

## 社会保険と所得再分配<sup>1</sup>

山田武 千葉商科大学

### 1 目的

この論文の目的は community rating による保険料と期待医療費の違いによって生じる公的医療保険を通じた所得再分配について、1998 年度のある中規模な健康保険組合を対象として分析することにある。1998 年度の各世帯の期待医療費を 1996 年 4 月から 1999 年 3 月までの 3 年間の支払業務データを使った一般化線形モデル (GLM) を使って推定し community rating による保険料と比較すると、自己負担と公費医療を除く医療費全体の 21% は所得移転によってまかなわれている。また、保険料拠出を通じて若干ではあるが所得格差が拡大していることが明らかになった。これは、期待医療費の少ない若い被保険者の世帯、特に 1 人世帯が、相対的に高い保険料を支払っているからである。ただし、この結果には推定方法に改善の余地があるため、継続した研究が期待される。

これまでの公的医療保険制度を通じた所得再分配の議論は制度間の格差や一元化といった議論が中心であった。たとえば、岩本・竹下・別所(1997)<sup>2</sup>はこれまでの議論の代表的な例で、制度間の保険料や医療費の格差と公費調整について議論されている。一方、現役世代が実質的に医療費を負担する老人保健制度は世代間の所得移転によって支えられている。少子高齢化のもとでは現役世代の負担が重くなる可能性があるため、新しい制度も模索が続いている。これらの所得再分配上重要な問題だが、グループ間での所得再分配が問題になっている。

一方、同じ制度内部でも所得移転は発生する。被用者保険の場合には保険料は天引きで、保険料の支払いを拒否することは事実上できない。したがって、(少なくとも短期的には) リスクに見合わない保険料にもかかわらず保険料を強制的に徴収されている被保険者もいると予想される。リスクよりも安い保険料を支払い、足りない部分はリスクの低い被保険者が肩代わりすることによって公的医療保険の収支は均衡する。つまり、公的医療保険の保険料拠出段階で所得移転、あるいは所得再分配が実現していることになる。平成 17 年度の国民健康保険の収納率は 90.2% である。国民健康保険の場合には天引きではなく自分で支払う。保険料未納世帯の中には保険料がリスクに見合わないために、保険料を支払うのをためらっている世帯もあると考えられる。

保険料が高すぎる(安すぎる)一つの理由は、保険料がリスクを反映しない community rating に依存するからである。community rating とは個々のリスクを反映して保険料を決定するので

---

<sup>1</sup> 厚生労働省保険局調査課のご厚意により、本稿で使用しているデータの提供を頂いた。感謝を申し上げます。

<sup>2</sup> 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, 1997年 11月, 174-201頁

はなく、母集団の期待医療費を反映して保険料を決定する仕組みを意味する。

最近では所得格差の拡大がさまざまなデータをもとに報告されるようになり、社会保障制度を通じた所得格差の是正はこれまでになく重要な政策課題と考えられるようになった。たとえば、大竹(2003)<sup>3</sup>は『所得再分配調査』だけでなく、『国民生活基礎調査』や『家計調査』にもとづいて、所得や消費の不平等度の拡大を指摘している。税制や社会保障制度による所得再分配についての分析を目的とする厚生労働省『所得再分配調査』は再分配前の当初所得と再分配以後の再分配の所得を次のように定義している。当初所得 = 可処分所得 + 拠出(税金・社会保険料)。再分配所得 = 可処分所得 + 受給(年金・恩給・医療・その他)。当初所得には自由に使える可処分所得と税金や社会保険料などの拠出が含まれる。この拠出を原資の一部として、年金・恩給・医療・その他が受給者へと移転される。厚生労働省『平成14年所得再分配調査』によれば平均当初所得は510.8万円であるのに対して、再分配後所得は575.2万円です得再分配は世帯間での所得移転だけでまかなわれているわけではない。

上のような定義による所得再分配は、生活保護制度を通じた高所得者から低所得者への所得移転を念頭にするとわかりやすい。当初所得の分布と再分配所得の分布は所得移転に依存するからである。しかし、社会保険料と医療給付の関係は、生活保護制度を通じた所得移転とは同じではない。社会保険はその名前の通り、保険としての機能と所得再分配としての機能の両方を同時に含むからである。

日本は1963年に国民皆保険を導入し、それ以降全国民はなんらかの公的医療保険制度に加入することになった。政府が医療保険市場に介入する代表的な理由は2つ考えられる。効率の観点から情報の非対称性による市場の失敗を是正するために政府が医療保険市場に介入する。あるいは、所得再分配の観点から高リスクの消費者の保険料が高額になり保険を需要できなくなるから政府が医療保険市場に介入する。後者の場合には保険料を支払う段階で所得移転を発生させることになる。

民間医療保険とは異なり、政府管掌健康保険・組合健康保険・各種共済組合などの被用者保険のもとでの保険料は各個人の期待医療費に応じてきめられるのではなく、母集団の期待医療費に応じて保険料を決定する community rating が採用されている。各世帯の世帯構成や健康状態などのリスクに関係なく所得に比例して保険料が決定される。一般的には期待医療費が高い世帯は相対的に安い保険料で保険に加入することができるし、期待医療費が低い世帯は相対的に高い保険料を支払わなければならない。こうして、被用者保険では保険料を拠出する段階で所得再分配が実現されていることになる。

公的医療保険の保険料拠出段階での所得再分配の例は他にもある。たとえば、国民健康保険での低所得者に対する保険料の軽減は典型的な所得再分配であるし、国民健康保険や政府管掌健

---

<sup>3</sup> 大竹文雄(2003)「社会階層・格差についての現状と動向」樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『日本の所得格差と社会階層』日本評論社

康保険に対する給付費の政府による補助は結果的に保険料を引き下げるという意味で所得再分配に該当する。

『所得再分配調査』では医療給付が再分配所得に含まれているが、保険給付を再分配所得に含むかどうかは議論の余地がある。保険事故が発生した場合の給付は所得再分配を意図したものではなく、公費負担医療制度をのぞけば民間医療保険と同じように事故による損失に対する給付にすぎない。たとえば、自動車事故による損失に対する給付は、結果的には事故にあわなかった被保険者から事故にあった被保険者への所得移転が発生するが、だからといって所得再分配とは呼ばない。

結核予防法・精神保健福祉法・感染症予防医療法・公害健康被害補償法・特定疾患治療研究事業・生活保護法・身体障害者福祉法・児童福祉法・戦傷者特別援護法・原爆被爆者援護法・母子保健法による公費負担医療制度では、医療費の一部または全額を政府が負担する。特定疾患治療研究事業のように自己負担分が公費の対象となることもあるし、公害健康被害補償法のように治療費全額が公費負担となる場合もある。これらの公費負担医療制度は所得移転を目的とした制度で、公的医療保険の保険料でまかなわれるのではなく、税金によってまかなわれている。厚生労働省『国民医療費』によれば平成 15 年度の国民医療費にしめる公費負担医療給付は 5.8% で大きなシェアを占めているわけではない。

公的医療保険であったとしても、一般的な医療給付は保険事故による損失を補償するための給付であって所得再分配を意図したものではない。結果的には事故にあわなかった世帯から事故にあった世帯へ移転があるとしても所得再分配というには相応しくない。給付時点で所得再分配が実現されているとすれば、公費負担医療制度や、最近の老人保健制度のように所得に応じて一部負担率が異なるような制度を通じて実施されていると考えるべきである。

以上から公的医療保険の保険としての側面に着目すると、保険料を拠出する段階での所得再分配が重要な意味を持っていることがわかる。期待医療費よりも高い保険料を支払っている世帯が、期待医療費よりも低い保険料を支払っている世帯に所得を移転するという所得再分配が存在する。

本論文ではある中規模な組合健康保険の加入世帯を対象として、community rating によって決定された保険料を通じた所得再分配を分析する。組合健康保険の保険料率は同じ組合に加入する被保険者と被扶養者の期待医療費をもとに決定されるという意味で community rating であり、被扶養者数、健康上のリスクにかかわらず保険料率は一定である。最近の研究では過去の医療費や各個人の抱える健康リスクなどの要因を利用して期待医療費を推定する研究が盛んである<sup>4</sup>。

---

<sup>4</sup> 欧米ではリスク選択 (risk selection) の動機を喪失されるような公的保険制度の構築や地域間での財源調整のためにリスク調整の分析が進められてきた。リスク調整の包括的なサーベイには van de Ven, Wynand P M M and Ellis, Randall P. "Risk Adjustment in Competitive Health Plan Markets," A. J. Culyer and J. P. Newhouse, *Handbook of Health Economics. Volume 1a*. North-Holland, 2000, 755-845 がある。

このような個人のリスクを考慮した保険料はリスク調整済保険料 (risk adjusted capitation) や experience rating などと呼ばれている。リスク調整済保険料は各個人の期待医療費に一致する (ならば) 保険的に公正な保険料でもある。

仮に政府がリスク調整済保険料を採用すれば、保険料を通じた所得再分配は発生しない。一方、community rating にもとづく保険料を採用すれば、リスク調整済保険料と community rating にもとづく保険料には差は発生する。期待医療費を推定することができれば、公的医療保険制度を通じた所得再分配の程度を調べることが出来る。

以下の構成は次の通り。2 節では期待医療費の推定方法について説明し、3 節ではデータについて簡単に説明し期待医療費の推定結果について説明する。つづく第 4 節では期待医療費と community rating による保険料の差によって生じる所得再分配の結果について報告する。最後に、第 5 節で推定結果に考察を加え、今後の課題について言及する。

## 2 期待医療費の推定方法

医療費の分布は裾が極端に長く、同時に医療費がゼロの頻度が比較的高いため、分布の特性を考慮した期待医療費の推定方法を選択しなければならない。最近では期待医療費のさまざまな推定方法が提案されている。その中には、最小自乗法・対数化最小二乗法・2 段階モデル (2 part model)・一般化線型モデル (GLM, Generalized Linear Models) など方法が含まれる<sup>5</sup>。

このように期待医療支出を推定するさまざまな方法が開発されている背景には、ヨーロッパでは保険者間でのリスク調整を目的として、米国では民間医療保険の保険料やメディケアなどの人頭給付を決定するためのより正確な期待医療費の推定が必要不可欠であることがあげられる。2005 年にバルセロナで開催された国際医療経済学会でも期待医療費に関する複数のセッションが設けられていたことから、関心の高い分野であると言える。

期待医療費を推定する際の問題点は 2 つある。医療費の分布が極端に長い裾を持っていること、医療支出がゼロの場合も珍しくないことである。医療費の分布を補正するために、しばしば使われるのが対数変換である。変換は容易で変換しない場合に比べて回帰分析にあたって頑健な推定結果が得られるという意味では好ましい。しかし、期待値を推定するにはめんどろな問題が待ちかまえている。次式は対数変換した医療費  $\ln(y)$  に最小二乗法を適用した場合の推定式で、 $x$  は説明変数、 $\beta$  は係数、 $\epsilon$  は誤差項である。この期待値はゼロである。

---

<sup>5</sup> それぞれの手法の比較については M. B. Buntin and A. M. Zaslavsky, (2004), "Too much ado about two-part models and transformation? Comparing methods of modeling Medicare expenditures," *Journal of Health Economics*, 23(3) が詳しい。GLM における関数型の選択については W. G. Manning and J. Mullahy (2001), "Estimating log models; to transform or not to transform," *Journal of Health Economics*, 20(4) が参考になる。

$$\ln(y) = x\beta + \varepsilon \quad \text{ただし, } E(\varepsilon) = 0, E(\varepsilon|x) = 0$$

上の式では誤差項の期待値はゼロであるから,  $E(\ln(y)) = x\beta$ となる。しかし, 対数変換前の raw データの医療費に戻したときの期待医療費は次のようになる。

$$E(y|x) = \exp(x\beta) \cdot E(\exp(\varepsilon)) \neq \exp(x\beta)$$

最小二乗法の仮定から の期待値はゼロであるが,  $E(\exp(\varepsilon))$ はゼロにはならないため, 何らかの方法によって補正しなければならない<sup>6</sup>。しばしば利用されるのが Smearing 補正 (Duan(1983)<sup>7</sup>)である。仮に対数変換した最小二乗法による誤差項が正規分布に従うのであれば, Smearing による補正は容易である。誤差項が正規分布に従わない場合や, 分散不均一がある場合などには, 適切な Smearing による補正が要求される。しかし, 適切な Smearing 補正を見つけるのは難しく, 恣意的にならざるをえない側面もある。RAND HIE で対数変換した医療費に最小二乗法が適用され, 一部負担率で分けられたグループごとに smearing によって医療費の期待値が補正されている (Newhouse (1993)<sup>8</sup>)。

医療支出がゼロのサンプルが多い場合には第1段階で受診するかどうかについてロジット分析やプロビット分析で推定し, 第2段階で医療費を推定する 2 段階モデル (2 part model) が使われることもある。患者の受診するかどうかに関する意思決定と実際にかかる医療費を分離し, 患者の受診行動をうまく表現できるという理論的な観点からも 2 段階モデルは正当化することができる。しかし, 第2段階で被説明変数に対数変換した医療費を使うのであれば, 期待医療費の推定に際して再び補正問題に直面することになる。

最近では一般化線型モデル (GLM, Generalized Linear Models) を医療の分析に適用した論文もある。一般化線型モデルでは誤差項に関する正規分布の仮定を緩和し, 各種の分布関数とリンク関数のもとで医療費の期待値を直接推定することができる。GLM では対数変換の必要がないため, smearing による補正も必要なく, 期待医療費を直接求めることができる点が魅力的である。また, 医療費ゼロのサンプルが含まれていても実行可能で, STATA や SAS などでも一般的な計量経済学のソフトウェアでもコマンドが用意されている。平均と分散の関係づける関数としてはガウス分布, ポアソン分布, ガンマ分布などを選択することが可能である。また, 医療費の分析ではリンク関数として対数が選択されるのが一般的である。

---

<sup>6</sup> 対数変換による問題点についてはさまざまな論文で言及されているが, たとえば, W.G.Manning(1998), "The logged dependent variable, heteroscedasticity, and the retransformation problem," *Journal of Health Economics*, 17(3)を参照。

<sup>7</sup> N. Duan(1983), "Smearing Estimate: A Nonparametric Retransformation Method," *Journal of the American Statistical Association*, 78

<sup>8</sup> J.P. Newhouse and The Insurance Experiment Group(1993), *Free for all? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment*, Harvard University Press

平均と分散の関係づける関数の選択にあたっては、Manning and Mullahy (2001)<sup>9</sup>が提唱する Modified Park Test によって検定が可能である。また、Modified Park Test によって示唆が得られない場合には期待値と実際の数値の乖離に関する分散の小さいものを選択するという方法もある。ただし、医療費の分布が非常に偏っていて極端に長い裾を持っている場合には、GLM による期待値の正確さが失われるという問題も指摘されている<sup>10</sup>。

このように期待医療費の推定方法にはさまざまな方法があるが、それぞれ長所短所がある。さらに推定方法の選択はゼロサンプルの多寡、医療費の分布などのデータの特性に依存せざるをえない。本稿では、期待医療費を推定する際に生じる補正を避けるため GLM を採用した。Modified Park Test は平均と分散の関係づける関数としてガンマ関数の選択を示唆した。しかしガンマ関数を選択した場合には、医療費の第 10 分位の期待医療費を極端に高く推定してしまう。一方、ガウス分布による推定では収束がえられなかった。そこで、ポアソン分布を採用した。

### 3 データと GLM の推定結果

この節では使用したデータと期待医療費の推定結果について説明する。データはある中規模健康保険組合の被保険者・被扶養者の 1996 年度・1997 年度・1998 年度の 3 年間の支払業務データである。もともとはレセプトベースの資料であるが、年度ごとに集計してデータベースを作成した。ただし、すべての加入者について 3 年分のデータがあるわけではない。対象期間中に退職した場合や、結婚によって被扶養者になった場合、子供が生まれた場合などさまざまな移動によって、3 年間継続して加入しているとは限らないからである。

そこで、1998 年度の GLM を適用した期待医療費の推定には 3 年間継続して加入している被保険者本人とその家族 41245 人（被保険者 19911 人、被扶養者 21334 人）を対象とした。また、所得再分配の実態について調べる際にはさらに次の加入者を分析の対象とした。被保険者は 3 年間継続して加入しているものの被扶養者は 3 年間継続していないが 1998 年度の 1 ヶ月以上加入している 3057 人と、3 年間継続ではないが 1998 年度については 1 年間加入している被保険者本人 2320 人とその家族 954 人も対象とした。GLM の対象とはならないサンプルの期待医療費は年齢階級別×性別の平均値で代用した。1998 年度の 1 年間を通じて加入していない被保険者とその家族は対象としなかった。

最終的には世帯数では 22231 世帯、加入者数では 47576 人が対象となった。健康保険組合連合会『健康保険組合の現勢』によれば 98 年度末の組合数は 1974 組合で、そのうち被保険者数が 2 万人以上の組合は 358 組合あり、さらに 2 万人以上 3 万人未満の組合は 182 組合ある。一部の加入者をのぞいたとしても分析対象の健康保険組合が中規模の健康保険組合であることがわか

<sup>9</sup> 前出

<sup>10</sup> たとえば、W.G.Manning, A. Basu, and J. Mullahy(2005), " Generalized modeling approaches to risk adjustment of skewed outcomes data," Journal of Health Economics, 24(3)を参照。ただし、raw data における推定値の不正確さは他の推定方法でもしばしば直面する。

る（図表 1 参照）。

図表 1 このあたり

なお、この健康保険組合ではこの 3 年間に健康保険証に記載されている世帯番号が変更された世帯もある。転勤や出向などによって健康保険証の世帯番号を変更する企業はめずらしくなく、支払業務データを縦覧すると見かけ上は加入期間が切断されている場合がある。切断された世帯については接続して利用するのが望ましいが、残念ながら変更前の世帯番号と変更後の世帯番号を直接結びつけるテーブルは用意されていない。そこで、被保険者の誕生年月と被扶養者の誕生年月、さらに見かけ上の加入最後の年月と加入最初の年月の情報を利用して、接続可能な場合にはできる限り世帯を接合した。このような接続方法は被扶養者がいることが前提となるため、若い 1 人世帯の中には接続できないままの世帯もある。

なお、1998 年度の対象健康保険組合の扶養率は 1.14 で組合健康保険全体の平均値である 1.08 よりもやや高く<sup>11</sup>、被保険者にしめる男性比率は 91.6%で組合健康保険全体の平均値の 73%よりもかなり高い。また、平均標準報酬月額が 38.5 万円で組合健康保険全体の平均値の 36.9 万円よりもやや高い。1998 年度末で評価した被保険者の平均年齢は 40.0 歳である。

前節の最後で説明したように、期待値の推定方法には GLM を男女別に適用した。1998 年度の医療費を被説明変数とし、説明変数は 1996 年度の入院医療費、1997 年度の入院医療費、1996 年度の外来医療費、1997 年度の外来医療費（外来医療費には歯科と調剤を含む）、性別ダミー（男性=0, 女性=1）、5 歳階級年齢ダミー、被保険者ダミー（被保険者=1, 被扶養者=0）、医療支出ゼロダミー（1996 年度と 1997 年度の医療費の合計がゼロ=1, それ以外=0）が含まれる。医療費の単位は千円である。基本統計量は男女別に図表 2 に、推定結果は男女別に図表 3 に示されている。実際の推定では 0-4 歳をベースとして推定した。

図表 2 基本統計量 このあたり

図表 3 推定結果 このあたり

図表 3 の男女別の推定結果から、女性の 40-44 歳ダミーをのぞけばすべて 1%水準で統計的に有意な結果をえた。この意味では推定結果は良好である。過去の入院医療費・外来医療費はそれぞれ正の効果をもたらすが、2 年前よりも 1 年前の医療費がより大きく影響する。ただし、男性の場合には 1 年前の外来医療費よりも 2 年前の外来医療費が大きく影響する。0-4 歳をベースとした年齢ダミーは 10-14 歳まで急速に低下するが、その後増加に転じる。この傾向は男女ともにあてはまる。過去 2 年間の医療費の合計がゼロの場合には顕著に医療費が減少する傾向があり、被保険者本人は被扶養者よりもより医療費が大きくなる。

---

<sup>11</sup> 以下このパラグラフの健康保険組合全体の平均値は健康保険組合連合会『健康保険組合の現勢』による。

GLM の推定結果による期待値の正確性に問題が生じることがあることはすでに指摘されているが、残念ながら今回の推定結果にも期待値の正確性に関する問題はあてはまる。図表 4 は 1998 年度の実際の医療費を 10 分位に分解したときの、各分位の実際の医療費の平均値と各分位の期待医療費の平均値を比較した表である。図表 4 は期待医療費は実際の医療費をうまく反映していないように見える。全体としては期待医療費の平均と実際の医療費の平均は一致しているものの、前半の分位では期待医療費は実際の医療費を大幅に上回り、反対に、第 10 分位では期待医療費は実際の医療費を大幅に下回っている。これらの原因は誤差項の分布が長い裾を持っていること適切な分布関数やリンク関数が選択されていないことが原因として考えられる。もっとも、全体としてみると実際の医療費の平均値と、期待医療費の平均値は一致しているため、以下では推定された期待医療費を使って分析をすすめる。

図表 4 このあたり

#### 4 所得移転

本論文の目的は保険料拠出時点での所得再分配について、期待医療費と community rating による保険料の違いを使って分析することにある。1999 年の 2 月現在の組合健康保険の平均保険料率は健康保険組合連合会『決算概況報告』によれば 8.488% である。この保険料率には付加給付や高額療養費を含む医療給付だけでなく、現金給付（傷病手当金・埋葬料・出産育児一時金・出産手当金）や老人保健制度や退職者医療制度などへの拠出金、保健事業費なども含まれる。ここでは、1998 年度の医療費総額から一部負担金と公費医療負担制度分を除いた金額を標準報酬の年間総額で除して、community rate を推定した。その結果、community rate は 4.262% となった。この保険料率を年間標準報酬にかけて community rate による医療給付に限定した保険料を推定した。以下ではこれをコミュニティ保険料と呼ぶ。なお、実際の保険料は事業主と被保険者で折半するが、ここでは保険料は被保険者に帰着すると仮定する。

所得移転はコミュニティ保険料と世帯合算した期待医療費の差によって生じる。世帯合算した期待医療費がコミュニティ保険料よりも高ければ、所得移転を受け取ったことになる。一方、世帯合算した期待医療費がコミュニティ保険料よりも安ければ、所得の一部を拠出したと見なすことができる。対象となった健康保険組合の 1998 年度の総医療費は 43.8 億円で、そのうち 9.2 億円、21% が保険料拠出段階で所得移転によってまかなわれている。

コミュニティ保険料と世帯合算した期待医療費の違いを調べたのが図表 5 から図表 7 である。図表 7 の表側は年間標準報酬総額の 10 分位を示し、表頭は世帯人数で各セルは総移転所得を示している。図表 6 の表側は年齢階級で表頭は世帯人数で各セルは総移転所得を、図表 7 では表側は年齢階級、表頭は年間標準報酬総額の 10 分位を示している。

移転所得は世帯合算期待医療費からコミュニティ保険料を控除した金額で、正であれば移転所得の受け入れ、負であれば移転所得の拠出を意味する。図表 5 は所得にかかわらず 1 人世帯、



または、高所得のうちでも 4 人以下の少人数世帯が拠出していることを示している世帯合算期待医療費は世帯員数にある程度依存するから、一人世帯の期待医療費は低くなる。その結果、コミュニティ保険料が期待医療費を上回る。反対に世帯人数が多い世帯ではコミュニティ保険料が世帯合算期待医療費を下回るため恩恵を受けていることになる。高所得者の場合にはコミュニティ保険料が高いから少人数世帯の場合にはコミュニティ保険料が世帯合算期待医療費を上回る。

図表 6 では同じく世帯員数が少ない、特に 1 人世帯で 20 代・30 代の世代のコミュニティ保険料が世帯合算期待医療費を上回っている。図表 6 では若い世代や高所得の被保険者の世帯でコミュニティ保険料が世帯合算期待医療費を上回っている。

以上からコミュニティ保険料が世帯合算期待医療費を上回る、つまり、リスクの大きな世帯の保険料の一部を肩代わりしているのは、世帯合算期待医療費の少ない若くて世帯人数が少ない世帯、または、世帯人数が少ない高所得世帯であることが明らかになった。もっとも、これは表 5 から表 7 の各セルの一般的な特徴であって、全体としてはコミュニティ保険料が世帯合算期待医療費を上回るセルであっても期待医療費の高い、幼児や高齢者を抱える世帯では逆に所得移転の恩恵を被っている場合もある。

図表 5 このあたり

図表 6 このあたり

図表 7 このあたり

最後に図表 8 は保険料拠出段階での所得再分配状況をジニ係数で表した表である。保険料を支払う前の所得で評価した場合のジニ係数は 0.2020 であるが、保険料拠出段階を通じた所得再分配以後ではジニ係数は 0.2053 にわずかに増加した。保険料拠出段階でむしろ所得格差が 1.6% 拡大したことになる。これは、表 4 から 6 で見たように、若くて比較的健康的な低所得世帯から他の世帯にコミュニティ保険料を通じて所得が移転される構造になっていることによる。もっとも、もともとのジニ係数そのものが小さいことを考慮する必要もある。

図表 8 このあたり

## 5 考察と今後の課題

本稿では公的医療保険の拠出段階での所得再分配の実態を明らかにするために、ある中規模健康保険組合の支払業務データに GLM を使って期待医療費を推定し、community rating にもとづく保険料と世帯合算期待医療費の違いから、所得移転の実態を調べた。

GLM によって推定された係数のほとんどは統計的に有意である。推定された期待医療費を使うと、医療費総額の 21% は所得移転にまかなわれていて、リスクの大きな世帯の保険料の一部を肩代わりしているのは、世帯合算期待医療費の少ない若くて世帯人数が少ない世帯、または、世帯

人数が少ない高所得世帯であることが明らかになった。また、コミュニティ保険料を通じて所得格差は若干が拡大することになった。これは、若くて所得の低い世代が所得を移転しているからである。

公的医療保険を通じた所得移転を議論する際には、制度間の格差や所得移転に関心が集まりがちであるが、実際には保険料拠出を通じ制度内部でも所得再分配が実現されていることが明らかになった。このような community rating による保険料の恩恵を受けるのはリスクの大きな世帯、世帯員数が多い世帯や、期待医療費の高い幼児や高齢者がいる世帯である。リスクの大きな世帯が高い保険料に苦しむのを防ぐという意味では、政府の介入は一定の効果を持っているといえるかもしれない。

同時に若い世代や高所得世帯はリスク以上の高い保険料を支払っているから、短期的には潜在的な不満があると考えられる。もっとも、支払を拒むほど保険料は高くないので保険料を支払っているのかもしれないし、長期的には世帯員数が増加し所得再分配の恩恵を受けることを計算に入れているからこそ彼らは我慢できるのかもしれない。もっとも、国民健康保険のように保険料を自分で支払う制度になれば、リスク見合わない保険料を支払っていると感じる被保険者が滞納する可能性も否定できない。

もっとも、図表3より明らかなように本稿で推定した期待医療費は必ずしも実際の医療費をうまく再現できているとは言い難い。医療費が低い場合には高めに、医療費が高い場合には低めに期待医療費を推定するバイアスがあるように見える。かりに、より実際の医療費に近い形で期待医療費を推定できるとすれば、若い世代の世帯合算医療費はより低くなり、所得移転の規模も大きくなる可能性もある。より正確な期待値を推定することが可能な方法としては Manning, Basu, and Mullahy (2005)<sup>12</sup>で提案されている generalized gamma regression などが考えられる。

---

<sup>12</sup> 前出

図表 1

健康保険組合の規模の分布

	組合数
500 人未満	52
1000 人未満	160
2000 人未満	355
3000 人未満	248
4000 人未満	166
5000 人未満	133
6000 人未満	103
7000 人未満	78
8000 人未満	57
9000 人未満	50
10000 人未満	34
20000 人未満	182
30000 人未満	73
50000 人未満	54
100000 人未満	35
100000 人以上	14
合計	1794

図表 2 基本統計量

男性	n	平均	標準偏差	最小	最大
1998年度の医療費(千円)	24975	102.757	395.726	0	24959.780
1997年度の入院医療費(千円)	24975	25.902	281.190	0	17936.610
1996年度の入院医療費(千円)	24975	22.959	211.867	0	13659.330
1997年度の外来医療費(千円)	24975	72.041	231.270	0	23707.900
1996年度の外来医療費(千円)	24975	74.199	179.478	0	11779.900
年齢ダミー-00-04	24975	0.022	0.148	0	1
年齢ダミー-05-09	24975	0.056	0.231	0	1
年齢ダミー-10-14	24975	0.062	0.240	0	1
年齢ダミー-15-19	24975	0.066	0.248	0	1
年齢ダミー-20-24	24975	0.102	0.303	0	1
年齢ダミー-25-29	24975	0.078	0.267	0	1
年齢ダミー-30-34	24975	0.113	0.317	0	1
年齢ダミー-35-39	24975	0.107	0.310	0	1
年齢ダミー-40-44	24975	0.079	0.269	0	1
年齢ダミー-45-49	24975	0.094	0.291	0	1
年齢ダミー-50-54	24975	0.101	0.301	0	1
年齢ダミー-55-59	24975	0.094	0.292	0	1
年齢ダミー-60-64	24975	0.017	0.131	0	1
年齢ダミー-65-69	24975	0.003	0.057	0	1
年齢ダミー-70-74	24975	0.002	0.039	0	1
年齢ダミー-75-79	24975	0.001	0.036	0	1
年齢ダミー-80-84	24975	0.001	0.030	0	1
年齢ダミー-85-89	24975	0.001	0.030	0	1
年齢ダミー-90-94	24975	0.000	0.013	0	1
年齢ダミー-95-99	24975	0	0	0	0
性別ダミー(男性=0,女性=1)	24975	0	0	0	0
医療費ゼロダミー(1997年度と1996年の医療費の合計がゼロ=1,それ以外=0)	24975	0.073	0.261	0	1
被保険者ダミー(被扶養者=0,被保険者=1)	24975	0.742	0.438	0	1

図表2 基本統計量 つづき

女性	n	平均	標準偏差	最小	最大
1998年度の医療費(千円)	24975	102.757	395.726	0	24959.780
1997年度の入院医療費(千円)	24975	25.902	281.190	0	17936.610
1996年度の入院医療費(千円)	24975	22.959	211.867	0	13659.330
1997年度の外来医療費(千円)	24975	72.041	231.270	0	23707.900
1996年度の外来医療費(千円)	24975	74.199	179.478	0	11779.900
年齢ダミー00-04	24975	0.022	0.148	0	1
年齢ダミー05-09	24975	0.056	0.231	0	1
年齢ダミー10-14	24975	0.062	0.240	0	1
年齢ダミー15-19	24975	0.066	0.248	0	1
年齢ダミー20-24	24975	0.102	0.303	0	1
年齢ダミー25-29	24975	0.078	0.267	0	1
年齢ダミー30-34	24975	0.113	0.317	0	1
年齢ダミー35-39	24975	0.107	0.310	0	1
年齢ダミー40-44	24975	0.079	0.269	0	1
年齢ダミー45-49	24975	0.094	0.291	0	1
年齢ダミー50-54	24975	0.101	0.301	0	1
年齢ダミー55-59	24975	0.094	0.292	0	1
年齢ダミー60-64	24975	0.017	0.131	0	1
年齢ダミー65-69	24975	0.003	0.057	0	1
年齢ダミー70-74	24975	0.002	0.039	0	1
年齢ダミー75-79	24975	0.001	0.036	0	1
年齢ダミー80-84	24975	0.001	0.030	0	1
年齢ダミー85-89	24975	0.001	0	0	1
年齢ダミー90-94	24975	0.000	0.0127	0	1
年齢ダミー95-99	24975	0	0	0	0
性別ダミー(男性=0,女性=1)	24975	0	0	0	0
医療費ゼロダミー(1997年度と1996年の医療費の合計がゼロ=1,それ以外=0)	24975	0.073	0.261	0	1
被保険者ダミー(被扶養者=0,被保険者=1)	24975	0.742	0.438	0	1

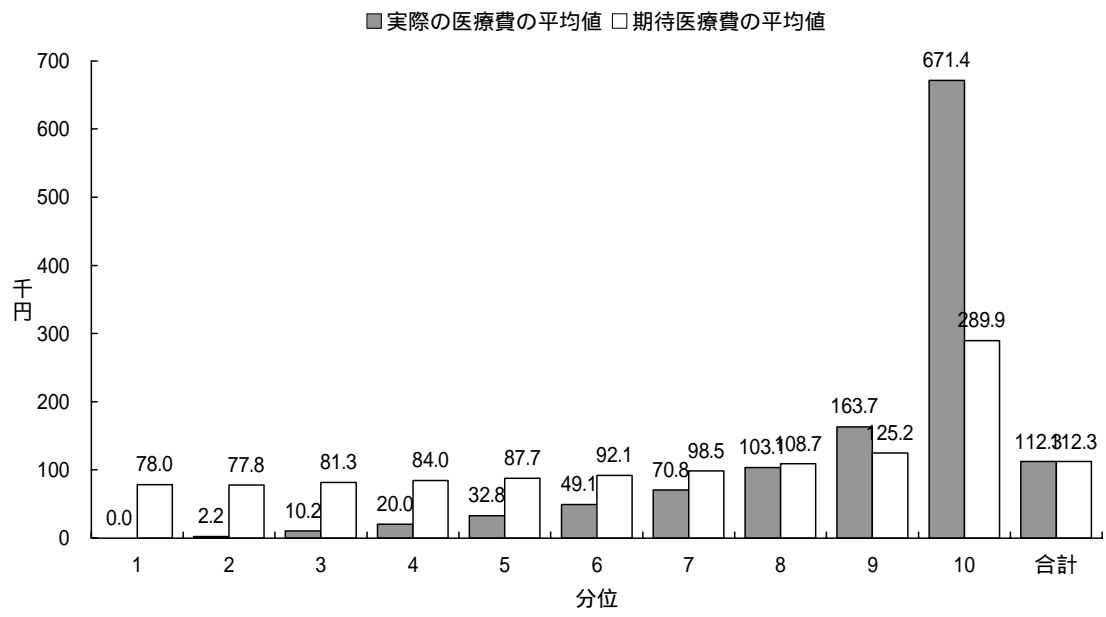
図表3 推定結果

男性	Coef.	Std. Err.	z	P>z
1997年度の入院医療費(千円)	0.0003040	3.49E-07	870.06	0.000
1996年度の入院医療費(千円)	0.0001724	7.51E-07	229.58	0.000
1997年度の外来医療費(千円)	-0.0000688	7.83E-07	-87.78	0.000
1996年度の外来医療費(千円)	0.0006493	1.37E-06	473.42	0.000
年齢ダミー-05-09	-0.1585178	0.0046112	-34.38	0.000
年齢ダミー-10-14	-0.8002500	0.0051438	-155.58	0.000
年齢ダミー-15-19	-0.7464935	0.0050894	-146.68	0.000
年齢ダミー-20-24	-0.2524048	0.0049205	-51.3	0.000
年齢ダミー-25-29	0.0996880	0.005773	17.27	0.000
年齢ダミー-30-34	0.2752875	0.0058045	47.43	0.000
年齢ダミー-35-39	0.4445582	0.0058509	75.98	0.000
年齢ダミー-40-44	0.7033600	0.0058951	119.31	0.000
年齢ダミー-45-49	0.6813288	0.0059273	114.95	0.000
年齢ダミー-50-54	0.9749487	0.0058733	166	0.000
年齢ダミー-55-59	1.2670720	0.0058356	217.13	0.000
年齢ダミー-60-64	1.4954500	0.0061278	244.04	0.000
年齢ダミー-65-69	1.5767790	0.0073589	214.27	0.000
年齢ダミー-70-74	1.4521050	0.0081483	178.21	0.000
年齢ダミー-75-79	1.7457610	0.0072833	239.69	0.000
年齢ダミー-80-84	1.3588380	0.0087839	154.7	0.000
年齢ダミー-85-89	1.6707480	0.0084773	197.08	0.000
年齢ダミー-90-94	2.3378920	0.0131725	177.48	0.000
医療費ゼロダミー(1997年度と1996年の医療費の合計がゼロ=1,それ以外=1)	-0.9094265	0.004013	-226.62	0.000
被保険者ダミー(被扶養者=0,被保険者=1)	-0.8532728	0.0038764	-220.12	0.000
切片項	4.9476010	0.0044456	1112.93	0.000
Log likelihood	-2482428.549			
n	24975			

図表3 推定結果

女性	Coef.	Std. Err.	z	P>z
1997年度の入院医療費(千円)	0.0003226	8.77E-07	367.62	0.000
1996年度の入院医療費(千円)	0.0001595	1.06E-06	150.34	0.000
1997年度の外来医療費(千円)	0.0005488	3.74E-06	146.83	0.000
1996年度の外来医療費(千円)	0.0001286	3.89E-06	33.03	0.000
年齢ダミー-05-09	-0.1676723	0.0050876	-32.96	0.000
年齢ダミー-10-14	-0.74567	0.00565	-131.98	0.000
年齢ダミー-15-19	-0.610145	0.0053734	-113.55	0.000
年齢ダミー-20-24	-0.5155214	0.0058992	-87.39	0.000
年齢ダミー-25-29	-0.0551266	0.0058754	-9.38	0.000
年齢ダミー-30-34	-0.0821042	0.0051222	-16.03	0.000
年齢ダミー-35-39	-0.0671334	0.0049442	-13.58	0.000
年齢ダミー-40-44	0.0054346	0.0049424	1.1	0.272
年齢ダミー-45-49	0.1600555	0.00481	33.28	0.000
年齢ダミー-50-54	0.3546617	0.0046982	75.49	0.000
年齢ダミー-55-59	0.454899	0.0048161	94.45	0.000
年齢ダミー-60-64	0.7533029	0.0055697	135.25	0.000
年齢ダミー-65-69	0.9233288	0.0069132	133.56	0.000
年齢ダミー-70-74	1.287715	0.0057303	224.72	0.000
年齢ダミー-75-79	1.253121	0.0053002	236.43	0.000
年齢ダミー-80-84	1.339396	0.005291	253.15	0.000
年齢ダミー-85-89	1.400107	0.005659	247.41	0.000
年齢ダミー-90-94	1.518256	0.009348	162.41	0.000
年齢ダミー-95-99	1.41016	0.0118398	119.1	0.000
医療費ゼロダミー-(1997年度と1996年の医療費の合計がゼロ=1,それ以外=1)	-1.512017	0.0069485	-217.6	0.000
被保険者ダミー-(被扶養者=0,被保険者=1)	-0.138218	0.0032987	-41.9	0.000
切片項	4.695947	.0048761	963.06	0.000
Log likelihood	-1464339.525			
n	16270			

図表4 推定結果





図表5 所得移転1 年間標準報酬総額×世帯員数

世帯員 数・人	1	2	3	4	5	6	7	8	合計
報酬総 額・分位									
1	-56469	72138	19928	2146	181				37924
2	-132017	8366	7349	5952	1813		1000		-107537
3	-155334	7657	17488	32938	7026	3891	1261		-85073
4	-140540	7844	23043	32135	12376	2507			-62635
5	-117353	44296	32894	51956	18212	7357	225		37588
6	-92844	54080	53420	54148	28251	8079	3078		108213
7	-82631	24272	28394	52199	27595	6510	1236	741	58317
8	-62499	10655	19778	30162	30117	38316	2106		68634
9	-42154	-8032	10241	43384	32186	5393	2100	486	43604
10	-37506	-61047	-6862	-18260	17686	4763	1898	293	-99033
合計	-919346	160228	205673	286759	175444	76816	12906	1521	0

図表6 所得移転2 被保険者の年齢階級×世帯員数

世帯員 数・人	1	2	3	4	5	6	7	8	合計
年齢階級									
15	-11299	-66							-11364
20	-163435	-358	2599	1646	225				-159322
25	-184022	-1912	12148	10739	1880				-161167
30	-194396	-12227	32061	65730	12431	1922	281		-94198
35	-136181	-6795	20214	70885	35622	3414	2150		-10693
40	-71400	-7837	4101	32932	45471	11851	2946	486	18550
45	-73537	21289	-4176	14425	44041	47253	6163	741	56199
50	-61604	-3063	16512	22691	20132	9821	1367		5857
55	-36564	36931	70274	57263	15104	2554		293	145856
60	8777	109461	41398	10448	537				170622
65	4024	18823	9765						32613
70	289	5505	508						6302
75		477	269						746
合計	-919346	160228	205673	286759	175444	76816	12906	1521	0

図表7 所得移転3 被保険者の年齢階級×世帯員数

標準報酬											
分位											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	合計
年齢階級											
15	-11364										-11364
20	-48437	-80419	-28341	-1648						-477	-159322
25	-10586	-43075	-75087	-27414	-3811	-220	-98	-202		-673	-161167
30	-631	9276	-7577	-49121	-29771	-9965	-3568	-1590	51	-1302	-94198
35	603	198	955	-3782	3258	624	-4228	-5086	-2050	-1185	-10693
40	352	-732	6440	-277	7478	11286	3521	-2353	459	-7624	18550
45	613	-119	5410	3850	29727	6123	-552	37990	-12074	-14768	56199
50	1031	1163	8282	2104	18471	9250	12523	1089	9693	-57749	5857
55	4704	941	2474	10100	7562	23386	36645	34498	43651	-18105	145856
60	66729	4424	2329	3014	4465	65511	13626	4288	3707	2528	170622
65	29166	807	43	539	208	1699	447			-297	32613
70	5745					518			167	-128	6302
合計	37924	-107537	-85073	-62635	37588	108213	58317	68634	43604	-99033	0

図表 8 ジニ係数

	ジニ係数
年間標準報酬総額	0.20207894
年間標準報酬総額－年間コミュニティ保険料＋世帯合算期待医療費	0.20526026