

組管掌健康保険の保険料率と加入者の受診行動について

サガワ カズヒコ
佐川 和彦*

目的 組管掌健康保険（以下、組合健保）の加入者は保険料率に対応して、合理性、損失回避の心理や権利意識、コスト意識にもとづいた受診行動をとると想定した3つの仮説（それぞれ、仮説A、仮説B、仮説C）を立てた。本稿では、これらの仮説の検証を行う。

方法 東京都の606の健康保険組合を対象にして、2004～2006年度（一部の変数については2003年度から使用）のパネルデータを使用することにより、受診率関数の推定を行った。年齢構成のデータが公表されていないため、特定の年齢層に限定した受診率（本稿では、3歳未満の被扶養者の受診率）を被説明変数として用いることにした。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、得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。本稿の分析の特徴は、受診率関数の説明変数として保険料率の変化分を加えたことである。また、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ことを考慮に入れて、係数ダミーを用いることにした。

結果 パネルデータの分析にあたって、モデル選択、系列相関、不均一分散に関する検定を行った。本稿では、これらの検定結果を受けて、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。入院外については、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。

結論 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、組合健保の加入者は保険料率の変更に対して合理的に対応する。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で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。

キーワード 組管掌健康保険、保険料率、合理性、損失回避の心理、コスト意識、パネルデータ

I 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賄うものである。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というのが現状である。本稿において分析の

対象とする組管掌健康保険（以下、組合健保）では、公費による補助は極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

*駿河台大学経済学部教授

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、次のような3つの仮説が考えられる。第1に、加入者が従来のオーソドックスな経済学において大前提となっている合理的な行動をとるといふ仮説である。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。合理性の仮定においては、保険料が受診行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¹⁾。本稿では、この仮説を仮説Aと呼ぶことにする。

第2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とは、既に経済実験によって明らかにされている²⁾³⁾。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先行研究¹⁾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ロ・データを用いた先行研究⁴⁾では、VARモデルの推定にもとづくGrangerの因果性の検定によって、国保の被保険者がとる受診行動のアノマリーが報告されている。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も測定されている。さて、本稿では、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非合理的な受診行動をとるといふ可能性を考え、これを仮説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、場合によっては非合理的な受診行動に結びつく可能性があることを想定しているのである。

第3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。本稿では、これを仮説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、本来ならばできないはずのことをしようとする非合理的な行動であって、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のである。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いようにするというものである。これは、単純にアノマリーとはいえないばかりか、過剰な受診を抑制するということであり、望ましい行動といえなくもない。しかしながら、次のような点に注意が必要である。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、本稿の分析が対象とした期間でいうならば、保険料率が高くなることの要因の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いかんともしがたいものである。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。

本稿では、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。

Ⅱ 方 法

本稿では、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)のパネルデータを使用することにより加入者の受診行動について分析を行った。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⁵⁾⁶⁾の説明変数として選択したのは、まず、被保険者数の対数⁷⁾、標準報酬月額⁸⁾の平均・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。標準報酬月額の平均・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⁸⁾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。本稿の分析の特徴は、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⁹⁾。35%以上の健保組合は全体の3分の1を占めている。

受診率関数の説明変数としては、次のような理由で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ことである。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ことである。そのため、年齢構成について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出してしまう可能性がある。残念ながら、現在のと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、この問題を回避することが可能である。本稿では、3歳未満の被扶養者の受診率⁷⁾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、得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。

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。

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。本稿では、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つの仮説の下で、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の下では、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ということになる。仮説Bの下では、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の下では、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、パネルデータの分析においては、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¹⁰⁾、変量効果モデルについてはラグランジュ乗数検定¹⁰⁾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¹⁰⁾を行う。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¹¹⁾。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。本稿では、系列相関についてはWooldridge検定¹²⁾、不均一分散についてはBreusch-Pagan検定¹³⁾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¹²⁾。

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

Ⅲ 結 果

先に、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

表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	1 813	10.6069	0.9426	2.6111	20.2981
被扶養者 (3歳未満)・歯科・受診率	1 807	0.4277	0.1201	0.0344	2.5046
被保険者数	1 813	14 774	30 530	111	400 178
保険料率・被保険者分	2 410	31.382	7.013	11.000	45.600
保険料率・被保険者分の1階の階差	1 785	-0.280	1.469	-15.488	8.400
標準報酬月額平均・男女平均 (実質値)	1 813	394 337	87 761	226 641	890 474

表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)
標準報酬月額平均・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	1 785	1 179	1 779	1 779
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)に従うモデルであり、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。

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受けて、本稿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2に示した。入院外については、誤差項がAR(1)に従うモデルを

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1,785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1,179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、本稿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、本稿では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合理的に対応する。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。

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1,779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、本稿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、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。この結果は、入院については合理的な受診行動をとっていると解釈するよりも、加入者の判断で受診行動を変えることが不可能な状況におかれていると解釈したほうが妥当であろう。

Ⅳ 考 察

本稿では、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、得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、組合健保の加入者は保険料率の変更に対して合理的に対応する。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、国保の被保険者は仮説Bにおいて想定されるような受診行動をとるという先行研究があることは既に述べた。すなわち、保険料を支払うことによって損失回避の心理や権利意識が芽生える。そのため、保険料をサック・コストとはみなさずに、支払った保険料を回収しようとする非合理的な受診行動をとるというのである。この結果と本稿での検証結果とは正反対のものである。このような違いが生じる要因について、最後に考察を加えておきたい。

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の違いが生じてい

ることが考えられる。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、公費による補助は極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で考えられる。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見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廃止され、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、例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うかもしれない。この場合には、保険料を支払うことによる権利意識の方が相対的に強くなることも考えられる。

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極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。

文 献

- 1) 塚原康博. 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. 東京: 日本評論社, 2003; 79-88.
- 2) Arkes H R, Blumer C. The Psychology of Sunk Cost. *Organizational Behavior and Human Decision Processes* 1985; 35: 124-40.
- 3) Phillips O R, Battalio R C, Kogut C A. Sunk and Opportunity Costs in Valuation and Bidding. *Southern Economic Journal* 1991; 58 (1): 112-28.
- 4) 佐川和彦. 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 2007; 17 (1): 21-37.
- 5) Folland S, Goodman A C, Stano M. *The Economics of Health and Health Care Fifth Edition*. Upper Saddle River: Pearson Education 2007; 176-98.
- 6) 川添希, 馬場園明. 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」の指標 2007; 54 (6): 14-9.
- 7) 健康保険組合連合会. 平成16年度—平成18年度健康保険組合事業年報. 東京: 健康保険組合連合会, 2006-2008.
- 8) 総務省統計局. 消費者物価指数年報 平成20年. (<http://www.stat.go.jp/>)
- 9) 健康保険組合連合会. 平成15年度—平成18年度健康保険組合事業年報. 東京: 健康保険組合連合会, 2005-2008.
- 10) 北村行伸. パネルデータ分析. 東京: 岩波書店, 2005; 65-73.
- 11) 松浦克己, コリン マッケンジー. ミクロ計量経済学. 東京: 東洋経済新報社, 2009; 367-442.
- 12) Wooldridge J M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: The MIT Press 2002; 274-6.
- 13) Breusch T S, Pagan A R. A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica* 1979; 47 (5): 1287-94.