

## 国民健康保険制度が抱える諸問題が 国保財政に及ぼす影響：予備的分析<sup>†</sup>

湯 田 道 生

### [ 概 要 ]

国保制度は、加入者の高齢化や低所得者の増加、小規模保険者の増加、保険料収納率の低下などといった構造的な問題を抱えていることから、その財政状況が極めて深刻な状況にある。加えて、過剰受診や医師誘発需要に代表される医療サービス需給の非効率性や、多額の国庫補助が存在するが故に、保険者に費用効率化のインセンティブが欠如しているといったソフトな予算制約の問題なども、国保財政悪化の一因となっている可能性がある。本稿では、こうした国保が直面している様々な環境や状況が、国保財政にどのような影響を与えているのかを定量的に分析した。

保険者別データを用いて、国保支出の費用関数を推定した結果、特に加入者の高齢化による影響が、国保財政の非効率性の拡大に最も大きな影響を与えていることが分かった。加えて、普通調整交付金や市町村一般会計からの繰入金などの財政補助が、国保財政の非効率性を高めていること、つまり、国保財政にはソフトな予算制約の問題が存在することを示唆する結果が得られた。また、国保支出には規模の経済が存在していることを示唆する結果が得られ、被保険者規模を大きくすることによって、国保財政の効率

---

† 本稿は、2009年度日本経済学会秋季大会における報告論文を部分的に修正したものである。学会では、金子能宏氏（国立社会保障・人口問題研究所）、河口洋行准教授（国際医療福祉大学）、吉田あつし教授（筑波大学）から、貴重なコメントを頂戴したが、筆者の能力不足のため、まだそれらのコメントを反映させた改訂には至っていない。したがって、本稿の分析には、様々な課題が内包している点には大いに注意する必要がある。また、本稿で用いているデータの利用に関しては、林正義准教授（一橋大学）から貴重な助言をいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。加えて、本稿は、科学研究費補助金・特別研究員奨励費（＃17-10149）、科学研究費補助金・若手研究スタートアップ（＃19830087）、及び科学研究費補助金・基盤研究B（＃20330062、研究代表者：岩本康志教授（東京大学））からの助成を受けている。なお、本稿における誤りは、すべて筆者に帰するものである。

性は高まるという結果が得られた。この結果からは、いわゆる「平成の大合併」に伴う保険者の統合によって、国保財政の効率化に一定の影響を与えたことが推測される。

キーワード：国民健康保険制度、国保財政、モラルハザード、ソフトな予算制約、確率フロンティアモデル

JEL Classification Number: H75, I10, I18

## 1. 序論

国民健康保険（国保）制度は、農林水産業や自営業者、および高齢者のための制度として発足した公的医療保険制度であるが、近年では、加入者の高齢化、低所得者の増加、小規模保険者の増加、保険料収納率の低下、医療費と保険料の地域格差などといった構造的な問題を抱えている。厚生労働省保険局国民健康保険課（2006）によれば、そうした要因等によって、2003年度には72.8%もの国保保険者が赤字を計上しており、その財政状況は極めて深刻である様子が伺える。このような国保財政の危機的な状況は、すでに90年代から、経済学系の学会において予測・指摘されており、これまでも様々な提言が行われてきた（例えば、小椋・入船、1990；林、1995、岩本他、1997；山田、1998；田近・油井、1999；鈴木、2001；岸田、2002；泉田、2003a、b；西川、2006；Yoshida and Kawamura、2008；湯田、2009）。しかしながら、この問題の重要性に比べて、国保制度に関する経済学的な研究は、十分なほど蓄積されているとは言い難い。

本稿では、こうした国保制度に関する経済学的な研究の一環として、国保が直面している様々な環境が、国保財政にどのような影響を与えているのかを検証している。国保財政の悪化要因には、上述のような構造的な問題だけではなく、医療サービス需給の非効率性や、財政上の問題といった経済学的な解釈を要する要因も影響を与えている可能性がある。例えば、前者に関しては、過剰受診や医師誘発需要といった医療需要・医療供給におけるモラルハザードの存在が考えられる。こうした現象によって、医療給付費が必要以上に増大し、結果として国保財政が悪化している可能性は否定できない。一方で、後者の問題については、多額の国庫補助が存在するため、保険者に費用効率化のインセンティブが欠如しているといったソフトな予算制約の問題が挙げられる。また、国保財政に対する補助金は非常に複雑であり、また、収入の約半分を占めることから、以

前より様々な問題があると指摘されている。

しかし、国保の財政構造や被保険者の特性を考えれば、こうした様々な問題を全て解決することは、非常に困難であることが予想される。だが、そうした状況の下でも、どの要因が特にその財政状況に悪影響を及ぼしているのかを定量的に把握することは、今後の国保制度改革にとって極めて重要な資料になるであろう。

このような研究課題に関する先行研究は、2つのグループに大別でき、主に市区町村被保険者別のデータを用いた実証分析が行われている。第一のグループは、構造的な問題のうち、特に被保険者規模の問題に焦点を当てている研究であり、例えば、山田(1998)、岸田(2002)、泉田(2003a)、及び湯田(2009)が挙げられる。これらの研究では、国保の事務費や運営費に規模の経済が存在していることを確認しており、保険者の規模を拡大することによって、財政が効率化されることを示している。特に、泉田(2003a)では、最適な保険者数は47であることが報告されており、湯田(2009)では、保険者を二次医療圏レベルで統合することによって、規模の問題は解決できうらという結論を得ている。第二のグループは、主に国保財政におけるソフトな予算制約の存在を検証している田近・油井(1999)、鈴木(2001)、及びYoshida and Kawamura(2008)である。これらの研究では、国保特会にソフトな予算制約が存在していることを示唆する結果が得られている。具体的には、田近・油井(1999)では、国保及び国保と老健の連結収支における費用負担の実態が分析されている。分析の結果、町村などの小規模保険者ほど保険料収入のシェアが低く、かつ地方交付税措置される一般会計からの繰入れが多いことを確認している。また、鈴木(2001)は、国保における様々な補助金制度の目的達成度と目的整合性を検証している。その結果、目的と整合的に支出されている補助金の割合は半分程度で、特に年齢格差の調整にはあまり貢献していないことを確認している。また、国保への補助金は、保険料で対応すべき分も調整していることも確認しており、それが増えるほど、補助金も増える構造になっていることを確認している。また、Yoshida and Kawamura(2008)は、国保と介護保険の財政構造の違いを利用して、それらの費用効率化のインセンティブに差があるか否かを検証している。その結果、事後的に多くの保険料を受け取ることができる国保では、保険者はソフトな予算制約に直面しているため、モラルハザードを起しやすく、結果としてより多くの超過需要をもたらすことを確認している。

しかしながら、これらの先行研究は、いくつかの分析上の問題を抱えている。第一の問題は、費用関数の推定に必要不可欠である要素価格や生産物の変数が欠如していると

いう問題である。つまり、いくつかの研究で推定されている推定式には、経済学的な意味付けを持たないものがあり、そうした定式化をもとにした分析結果に、経済学的な解釈をあてはめることは非常に危険であると考えられる。第二の問題は、人件費の定義に関する問題である。これらの研究では、費用関数の推定に必要な要素価格である人件費の代理変数に、公務員の一人当たり給与を用いている。しかしながら、2.2節で詳しく述べるように、この変数は人件費の適切な代理変数であるとは言えない可能性があるため、これが要素価格として適切であるかどうかについては、慎重に判断する必要がある。第三の問題は、第二のグループの先行研究において、ソフトな予算制約問題以外の国保が抱える財政要因が説明変数に採用されていない点である。別な表現をすると、推定式で考慮されていない様々な要因は全て誤差項に含まれていることになるが、もし、それらの要因と説明変数との間に相関があれば、推定値はバイアスを持つことになる。したがって、様々な要因を同時に考慮することによって、内生性の問題をできるだけ解消する必要がある。本稿の構成は以下の通りである。次節では、本稿の実証分析に用いるデータの説明と、計量モデルを示す。3節では、推定結果を報告する。4節では、本稿の結論をまとめる。

## 2. データと計量モデル

### 2.1 データと分析方法

本稿の実証分析で用いる主なデータは、平成12（2000）年度と平成17（2005）年度の『国民健康保険事業年報』に記載されている市区町村保険者別データである。この統計は、厚生労働省が、全国の国保保険者の事業運営実績を把握して、制度の改善や予算の編成、及び国庫補助金の交付等、制度の健全な運営のため広く活用するための基礎資料を得ることを目的としているものである。

分析方法は、まず、本分析において基本となる国民健康保険特別会計（国保特会）の費用関数の定義し、その計量分析を行う。次に、その費用関数に、前節で述べた様々な要因を考慮した推定式を定義し、その計量分析を行う。しかしながら、単純に説明変数を追加しただけの推定式では、各要因が国保財政の非効率性にどの程度寄与しているのかを、容易に把握するのが難しい。そこで本稿では、国保支出の非効率性を明示的に考慮したモデルによっても検証を試みる。

なお、計量分析に関しては、各年度のクロスセクションデータを用いた推定を行う。もちろん、時点が異なる同じ調査のデータを用いるので、保険者レベルのパネルデータを構築することも可能ではあるが、本稿では、以下の理由により、パネル分析は行っていない。第一の理由は、この期間内には、いわゆる「平成の大合併」により、市区町村国保は、ある程度（強制的に）統合されており、合併後の市町村によっては、その取り扱いが複雑になるためである<sup>1</sup>。第二の理由は、推定に用いる変数の一部が利用不可能なためである。

## 2.2 計量モデル

本稿で推定される基本的な費用関数は、以下の対数線形モデルである。

$$\ln(c_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(y_{it}) + \alpha_2 \ln(w_{it}) + \alpha_3 city_{it} + u_{it} \quad (1)$$

ただし、 $c$  は保険者  $i$  の  $t$  年における被保険者一人当たり支出額であり、国民健康保険特別会計支出総額を被保険者数で除したものである。 $y$  は医療保険の直接生産物である。ただし、医療保険の生産物には、リスク分散機能や加入者管理、健康増進などの様々な機能が存在するため、それを一元的に取り扱うことは、モデルや結果の解釈を著しく困難にすることが予想される。しかしながら、医療保険のこうした機能は、直接的または間接的に、被保険者の健康増進（健康資本の増強<sup>2</sup>）につながるものであると考えられる。そこで本稿では、医療保険の生産物の代理変数として、保険者  $i$  の平均余命<sup>3</sup>を用いる。 $w$  は要素価格であり、ここでは、その代理変数として、保険者  $i$  の国保担当職員一人当たりの人件費を用いる。なお、序論部分でも述べたように、人件費の取り扱いについては、若干の注意が必要である。湯田（2009）でもまとめられているように、国保担当職員の人件費の主な計上方法は、(1)専任・兼任職員の給与は、全て国保特会（総務費）から支出、(2)専任職員の給与は国保特会（総務費）から支出されるが、兼任職員の給与は市町村の一般会計から支出、(3)全て、市町村の一般会計から支出、という3つに大別できる<sup>4</sup>。しかしながら、どの方式を選択するのかは、それぞれの保険者の裁量に委ねられ

- 
- 1 具体的には、吸収合併した市町村であればパネルデータを構築することは可能であるが、対等合併した市町村や吸収合併された市町村の処理が複雑になる。
  - 2 例えば、Grossman（1972a, b）。
  - 3 男女の平均値を用いている。なお、広域保険者については、それを構成する市町村の平均値を利用している。
  - 4 総務費に含まれる人件費への支出は、市町村からの繰入金（「職員給与費等」）で賄われるが、これには物件費等も含まれており、その全てが人件費として支出されるわけではない。

ており、データ上、これらを全て正確に識別することは不可能である。そこで本稿では、上述のうち、(1)と(3)の定義にしたがった人件費（職員一人当たり人件費 A、同 B）を採用する<sup>5</sup>。また、*city* は市であれば1をとるダミー変数であり、*u* は誤差項である。

しかしながら、(1)式は、前節で述べた国保財政に影響を及ぼすとされる諸要因が全く考慮されていない。そこで本稿では、以下のような拡張された費用関数を定義する。

$$\ln(c_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(y_{it}) + \alpha_2 \ln(w_{it}) + \alpha_3 city_{it} + \beta_1' \mathbf{S}_{it} + \beta_2' \mathbf{F}_{it} + \beta_3' \mathbf{M}_{it} + u_{it} \quad (2)$$

**S** は、厚生労働省保険局国民健康保険課(2006)で示されている構造的要因を含む説明変数群であり、保険者*i*の老健加入率、退職者被保険者割合、標準負担額非課税・免除者割合、被保険者数とその二乗、および保険料収納率が含まれる。老健加入率と退職被保険者割合は、高齢化の代理変数である。一般的に、人口の高齢化に伴って、医療給付費は増加するため、結果として国保支出は増加すると考えられる。したがって、これらの係数は正に推定されることが予想される。また、非課税・免除者割合の増加にともなって、国保財政の負担は増加すると考えられるため、この係数は正になることが予想される。被保険者数については、先行研究で規模の経済性が確認されていることから、一次項が負、二次項が正に推定されることが予想される。また、**F** は財政要因を示す説明変数群であり、保険者*i*の各種補助金<sup>6</sup>（普通調整交付金、基金等繰入金、都道府県支出金、及び市町村一般会計繰入金）の収入に占める割合が含まれる。もし、ソフトな予算制約が存在すれば、これらの要因によって、国保特会の支出が過度になっていると考えられるため、これらの係数は正に推定されることが予想される。また、**M** は市場要因であり、10万人当たり医師数、10万人当たり一般病床数、及び実質自己負担率が含まれる。このうち、実質自己負担率は、価格の代理変数であり、これは負に推定されることが予想される。また、二つの医療供給密度は、医師誘発需要やアクセス改善等の代理変数<sup>7</sup>である。これらは、医療給付を過度に発生させる現象であり、結果として国保支出は増加すると考えられる。したがって、これらの係数も正に推定されることが予想される。

なお、これらの変数の詳細な定義とデータの出典については表1にまとめられている。

5 表1を参照のこと。

6 国庫支出金から国保特会に交付されるものには、普通調整交付金の他に、特別調整交付金、事務費、療養給付費、高額医療費共同事業負担金、出産育児一時金の補助、及び特別対策費がある。この中で、最も割合が大きいのは、療養給付費に対する補助であるが、これは法令によって定率と定められているため、本稿では、鈴木(2001)と同様に分析の対象としない。また、他の項目については、それらの定義上、ソフトな予算制約の問題には含まれないと考えられるため、分析対象にしていない。

7 ただし、Yuda(2009)がまとめているように、これらには様々な因果関係が想定されるため、本稿の定式化では、具体的に何を反映した結果であるのかを特定することはできない。

表 1. 変数の定義と出典

変数名	定義	出典
一人当たり国保支出総額	国保支出総額÷被保険者数。 ただし被保険者数は、一般被保険者数(老健適用者数は除く)と退職者被保険者数の合計。	[1]
平均余命	男女の平均値。ただし、広域保険者は、それを構成する市町村の平均値を利用。	[2]
国保職員一人当たり人件費 A	「職員給与等」金額÷(専任職員数+兼任職員数)。	[1]
国保職員一人当たり人件費 B	「職員給与等」金額÷(専任職員数+兼任職員数)。 ただし、「職員給与等」金額がゼロの保険者は、公務員一人当たり人件費で代替。	[1], [3]
市ダミー	市区に1を立てるダミー変数。	
老健加入率	老健給付対象者数÷(被保険者数+老健給付対象者数)。	[1]
退職被保険者割合	退職被保険者数÷被保険者数。	[1]
非課税・免除者割合	(非課税対象者数+免除者数)÷被保険者数。	[1]
被保険者数	一般被保険者数+退職被保険者数。	[1]
保険料収納率 <sup>注(1)</sup>	保険料収納額÷保険料調定額。	[1]
普通調整交付金割合 <sup>注(1)</sup>	普通調整交付金(介護分除く)÷収入総額。	[1]
基金等繰入金割合 <sup>注(1)</sup>	基金等繰入金÷収入総額。	[1]
都道府県支出金割合 <sup>注(1)</sup>	都道府県支出金(介護分除く)÷収入総額。	[1]
市町村一般会計繰入金割合 <sup>注(1)</sup>	市町村一般会計繰入金(介護分除く)÷収入総額。	[1]
10万人当たり医師数 <sup>注(1), 注(2)</sup>	各市町村の10万人当たり医師数。ただし、広域保険者は、それを構成する市町村の合計値を利用。	[4]
10万人当たり一般病床数 <sup>注(1)</sup>	各市町村の10万人当たり一般病床数。ただし、広域保険者は、それを構成する市町村の合計値を利用。	[5]
実質自己負担率	一部負担金総額÷(保険給付費総額+一部負担金総額)。	[1]

注(1) 対数線形モデルで推定する都合上、データがゼロの保険者は、「0.1」に置き換えている。

注(2) 2005年度のデータは、2004(平成16)年度と2006(平成18)年度の平均値を採用している。

出典

- [1] 厚生労働省『国民健康保険事業年報』, 平成12年度・平成17年度版。
- [2] 厚生労働省『市区町村別生命表』, 平成12年, 平成17年版。
- [3] 総務省『市町村別決算状況調』, 平成12年度, 平成17年度版。
- [4] 厚生労働省『医師・歯科医師・薬剤師調査』, 平成12年, 平成16年, 平成18年版。
- [5] 厚生労働省『医療施設調査』, 平成12年, 平成17年版。

ただし、(2)式による推定では、各要因が国保財政の非効率性にどの程度寄与しているのかを、容易に把握するのが難しい。例えば、各種補助金の中でも、真に財政の健全化に寄与しているものもあるかもしれないし、実質自己負担率が負に推定された場合でも、それが通常の価格効果によるものか、それとも事後的モラルハザードを含んだ需要増を示すのかなどを識別することができない。そこで本稿では、国保支出における非効率性を明示的に考慮した以下の確率フロンティアモデル(Stochastic Frontier Model, SFM)を考える。

$$\ln(c_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(y_{it}) + \alpha_2 \ln(w_{it}) + \alpha_3 city_{it} + u_{it} + v_{it} \quad (3)$$

ただし、 $v$  は保険者  $i$  の非効率項であり、平均  $\mu (> 0)$ 、標準偏差  $\sigma_v$  を持ち、かつゼロで切断された正規分布 (truncated normal distribution with truncation point at 0) に従うものとし、これは保険者間で独立であるとする。また、 $\mu$  は、

$$\mu = \gamma_0 + \gamma_1'S_{it} + \gamma_2'F_{it} + \gamma_3'M_{it} \quad (4)$$

であるとする。このような定式化を行うことによって、各要因が国保支出の非効率性にどの程度寄与しているのかを明示的に把握することができる。具体的には、(4)式のうち、正で有意に推定された変数は、その保険者の支出に非効率性をもたらす要因であり、それが負に有意に推定された変数は、財政の効率化に貢献する要因であると解釈される。なお、ダミー変数以外の説明変数は全て対数化したものを用いている<sup>8</sup>。

推定に用いる変数の記述統計量は、表2にまとめた通りである。

表2. 記述統計量

年 変数名	2000年度				2005年度			
	平均値	標準偏差	最大値	最小値	平均値	標準偏差	最大値	最小値
(被説明変数)								
一人当たり国保支出総額	302304	71041.540	142802	776502	319331	56929.590	171780	1024294
(説明変数)								
平均余命 (男女平均)	81.057	0.745	78.300	84.000	82.121	0.754	79.400	84.550
国保職員一人当たり人件費 A	403039	196154	7128	1618308	446529	234244	8344	2313885
国保職員一人当たり人件費 B	416912	184849	67621	1618308	451849	230613	75035	2313885
市ダミー	0.214	0.410	0.000	1.000	0.437	0.496	0.000	1.000
(構造的要因)								
老健加入率	0.308	0.077	0.109	0.568	0.271	0.068	0.096	0.535
退職被保険者割合	0.115	0.044	0.008	0.273	0.151	0.052	0.010	0.342
標準負担額非課税・免除者割合	0.016	0.030	0.000	0.325	0.017	0.026	0.000	0.184
被保険者数	9781.489	32148.550	43	827009	19905.900	48850.410	85	918201
保険料収納率	0.946	0.036	0.775	1.000	0.921	0.040	0.719	1.000
(財政要因)								
普通調整交付金割合	0.076	0.039	0.000	0.274	0.070	0.036	0.000	0.226
基金等繰入金割合	0.007	0.018	0.000	0.177	0.014	0.022	0.000	0.231
都道府県支出金割合	0.002	0.004	0.000	0.051	0.039	0.010	0.015	0.226
市町村一般会計繰入金割合	0.078	0.032	0.012	0.393	0.087	0.034	0.023	0.476
(市場要因)								
10万人当たり医師数	124.265	172.629	1.367	3965.589	146.809	165.456	1.276	3284.025
10万人当たり一般病床数	916.965	1140.710	0.380	21268.48	690.366	648.027	0.249	8984.478
実質自己負担率	0.251	0.016	0.149	0.306	0.225	0.011	0.157	0.270
観測値数 (保険者数)	3235				1830			

注(1) 金額の単位は「円」。

注(2) 各変数の定義は、表1を参照のこと。

8 保険者 (市町村) によっては、データがゼロである場合があるが、それらは全て0.1に置き換えている。



### 3. 推定結果

表3には、各年度の推定結果がまとめられている。

表3. 推定結果

A. 2000年度												
推定方法	OLS		OLS		OLS		OLS		SFM		SFM	
変数名	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
(費用関数)												
平均余命	-1.9305***	0.4601	-2.4146***	0.3093	-1.9540***	0.4530	-2.4195***	0.3034	-0.9679***	0.2343	-0.9156***	0.2293
国保職員一人当たり人件費 A	-0.0226***	0.0075	-0.0050	0.0051					0.0097*	0.0055		
国保職員一人当たり人件費 B					-0.0019	0.0038	-0.0033	0.0025			0.0107***	0.0025
市ダミー	-0.0095	0.0070	0.0204***	0.0070	-0.0154**	0.0067	0.0185***	0.0069	0.0229***	0.0068	0.0226***	0.0066
定数項	21.3755***	2.0206	24.4717***	1.3642	21.2105***	1.9887	24.4993***	1.3377	16.4422***	1.0239	16.1982***	1.0046
(構造的要因)												
老健加入率			0.4217***	0.0151			0.4225***	0.0148	0.5283***	0.0205	0.5305***	0.0202
退職被保険者割合			0.0747***	0.0063			0.0736***	0.0062	0.0832***	0.0088	0.0847***	0.0086
標準負担額非課税・免除者割合			0.0031**	0.0015			0.0030**	0.0014	0.0095***	0.0021	0.0097***	0.0020
被保険者数			-0.2079***	0.0144			-0.2138***	0.0142	-0.2228***	0.0184	-0.2256***	0.0183
被保険者数2乗			0.0105***	0.0009			0.0109***	0.0009	0.0106***	0.0011	0.0108***	0.0011
保険料収納率			-0.2433***	0.0812			-0.2319***	0.0789	-0.7307***	0.1032	-0.7255***	0.1015
(財政要因)												
普通調整交付金割合			0.0051***	0.0011			0.0051***	0.0011	0.1032***	0.0085	0.1024***	0.0083
基金等繰入金割合			0.0008***	0.0002			0.0008***	0.0002	0.0003	0.0003	0.0004	0.0003
都道府県支出金割合			-0.0006	0.0006			-0.0004	0.0006	-0.0017***	0.0003	-0.0018***	0.0003
市町村一般会計繰入金割合			0.0375***	0.0057			0.0394***	0.0056	0.0641***	0.0071	0.0680***	0.0070
(市場要因)												
10万人当たり医師数			0.0080***	0.0028			0.0079***	0.0027	0.0073*	0.0039	0.0065*	0.0038
10万人当たり一般病床数			0.0039***	0.0009			0.0040***	0.0009	0.0129***	0.0013	0.0129***	0.0013
実質自己負担率			-0.3746***	0.0471			-0.3762***	0.0463	-0.5020***	0.0423	-0.4904***	0.0415
定数項									1.8169***	0.1067	1.8637***	0.1052
Number of Observations	3125		3125		3235		3235		3125		3235	
Log-likelihood (Adjusted R-squared)	(0.6240)		(0.8364)		(0.6281)		(0.8399)		2492.7437		2593.8681	
F/ Wald test ( $H_0$ : all coefficients in cost function=0)	F(3,2766) = 11.17***		F(16,2753) = 230.01***		F(3,2875) = 8.50***		F(16,2862) = 242.09***		$\chi^2(3) = 30.65***$		$\chi^2(3) = 44.89***$	
F/ Wald test ( $H_0$ : all coefficients in inefficiency factors=0)			F(13,2753) = 277.17***				F(13,2862) = 293.40***		$\chi^2(13) = 3811.02***$		$\chi^2(13) = 3957.20***$	
F/ Wald test ( $H_0$ : structural factors=0)			F(6,2753) = 452.11***				F(6,2862) = 477.00***		$\chi^2(6) = 2805.54***$		$\chi^2(6) = 2916.01***$	
F/ Wald test ( $H_0$ : subsidies=0)			F(4,2753) = 20.29***				F(4,2862) = 22.81***		$\chi^2(4) = 376.84***$		$\chi^2(4) = 407.34***$	
F/ Wald test ( $H_0$ : market factors=0)			F(3,2753) = 38.37***				F(3,2862) = 40.37***		$\chi^2(3) = 316.99***$		$\chi^2(3) = 314.00***$	
F test ( $H_0$ : local effects=0)	F(355,2766) = 15.266***		F(355,2753) = 8.046***		F(356,2875) = 15.932***		F(356,2862) = 8.299***					
$\sigma_u$ (error term)									0.0070	0.0005	0.0067	0.0005
$\sigma_v$ (inefficiency term)									0.0065	0.0007	0.0068	0.0007

注(1) \*\*\*は1%有意水準、\*\*は5%有意水準、\*は10%有意水準で、それぞれ有意であることを示す。

注(2) ダミー変数と定数項を除く変数は、全て対数変換している。

注(3) OLS推定では、これらの変数の他に二次医療圏ダミー変数群が含まれている。

表 3. 推定結果

B. 2005年度

推定方法	OLS		OLS		OLS		OLS		SFM		SFM	
変数名	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
(費用関数)												
平均余命	-3.2212***	0.5734	-3.1225***	0.4518	-3.1688***	0.5701	-3.1106***	0.4497	-2.0972***	0.3218	-2.1233***	0.3199
国保職員一人当たり人件費 A	-0.0190**	0.0074	-0.0114**	0.0057					-0.0090	0.0060		
国保職員一人当たり人件費 B					-0.0043	0.0051	-0.0058	0.0039			-0.0021	0.0042
市ダミー	-0.0022	0.0063	0.0231***	0.0069	-0.0052	0.0061	0.0220***	0.0068	0.0158**	0.0076	0.0142*	0.0075
定数項	27.1074***	2.5237	27.7893***	1.9919	26.6862***	2.5088	27.6516***	1.9820	21.7486***	1.4118	21.7674***	1.4069
(構造的要因)												
老健加入率			0.3030***	0.0178			0.2990***	0.0175	0.3207***	0.0183	0.3159***	0.0180
退職被保険者割合			0.0814***	0.0085			0.0831***	0.0085	0.0848***	0.0089	0.0843***	0.0087
標準負担額非課税・免除者割合			0.0035*	0.0020			0.0033*	0.0020	0.0146***	0.0024	0.0144***	0.0024
被保険者数			-0.1402***	0.0171			-0.1412***	0.0170	-0.1054***	0.0185	-0.1077***	0.0182
被保険者数 2 乗			0.0064***	0.0009			0.0065***	0.0009	0.0044***	0.0010	0.0045***	0.0010
保険料収納率			-0.2368***	0.0846			-0.2333***	0.0838	-0.2096**	0.0951	-0.1918**	0.0935
(財政要因)												
普通調整交付金割合			0.0008	0.0007			0.0009	0.0007	0.0026***	0.0008	0.0027***	0.0007
基金等繰入金割合			0.0003	0.0002			0.0003	0.0002	-0.0001	0.0003	-0.0001	0.0003
都道府県支出金割合			-0.0488***	0.0156			-0.0465***	0.0155	-0.0577***	0.0166	-0.0578***	0.0164
市町村一般会計繰入金割合			0.0663***	0.0080			0.0657***	0.0080	0.1021***	0.0086	0.1018***	0.0085
(市場要因)												
10万人当たり医師数			0.0131***	0.0037			0.0135***	0.0037	0.0226***	0.0046	0.0227***	0.0045
10万人当たり一般病床数			0.0004	0.0013			0.0004	0.0013	0.0045***	0.0016	0.0045***	0.0016
実質自己負担率			-0.0083	0.0663			-0.0211	0.0658	-0.5142***	0.0532	-0.5152***	0.0527
定数項									0.6717***	0.1302	0.6827***	0.1289
Number of Observations	1808		1808		1830		1830		1808		1830	
Log-likelihood (Adjusted R-squared)	(0.5853)		(0.7735)		(0.5878)		(0.7744)		1597.834		1621.4668	
F/ Wald test ( $H_0$ : all coefficients in cost function= 0)	F(3,1449) = 13.83***		F(16,1436) = 80.81***		F(3,1471) = 11.23***		F(16,1458) = 80.67***		$\chi^2(3) = 50.61***$		$\chi^2(3) = 48.22***$	
F/ Wald test ( $H_0$ : all coefficients in inefficiency factors= 0)			F(13,1436) = 93.61***				F(13,1458) = 94.55***		$\chi^2(13) = 1384.02***$		$\chi^2(13) = 1459.09***$	
F/ Wald test ( $H_0$ : structural factors= 0)			F(6,1436) = 154.71***				F(6,1458) = 155.71***		$\chi^2(6) = 903.14***$		$\chi^2(6) = 936.10***$	
F/ Wald test ( $H_0$ : subsidies= 0)			F(4,1436) = 20.11***				F(4,1458) = 19.78***		$\chi^2(4) = 153.10***$		$\chi^2(4) = 158.74***$	
F/ Wald test ( $H_0$ : market factors= 0)			F(3,1436) = 6.40***				F(3,1458) = 7.07***		$\chi^2(3) = 164.61***$		$\chi^2(3) = 171.28***$	
F test ( $H_0$ : local effects= 0)	F(355,1449) = 8.006***		F(355,1436) = 4.714***		F(355,1471) = 8.184***		F(355,1458) = 4.729***					
$\sigma_u$ (error term)									0.0065	0.0012	0.0066	0.0013
$\sigma_v$ (inefficiency term)									0.0038	0.0013	0.0036	0.0014

注(1) 表 3 A の注を参照のこと。

それぞれの推定結果を見てみると、人件費の定義の違いにかかわらず、推定値はほとんど変わりがなく、また年度別に比較しても、また多くの共通した傾向が見受けられる。具体的には、平均余命は負で有意、市ダミーは部分的に正で有意に推定されている。また、構造的な要因に関しては、老健加入率と退職被保険者割合が正で有意に推定された。これらの結果は、人口の高齢化に伴う医療給付費増が、保険財政を悪化させていることを

示唆するものであると考えられる。また、非課税・免除者割合も正で有意に推定されている。被保険者規模に関しては、先行研究と同様に、一次項が負、二次項が正で有意に推定されている。つまり、国保支出においては、事務費や運営費だけでなく、支出全体についても規模の経済性が存在するといえる。一方で、保険料収納率は負に有意に推定されているが、これは、保険料収納率の改善が、国保財政の効率化につながることを示唆していると考えられる。財政要因については、都道府県支出金は全て負で有意、市町村一般会計繰入金は全て正に有意に推定された。また、普通調整交付金に関しては、2000年度では全て正に有意であったが、2005年度では、SFMの結果でのみ正で有意であった。つまり、都道府県支出金は国保財政の効率化に寄与している一方で、国保保険者の財政は、市町村からの繰入金や普通調整交付金の存在によって、効率的な運営がなされていない可能性があると考えられる。最後に、市場要因に関しては、医師密度は全て正で有意であり、一般病床密度は、2000年度では全て正に有意であったが、2005年度では、SFMの結果でのみ正で有意であった。つまり、医療サービス需給のモラルハザードが、国保財政に悪影響を及ぼしていることが伺える。なお、Yuda (2009) において、誘発需要が医療費の総額に与える影響は限定的であることが確認されていることを踏まえれば、誘発需要の影響よりも、事後的モラルハザードの影響の方が、国保財政の非効率性を高めている要因であると推測される。また、実質自己負担率は、予想通りに全て負に有意に推定された。

なお、これらの結果で興味深いのは、年度が異なることによって、各要素が国保財政に及ぼす影響の度合いが異なることである。具体的には、国保財政の非効率要因のうち、その影響が最も大きいのは老健加入率であるが、2005年度における老健加入率の影響は2000年度の6割程度になっている。また、2000年度においては、普通調整交付金の影響が2番目に大きいですが、2005年度ではその影響はほとんどゼロに近づいている。その代わりに、2000年度において係数が小さかった市町村一般会計からの繰入金が、2005年度においては、飛躍的に増大していることが分かる。この結果は、財源は異なるが、国保財政にはソフトな予算制約の問題が存在することを示唆しているものであると考えられる。一方で、2005年度の保険料収納率の係数(絶対値)は、2000年度に比べて著しく低下している。表2より、この期間の保険料収納率の平均値は低下しているため、収納率の低下が、国保財政のさらなる悪化をもたらしていることがうかがえる。また、2005年度の被保険者数とその二乗項の係数も、2000年度の半分以下になっている。この期間内には、いわゆる「平成の大合併」に伴う保険者の統合が各地で行われており、それに伴う被保

険者の規模の拡大が、国保財政の効率化に一定の影響を与えたことが推測される。

また表4には、SFMの推定結果から推計された各保険者の非効率性の記述統計量がまとめられている。この非効率性の値が1であれば、その保険者が費用関数のフロンティア上にあること、つまりその保険者は経済学的な意味で効率的な運営をしていることを意味するが、1から離れた値をとっている保険者ほど（この場合には、大きな値をとっている保険者ほど）、財政における非効率性が高い保険者であることを意味している。表4によれば、2000年度の平均非効率性は1.351であったが、2005年度には1.320～1.328とおよそ0.023～0.031ポイント減少していることが分かる。また、最大値についても、0.8ポイントほど減少していることが分かる。つまり、この期間内に、国保財政は平均的に財政が改善されたと判断することができる。なお、表5には、非効率性の上位・下位それぞれ30保険者がリストアップされている<sup>9</sup>。いずれの年度においても、東日本の保険者では非効率性は小さく、西日本の保険者の非効率性は大きいといった傾向が見受けられる<sup>10</sup>。

#### 4. 結論

国保制度は、加入者の高齢化や低所得者の増加、小規模保険者の増加、保険料収納率の低下などといった構造的な問題を抱えていることから、その財政状況は極めて深刻な状況にある。加えて、過剰受診や医師誘発需要に代表される医療サービス需給の非効率性や、多額の国庫補助が存在するが故に、保険者に費用効率化のインセンティブが欠如しているといったソフトな予算制約の問題なども、国保財政悪化の一因となっている可能性がある。本稿では、こうした国保が直面している様々な環境や状況が、国保財政にどのような影響を与えているのかを定量的に分析した。

国保保険者の詳細な情報をまとめた『国民健康保険事業年報』から入手できる保険者別データを用いて、国保支出の費用関数を推定した結果、上述した様々な要因のうち、特に、加入者の高齢化による影響が、国保財政の非効率性の拡大に最も大きな影響を与えていることが分かった。その他には、普通調整交付金や市町村一般会計からの繰入金などの財政補助が、国保財政の非効率性を高めていること、つまり、国保財政にはソフトな予算制約の問題が存在することを示唆する結果が得られた。また、国保支出には規

---

9 サンプルサイズが、3235（2000年度）と1830（2005年度）の推定結果から推計された非効率性をまとめている。

10 スペースの都合上、分析対象である全保険者のリストは割愛している。

表4. 非効率性の記述統計量

年度	観測値数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
2000	3125	1.351	0.279	1.002	3.306
2000	3235	1.351	0.282	1.002	3.315
2005	1808	1.320	0.179	1.008	2.582
2005	1830	1.328	0.181	1.008	2.575

表5. 非効率性の推計結果（上位・下位30保険者）

A：上位30保険者				B：下位30保険者				
年度 2000年		2005年		年度 2000年		2005年		
順位	都道府県 保険者	Inefficiency	順位	都道府県 保険者	Inefficiency	順位	都道府県 保険者	Inefficiency
1	秋田県 大湯村	1.0024	1	秋田県 大湯村	1.0078	3206	長野県 売木村	2.2079
2	北海道 別海町	1.0027	2	東京都 小笠原村	1.0118	3207	広島県 吉和村	2.2102
3	愛知県 渥美町	1.0028	3	長野県 川上村	1.0124	3208	広島県 筒賀村	2.2140
4	長野県 川上村	1.0028	4	千葉県 富里市	1.0187	3209	鹿児島県 上飯村	2.2178
5	愛知県 赤羽根町	1.0028	5	北海道 羅臼町	1.0195	3210	広島県 西城町	2.2206
6	和歌山県 南部川村	1.0029	6	埼玉県 八潮市	1.0223	3211	北海道 上砂川町	2.2261
7	神奈川県 綾瀬市	1.0029	7	茨城県 坂東市	1.0235	3212	鳥根県 桜江町	2.2283
8	神奈川県 愛川町	1.0030	8	茨城県 八千代町	1.0236	3213	広島県 木江町	2.2300
9	群馬県 嬬恋村	1.0030	9	長野県 南牧村	1.0242	3214	高知県 大豊町	2.2331
10	神奈川県 寒川町	1.0031	10	長野県 八街市	1.0248	3215	北海道 三笠市	2.2456
11	長野県 南牧村	1.0031	11	山梨県 忍野村	1.0252	3216	愛媛県 新宮村	2.2503
12	神奈川県 伊勢原市	1.0032	12	沖縄県 石垣市	1.0258	3217	広島県 戸河内町	2.2670
13	神奈川県 大井町	1.0033	13	千葉県 旭市	1.0273	3218	鹿児島県 大浦町	2.2857
14	静岡県 浜岡町	1.0033	14	茨城県 境町	1.0303	3219	徳島県 一宇村	2.2918
15	北海道 更別村	1.0033	15	埼玉県 三郷市	1.0310	3220	長野県 上村	2.2925
16	山梨県 秋山村	1.0037	16	群馬県 昭和村	1.0316	3221	山梨県 早川町	2.2985
17	福島県 檜枝岐村	1.0037	17	埼玉県 松伏町	1.0320	3222	岐阜県 宮川村	2.3070
18	北海道 忠類村	1.0038	18	沖縄県 沖繩市	1.0336	3223	鳥根県 弥栄村	2.3144
19	神奈川県 中井町	1.0038	19	茨城県 神栖市	1.0336	3224	広島県 作木村	2.3405
20	東京都 千代田区	1.0038	20	青森県 六ヶ所村	1.0337	3225	愛媛県 面河村	2.3461
21	北海道 東藻琴村	1.0038	21	千葉県 浦安市	1.0339	3226	鳥根県 大和村	2.3491
22	北海道 中札内村	1.0039	22	青森県 大間町	1.0349	3227	北海道 神恵内村	2.3889
23	東京都 青ヶ島村	1.0047	23	栃木県 益子町	1.0377	3228	高知県 仁淀村	2.3899
24	東京都 小笠原村	1.0068	24	北海道 別海町	1.0381	3229	山口県 本郷村	2.4111
25	千葉県 海上町	1.0092	25	栃木県 二宮町	1.0382	3230	愛媛県 関前村	2.4631
26	千葉県 浦安市	1.0101	26	茨城県 鉾田市	1.0390	3231	沖縄県 渡名喜村	2.5066
27	埼玉県 八潮市	1.0103	27	埼玉県 川口市	1.0392	3232	北海道 赤平市	2.5449
28	埼玉県 三郷市	1.0115	28	埼玉県 戸田市	1.0399	3233	高知県 大川村	2.6419
29	茨城県 猿島町	1.0121	29	千葉県 山武市	1.0401	3234	高知県 本川村	2.8329
30	神奈川県 海老名市	1.0123	30	和歌山県 みなべ町	1.0432	3235	愛知県 富山村	3.3151
						1830	福井県 池田町	2.5751

注(1) サンプルサイズが、3235 (2000年度)と1830 (2005年度)の推定結果から推計された非効率性をまとめている。

模の経済が存在していることを示唆する結果が得られたため、被保険者規模を大きくすることによって、国保財政の効率性は高まるという結果が得られた。この結果からは、いわゆる「平成の大合併」に伴う保険者の統合によって、国保財政の効率化に一定の影響を与えたことが推測される。

なお、冒頭でも述べたように、国保の財政構造や被保険者の特性を考えれば、これらの非効率要素を全て改善させるような改革を行うことは、ほとんど不可能に近いといえる。しかしながら、本稿の分析で非効率性の主因の一つとされた被保険者の高齢化は、今後の日本において、より深刻になりうるため、非常に解決が困難な問題であると思われる。したがって、国保財政の効率化に焦点を当てた場合には、他の要因として推定されたソフトな予算制約の問題を解決させることが優先されるべき事項であると考えられる。

最後に、残された本稿の課題をまとめておきたい。本稿で用いたデータは、各国保保険者の詳細な情報をまとめた『国民健康保険事業年報』を用いているが、他のデータの制約上、クロスセクションデータでの分析に留まっているため、様々な限界はあることは否定できない。例えば、パネル推定のように、観察できない各保険者の要因を明示的に考慮することができないため、推定値にバイアスが発生している可能性がある。具体的には、何らかのショックによって、たまたま2000年に費用が大きい(または小さい)保険者があるかもしれないが、クロスセクションデータを用いた分析では、そのような特殊な保険者の存在を考慮することが不可能である。したがって、そうした課題を克服できるパネルデータを用いた推定は、早急に行われるべき重要な研究課題であるといえる。また、本稿で確認された非効率性を発生させる要因に対して、何らかの対策が行われたとしても、それが、必ずしも代表的個人(被保険者)の効用を最大にするとは限らない。したがって、本稿のような財政側のみからの視点だけではなく、そうした要素を考慮した厚生分析によるシミュレーションを行うことも、今後の重要な研究課題といえるだろう。

## 参考文献

Grossman, Michael (1972a) "On the concept of health capital and the demand for health",  
*Journal of Political Economy*, Vol.80, pp.223-255.

Grossman, Michael (1972b) *The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation*,

Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.

Yoshida, Atsushi and Akira Kawamura (2008) "Budget systems and moral hazard in the national health insurance and the long-term care insurance", 2008年度日本経済学会秋季大会報告論文。

Yuda, Michio (2009) "Income and substitution effects in physician-induced demand: empirical evidence based on reviews of medical bills", 中京大学経済学部附属経済研究所 Discussion Paper, No.0811。

泉田信行 (2003a) 「国保制度における保険者の規模」、山崎泰彦・尾形裕也 (編) 『医療制度改革と保険者機能』、第7章、121-136頁、東洋経済新報社。

泉田信行 (2003b) 「日本の医療制度改革 —国保改革の重要性—」、『海外社会保障研究』、No.145、68-79頁。

岩本康志・竹下智・別所正 (1997) 「医療保険財政と公費負担」、『フィナンシャル・レビュー』、第43号、174-201頁。

小椋正立・入船剛 (1990) 「わが国の人口老齢化と各公的医療保険の収支について」、『フィナンシャル・レビュー』、第17号、51-77頁。

岸田研作 (2002) 「国民健康保険の事務費と規模の経済—近畿7府県の国保パネルデータを用いた分析」『日本経済研究』、No.45、246-261頁。

厚生労働省保険局国民健康保険課 (2006) 「国民健康保険の現状と課題」、『週刊社会保障』、No.2394、34-39頁。

鈴木亘 (2001) 「国民健康保険補助金制度の目的整合性とインセンティブに関する実証分析」、『生活経済研究』、第16号、91-103頁。

田近栄治・油井雄二 (1999) 「高齢化と国民健康保険・介護保険 —財政の視点から—」、『季刊・社会保障研究』、Vol.35、No.2、128-140頁。

西川雅史 (2006) 「保険税と保険料 —国民健康保険制度における自治体の制度選択—」、『日本経済研究』、No.55、79-98頁。

林宜嗣 (1995) 「自治体の国民健康保険財政」、『季刊・社会保障研究』、Vol.31、No.3、243-251頁。

山田武 (1998) 「国民健康保険の総務費と規模の経済の検討」、『国民健康保険と地方財政に関する研究』、17-31頁、(財)財政経済協会。

湯田道生 (2009) 「国民健康保険における被保険者の最小効率規模」、中京大学経済学部附属経済研究所 スタッフセミナー報告論文。