教訓は次のようなものである。経済インセンティブは、企業と個人の行動に大きな影響を与える。例えば、保険会社は健康者を選び利潤を最大化し、医師は収入を増やすために価格差別化を行う。しかも、市場は全体の効率を改善もしないし、コストも削減しない。

市場化が全体の効率を改善できない理由は、医療市場では、経済理論が前提とする利害関係者の平等性が満たされていないからである。すなわち、保険会社は市場支配力を持っており、医師は、医療知識で患者に優越しているからである。しかも、消費者が、病気になった時には、商品選択にあたり、時間も情報も心の平静もないからである。

そのため、民間医療保険の販売・管理コスト(対保険料収入)は、フィリピンのHMOで45%、チリの管理された商品でも30%以上となっている。これに対して、ほとんどの公的保険の販売・管理コスト(対保険料収入)は、10%未満である。

以上の現象を説明するため、経済学用語を用いれば、医療市場には、情報の非対称性があるということである。市場原理を強化すれば、情報の優位性がある保険会社や医師が消費者から利益を奪うことになると、Hsiaoはまとめている。

実証分野で紹介する2番目の研究であるNewhouse(1992)⁵によれば、アメリカの医療費の増加要因として疑われた①人口の高齢化、②医療保険制度の普及、③国民所得の上昇、④医師供給

⁵ Joseph P. Newhouse: Medical care costs [1992], "How much welfare loss?", Journal of economic perspectives, Vol.6 No.3, pp3-21

数増加、⑤医療分野と他の産業分野の生産性上昇格差は、大きな影響力を持っていない。そして、アメリカ医療費の増加要因のトップは、残差である医療技術進歩ではないかと指摘した。

上記5要因の分析を簡単にまとめておく。人口の高齢化については、1950年から1987年の間に、医療費が425%上昇したのに、65歳以上人口が8%から12%に50%上昇したに過ぎないので、寄与率は大きくないとされた。医療保険の普及についても、1950年から1980年の間に、医療費が290%上昇したのに、患者の窓口負担が67%から27%に低下しこれに価格弾力性を加味すると医療需要が50%増加したに過ぎないので、寄与率は大きくないとされた。国民所得の上昇については、1940年から1990年の間に、医療費が実質で780%上昇したのに、実質国民所得は180%上昇しこれに所得弾力性を加味すると医療需要が35~70%上昇したに過ぎないので、寄与率は大きくないとされた。医師の供給数増加については、1930年から1990年までの期間を10年毎に区切ると、医師供給数の増加と医療費の変化率の間に相関は見られないとされた。医療分野と他の産業分野の生産性上昇率格差については、定性的側面が大きい、寄与率は大きくないのではないかとされた。

そして、Newhouseは、上記5要因の合計寄与率が大きくないことから、医療費増大の最大の要因は、残差である医療技術の進歩であると判断した。

実証分野で紹介する3番目の研究であるBarros (1998)⁶は、OECD加盟国の1人当り医

⁶ Pedro Pita Barros [1998], "The black box of health care expenditure growth determinants", *Health economics*,

療費の伸びの要因を分析し、高齢化の影響は小さいとした。実証分野で紹介する4番目の研究であるHerwartz and Theilen (2003)⁷は、OECD加盟国の医療費の増加は、見せかけの相関を除けば、GDPや65才以上人口の増加と余り関係ないとした。

2 仮説

前章で取り上げた先行研究に加え、日本の医療保険を巡る動向をここで紹介する。官製市場民営化の流れの中で医療保険においても、費用が高い最新技術については公的医療保険ではなく、患者のニーズに応じて民間に任せていくべきであるという意見がある。

現在、日本の保険診療において保険外診療（自由診療）を併用することは原則として禁止されている。通常であれば公的医療保険が適用される診療内容にそれ以外の保険外診療が加わった場合、保険外診療分に加えて本来公的医療保険からの給付対象分を含めた医療費支払の全額が患者の自己負担となる。この方式を、通常、混合診療の禁止と呼んでいる。

混合診療を解禁すべきとする論者の意見は、

- ・ 解禁すれば、保険外治療を望む患者の負担は減少する。
- ・ 解禁すれば、医療が充実するので患者が早く完治し、保険財政も悪化しない。

というものである。

7, pp.533-544

⁷ Helmut Herwartz and Bernd Theilen [2003], "The determinants of health care expenditure: testing pooling restrictions in small samples", *Health economics*, 12, pp.113-124

一方、混合診療禁止を続けるべきとする論者の意見は、

・解禁すれば、治療費を多額に支払える患者だけが、効果の有無にかかわらず、より多く

の治療を受けることになる。

・解禁すれば、根拠や効果に乏しい保険外診療が増え、国民医療費全体は増加する。

というものである。

平成 18 年に小泉内閣は、官製市場民間開放委員会の意向を一部取り入れ、健康保険法の一部を改正する法律（平成 18 年）において、医療保険制度の部分的民営化への布石とも解釈できる改正を行った。

さらに、平成 19 年 11 月に東京地裁から、「保険外の治療が併用されると保険診療について給付が受けられなくなるという混合診療禁止の根拠は見出せない。国による混合診療についての法解釈と運用は誤りである。」との判決があった。この判決に対して、厚生労働省が不服として控訴し、混合診療解禁を巡る議論は再び活発化してきた。

この議論の中で非常に残念であることは、「公的医療保険を縮小し民営化を進めていくと、国民医療費が減少するのか増大するのか。」についての実証分析が、日本では行われていないことである。海外においても、この実証分析は、先行研究紹介で行われている例示を積み重ねたものしか存在しないようである。

本研究においては、前章で挙げた先行研究を参考に、次の 2 つの仮説を検証していきたい。

【仮説 1】

公的医療保険を縮小し民間に委ねる割合を増加させた場合、国民医療費全体を効率化できるのか。

【仮説 2】

医療費増加は、高齢化・医療保険の普及・医師数の増加・医療分野の低生産性では説明できないのか。

【仮説 1】の検証の対象とする経済理論モデルについては、一部に修正を加えてから検証しなければならない。Rothschild and Stiglitz (1976) の理論モデルでは、「加入者が自分の健康について知っているのに対し、保険会社は加入者の健康状態を知らないので、保険会社はリスクに応じて保険料を決めることはできない。そこで、どのリスクの人にもリスクの平均を反映した保険料が設定されることになる。この保険料は、健康な人には高過ぎるし、逆に病気がちな人には有利になる。その結果、加入者はリスクの高い人たちに偏り、保険料は上昇することになる。その結果、高リスクの人だけが保険に残り、リスクの相対的に低い人たちは保険に加入しないことになる。こうした情報の非対称性のある医療保険分野では、民間の自由競争に任せると次善の効率性も達成できないので、政府の干渉が必要である。」としている。

情報の非対称性を表現したという観点では、この理論モデルは画期的であるが、現実には起こっていることはかなり様相を異にしている。現実には起こっていることは、「保険会社は、医師の診査などを活用し、リスクに応じて保険料を変えている。その結果、医療保険を主として民間に委ねているアメリカでは、高リスクの人の保険料が高く設定されるため、高リスクの人（低所得の場合が多い）が医療保険に加入できなくなっている。民間医療保険なかんずく HMO に代表される管理型医療保険は、健康で所得の高い人のみを対象としている」といったことである。

現実には起こっていることが様相を一部異にしているとは言え、Rothschild and Stiglitz (1976)

の理論モデルは、「情報の非対称性のある市場における政府介入を是とする」という点では現在も有効である。したがって、本研究では、【仮説1】「公的医療保険を縮小し民間に委ねる割合を増加させた場合、国民医療費全体を効率化できるのか。」を世界23カ国4年等のデータを用いて検証する。

【仮説2】は、Newhouse (1992)の「アメリカの医療費の増加要因として疑われた①人口の高齢化、②医療保険制度の普及、③国民所得の上昇、④医師供給数増加、⑤医療分野と他の産業分野の生産性上昇格差は、大きな影響力を持っていない。そして、アメリカ医療費の増加要因のトップは、残差である医療技術進歩ではないか。」とする著名実証分析を、世界23カ国等に拡大して検証するものである。

もし、世界の総医療費(対GDP)比率の変動を安定的にとらえるモデルを作成できれば、各国の医療費の効率化を図っていくにあたって有意義である。説明変数については、Newhouseの取り上げた変数に加え、医療費との関係で良く取り上げられている喫煙率、Newhouseが医療技術進歩と言っているものの代理変数として乳幼児死亡率、国民医療費と関係がありそうである平均寿命を取り上げる。いずれの説明変数もOECDがHEALTH DATAとして、加盟国から同一基準で毎年調査しているものである。

3 分析手法

ここでは、仮説に応じた理論モデル構築を行った後、理論モデル検証のための計量モデルを構築する。

3.1 仮説に応じた理論モデル構築

①理論モデル1

総医療費(対GDP)比率は、国民皆保険制度がないほど高くなり、公的医療保険支出比率(対総医療費)が小さいほど高くなる。この原因は、情報の非対称性がある医療保険市場では、合理的な国家政策がなく、民間の自由競争に任せると次善の効率性も達成できないからである。医療保険において、民間保険会社が医師の診査などを活用し、加入者のリスクに応じて保険料を合理的に設定すると、健康状態が悪い(低所得の場合が多い)人は医療保険に加入できなくなる。一方、民間保険会社に加入した健康状態が良い人(高所得の場合が多い)は先進医療を高額でも受け、保険会社が医師の診査などに費用をかけるため、結果として国民医療費が増大するということである。

②理論モデル2

総医療費(対GDP)比率は、国民皆保険制度の有無・公的医療保険支出比率(対総医療費)・喫煙率・人口1000人当り医師数・1人当りGDP・乳幼児死亡率・平均寿命・65才以上人口比率等の説明変数で大半を説明できる。これは、Newhouse(1992)が総医療費の変動を説明しようとしたので説明可能割合が小さいとしたわけであるが、総医療費(対GDP)比率の変動を説明しようとし、かつ公的医療保険制度に関連した説明変数を追加し、医療技術進歩の代理変数として乳幼児死亡率を使えば、説明可能割合が上がるであろうということである。

3.2 理論モデル実証のための計量モデル構築

理論モデル1・理論モデル2を検証するための共通の計量モデルは、下記の通りである。理論モデル1の検証は $X_1 \cdot D_4$ の係数の符合によって行い、理論モデル2の検証は決定係数によって行う。

なお、Yは総医療費(対GDP)比率、 X_1 は公的医療保険支出比率(対総医療費)、 X_2 は喫煙率

(15才以上)、 X_3 は人口1000人当り医師数、 X_4 は1人当りGDP(U.S.ドル換算)、 X_5 は乳幼児死亡率(出生1000人当り)、 X_6 は平均寿命、 X_7 は65才以上人口比率、 D_1 は国別ダミー1(先進国ダミー)、 D_2 は国別ダミー2(中進国ダミー)、 D_3 は時間ダミー、 D_4 は公的医療保険制度ダミーを示している。

n は国数、 T は年数である。基本モデルの世界23カ国4年のデータでは $n=23$ 、 $T=4$ となり、説明変数から国別ダミー2(中進国ダミー)を除外している。世界11カ国15年のデータでは $n=11$ 、 $T=15$ となり、説明変数から1人当りGDP(U.S.ドル換算)・平均寿命を除外している。

基本モデル

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_7 X_{7it} + \delta_1 D_1 + \delta_2 D_2 + \mu D_3 + \gamma D_4 + u_{it}$$

$$(i = 1, \dots, n) (t = 1, \dots, T)$$

標準的仮定:

$$E(u_{it}) = 0$$

$$E(u_{it}, u_{i \ t-1}) = 0$$

$$E(u_{it}^2) = \sigma^2$$

$$X_j \ (j=1, \dots, 7) : \text{non-stochastic}$$

$$E(X_j, u_{it}) = 0$$

我々は、上記モデルを用いて、パネルデータ分析〔「9. 附録 2(パネルデータ分析の概要)」参照〕を行う。

4 データ

特に明記していない限り、すべてのデータは、

OECD HEALTH DATA 2006⁸から取得した。すべてのOECD諸国を対象としたかったが、全項目のデータが完備している国・期間は限定されている。

そこで、まず、国の数を優先させたパネルデータとして、23カ国4年のデータを作成した。23カ国とは、オーストラリア・ベルギー・カナダ・チェコ・デンマーク・フィンランド・フランス・ドイツ・ギリシャ・ハンガリー・アイスランド・アイルランド・イタリア・日本・ルクセンブルグ・メキシコ・オランダ・ニュージーランド・スペイン・スウェーデン・スイス・イギリス・アメリカである。4年とは、1999～2002年である。

「表1」は、23カ国4年のデータのサンプルである。ここでは、総医療費(対GDP)比率の高い国から順番に、2001年のデータを国別に記載し、公的医療保険支出比率(対総医療費)、1人当りGDP(U.S.ドル換算)・高齢化率(65歳以上人口比率)も付記した。

「表1」から一見して分かることは、アメリカの総医療費(対GDP)比率が日本のほぼ2倍と高いことである。しかし、総医療費(対GDP)比率が高い順に並べたにもかかわらず、公的医療保険支出比率(対総医療費)・1人当りGDP・高齢化率とも高低の順番に並んでいないように見受けられる。これは、Newhouse(1992)の「アメリカ医療費高騰の要因として疑われたものは、いずれも重大要因ではなかった」という先行研究と符合しているようにも、一見感じられる。もちろん、クロスセクション・時系列で膨大な変数を処理するパネルデータ分析により、この直感が変更される可能性がある。

⁸ OECD HEALTH DATA 2006, June 06, OECD, Paris

なお、実際に、パネルデータ分析を行った 23 カ国 4 年のデータは、文末に「付表 1」「付表 2」
として掲載した⁹。

次に、期間の長さを優先させたパネルデータとして、11 カ国・15 年のデータを作成した。11 カ国とは、オーストラリア・カナダ・デンマーク・フランス・ギリシャ・アイスランド・日本・ルクセンブルグ・オランダ・スウェーデン・イギリスである。15 年とは、1988～2002 年である。

5 結果

最初に、基本モデルからダミー変数を除いたモデルについてパネルデータ分析を行い、固定効果モデルと変量効果モデルを推計した。まず、23 カ国・4 年のデータで、Hausman 検定を行った。帰無仮説「個別効果がモデル内の他の説明変数と無相関である。」は、P 値が 0.023 であり棄却され、固定効果モデルが変量効果モデルより良い選択となった。次に、11 カ国・15 年のデータで、Hausman 検定を行った。帰無仮説「個別効果がモデル内の他の説明変数と無相関である。」は、P 値が 0.000 であり棄却され、固定効果モデルが変量効果モデルより良い選択となった。

いずれのデータとも固定効果モデルが採択されたので、説明力の高いモデルを作るべく、基本モデルに定めるダミー変数を設定した。

「表 2」は、基本モデルに従って、23 カ国・4 年の総医療費（対 GDP）比率をパネルデータとして回帰した結果である。誤差項の自己相関については、推定値が低く、問題なしと判断した。

なお、国別ダミーについては、「表 4」にあるよう

に 1 人当たり GDP、乳幼児死亡率および人口千人当たり医師数から先進国とみなされる上位 9 国（23 国中）について D_1 （国別ダミー-1）を 1 とした。その他の国をゼロとした。時間ダミーについては、前半 2 年を 1、後半 2 年をゼロとした。

また、公的医療保険制度ダミーについては、公的医療保険制度が適用になる国民が 99%未満の場合に 1 とし、それ以外をゼロとした¹⁰。すなわち、国民皆保険制度がない場合のみ、ダミー変数を 1 とした。

次に、「表 3」は、基本モデルに従って、11 カ国・15 年の総医療費（対 GDP）比率をパネルデータとして回帰した結果である。誤差項の自己相関については、推定値が低く、問題なしと判断した。「表 2」が国別比較の意味合いが強いのにに対し、「表 3」は時系列比較の意味合いが強い。

なお、国別ダミーについては、「表 4」にあるように 1 人当たり GDP、乳幼児死亡率および人口千人当たり医師数から先進国とみなされる上位 5 国（11 国中）の D_1 （国別ダミー-1）を 1 とし、その他の国をゼロとし、中進国とみなされる中位 3 国の D_2 （国別ダミー-2）を 1 とし、その他の国をゼロとした。時間ダミーについては、前半 8 年を 1、後半 7 年をゼロとした。

また、公的医療保険制度ダミーについては、公的医療保険制度が適用になる国民が 99%未満の場合に 1 とし、それ以外をゼロとしている。すなわち、国民皆保険制度がない場合のみ、ダミー変数を 1 とした。

⁹ 計量経済学ソフトは、LIMDEP Version 8.0, William H. Greene, Econometric Software, Inc を使用した。

¹⁰ The OECD Health Project: Towards high-performing health systems: Policy studies, Table 1-1 Coverage of public health insurance schemes over total population 1960・2000

5.1 理論モデル1の実証結果

「表2」の公的医療保険支出比率（対総医療費）の項は、係数推定値▲0.122、P値が0.000と、総医療費（対GDP）比率の大きな削減要因になっている。「表3」の公的医療保険支出比率（対総医療費）の項は、係数推定値▲0.0198、P値が0.012と、総医療費（対GDP）比率の削減要因になっている。

これは、Hsiao (1994)が新興国について例示したものと符合しており、医療システムを効率化しようと、公的医療保険を縮小するほど総医療費が増大するという皮肉な結果を強く示唆している。情報の非対称性のある医療システムで、医療費を適正にコントロールするには、政府が医療制度を構築し管理するのが良いということを、世界23カ国4年・世界11カ国15年のデータは実証している。

「表2」の公的医療保険制度ダミーの項は、係数推定値0.960、P値が0.002となっており、国民皆保険を達成していない国の総医療費（対GDP）は、明確に高くなっている。「表3」の公的医療保険制度ダミーの項は、係数推定値0.967、P値が0.000となっており、国民皆保険を達成していない国の総医療費（対GDP）比率は、明確に高くなっている。これも、Hsiao (1994)が例示したものと符合している。

以上の結果、「総医療費（対GDP）比率は、国民皆保険制度がないほど高くなり、公的医療保険支出比率（対総医療費）が小さいほど高くなる。」という理論モデル1が正しいことが実証された。

5.2 理論モデル2の実証結果

「表2」については、多くの説明変数のP値が0.050以下で、総医療費（対GDP）比率を説明するモデルとして、有意性が極めて高い。決定係数

も0.807で、総医療費（対GDP）比率の変動の80.7%を、取り上げた10個の説明変数でとらえていることになる。F検定により、「モデルが全く説明力を持たない。」という帰無仮説は、P値が0.000で棄却される。

「表3」についても、多くの説明変数のP値が0.050以下で、総医療費（対GDP）比率を説明するモデルとして、有意性が高い。決定係数も0.777で、総医療費（対GDP）比率の変動の77.7%を、取り上げた9個の説明変数で捉えていることになる。F検定により、「モデルが全く説明力を持たない。」という帰無仮説は、P値が0.000で棄却される。

Newhouse (1992)は、総医療費の変動を説明しようとしたので説明可能割合が小さいとしたわけであるが、本稿では総医療費（対GDP）比率の変動を説明しようとし、かつ公的医療保険制度に関連した説明変数を追加し、医療技術進歩の代理変数として乳幼児死亡率を使ったことで、説明可能割合が上がったということであろう。

以上の結果、「総医療費（対GDP）比率は、国民皆保険制度の有無・公的医療保険支出比率（対総医療費）・喫煙率・人口1000人当り医師数・1人当りGDP・乳幼児死亡率・平均寿命・65才以上人口比率等の説明変数で大半を説明できる。」という理論モデル2が正しいことが実証された。

6 理論モデル1についての追加検討

上記の結果から、23カ国4年、11カ国15年とも、
①総医療費（対GDP）比率は、国民皆保険制度がないほど高くなり、公的医療保険支出比率（対総医療費）が小さいほど高くなる。
②総医療費（対GDP）比率は、国民皆保険制度の有無・公的医療保険支出比率（対総医療費）・喫煙

率・人口 1000 人当り医師数・1 人当り GDP・乳幼児死亡率・平均寿命・65 才以上人口比率等の説明変数で大半を説明できることが明確になった。

総医療費は、①医療行為そのものに支出される金額と、②管理コストに分別される。

一番目の医療行為そのものに支出される金額については、国民皆保険を実現して全員を加入させれば、情報の非対称性から加入者が偏ることを防げると考えられる。国民皆保険は、情報の非対称性を排除するもっとも簡単な方法である。

二番目の管理コストについては、Hsiao (1994)によれば、「民間医療保険の販売・管理コスト（対保険料収入）は、フィリピンの HMO で 45%、チリの管理された商品でも 30%以上となっている。これに対して、ほとんどの公的保険の販売・管理コスト（対保険料収入）は、10%未満である。」とされている。

日本について管理コストを比較するための整合的統計は存在しない。ここでは、参考までに、限られた公表数値で、日本の政府と民間について比較してみよう。日本における実例として、政府が運営している国民健康保険と、民間医療保険会社の代表であるアメリカンファミリー生命保険会社の決算データを分析する。

国民健康保険(2004 年度)における総務費 1950 億円は収入合計 10 兆 8627 億円の 1.8%となっている¹¹。一方、保有商品の大半が医療保険であるアメリカンファミリー生命保険会社(2006 年度)における管理コスト（事業費 2563 億円+基礎利

益 1336 億円)は経常収益 1 兆 2840 億円の 30%となっている¹²。

政府の仕事にも非効率があるであろうが、民間に任せただけの場合、医療保険では、逆選択排除のための医的選択費用・販売手数料・広告宣伝費などが多くかかる商品特性から、コスト高になっているとも解釈できる。

7 まとめ

我々の計量分析から、世界 23 カ国 4 年・11 カ国 15 年のデータについて、

理論モデル 1 「総医療費(対 GDP)比率は、国民皆保険制度がないほど高くなり、公的医療保険支出比率(対総医療費)が小さいほど高くなる。」

および

理論モデル 2 「総医療費(対 GDP)比率は、国民皆保険制度の有無・公的医療保険支出比率(対総医療費)・喫煙率・人口 1000 人当り医師数・1 人当り GDP・乳幼児死亡率・平均寿命・65 才以上人口比率等の説明変数で大半を説明できる。」

が正しいことが検証された。

以上のことから、医療保険分野については、公的医療保険をなるべく広範囲に活用することが医療費増大を抑制するために役立つことが分かった。情報の非対称性がある医療保険分野では、政府が直接に市場を支配した方が、現実には、医療費の効率化につながるということである。これは、Rothschild and Stiglitz (1976)が作成した理論モデルとも一致している。しかも、このことは、分配の平等・不平等といった政策観点を無視した上での結論である。もし、分配の平等が不平等よ

¹¹厚生労働省統計表データベースシステム、国民健康保険事業年報、平成 16 年度、表 27「国民健康保険の財政状況(市町村)」

¹² アブラック(アメリカンファミリー生命保険会社)、平成 18 年度決算報告

りも望ましいということであれば、なおさら、政府の介入は正当化されるということにも留意すべきであろう。

なお、国別パネルデータを取扱う場合、各国の統計データが同一基準によって収集されていないければならない。この点について、本稿では、OECD HEALTH DATA のデータ把握方法に全面的に依存していることを述べるに留める。

8 附録 1

情報の非対称性のある医療システムで、医療費を適正にコントロールするには、国民皆保険制度を確立し、医療支出のなるべく高い割合を公的医療保険から支出することが重要であることが示唆された。なぜ、政府の関与度合が高いほど、総医療費(対 GDP) 比率が低くなるのであろうか。医療保険の大半を民間に委ねているアメリカの医薬品価格が日本(現在までは政府が薬価を決定)より高いので、日本の大手医薬品メーカーは、利益の過半をアメリカ市場で稼いでいるとも言われている。

ここでは、実質医療物価(医療物価を GDP デフレーターでデフレートしたものの過去 5 年間上昇率・年率)の上昇要因を分析する。

我々は、従属変数として実質医療物価を、説明変数として公的医療保険支出比率(対総医療費)、喫煙率(15 才以上)、人口 1000 人当り医師数、乳幼児死亡率(出生 1000 人当り)、65 才以上人口比率、1 人当り GDP (US ドル換算)、国別ダミー、時間ダミーを用いて、パネルデータ分析を行う。

使用するモデルは、次の通りである。なお、Z は実質医療物価(医療物価を GDP デフレーターでデフレートしたものの過去 5 年間上昇率・年率)、

X₁ は公的医療保険支出比率(対総医療費)、X₂ は喫煙率(15 才以上)、X₃ は人口 1000 人当り医師数、X₄ は乳幼児死亡率(出生 1000 人当り)、X₅ は 65 才以上人口比率、X₆ は 1 人当り GDP(US ドル換算)、D₁ は国別ダミー 1(先進国ダミー)、D₂ は国別ダミー 2(中進国ダミー)、D₃ は時間ダミーを示している。

n は国数、T は年数である。この医療物価モデルの世界 9 カ国 9 年のデータでは n=9, T=9 となる。

医療物価モデル

$$Z_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \beta_3 X_{3it} + \beta_4 X_{4it} + \beta_5 X_{5it} + \beta_6 X_{6it} + \delta_1 D_1 + \delta_2 D_2 + \mu D_3 + u_{it} \quad (i=1, \dots, n) (t=1, \dots, T)$$

標準的仮定: 基本モデルと同様

最初に、医療物価モデルからダミー変数を除いたモデルについてパネルデータ分析を行い、固定効果モデルと変量効果モデルを推計した。9 カ国・9 年のデータで、Hausman 検定を行った。帰無仮説「個別効果がモデル内の他の説明変数と無相関である。」は、P 値が 0.035 であり棄却され、固定効果モデルが変量効果モデルより良い選択となった。このように固定効果モデルが採択されたので、説明力の高いモデルを作るべく、医療物価モデルに定めるダミー変数を設定した。

「表 5」は、医療物価モデルに従って、9 カ国・9 年の実質医療物価(医療物価を GDP デフレーターでデフレートしたものの過去 5 年間上昇率・年率)をパネルデータとして回帰した結果である。誤差項の自己相関係数については、推定値が低く、問題なしと判断した。

なお、国別ダミーについては、「表 4」にあるように 1 人当り GDP、乳幼児死亡率および人口千人当り医師数から先進国とみなされる上位 4 国

(9 国中) の D_1 (国別ダミー1) を 1 とし、その他の国をゼロとし、中進国とみなされる中位 3 国の D_2 (国別ダミー2) を 1 とし、その他の国をゼロとした。時間ダミーについては、前半 4 年を 1、後半 5 年をゼロとした。

公的医療保険支出比率 (対総医療費) の項は、係数推定値 $\Delta 0.00300$ 、P 値が 0.005 と、実質医療物価の大きな抑制要因になっている。医療物価のうち、例えば薬価については、情報の非対称性が存在するため、個別の保険会社・医療機関・消費者が製薬会社と価格を交渉するよりも、政府が価格を決定した方が安くなる面もあると思われる。

F 検定により、「モデルが全く説明力を持たない。」という帰無仮説は、P 値が 0.000 で棄却される。

9 附録 2 (パネルデータ分析の概要¹³)

9.1 パネルデータとは

経済活動は時間とともに変化し、縦の関係を持っている。一方、経済活動は経済主体により異なり、横の関係を持っている。例えば、高齢化が進むと就業人口比率が低下し、一般的には、国全体の経済成長率を引き下げる要因になると想定される。しかし、高齢化が進んでも経済成長率が低下していない国もある。

従来の計量経済学では、横の関係を分析するのがクロスセクション分析、縦の関係を分析するのが時系列分析であり、その両方を同時に分析することはできなかった。

縦横を同時に分析するには、時系列的な動きとともに、同一時点において複数個のデータを用い

て分析する必要がある。同一時点で複数個のデータを集めたものをパネルデータという。上記の高齢化と経済成長率の関係を調べてみることにしよう。

「表 6」は、G7 の国から、東ドイツ統合によりデータが取れないドイツを除く 6 カ国について、高齢化率 (65 歳以上人口の全人口に占める比率) と実質 GDP 成長率 (10 年間の年平均成長率) との関係を比較した表である。ある年の高齢化率の元でその後 10 年間でどの程度、経済が成長したかを見たものである。1970 年・1980 年・1990 年の 3 時点のデータがあり、パネルデータになっている。

この表から高齢化と経済成長に関する関係があるかを見てみよう。

時系列的な分析としては、日本を例にとると、高齢化率が上がるにしたがって経済成長率が低下している。一方、1990 年という一時点を取って、高齢化比率と経済成長率 (1990 年から 10 年、年率) の関係を、国別に横断的に見ることもできる。以下では、様々な分析の視点とそれとともに推計値がどう変わるかを見ていく。推計すべきパラメータは、高齢化比率が 1% 上がると、実質経済成長率が何% 下がるかである。

なお、6 カ国の 3 時点のデータであるので、計量経済分析として推計するには統計的に問題がある。すなわち、時系列で見るとデータが 3 個しかなく、統計的には推計不可能である。クロスセクションで見るとデータが 6 個しかなく、統計的には推計不可能である。ここでは、分析手法の説明であるので、統計的に有意かどうかということの問題にしない。付け加えると、時系列でもクロスセクションでもデータ不足で統計的に推計不可能であるデータでも、両方を合わせたパネ

¹³山澤成康： 実戦計量経済学入門、日本評論社、2005 年

ルデータとしては、18個(3×6)で、統計的にも何とか処理できることになる。

9.2 時系列分析(国別の推計)

まず、国ごとに時系列データとして推計してみよう。i国の経済成長率を $Y_{i,t}$ 、高齢化率を $X_{i,t}$ とすると、次のようなモデルができる。eは誤差項で平均ゼロ・分散 σ^2 で自己相関なしとする。

$$Y_{i,t} = a + b_i X_{i,t} + e_{i,t}$$

この分析で、各国の経済成長率と高齢化率の関係は b_i というパラメータで見ることが分かる。実際のデータを使って推計すると次のようになる。 Y_t が個々の国の経済成長率、 X_t が高齢化率である。

$$\text{カナダ} \quad Y_t = 7.08 - 0.40X_t$$

$$\text{アメリカ} \quad Y_t = 3.29 + 0.00X_t$$

$$\text{イギリス} \quad Y_t = -0.65 + 0.20X_t$$

$$\text{フランス} \quad Y_t = 16.20 - 1.00X_t$$

$$\text{イタリア} \quad Y_t = 8.45 - 0.45X_t$$

$$\text{日本} \quad Y_t = 9.48 - 0.66X_t$$

概ね係数がマイナスになっており、高齢化が経済成長にマイナスの影響があることが分かる。しかし、アメリカのように係数がほぼゼロの国やイギリスのように係数がプラスの国もある。

9.3 クロスセクション分析

ある一時点を取って、経済成長率と高齢化の関係を見ることもできる。個々の国を Y_i ($i=1,2,\dots$)として表すと次のように書ける。

$$Y_i = a + bX_i + e_i$$

この式により、ある一時点での傾向はつかめるが、時系列データが存在する場合にはその情報を活用できないことになる。

実際のデータを使って推計すると下記のようになる。

$$1970 \text{年} \quad Y_i = 6.73 - 0.32X_i$$

$$1980 \text{年} \quad Y_i = 5.07 - 0.18X_i$$

$$1990 \text{年} \quad Y_i = 4.18 - 0.15X_i$$

9.4 パネルデータ分析(基本モデル)

パネルデータ分析により、時系列分析とクロスセクション分析を併せた推計が可能になる。時系列データとクロスセクションデータの全データを使用し、かつ縦と横の論理関係も含めて分析するのが、パネルデータ分析である。

Baltgi(2001)や Hsiao(2003)は、パネルデータの一般的利点として次のようなものをあげている¹⁴。

- ① パネルデータには時系列データやクロスセクションデータだけではコントロールできない個体別の多様性が含まれており、それをコントロールすることで共通の効果を知ることができる。
- ② パネルデータは多くのクロスセクションデータを複数年にわたって結びつけたものであり、その情報量は極めて大きい。これによって、推計上の自由度は増す。
- ③ パネルデータを用いることによって、異時点間の最適化行動をマイクロレベルで捉えることができる。
- ④ 個票を用いた調査には集計誤差やバイアスは含まれていない。

パネルデータ分析(基本モデル)のモデル式は下記の通りである。

$$Y_{i,t} = a + bX_{i,t} + e_{i,t}$$

上記の例では、時系列データが3個、国が6個となっているので、 $3 \times 6 = 18$ サンプルのデータで、一つの推計値bを求めることができる。この例では、それでもサンプルが少ないが、一般

¹⁴ 北村行伸、パネルデータ分析入門、岩波書店、2005年

的には、時系列データとクロスセクションデータを組み合わせることで、飛躍的にサンプル数が増える。

推計結果は、下記の通りである。

$$Y_{it} = 6.1 - 0.27X_{it}$$

パネルデータ分析の基本モデルでは、ダミー変数を用いていない。ダミー変数の使い方には様々な種類があるが、ここでは、一番シンプルな使い方として、固定効果モデルと変量効果モデルを紹介しておくにとどめる。どちらも、推計式は次のように書ける。

$$Y_{it} = a + bX_{it} + \alpha_i + e_{it}$$

高齢化と経済成長の関係は b であり、 α_i が高齢化の影響を示す各国特有の効果となる。

α_i が X_{it} と相関している場合と相関していない場合によって、固定効果（フィクストエフェクト）モデルと変量効果（ランダムエフェクトモデル）に分けられる。

9.5 パネルデータ分析（固定効果モデル）

固定効果モデル（フィクストエフェクト）モデルとは、「高齢化率を前提とした経済成長率の各国の違いは、各国固有の理由によることが多い」と考えるモデルである。 α_i はランダムに分布するものではなく、経済成長率が全体的に高い国には大きな値が、低い国には小さな値が入る。経済成長と高齢化の関係（傾き）は国、時間共通である。ダミー変数は、国の数（定数項を用いない場合）だけ必要になる。3カ国の場合、各国のダミーを $D_1 \cdot D_2 \cdot D_3$ 、その係数を $c1 \cdot c2 \cdot c3$ とすると次式となる。 D_1 は第1国の場合1、その他場合ゼロ、 D_2 は第2国の場合1、その他の場合ゼロ、 D_3 は第3国の場合1、その他の場合ゼロとする。

$$Y_t = bX_t + c1 \cdot D_1 + c2 \cdot D_2 +$$

$$c3 \cdot D_3$$

前記のデータを用いて、実際に推定すると次のようになる。

$$Y = -0.40X_t + 7.15 \cdot D_1 + 7.77 \cdot D_2 + 8.19 \cdot D_3 + 8.08 \cdot D_4 + 7.80 \cdot D_5 + 7.12 \cdot D_6$$

ここで、 D_1 （カナダ）、 D_2 （アメリカ）、 D_3 （イギリス）、 D_4 （フランス）、 D_5 （イタリア）、 D_6 （日本）がそれぞれダミー変数である。

9.6 パネルデータ分析（変量効果モデル）

変量効果（ランダムエフェクト）モデルは、「経済成長の違いは、国固有の違いによるのではなく、推計誤差や偶然の産物であり、各国の効果はランダムである。」と考える。この考え方は、「固定効果モデルが、経済成長の違いを国固有の違いによることを最も反映した形で推計したものである」と対照的である。固定効果では各国の違いを表すダミー変数はそれぞれの国の事情を反映した大きさとなるが、変量効果では各国の違いを表す係数の平均はゼロになり、効果の大きさは正規分布となる。

変量効果モデルについて、固定効果の場合と同じ表記法を使って推計結果を示すと次式となる。

$$Y_t = 5.48 - 0.22X_t + 0.58 \cdot D_1 - 1.26 \cdot D_2 - 0.06 \cdot D_3 - 0.41 \cdot D_4 + 0.62 \cdot D_5 + 0.54 \cdot D_6$$

(7) 固定効果と変量効果の選択

α_i が X_{it} と相関している場合、固定効果（フィクストエフェクト）モデルが採択される。一方、 α_i が X_{it} と相関していない場合、変量効果（ランダムエフェクトモデル）が採択される。

参考文献

- Yoo Byung-Kwang [2006], 「改革のための医療経済学」, メディカ出版
- Hiroo Urushi [2004], 医療経済学, 東京大学出版会
- Willard G. Manning, Joseph P. Newhouse, Naihua Duan, Emmett B. Keeler and Arleen Leibowitz [1987] Health Insurance and the Demand for Medical Care – Evidence from a Randomized Experiment, *The American Economic Review*, Vol.77, No.3. , pp251-277
- Todd Jewell, Junsoo Lee, Margie Tieslau and Mark C. Strazicich [2003], Stationarity of health expenditures and GDP – evidence from panel unit root tests with heterogeneous structural breaks, *Journal of Health Economics*, Vol.22, Issue 2, pp313-323
- Jesus Clemente, Carmen Marcuello, Antonio Montanes and Fernando Pueyo [2004], On the international stability of health care expenditure functions: are government and private functions similar ? , *Journal of Health Economics*, Vol.23, Issue 3, pp589-613
- U.-G. Gerdtham and M. Lothgren [2002], New panel results on cointegration of international health expenditure and GDP, *Applied Economics*, 34, pp1679-1686
- William H. Greene [2003], *Econometric analysis fifth edition*, Pearson education
- William H. Greene [2003], グリーン計量経済分析 I・II, エコノミスト社
- William H. Greene [2002], NLOGIT-3 (LIMDEP-8 を含む), *Econometric software, inc.*, 松浦克己、コリン・マッケンジー [2004], Eviews による計量経済分析、東洋経済新報社
- 森棟公夫 [2002], 計量経済学、東洋経済新報社

表1 総医療費(対GDP)比率[降順]と代表的説明変数候補(2001年時点の数値)

	総医療費(対GDP)比率(%)	公的医療保険支出比率 (対総医療費) (%)	人当りGDP(千ドル)	高齢化率(%) (65才以上 人口比率)
アメリカ	14.0	44.8	35.3	12.4
スイス	10.9	57.9	34.6	15.4
ドイツ	10.6	78.4	22.9	16.9
ギリシャ	10.4	55.5	10.7	17.0
カナダ	9.4	69.9	22.7	12.6
フランス	9.3	75.9	22.5	16.2
アイスランド	9.3	82.7	27.0	11.6
オーストラリア	8.9	67.8	19.6	12.5
ベルギー	8.7	76.4	22.5	16.9
スウェーデン	8.7	84.9	24.9	17.2
デンマーク	8.6	82.7	30.0	14.8
オランダ	8.3	62.8	24.9	13.6
イタリア	8.0	75.8	19.4	18.6
ニュージーランド	7.8	76.4	13.5	11.9
日本	7.8	81.7	32.7	17.8
イギリス	7.5	83.0	24.4	15.9
ハンガリー	7.3	69.0	5.1	15.2
スペイン	7.2	71.2	14.9	17.0
チェコ	7.0	89.9	6.0	13.9
フィンランド	6.9	75.9	23.5	15.1
アイルランド	6.8	75.6	27.2	11.2
ルクセンブルク	6.4	87.9	45.6	13.8
メキシコ	6.0	44.9	6.2	5.1

出典: OECD HEALTH D.(取り上げた国は、後述の23カ国4年のデータが存在する国とした)

表2 23カ国4年(1999~2002年)

従属変数: 総医療費(対GDP)比率(%)

説明変数	係数	標準偏差	P値
公的医療保険支出比率(対総医療費, %)	-0.1218	0.0109	<0.0001
喫煙率(15才以上, %)	-0.1078	0.0211	<0.0001
人口1000人当り医師数	0.0409	0.1842	0.8247
1人当りGDP(U.S.ドル)(10e-4)	0.1571	0.1194	0.1921
乳幼児死亡率(出生1000人当り)	-0.3692	0.0523	<0.0001
平均寿命	-0.1689	0.0627	0.0085
65才以上人口比率(%)	0.0268	0.0543	0.6233
国別ダミー(先進国ダミー)	1.3302	0.2769	<0.0001
時間ダミー	-0.3786	0.1751	0.0336
公的医療保険制度ダミー	0.9595	0.2950	0.0017
定数項	34.8275	5.6180	<0.0001

従属変数の平均 [標準偏差]: 8.4402[1.7584]

決定係数: 0.8072

表3 11カ国15年(1988~2002年)

従属変数: 総医療費(対GDP)比率(%)

説明変数	係数	標準偏差	P値
公的医療保険支出比率(対総医療費, %)	-0.0198	0.0078	0.0121
喫煙率(15才以上, %)	0.0081	0.0132	0.5414
人口1000人当り医師数	1.6067	0.1400	<0.0001
乳幼児死亡率(出生1000人当り)	-0.1152	0.0504	0.0237
65才以上人口比率(%)	0.0135	0.0252	0.5923
国別ダミー1(先進国ダミー)	-0.8981	0.2389	0.0002
国別ダミー2(中進国ダミー)	-2.3978	0.2566	<0.0001
時間ダミー	0.1000	0.1357	0.4625
公的医療保険制度ダミー	0.9667	0.2067	<0.0001
定数項	6.4486	1.0409	<0.0001

従属変数の平均 [標準偏差]: 7.9867 [1.2080]

決定係数: 0.7768

表4 先進国区分(*1)

	1人当りGDP (USドル)	左記順位	乳幼児死亡率 (出生千人当り)	左記順位	医師比率 (人口千人当り)	左記順位	合計順位÷3	23カ国	11カ国	9カ国
オーストラリア	19638	16	5.3	15	2.5	14	15.0	0	0	0
ベルギー	22471	15	4.5	8	3.9	3	8.7	1		
カナダ	22711	13	5.2	14	2.1	20	15.7	0	0	0
チェコ	5953	22	4.0	6	3.4	6	11.3	0		
デンマーク	29956	5	4.9	11	2.8	13	9.7	1	2	2
フィンランド	23487	11	3.2	3	2.3	17	10.3	0		1
フランス	22534	14	4.5	8	3.3	7	9.7	1	2	2
ドイツ	22932	12	4.3	7	3.3	7	8.7	1		
ギリシャ	10744	20	5.1	13	4.4	1	11.3	0	1	
ハンガリー	5136	23	8.1	22	3.2	10	18.3	0		
アイスランド	27002	7	2.7	1	3.5	4	4.0	1	2	2
アイルランド	27181	6	5.7	19	2.4	16	13.7	0		1
イタリア	19440	17	4.7	10	4.3	2	9.7	1		
日本	32699	4	3.1	2	2.0	21	9.0	1	2	
ルクセンブルグ	45648	1	5.8	20	2.5	14	11.7	0	1	
メキシコ	6217	21	22.4	23	1.5	23	22.3	0		
オランダ	24913	8	5.4	16	3.3	7	10.3	0	1	
ニュージーランド	13521	19	5.6	18	2.2	19	18.7	0		
スペイン	14906	18	3.4	4	3.1	12	11.3	0		
スウェーデン	24902	9	3.7	5	3.2	10	8.0	1	2	
スイス	34593	3	5.0	12	3.5	4	6.3	1		2
イギリス	24437	10	5.5	17	2.0	21	16.0	0	0	
アメリカ	35341	2	6.8	21	2.3	17	13.3	0		

(*1) 先進国区分

OECD healthdata 2006の2001年データを使用。対象国の1人当りGDPの高い順、乳幼児死亡率の低い順・医師比率の

高い順に順位をつけた。その合計順位の平均の上位からダミー変数を2,1,0とした。

詳細に言うと、10未満を2、10.0以上15.0未満を1、15.0以上を0とした。但し、23カ国区分については、10未満を1、10以上を1とした。

表5 9カ国9年(1993~2001年)

従属変数: 実質医療物価

説明変数	係数	標準偏差	P値
公的医療保険支出比率(対総医療費、%)	-0.0030	0.0010	0.0051
喫煙率(15才以上、%)	0.0056	0.0021	0.0091
人口1000人当り医師数	-0.0045	0.0336	0.8940
乳幼児死亡率(出生1000人当り)	0.0038	0.0073	0.6059
65才以上人口比率(%)	0.0120	0.0038	0.0026
1人当りGDP(USドル)(10e-4)	-0.0257	0.0015	0.0964
国別ダミー1(先進国ダミー)	-0.0534	0.0430	0.2192
国別ダミー2(中進国ダミー)	0.0195	0.0134	0.1488
時間ダミー	0.0192	0.0114	0.0956
定数項	1.0010	0.1999	<0.0001

従属変数の平均 [標準偏差]: 1.0271 [0.06421]

決定係数: 0.6367

国別ダミーの先進国区分: 「表4」を参照。

表6 高齢化率と実質GDP成長率

	カナダ			アメリカ			イギリス		
	1970	1980	1990	1970	1980	1990	1970	1980	1990
高齢化率	7.90	9.40	11.27	9.84	11.19	12.39	12.94	15.07	15.72
実質成長率 (その後10年、年率)	4.26	2.77	2.84	3.26	3.17	3.26	1.94	2.67	2.30
	フランス			イタリア			日本		
	1970	1980	1990	1970	1980	1990	1970	1980	1990
高齢化率	12.87	13.97	13.99	10.89	13.15	15.32	7.07	9.04	11.99
実質成長率 (その後10年、年率)	3.31	2.47	1.87	3.61	2.26	1.57	4.46	4.09	1.41

(出典) 世界銀行『世界開発指標2003』

付表1

国	暦年	総医療費 (対GDP)比率	公的医療 保険支出 比率(対 総医療費)	喫煙 率 (15才 以上)	医師 数 (人口 千人 当り)	1人当り GDP	高齢化 率 (65才 以上)	乳幼児 死亡率 (対出生 千人)	平均 寿命	国別 ダミ	時間 ダミ	公的 医療 保険 制度 ダミ
		%	%	%	人	ドル	%	人	才			
オースト リア	1999	8.4	69.5	21.3	2.4	21992	12.3	5.7	79.0	0	1	0
	2000	8.8	68.9	20.5	2.5	20925	12.4	5.2	79.3	0	1	0
	2001	8.9	67.8	19.8	2.5	19638	12.5	5.3	79.7	0	0	0
	2002	9.1	68.1	19.1	2.5	21660	12.7	5.0	80.0	0	0	0
ベルギー	1999	8.5	75.8	29.0	3.8	24783	16.7	4.9	78.1	1	1	0
	2000	8.6	75.8	31.0	3.9	22529	16.8	4.8	78.3	1	1	0
	2001	8.7	76.4	28.0	3.9	22471	16.9	4.5	78.5	1	0	0
	2002	8.9	75.0	29.0	3.9	24430	17.0	4.4	78.6	1	0	0
カナダ	1999	9.0	70.0	20.9	2.1	21357	12.4	5.3	79.0	0	1	0
	2000	8.9	70.3	19.8	2.1	23204	12.6	5.3	79.3	0	1	0
	2001	9.4	69.9	18.0	2.1	22711	12.6	5.2	79.6	0	0	0
	2002	9.7	69.6	18.0	2.1	23077	12.7	5.4	79.7	0	0	0
チェコ	1999	6.7	90.5	23.5	3.1	5742	13.8	4.6	74.8	0	1	0
	2000	6.7	90.5	23.7	3.4	5423	13.8	4.1	75.0	0	1	0
	2001	7.0	89.9	23.9	3.4	5953	13.9	4.0	75.3	0	0	0
	2002	7.2	89.7	24.1	3.5	7230	13.9	4.1	75.4	0	0	0
デンマー ク	1999	8.5	82.2	31.0	2.8	32668	14.8	5.0	76.6	1	1	0
	2000	8.3	82.4	30.5	2.8	29992	14.8	5.3	76.9	1	1	0
	2001	8.6	82.7	29.5	2.8	29956	14.8	4.9	77.0	1	0	0
	2002	8.8	82.9	28.0	2.9	32375	14.8	4.4	77.2	1	0	0
フィン ランド	1999	6.9	75.3	23.2	2.3	24915	14.8	3.6	77.4	0	1	0
	2000	6.7	75.1	23.4	2.3	23194	14.9	3.8	77.6	0	1	0
	2001	6.9	75.9	23.8	2.3	23487	15.1	3.2	78.1	0	0	0
	2002	7.2	76.1	23.4	2.4	25549	15.2	3.0	78.2	0	0	0
フランス	1999	9.2	76.0	28.0	3.3	24787	15.9	4.3	78.8	1	1	0
	2000	9.2	75.8	27.0	3.3	22424	16.1	4.4	79.0	1	1	0
	2001	9.3	75.9	27.0	3.3	22534	16.2	4.5	79.2	1	0	0
	2002	10.0	78.1	26.0	3.3	24480	16.3	4.1	79.4	1	0	0
ドイツ	1999	10.5	78.5	24.7	3.2	26095	16.1	4.5	77.7	1	1	1
	2000	10.4	78.6	24.6	3.3	23031	16.4	4.4	78.0	1	1	1
	2001	10.6	78.4	24.5	3.3	22932	16.9	4.3	78.4	1	0	1
	2002	10.8	78.6	24.4	3.3	24542	17.3	4.2	78.3	1	0	1
ギリシャ	1999	9.6	53.4	36.3	4.2	11505	16.3	6.2	78.1	0	1	0
	2000	9.9	52.6	35.0	4.3	10418	16.6	5.4	78.1	0	1	0
	2001	10.4	55.5	35.9	4.4	10744	17.0	5.1	78.5	0	0	0
	2002	10.3	54.1	36.8	4.6	12224	17.4	5.1	78.8	0	0	0
ハンガリ ー	1999	7.3	72.4	31.0	3.1	4728	14.9	8.4	70.8	0	1	0
	2000	7.1	70.7	30.2	3.1	4606	15.1	9.2	71.7	0	1	0
	2001	7.3	69.0	30.3	3.2	5136	15.2	8.1	72.3	0	0	0
	2002	7.7	70.2	30.3	3.2	6456	15.3	7.2	72.6	0	0	0
アイス ランド	1999	9.3	83.6	25.2	3.4	30672	11.6	2.4	79.6	1	1	0
	2000	9.2	82.6	22.9	3.4	30270	11.7	3.0	80.1	1	1	0
	2001	9.3	82.7	23.6	3.5	27002	11.6	2.7	80.2	1	0	0
	2002	10.0	83.2	21.6	3.6	29678	11.8	2.3	80.6	1	0	0
アイル ランド	1999	6.2	72.8	27.0	2.3	25760	11.3	5.9	76.1	0	1	0
	2000	6.3	73.3	27.0	2.2	25267	11.2	6.2	76.5	0	1	0
	2001	6.8	75.6	27.0	2.4	27181	11.2	5.7	77.1	0	0	0
	2002	7.2	75.2	27.0	2.4	31434	11.1	5.1	77.8	0	0	0
イタリア	1999	7.6	72.0	24.7	4.2	21007	18.0	5.1	79.2	1	1	0
	2000	7.9	73.5	24.4	4.1	19107	18.3	4.5	79.6	1	1	0
	2001	8.0	75.8	24.1	4.3	19440	18.6	4.7	79.8	1	0	0
	2002	8.2	75.4	24.0	4.4	21260	18.9	4.5	79.9	1	0	0

(注) OECD HEALTH DATA 2006より抽出。

付表2

国	暦年	総医療費 (対GDP) 比率	公的医療保険 支出 比率(対総医療費)	喫煙率 (15才以上)	医師数 (人口千人当り)	1人当り GDP	高齢化率 (65才以上)	乳幼児 死亡率 (対出生千人)	平均 寿命	国別 ダミ	時間 ダミ	公的 医療 保険 制度 ダミ
		%	%	%	人	ドル	%	人	才			
日本	1999	7.4	81.1	33.6	1.9	35149	16.7	3.4	80.5	1	1	0
	2000	7.6	81.3	32.9	1.9	37391	17.4	3.2	81.2	1	1	0
	2001	7.8	81.7	32.7	2.0	32699	17.8	3.1	81.5	1	0	0
	2002	7.9	81.5	30.9	2.0	31159	18.4	3.0	81.8	1	0	0
ルクセンブルグ	1999	5.8	89.8	31.6	2.5	48916	14.2	4.6	77.9	0	1	0
	2000	5.8	89.3	31.3	2.5	46263	14.0	5.1	78.0	0	1	0
	2001	6.4	87.9	30.0	2.5	45648	13.8	5.8	78.0	0	0	0
	2002	6.8	90.3	30.0	2.6	50802	13.9	5.1	78.2	0	0	0
メキシコ	1999	5.6	47.8	27.3	1.5	4945	4.8	24.4	73.7	0	1	1
	2000	5.6	46.6	27.0	1.5	5884	4.9	23.3	74.1	0	1	1
	2001	6.0	44.9	26.7	1.5	6217	5.1	22.4	74.4	0	0	1
	2002	6.2	43.9	26.4	1.5	6394	5.2	21.4	74.6	0	0	1
オランダ	1999	8.0	62.7	34.0	3.1	26245	13.5	5.2	77.9	0	1	1
	2000	7.9	63.1	32.0	3.2	24167	13.6	5.1	78.0	0	1	1
	2001	8.3	62.8	34.0	3.3	24913	13.6	5.4	78.3	0	0	1
	2002	8.9	62.5	33.0	3.4	27177	13.7	5.0	78.4	0	0	1
ニュージーランド	1999	7.6	77.5	26.0	2.2	15134	11.7	5.8	78.5	0	1	0
	2000	7.7	78.0	25.0	2.2	13661	11.7	6.3	78.7	0	1	0
	2001	7.8	76.4	25.0	2.2	13521	11.9	5.6	78.7	0	0	0
	2002	8.2	77.9	25.0	2.1	15380	11.9	6.2	78.7	0	0	0
スペイン	1999	7.3	72.0	32.4	2.9	15453	16.6	4.5	78.6	0	1	0
	2000	7.2	71.6	32.0	3.2	14361	16.8	3.9	79.2	0	1	0
	2001	7.2	71.2	31.7	3.1	14906	17.0	3.4	79.5	0	0	0
	2002	7.3	71.3	29.9	2.9	16647	16.9	4.1	79.6	0	0	0
スウェーデン	1999	8.4	85.7	19.3	3.0	28652	17.3	3.4	79.5	1	1	0
	2000	8.4	84.9	18.9	3.1	27284	17.3	3.4	79.7	1	1	0
	2001	8.7	84.9	18.9	3.2	24902	17.2	3.7	79.9	1	0	0
	2002	9.1	85.1	17.8	3.3	27282	17.2	3.3	79.9	1	0	0
スイス	1999	10.5	55.6	28.0	3.4	37131	15.2	4.6	79.7	1	1	0
	2000	10.4	57.1	27.6	3.5	34224	15.3	4.9	79.8	1	1	0
	2001	10.9	57.9	27.2	3.5	34593	15.4	5.0	80.2	1	0	0
	2002	11.1	58.5	26.8	3.6	37884	15.5	5.0	80.4	1	0	0
イギリス	1999	7.1	80.6	27.0	1.9	24885	15.5	5.8	77.4	0	1	0
	2000	7.3	80.9	27.0	1.9	24536	15.6	5.6	77.8	0	1	0
	2001	7.5	83.0	27.0	2.0	24437	15.9	5.5	78.1	0	0	0
	2002	7.7	83.4	26.0	2.1	26379	15.9	5.2	78.2	0	0	0
アメリカ	1999	13.1	43.8	19.2	2.2	33028	12.5	7.1	76.7	0	1	1
	2000	13.3	44.0	19.1	2.3	34603	12.4	6.9	76.8	0	1	1
	2001	14.0	44.8	18.7	2.3	35341	12.4	6.8	77.1	0	0	1
	2002	14.7	44.8	18.4	2.3	36180	12.4	7.0	77.2	0	0	1

(注) OECD HEALTH DATA 2006より抽出。

The efficiency of public health insurance
— **The propriety of governmental intervention in the market with**
asymmetric information—

Shinichi Yamamoto

Department of Economics, Ritsumeikan University
1-1-1 Nojihigashi, Kusatsu-shi, Shiga-ken 525-8577
E-mail: s-yamato@ec.ritsumeai.ac.jp

Hiroshi Miyashita

Faculty of Business Administration, Kyoto Sangyo University
Kamigamo-motoyama, Kita-ku, Kyoto-shi, 603-8555
E-mail: miyasita@cc.kyoto-su.ac.jp

Abstract

Some people say that Japan has to reduce public health insurance and turn to the free market to finance and provide private health services in order to stop the increase of health expenditure with aging. Others say that experiences of many developing countries teach us that free-market health systems can not achieve maximum efficiency.

Our panel model tests if countries can reduce health expenditure by decreasing public health insurance and increasing private health insurance or not.

Country-by-country results (23 countries for 4 years and 11 countries for 15 years) are as follows.

Firstly, when a country does not ensure universal access in health care or when the ratio of public health expenditure to GDP is smaller, the ratio of total health expenditure to GDP is larger.

Secondly, existence of universal access in health care, the ratio of public health expenditure to GDP, % of population 15+ who are daily smokers, physicians per 1000 population, GDP/capita (U.S. \$ exchange rate), infant mortality, life expectancy and population: 65 years old and over / total population can mostly account for the ratio of total expenditure to GDP.

Centrally-planned health systems can achieve more efficiency than free-market health systems, because there is asymmetric information in a health insurance market. This argument does not consider equality in distribution. If we consider equality in distribution, governmental intervention is more reasonable.