

健康保険組合における老人医療費の負担指標に関する研究

馬場園 明*¹

山本 英二*²

津田 敏秀*³

三野 善央*⁴

わが国の健康保険組合の財政状況は老人医療費の高騰と不況によって悪化している。この研究は健康保険組合の老人医療費の負担指標に影響を与える組合特性を明らかにすることを目的とする。対象は1996年に健康保険組合連合会に加盟している1,816組合とした。老人医療費の負担指標としては、老人1人当り入院医療費、外来医療費、医療費および被保険者1人当り老人保健拠出金とした。

老人医療費の負担指標によって関連する組合特性および関連の大きさは異なっていた。扶養率と被保険者1人当り老人保健拠出金との関連は強く、重回帰分析における標準化偏回帰係数は0.598であった。被保険者1人当り老人保健拠出金は、保険者の老人1人当り医療費と扶養率に比例する。保険者が病弱で高齢の老人や被扶養者を抱えれば、被保険者1人当り老人保健拠出金を削減することは困難である。現在の老人保健拠出金制度によって不公正な再分配が起こっている。

キーワード：老人保健拠出金、老人医療費、健康保険組合、医療保険、医療保障

1. はじめに

わが国の国民皆保険制度は昭和36年に発足したが、公的保険制度でありながら、国民健康保険、政府管掌健康保険、組管掌健康保険、共済組合などさまざまな保険制度が混在しており、その給付や自己負担に差がある。また、国庫から国民健康保険や政府管掌健康保険に補助を行ったり、各保険から老人保健拠出金として老人医療費を負担しているように、保険制度に再分配の制度も内在している。

老人保健拠出金制度は、昭和58年に施行された老人保健法にもとづくもので、保険者は被保険者あるいは被扶養者として所属する老人の医療費を直接償還するのではなく、老人保健拠出金として老人保健制度に拠出することになっている¹⁾。老人の医療等の費用については、老人の負担する一部負担金を除いた部分について国が10分の2、地方公共団体が10分の1（都道府県及び市町村が各々10分の0.5）を負担し、医療保険各法の保険者が10分の7を拠出することとなっている¹⁾。老人保健拠出金の算定方法¹⁾は複雑であり、調整対象外医療費の制度や老人加入率の上限および下限についても考慮する必要がある。しかし、各保険者が負担する老人保健拠出金は、当該保険者の1人当りの老人医療費に当該保険者の加入者総数と

* 1 九州大学健康科学センター助教授

* 2 岡山理科大学総合情報学部数理情報学科教授

* 3 岡山大学医学部衛生学教室講師

* 4 岡山大学医学部衛生学教室助教授

全保険者の老人加入率を乗じた額が基本となっている²⁾。したがって、同じ規模の組合であれば、所属する老人の1人当りの老人医療費が高ければ高いほど、扶養率が高ければ高いほど老人保健拠出金は高くなる²⁾。

老人医療受給対象者数は昭和58年度は749万人であったが平成10年度は1,361万人となり、老人医療費は昭和58年度3兆3,185億円であったが、平成10年度は1兆8,932億円となった¹⁾。それに伴い、組管掌健康保険における老人保健拠出金も増加しており、平成10年度は1兆7,106億円と保険料収入の29.6%を占めるほどになっており、財政を圧迫している³⁾。平成10年度においては赤字組合が966組合(53.9%)であった³⁾。平成10年度は平成9年に行われた健康保険法等改正の影響で前年度よりも財政は若干改善したが、平成11年度以降は再び大幅な赤字となることが予想されている³⁾。

筆者らは、組管掌健康保険における老人保健拠出金の研究を、健康保険組合連合会が毎年公表している事業年報をもとに行ってきた。「老人医療費拠出金の健康保険組合の財政に与える影響」⁴⁾では、昭和62年度のデータをもとに健康保険組合の財政に最も影響を与える指標は、被保険者1人当り老人医療費拠出金を被保険者1人当り保険料で除した老人拠出金負担率であり、経常収支の分散の55.2%を説明しえたことと、老人拠出金負担率に影響を与える組合特性は、扶養率、平均報酬月額、地域、老人加入率、平均年齢であったことを報告した。また、扶養率が高いほど、平均報酬月額が低いほど、老人加入率が低いほど、平均年齢が高いほど老人拠出金負担率が高くなっていること、西日本が東日本よりも負担率が高いことを報告した。また、同じデータを用いて、「小規模健康保険組合に重い負担となる老人医療費拠出金制度」⁵⁾では、老人医療費拠出金が著しく高い組合には、規模の小さな組合が多く含まれ、運営の

健全化では解決されえない構造上の問題となっていることを報告した。なお、財政規模の小さい組合保険者の拠出負担が高くなることについては勝又も報告している⁶⁾。

"The effect of a redistribution system for health care for the elderly on the financial performance of health insurance societies in Japan"²⁾では、筆者らは平成4年度の健康保険組合のデータを用いて、老人保健拠出金と健康保険組合の規模との関連、老人拠出金が組合の財政に及ぼしている影響の程度および老人保健拠出金と関連がある組合特性を明らかにした。老人保健拠出金の経常収支に対する標準化偏回帰係数は-0.77であり、老人保健拠出金が増加すれば健康保険組合にとって大きな財政負担になることを定量的に示した。また、老人保健拠出金に関わる重回帰分析の結果、標準化偏回帰係数の絶対値が0.1を越えた変数は、平均年齢、平均標準報酬月額、扶養率、老人加入率、事業主および被保険者保険料率であり、老人加入率のみが負の偏回帰係数を示し、他の変数は正の偏回帰係数をしていたことを報告した。これらの結果により、老人保健拠出金は健康保険組合の構造的な特性によって影響を受けており、老人保健拠出金の算定式は改善されるべきであると結論した。

さらに、「老人医療費の健康保険組合間格差」⁷⁾では、平成6年度の事業年報のデータを用いて、健康保険組合の老人1人当り医療費の組合間格差をもたらす重要な項目は老人1人当り入院医療費であり、老人1人当り医療費に対する標準化偏回帰係数は0.76であることを明らかにした。また、1人当り入院医療費に対する入院受診率と1件当り入院医療費の標準化偏回帰係数は、それぞれ、0.93、0.37であることから、入院受診率の格差が組合間の老人医療費に大きな影響を与えると結論した。

安部は、平成7年度の健康保険組合事業年報のデータを用いて、個々の健康保険組合での老人1人当り医療費には健康保険組合間で大きな差があり、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⁸⁾。また、この研究で老人1人当り医療費に影響する組合特性が、筆者らが報告²⁾した被保険者1人当り老人保健拠出金と関連する組合特性とは異なるという報告もしている。とりわけ老人1人当り医療費と扶養率が関連していないことが強調された。

被保険者1人当り老人保健拠出金は、算定式では老人1人当り医療費にその組合の扶養率に1を加えた変数を乗じた額に比例する⁸⁾。したがって、老人保健拠出金には事務等別途の負担や特別調整制度、概算拠出金と確定拠出金を調整する制度があるとはいえ、被保険者1人当り老人保健拠出金と扶養率が正の相関をするのは当然である。一方、老人1人当り医療費と扶養率とは本来独立の変数であるが、これらの変数間に関連があるのかどうかを検討することは意義のあることである。「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になると、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」⁴⁾という筆者らの仮説を検証することになるからである。

そこで、今回の研究では老人1人当り医療費に影響を与える組合特性についても明らかにすることにした。老人1人当り医療費については老人1人当り入院医療費と老人1人当り外来医療費が重要であるが、これらに影響を与える要因は異なることが報告されている^{9)、12)}。また、健康保険組合の老人医療費の負担を示す指標としては実際に保険料を支払っている被保険者1人当りの老人保健

拠出金が最も適切である。前回の研究²⁾でも被保険者1人当りの老人保健拠出金と組合特性の関連を明らかにしているが、その後、老人1人当たり医療費は上昇しており、老人保健拠出金の算定において老人加入率の上限も引き上げられているため¹⁾、新たな検討が必要となっている。

そのため、今回は健康保険組合における老人医療費の負担指標として、老人1人当り入院医療費、老人1人当り外来医療費、老人1人当り医療費、被保険者1人当り老人保健拠出金を選び、それらに影響を与える組合特性を明らかにすることを目的として研究を行った。

2. 対象と方法

(1) 調査対象

調査対象は組合管掌健康保険の連合組織である「健康保険組合連合会」に加入し平成8年度の健康保険組合事業年報¹³⁾にデータが掲載されている全組合1,816組合とし、そのデータを解析した。なお、入院時食事療養費のデータに外れ値が含まれていたため、そのデータをmissing dataとして扱った。そのため、老人1人当り医療費の解析に関しては、1,815組合が対象となった。

なお本論で用いている「老人」は、老人保健制度の対象者である70歳以上の者、又は65歳以上70歳未満で、老人保健法施行令別表第一に定める程度の障害の状態にある旨の市町村長の認定を受けた者¹⁾である。「老人」という単語は法定の用語であるか、あるいは指標に含まれる場合のみ用い、その他では同様の定義で「高齢者」という単語を用いた。

(2) 老人医療費の負担指標

平成8年度の健康保険組合事業年報に、老人1人当り入院医療費、老人1人当り外来医療費、老

人1人当り医療費は、それぞれ掲載されている。老人1人当り医療費は、老人1人当り入院医療費、外来医療費、歯科医療費、薬剤支給費、入院時食事療養費、施設療養費、老人訪問看護費、医療費の支給等を加えた額である。被保険者1人当り老人保健拠出金は、事業年報に記載されている各組合の老人保健拠出金を被保険者数で除すことによって得た。

(3) 解析手順

まず、老人医療費の負担指標および組合特性の平均値、標準偏差、変動係数を求めた。次に組合特性間の相関を明らかにした。さらに、老人医療費の負担指標と組合特性間の相関係数を計算した。最後に、老人医療費の負担指標を目的変数として、組合特性を説明変数として、強制投入法で重回帰分析を行った。目的変数と説明変数との関連の強さの指標としては標準化偏回帰係数を、モデルの適合性の指標としては R^2 （寄与率）を用い、それぞれの検定には、T検定、F検定を行った。有意水準は0.05に設定した。なお、統計解析にはSPSSのPC版及びSASのPC版を用いた。

(4) 組合特性

健康保険組合における老人医療費の負担の指標に影響を与える組合特性として、扶養率（扶養者数／被保険者数）、老人加入率（老人加入者数／全加入者数）、被保険者の平均年齢、被保険者の平均標準報酬月額、被保険者総数を選択した。前回の研究^{2), 4)}では性比も組合特性に含めていたが、今回は老人1人当たり医療費と扶養率の関連が焦点となっているため、扶養率、被保険者の平均年齢、平均標準報酬月額とも関連が深い性比を組合特性から除外し、多重共線性の問題を避けることにした。また、前回の研究²⁾では被保険者1人当りの老人保健拠出金に関連する組合特性とし

て保険料率もモデルに組み入れた。これによって、保険料率でコントロールした上での被保険者1人当りの老人保健拠出金に与える組合特性との関連が明らかとなった。また、被保険者1人当りの老人保健拠出金と保険料率とが関連していることから、老人保健拠出金が高くなれば保険料率が高くなると考察した²⁾。しかし、今回の研究では老人1人当り医療費と組合特性との関連を定量的に明らかにすることも目的としているので、保険料率を除外した。老人1人当り医療費が高いために保険料率が高くなる場合、保険料率を説明変数に加えると、組合特性の老人医療費の負担指標への影響を過小評価する可能性があるからである。

この研究では原則として地域特性は説明変数として加えなかった。地域特性は老人1人当り医療費に影響を与えるのはすでに多くの報告^{9)・12), 14)・21)}がある。しかし、全国に営業所をもつ企業の健康保険組合の被保険者は全国各地で医療を受ける。その場合、健康保険組合の所在地を組合特性として考えれば誤分類を生じる。安部は県別の地域的な要因をコントロールするために、県別の老人1人当り医療費の高い順に全国の都道府県を5つのグループに分け、ダミー変数を用いて組合の老人1人当り医療費への関連を重回帰分析で明らかにしている⁸⁾。しかし、老人1人当り医療費を目的変数として、老人1人当り医療費で分類した地域変数を説明変数として用いれば、地域変数と組合特性との間に関連があれば、組合特性と老人1人当り医療費との関連を過小評価する可能性もあるとも考えられる。それを検証するために、この研究では老人1人当り医療費に関する分析では、安部の論文⁸⁾と同様の地域変数を組合特性として組み入れた分析も行った。

(5) 解析に関する重みと組合特性の変換

健康保険組合の規模で重みをつけるかどうかは

目的によって異なる。小規模組合を重視したり、一つ一つの組合の立場に立てば重みをつける必要はない。今回の研究では健康保険組合全体の立場をとり、すべての解析において健康保険組合の規模の指標として被保険者数によって重み付けを行った。また、被保険者数は対数正規分布をとるために常用対数による変換を行った。

なお、安部の論文では老人1人当り医療費を目的変数とした分析では、各健保の老人加入数でウェイト付けがなされたとしている⁸⁾。また、目的変数である老人1人当り医療費を対数変換しているため、乗数モデルになっていることに注意が必要である⁹⁾。

3. 結果

表1に老人医療費の負担の指標の基本統計を示した。老人1人当り入院医療費、老人1人当り外来医療費、老人1人当り医療費、被保険者1人当り老人保健拠出金の平均値（標準偏差）は、それぞれ328,747（68,408）円、271,923（29,542）円、

741,172（98,838）円、96,969（23,368）円であった。老人1人当り入院医療費は老人1人当り医療費の44.36%、老人1人当り外来医療費は老人1人当り医療費の36.69%であり、この2項目で全体の81.05%を占めた。老人1人当り入院医療費、老人1人当り外来医療費、老人1人当り医療費、被保険者1人当り老人保健拠出金の変動係数は、それぞれ、0.21、0.11、0.13、0.24であった。

表2に組合特性の基本統計を示した。扶養率、老人加入率、平均年齢、標準報酬月額、被保険者数の平均値（標準偏差）は、それぞれ、1.06（0.27）、2.89（1.14）、38.95（3.11）歳、35.75（5.62）万円、4.30（0.56）であった。扶養率、老人加入率、平均年齢、標準報酬月額、被保険者数の変動係数は、0.25、0.40、0.08、0.16、0.13であった。

表3に組合特性間の相関係数を示した。扶養率は他のすべての組合特性と統計的に有意な関連があり、老人加入率、平均年齢、平均標準報酬月額、被保険者数との相関係数は、0.278、0.282、0.638、-0.167であった。老人加入率は、平均年齢、被保険者数と統計的に有意な関連があり、相

表1 老人医療費の負担指標の基本統計

N=1816, ^①; N=1815

変数	平均値	標準偏差	変動係数
老人1人当り入院医療費	328,747	68,408	0.21
老人1人当り外来医療費	271,923	29,542	0.11
老人1人当り老人医療費 ^①	741,172	98,838	0.13
被保険者1人当り老人保健拠出金	96,969	23,368	0.24

表2 組合特性の基本統計

N=1816

変数	平均値	標準偏差	変動係数
扶養率	1.06	0.27	0.25
老人加入率	2.89	1.14	0.40
平均年齢（歳）	38.95	3.11	0.08
平均標準報酬月額（万円）	35.75	5.62	0.16
被保険者数	4.30	0.56	0.13

関係数は、0.563、-0.227であった。また、平均年齢と平均標準報酬月額との関連も統計的に有意であり、相関係数は0.194であった。

表4に老人医療費の負担指標と組合特性との相関係数を示した。老人1人当り入院医療費と統計的に有意な関連のあった組合特性は、扶養率、老人加入率、平均年齢、平均標準報酬月額であり、それぞれの相関係数は、0.065、-0.174、0.132、0.135であった。老人1人当り外来医療費と統計的に有意な関連のあった組合特性は、扶養率、平均標準報酬月額であり、それぞれの相関係数は、

0.173、0.141であった。老人1人当り医療費と統計的に有意な関連のあった組合特性は、扶養率、老人加入率、平均年齢、平均標準報酬月額であり、それぞれの相関係数は、0.117、-0.194、0.116、0.201であった。被保険者1人当り老人保健拠出金はすべての組合特性と統計的に有意な関連があり、扶養率、老人加入率、平均年齢、平均標準報酬月額、被保険者数との相関係数は、それぞれ、0.678、0.132、0.313、0.520、-0.085であった。

表5に老人1人当り医療費を目的変数、組合特性を説明変数とした重回帰分析の結果を示した。

表3 組合特性間の相関係数

N=1816

変数	扶養率	老人加入率	平均年齢	平均標準報酬月額
老人加入率	0.278 ***	-		
平均年齢	0.282 ***	0.563 ***	-	
平均標準報酬月額	0.638 ***	0.024	0.194 ***	-
被保険者数	-0.167 ***	-0.227 ***	-0.128	-0.026

***;P<0.001

表4 老人医療費の負担指標と組合特性との相関係数

N=1816、②; N=1815

変数	老人1人当り入院医療費	老人1人当り外来医療費	老人1人当り医療費②	被保険者1人当り老人保健拠出金
扶養率	0.065 **	0.173 ***	0.117 ***	0.678 ***
老人加入率	-0.174 ***	-0.029	-0.194 ***	0.132 ***
平均年齢	0.132 ***	0.036	0.116 ***	0.313 ***
平均標準報酬月額	0.135 ***	0.141 ***	0.201 ***	0.520 ***
被保険者数	-0.003	-0.032	-0.012	-0.085 ***

;P<0.01, *;P<0.001

表5 老人1人当り入院医療費を目的変数とした重回帰分析の結果

N=1816

変数	偏回帰係数	標準偏差	標準化偏回帰係数	T値
扶養率	8.662	7.792	0.034	1.112
老人加入率	-22.365	1.705	-0.371	-13.115 ***
平均年齢	6.919	0.603	0.315	11.483 ***
平均標準報酬月額	0.735	0.362	0.060	2.029 *
被保険者数	-4.879	2.796	-0.040	-1.745
Adjusted R ² = 0.114		F= 47.750 ***		

*;P<0.05, ***;P<0.001

統計的に有意な関連のあった組合特性は、老人加入率、平均年齢、平均標準報酬月額であり、それぞれの標準化偏回帰係数は、 -0.371 、 0.315 、 0.060 であった。Adjusted R^2 は 0.114 であった。

表6に老人1人当り入院医療費を目的変数、組合特性を説明変数とした重回帰分析の結果を示し

た。統計的に有意な関連のあった組合特性は、扶養率、老人加入率、平均年齢であり、それぞれの標準化偏回帰係数は、 0.170 、 -0.103 、 0.038 であった。Adjusted R^2 は 0.036 であった。

表7に老人1人当り外来医療費を目的変数、組合特性を説明変数とした重回帰分析の結果を示し

表6 老人1人当り外来医療費を目的変数とした重回帰分析の結果

N=1816				
変数	偏回帰係数	標準偏差	標準化偏回帰係数	T値
扶養率	18.562	3.511	0.170	5.287 ***
老人加入率	-2.689	0.768	-0.103	-3.499 ***
平均年齢	0.363	0.271	0.038	1.337 *
平均標準報酬月額	0.143	0.163	0.027	0.880
被保険者数	-1.122	1.260	-0.021	-0.891
Adjusted $R^2 = 0.036$		F= 14.400***		

*;P<0.05, **;P<0.001

表7 老人1人当り医療費を目的変数とした重回帰分析の結果

N=1815				
変数	偏回帰係数	標準偏差	標準化偏回帰係数	T値
扶養率	23.076	11.114	0.063	2.076 *
老人加入率	-33.837	2.432	-0.389	-13.912 ***
平均年齢	9.190	0.859	0.289	10.694 ***
平均標準報酬月額	1.979	0.517	0.113	3.831 ***
被保険者数	-8.684	3.988	-0.049	-2.178 *
Adjusted $R^2 = 0.137$		F= 58.647***		

*;P<0.05, **;P<0.001

表8 老人1人当り医療費を目的変数とした重回帰分析の結果

(地域をダミー変数で考慮)

N=1815				
変数	偏回帰係数	標準偏差	標準化偏回帰係数	T値
扶養率	-1.331	10.391	-0.004	-0.128
老人加入率	-23.328	2.355	-0.268	-9.907 ***
平均年齢	8.049	0.797	0.253	10.100 ***
平均標準報酬月額	2.186	0.485	0.124	4.504 ***
被保険者数	-8.617	3.758	-0.049	-2.292 *
地域1	82.318	5.258	0.326	15.656 ***
地域2	37.275	7.467	0.105	4.992 ***
地域4	-45.521	9.011	-0.111	-5.052 ***
地域5	-73.871	11.100	-0.143	-6.655 ***
Adjusted $R^2 = 0.285$		F= 81.159***		

*;P<0.05, **;P<0.001

た。統計的に有意な関連のあった組合特性は、扶養率、老人加入率、平均年齢、平均標準報酬月額、被保険者数であり、それぞれの標準化偏回帰係数は、それぞれ、0.063、-0.389、0.289、0.113、-0.049であった。Adjusted R²は0.137であった。

表8に老人1人当たり医療費を目的変数、組合特性に地域のダミー変数を説明変数に加えた重回帰分析の結果を示した。統計的に有意な関連のあった組合特性は、老人加入率、平均年齢、平均標準報酬月額、被保険者数、地域1、地域2、地域4、地域5であり、それぞれの標準化偏回帰係数は、-0.268、0.253、0.124、-0.049、0.326、0.105、-0.111、-0.143であった。Adjusted R²は0.285であった。

表9に被保険者1人当たり老人保健拠出金を目的変数、組合特性を説明変数とした重回帰分析の結果を示した。統計的に有意な関連のあった組合特性は、扶養率、老人加入率、平均年齢、平均標準報酬月額であり、それぞれの標準化偏回帰係数は、0.598、-0.154、0.213、0.102、0.010であった。Adjusted R²は0.502であった。

4. 考察

(1) 研究目的と統計解析

筆者らの健康保険組合のデータを対象とした老人保健拠出金制度の研究の目的は、各健康保険組

合の老人医療費の負担額は、老人1人当たり医療費や扶養率が影響しているために、各健康保険組合の自助努力では改善しえない構造的な組合特性によって決定されることを定量的に明らかにし、老人医療費を国民で公正に負担する制度を構築することに貢献することにある。

老人1人当たり入院医療費の変動係数は、老人1人当たり外来医療費の変動係数よりも大きく、老人1人当たり医療費の格差が老人1人当たり入院医療費の寄与による影響が大きいという研究結果⁷⁾と一致していた。また、被保険者1人当たり拠出金の変動係数は、老人1人当たり医療費の変動係数よりも大きく、老人保健拠出金によって組合間の負担格差が大きくなる傾向が認められた。

重回帰分析を行う場合は、多重共線性の問題を考慮するために、説明変数間の関連を吟味しておくことが重要である。扶養率は平均標準報酬月額と最も高い相関にあり、収入が高い組合ほど扶養率が高い傾向にあった。経済力があるほど扶養できる家族が多くなるのは当然の傾向であると考えられる。扶養率と被保険者の平均年齢とに正の相関があったが、これは若いうちは独身で、ある一定の年齢になると家庭を持つ可能性が高くなるためだと思われる。扶養率と被保険者数とは負の相関があり、規模の小さい組合ほど扶養率が高い傾向にあった。老人加入率と最も大きな相関があったのは、被保険者の平均年齢であった。被保険者の平

表9 被保険者1人当たり老人保健拠出金を目的変数とした回帰分析の結果

N=1816

変数	偏回帰係数	標準偏差	標準化偏回帰係数	T値
扶養率	51.770	2.000	0.598	25.892 ***
老人加入率	-3.169	0.437	-0.154	-7.257 ***
平均年齢	1.598	0.154	0.213	10.355 ***
平均標準報酬月額	0.423	0.093	0.102	4.561 ***
被保険者数	0.421	0.716	0.010	0.589
Adjusted R ² = 0.502		F = 367.087***		

***:P<0.001

均年齢が高くなれば親の平均年齢が高い傾向になることが影響していると考えられる。また、夫の退職後、夫婦で国民健康保険に加入していたものの、夫の死亡後残された女性が息子や娘の社会保険の扶養者に移行する場合があることも、老人加入率と平均年齢の相関を高くしている可能性もある。さらに、高齢者が被保険者となっている場合は、被保険者の平均年齢を押し上げることにもなる。老人加入率と被保険者数は負の相関があり、規模の小さい組合ほど扶養率が高い傾向にあった。平均年齢と平均標準報酬月額が正の相関があったのは我が国の年功序列の賃金体系を反映したものであると考えられた。

老人1人当り入院医療費では扶養率、老人1人当り外来医療費では老人加入率、平均年齢、平均標準報酬月額、老人1人当り医療費では被保険者数、被保険者1人当り老人保健拠出金では老人加入率で、単回帰分析と重回帰分析の結果で違いが認められた。しかし、単回帰分析の結果は交絡によりもたらされた可能性があるため、重回帰分析による組合特性の標準化偏回帰係数を老人医療費の負担指標への関連の強さを示していると考えられる。交絡とは注目している要因が他の要因と関連しているために、みかけ上関連があるようにみえたり、関連が過大評価されたり、過少評価されることである²²⁾。

(2) 組合特性と老人医療費の負担の指標との関連

① 扶養率

扶養率は重回帰分析では老人1人当り入院医療費との統計的に有意な関連は認められなかったが、老人1人当り外来医療費、老人1人当り医療費、被保険者1人当り老人保健拠出金との関連が認められた。この結果から、扶養率との関連は老人1人当り外来医療費と老人1人当り入院医療費

では異なることが明らかとなった。扶養率が介護力の指標となるかどうかについては検証はしていないが、高齢者が入院している場合よりも家庭で世話したり外来に通院させる方が介護力が必要であるとも考えられ、この結果は興味深い。また、扶養率と老人1人当り医療費とは重回帰分析で弱い関連が認められた。これは、扶養率と外来医療費との関連による影響と考えられる。

老人1人当り医療費を目的変数とした解析で地域のダミー変数を加えると老人1人当り医療費と扶養率の関連が認められなくなった。これは、安部の研究⁸⁾と同じダミー変数を用いており、地域は老人1人当り医療費で分類してある。目的変数である老人1人当り医療費から導き出された変数を説明変数としているために、扶養率が老人1人当り医療費と関連していても影響が過小評価されたと考えられる。安部の研究結果では地域を説明変数から除外した分析でも扶養率と被保険者1人当り老人保健拠出金の関連は認められなかったと報告している⁸⁾。今回の研究で、老人1人当り医療費を目的変数とした解析で扶養率が有意となっているとはいえ、標準化偏回帰係数は0.063と小さく、サンプルサイズが大きいために統計学的には有意となっていると考えられる。その意味では、安部の研究結果とそれほど大きな違いがあるとはいえない。また、国民健康保険のデータを対象にした解析でも年度によって結果が異なることが報告¹²⁾されており、対象とした年度が異なっていたことも考慮する必要がある。

ともあれ、扶養率と老人1人当り外来医療費の関連は、標準化偏回帰係数で0.170とそれほど弱くはない。わが国では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例が報告²³⁾されており、その場合には老人1人当り医療費が高くなる上に、扶養率が高くなる傾

向があること⁴⁾を否定することはできない。

被保険者1人当り老人保健拠出金を目的変数とした解析では、扶養率の標準化偏回帰係数では0.598という大きなものであった。これは扶養率がその標準偏差である0.27高くなれば、被保険者1人当りの老人保健拠出金はその標準偏差の0.598倍である13,974円高くなることを示したものである。老人保健拠出金は、当該保険者1人当り老人医療費に被保険者数と被扶養者数の合計である当該保険者加入者数と全国平均老人加入率を乗じた額を基本式として算定されるために、扶養率の高い組合が老人保健拠出金が高くなっている。この結果は老人保健拠出金制度による財政調整によって不公正な再分配が起こっていることを実証的に示すものである。

なお、前回の研究結果では、扶養率と被保険者1人当り老人保健拠出金の関連は、標準化偏回帰係数で0.371であった²⁾。しかし、これは説明変数に保険料率を加えており、保険料率が一定である場合の推定値であった。そのため、老人保健拠出金が高いために保険料率が高くなっている場合、扶養率と被保険者1人当り老人保健拠出金の関連を過少評価した可能性もあると考えられる。また、平成8年度は平成4年度と比較して、扶養率と被保険者1人当り老人保健拠出金の関連が強くなった可能性もあろう。さらに、今回の研究では前回の研究と異なり組合の被保険者数で重み付けを行っており、前回の研究に比べ規模の大きな組合の特性を反映していることも考慮されるべきである。

②老人加入率

老人加入率は、重回帰分析の結果、老人1人当り入院医療費、老人1人当り外来医療費、老人1人当り医療費、被保険者1人当り老人保健拠出金と負の相関を示した。老人1人当り入院医療費と

の標準化偏回帰係数は-0.371と老人1人当り外来医療費との-0.103よりも高く違いが認められた。老人加入率が高くなると老人医療費の負担の指標が低くなるという結果は、筆者らの過去の研究²⁾でも安部の研究⁸⁾でも認められているが、安部は老人加入率が5%を超える健保で特に老人1人当り医療費が低くなっていることによって生じているとしている。このような現象が観察される理由としては、老人加入率が高い組合では健康な高齢者が多いか、あるいは老人加入率が高い組合では高齢者が医療機関の利用を避ける傾向があるかのいずれかであると考えられる。

筆者らは前者である場合、老人加入率が高い組合に健康な多数の高齢者が偶然に加入していることは考えられないので、保険者が健康な高齢者を加入させる「選択」を行っている可能性を仮説として提示した²⁾。安部は、健保の被扶養者となるためには年収の制限が必要であること、第2に高齢者は子供と同居する傾向が少なくなっており子供への経済的依存度は高くないこと、第3にすでに健康状態が悪化している高齢者の扶養者としての資格を奪うことは困難であるために、保険者が健康な高齢者を加入させる「選択」を行っている可能性は小さいとした³⁾。ほとんどの健康保険組合は被扶養者認定の見直しを行っており²⁴⁾、健康状態が悪化している高齢者であっても扶養者としての条件を満たさないことが判明すれば、扶養者としての資格を奪うことは可能である。また、以前の論文⁴⁾で「夫の退職後、夫婦で国民健康保険に加入するものが多いが、夫の死亡後、残された女性が息子や娘の社会保険の被扶養者に移行するケースが多いため、国民健康保険の被保険者となる老人に比べて、被用者健康保険の被扶養者となる老人の方が、より高齢であり、入院の頻度も高いとの報告²⁵⁾がある」ことを紹介した。年齢が高く健康状態が悪化している高齢者が、扶養者として

の認定を受ける場合、資格審査が厳しくなる可能性も否定できない。しかしながら、今回のデータで「選択」がどの程度行われているかを検証することはできない。

一方、老人加入率が老人医療費の負担の指標と負の関連をしている理由として、老人加入率が高い組合では高齢者に対する事業の効率が良いため、高齢者の医療費の削減に成功しているためであるとも考えることもできる。健康保険組合では医療費の通知の他、高齢者への訪問指導などを行っているが²⁶⁾、老人1人当り医療費にどのような影響を与えているかは明らかとなっていない。国保中央会は、訪問指導前後の医療費を比較すると、訪問指導後の1月当り点数は全体で約3%、多受診で約8%の減少傾向を示し、「訪問指導が老人医療費に与える影響は大きいことが示唆された」と結論している²⁷⁾。

また、老人保健対象者の実態調査と訪問指導により、大幅に老人保健拠出金の削減に成功した健康保険組合もある。その報告によれば、組合に加入している老人保健対象者の入院、在宅の別、入院理由を調査した後、老人保健拠出金を削減するために高齢者の訪問指導のための保健婦を採用し、目的をしっかりと伝えて結果をだすようお願いしたとある²⁸⁾。

今回の研究結果では、老人加入率との負の関連は、老人1人当り外来医療費よりも老人1人当り入院医療費が大きい傾向にあった。老人1人当り入院医療費は、老人1人当り外来医療費よりも高額であり、社会的入院の高齢者も存在するために、訪問指導は外来医療費よりも入院医療費を削減する努力を行った結果ではないかとも考えられる。しかしながら、老人加入率と医療費負担の指標との負の関連を明らかにするためには、よりマイクロレベルの研究が必要である。

なお、老人1人当り医療費を目的変数とした解

析で地域のダミー変数を加えると老人加入率の偏回帰係数が-0.389から-0.268と小さくなった。これは、老人加入率が地域のダミー変数と関連しているために、老人加入率の老人1人当り医療費への影響が過小評価された結果と考えられる。

③被保険者の平均年齢

重回帰分析において、被保険者の平均年齢はすべての老人医療費の負担の指標との関連が認められた。また、老人1人当り入院医療費の方が老人1人当り外来医療費よりも強い関連があった。この結果は、被保険者の平均年齢が高い組合が平均年齢が低い組合よりも老人1人当り医療費が高く、入院医療費の方が外来医療費よりもその傾向が強かったことを示すものであった。

高齢になれば医療費が高くなり、しかも外来医療費よりも入院医療費が高くなることが報告されている²⁸⁾、²⁹⁾。被保険者の平均年齢が高ければ扶養者としての親の年齢が高くなり、疾病のリスクも重症度も高くなる可能性は否定できないであろう。したがって、被保険者の平均年齢が高い組合には、被扶養者として加入している高齢者の年齢が高い傾向にあるために、被保険者の平均年齢は老人医療費の負担指標と関連が認められたのではないかと考察する²⁾ことは不自然ではない。

もちろん、被保険者の平均年齢を加入している高齢者の代理変数として使うこと⁸⁾に関しては問題があるが、健康保険組合の年報で使用できる組合特性は限られており、そのなかで使える貴重な変数として被保険者の平均年齢を用いることは矛盾しない。老人医療費を公正に負担していこうという視点から、健康保険組合の自助努力で改善しえない組合特性の老人医療費の負担指標への影響を明らかにしていくことは重要であると考えからである。当然のことながら、加入している高齢者の平均年齢がわかればより厳密な分析が可能

となる。

④被保険者の平均標準報酬月額および被保険者数

被保険者の平均標準報酬月額は、老人1人当り入院医療費、老人1人当たり医療費、被保険者1人当り老人保健拠出金と統計的に有意な弱い正の関連が認められた。すなわち、被保険者の平均標準報酬月額が高い組合では、老人1人当り入院医療費、老人1人当り医療費、被保険者1人当り老人保健拠出金が高くなる傾向が認められた。被保険者の平均標準報酬月額は、健康保険組合に所属する高齢者の経済状態を反映しているとも考えられる。1人当りの所得が老人医療費の上昇要因であるとの報告もあり¹⁸⁾、高齢者が医療機関を受診する場合、経済的な要因が影響を与えられられる。ただ、現在の制度では高齢者の自己負担は低く押さえられているために、この影響が小さかった可能性がある。

被保険者数は老人1人当り医療費とのみ有意な関連が認められたが、標準偏回帰係数は-0.049と小さかった。他の指標とも関連が認められず、被保険者数は老人医療費の負担指標には大きな影響を与えていなかった。これは安部の研究結果⁸⁾とも一致していた。

⑤総合的評価

各分析の寄与率をみると老人1人当り入院医療費に関する分析が0.114、老人1人当り外来医療費に関する分析が0.036、老人1人当り医療費に関する分析が0.137であった。したがって、利用できる組合特性では老人1人当り外来医療費の分散の多くを説明しえないと判断できる。また、老人1人当り入院医療費、老人1人当り医療費についても寄与率は高いとはいえないと考えられる。ただし、被保険者1人当り老人保健拠出金に関する分析では、寄与率は0.510と高く、組合特性とりわけ扶養

率が大きな影響を与えていることが明らかとなった。

なお、今回用いた分析は一種の相関分析であり、この研究結果ではecological fallacyが生じることがある。Ecological fallacyとは集団単位でみられた関連が、個人単位では認められないことをいう³⁰⁾。したがって、今回の研究結果によって、組合特性と老人医療費の負担指標との因果関係が明らかになったと結論することはできない。因果関係を明らかにするためには適切なデザインで個人データを用いて検証する必要がある。ただし、扶養率と被保険者1人当り老人保健拠出金との間にみられた強い関連は、老人保健拠出金の算定式によるものでecological fallacyではない。

(3)地域要因を説明変数とする問題点

安部は、老人1人当り医療費を分析する場合、地域要因を考慮することの重要性を指摘している⁸⁾。国民健康保険組合の加入者を対象に、老人医療費の地域格差に影響を与える要因を研究した報告は数多くなされている^{9)・12)・14)・21)}。これらの研究によって、人口当り病床数、医師数、看護婦数といった供給側の要因、年齢構成、精神障害、循環器疾患の有病率や死亡率といった需要側の要因、社会的、文化的、経済的要因が、老人1人当り医療費の地域格差を説明するとされている。

しかし、これらの研究結果は必ずしも一致していない。また、老人1人当り医療費のなかでも、老人1人当り入院医療費と老人1人当り外来医療費では関連する要因は異なり^{9)・12)}、老人1人当り入院医療費と老人1人当り外来医療費を医療費の3要素である受診率、1件当り日数、1日当り医療費に分解して分析すると、それぞれの指標に影響を与える要因は異なるということも報告されている¹¹⁾。さらに、これらの地域格差の単位を都道府県にするか、市町村にするか、二次医療圏に

するか妥当性についても見解の違いが認められる^{12)、15)、21)}。

これらの研究で得られた要因の解釈も困難である。たとえば、老人1人当り入院医療費が地域の人口当りのベッド数と関連したとしても、それが疾病の有病率が高い結果として人口当りのベッド数が増えた結果なのか、医師が入院を誘導して医療費が増えているのかわからないのである。地域格差をテーマにして需要サイドの要因の分析を行ったほとんどの研究のデザインが相関分析であり、ecological fallacyが避けられない点も問題である。ともあれ、今までの研究結果から老人1人当りの地域格差は、供給側の要因、需要側の要因、社会的、文化的、経済的要因がさまざまに絡み合っていることは推察できる。

ところで、健康保険組合の老人1人当り医療費を決定する要因を明らかにする研究において、地域のダミー変数を各県の老人1人当り医療費の高低でグルーピングすることによって、地域を考慮したといえるのだろうか⁸⁾。たとえば、一番医療費の高いグループ1に属する都道府県は、北海道、福岡、大阪、高知、石川、熊本、長崎、沖縄、京都、佐賀であるが、これらの地域の特性が同じとは思われない。さらに、県全体地域特性を共通と仮定することに関しては、「都道府県単位では、地域住民の受療行動範囲よりも広すぎるため、同一の県内でも大きな格差が見られ、その格差を平均化せざるをえない」との問題もある¹⁵⁾。これらの地域の医療供給側の要因、需要側の要因、社会的、文化的、経済的要因は同質ではないからである。

また、地域変数といっても老人1人当り医療費の高低で分類すれば当然寄与率は高くなるが、目的変数から導き出された変数を説明変数とすることは統計学的に問題があると考えられる。組合特性と老人1人当り医療費との関連の強さが、地域変数を説明変数として加えたために過小評価され

る危険性があるからである。

さらに、全国に営業所をもつ企業の健康保険組合の組合員は全国各地に住居しており、おもにその地域で医療を受けると推定できる。したがって、健康保険組合の所在地のある都道府県を医療に関する地域要因と考えれば、「対象と方法」で述べたように誤分類を生じる。

(4)老人保健拠出金制度の問題点

老人保健制度による老人保健拠出金制度は、労働者から高齢者に対する所得移転の制度である。すなわち、老人加入率の低い被用者健康保険から老人加入率の高い国民健康保険へ所得移転という形で保険者間の財政調整が行われたのである。これによって、国民健康保険の老人医療費の負担が軽減したことが報告されている⁶⁾。

当初、当該保険者の老人保健拠出金の算定において、20%の上限、1%の下限が設定された。すなわち、加入率が20%を超えた保険者は、老人加入率が20%であると算定されるために老人加入率が20%を上回る国民健康保険の保険者においては老人保健拠出金制度の恩恵が十分得られないこととなった³¹⁾。一圓は、「制度調整に老人加入率20%という上限があることは、生涯を通してどこに住むことになるが、公平な老後医療を保障するという、世代間助け合いの理念に反する」と述べている³²⁾。その後、上限については平成7年度は22%、平成8年度には24%、平成9年度には25%、平成10年以降は30%に引き上げられている。一方、これによって被用者健康保険からの老人医療費拠出金は増大したことが推測できる。

また、老人保健拠出金制度には、老人1人当り医療費が全国平均に比べて、一定の基準以上の場合、基準以上の医療費を調整対象外とする調整外医療費の制度がある¹⁾。この一定の基準は平成6年度までは1.5、平成7年度以降は1.4である。こ

の制度があるために老人保健拠出金の額は平均される傾向になっている⁶⁾。しかし、この制度が存在しても被保険者1人当りの老人保健拠出金には大きな格差がある。

その大きな理由は、拠出金が各保険者の老人1人当り医療費に比例していること、所得のない被扶養者の数も算定基準となっていること、規模の経済の問題により財政規模の小さな組合は1人当り医療費が極めて高くなる傾向があるためである^{2)、4)、5)}。したがって、老人保健拠出金の算定式では、健康保険組合に財政をより効率的に運営するインセンティブを与えるのではなく、保険者により健康な高齢者を加入させ、保険組合の扶養者の比率を下げるインセンティブが働く可能性がある。

現在、健康保険組合は老人医療費拠出金を削減せざるえない状況にある。そのため、老人保健拠出金の削減の試みとして、老人保健施設や在宅介護施設を立ち上げたり、健康保険組合が保健婦を雇用して訪問事業を行ったりしている²⁴⁾。また、高齢者に要介護認定を受けさせ介護保険の枠組みでケアを受けさせる努力も行われている³³⁾。これらの目的は、加入している高齢者の1人当り医療費を削減することであるが、財政を健全とするための企業努力としてはやむをえないことではある。

しかしながら、国庫からの補助をがほとんどない反面、自主的な責任において、その事業体の実態に即応して、それぞれの創意工夫により、能率的な事業運営を行う点に特色がある健康保険組合が¹⁾、老人保健拠出金の負担に耐えかねて保険料率を引き上げたり、健康保険組合のメリットとされる附加給付を縮小、廃止したり、健康増進対策等の保健事業を減らさざるをえない状況で³⁴⁾、老人保健拠出金の削減のための事業を行うことは必ずしも健全とはいえない。

(5)高齢者医療制度の再構築に向けて

筆者らは医療保険制度はあくまでも被保険者による保険料の拠出によって、被保険者の医療を保障したり疾病を予防するために使われるべきものであると考える。リスクも高く保険料の拠出に見合った収入が保障されていない高齢者の医療費については医療保障とし、国民全体で公平に負担することを提案してきた⁴⁾。高齢者医療制度についての議論が続いているが、その案のなかには財源を公費とした新しい高齢者健康保険制度の案もみられる^{35)、36)}。

現在、景気の後退により保険料収入の伸びは望めず、一方、人口構成の高齢化により、医療保険制度全体が構造的な危機に瀕している。高齢者は疾病にかかりやすく、身体的にも知的にも障害を持つリスクが高い。1人当り老人医療費は高齢者以外の医療費と比較して、入院で6.2倍、入院外で4.4倍と高く¹⁾、これら高齢者が現状のまま医療を受療し続ければ、高齢化にともない医療費が高騰し続けるのは当然である。わが国で病院死亡が多いのは、癌などの末期のケアを在宅で行うことが普及していないというものの一つの大きな理由である³⁷⁾。在宅のサービスの充実も今後の高齢者の医療において重要である。高齢者の医療、福祉に関しては多くの改革が進行中である。とりわけ介護保険制度の導入は影響の大きなものである。今後、医療、福祉の分野で分かれている高齢者の長期ケアのサービスを一元化し、同一の財政・支払い制度によって統合することが検討されていくであろう³⁸⁾。

ところで、日本の医療制度の特徴は、国民皆保険制度をとっていること、自由開業制度であること、医療機関の受診に制限がないこと、診療報酬が医療機関や医師によって差がなく一律であり、しかも出来高払いであることなどである。そのため、国民に医療の「量」と「アクセス」を保障で

きてきたとされている³⁹⁾。しかし、現在の日本の医療は「質」と「コスト」を重視した医療に転換する必要に迫られている³⁹⁾。そのためには、「質」を向上し、「コスト」を低下させる行動を医師ないしは医療機関がとっていかざるをえないような制度を構築する必要がある。

一つの方法として、医療の需要者である患者と供給者である病院・医師の行動を管理することによって、医療の質を確保しつつコストを節約する包括的な医療を提供するマネジドケア⁴⁰⁾の導入が提案されている^{39), 41), 42)}。マネジドケアでは、保険者が独自に特定の医療機関を選択し、その医療内容についてのデータを得つつ、価格を決めて契約を結ぶ。米国の医療制度改革の基本方針となった管理競争は、医療の質と保険料価格を示した上で患者が健康保険を選択し、競争を図るものであった⁴⁰⁾。不用意な市場制度の導入は所得格差による医療の不平等や医療費の高騰を招く危険性もあるが⁴⁰⁾、患者が比較的判断しやすく、且つ普遍平等性が必ずしも絶対視されない健康増進とリハビリテーションの分野にマネジドケアのシステムを導入することの弊害は少ない⁴³⁾との見解も示されている。

考えてみれば、健康保険組合に雇用されている保健婦が高齢者に対し、多受診や社会的入院をしないように指導していることは、保険者が医師と患者関係に介入することであり、一種のマネジドケアである。また、健康保険組合が主体となって老人保健施設や在宅介護施設を立ち上げ、直接高齢者の組合員のケアを行うことはマネジドケアの一つである H M O (Health Maintenance Organization) の機能を行っているとも考えられる。しかし、本格的に健康保険組合がマネジドケアを行うには、保険者が医療機関との契約をすることを認めることなどの規制緩和が必要である。今後、保険者機能の強化を含め、新たな医療の枠

組みを作る構想なども広く議論してゆくべきであろう。

謝辞

健康保険組合の事業に関して助言をいただきました広島県東友保険組合の松山秀夫常務、篠藤ひとみ保健婦に深謀の謝意を表します。老人保健拠出金制度の問題点について助言をいただきました近畿大学公衆衛生学教室の岡本悦司先生、解析を手伝っていただきました岡山理科大学大学院理学研究科応用数学専攻の家永優子さんに感謝します。また、論文「健康保険組合における老人保健拠出金の現状」で、私どもの過去の論文を深く吟味していただいた亜細亜大学の安部由起子先生に深謝いたします。最後に、健康保険組合における老人保健拠出金に関する原著論文の投稿を依頼していただきました医療経済研究の編集委員会に感謝いたします。なお、この論文のなかで、安部論文の結果との比較検討も行うよう編集委員会から依頼を受けたことも付け加えさせていただきます。

注

- 1 老人医療費を c とし、interceptを a_0 、組合特性を x_1, x_2, x_3, \dots 、それぞれの標準化偏回帰係数を a_1, a_2, a_3, \dots 、とすると回帰式は $\log c = a_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2 + a_3 x_3 + \dots$ となる。
 $c = \exp(a_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2 + a_3 x_3 + \dots)$
 $= \exp(a_0) \exp(a_1 x_1) \exp(a_2 x_2) \exp(a_3 x_3) \dots$ となり、安部の用いたモデルは、乗数モデルであることがわかる。

参考文献

- 1) 厚生統計協会. 保険と年金の動向. 厚生 の指 標臨時増刊 2000.
- 2) Babazono A, et al. The effect of a redistribution system for elderly health care on the finance performance of health insurance societies in Japan. *International Journal of Technology Assessment in Health Care* 1998; 14: 458-466.
- 3) 社会保険研究所. 10年度の健保決算を発表. 社会保険旬報 1999; 2039: 6-12.
- 4) 馬場園明, 他. 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* 1991; 46: 890-897.
- 5) 馬場園明, 他. 小規模健康保険組合に重い負担となる老人医療費拠出金制度. *医学のあゆみ* 1991; 159: 527-528.
- 6) 勝又幸子. 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 1994; 30: 2: 195-206.
- 7) 馬場園明. 老人医療費の健康保険組合間格差. *健康科学* 1998; 20: 173-176.
- 8) 安部由起子. 健康保険組合における老人保健拠出金の現状. *医療経済研究* 2000; 7: 5-35.
- 9) 石井敏弘, 他. 入院・入院外別老人医療費と社会・経済、医療供給、福祉・保健事業との関連性. *日本公衆衛生雑誌* 1993; 40: 159-170.
- 10) 畝博. 福岡県における老人医療費とその地域格差の規定要因に関する研究. *日本公衆衛生雑誌* 1996; 43: 28-36.
- 11) 山下真宏. 老人医療費の3要素に影響を及ぼす要因に関する研究. *日本公衆衛生雑誌* 1998; 45: 225-269.
- 12) 川野辺裕幸, 眼龍優雅. 医療費の都道府県格差分析. *公共選択の研究* 1999; 33: 29-44.
- 13) 健康保険組合連合会. 平成8年度健康保険組合収支決算報告書. 1998.
- 14) 森満, 三宅浩次. 老人医療費の都道府県格差と社会的、経済的および文化指標との関連性. *日本公衆衛生雑誌* 1988; 35: 662-668.
- 15) 藤原佳典, 星旦二. 高齢者入院医療費の都道府県地域格差に関する研究. わが国における先行研究の文献的総括. *日本公衆衛生雑誌* 1988; 45: 1050-1058.
- 16) 川野辺裕幸, 眼龍優雅, 丸尾直美. PC研究会報告 医療費の都道府県格差分析. *公共選択の研究* 2000; 34: 88-91.
- 17) 田中宏之, 他. 北海道の老人入院医療費に影響を及ぼす要因. *公衆衛生* 1990; 54: 67-70.
- 18) 三浦克之, 他. 石川県における老人医療の市町村格差に影響を与える要因. *厚生 の指標* 1996; 43: 21-27.
- 19) 星旦二, 他. 県内第二次医療圏での高齢者入院医療費格差の規定要因. *日本公衆衛生雑誌* 1994; 41: 724-740.
- 20) 谷原真一, 他. 二次医療圏毎にみた医療供給と受療行動の関連および地域格差. *日本公衆衛生雑誌* 1997; 37: 668-693.
- 21) 伏見恵文. 老人医療費の分析特性と地域格差問題. 季刊・社会保障研究 1996; 43: 5: 380-387.
- 22) 馬場園明. 偶然とバイアスによる誤差、交絡の制御. 地域保健活動のための疫学. 柳川洋他編、東京: 日本公衆衛生協会, 2000: 55-91.
- 23) Nishimura Y. A closer look : A comment on gender roles and elderly care in Japan. *Japan's Health System Efficiency and Effectiveness in Universal Care*. Okimoto D, Yoshikawa A (ed.), New York: Faulkner & Gray, 1993:165-169.

- 24) 法研. 急務! 老健拠出金を軽減せよ. 月刊けんぽ 2000; 10: 7-15.
- 25) 西垣千春, 多田羅浩三. 老人の入院医療に関する医療保険の種類別比較分析. 日本衛生学雑誌 1988; 43: 741-748.
- 26) 健康保険組合連合会. 平成9年度特別保健福祉事業. 保健婦活動の戦力化とその事例. 1998.
- 27) 国民健康保険中央会. 寝たきり老人ゼロ作戦支援訪問指導事業の老人医療費に与える影響分析報告書. 2000.
- 28) 府川哲夫. 老人医療費の集中度. 日本公衆衛生雑誌 1995; 42: 942-949.
- 29) 府川哲夫. 老人医療における医療サービス消費と年齢. 日本公衆衛生雑誌 1999; 46: 163-174.
- 30) 馬場園明. 最近の疫学. 今日の疫学. 青山英康編. 東京: 医学書院, 1996: 6-13.
- 31) 岡本悦司. Effects of financial redistribution mechanism for the elderly health care - A historical analysis and future prediction on municipal national health insurance -. 医療と社会 1993; 3: 26-40.
- 32) 一圓光彌. 医療保障における世代間移転. 季刊・社会保障研究 1994; 30: 2: 142-150.
- 33) 法研. 老人医療費は減っているのか. 月刊けんぽ 200; 11: 7-13.
- 34) 法研. これが底か健保財政!? 拠出金が4割超え. 保健事業に手が回らず. 月刊けんぽ 2000; 11: 24-27.
- 35) 社会保険研究所. 新しい高齢者医療制度の創設に向け日医総研セミナーを開く. 社会保険旬報 2000; 2063: 6-11.
- 36) 法研. 新たな制度の必要性や高齢者の負担等で一致. 週刊社会保障 2000; 2094: 40-45.
- 37) Babazono A, et al. Health policy in transition: Terminal care and site of death in Japan. Journal of Health Services Research and Policy 1998; 3:77-81.
- 38) 馬場園明. 医療制度とその改革. 治療 1999; 81: 1278-1284.
- 39) 広井良典. 医療保険改革の構想. 東京: 日本経済新聞社, 1997.
- 40) 馬場園明, 津田敏秀, 三野善央. 米国の医療制度とその改革. 日本衛生学雑誌 1996; 51: 666-676.
- 41) 法研. 保険者の機能とその強化とは何か? 月刊けんぽ 2000; 10: 24-27.
- 42) 広井良典. 医療改革とマネジドケア. 東京: 東洋経済新報社, 1999.
- 43) 池上直己. 医療の政策選択. 東京: 勁草書房, 1992.

著者連絡先

〒816-8580

福岡県春日市春日公園6-1

九州大学健康科学センター助教授 馬場園 明

TEL./FAX.092-583-7865

〒700-0005

岡山市理大町1-1

岡山理科大学総合情報学部数理情報学科教授

山本 英二

TEL./FAX.086-256-9656

〒700-8558

岡山県岡山市鹿田町2-5-1

岡山大学医学部衛生学教室講師 津田 敏秀

TEL.086-223-7172 FAX.086-223-7178

〒700-8558

岡山県岡山市鹿田町2-5-1

岡山大学医学部衛生学教室助教授 三野 善央

TEL.086-223-7171 FAX.086-223-7178

A study on the attributes determining the cost burden of elderly health care among Health Insurance Societies in Japan

Akira Babazono, M.D., Ph.D. ^{*1}, Eiji Yamamoto, Ph.D. ^{*2},
Toshihide Tsuda, M.D., Ph.D. ^{*3}, Yoshio Mino, M.D., Ph.D. ^{*4}

The financial performance of health insurance societies in Japan has worsened because of increasing elderly health care cost and the economic recession. This study is to quantify the characteristics of societies to determine the indicators for the cost burden of elderly health care. The indicators were inpatient, outpatient and medical cost per enrolled elderly person and the cost share for elderly health care per insured person in the societies. The subjects were 1816 societies that were member of the Health Insurance Society Association in 1996. The related characteristics of societies and the magnitude of the effect were different among the indicators. The dependent rate was strongly related to the cost share for the elderly health care per insured person and the standardized regression coefficient was 0.598 by the multiple regression analysis. The cost share for elderly health care per insured person is proportionate to each insurer's health care cost per the enrolled elderly and the dependent rate. No society can decrease its cost if it insures a disproportionate number of sick and older people or dependents. The current cost-sharing redistributes elderly health care cost unequally.

[key words] Health Care Cost for the Elderly, Health Insurance Societies, Health Insurance System, Health Security System

*1 Associate Professor, Institute of Health Science, Kyushu University

*2 Professor, Department of Mathematical Information Science, Okayama University of Science

*3 Assistant Professor, Department of Hygiene & Preventive Medicine, Okayama University Medical School

*4 Associate Professor, Department of Hygiene & Preventive Medicine, Okayama University Medical School