

健康保険組合における老人保健拠出金の現状

安部由起子*

日本では、老人保健対象者の医療費のうち、約64%が、各医療保険者からの拠出金によってまかなわれている。各保険者の老人1人当たり医療費（その保険者に加入する老人保健対象者が支出した医療費をその保険者に加入する老人保健対象者数で割ったもの）は、拠出金額の決定のためにきわめて重要な変数である。本論では、健康保険組合のデータを用い、個々の健保での老人1人当たりの医療費の決定要因、およびそれが健康保険料率に与える影響について分析した。分析結果は、老人1人当たり医療費には健保間で大きな差があり、また、それが高い組合では健康保険料率が高く設定される場合もあることを示している。

キーワード：老人医療費、健康保険組合、老人保健拠出金、健康保険料率

1. はじめに

国民医療費24兆円のうち、老人医療費は約9兆円を占める（平成7年度）。老人1人医療費は平成7年度で75.2万円、老人1人当たりの医療費は老人以外1人当たり医療費の5倍にもなる。

そのような老人医療は、患者負担、公費負担（国、都道府県および市町村）および各健康保険からの拠出金によってまかなわれている。とりわけ、老人保健拠出金は、老人医療費の約64%に相当する¹⁾。この組合健保からの老人保健拠出金が、本論での分析の対象である。老人保健拠出金は、組合健保にとって大きな負担となっており、健保によっては拠出金なしならば赤字であるにもかかわらず、拠出金のために赤字になってしまうとこ

ろも存在している。老人の医療費を若年世代が負担する構造は、世代間での負担の不公平、ひいては経済の活力の低下を招くとの懸念から、高齢者を対象とした現役世代とは別建ての医療保険を創設する案も出されている²⁾。さらに、一部には、健康保険組合の運営を民営化しようという議論も存在する。

問題の重要性にもかかわらず、老人保健拠出金の個別健保レベルでの実証分析は、これまでほとんどなされてきていない。従来は、国保、政管健保、健保組合、共済、といった制度別に集計されたレベルのデータでなされたものが多い³⁾。ここでは、それらよりもミクロなレベルでのデータを用い、老人医療費および老人保健拠出金の実態を調べる。老人保健拠出金は個別健保の老人医療費、老人加入率等に依存して決まる。組合健保、国保、共済組合などでは、同一制度に多数の保険者が属しており、制度レベルのデータの分析は同

* 亜細亜大学経済学部助教授

一制度に属する健保の間での違いを無視することになりかねない。

本論では、組合健保に焦点をあて、個別保険者の老人医療費、および保険料について、保険者間にとどの程度違いがあるか、また、そのような違いの決定要因は何であるのかを検討する。より具体的には、個別健保の老人1人当たり医療費がどのように分布しており、それが健保の属性とどのように関連しているのかを、データを用いて分析する。その上で、個別健保での老人医療費と保険料とがどのように関連しているかを検討する。とりわけ、老人医療費が高く、老人保健拠出金が多額であることによって、健康保険料が高くなるといったことが生じているのか、また生じているとすればそれはどの程度なのかを明らかにする。

組合健保に注目するのは、以下の理由による。第1に、組合健保は老人保健拠出金の25%程度を負担しているが、政管健保、国保などと異なり、拠出金への国庫負担がなく、健保が拠出金のほぼ全部をネットで負担している。さらに、福利厚生費用（この場合医療費）が経済の活力を低下させるという懸念は、組合健保において特に深刻であろうと考えられる。第2に、組合健保には1800余りの多数の保険者が属している。このような場合、制度別に集計された統計では、個別の健保の間にとどの程度差があるのかを把握できない。本論では、個別健保レベルのデータを用い、組合健保に属す保険者間にとどの程度老人医療費の差があるかを明らかにする。

本論の主な発見は以下の通りである。第1に、個々の健保組合における老人1人当たり医療費は、各健保の老人保健拠出金の算定の上できわめて重要であるが、これには健保間でかなりばらつきがある。組合健保全体では、老人1人当たり医療費の平均値は年間70万円程度であるが、個別組合健保の老人1人当たり医療費の標準偏差は14.6

万円である。老人1人当たり医療費の25%分位と中央値の差、中央値と75%分位の差はほぼ7万円程度である。これは、平均の10%程度にあたる。1保険制度に属する多数の健康保険者の間で老人医療費に大きなばらつきがあるという事実は、既存の研究ではほとんど注目されてこなかった点であり、組合健保に関してこれを数量的に把握したことは、本論の主要な貢献の1つである。第2の貢献は、老人1人当たり医療費と個々の健保の属性（所得、健保加入者数、地域の変数等）を関連付ける回帰分析を行ったことである。それにより、以下のような結果が得られた。所得の高い健保では老人1人当たり医療費が高い傾向がある。その一方で、加入者数が多い健保でそれが低くなる傾向はとくに見られない。老人保健拠出金の制度を前提とすると、加入者の多い健保ほど、老人1人当たり医療費を一定額削減することで節約できる拠出金が多額になる。そのため、加入者の多い健保ほど老人医療費の削減に熱心になり、その結果老人1人当たり医療費が低くなる可能性があるが、回帰分析の結果はそのような傾向を示していない。さらに、老人1人当たり医療費は、地域別に大きな差がある。老人医療費が高い10都道府県に立地する健保と、それが最も低い7都道府県に立地する健保を比較すると、老人1人当たり医療費の平均値に20万円以上も差がある。第3に、老人1人当たり医療費と保険料率の関連について考察した。老人1人当たり医療費が低い組合で非常に高い保険料が設定されることは少ない。その一方、老人1人当たり医療費が高い組合の中には、高い保険料を設定する組合がある程度存在する。その意味で、個々の組合健保の老人医療費は現役世代の保険料にも影響を与えている。

本論は以下のように構成されている。まず第2節では、老人保健に関する既存の研究を紹介し、それらと本論の分析との違いが説明される。第3

節では老人保健拠出金のしくみが説明され、それについての理論的分析が紹介される。第4節では、本論で用いるデータについて説明がなされる。第5節ではデータの記述統計および回帰分析の結果が示される。第6節はまとめである。

2. 老人保健に関する既存の研究

(1) 既存の研究の概要

老人保健を扱った文献は数多くあるものの、老人保健拠出金について個別保険者レベルのデータを分析したものは非常に少ない。既存の文献で老人保健について扱ったものは、老人保健制度の拠出金の算定方法を紹介するとともに、それが実質的に若年世代から高齢世代への世代間移転になっていること、老人保健対象者は国保に集中していることを指摘しているものが多い。特に、老人保健拠出金に焦点をあてた分析でも、制度内に存在する個別健保間の違いを実証的に検討したものは、非常に少ない。実際の拠出金額は、個々の保険者の属性や老人医療費に応じて決定されており、これらには1制度に属する保険者の中でも大きな違いが存在する。本論は、この点を、組合管掌健康保険に関して分析するものである。以下、老人保健について扱った既存の研究を展望してみる。

藤井(1994)は、社会保険の財源に関する議論の中で老人保健拠出金の拠出方式についても言及している。漆(1997)は老人保健対象者の自己負担が低く、それが過剰診療を生み出す可能性が高いことを指摘している。これらの研究では、老人保健制度によって生じうる問題点が指摘されているものの、拠出金の現状に関する実証分析は行われていない。

一圓(1994)は、老人医療の財政調整の問題点を

指摘する中で、老人保健拠出金が「……各保険者の経営努力にインセンティブを与えるという意味では優れた制度であるが、同じ老人加入率でも、比較的若い老人の多い保険者を利する形になっている。」と議論している。本論では、この個別健保での経営努力および年齢構成の結果としての各保険者レベルでの老人1人当たり医療費が、実際にはどのように分布しており、またそれがどのような要因によって決定されているのかを確認する。ただし、個別保険者について、老人保健対象者の年齢構成のデータを得ることはできないため、年齢のコントロール(健保別に比較的若い老人が多いのかそうでないのかについて調整すること)は行っていない。

勝又(1994)は、1991年くらいまでの老人保健拠出金の状況を示し、老人保健拠出金の制度が抱える問題点として、①加入者調整率が制限的に適用されており、老人加入率の高い健保にはこれが負担となっていること、②財政規模の小さい組合保険者の拠出負担が高くなっていること、を指摘している。①の問題については、その後の制度改正で加入者調整率の上限が上げられてきている。そして、抜本的な医療保険制度改革までの経過措置として、これを30%まで上昇させることとなっている(1998年版厚生白書)。

一圓(1995)は、1965年から1993年にかけての年齢別の医療保険料負担と医療給付費を比較した上で、老人保健制度の問題点を指摘している。その中には、①老人保健対象者の割合が異なる保険者では拠出金額が異なること、②個別保険者に属する加入者の年齢構成に応じてその保険者の財政が大きな影響を受けるはずであるにもかかわらず、老人保健制度にはそのことを反映するようなしくみが存在しないこと、③個々の保険者の努力によってその保険者の老人保健拠出金に変化するという老人保健制度のしくみは、老人医療のかかえる

問題を若年世代にしわ寄せする効果をもつので問題であること、などが含まれている。

岩本ほか(1997)は、健保組合、政府管掌健保、国民健康保険、共済組合、といった制度間で、制度間の医療費拠出の状況を明らかにしている。これに基づき、岩本(1998)は、各制度の加入者1人当たり医療費の乖離は、各制度の年齢構成の違いによってほとんど説明でき、したがって、国保など財政状態の悪い保険者の問題は、個別制度の努力によっては解消できないとしている。この議論で用いられている医療費の指標は、各制度の1人当たり医療費であり、個別保険者の医療費ではない。個々の保険者の老人保健拠出金を決定するのは個別保険者の老人医療費であり、その保険者が属する制度のそれではない。岩本ほか(1997)では、組保管掌健康保険、国民健康保険など、同一の制度に多数の保険者が所属している制度について、個別の保険者の間で老人1人当たり医療費がどの程度異なり、またそれがいかなる意味をもつかが考察されていない。

小椋・高木(1998)は国民健康保険における、老人保健拠出金と公費の財源調整について分析している。そして、国保では各保険者の老人医療費が増加した場合の当該健保の負担の増加の度合いが小さいこと、したがって老人医療費を削減するインセンティブが小さいと考えられること、また、老人医療費の増加が保険料負担という形での負担増になる可能性は小さいことを指摘している。

馬場園他(1991)、Babazono et al. (1998)の2論文では、本研究で用いられたものと同様の健康保険組合のデータを用いて、健保組合の経常収支および、個別健保の被保険者1人当たりの老人保健拠出金額を被説明変数とした回帰分析を行っている。

以上の論文のうち、個別健保の分析をしているという意味で本論の問題意識に最も近いのは、勝

又(1994)、馬場園他(1991)、およびBabazono et al. (1998)である。以下では、これらの論文と本論の分析との違いを詳細に説明する。

(2) 勝又(1994)論文と本論の相違点

勝又(1994)論文では、“財政規模の小さい組合保険者の拠出負担が高くなっている”という形で、個別保険者レベルでの拠出金負担が問題として取り上げられている。しかしながら、勝又論文と本論の問題意識は、大きく異なる。本論は、組合健保の個別保険者における老人1人当たり医療費の違いと、それが老人保健拠出金に対して与える影響について重点的に分析する。この問題に関して勝又は、“…(略)…拠出金の多寡を左右するのは加入者調整率だけでなく、当該保険者の老人医療費の規模にも関係している。しかし、例外的に1人当り老人医療費が高い保険者に対して「調整対象外医療費の制度」が保険者の経営度欲を促すために創設されたため、基準以上に高額な老人医療費は基礎たる老人医療費に含まないようになった。そこで、老人医療費の規模は保険者間で平均化されている。”(勝又(1994)注8、下線は筆者)との評価をしている^{註4}。これは、調整対象外医療費の制度があることにより、個別保険者の医療費が平準化されているという議論と解釈できる。

調整対象外医療費とは、老人1人当たりの医療費(本論3節で y_j と定義される変数)が、全国平均の1.4倍以上になった場合にのみ適用されるものである。しかし、老人保健拠出金のしくみを前提とする限り、老人1人当たりの医療費が1%違うことが、1年の当該保険者の拠出金を数千万円変えるという組合健保も少なからず存在する。このような状況のもとで、40%といった大幅な違いがあったときにのみ適用される事項が、有効な医療費の平均化手段として機能するとは考えにくいであろう^{註5}。いいかえると、老人医療費削減のイン

センティブは調整対象外医療費の制度よりも、そもそも拠出金が各保険者の老人1人当たり医療費に比例していることに強く影響を受けており、調整対象外医療費の制度にさほど大きな影響を受けているとは考えられない。したがって、調整対象外医療費の制度によって平準化が達成されると予測するには無理がある。

ただし、調整対象外医療費の制度が平準化に寄与していないとしても、何らかの理由により、個別保険者間の医療費が平準化する可能性は残されている。しかしながら、本論は、組合健保に属する保険者の中で、これが実際には平準化されていないと議論する。1995年のデータを分析する限り、組合健保に属する個別保険者の間で老人1人当たり医療費にはかなりのばらつきがある。組合健保全体では、老人一人あたり医療費の平均値は年間70万円程度である。一方、個別組合健保の老人1人当たり医療費の標準偏差は14.6万円であり、標準偏差は平均値の21%にあたる。このばらつきはかなり大きく、したがって個別保険者間の老人1人当たり医療費の平準化は、少なくとも組合健保に関する限り、達成されていないと解釈するほうが自然である。本論では、この老人1人当たり医療費が組合健保の間でどのように分布しているか、また、老人医療費が高い健保では高い保険料が課されるという形で、医療費が個別の保険料に影響を与えているか否かについて実証的に検討する。

(3) 馬場園他(1991)、Babazono et al. (1998)と本論の相違点

馬場園他(1991)は1987年の健保組合のデータ、Babazono et al. (1998)は1992年の健保組合のデータを用い、健保の財政収支および老人保健拠出金負担の指標の決定要因を分析している。

これらの論文での老人拠出金負担率、被保険者

1人当たり老人保健拠出金を被説明変数とする分析は、本論と似通ったものであるが、そこでの分析モデル・変数の選択・分析結果の考察などは本論と大きく異なるものである¹⁶。特に、本論では老人1人当たり医療費を被説明変数としているが、馬場園他(1991)、Babazono et al. (1998)では、老人保健拠出金を保険料収入で割ったもの(前者)や、老人保健拠出金を被保険者数で割ったもの(後者)が用いられている。これらの指標は、老人1人当たり医療費とは異なるものである。本論の基本的な立場は、現行の老人保健拠出金制度のもとでは、老人1人当たり医療費は個別保険者による拠出金削減努力によって最も強く影響される変数だということである¹⁷。したがって本論では、この変数を主要な被説明変数の1つと位置付けている。

馬場園他(1991)による老人拠出金負担率とは、個別保険者の老人保健拠出金を保険料収入で割ったものである。本論では、この分母に大きな影響を与える保険料が、組合によって決定されているとの立場をとる。本論で被説明変数とする“老人1人当たり医療費”と、“保険料率”は、馬場園他(1991)の論文での老人拠出金負担率の分子、分母にそれぞれある関係をもつ変数であることになる。本論は、個別健保が保険料を決定する裁量を持っていると想定しており、これが馬場園他(1991)論文における老人拠出金負担率の分析と本論との重要な違いの1つである。

Babazono et al. (1998)で用いられた被説明変数は、老人保健拠出金を被保険者数で割っており、これは一定の仮定のもとでは老人1人当たり医療費に $(1 + \text{扶養率})$ を掛けたものと比例関係にある(詳しくは補論2、1-1を参照)。したがって、Babazono et al. (1998)の後半部分の“cost share”に関する分析と、本論の老人1人当たり医療費の分析とは、扶養率の要因を除き、ほぼ同

様の被説明変数を用いていることになる。Babazono et al. (1998)でも、保険料率は説明変数として扱われており、これも本論と異なる点である。

本論では、被説明変数を老人1人当たり医療費とし、馬場園他(1991)およびBabazono et al. (1998)で用いられた説明変数を用いた回帰分析も行ってみた。この結果、馬場園他(1991)およびBabazono et al. (1998)の扶養率の係数に関する解釈は、1995年のデータでは成立していないという結論が得られた。馬場園他(1991)においては、老人拠出金負担率を被説明変数とし、扶養率、平均標準報酬月額、地域(西日本ダミー)、老人加入率、被保険者平均年齢等を説明変数とした回帰分析を行った結果、扶養率の係数が有意に正であるという結果を得ている。そしてそのことの解釈の1つとして、“わが国では要介護老人が、嫁や娘によって介護されることが多い現状を考えると、要介護老人が同居者として被扶養者になっている場合には、それに伴って、配偶者もしくは家族の一員が仕事に就けなくなっているとも考えられ、要介護老人が被扶養者となると、1人当たり老人医療費が高くなる上に、扶養率も高くなる。”との議論を展開している(馬場園他(1991)895ページ左段11-17行)¹⁰。上述のように、馬場園他(1991)で用いられている被説明変数は老人1人当たり医療費ではないが、もしここで引用された仮説が成立していれば、老人1人当たり医療費の対数(本論の被説明変数)を被説明変数とした場合でも、扶養率の係数は正であることが予想される。しかしながら、1995年のデータを馬場園他(1991)と同様の説明変数を用いて回帰分析しても、扶養率の係数は有意に正にはならず、推定値が負であることもあった。したがって、馬場園他(1991)による上記の解釈は、少なくとも1995年のデータに関しては、成り立っていない¹¹。

馬場園他(1991)およびBabazono et al. (1998)の2論文と本論とでは、このほかにも変数の扱いや分析方法に多くの違いが存在する。これらの主なものには、地域変数の扱い、回帰分析でのウエイト付け等が含まれる。これらに関しては補論2にその詳細を説明している。Babazono et al. (1998)で展開されているもう1つの仮説に、“クリームスキミング仮説”がある。この仮説は、組合健保がより健康な老人のみを加入させ、医療費のかかる老人を加入させないという意味での“クリームスキミング”が行われているというものである。“クリームスキミング”がどの程度生じており、それが老人医療費にどのような影響を与えているかの評価は、それを可能にするデータセットで実証的に検証される必要がある。ただし筆者自身は、こういった“クリームスキミング”の機能する余地は、日本の制度を所与とする限り必ずしも広範ではないと考えている。第1に、健保の被扶養者になるためには年金を含めた年収が180万円未満であることが必要であり、健康な個人であっても年金収入がある人を健保が“recruit”することは不可能である¹²。第2に、高齢者が子供と同居しない傾向は最近の日本ではより一般的になってきており、子供への経済的依存度も低くなってきている(永瀬(1998))。その意味で、健保が健康な被扶養者を“recruit”する余地は限られてきていると予想される¹³。第3に、クリームスキミングの議論は、すでに加入していた被扶養者の健康状態が悪化した場合には適用できない。健康状態は年齢が高くなると悪化する傾向が極めて強い。加入申請時の健康状態に応じて加入を制限することはある程度可能かもしれないが、すでに加入している被扶養者が加齢とともに病気になった場合に、その個人の被扶養者としての資格を奪うことは不可能であろう。以上の理由から、被扶養者を対象としたクリームスキミングは必ずしも広範に行わ

れ得ない可能性がある。

さらにBabazono et al. (1998)では、企業が健康な男性高齢者を（雇用者として）雇う可能性があるとも論じている（これは、被保険者としてのクリームスキミングといえる）が、健康な個人が老人保健の対象となるのは70歳以降であり、70歳以上男性の正規従業員としての雇用就業率は一般に低いことが知られている^{注12, 13}。そのため、この形でのクリームスキミングも、存在するとしてもあまり一般的ではない可能性が高い。いずれにしても、クリームスキミング仮説が成立しているか否かは、健保の加入形態と個人の属性・健康状態等に関して詳細な情報が得られるデータセットによってのみ、検証可能となるのではないかと筆者は判断する。

3. 老人保健拠出金の制度

本節では、日本における老人保健拠出金の決定方法を説明し、そのマクロ的な分析を行う。

現在のしくみのもとでは、老人保健拠出金は概算で以下の式にもとづき決定される：

$$X_j = Y_j \cdot \frac{E/N}{E_j/N_j} \cdot c \cdot f \cdot \frac{6}{12} + Y_j \cdot \frac{E/N}{E_j/N_j} \cdot c \cdot (1-f) \cdot \frac{7}{10} \quad (1)$$

ここで、 X_j は保険者jの老人保健拠出金額（正確には概算医療費拠出金額）、 Y_j は保険者jの老人医療費（患者の自己負担分は除いている）、 E は経済全体での老人保健加入者人数、 N は経済全体の健康保険加入者人数、 E_j はj保険者での老人保健加入者人数、 N_j はj保険者での加入者人数、 c は概算補正係数（1997年には0.98344）、 f は老人保健施設療養費等確定率（1997年には0.1446575494217）である。 E_j/N_j は保険者jの老人加入率であるが、これには上限と下限が設け

られており、1995年度には下限が1.4%、上限が22%である。 E/N は全保険者の平均老人加入率であり、1995年度では0.09490455である。ただし、高齢化の進行を反映して、1997年度の見込値は0.1016237となっている。

(1)式を変形すると、

$$X_j = y_j \cdot N_j \cdot \frac{E}{N} \left\{ f \cdot \frac{6}{12} + (1-f) \cdot \frac{7}{10} \right\} \cdot c \\ = y_j \cdot N_j \cdot \frac{E}{N} \cdot F \quad (2)$$

となる。ここで、 y_j はj保険者に加入している老人の一人平均の老人医療費（ $y_j = Y_j/E_j$ ）、 F は定数であり、

$$F = \left\{ f \cdot \frac{6}{12} + (1-f) \cdot \frac{7}{10} \right\} \cdot c \quad (3)$$

である。これは、公費負担を除いた、保険者の負担割合の係数と解釈できる。以下ではこれを保険者負担係数と呼ぶ。 Y_j が患者の自己負担分を除いているので、 y_j も患者の自己負担分は除いた1人当たり平均老人医療費である。 $N_j \cdot \frac{E}{N}$ は、老人加入者の割合が経済全体のそれと同じであった場合に、保険者jに加入している老人の数と解釈できる。老人保健拠出金のしくみとは、各保険組合が、あたかも平均とおなじだけ老人が加入しているとしたら負担したであろう金額を負担する、というものである。組合健保の老人加入率は一般に国民健康保険や政府管掌健康保険よりも低いから、 y_j が同じとすれば、健保組合は、自己の保険に加入している老人が使う医療費よりも多くの額を拠出させられることとなる。（逆に、国民健康保険は、一般に老人加入率が高いため、 y_j が一定とすれば、自己の保険に加入している老人が使う医療費よりも少ない費用負担しかしないことになる。）ただし、個々の健保の負担は、 y_j に比例している。すなわち、 $N_j \cdot \frac{E}{N}$ が負担すべき“人数”としたら、その“単価”は、自己の保険組合における老人の医療費の平均値である。したがって、自

分の保険に加入している老人の1人当たり平均医療費が低ければ、拠出金は少なくてすむ。

個々の保険者としては、(1) y_j の値が小さい、または(2) N_j の値が小さい、という場合に、拠出金を低く抑えられる。(1)は、自己の保険者にいる老人一人あたりの医療費が低いということであり、(2)は若年層も含めた加入者の数が少ないということである。(1)は老人の医療費を削減することで対応、(2)は、たとえば、共働きなどで配偶者が自分で健康保険に加入し、夫や妻の被扶養者とならない、あるいは、高齢の親族が就業して、同様に自分で健康保険に加入、といったことにより、低くなる余地もある。

実際には、調整対象外医療費(当該保険者の老人一人当たりの老人医療費が全国平均よりも1.4倍以上高いケースには、その1.4を超過する部分については保険者間での調整の対象とならず、当該保険者で負担することになる制度)、特別調整(概算特別調整基準超過保険者に対して、原則とは若干異なる方式で負担を求めるしくみ)、調整金額(2年度前の年度に見込みで拠出したものと確定値との乖離を調整する)、事業費拠出金、事務費拠出金等があり、実際の拠出金は(2)式とは異なるものとなる^{註14}。

さて、(2)式のもとでの個々の保険者における老人医療費削減が老人保健拠出金にどのような影響を与えるのか、確認しておこう。(2)式は、 y_j に比例的になっているから、 y_j が1%減少すれば拠出金も1%減少することになる。健保によっては数十億単位の拠出をしているところも少なくないから、1%といえど数千万円の拠出削減に結びつく。平均的な1年間の老人1人当たり医療費は70万円程度であるから、1%といえど7,000円である。

もう一つの見方として、老人1人当たり医療費を1万円削減できた場合のことを考えてみよう

(これは、平均値の1.4%である)。 $\frac{E}{N} \cdot F$ は0.06263程度であるから、加入者数(N_j)が1万人の健保では626万円の拠出金の減少、10万人の健保では6263万円の減少、20万人の健保であれば1.256億円の減少となる^{註15}。

このように考えると、次に問題となるのが、1人当たりの医療費をたとえば1~2%削減することがどれほど困難か、ということである。このことに対するひとつの接近として、以下では、実際のデータから、 y_j の分布状況を調べる。 y_j は1人当たりのものなので、健保組合の保険者の間でそのレベルが異なる理由というのは、地域的なもの等を除けば、考えにくい。たとえば、老人の多い健保で y_j が高いとか低いとかいった先験的な理由はない^{註16}。もし y_j にある程度ちらばりがあるのであれば、老人医療費を抑えることに成功している健保とそれほど成功していない健保があるということの傍証になると考えられる。

4. データの出所と方法

以下の分析で用いられるデータは健康保険組合事業年報平成7年度版(以下、「事業年報」と略す)である。これは、1819の健康保険組合について、その財政状況等のデータを掲載しており、健康保険組合連合会によって出版されているものである。事業年報のうち、ここで用いる項目は、被保険者数、被扶養者数、老人加入数(被保険者、被扶養者別)、保険料率、特別保険料率、保険料収入、老人保健拠出金、老人医療費の項目である。

まず、個々の保険者の y_j を計算し、その分布について考察する。次に、 y_j がどのような変数と関わっているかを分析する。最後に、老人医療費と保険料率の関連について考察する。老人保健拠出金の負担が大きい健保では、それをまかなうため

に、現役世代の保険料負担を上昇させる可能性がある。そこで、個々の保険者の老人医療費と保険料がどう関わっているかを検討する。

(1) y_j の計算

本論では、各健保の老人医療費の算出にあたり、事業年報第8表の老人医療費支給決定状況に掲載されている老人医療費（診療費、薬剤支給、入院時食事療養費（差額支給分を除く）、施設療養費、老人訪問看護、医療費の支給等¹⁷⁾）を用いている。これらの老人医療費の項目を合計し、それを各健保の老人加入者数で割れば、 y_j を計算することができる。

(2) 変数に関する説明

①ボーナス込み保険料率

組合健保の10%強は、特別保険料を設定し、ボーナスからも保険料を徴収している。特別保険料はボーナスの1%以内でなければならない¹⁸⁾。保険料負担を考える際にこの部分も無視できないことから、以下では、2つの異なる保険料率を分析の対象とする。その第一は、通常の保険料率である。第2は、通常の保険料 $\times(2/3)$ +特別保険料 $\times(1/3)$ という、ボーナスを年収の1/3に相当すると想定した、年収に対する保険料率である¹⁹⁾。後者は以後、ボーナス込み保険料率と呼ばれる。特別保険料を設定していない組合については、ボーナス込み保険料率は、通常の保険料率の2/3となる。特別保険料を設定している組合についても、特別保険料の上限が1%であることから、ボーナス込み保険料率は通常のものよりも低くなる。

②1人当たり標準報酬の代理変数

健保間には標準報酬に差があると考えられ、その要因をコントロールすることは重要である。たとえば、同じ額の保険料収入が必要とされるが、

平均的標準報酬の異なる2健保を考えよう。被保険者数などの条件が2健保間で同じとすると、標準報酬の高い健保では、保険料率を低く抑えても、保険料収入を確保することが可能である。

本章では、所得の指標として、

$$\frac{\text{通常保険料収入}}{\text{通常保険料率} \cdot \text{被保険者数}}$$

を用いている。保険料収入を保険料率で割ることにより、保険料のベースとなった標準報酬の総額が割り出せる。それを被保険者人数で割れば、被保険者1人当たりの標準報酬が算出できる²⁰⁾。ここではそれを、1人当たり標準報酬の代理変数として用いている。

5. 分析結果

本節では、データの分析結果を示す。まずサンプルの記述統計を示したのち、各健保における老人1人当たり医療費の分布を示し、それについて分析を行う。そののち、保険料と老人医療費の関連について考察する。

(1) 記述統計

表1-1および表1-2には、全組合健保の地域別分布と記述統計が示されている。本論では医療費の地域別な要因をコントロールするために、県別の老人1人当たり医療費の高い順に全国47都道府県を5つのグループに分ける。こうやって分けられたグループを以下では、地域または医療費グループと呼ぶ。グループ1は医療費が最も高い10都道府県に属する組合健保のグループであり、グループ5は医療費の最も低い7都道府県に属するそれである。この老人1人当たり医療費の情報は、平成7年老人医療事業年報からとっている。

以下の回帰分析では、このグループに対応するダミー変数を導入するが、それらのことを地域の効果と呼ぶことがある（これらは地理的なものでなく、老人医療費を基準にしたものであることに注意）。

表1-1はグループごとの組合健保の数を示している。平成7年度には全部で1819の組合健保が存在した。その中でも、東京には663の健保があった。東京・神奈川には多くの組合健保が立地しているが、この2都県はグループ3（全都道府県のうち、医療費が高いほうから21～30番目に位置するグループ）に属している。また、被保険者3000人以上の健保に限ってみると、半数以上がグループ3に属している。

表1-2は、健保全体サンプルの記述統計を示したものである^{註1}。老人加入率の平均は3%、保険料率の平均は8.3%、ボーナス込み保険料率の平

均は5.6%である（いずれもウェイトをつけない集計値）。老人保健拠出金の保険料収入に対する割合は26%である。つまり、保険料として若年・中年世代から徴収された額のうち、約1/4が老人保健拠出金として拠出されていることになる。

地域別の集計によると（この結果はスペースの節約のため、表には掲載されていない）、保険料率は、老人医療費の高い地域で高い傾向があるが、東京・神奈川の健保が含まれるグループ3では低い。したがって、老人医療費が高く、拠出金が多額になりそうな健保は、そうでない健保に比べ、保険料を高く設定している可能性がある。しかしながら、東京・神奈川といった所得の高い地域では、低い保険料でも多額の保険料収入を確保するため、保険料率を低く抑えることが可能になっている。保険料収入に占める老人保健拠出金の割合も老人医療費の高い地域ほど高い。標準報酬の

表1-1 地域の分け方と各地域の健保数

グループ	健保数	被保険者3000人以上の組合健保の数	対応する県名
グループ1	382	202	北海道、福岡、大阪、高知、石川、熊本、長崎、沖縄、京都、佐賀
グループ2	217	116	徳島、山口、広島、鹿児島、富山、愛知、大分、青森、岡山、愛媛
グループ3	891	539	宮崎、香川、東京、兵庫、福井、秋田、奈良、岩手、和歌山、神奈川
グループ4	199	102	埼玉、福島、鳥取、群馬、岐阜、島根、三重、新潟、滋賀、静岡
グループ5	130	60	宮城、栃木、茨城、千葉、山梨、山形、長野
合計	1819	1019	

注：グループ1は老人医療費が最も高い10都道府県、グループ2は老人医療費が11～20番目に高い10都道府県。このほかのグループも同様に定義される。

出所：健康保険組合事業年報平成7年度版からの筆者の推計。県別医療費は、老人医療事業年報に基づくグループ分け。

代理変数は、東京・神奈川を含むグループ3、大阪を含むグループ1で高い。

(2) 老人1人当たり医療費

本論の最大の関心の一つは個々の健保における老人1人当たり医療費 (y_j の推定値) である。この集計値を示したのが表2である。 y_j の分布を示したのが、図1である。図1では、 y_j が30万円未満である場合と120万円を超える場合とは除いてある^{注22}。

老人1人当たり医療費の分布の特性値からまずわかるのは、健保間でそれにちらばりがあることである。個別組合健保の老人1人当たり医療費の標準偏差は14.6万円であり、これは平均値の21%にあたる。75%分位と中央値の差、あるいは中央値と25%分位の差は全体の健保の集計では、7万

円程度ある。さらに、地域別（前節で説明された都道府県のグループ別）に y_j を集計しても、75%分位と中央値の差、および中央値と25%分位の差は多くのケースで5万～7万程度であり、このちらばりは地域的な要因によるものとは限らないことがわかる^{注23}。7万円は、 y_j の平均値に対する割合でみれば、約10%にあたる。2節で述べたように、老人1人当たり医療費が10%少なくなれば老人保健拠出金も10%少なくなる。したがって、健保別の老人1人当たり医療費の分布のなかで25%下方に移動することができれば、10%程度の拠出金の削減となる。これは、加入者の多い健保にとっては多額である^{注24}。

y_j の水準は、地域別に大きな差がある。老人医療費の高い地域の健保ほど y_j が高く、グループ1とグループ5とでは、 y_j の平均値に20万円以上も

表1-2 全体の記述統計 (N=1819)

	平均	標準偏差
1健保あたり被保険者数	8564.16	16432.98
1健保あたり被扶養者数	9226.48	17588.2
1健保あたり老人加入者数	526.64	947.28
老人加入割合	0.033	0.015
通常保険料率 (ウエイト付けず) [百分率]	8.340	0.663
通常保険料率 (被保険者数でウエイト付け) [百分率]	8.153	0.617
ボーナス込み保険料率 (ウエイト付けず) [百分率]	5.596	0.478
ボーナス込み保険料率 (被保険者数でウエイト付け) [百分率]	5.454	0.435
老人保健拠出金/通常保険料収入	0.264	0.080
被保険者の平均標準報酬の代理変数 [千円]	4135.46	750.15
扶養率	1.131	0.273

注：組合健保のサンプルの集計。老人保健拠出金/通常保険料収入の分母には、特別保険料収入は含まれていない。
被保険者の平均標準報酬の代理変数は、通常保険料収入を通常保険料率で割り、さらにそれを被保険者数で割ったもの。
ウエイトについては補論を参照。

出所：健康保険組合事業年報平成7年度版からの筆者の推計

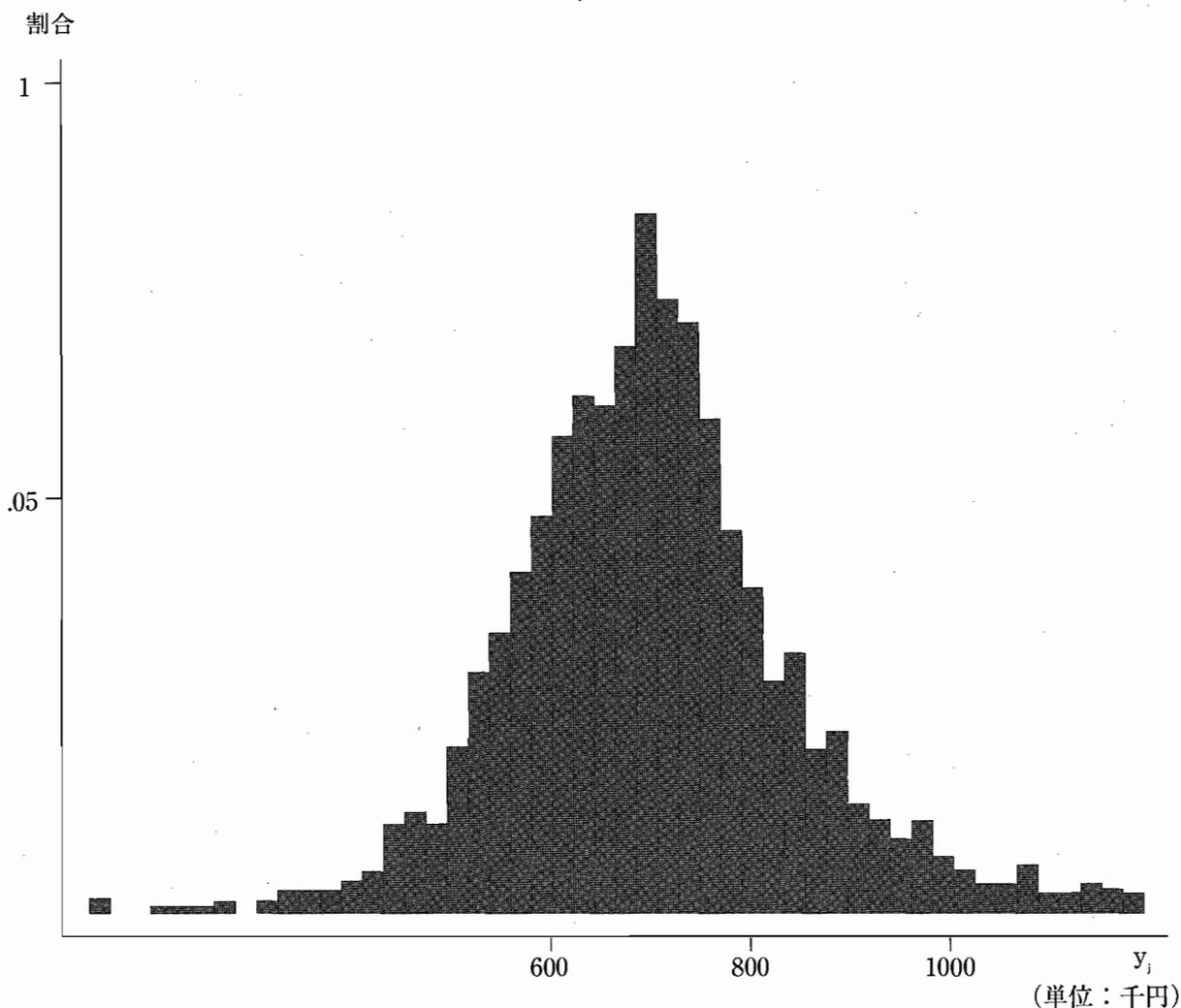
表2 全体の y_j の分布

(単位：千円)

	全 体	被保険者3000人以上
平 均 [標準偏差]	704.81 [146.33]	708.13 [113.27]
10分位	540.94	575.45
25分位	615.98	635.65
中央値	698.23	704.40
75分位	774.73	768.02
90分位	874.68	844.36
健保数	1819	1019

注： y_j は、事業年報の老人保健対象者の医療費の項目（診療費、薬剤支給、入院時食事療養費（差額支給分を除く）、施設療養費、老人訪問看護、医療費の支給等）の合計を老人加入者数で割って求めたもの。集計の際、ウエイト付けはされていない。
出所：健康保険組合事業年報平成7年度版からの筆者の推計

図1 y_j の分布



出所：健康保険組合事業年報平成7年度版からの筆者の推計

差がある。各分位の差も、グループ1とグループ5とではやはり15万円から30万円程度ある。

次に、老人1人当たり医療費が、どのような変数とどういう関わりをもっているかを分析するため、 y_j の対数を被説明変数とする回帰分析を行った^{注25}。説明変数としては、地域ダミーの変数、個

別健保の所得の代理変数、個別健保の老人加入率、個別健保の加入者総数を用いた。ここでの目的は、観察可能な健保の属性と、各健保の老人1人あたり医療費がどのような関連をもっているかを分析することである。分析結果は表3-1に示されている。地域ダミーのベースグループは東京・神奈

表3-1 老人1人当たり医療費の決定要因の回帰分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全体	全体	被保険者 3000人以上	全体	全体	被保険者 3000人以上
地域グループ1ダミー	0.116 (0.007)	0.117 (0.007)	0.107 (0.008)	0.118 (0.007)	0.119 (0.007)	0.109 (0.008)
地域グループ2ダミー	0.063 (0.010)	0.070 (0.009)	0.070 (0.011)	0.063 (0.010)	0.070 (0.009)	0.068 (0.011)
地域グループ4ダミー	-0.080 (0.011)	-0.070 (0.010)	-0.068 (0.013)	-0.080 (0.011)	-0.072 (0.011)	-0.072 (0.013)
地域グループ5ダミー	-0.145 (0.013)	-0.121 (0.013)	-0.120 (0.016)	-0.144 (0.013)	-0.127 (0.013)	-0.127 (0.016)
所得の代理変数(対数)	0.198 (0.019)	0.154 (0.017)	0.163 (0.022)	0.194 (0.019)	0.161 (0.019)	0.169 (0.023)
老人加入率	-1.728 (0.242)	-3.153 (0.281)	-3.456 (0.356)	—	—	—
老人加入率0.01以上 0.02未満ダミー	—	—	—	-0.021 (0.048)	-0.042 (0.047)	-0.059 (0.058)
老人加入率0.02以上 0.03未満ダミー	—	—	—	-0.039 (0.048)	-0.079 (0.047)	-0.094 (0.058)
老人加入率0.03以上 0.04未満ダミー	—	—	—	-0.045 (0.048)	-0.104 (0.047)	-0.119 (0.058)
老人加入率0.04以上 0.05未満ダミー	—	—	—	-0.055 (0.048)	-0.122 (0.048)	-0.137 (0.059)
老人加入率0.05を超える ダミー	—	—	—	-0.110 (0.048)	-0.186 (0.048)	-0.207 (0.059)
全加入者数(対数)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.004 (0.003)	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.003)
被保険者平均年齢	—	0.010 (0.001)	0.010 (0.001)	—	0.009 (0.001)	0.008 (0.001)
ADJ R ²	0.360	0.389	0.435	0.358	0.382	0.424
健保数	1819	1819	1019	1819	1819	1019

注：括弧内は標準誤差を示す。医療費グループのベースグループはグループ3。被説明変数は $\ln(y_j)$ 。回帰式は、各健保の老人加入数でウェイト付けされている。

出所：健康保険組合事業年報平成7年度版からの筆者の推計

川を含むグループ3である。老人加入率の変数の入れ方、およびサンプル（組合健保全体か被保険者数が3000人以上の組合健保に限るか）によって、6つの異なる回帰方程式を推計している。ここで導入した変数では説明できない部分は、ここで用いられていない健保属性や、観察不可能な健保属性によるものであると考えられる。

地域の影響は以下のとおりである。ベースグループと比較すると、グループ1の健保で10%、グループ2の健保で6%、 y_j が低く、グループ4は7%程度、グループ5は14%程度、 y_j が高い。医療費の高い地域に立地する組合健保の医療費は、高くなる傾向がある。注目に値するのは、所得の代理変数の係数である。この係数は約0.16であり、これは所得の代理変数が10%上がると y_j が1.6%上がることを意味する。所得の高い健保に属する老人は、医療費を多額支出していることになる。

加入者数の係数はマイナスであるが、有意ではない。老人保健拠出金のしくみからは、全加入者数が大きい健保ほど y_j を下げることによって節約できる拠出金の絶対額が大きい。もし y_j を下げる努力に固定費用的な部分があるとすれば、大きい健保ほど y_j を下げる努力に熱心である可能性もある。この仮説によると、全加入者数の係数が負であることが予想されるが、他の要因をコントロールしたのちでも、全加入者数の対数の係数は負であるがその絶対値は小さく、統計的に有意ではない。したがって、大きい健保で老人1人当たりの医療費が低いという強い傾向は見られない。このことは、大きい健保で老人医療費が高く、そのような健保が多額の拠出をしていることを示唆する。

また、老人加入率と y_j の関係であるが、老人加入率が高いほど老人1人当たり医療費は低い傾向がある（表3-1、(1)、(2)、(3)）。加入率そのものではなく、加入率の範囲に対応するダミ

一変数を説明変数として導入すると（表3-1、(4)、(5)、(6)）、これは老人加入率が5%を超える健保で特に y_j が低くなっていることによって生じていることがわかる。

(2)、(3)、(5)、(6)列の回帰式では、被保険者平均年齢を説明変数として導入している。この係数は統計的に有意であるけれども、その一方でこの変数自体は、個別健保の老人加入者の年齢をコントロールするためには不完全なものである（詳細は補論3を参照）。不完全な指標を説明変数として導入しても、その係数の推計値（point estimate）に多大な信頼は必ずしもおけない。それに加えて、年齢係数が不完全なものであれば、他の変数の係数を、年齢要因をコントロールしたのちのものとして解釈することにも限界がある。このような理由から、被保険者年齢変数が何を達成しているかはあいまいであるが、ここでは主に先行研究との比較を容易にするために、被保険者年齢を導入した推計結果も報告している。

以上から、①地域の変数、所得、老人加入率、健保加入者数などの説明変数は有意に老人1人当たり医療費に影響を与えている、②健保が立地する地域によって、老人1人当たり医療費は大きく異なる、③所得の高い健保ほど老人1人当たり医療費が高い、④老人加入率が高い一部の健保では老人1人当たり医療費が低い、といったことが示された。

馬場園他(1991)およびBabazono et al. (1998)では、扶養率が高い組合で老人1人当たり医療費が高くなるという仮説を示している。具体的には、健康状態が悪く医療費がかかる老人を被扶養者としている世帯では、その看病・介護などのために共働きが困難になり（典型的には世帯主である男性の妻が就業しなくなる）、そのために老人医療費が高い組合ほど妻も扶養される傾向が強

く、老人医療費が高い健保で扶養率も高いのではないかと議論されている^{注26}。この仮説が成立していれば、 y_j の対数を被説明変数とする回帰分析に扶養率を導入した場合に、扶養率の係数が正であることが予想される。表3-2では、馬場園他(1991)およびBabazono et al. (1998)と類似の説明変

数を用い、ここで用いられている y_j の対数を被説明変数とした回帰分析の結果を報告している^{注27}。(1)列は馬場園他(1991)のTable 7、Babazono et al. (1998)のTable 4とほぼ同様の説明変数を用いたものである。(2)、(4)列は、地域変数を本論と同じ方法で導入する等、(1)、(3)にそ

表3-2 老人1人当たり医療費の決定要因の回帰分析：馬場園他(1991)、Babazono et al. (1998)による分析との比較

	(1)	(2)	(3)	(4)
	馬場園他(1991)のTable 7と類似の説明変数		Babazono et al. (1998)のTable 4と類似の説明変数	
扶養率	-0.029 (0.015)	-0.016 (0.014)	-0.093 (0.018)	0.009 (0.016)
所得の代理変数 (対数)	0.218 (0.026)	0.171 (0.024)	0.470 (0.030)	0.160 (0.025)
西日本ダミー	-0.095 (0.007)	—	—	—
老人加入率	-4.267 (0.280)	-3.035 (0.283)	—	-3.648 (0.279)
被保険者平均年齢	0.011 (0.001)	0.010 (0.001)	0.006 (0.001)	0.012 (0.001)
男女比	—	—	-0.004 (0.0008)	-0.003 (0.0007)
被保険者数 (対数)	—	—	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)
地域グループ1ダミー	—	0.105 (0.008)	—	0.012 (0.007)
地域グループ2ダミー	—	0.062 (0.011)	—	0.073 (0.009)
地域グループ4ダミー	—	-0.079 (0.013)	—	-0.069 (0.010)
地域グループ5ダミー	—	-0.145 (0.016)	—	-0.119 (0.013)
保険料率	—	—	0.108 (0.006)	—
ADJ R ²	0.291	0.397	0.358	0.393
健保数	1819	1019	1819	1019

注：括弧内は標準誤差を示す。医療費グループのベースグループはグループ3。被説明変数は $\ln(y_j)$ 。回帰式は、各健保の老人加入数でウェイト付けされている。

出所：健康保険組合事業年報平成7年度版からの筆者の推計

れぞれ若干の説明変数の追加を行った推計結果を示している。どの推計式のケースでも、扶養率の影響は負であるか、もしくは正であっても係数の値は小さく、統計的に有意ではない。また、説明変数に何を含めるかによって（特に（3）と（4）の比較）、扶養率の係数が大きく変化することにも注意が必要である。したがって、1995年のデータで分析した結果、扶養率が高い健保で有意に老人1人あたり医療費が高いとは結論できない。したがって馬場園他(1991)およびBabazono et al. (1998)によって強調されている扶養率に関する仮説は、1995年のデータでは成り立っていないと考えられる。

（3）保険料と老人医療費

次に、個別健保の老人医療費、老人保健拠出金とその健保の保険料との関わりについて考察する。老人医療費はマクロ的には、公費および拠出金によって負担されているが、ミクロレベルでは老人保健拠出金はその健保の老人医療費等を基準にして決定される。個別健保が老人医療費を削減すれば、それによって拠出金が減少し、保険料を低く抑えることができる可能性もある。ここでは、そのようなリンクがどの程度見られるか（あるいは見られないか）を確認する。それにより、老人医療費が保険料にどのような影響を与えているかを考察する。

まず、保険料率の分布が表4に示されている。これは、保険料率の範囲に含まれる健保の割合を示したものである。通常保険料率は全体の31%の健保で、8%代前半である。ボーナスも含めた保険料率では、5.25~5.75%に全体の約45%が集中している。

さて、保険料率と老人医療費はどのような関係にあるのだろうか？ これをみるために、 y_j の各分位について、ボーナス込み保険料率が2.5%刻み

の範囲に入っている健保の割合と、 y_j の4分位別に保険料率の平均を計算したものが、表5に示されている。（以下、 y_j が一番低い25%を第1分位、その次の25%を第2分位、というふうと呼ぶ。）被保険者数の多い健保と少ない健保とでは傾向が異なるため、被保険者3000人未満の健保と3000人以上の健保で分けて集計している。

被保険者3000人未満の健保では、 y_j が中央値未満の健保とそれ以外の健保の間で保険料率の構成割合が大きく異なり、 y_j が中央値以上の健保で、高い保険料率を課す組合の比重が高くなっている。ボーナス込み保険料率を6.25%を超える水準に設定している健保は、第1分位、第2分位では10%前後であるが、第3分位、第4分位では20%程度にもなる。それ以外の範囲における分布状況も、第1分位と第2分位は似通っており、また第3分位と第4分位も似通っているが、その2つの間には大きな違いがある。保険料率の平均も、第1分位と第2分位では5.6%、第3分位と第4分位で5.8%である。小規模の健保においては、老人医療費が（全体の）中央値以下であるかそれを越えているかで、保険料の構造が異なっている。

被保険者数3000人以上の健保の状況は、以下のようにまとめられる。第4分位では、保険料率の平均が他よりも高くなっている。ただし、第1分位でも保険料が特に低いわけではない。これは、保険料率に制度上、上限・下限があり、健保が保険料を調節できる度合いは限られていることも反映している。保険料率の分布を見ると、第4分位においては、高い保険料率を課す健保の割合が高くなっている。たとえば、ボーナス込み保険料率が6.25%を超える割合は、 y_j の第1分位、第2分位および第3分位では4~5%であるのに対し、第4分位で13.8%である。同様に、ボーナス込み保険料率が5.75%を超える割合も、第4分位で高くなっている反面、第1分位から第3分位には大

表4 分析サンプルでの保険料の分布 (%)

通常保険料率 [百分率]		ボーナス込み保険料率 [百分率]	
～7.0	4.56	～ 5.0	11.11
7.0～7.5	6.65	5.0 ～ 5.25	9.73
7.5～8.0	21.66	5.25 ～ 5.5	20.67
8.0～8.5	31.39	5.5 ～ 5.75	24.90
8.5～9.0	22.70	5.75 ～ 6.0	16.93
9.0～9.5	11.21	6.0 ～ 6.25	6.60
9.5～	1.81	6.25 ～	10.06

出所：健康保険組合事業年報平成7年度版からの筆者の推計

表5 老人1人当たり医療費の分位別ボーナス込み保険料率の分布 (%) および分位別の保険料の平均値

被保険者3000人未満 (%)

ボーナス込み保険料率の分布状況

ボーナス込み保険料率 [百分率]	老人1人当たりの医療費の分位			
	0～25%[第1分位]	25～50%[第2分位]	50～75%[第3分位]	75～100%[第4分位]
～ 5.0	8.53	9.26	4.67	3.91
5.0 ～ 5.25	8.53	8.02	7.33	8.70
5.25 ～ 5.5	18.60	15.43	14.00	14.78
5.5 ～ 5.75	26.74	27.16	26.00	18.70
5.75 ～ 6.0	21.32	23.46	19.33	22.61
6.0 ～ 6.25	7.36	6.17	8.67	10.87
6.25 ～	8.91	10.49	20.00	20.43
ボーナス込み保険料率の平均値 (%)				
ウエイトなし平均値	5.64	5.66	5.78	5.81
被保険者数でウエイト 付けした平均値	5.59	5.62	5.72	5.77
健保数	258	162	150	230

被保険者3000人以上

ボーナス込み保険料率の分布状況

ボーナス込み保険料率 [百分率]	老人1人当たりの医療費の分位			
	0～25%[第1分位]	25～50%[第2分位]	50～75%[第3分位]	75～100%[第4分位]
～ 5.0	15.74	13.99	16.07	12.50
5.0 ～ 5.25	15.74	11.60	9.84	7.14
5.25 ～ 5.5	22.84	29.35	25.57	17.41
5.5 ～ 5.75	23.86	27.65	26.23	22.32
5.75 ～ 6.0	12.18	10.24	11.80	19.64
6.0 ～ 6.25	6.09	2.73	5.57	7.14
6.25 ～	3.55	4.44	4.92	13.84
ボーナス込み保険料率の平均値 (%)				
ウエイトなし平均値	5.46	5.45	5.47	5.65
被保険者数でウエイト 付けした平均値	5.46	5.36	5.43	5.61
健保数	197	293	305	224

注：老人1人当たり医療費の分位は被保険者規模で分けずに取りれたものなので、被保険者数で分けられた中での各分位の健保数はそれぞれの分位で一致しない。

出所：健康保険組合事業年報平成7年度版からの筆者の推計

きな差はない。逆に、第1分位から第3分位においては、50%程度の健保がボーナス込み保険料率を5.5%以下に設定している。第4分位では、5.5%以下の保険料を設定している健保は37%にとどまる。被保険者3000人以上の健保においては、第3分位の健保でも、保険料率は第1分位や第2分位とさほど変わらないことから、 y_j が若干高くとも保険料を上げずにすんでいる健保も存在することになる。

被保険者3000人以上の健保に関するこれらの事実に関しては、以下のような考察が可能である。まず、被保険者数が多い健保は、一般に標準報酬が高い大企業であり、保険料を支払う被保険者も多いことから、保険料を上昇させなくとも一定程度の保険料収入を確保でき、老人医療費が保険料を押し上げる影響はそれが非常に高いケースに限られていると考えられる。さらに、健康保険料率の設定には下限が存在するため、老人医療費が低い健保でも、保険料率を下限未満に下げることができない。これら2つの要因から、被保険者数3000人以上の健保においては、老人1人当たり医療費の第1分位から第3分位の健保に関し、保険料の設定に大きな差がない状態になっていると考えられる。

また、被保険者3000人未満の健保と、3000人以上の健保に比べると、3000人未満の健保で高い保険料率が課される傾向がある。特に、 y_j が第4分位にある場合、被保険者3000人以上の健保ではボーナス込み保険料率が5%未満の割合が12.5%であるのに対し、被保険者3000人未満の健保では同様の割合は3.9%にすぎない。逆に、 y_j が第4分位でボーナス込み保険料率が6.25%を超える割合は、被保険者3000人未満のケースで20.4%、3000人以上のケースで13.8%である。そのほかの老人1人当たり医療費の分位においても、小規模の健保のほうが保険料率が高い。大規模な健保は大企業が

多く、賃金が高いことなどが影響しているものと考えられる。

次に、保険料と老人1人当たり医療費、健保属性を関連付ける回帰分析を行った。用いられた説明変数は、 y_j の各分位に対応するダミー変数、地域ダミー、健保の加入者数、所得の代理変数、扶養率、老人加入率、被保険者平均年齢、1人当たり法定給付（老人保健対象者を除いた加入者1人当たりの医療給付）である。推計は最小自乗法を用いた^{注28}。結果は表6に示されている。

表6では、被説明変数はボーナス込み保険料率の百分率であるので、説明変数が1だけ変化した場合、ボーナス込み保険料率は係数パーセント分だけ変化することになる。説明変数の導入方法、サンプルに応じて、(1) - (4)の4種類の推計を行っている。

(1) - (4)のすべてにおいて、 y_j の高い健保では、保険料率が高くなっている。具体的には、他の変数をコントロールしたもとの、第1分位と比べ、第2分位で0.08%、第3分位で0.15%、第4分位で0.21%、ボーナス込み保険料率が高い。 y_j の影響は、被保険者の多い健保でより顕著である。この場合、第2分位では0.12%、第3分位では0.18%、第4分位では0.28%程度保険料率が高くなる。医療費の地域ダミー変数の係数は、全体のサンプルでは、医療費の低い地域で保険料が低くなる傾向を見せている。とりわけ、医療費が最も低い地域（グループ5）ではベースグループに比べ、0.12%ボーナス込み保険料が低い。医療費の高い地域の保険料が高い傾向も見られるが、これらの係数は統計的に有意ではない。被保険者3000人以上の健保にサンプルを限った場合、医療費の高い地域での保険料はベースグループと比べて必ずしも高くはなく、またこれらの係数は統計的にも有意ではない。しかし、医療費が低い地域（特に地域グループ5）では、3000人以上の健保でも、

表6 ボーナス込み保険料の回帰分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全 体	被保険者 3000人以上	全 体	被保険者 3000人以上
y_i 第2分位ダミー	0.086 (0.023)	0.124 (0.032)	0.089 (0.023)	0.131 (0.032)
y_i 第3分位ダミー	0.148 (0.024)	0.184 (0.033)	0.148 (0.024)	0.184 (0.033)
y_i 第4分位ダミー	0.207 (0.027)	0.285 (0.038)	0.208 (0.027)	0.284 (0.038)
地域グループ1ダミー	0.037 (0.022)	-0.016 (0.026)	0.039 (0.022)	-0.013 (0.026)
地域グループ2ダミー	0.030 (0.026)	0.018 (0.032)	0.028 (0.026)	0.018 (0.033)
地域グループ4ダミー	-0.070 (0.028)	-0.052 (0.037)	-0.073 (0.027)	-0.059 (0.037)
地域グループ5ダミー	-0.121 (0.033)	-0.168 (0.044)	-0.123 (0.033)	-0.180 (0.043)
被保険者数(対数)	-0.053 (0.008)	-0.034 (0.011)	-0.052 (0.008)	-0.027 (0.011)
所得の代理変数(対数)	-2.134 (0.072)	-2.380 (0.084)	-2.134 (0.071)	-2.376 (0.083)
扶養率	0.980 (0.056)	1.239 (0.066)	0.979 (0.055)	1.260 (0.064)
老人加入率	2.532 (0.900)	3.270 (1.229)	—	—
老人加入率0.01以上0.02未満ダミー	—	—	0.007 (0.061)	-0.020 (0.079)
老人加入率0.02以上0.03未満ダミー	—	—	-0.029 (0.061)	-0.081 (0.079)
老人加入率0.03以上0.04未満ダミー	—	—	0.053 (0.063)	0.008 (0.082)
老人加入率0.04以上0.05未満ダミー	—	—	0.093 (0.068)	0.041 (0.086)
老人加入率0.05を超えるダミー	—	—	0.103 (0.071)	0.120 (0.093)
被保険者平均年齢	0.004 (0.005)	-0.009 (0.005)	0.005 (0.005)	-0.007 (0.005)
1人あたり法定給付(単位千円)	0.011 (0.001)	0.014 (0.001)	0.011 (0.001)	0.014 (0.001)
R ²	0.564	0.590	0.568	0.598
健保数	1819	1019	1819	1019

注：被説明変数はボーナス込み保険料率(百分率)。ウエイト付けはされていない。括弧内は分散不均一にロバストな標準誤差。
保険料の分析なので、全加入者数よりも被保険者数のほうが概念的には適当であるが、この2変数の相関は0.99程度であるため、
全加入者を用いてもそれほど問題ではない。

出所：健康保険組合事業年報平成7年度版からの筆者の推計

保険料が低くなっている。

所得の影響はマイナスである。所得の高い組合では、保険料を抑えてもある程度の収入が確保できることを反映している。所得が10%上昇した場合、説明変数は約0.1上昇するので、係数が-2であれば、これは-0.2だけ被説明変数(この場合、ボーナス込み保険料率の百分率)が下がることを意味する。所得の高い健保は、保険料を低く抑えても保険料収入を確保できることを反映している。

老人加入率の影響もプラスである。この場合、0.01老人加入率が上昇すると(これは、平均の老人加入率が0.03であることを考えればかなり大きい変化といえる)係数が3の場合には0.03%保険料が上昇するという結果であることになる。

扶養率の影響もプラスである。ここでの係数はほぼ1であるから、扶養率が0.1上昇すると、保険料率は約0.1%上がることになる。現在の健康保険の扶養のしくみでは、扶養者の数が多い被保険者とそうでない被保険者とで他の条件を一定として保険料は同じである。一方、扶養者の多い組合ほど医療給付は高くなると考えられ、それが被保険者一律の保険料に影響を与えていることが見て取れる。

被保険者平均年齢は、係数も小さく、統計的に有意ではない。これは1人あたり法定給付が、現役世代の医療費が保険料に与える影響を捉えるために、年齢そのものは保険料に影響を与えていないと解釈できる。1人あたり法定給付は有意に正であり、現役世代の給付が多い健保ほど保険料も高くなっている効果が見て取れる。現役世代の医療費をコントロールしたもとでも、個別保険者の老人医療費の高低が保険料に影響を与えていることは注目に値する。

保険料の回帰分析の結果をまとめると以下のようになる。老人医療費、地域ダミー、加入者数、

所得、扶養率、老人加入率、法定給付といった変数は、予想される方向で有意に保険料率に影響を与えている。とりわけ、地域、加入者数、所得、扶養率、老人加入率をコントロールしたもとであっても、老人医療費の高低が保険料に有意な影響を与えている。特に、老人1人あたり医療費が高いほうから25%に位置する健保では、低いほうから25%に位置する健保に比べ、0.2~0.3%程度保険料率が高くなっている。保険料率には上限と下限があること、その絶対水準はボーナス込み保険料率で5.5%程度であること、地域等の要因をコントロールした上での結果であることを考慮すると、老人医療費の影響は小さくない。したがって、個別健保における老人医療費の高低が保険料の高低にも影響を与えていることが確認された^{注29}。

6. まとめ

本章の前半では、まず老人保健拠出金に関する既存の研究をサーベイし、それらの中に個別健保のデータ分析を行ったものは比較的少ないこと、しかし現行の老人保健のしくみを前提とすれば、個別健保の分析が重要であることを指摘した。後半では、健康保険組合事業年報に掲載されている個別組合健保のデータを用い、老人1人当たり医療費の分布と保険料の関連について考察した。主な発見は以下の通りである。第1に、老人1人当たり医療費は、老人保健拠出金の算定の上できわめて重要であるが、これには組合健保間でかなりばらつきがある。組合健保全体では、老人一人あたり医療費の平均値は年間70万円程度である。個別組合健保の老人1人当たり医療費の標準偏差は14.6万円であり、これは平均値の21%にあたる。25%分位と中央値の差、中央値と75%分位の差はそれぞれほぼ7万円程度である。これは、平均値

の10%程度にあたる。第2に、老人1人当たり医療費と個々の健保の属性を関連付ける回帰分析を行った。その結果、地域的要因が個別組合健保の老人1人当たり医療費に影響を与えていること、所得の高い健保では老人1人当たり医療費が高い傾向があること、加入者数が多い健保で老人1人当たり医療費が低くなる傾向はとくに見られないこと、がわかった。さらに、老人加入割合が高い健保では老人1人当たり医療費が低い傾向が見られた。

第3に、老人1人当たり医療費と保険料にどのような影響を与えているか、とりわけ、老人医療費が高いと保険料が高く設定される傾向が見られるかどうかを分析した。老人1人当たり医療費が高い(低い)組合では高い(低い)保険料が設定される傾向がある。ただし、被保険者数の多い健保の中には、老人1人当たり医療費が高くとともに、保険料を比較的強く抑えられている組合も存在する。回帰分析の結果によると、他の変数をコントロールしたもとの、第1分位(老人1人当たり医療費が低いところから25%に属する健保)と比べ、第2分位(老人1人当たり医療費が低いところから25%~50%に属する健保)で0.09%、第3分位(老人1人当たり医療費が低いところから50%~75%に属する健保)で0.15%、第4分位(老人1人当たり医療費が最も高い25%に属する健保)で0.2%、ボーナス込み保険料率が高い。それと同時に、健保の被保険者の所得や健保の被保険者数、扶養率、老人加入率なども、保険料率に有意な影響を与えていることもわかった。

本論ではさらに、個別健保データを分析した先行研究である馬場園他(1991)、Babazono et al.(1998)と本論の分析を比較している。そこでは、老人1人当たり医療費を被説明変数とする回帰分析において、馬場園他(1991)、Babazono et al.(1998)で強調されている扶養率に関する仮説が、

1995年のデータでは成立していないことが指摘されている。

本論の分析で不十分であった点は、以下の2点である。第1に、健保の属性について、十分なコントロールができていなかった可能性がある。健保の中には、企業がベースのもの、特定地域の特定業種の就業者で形成されるもの、公的な機関の就業者で構成されるものなど、さまざまな形態がある。さらに、企業の中でも、産業はさまざまである。これらの要因が、医療費にどのような影響を与えているか、ここでは分析されていない。第2は、データの制約上やむをえないことではあるが、年齢構成のコントロールが十分でないことである^{注30}。これについては、より質の高いデータが利用可能になることが望まれる。

補論1 ウエイトのとりかた

本論の集計は個別保険者を単位にしたものであるが、保険者毎に加入者、老人加入者の数が異なるので、目的に応じて適当なウエイト付けをした集計を行う必要がある。たとえば、保険料率のウエイトなしの平均は人数の多い健保も少ない健保も同じウエイトで平均を求めることになる。一方、実際に組合健保の被保険者である人の支払っている保険料率の平均や分布を求めるには、被保険者人数でウエイト付けをすることが適当である。

補論2 馬場園他(1991)、Babazono et al.(1998)論文と本論との比較

(1) 変数の定義および使い方についての相違点

①被説明変数について

まず、老人医療費についてであるが、

Babazono et al. (1998)論文では、各保険者の老人保健拠出金を被保険者数で割ることにより、被保険者一人当りの老人保健拠出金を計算し、これを分析に用いている。これと、本論で用いられた y_j とは、以下のような点で違いがある。

②被説明変数の基準化について

保険者 j における被保険者数を NI_j 、被扶養者数を ND_j としよう。上での N_j は被保険者と被扶養者を合計した人数であるから、 $N_j = NI_j + ND_j$ である。一方、 NI_j / ND_j は、被保険者 1 人あたりの被扶養者数に対応しており、扶養率と呼ばれる。 j 保険者の扶養率を以下では、 d_j と表す。

Babazono et al. (1998) で "cost share for the elderly" と呼ばれているものは、個別保険者の老人保健拠出金を、被保険者人数で割ったものである。したがって、本論の記号を用いるとそれは、 Y_j / NI_j である。老人加入割合が上限と下限の範囲内にあるとき（健保組合のほとんどでこの条件は満たされている）の老人保健拠出金のうち医療費に対応する部分の算定式（(2) 式）を用いると、

$$\begin{aligned} \frac{Y_j}{NI_j} &= Y_j \cdot \frac{N_j}{NI_j} \cdot \frac{E}{N} \cdot F \\ &= y_j \cdot (1 + d_j) \cdot \frac{E}{N} \cdot F \end{aligned} \quad (A1-1)$$

となる。つまり、Babazono et al. (1998) で使われている指標は、 y_j ではなく、それに扶養率 $(1 + d_j)$ および定数 $(E/N)F$ を掛けたものである。これは、(2) 式で計算される Y_j が実際にデータとして公表されている拠出金と等しいとした場合であった場合である。実際には、以下の (1-2) で説明される理由により、 Y_j と実際に公表されている拠出金額とは等しくならないことに注意が必要である。

本論で用いられた Y_j は Babazono et al. 論文によって用いられた Y_j / NI_j という指標よりも、単純でありかつ個別保険者の老人医療費により直接的に対応しているという意味で、保険者間での老人医

療費の違いの程度を考察する上では有用である。その理由は以下のとおりである。

まず第 1 に、(A1-1) 式で示されているとおり、Babazono et al. で用いられた指標は、保険者 j に加入する老人保健対象者の平均医療費である y_j に扶養率と定数が掛けられている。ここで定数はすべての保険者に同様に掛けられるので分析上の問題とはならないが、扶養率は個別保険者ごとに異なる。 y_j は保険者間で比較可能な老人 1 人当たり医療費の指標であり、本論ではそれを分析の対象としている。Babazono et al. の指標は、 y_j が同額であっても扶養率が異なる保険者とは、たとえば回帰分析の際の被説明変数が異なることになるが、本論の分析では老人 1 人当たり医療費が同じである保険者の被説明変数の値は同様になることになる。Babazono et al. では 1 人当たり負担の高低を議論しているのに対し、本論の焦点は老人 1 人当たり医療費の水準にあることから、このような違いが出てきている。

③被説明変数の元となるデータについて

Babazono et al. の指標は、老人保健拠出金を被保険者数で割ったものであるが、実際の公表データからこれを計算した場合、以下に述べる理由により、これは本論での y_j とは一致しない。まず第 1 に、老人保健拠出金には、医療費に対応する部分以外に事務費等別途の負担があり、これは医療費とは異なる方式で各保険者に課されることになる。第 2 に、老人保健拠出金には特別調整制度がある。第 3 に、老人保健拠出金には、概算拠出金と確定拠出金の乖離を調整する項目も含まれている。これらはすべて、実際に保険者が支払う拠出金が、本論の (2) 式と異なるものにする要因である。

本論では、各保険者の老人医療費を分析の対象とするため、実際に老人保健対象者が費やした医療費を、加入老人数で割る方法によって y_j を算出

している（本文3節参照）。この方法では、当該年度にj保険者でかかった老人医療費をその年度のj保険者への平均加入老人数で割ることになるから、拠出金の額を用いた場合に生ずる誤差を含まずに老人1人当たり医療費を計算している。本論では各保険者の老人1人当たり医療費が分析の対象であるから、拠出金から逆算する方法よりも老人医療費を老人加入者数で割る方法が適当であるため、この方法を用いている。一方、Babazono et al. によって用いられている"Cost share for the elderly"の変数は、実際の拠出金の額（事務費等を含み、調整対象外医療費・特別調整などによる調整をしたあとの数値）が用いられている。こうして計算された数値は、実際の老人1人あたり医療費とは乖離する可能性がある。本論の特徴は、実際に支出された医療費を加入老人数で割ることにより、より正確に老人1人当たり医療費を個別健保に関して集計している点である。

（2）説明変数について

①地域変数について

馬場園他(1991)では、地域をコントロールする変数として、日本全国を東日本と西日本に分け、西日本に対応するダミー変数を回帰分析に導入している。この方法では、地域のコントロールはごく限られた形でしかできない。医療費は全体的には西高東低といわれるが、それでも北海道の老人医療費は全都道府県のうち1位である。本論では、都道府県を、老人1人あたり医療費の高い順に5つのグループに分け、4つのダミー変数を回帰分析に導入している。このことで、地域要因を馬場園他(1991)の論文よりも詳細に分析している。

さらに、Babazono et al. (1998) 論文の回帰分析結果を報告した表には、地域要因は含まれていない。したがって、Babazono et al. (1998) は地域要

因をコントロールせずに分析をしたのではないかと推察される。老人医療費には地域間格差がきわめて大きいことを考えると、地域変数は回帰分析の説明変数に加えられることが自然であろうと判断される。

②保険料の捉え方

馬場園他(1991)、Babazono et al. (1998) 論文では、保険料率を回帰分析の説明変数として扱っている。本論では、保険料率は一定の範囲内で、個別健保によって設定される内生変数であると捉えている。実際、保険料率には健保間ではばらつきがあり、またこれは外生的に決まるものではなく健保が財政事情等を考慮して決定していると考えるのが自然である（本文表4、表5参照）。さらに、本論では、ボーナス込み保険料率という概念を用い、特別保険料率も考慮した上で、保険料率を年収に対する割合により近い形で算出している。馬場園他(1991)、Babazono et al. (1998)では通常保険料率が用いられている。

2. 回帰分析について

馬場園他(1991)、Babazono et al. (1998) 論文においては、回帰分析に関してウエイト付けをしていない。本論では、老人1人当たり医療費を被説明変数とする回帰分析においては、各保険者を加入老人数の平方根でウエイト付けをしている。これは、他の条件を一定とすれば、 y_j の分散は、老人加入者数の逆数に比例すると考えられるからである。表3-1、表3-2における回帰分析では、 $\ln(y_j)$ を被説明変数としているので、老人加入者数の平方根でウエイト付けをすることは厳密には正しくない^{注25}。しかし、 $\ln(y_j)$ と加入老人数をプロットすると（このグラフは紙面の節約のため掲載を見合わせた）、老人加入者数が大きい健保ほど老

人1人あたり医療費のばらつきが小さいことが見て取れる。したがって、回帰分析ではウエイト付けをすることが適当であるというのが本論の立場である。

補論3 年齢変数について

公表データで利用可能な年齢変数は、被保険者の平均年齢のみである。老人保健対象者の医療費を分析する場合には、本来ならば老人保健対象者の年齢構成をコントロールすることが望ましい。しかし公表データではそのような情報は得られない。被保険者の平均年齢を回帰分析に含めた場合、係数の解釈には以下に述べる理由で留保が必要であろうと考えられる。とりわけ被保険者の平均年齢を、回帰分析の説明変数として導入することによって、老人保健対象者の年齢構成をある程度の正確さで補正できているという解釈をすることはできないと判断される³¹⁾。

(1) 被保険者の年齢と高齢被扶養者の年齢の関連の度合い

個別健保の老人医療費について年齢補正を行うためには、個別健保に加入している老人の年齢分布（65～69歳、70～74歳、75～79歳、80～84歳、85歳以上がそれぞれ何人ずつ個別健保にいるか）という種類の情報が必要である³²⁾。しかし、年齢に関して公表データで得られるのは、被保険者の年齢のみである。老人保健対象者には、組合健保の被保険者と被扶養者とがあるが、前者のウエイトは一般には低い。被扶養者で老人保健対象者となるケースは子供である被保険者が両親やその他の親族を被扶養者としているケースが一般的であろう。したがって、被保険者の平均年齢によって老人保健対象者の年齢構成との間に正確かつ頑健

な関連が付けられるかどうかによって、前者の変数によって後者のコントロールが可能かどうかが決まることになる。筆者の判断は、被保険者の平均年齢が老人保健対象者の年齢構成を正確には反映しえないというものである。

たとえば被扶養の老人保健対象者がすべて被保険者の親であり（祖父母などは扶養しておらず）、親と子の年齢差はすべての被保険者について同様と仮定しよう。このような場合であっても、被保険者の平均年齢と被扶養老人保健対象者の平均年齢の間に一定の関係が見出せるとは考えにくい。その理由は以下のとおりである。第1に、親が必ず子供の被扶養者になるとは限らないことである。子供の被扶養者になるためには年収が180万円未満（65歳以上）であることが必要である。男性の年金生活者には、勤労収入がなくても、この基準を満たさない人が多くいる。また近年では子供世代と親世代が経済的に独立する傾向が強まっている。そのため、高齢女性は、収入の基準からは子供の被扶養者になることが可能であっても、夫と共に国民健康保険に入るケースもある。したがって、被保険者の親が全員子供の被扶養者になるわけでもなく、また、被保険者の親の中からランダムに選ばれた人々が子供の被扶養者になるわけでもない。たとえ親と子の年齢差が比較的安定していたとしても、被保険者の平均年齢が被扶養老人保健対象者の平均年齢を正確に反映するとは考えられない。第2に、被保険者が高齢になるにつれ、被保険者の親が死亡する確率が高まることである。死亡した場合には被扶養者でもなくなるから、被保険者の年齢が高ければ老人被扶養者の年齢も高いという関係は崩れることになる。

以上は老人被扶養者は被保険者の親であるという仮定のもとでの議論であったが、この仮定自体が満たされるとは限らない。特に、組合健保の中には老人加入者が数十人しかいない保険者もある。

このような保険者においては、たとえば1人の被保険者が70歳以上の祖父母を扶養した場合に、被保険者の平均年齢が低いにもかかわらず、老人保健加入者の平均年齢を高くなる可能性もある。

(2) 医療費と年齢の間の非線形の関係について

医療費ハンドブックによると、平成7年度の年齢別の1人当たり診療費は、60～64歳で302,864円、65～69歳で381,760円、70歳以上で623,700円となっている。これは典型的な老人保健対象者である70歳以上の個人についての年齢別診療費を示したものではないが、60歳代前半と後半でも26%も診療費が異なることから判断すると、老人保健対象者の中でも年齢が高ければ高いほど、1人当たり医療費がより高くなっていると予想される。とりわけ、1人当たり医療費が、

$$1 \text{人当たり医療費} = \gamma \cdot \text{年齢} + y_0 \quad (\text{A 3-1})$$

といった形で、線形の関係にあるとは考えにくい。70歳以上といった領域では、年齢が5歳上昇した場合、1人当たり医療費は大幅に上昇すると考えられる。

ここで、被保険者の平均年齢と被扶養老人保健対象者の平均年齢が一定の線形の関係を持っているとしよう。つまり、 j 保険者の被扶養老人保健対象者の平均年齢を AE_j 、被保険者の平均年齢を AY_j とすると、

$$AE_j = a + \beta \cdot AY_j \quad (\text{A 3-2})$$

が成り立つとする。このように被保険者年齢と被扶養老人保健対象者の年齢が単純な関係にある場合であっても、老人1人当たり医療費を被説明変数とする回帰分析の説明変数に AY_j のみを加えることは、老人保健対象者の年齢構成を補正することにはならない。なぜなら、式 (A 3-2) のような関係が成り立つとしても、老人1人当たり医療費が老人保健対象者の平均年齢と線形の関係に無

い (A 3-1) のような形での近似が適当でない) と予想される限り、 AY_j のみを被説明変数に加えることで老人保健対象者の年齢要因を回帰分析の中で制御できる保証はないからである。

(3) 被保険者平均年齢の分布について

健康保険組合事業年報に公表されているのは被保険者の平均年齢であり、年齢分布ではない。高齢者の医療費は年齢とともに急激に上昇するから、平均年齢よりも分布でコントロールされるべきである。平均年齢には年齢分布の情報は十分に含まれていない可能性が高い。

さらに、健康保険組合事業年報に公表されている個別健保被保険者の平均年齢は、35～42.5歳の間に大幅に集中している。筆者が分析した1995年のデータでは、全体の70%以上の健保において、被保険者平均年齢はこの範囲に入っている。したがって、この変数を説明変数として用いる場合、その係数はかなり狭い範囲での平均年齢の変動によって識別されていることになる。とりわけ、実際の被保険者の年齢分布がかなり異なる場合であっても平均年齢にはさほど大きな差が生じていない可能性があることには注意が必要である。

(4) 被保険者年齢、老人被保険者、老人被扶養者のウエイトにかかわる問題

さらに、被保険者の年齢が加入している老人の年齢の代理変数として必ずしも質が高いとはいえないと考えられる理由を2つ挙げる。

第1は、老人被保険者に関する問題である。「被保険者の年齢が高ければその両親の年齢も高くなり、そのために医療費が高くなる」というのが Babazono et al. (1998) の説明であるが、一部の健保では老人が被保険者として加入している割合もさほど低いことにも留意が必要であろう。1995年のデータでは、全体の16.7%の健保におい

て、老人加入者に占める老人被保険者の割合が10%を超えている。この場合被保険者である老人(大半の場合70歳以上であろう)の多くが親を扶養しているとは考えにくい。したがって、被保険者の年齢からその親への年齢というリンクは、一部の健保についてはさほど強くないかもしれない。

第2は、老人を扶養している被保険者の数は、被保険者の中の一部にすぎないという問題である。ここで、①被保険者および被扶養者は1年を通じて健保に加入する(年度の途中での加入・脱退がない)、②1人の被保険者が2人以上の老人被扶養者を扶養することはない、③老人被保険者は老人を扶養することはない、という仮定のもとで、現役世代の被保険者(老人保健対象者でない被保険者)のうちどれだけが、老人を扶養しているかを計算してみる。これは、個別健保の老人被扶養者数を現役世代の被保険者数で割ったものである。②、③の想定は、いずれも現役世代被保険者のうち、老人を扶養する人数を過大に推計するものである。したがってここで得られる割合は、現役世代のうち老人を扶養する割合の上限であるといえる。これを計算すると、健保のサンプルの中での平均値は6.7%である。したがって、老人を扶養している現役世代被保険者の割合は、平均的には、現役世代被保険者の7%弱にすぎず、残りの93%程度は老人を扶養していない(1995年の健保組合のデータからの筆者の推計)。被保険者平均年齢は、この93%を含んで計算されるが、子が親を扶養するために親の年齢と子の年齢が関連を持っているのは7%のみである(厳密には老人被保険者も被保険者平均年齢の計算には含まれるので、被保険者に占める親を扶養している人の割合は7%よりも低い)。極端なケースとして、親を扶養する7%の被保険者の年齢構成は全く同じだが、それ以外の93%の年齢構成が大きく異なる2

つの組合を想定しよう。この場合、2つの健保の被保険者平均年齢は大きく乖離するにもかかわらず、被扶養老人の平均年齢は全く同一であるということが生じうる(ここで、子と親の年齢差は全ての被保険者で同一と仮定している)。このような場合に、被保険者の平均年齢が老人被扶養者の平均年齢の有効な代理変数になりうるかどうかは、必ずしも明らかではない。

ただし、①の仮定が成り立たない場合には、現役世代のうち老人を扶養する割合は上昇する可能性がある。というのは、老人加入者数のデータは年平均であるので、たとえば老人被扶養者1人は、実際には2人の被保険者がそれぞれの親を6ヵ月扶養した結果であるかもしれない。そうすると、老人を扶養する被保険者の割合は上記の7%よりも高くなる可能性がある。しかしながら、老人の加入・脱退には、死亡等の場合を除き、さほど多くの入れ替わりがあるとは考えにくいであろう。

(5) コーホート効果について

若い世代ほど親と同居したり、親を経済的に扶養する傾向が弱くなっていると、年齢変数には親の扶養に関するコーホート効果も含まれると考えられる。たとえば55歳の被保険者と40歳の被保険者とでは、後者のほうが親を扶養する確率は低いとしよう。この場合、40歳の被保険者に扶養される親は、その世代の平均に比べると生涯所得が少なかった人々に限られるかもしれない。というのは、世代全体でみれば子に扶養されないことが一般的になっているとしても、たとえば年金所得が同世代の平均と比べて低い水準にあれば、子の被扶養者となることを選択するかもしれない。もし生涯所得が高い人ほど老後は健康である可能性が高いとすれば、40歳の子の被扶養者となる親は、(親の)同年齢のグループと比べると健康状態の悪い人が多いかもしれない^{注33}。たとえば、生涯所

得の低い人ほど老後の健康状態が悪く、また生涯所得が低いほど子供の被扶養者になる確率が高いとすれば、若い被保険者に扶養される老人被扶養者は平均と比べてより医療費を多く使うかもしれない。この場合には、若い被保険者に扶養される親はより医療費が高いグループに集中する傾向がある反面、比較的高齢の被保険者に扶養される親の医療費は年齢を所与として平均的な水準であるとする、被保険者の年齢を説明変数として用いた分析での年齢のコントロールは不十分なものとなる可能性がある^{注34}。

謝辞

この論文は、富士通総研委託研究FRI-JCERプロジェクトの成果の一部である。小野寺淳、徳光由香里、西部梨佳各氏には、データセット作成の補助作業を行っていただいた。小椋正立氏および本誌レフェリーからは貴重なコメントをいただいた。ここに謝辞を申し上げたい。残る誤りは筆者のものである。本論文の研究とBabazono, A., Weiner, J. Tsuda, T., Mino, Y. and A. Hillman "The effect of a redistribution system for health care for the elderly on the financial performance of health insurance societies in Japan" International Journal of Technology Assessment in Health Care 14:3 458-466.は、どちらも健康保険組合を研究対象としているが、分析方法や解釈等で相違する点も多い。本論文の第一稿が医療経済研究に投稿されたのは、1998年6月13日である。その時点では、上記のBabazono et al. (1998)の論文はまだ出版されておらず (Babazono et al. (1998)論文が出版されたのは、1998年10月である)、その意味では本研究の分析とBabazono et al. (1998)の論文とは独立の研究である。筆者がBabazono

et al. (1998)の論文を知ったのは、本誌レフェリーにこの論文を紹介していただいたことによるものであるが、それを指摘したレフェリーコメントは1999年9月3日付けで医療経済研究編集委員会から発送されたものである。Babazono et al. (1998)論文も本論文と同様、健康保険組合を研究対象としているため、本論2-3節ではBabazono et al.(1998)の論文と本論の分析との相違点について特に詳細に議論することとした。

注

- 1 老人医療事業年報平成7年版に掲載されている数字からの筆者の推計。
- 2 たとえば、厚生省による「21世紀の医療保険制度 (厚生省案)」には、高齢者に別建ての医療保険制度を創設する案も含まれている。(http://www.mhw.go.jp/houdou/0908に掲載)
- 3 たとえば、岩本・竹下・別所(1997)。
- 4 勝又論文からの直接の引用である。ただし、「経営度欲」は「経営努力」を意味しているように考えられる。
- 5 実際、1995年の実績では、調整対象外で拠出された老人保健拠出金は165億円であり、これは拠出金全体が5.7兆円であることを考えると大きくはない。無論、調整対象外医療費の制度が抑制措置として機能した場合には、実際にその適用を事後的に受ける保険者が少ないということも有り得るので、この額が小さいことは、必ずしも調整対象外医療費の制度が機能した結果医療費が平準化されていることを否定するものではない。
- 6 馬場園他(1991)では、このほかにも健保の経常収支を被説明変数とした分析を行っているが、本論ではこの変数は分析の対象とはしてい

ない。

- 7 確かに加入者数も拠出金の額には影響を与えるが、これを組合の努力によって調整できる度合いは、老人1人当たりを抑制することに比べると著しく小さいであろう。
- 8 同様の議論は、Babazono et al. (1998)でもなされている。
- 9 馬場園他(1991)では、老人保健拠出金が被保険者数ではなく被扶養者を含めた加入人数に依存するために、被扶養者の係数が正になっている可能性について指摘されている。しかしながら、そこでは(拠出金と保険料の比ではなく)医療費と扶養率を関連付ける分析は行われておらず、ただ病気の老人がいる世帯で共働きが困難になるために扶養率が上がるという可能性が指摘されているのみである。本論の分析は、必然的に生ずる扶養率の効果を除いた、老人医療費に扶養率が与える効果を識別しているものといえる。
- 10 “recruit”はBabazono et al. (1998)で使われている用語である。
- 11 たとえば馬場園他(1991、895ページ)は、夫婦で国保に加入していた女性が夫と死別した場合、子供の被扶養者として組合健保に加入する可能性があり、これが高齢女性を組合健保に加入させる要因であることを指摘している。これは“クリームスキミング”とはむしろ相容れない行動ではないかと考えられる。
- 12 具体的には、以下のような議論である：
"The formula for cost sharing led some enterprises to hire many healthy elderly men as workers."(Babazono et al. (1998)、pp.463)
- 13 たとえば1997年の就業構造基本調査(総務庁統計局(1998)が結果を報告している)によると、65～69歳層における正規の職員・従業員である男性雇用者数は74万人、70～74歳層におけるそ

れは23.8万人、75歳以上は7.2万人と報告されている。このうち、300人以上の企業(組合健保の法律上の被保険者の基準は300人である)で働いている人数は、65～69歳層で3.7万人、70～74歳層では0.8万人、75歳以上では0.3万人である。ちなみに同調査での男性人口の推計値は65～69歳で316.4万人、70～74歳で228.8万人、75歳以上で272.9万人である。したがって、組合健保が適用になるような企業の正規従業員として働いている70歳以上男性の数はきわめて少ないことになり、Babazono et al. (1998)の議論するように老人保健拠出金を削減するために健康な高齢男性を雇用者として雇うことが行われているとは考えにくい。上で示した数値は正規従業員である雇用者で役員を含んでいない。実際には役員が健保に加入することもあり得る。しかしながら、Babazono et al. (1998)の議論のように、健保の財政上の問題から健康な高齢者を雇用者(workers)として雇う場合に、その人々を役員として受け入れるとは考えにくいであろう。

- 14 これらを含んだ計算式は、本論が当初書かれた時点では補論として掲載されていたが、誌面を節約するために割愛することとなった。興味ある読者は、著者へ照会されたい。
- 15 N_j は被扶養者の数が少なくなれば減る可能性もないわけではないが、このような変動が N_j に対する比率として大きな割合で実現可能とは考えにくい。
- 16 これは y_j の値そのもののレベルについての話である。 y_j の分散については、大数法則により、 E_j が大きいほど小さくなると考えられる。実際、データはそのようなパターンを示している。
- 17 医療費の支給等には、入院時食事療養費(差額支給分)、医療費の支給、看護費・移送費の項目が含まれる。

- 18 1999年度を目処に、ボーナスからも通常の標準報酬と同じ様に健康保険料を徴収することが検討されている。
- 19 ボーナスの支給月数は、夏冬あわせておおむね5ヵ月～6ヵ月の間にあることから、6ヵ月を想定していることは多少ボーナスの比重が高い。
- 20 事業年報には、標準報酬月額平均も掲載されているが、ここではそれは用いていない。
- 21 ウェイトに関しては、補論2の説明を参照。
- 22 老人保健対象者であっても、年齢が異なれば医療費は大きく異なる可能性もあり、可能であれば、年齢補正をすることが望ましい（たとえば70歳代と80歳代の個人を比較すると、後者のほうが医療費が高いと考えられる）。ただし、個別の健康保険組合における年齢構成を公表している資料は、筆者は知る限り、存在しない。
- 23 地域別の y_j の標準偏差は、グループ1で17.6万円、グループ2で13.7万円、グループ3で11.8万円、グループ4で9.6万円、グループ5で10.9万円である。
- 24 しかし、健保間の老人1人当たり医療費が個別健保の老人加入者の年齢分布に大きく影響を受けており、また健保ごとに老人保健加入者の年齢分布に大きな差があるとすれば、10%の削減は非常に難しいかもしれない。しかし、年齢分布のデータが利用可能でないことから、この点についてはっきりした分析をすることは本論では不可能である。（補論3参照）
- 25 y_j は各保険者の老人医療費総額を1人当たりに換算した平均値である。j保険者に属する老人iの医療費を y_{ij} とし、これが一定の分布に従うと仮定した場合、それらの平均である y_j は、標本数（ここでは保険者jに加入している老人の数）が大きい場合には、正規分布に従うことが知られている（中心極限定理）。したがって、分布の形を補正するために、 y_j の対数をとる理由は理論的にはない。ここで対数をとっているのは、回帰分析の係数を割合に対する影響として理解できるようにするための簡便法である。また、ここでは、個々の健保を老人数でウェイト付けした集計をしているが、これは、ここでのように、平均をとってから自然対数をとるケースには厳密には正しくない。ただし、平均値をそのまま被説明変数として用いた場合でも、定性的にはほぼ類似の推定値が得られた。そこでここでは、解釈の簡単な対数の推計値を示している。
- 26 本論2-(3)節を参照。
- 27 (1)、(3)列の説明変数は馬場園他(1991)およびBabazono et al. (1998)と完全に同じものではないが（たとえば保険料率に、企業負担分と労働者負担分の合計を使っている点など）、ほぼ同様のものを使っている。
- 28 保険料率の設定はある範囲内で行われるので、その範囲を明示的にモデルで設定したオーダード・プロビットモデル分析を行うことが望ましい。オーダード・プロビットモデルを用いた推計も行ってみたが、変数の符号等は、最小自乗法のケースとほぼ変わらなかった。スペースの節約のため、オーダード・プロビットの推計結果は報告していない。また、ここで老人1人当たり医療費そのものではなく、その分位に対応するダミー変数を説明変数として用いているのは、極端な値が結果に影響を与えるのを防ぐためである。
- 29 しかしながら、この結果の解釈には以下の留意が必要である。前節での回帰分析の結果のとおり、各健保の老人1人当たり医療費は、地域、老人加入率、所得等を説明変数で説明できない部分も存在する。たとえば観察されない健保属性が老人医療費と保険料の両方に影響を与えて

いるような場合には、保険料を被説明変数とする回帰分析における老人医療費の係数は、老人医療費そのものではなく、この観察されない属性の影響を反映している可能性がある。

30 1人当たり診療費は、40～44歳で108,065円、45～49歳で135,444円、50～54歳で179,297円、55～59歳で235,016円、60～64歳で302,864円である（平成7年度の数値、医療費ハンドブックに掲載されたもの）このように、老人保健の対象とならない年齢層でも、年齢が高くなるとともに1人当たり診療費は高くなり、しかもその上昇のしかたは年齢が高くなると急激になるため、健保の年齢のコントロールは重要であろうと考えられる。

31 馬場園他(1991)、Babazono et al. (1998)の2論文では、被保険者の平均年齢を回帰分析の説明変数に導入し、それが有意な正の係数をもつことを報告している。しかしこれらでも、被保険者平均年齢を回帰分析に導入することで老人保健加入者の年齢をどのように補正できているか（あるいはできていないか）について、詳しい考察はなされていない。2論文では、この変数を回帰分析に導入すると有意であったということが報告されているにすぎない。

32 たとえば、岩本ほか(1997)によってなされている年齢補正は、5歳刻みでの年齢構成の分布を用い、それぞれの年齢層での平均的な医療費に各年齢層の人数を掛ける方法で行われている。これは、医療費に関する年齢補正の方法としては最も自然なものと考えられる。

33 生涯所得が高ければ高いほど、健康維持のための投資に多くの資源を使った場合には、生涯所得が高いほど老後はより健康となるであろう。しかしその一方で、扶養される人のほうがより老後に健康である可能性もある。生涯所得が高い人は若年期の余暇が少なかったり労働密

度が高かったりするのであれば、そういった人は健康維持のために多くの投資をできなかった可能性もあり、老後はより不健康になる可能性もある。したがって、生涯所得の多寡に応じて扶養の状態が決定されるという仮定のもとでも、より若い世代に扶養される親の健康状態がどのような傾向にあるかについては、必ずしも一定方向の対応はつかない可能性もある。

34 この要因をコントロールするためには、各健保の老人加入者の年齢構成のみならず、それぞれの年齢層（70～74歳、75～79歳、80～84歳、85歳以上など）によって使われた医療費の水準が知られなければならない。現在のところこのような統計は存在しないが、たとえば岩本(1998)によって提案されている基準医療費に基づいた財源調整を運用する際には、このような情報が必要となると予想される。

引用文献

- 1) 馬場園明、小河孝則、馬場園常子、濱田裕久、青山英康(1991) “老人医療費拠出金の健康保険組合の財政に与える影響” 日本衛生学雑誌 890-897
- 2) Babazono, A., Weiner, J. Tsuda, T., Mino, Y. and A. Hillman "The effect of a redistribution system for health care for the elderly on the financial performance of health insurance societies in Japan" International Journal of Technology Assessment in Health Care 14:3 458-466.
- 3) 藤井良治 (1994) “社会保険と財政調整” 社会保障研究所編『社会保障の財源政策』第3章、東京大学出版会
- 4) 法研『医療費ハンドブック』各年版

- 5) 一圓光彌 (1994) “老人医療保障制度の課題—介護サービスとの関係を含めて—” 「老後保障の再構築について」第2章 郵便貯金に関する特別委託研究
- 6) 一圓光彌 (1995) “医療保障における世代間所得移転” 季刊・社会保障研究 31、No. 2、142-150
- 7) 岩本康志 (1998) 「試案・医療保険制度一元化」八田達夫・八代尚宏編『社会保険改革』第6章、日本経済新聞社
- 8) 岩本康志・竹下智・別所正 (1997) “医療保険財政と公費負担” 大蔵省財政金融研究所、フィナンシャル・レビュー
- 9) 勝又幸子 (1994) “社会保障における制度間財政調整の現状と問題点” 季刊・社会保障研究 30、No. 2、195-206
- 10) 『健康保険組合事業年報 平成7年度版』(1997) 健康保険組合連合会
- 11) 厚生省監修、『厚生白書 平成10年版』
- 12) 厚生省老人保健福祉局、『老人医療事業年報、平成7年版』
- 13) 永瀬伸子(1997) ” 高齢女性の就業行動と年金受給—家族構成、就業履歴から見た実証分析—” 季刊・社会保障研究 Vol. 33、No. 3、272-285
- 14) 小椋正立・高木安雄(1998) 「国民健康保険制度における老人医療費と保険料負担の検討」『介護保険と地方財政に関する調査研究』第2章、社団法人 全国社会保険協会連合会 1998年
- 15) 総務庁統計局(1998) 『平成9年就業構造基本調査報告』全国編
- 16) 漆博雄 (1997) “老人医療の有料化と公的介護保険” 八代尚宏編『高齢化社会の生活保障システム』第6章、東京大学出版会

著者連絡先

〒180-8629

東京都武蔵野市境5-24-10

亜細亜大学経済学部 安部由起子

TEL.0422-54-3111 内線 3264

FAX.0422-36-4857

The Effects of the Elderly's Health Care Financing System on Health Insurance Societies in Japan

Yukiko Abe, Ph.D*

In Japan, about 64 percent of the medical expenditure of the elderly is financed by the "Contribution for the health services for the elderly", which is imposed on health insurers. The per-capita health care cost of the elderly at each insurer (i.e. Total medical expense spent by the elderly enrollees of the insurer divided by the number of elderly enrollees in the insurer) is crucial in determining the value of the contribution by the insurer. Using the data of the Health Insurance Societies (Kenkou Hoken Kumiai), I analyze the determinants of the per-capita medical expenditure of the elderly at individual insurers, and examine its effects on health insurance premium. The results show that the per-capita expenditure differs significantly among insurers, and its high value sometimes results in high health insurance premium.

[key words]

Health Care Cost of the Elderly, Health Insurance Societies, Contributions for Health Services for the Elderly, Health Insurance Premium

* Associate Professor, Faculty of Economics, Asia University