

## 都道府県別国民健康保険医療費の増加率に関する パネルデータ分析

今 村 晴 彦  
印 南 一 路  
古 城 隆 雄

### 要旨

わが国における医療費の増加要因を明らかにすることを主目的として、最大35年分のパネルデータ（都道府県単位）を用いた分析を実施した。国民健康保険医療費の7指標を被説明変数とし、「医療供給関連指標」「医療需要関連指標（死亡率）」「保健事業関連指標」「社会・経済関連指標」の4カテゴリに分けた9指標を説明変数として（いずれも対前年度増加率）モデルを構築し、被説明変数ごとにパネル分析によって各変数の係数（増加率の弾力性）を確認した（全変数の定常性は確認済み）。分析の結果、診療報酬改定は医療費水準の増加をもたらす半面、増加率は抑制している可能性があること、病床規制が国保医療費全般の増加率の上昇を抑制している可能性があること、保健師数が老人医療費の増加率の抑制に寄与している可能性があること、在院日数の短縮化が老人入院医療費増加率を抑制している可能性があること、所得や死亡率が医療費増加率を増加させる傾向があることが示唆された。さらに、民生委員訪問回数や老人クラブ会員数など、ソーシャル・キャピタル（社会関係資本）と考えられる指標についても、医療費の増加率に一定の関連があることが確認された。本研究は、医療費の増加率に関する初のパネル分析であり、これまでの時系列分析、クロスセクション分析で得られた知見を統合する結果を示すとともに、診療報酬改定や制度改正の医療費増加率に対する影響を定量的に観察したこ

とに意義があると考えられた。

### I 緒言

わが国の医療費は増加の一途をたどっており、その適正化は重要な政策課題と位置づけられている。国や都道府県レベルなどの集計データを用いた医療費に関する研究は大きく二分される。1つは、主として国レベルの時系列データを用いた分析で、人口増や高齢化、所得、診療報酬の改定や医療技術の進歩等の要因が医療費の増加（医療費水準ないし階差）に大きく関わることを指摘してきた（郡司（2001）、太鼓地（2001）、権丈（2006）など）。もう1つは、都道府県や2次医療圏、市町村レベルの医療費の地域差に着目したクロスセクション分析で、病院（病床）数、医師数、平均在院日数、死亡率、保健師数、所得、高齢化率、世帯構成、産業構成、老人福祉施設数などの諸指標を、医療費水準の地域差と関連のある指標として提示してきた（新庄他（2001）、郡司（1998）、石井他（1993）、星他（1994）、畝（1996）、山下（1998）、今井他（1998）、張他（1998）など）。

しかし、医療費の増加要因を探求するという観点からみると、これらの研究には改善の余地がある。まず、国レベルの時系列分析は、都道府県などのより小さな単位の個別性の存在を考慮していない。一方、地域差に着目した研究の多くは単年度のクロスセクション分析にとどまっているため、都道府県や市町村などの個別性を制御したう

えでの長期的な影響力の妥当性をみることができず、例えば、地域差よりも時系列的な影響が大きいことが指摘されている所得の影響(権文(2006))を抽出することができない。そのため、時系列分析で重要な増加要因とされる所得や、クロスセクション分析で重要な地域差要因とされる、医療供給関連指標をはじめとした諸変数との間の相対的重要度は明らかとなっていない。また、医療費の増加要因の分析が主たる関心であるにも関わらず、これらの研究は医療費水準ないし、増加額を被説明変数とする分析を行っており、むしろ政策的により重要な増加率自体に着目した分析を行う必要がある。さらに、長期的にみた場合、老人保健制度の成立、地域医療計画による病床規制の導入、介護保険制度の創設、平均在院日数の短縮化、さらに保健活動の実施など、重要な政策が医療費にどのような影響をもたらしたかの検証も意外に乏しいということが指摘できる。これらの課題に対応するためにはパネルデータを用いた分析が必要であるが、著者らの知る限り、国内の医療費の増加率についての長期的なパネルデータ分析はこれまでない。

そこで本研究では、こうした研究課題を踏まえ、わが国における医療費の増加要因の相対的影響度を明らかにすることを主目的として、老人医療費を含む国民健康保険医療費(以下、国保医療費)および関連する諸指標の最大計35年分のパネルデータ(都道府県単位)を用いた分析を実施した。

## II 研究方法

### 1. 変数データの収集

医療費に関するレビュー研究(医療経済研究機構(2007))を含む複数の先行研究を参考に、下記の指標について、1973年～2007年の計35年分(年度単位)を都道府県単位で収集し電子化した。

まず、被説明変数は1人当たり国保医療費とした。医療費の指標としては、国保医療費以外にも、国民医療費や、健保組合や協会けんぽなどの国保以外の保険者の医療費が考えられる。しかし、都道府県別国民医療費は1987年から3年毎の公表であり、詳細な分析を行うには観察数が十分ではない。

また国保以外の保険者の医療費は職域単位であるため、地域単位で他の指標を考慮した分析が難しい。過去の先行研究も、多くが国保医療費(特に老人医療費)を被説明変数としている。国保の加入率は、2007年(年度末現在値)において、被保険者割合が36.9%、世帯割合が48.9%となっており<sup>1)</sup>、国保医療費が地域の医療状況をすべて反映したものではないという限界はあるものの、上記の理由から、国保医療費を被説明変数とした。

国保医療費は、国民健康保険中央会発行の『国民健康保険の実態』より取得した。被説明変数である医療費の指標として、まず、1973年～2007年(35年分)の「一般」および、後期高齢者保険制度が施行される以前の「老人」(2002年10月までは70歳以上、それ以降は75歳まで段階引き上げ)の療養諸費と、両者を合算した「一般・老人」について、対応する被保険者数で除し、「一般」、「老人」、「一般・老人」の「1人当たり療養諸費」を計算した<sup>2)</sup>。なお、老人保健制度創設が1983年2月であることから、1982年の「老人」のみ、制度施行までの10ヶ月分の数値が収録されている。制度施行後の2ヶ月分の数値の収録はなかったため、1982年のみ、例外として上記10ヶ月分の数値を用いた。

さらに、上記の3指標に加え、各説明変数の影響をより詳細に確認するために、療養諸費の構成要素である、「一般」と「老人」それぞれの区分における「入院」「入院外」の「1人当たり診療費」を選択した(以下、一般入院、一般入院外、老人入院、老人入院外と表記する)。これらの指標は、老人保健制度創設後の1983年～2007年(25年分)について取得した。なお、以上の数値に国保組合分は含まれていない。また、多くの先行研究にならって、被説明変数である医療費は名目医療費を用いた。

次に、説明変数の候補として、先行研究で指摘されている重要変数を需要側・供給側を問わず採用し、「医療供給関連指標」「医療需要関連指標(死亡率)」「保健事業関連指標」「社会・経済関連指標」のカテゴリーに分けたうえ、34指標を各種統計資料より収集した(表1)。ただし、全期間分の統計

が存在しない指標もあった。

2. モデルの構築

医療費の増加要因を検証するためのモデル構築の方法には、大きく2つがあると考えられる。1つ

は、医療費そのものを被説明変数とするモデルであり、もう1つは、医療費を被保険者人口当りに換算した、1人当り医療費を被説明変数とするモデルである。先行研究の多くは、後者のモデルを採用している。医療費増加に強い影響力がある要

表 1 説明変数候補一覧

	指標名	出典
医療供給関連指標	1 病院総数-人口10万人当り	医療施設調査 (厚生労働省)
	2 一般診療所数-人口10万人当り	
	3 歯科診療所数-人口10万人当り	
	4 病院病床総数-人口10万人当り	
	5 一般診療所病床数-人口10万人当り	
	6 平均在院日数 (全病床)	
	7 医療機関従事医師数-人口10万人当り	医師・歯科医師・薬剤師調査 (厚生労働省)
死亡率	8 死亡数 (全死亡) -人口10万人当り	人口動態統計 (厚生労働省)
	9 死亡数 (悪性新生物死亡) -人口10万人当り	
	10 死亡数 (脳血管疾患死亡) -人口10万人当り	
	11 死亡数 (心疾患死亡) -人口10万人当り	
	12 保健師総数-人口10万人当り	
保健事業関連指標	13 健康教育参加延人員-40歳以上人口10万人当り	老人保健事業報告 (厚生労働省)
	14 健康相談被指導延人員-40歳以上人口10万人当り	
	15 基本健康診査受診者数-40歳以上人口10万人当り	
	16 胃がん検診受診者数-40歳以上人口10万人当り	
	17 肺がん検診受診者数-40歳以上人口10万人当り	
	18 大腸がん検診受診者数-40歳以上人口10万人当り	
	19 子宮がん検診 (頸部) 受診者数-女性20歳以上人口10万人当り	
	20 乳がん検診受診者数-女性40歳以上人口10万人当り	
	21 機能訓練被指導延人員-40歳以上人口10万人当り	
	22 訪問指導被訪問指導延人員-40歳以上人口10万人当り	
	23 国保被保険者1人当り保健事業費	国民健康保険の実態 (国民健康保険中央会)
社会・経済関連指標	24 1人当り県民所得 (万円)	県民経済計算年報 (内閣府)
	25 65歳以上人口-人口当り (高齢化率)	人口推計 (総務省)
	26 65歳以上独居率-65歳以上人口当り	国勢調査 (総務省)
	27 65歳以上労働力率	
	28 1世帯当り人員	
	29 第一次産業構成比	
	30 第二次産業構成比	
	31 第三次産業構成比	
	32 民生委員訪問回数-人口10万人当り	衛生行政報告例 (厚生労働省)
	33 特養定員数-65歳以上人口10万人当り	
	34 老人クラブ会員数-60歳以上人口10万人当り	

※「人口当り」となっているものは、各年の10月1日時点の人口推計 (総務省「人口推計」より) を用いた。  
 ※毎年公表されていない統計の場合、統計のない年は前後の数値を比例配分した数値を算出して分析に用いた。  
 ※「老人クラブ会員数」の1970年、1971年の統計は、全国老人クラブ連合会より提供を受けた。

因として人口増加が指摘されており（太鼓地（2001））、本研究では、そうした人口の影響を取り除くために1人当たり医療費を被説明変数とし、説明変数もすべて人口当りに換算したモデルを構築する。そのうえで、被説明変数、説明変数ともに、それぞれの年について対前年度の増加率（グロスの変化率：例えばt年の医療費をytとした場合に $yt/yt-1$ ）を求め、医療費の対前年度増加率が、諸説明変数の対前年度増加率を掛け合わせたものでどれだけ説明されるかを考え（乗法モデル）、さらに対数変換を行った。すなわち、本研究は、対前年度医療費増加率に対する弾力性を、パネルデータで検証することになる。

分析モデルを以下のように数式化する。

$$\ln y_{it} - \ln y_{it-1} = \alpha_0 + (\alpha_1 + \alpha_2 D) (\ln b_{it} - \ln b_{it-1}) + \sum_k \beta_k (\ln x_{it}^k - \ln x_{it-1}^k) + \sum_j \gamma_j D_{it}^j + u_{it}$$

ここで  $y_{it}$  は都道府県  $i$  の  $t$  年における国保医療費を表し、 $\ln y_{it} - \ln y_{it-1}$  は、対前年度の対数増加率を表す。国保医療費は、先に述べた「一般・老人」「一般」「老人」の1人当たり療養諸費、および「一般入院」「一般入院外」「老人入院」「老人入院外」の1人当たり診療費の合計7つである。 $b_{it}$  は都道府県  $i$  の  $t$  年における病院病床数  $b$  を表し、国保医療費と同様に対数増加率  $\ln b_{it} - \ln b_{it-1}$  をモデルに投入する（医療費増加率に対する弾力性を  $\alpha_1$  と  $\alpha_2$  とする）。ダミー変数  $D_{it}$  は、1984年に法制化された地域医療計画に伴う病床規制が実質的に効果を表した1991年以降を1、それ以外を0としてある。 $x_{it}^k$  は都道府県  $i$  の  $t$  年における病院病床数以外の諸変数  $x^k$  を表し、国保医療費と同様に対数増加率をモデルに投入する（それらの医療費増加率に対する弾力性を  $\beta_k$  とする）。 $D_{it}^j$  は診療報酬改定年の医療費増加率に対するインパクトを示すダミー変数（それらの医療費増加率に対する弾力性を  $\gamma_j$  とする）で、診療報酬改定のあった年度（1976年、1977年、1981年、1982年、1983年、1984年、1986年、1988年、1989年、1990年、1992年、1994年、1996年、1997年、1998年、2000年、2002年、2004年、2006年）について、それぞれ該当年以降を1、それ以外を0とした<sup>3)</sup>。なお、この

うち、1983年は老人保健制度創設（1983年2月施行）、2000年は介護保険制度創設（2000年4月施行）と重なっており、それらの制度改革のインパクトも含まれると考えられる。 $\alpha_0$  は定数項、 $u$  は誤差項を示す。

次に、モデル構築のための説明変数  $x^k$  について、表1の指標間の相関係数と、次に述べる採用基準に基づき絞り込みを行い、被説明変数ごとにモデルを構築した。説明変数の採用基準は、①「医療供給関連指標」「医療需要関連指標（死亡率）」「保健事業関連指標」「社会・経済関連指標」の各カテゴリーから代表的な指標を最低1つずつ投入する、②カテゴリー内で相関の高い指標は除外することが望ましいが、「医療供給関連指標」については、多くの研究で医療費増加の主要因とされている「病院病床数」は、入院外医療費への影響は少ないと考えられるため、「医療機関従事医師数」もあわせて投入する（パネルデータのため多重共線性の問題は緩和されている）、③「社会・経済関連指標」については、主に時系列分析において医療費増加の主要な変数とされている「1人当たり県民所得」を投入し、それ以外に先行研究で重要と指摘されている指標を投入する、の3点とした（実際の変数選択に当たっては、年度ごとのクロスセクション分析でステップワイズ多重回帰を行い、安定して選択された変数を選定した）。

最終的に採用された指標は、病床数を含め、「人口当たり病院病床数（以下、病床数）」「人口当たり医療機関従事医師数（以下、医師数）」「平均在院日数（全病床。以下、平均在院日数）」「人口当たり死亡数（全死亡。以下、死亡数）」「人口当たり保健師数総数（以下、保健師数）」「人口当たり民生委員訪問回数（以下、民生委員訪問回数）」「1人当たり県民所得（以下、県民所得）」となり、さらに老人医療費については、それに影響を与えられられる特有の指標として、「人口当たり老人クラブ会員数（以下、老人クラブ会員数）」「人口当たり特養定員数（以下、特養定員数）」を加えた。「平均在院日数」については、1980年以前の都道府県別の数値が公表されていないため、「一般入院」「一般入院外」「老人入院」「老人入院外」の診療費の分

析（1983年～2007年）のみに投入した。

「民生委員訪問回数」「老人クラブ会員数」については、先行研究では説明変数としてはあまり扱われていないものであるが、近年、信頼や規範、ネットワークなどの社会の絆を表すソーシャル・キャピタル（社会関係資本）と健康との関連が着目されており（Kawachi他（2008））、本研究においてもその影響を確認するため、長期的に取得可能な指標のうち、ソーシャル・キャピタルを表すと考えられる指標として、この2指標を選択した。すなわち、民生委員が頻繁に活動できる地域は、その役割に対する信頼が高い地域、老人クラブの会員数が多い地域は、規範意識が高く、地域のネットワークによる相互扶助がある地域だと考えられる。

被説明変数と説明変数のすべての指標について、対前年増加率の対数（対数変化率）を算出し、予め単位根検定（Levin, Lin and Chu検定, Im, Pesaran and Shin検定, ADF-Fisher検定, PP-Fisher検定）を実施して定常性を確認した<sup>4)</sup>。被説明変数によって分析期間が異なるため、説明変数の各指標については、1974年～2007年、1984年～2007年それぞれについて定常性を確認した（対数変化率のデータ自体は、1974年から、および1984年からとなる）。その結果、すべての検定方法において、全指標の定常性が認められる結果となった（それぞれ $P < 0.01$ ）。そのため、見せかけの回帰が生じている可能性は小さい。

分析は最小二乗法によるパネル分析とし、それぞれについてプールOLS、固定効果モデル、変量効果モデルの3種類を実施した。統計分析ソフトは、Stata Version12.1を用いた。

### 3. 予測される結果

先行研究（医療経済研究機構（2007）など）と照らし合わせた説明変数の各指標の符号予測は以下の通りである。まず、「医療供給関連指標」である「病床数」「医師数」「平均在院日数」については、クロスセクション分析を中心とした多くの先行研究において、医療費の地域差を説明する大きな正の要因であることが示されている。そのた

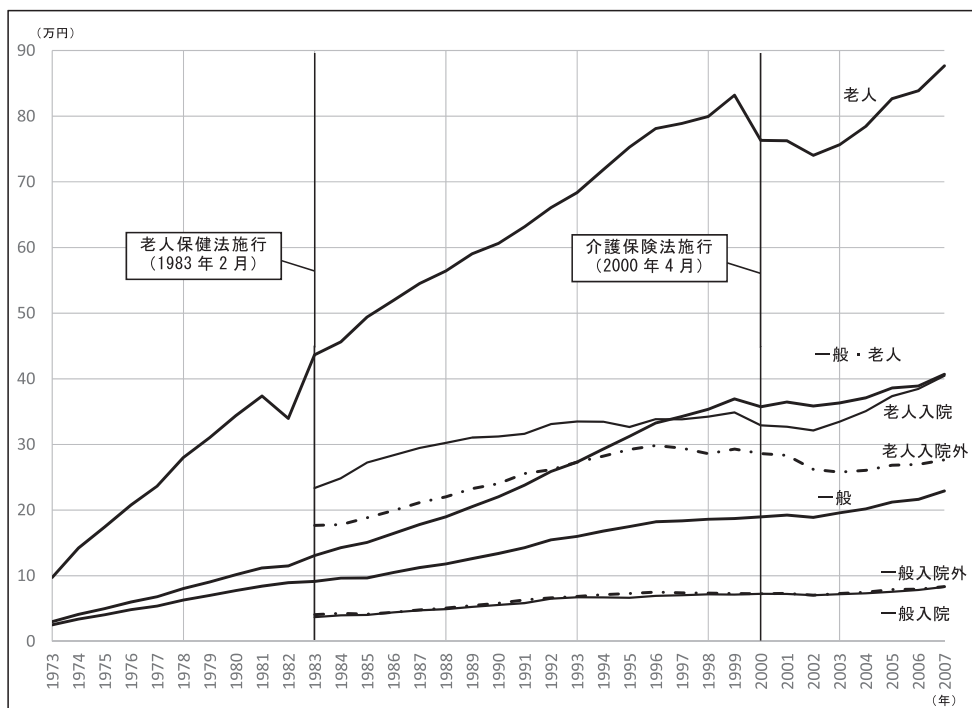
め、それが、時系列を考慮した本分析においても確認されるのか、また、医療費の地域差ではなく増加率とも関連しているのかを確認する。先行研究から予測されるのは正の係数である。「医療需要関連指標」である「死亡数」については、主にクロスセクション分析において、医療費との正の関連が指摘されている。一般的に地域の死亡数が増加するほどそれに関連した医療費も増加し、係数も正となることが予測される。「保健事業関連指標」である「保健師数」については、時点間比較を含む多くの研究において、医療費との負の関連が指摘されている。すなわち、保健師数の増加は、その地域における保健予防活動の増加を示すものと考えられ、それが住民の健康増進ひいては医療費増加の抑制に結びつき、係数も負となることが予測される。「社会・経済関連指標」のうち、「県民所得」については、緒言で述べたように、主に時系列分析において医療費増加と大きく関わることが指摘されてきた一方で、クロスセクション分析ではその評価は安定していない。一般的には、所得が増加するほど医療費も増加し、係数が正になると考えられるため、本分析においてそれを確認したい。また、福祉事業に関連する「特養定員数」については、先行研究において、医療費を補完するものか、もしくは代替するものかという議論があるため、本分析においてどちらの傾向がみられるかを確認する。「民生委員訪問回数」「老人クラブ会員数」については、多くの先行研究において、ソーシャル・キャピタルが高い地域ほど健康指標も良いことが示唆されており、これらの指標の増加は医療費増加を抑制し、負の係数となることが予測される。

## III 結果

### 1. 被説明変数の特徴

被説明変数の7指標について、全国値の推移をまとめたものが図1である。さらに、分析で使った被説明変数および説明変数の各指標について、1983年の老人保健制度創設、2000年の介護保険制度創設を区切りとした期間ごとの平均と標準偏差をまとめたものが表2である。それぞれの指

図1 1人当り医療費の全国値の推移



※1982年の「老人」は、老人保健法施行の影響により、例外として10ヶ月分の数値となっている。

表2 変数の平均と標準偏差

指標	単位	1973年～1982年		1983年～1999年		2000年～2007年	
		平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
<b>被説明変数（国保医療費）</b>							
一般・老人療養諸費－被保険者1人当り	万円	7.6	3.2	25.5	9.6	39.6	6.3
一般療養諸費－被保険者1人当り	万円	5.9	2.3	14.8	4.1	21.4	2.9
老人療養諸費－被保険者1人当り	万円	24.4	10.1	62.5	16.0	78.3	9.5
一般入院診療費－被保険者1人当り	万円	—	—	6.3	1.9	8.4	1.8
一般入院外診療費－被保険者1人当り	万円	—	—	6.1	1.5	7.8	0.8
老人入院診療費－被保険者1人当り	万円	—	—	30.7	7.9	35.7	6.8
老人入院外診療費－被保険者1人当り	万円	—	—	23.9	5.3	26.5	3.0
<b>説明変数</b>							
病院病床数－人口10万人当り	床	1180.3	304.6	1435.5	370.2	1434.9	350.5
医療施設従事医師数－人口10万人当り	人	118.7	26.0	167.9	35.0	204.3	35.0
平均在院日数（全病床）	日	—	—	51.5	12.4	38.7	7.3
死亡数（全死亡）－人口10万人当り	人	693.1	117.7	740.8	119.4	882.4	132.0
保健師数－人口10万人当り	人	18.2	6.2	26.1	8.5	37.5	9.9
1人当り県民所得	万円	129.2	34.6	251.7	53.8	275.3	41.4
民生委員訪問回数－人口10万人当り	万回	1.4	0.7	2.3	1.0	2.8	1.0
特養定員数－65歳以上人口10万人当り	人	669.6	357.7	1200.7	373.9	1559.6	241.7
老人クラブ会員数－60歳以上人口10万人当り	万人	5.3	0.9	4.2	1.0	2.9	0.9

標のサンプル数は、1973年～1982年は470、1983年～1999年は799、2000年～2007年は376であった。

1人当たり療養諸費をみると、介護保険制度の創設により、「老人」が減少し、その結果、「一般・老人」も減少したが、ともにその後は上昇に転じている。「一般」の診療費は、「一般入院」「一般入院外」とともに、介護保険制度創設にも関わらず、ほぼ一貫して増加傾向にある。また、両者の差はあまりみられない。「老人」の診療費については、「老人入院」「老人入院外」とともに、介護保険制度創設前後に一時的な低下傾向がみられるものの、一般と同様、その後増加傾向にある。一方で、その数値は一般と比較して大きく、入院外と比較して入院が大きいのが特徴である。

## 2. パネル分析結果

被説明変数ごとに、プールOLS、固定効果モデル、変量効果モデルの分析結果をまとめたものが表3および表4である。各モデルの分析期間は、「一般・老人」「一般」「老人」は34年、「一般入院」「一般入院外」「老人入院」「老人入院外」は24年であった（対数変化率を使用したため、データを収集した期間よりもそれぞれ1年少ない）。適切なモデルを選定するため、まず、F testによってプールOLSモデルと固定効果モデルの比較を行い、都道府県単位の個別固定効果が認められるかを検定した。その結果、「一般・老人」「一般」「一般入院」「一般入院外」において、10%水準で固定効果がないという帰無仮説を棄却できなかった。次に、プールOLSモデルと変量効果モデルの比較を行い、都道府県単位の個別変量効果が認められるかをBreusch-Pagan testによって検定した。その結果、「老人入院」以外のすべての被説明変数において、10%水準で変量効果がないという帰無仮説を棄却できなかった。さらに、Hausman testによって、固定効果と変量効果のモデルの比較を実施した。その結果、「老人」「老人入院」「老人入院外」について、固定効果モデルが望ましい結果となった（ $p < 0.01$ ）。これらの結果を総合すると、「一般・老人」「一般」「一般入院」「一般入院外」についてはプールOLSモデル、「老人」「老人入院」「老

人入院外」については固定効果モデルを採用することが適切であると考えられた<sup>5)</sup>。そのため、以降の記述においては、上記の採用モデルの結果について述べるものとする。

なお、採用されたモデルにおける決定係数 $R^2$ （表中のR-squared。プールOLSモデルはAdj R-squared、固定効果モデルはoverall）は、「一般・老人」が0.89、「一般」が0.89、「老人」が0.88、「一般入院」が0.63、「一般入院外」が0.71、「老人入院」が0.64、「老人入院外」が0.70であった。分析結果の特徴を被説明変数ごとにまとめると、以下のようになる。なお、係数は増加率に対する弾力性を表すものなので、マイナスの符号は増加率の抑制を示すことになる。本分析結果では、絶対値が1を超える係数はなく、いずれも弾力性は小さいと考えられた。

### (1) 一般・老人（1974年～2007年）

「県民所得」の係数が0.28と、説明変数のなかで最も関連が強かった。また、「病床数」「死亡数」「民生委員訪問回数」「老人クラブ会員数」についても正の関連がみられた（それぞれ係数0.17, 0.14, 0.01, 0.07）。「医師数」「保健師数」「特養定員数」は関連が確認できなかった。診療報酬改定ダミーについては、1976年で最も強い負、1983年で最も強い正の関連がみられた（それぞれ係数-0.08, 0.10）。定数項に関しては、係数0.23と正の関連があった（なお、定数項は「一般入院外」を除くすべてのモデルで正の関連が確認された）。

### (2) 一般（1974年～2007年）

「県民所得」の係数が0.32と、説明変数のなかで最も関連が強かった。また、「病床数」「死亡数」「保健師数」および「民生委員訪問回数」についても正の関連がみられた（それぞれ係数0.13, 0.08, 0.04, 0.02）。「医師数」については関連がみられなかった。診療報酬改定ダミーについては、1976年で最も強い負、1986年で最も強い正の関連がみられた（それぞれ係数-0.06, 0.04）。

### (3) 老人（1974年～2007年）

「県民所得」の係数が0.34と、説明変数のなかで最も関連が強かった。「病床数」「死亡数」「民生委員訪問回数」「老人クラブ会員数」「特養定員

表3 パネル分析結果(1人当り療養諸費 1974年～2007年)

説明変数	一般・老人			一般			老人		
	プール OLS	固定効果	変量効果	プール OLS	固定効果	変量効果	プール OLS	固定効果	変量効果
人口当り病床数	0.17 ***	0.14 ***	0.17 ***	0.13 ***	0.10 **	0.13 ***	0.30 ***	0.25 ***	0.30 ***
病床数ダミー (1991年)	-0.07	-0.07	-0.07	-0.06	-0.05	-0.06	-0.28 **	-0.24 *	-0.28 **
人口当り医師数	-0.01	-0.04	-0.01	0.02	-0.02	0.02	0.03	-0.05	0.03
人口当り死亡数(全死亡)	0.14 ***	0.15 ***	0.14 ***	0.08 ***	0.09 ***	0.08 ***	0.19 ***	0.20 ***	0.19 ***
人口当り保健師数	0.03	0.03	0.03	0.04 *	0.05 **	0.04 *	-0.01	-0.03	-0.01
1人当り県民所得	0.28 ***	0.28 ***	0.28 ***	0.32 ***	0.32 ***	0.32 ***	0.34 ***	0.34 ***	0.34 ***
人口当り民生委員訪問回数	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***
人口当り老人クラブ会員数	0.07 ***	0.07 **	0.07 ***	-	-	-	0.08 **	0.09 **	0.08 **
人口当り特養定員数	0.01	0.02 *	0.01	-	-	-	0.03 **	0.03 **	0.03 **
診療報酬改定ダミー (1976年)	-0.08 ***	-0.08 ***	-0.08 ***	-0.06 ***	-0.06 ***	-0.06 ***	-0.12 ***	-0.12 ***	-0.12 ***
診療報酬改定ダミー (1977年)	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.04 ***	-0.05 ***
診療報酬改定ダミー (1981年)	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***
診療報酬改定ダミー (1982年)	-0.06 ***	-0.06 ***	-0.06 ***	-0.01 **	-0.01 ***	-0.01 ***	-0.17 ***	-0.17 ***	-0.17 ***
診療報酬改定ダミー (1983年)	0.10 ***	0.10 ***	0.10 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	0.34 ***	0.34 ***	0.34 ***
診療報酬改定ダミー (1984年)	-0.05 ***	-0.06 ***	-0.05 ***	0.01	0.01	0.01	-0.19 ***	-0.19 ***	-0.19 ***
診療報酬改定ダミー (1986年)	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.04 ***	0.04 ***	0.04 ***	-0.01 ***	-0.01 ***	-0.01 ***
診療報酬改定ダミー (1988年)	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***
診療報酬改定ダミー (1989年)	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***
診療報酬改定ダミー (1990年)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.01	-0.01 *	-0.01
診療報酬改定ダミー (1992年)	0.01 **	0.01 **	0.01 **	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***
診療報酬改定ダミー (1994年)	0.00	0.00	0.00	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	0.01 *	0.01 *	0.01 *
診療報酬改定ダミー (1996年)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
診療報酬改定ダミー (1997年)	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***
診療報酬改定ダミー (1998年)	0.01 *	0.01 *	0.01 *	0.00	0.00	0.00	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***
診療報酬改定ダミー (2000年)	-0.04 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	0.00	0.00	0.00	-0.07 ***	-0.07 ***	-0.07 ***
診療報酬改定ダミー (2002年)	0.00	0.00	0.00	-0.01 **	-0.01 **	-0.01 **	0.04 ***	0.04 ***	0.04 ***
診療報酬改定ダミー (2004年)	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.04 ***	0.04 ***	0.04 ***
診療報酬改定ダミー (2006年)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.01 **	-0.01 **	-0.01 **
定数項	0.23 ***	0.23 ***	0.23 ***	0.20 ***	0.20 ***	0.20 ***	0.25 ***	0.25 ***	0.25 ***
観測数	1597	1597	1597	1597	1597	1597	1597	1597	1597
Adj R-squared	0.89	-	-	0.89	-	-	0.88	-	-
R-squared (within)	-	0.90	0.90	-	0.89	0.89	-	0.89	0.89
R-squared (between)	-	0.00	0.04	-	0.17	0.33	-	0.04	0.24
R-squared (overall)	-	0.90	0.90	-	0.89	0.89	-	0.88	0.88
F test (zero slope)									
F	483.55	480.22	-	481.35	483.38	-	427.68	436.71	-
Prob > F	0.00	0.00	-	0.00	0.00	-	0.00	0.00	-
Wald test (zero slope)									
chi2	-	-	13539.47	-	-	12515.13	-	-	11975.00
Prob > chi2	-	-	0.00	-	-	0.00	-	-	0.00
F test (u <sub>i</sub> =0)	F (46, 1522) = 0.76, Prob > F = 0.88			F (46, 1525) = 1.18, Prob > F = 0.20			F (46, 1523) = 1.75, Prob > F = 0.00		
Breusch-Pagan test	chibar2 (01) = 0.00, Prob > chibar2 = 1.00			chibar2 (01) = 0.00, Prob > chibar2 = 1.00			chibar2 (01) = 0.00, Prob > chibar2 = 1.00		
Hausman test	chi2 (28) = 18.31, Prob > chi2 = 0.92			chi2 (26) = 23.09, Prob > chi2 = 0.63			chi2 (28) = 49.29, Prob > chi2 = 0.01		

※ \*\*\* : p<0.01, \*\* : p<0.05, \* : p<0.1

※推計モデルのうち,上記の「人口当り病床数」の結果は  $a_1$  を,「病床数ダミー (1991年)」の結果は  $a_2$  を,「人口当り医師数」～「人口当り特養定員数」の結果は  $\beta$  を, 各年の診療報酬改定ダミーの結果は  $\gamma$  を, 定数項は  $a_0$  を表す。



表4 パネル分析結果 (1人当り診療費 1984年～2007年)

説明変数	一般入院			一般入院外			老人入院			老人入院外		
	プール OLS	固定効果	変量効果	プール OLS	固定効果	変量効果	プール OLS	固定効果	変量効果	プール OLS	固定効果	変量効果
人口当り病床数	0.32 ***	0.29 ***	0.32 ***	0.01	-0.01	0.01	0.39 ***	0.42 ***	0.40 ***	-0.05	-0.09	-0.05
病床数ダミー (1991年以降)	-0.10	-0.10	-0.10	-0.08	-0.06	-0.08	-0.06	-0.18	-0.08	-0.03	0.01	-0.03
人口当り医師数	0.23 ***	0.18 **	0.23 ***	0.20 ***	0.14 **	0.20 ***	0.09	-0.02	0.07	-0.05	-0.21 ***	-0.05
平均在院日数	-0.02	0.02	-0.02	-0.02	-0.01	-0.02	0.31 ***	0.30 ***	0.31 ***	0.06	0.05	0.06
人口当り死亡数 (全死亡)	0.04	0.05	0.04	0.06 **	0.07 ***	0.06 **	0.17 ***	0.19 ***	0.17 ***	0.18 ***	0.19 ***	0.18 ***
人口当り保健師数	0.02	0.01	0.02	0.05 *	0.04	0.05 *	-0.06 **	-0.09 ***	-0.07 **	-0.04	-0.07 **	-0.04
1人当り県民所得	0.11 ***	0.11 ***	0.11 ***	0.02	0.02	0.02	-0.09 ***	-0.09 ***	-0.09 ***	-0.02	-0.02	-0.02
人口当り民生委員訪問回数	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	-0.01 **	-0.01 **	-0.01 **
人口当り老人クラブ会員数	-	-	-	-	-	-	0.02	0.01	0.02	-0.04	-0.06 *	-0.04
人口当り特養定員数	-	-	-	-	-	-	0.00	-0.02	0.00	0.00	0.01	0.00
診療報酬改定ダミー (1986年)	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.06 ***	0.06 ***	0.06 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***
診療報酬改定ダミー (1988年)	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.03 ***	-0.02 ***
診療報酬改定ダミー (1989年)	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***
診療報酬改定ダミー (1990年)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***	-0.02 ***
診療報酬改定ダミー (1992年)	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	-0.01 ***	-0.01 ***	-0.01 ***
診療報酬改定ダミー (1994年)	-0.08 ***	-0.08 ***	-0.08 ***	-0.01 ***	-0.01 ***	-0.01 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	0.00	0.00	0.00
診療報酬改定ダミー (1996年)	0.05 ***	0.05 ***	0.05 ***	0.00	0.00	0.00	0.05 ***	0.06 ***	0.06 ***	0.00	0.00	0.00
診療報酬改定ダミー (1997年)	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.03 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	-0.04 ***	-0.05 ***	-0.04 ***
診療報酬改定ダミー (1998年)	-0.01	-0.01	-0.01	0.00	0.00	0.00	0.02 ***	0.01 ***	0.02 ***	0.01 *	0.01 *	0.01 *
診療報酬改定ダミー (2000年)	0.00	-0.01	0.00	0.01 ***	0.01 ***	0.01 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.05 ***	-0.01 ***	-0.01 ***	-0.01 ***
診療報酬改定ダミー (2002年)	-0.01 **	-0.01 **	-0.01 **	-0.01 **	-0.01 **	-0.01 **	0.04 ***	0.04 ***	0.04 ***	-0.03 ***	-0.04 ***	-0.03 ***
診療報酬改定ダミー (2004年)	0.02 ***	0.02 ***	0.02 ***	0.04 ***	0.04 ***	0.04 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.06 ***	0.06 ***	0.06 ***
診療報酬改定ダミー (2006年)	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***	-0.01 ***	-0.01 ***	-0.01 ***	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
定数項	0.03 ***	0.03 ***	0.03 ***	0.00	0.01 *	0.00	0.08 ***	0.09 ***	0.08 ***	0.04 ***	0.04 ***	0.04 ***
観測数	1128	1128	1128	1128	1128	1128	1128	1128	1128	1128	1128	1128
Adj R-squared	0.63	-	-	0.71	-	-	0.63	-	-	0.69	-	-
R-squared (within)	-	0.65	0.65	-	0.72	0.72	-	0.66	0.66	-	0.72	0.72
R-squared (between)	-	0.30	0.35	-	0.19	0.28	-	0.04	0.13	-	0.30	0.17
R-squared (overall)	-	0.64	0.64	-	0.71	0.71	-	0.64	0.64	-	0.70	0.70
F test (zero slope)												
F	94.09	93.09	-	131.03	130.23	-	84.49	88.91	-	112.46	117.50	-
Prob > F	0.00	0.00	-	0.00	0.00	-	0.00	0.00	-	0.00	0.00	-
Wald test (zero slope)												
chi2	-	-	1975.98	-	-	2751.65	-	-	1972.01	-	-	2586.60
Prob > chi2	-	-	0.00	-	-	0.00	-	-	0.00	-	-	0.00
F test (u <sub>i</sub> =0)	F (46, 1060) = 0.93, Prob > F = 0.61			F (46, 1060) = 0.92, Prob > F = 0.62			F (46, 1058) = 2.38, Prob > F = 0.00			F (46, 1058) = 1.86, Prob > F = 0.00		
Breusch-Pagan test	chibar2 (01) = 0.00, Prob > chibar2 = 1.00			chibar2 (01) = 0.00, Prob > chibar2 = 1.00			chibar2 (01) = 30.87, Prob > chibar2 = 0.00			chibar2 (01) = 0.00, Prob > chibar2 = 1.00		
Hausman test	chi2 (21) = 16.07, Prob > chi2 = 0.77			chi2 (21) = 19.85, Prob > chi2 = 0.53			chi2 (23) = 56.99, Prob > chi2 = 0.00			chi2 (23) = 59.82, Prob > chi2 = 0.00		

※ \*\*\* : p<0.01, \*\* : p<0.05, \* : p<0.1

※推計モデルのうち,上記の「人口当り病床数」の結果は  $\alpha_1$  を,「病床数ダミー (1991年)」の結果は  $\alpha_2$  を,「人口当り医師数」～「人口当り特養定員数」の結果は  $\beta$  を, 各年の診療報酬改定ダミーの結果は  $\gamma$  を, 定数項は  $\alpha_0$  を表す。

数」も正の関連がみられ、特に「死亡数」の係数は「県民所得」に次いで大きかった（それぞれ係数0.25, 0.20, 0.02, 0.09, 0.03）。「医師数」と「保健師数」については、負の係数であったが有意ではなかった。診療報酬改定ダミーについては、1982年 (-0.17), 1983年 (0.34), 1984年 (-0.19) と強い関連がみられた。

#### (4) 一般入院 (1984年～2007年)

「病床数」の係数が0.32と、説明変数のなかで最も関連が強かった。「医師数」「県民所得」「民生委員訪問回数」についても正の関連がみられた（それぞれ係数0.23, 0.11, 0.03）。「平均在院日数」は負の係数であったが有意ではなかった。「死亡数」と「保健師数」は正の係数であったが有意ではなかった。診療報酬改定ダミーについては、1994年で最も強い負、1996年で最も強い正の関連がみられた（それぞれ係数-0.08, 0.05）。

#### (5) 一般入院外 (1984年～2007年)

「医師数」「死亡数」「保健師数」「民生委員訪問回数」について正の関連がみられた（それぞれ係数0.20, 0.06, 0.05, 0.02）。「一般・老人」「一般」「老人」の療養諸費や「一般入院」の診療費に強い影響がみられた「病床数」「県民所得」については、正の係数であったが有意ではなかった。「平均在院日数」は負の係数であったが有意ではなかった。診療報酬改定ダミーについては、1997年で最も強い負、1986年で最も強い正の関連がみられた（それぞれ係数-0.05, 0.06）。

#### (6) 老人入院 (1984年～2007年)

「病床数」の係数が0.42と、説明変数のなかで最も関連が強かった。次いで、「平均在院日数」の関連が強かった（係数0.30）。「死亡数」「民生委員訪問回数」についても正の関連がみられた（それぞれ係数0.19, 0.02）。「県民所得」については負の関連がみられた（係数-0.09）。また、「保健師数」についても負の関連がみられた（係数-0.09）。「医師数」は負、「老人クラブ会員数」「特養定員数」は正の係数であったが関連はみられなかった。診療報酬改定ダミーについては、1986年と2000年で最も強い負、1996年で最も強い正の関連がみられた（それぞれ係数-0.05, 0.06）。

#### (7) 老人入院外 (1984年～2007年)

「死亡率」の係数が0.19と正の関連がみられた。「医師数」「保健師数」「民生委員訪問回数」「老人クラブ会員数」は負の関連がみられ、特に「医師数」の係数が大きかった（それぞれ係数-0.21, -0.07, -0.01, -0.06）。「県民所得」は負、「特養定員数」は正の係数であったが関連はみられなかった。診療報酬改定ダミーについては、1997年で最も強い負、2004年で最も強い正の関連がみられた（それぞれ係数-0.05, 0.06）。

### IV 考察

分析の結果、都道府県単位の国保医療費増加率について、主要要因の関連と影響度を確認することができた。先行研究では、所得の影響など、クロスセクション分析と時系列分析とで必ずしも一致した結果が確認されていない指標もあったが、本研究は、医療費の増加率に着目したパネル分析を用いることで、こうした諸指標間の相対的重要性を詳細に検証することができたと考えられる。また、先行研究においては、被説明変数を一般医療費のみ、老人医療費のみなどに限定したものが多いが、本研究では、入院・入院外に分解した診療費も含めた7つの被説明変数を用いて包括的に分析した。その結果、療養諸費のみの分析ではみられなかった関連が観察できた。

各分析結果の決定係数 $R^2$ は、診療費の4指標については0.6-0.7程度であったものの、療養諸費の3指標についてはいずれも0.8以上となっており、一定の説明力があつたと考えられる。

また、推計モデルの選択の結果、「一般・老人」「一般」「一般入院」「一般入院外」はプールOLS、「老人」「老人入院」「老人入院外」は固定効果モデルが選択された。先に述べた通り、医療費水準には地域差があることが指摘されており、個別効果があると仮定を置く方が妥当と考えられる。しかしながら、少なくとも一般医療費の増加率においては、固定効果モデルが選択されなかったことから、都道府県単位の時間不偏的な個別効果は認められないと考えられた。以下では、分析結果について、説明変数ごとに、先行研究の知見

と比較しながら考察する。

### 1. 医療供給関連指標

クロスセクション分析を用いた先行研究の多くは、病床数や病院数、医師数等の医療供給関連指標が、医療費の地域差や増加に対して正の影響を持つ代表的な要因であるということによって一致している(郡司(1998)、石井他(1993)、山下(1998)、今井他(1998))。ただし、「入院」「入院外」別に分析をした研究では、知見に差がみられる。入院医療費については、病床数あるいは病院数が最も大きい影響を持つことはほぼ一致しているもの(星他(1994)、畝(1996)、山下(1998)、今井他(1998)、張他(1998)、新村他(1999)、新庄他(2001))、入院外医療費については、医師数や医療施設数の影響はあまりない、あるいは有意でないとする研究もある(郡司(1998)、石井他(1993)、畝(1996)、今井他(1998))。

本研究のパネル分析の結果、「病床数」については、まず、「一般入院外」「老人入院外」では有意でない一方で、「一般・老人」「一般」「老人」「一般入院」「老人入院」では正の関連がみられた。特に、「一般入院」で係数0.32、「老人入院」で係数0.42と強い正の関連がみられた。また、「医師数」については、「一般・老人」「一般」「老人」では有意にならないものの、「一般入院」「一般入院外」では正の関連がみられた。一方で、「老人入院外」では負の関連がみられた。

さらに、本研究では、診療費の4指標について「平均在院日数」を説明変数として投入した。平均在院日数については、医療費との相関はあるものの、医療費増加の原因である根拠はないという指摘がある(新村他(1999))。分析の結果、「老人入院」にのみ強い正の関連がみられた。近時、在院日数短縮化政策がとられ、平均在院日数は一方的に減少しているため、老人入院医療費の増加率抑制に一定の効果をもたらしている可能性がある。

病床数が入院医療費と関連しているという結果は、先行研究の知見を確認するものであるが、それが老人において平均在院日数とともに顕著にみられること、また、医師数は特に「一般入院」「一

般入院外」の一般診療費について影響を持つという結果が確認された意義は大きい。

なお、「病院病床数」においては、「病床規制」ダミーを加えたが、「老人」についてのみ、負の関連がみられた。病床数が急速に増加した病床規制前は、病床数の増加が老人医療費増加率の上昇に影響し、病床数がむしろ漸減に転じた病床規制後は、病床数の減少が老人医療費増加率の上昇に寄与していることを意味し、医療機関の側になんらかの行動変容があった可能性を示している。いずれにしろ、病床抑制の政策について、医療費の増加率抑制に一定の効果があったことを示す結果と考えられる。

### 2. 死亡率

医療需要関連指標として、特に、死亡率や平均寿命等の寿命に関わる指標について、医療費との関連を示した研究は多い(星他(1994)、畝(1996)、山下(1998))。本研究のパネル分析では「死亡率」を分析に用いたが、「一般入院」以外のすべての医療費について、一貫して正の関連が確認され、先行研究の結果を支持する結果となった。死亡率は地域全体の健康状態など、医療需要を反映した指標であると考えられ、本研究の結果は、それが医療費増加の主要な要因となっていることを示すものである。すなわち、悪性新生物など死亡率の高い疾患が多い地域ほど、より多くの入院日数や治療費を必要とすることに起因すると考えられる。このことは、逆に、保健事業を強化するなど、疾病の発症や重症化を予防することで、医療費増加を抑制できる可能性を示していると考えられる。一方で、先行研究においては、脳血管疾患死亡率が医療費に対して負の影響を持つなど(山下(1998))、疾病構造によって影響に差があることも報告されている。今後、死亡率全体だけでなく、死因の構造にも焦点を当てた分析が必要であろう。

### 3. 保健事業関連指標

基本健診やがん検診の受診率をはじめとした保健事業に関連する指標については、これまで多くの研究において、医療費に対して負の関連がある

ことが示されてきた(畝(1996), 多田羅他(1990), 川口他(1995), 福田他(1998), 竹内(2002), 新庄他(2001), 足立他(2012))。

本研究のパネル分析の結果, 保健事業を代表する指標として投入した「保健師数」について, 「一般」の療養諸費と「一般入院外」の診療費については正の関連が, 「老人入院」「老人入院外」の診療費については負の関連がみられた。先行研究では, 健診受診率などの保健事業について, 特に老人の入院外医療費に対して負の影響があることを示す報告があるが(畝(1996), 山下(1998)), 本研究では, これらの研究の知見を支持するとともに, 老人入院医療費に対しても負の関連が確認された。さらに, これまでの研究の多くは老人医療費を被説明変数とするものであったが, 本研究においては, 一般医療費も含めた傾向が示された。

これらの結果を解釈すれば, 保健師による保健指導や保健事業は, 一般被保険者については, 短期的には外来を中心とした医療受診を促進させる要因となる一方で, 長期的には健康増進を促し, 老人医療費を一定程度抑制する影響があると考えられる。また, 近年, 保健活動において, 地域のソーシャル・キャピタルを醸成し, それを活用する役割が保健師に求められている<sup>6)</sup>。見方を変えれば, これらの結果は, 保健師活動のこうした側面の成果を示しているものとも考えられ, 後述の「民生委員訪問回数」「老人クラブ会員数」と同様に, ソーシャル・キャピタルの影響を示すものだといえるかもしれない。

保健事業関連指標は, 本研究で検討した指標のうち, 市町村国保や行政にとって最も操作可能と考えられる指標である。実際, 保健師数は年々増加する傾向にあり(1970年の全国値は人口10万人当たり13.5人, 2007年は32.7人), 保健事業実施のための人的資源は拡充されてきているといえる。今後, より長期的な医療費への影響の分析が必要であろう。

#### 4. 社会・経済関連指標

医療費と関連していると考えられる社会・経済関連指標については, 所得, 高齢化率, 産業構成

率, 世帯当り人員, 高齢者独居世帯率, 人口密度など, これまで多くの指標が検討されてきた(石井他(1993), 畝(1996), 山下(1998), 張他(1998))。

本研究では, これらのうち, 「県民所得」を代表的な指標として選択し, さらに, 「民生委員訪問回数」, および老人医療費に対しては「特養定員数」「老人クラブ会員数」を投入した。

##### (1) 1人当り県民所得

まず, 「1人当り県民所得」については, それが高いほど医療受診を促進させ, 結果的に医療費増加の要因となることが想定される。単年度のクロスセクション分析を中心とした先行研究においては, その関連が確認されない例が多く(星他(1994), 畝(1996)), 確認されてもその評価は安定していない(石井他(1993), 張他(1998))。しかし, 本研究のパネル分析の結果, 「一般・老人」「一般」「老人」「一般入院」について正の関連がみられた。このことから, 特に療養諸費についてみれば, 所得は地域差ではなく, 増加率に影響を与える大きな要因であることが考えられる。一方で, 「老人入院」「老人入院外」の診療費についてはこうした所得の影響はなく, むしろ負の関連が確認された。老人医療費については, 診療費よりもむしろ調剤などに所得が影響している可能性や, 所得の増加が生活の質の向上や健康増進に結びつくなどの関連が考えられるが, 今後の精査が必要である。また, 本研究はインフレ率の調整は行っていないため, 今後, こうした調整を行っても同様の結果がみられるか検討する必要がある。

##### (2) 特養定員数

「特養定員数」については, 分析の結果, 「老人」の療養諸費において正の関連がみられた。介護保険制度が創設される前の研究では, 老人福祉施設の定員や福祉事業費など, 福祉事業に関わる指標は, 医療費に対して負の関連を指摘しているが(石井他(1993), 今井他(1998)), 介護保険制度制定後の研究では, 介護費と医療費の間には共通の決定要因があり, 両者は補完的であるという指摘がある(堀他(2006))。本研究の知見は, 後者を支持するものであると考えられる。今後, 介護費も含めたより詳細な分析が必要であろう。

### (3) 民生委員訪問回数, 老人クラブ会員数

「民生委員訪問回数」「老人クラブ会員数」については、近年、健康との関連が指摘されているソーシャル・キャピタルを表すと考えられる指標として分析に投入した。分析の結果、「民生委員訪問回数」はほぼ一貫して正の関連がみられたが、「老人入院外」の診療費のみ負の関連がみられた。また、「老人クラブ会員数」は、「一般・老人」「老人」の療養諸費については正の関連がみられたが、「老人入院外」の診療費については負の関連がみられた。先行研究では、一般的に、ソーシャル・キャピタルが高い地域ほど健康であることが指摘されおり(Kawachi他(2008)),モデル構築時の仮説においても、これらの指標が負の影響を持つことを想定していたが、「老人入院外」以外においては正の関連が確認された。民生委員の活動が多い地域は、そのサポートを必要としている人が多いなど、医療受診の需要が高い、あるいは増加した地域であり、この結果はそうした需要を反映したものかもしれない。一方で、「老人入院外」において負の関連がみられたことは、民生委員の活動や老人クラブ会員間の親睦等を通じた相互扶助およびネットワーク活動が、高齢者の健康増進に結びついていると解釈できるかもしれない。

民生委員の活動や老人クラブの会員数をソーシャル・キャピタルとみなすべきかについては議論が必要である。しかしながら、長期間のパネルデータを使用してソーシャル・キャピタルの影響を分析した研究はこれまでほとんどなく、本研究の意義は大きいと考えられる。

## 5. 診療報酬改定など

本研究では、診療報酬の改定があった年をダミー変数として投入しその影響をみた。ただし、厳密に言えば、これらのダミー変数は改定のあった年全体の影響をみるものであり、改定に加えて同年に行われた大きな制度変更なども合わせて解釈する必要がある。分析の結果から得られた示唆は以下の通りである。

まず、全体的に多くの年で有意な負の関連がみられた。特に、7つの被説明変数(1983年以前は

療養諸費のみ)すべてについて、大きな制度変更がなく改定のみがあった1976年, 1977年, 1981年, 1988年, 1997年に有意な負の関連がみられ、反対に1989年と2004年には有意な正の関連がみられた。1989年は消費税導入の年であり、その影響を受けている可能性が、また、2004年の正の関連は2002年のマイナス改定の反動を反映している可能性がある。次に、「一般・老人」「老人」「老人入院」「老人入院外」については2000年に、それぞれ-0.04, -0.07, -0.05, -0.01と有意な負の関連があったが、これらは診療報酬の改定のみならず、介護保険制度創設(2000年4月)の影響によるものと考えられる。これらの結果をみる限りでは、総じて、診療報酬の(プラス)改定は医療費自体を増加させるものの、医療費の増加率については抑制する傾向があると思われる。ただし、診療報酬の医療費増加率に対する影響を明確にするには、診療報酬本体の改定や薬価の改定、さらに個別具体的な改定内容なども考慮する必要があり、今後の課題としたい。

なお、「老人」については、1982年に-0.17, 1983年に0.34, 1984年に-0.19と、比較的係数が大きく、しかも正負が入れ替わっている。1982年の負の関連と、1983年の正の関連は、老人保健制度創設(1983年2月)の影響というよりは、1982年の「老人」のデータが制度創設までの10ヶ月分のものであることが影響していると思われる(図1)。また、1984年の負の関連は、老人保健制度創設の効果が出てきたという可能性がある。

## 6. 医療技術の進歩

本研究では、一般的に医療費の増加要因として重要視されている「医療技術の進歩」については、変数として投入していない。これは、都道府県レベルで長期間にわたって同一の基準で測定された適切な指標がないことによる。一方、表3および表4の「定数項」をみると、すべての被説明変数において、正の関連が示されているが、この定数項は各都道府県の個別性に関連がないことから、医療技術の進歩を示しているとも解釈できる。本分析の結果では、定数項の係数は最大でも「老人」

の0.25と、病床数や所得などの指標よりも関連が弱いことが示されており、こうした解釈が適切かも含めて、今後、精査が必要であろう。

## 7. 研究の限界と今後の展望

以上みてきたように、本研究はこれまでの医療費増加要因に関する諸研究を統合する意義を持つものの、本分析で用いたデータセットの特性に起因する限界も考えられる。具体的には、医療費のうち診療費について3要素（受診率、1日当り費用、1件当り日数）に分解した解析や、都道府県だけでなく、自治体単位や二次医療圏単位などのより小さな分析単位における検討が今後必要と考えられる。これらの点については、今後の研究課題としたい。

## V 結語

都道府県単位の国保医療費の増加率について、35年にわたるパネル分析を行い、主要要因の変化率と医療費増加率との関連を確認した。本研究は、長期間のパネルデータを用いた初の医療費研究であり、医療費増加率に関する初の研究であると思われる。本研究の貢献は3点ある。まず、これまでの時系列分析、クロスセクション分析で得られた知見を統合する形で、医療費増加率に対する諸関連変数の相対的重要性が確認できたことである。具体的には、時系列分析では指摘されていたもののクロスセクション分析では有意な要因とは認められていなかった所得や死亡率が、医療費の増加率に対して一定の影響を持つこと、また、クロスセクション分析で指摘されてきた、病床数や医師数、平均在院日数などの医療供給関連指標や保健師数が、国保医療費の増加率に対して、特に老人入院や老人入院外の老人医療費の増加率に対して関連を持つことが示された。

第二は、民生委員訪問回数や老人クラブ会員数など、近年注目されているソーシャル・キャピタル関連指標についても分析に投入したことである。医療費研究に限らず、長期間のパネルデータを使用してソーシャル・キャピタルの影響を分析した研究はこれまでほとんどなく、他の関連要因

を考慮したうえで一定の関連が確認された意義は大きい。

第三は、医療費政策に対する示唆である。本研究では、老人保健制度や介護保険制度などの大きな制度改正および診療報酬改定の医療費増加率に対する影響をみることができた。今後の検証は必要であるが、診療報酬改定については、多くの年で医療費増加率に対しては抑制効果があったと考えられた。また、病床数と医療費増加率との間に正の関連が見られたことから、地域医療計画による病床規制が、医療費増加に対し一定の歯止めになっていることが示唆された。さらに、平均在院日数と老人入院医療費増加率に正の関係がみられたことから、近時進められている在院日数の短縮化政策が、老人入院医療費増加率の抑制に比較的大きな効果があると考えられた。最後に、行政にとって政策的対応が可能と考えられる保健師数について、老人医療費増加率と負の関連が示された。ソーシャル・キャピタル関連指標の結果と合わせると、保健活動におけるソーシャル・キャピタル醸成の重要性が示されたものと考えられた。このように医療費政策的に重要な変数が確認され、これまでの医療政策の医療費増加率に対する評価が一定程度でき、さらに新たな政策手段が示唆されたのも本研究の意義である。

医療費の増加要因の分析は政策的に重要なテーマであるが、これまで同一の指標を用いた長期パネル分析で包括的に検証した研究は筆者らの知る限りない。一定の限界はあるものの、本研究の意義は大きいと考えられた。

## 謝辞

本研究は、医療経済研究機構の自主研究事業として実施した成果をまとめたものである。また、本研究の実施にあたり、多くの機関から資料提供をいただいた。特に、『国民健康保険の実態』一式を貸出していただいた国民健康保険中央会に謝意を表したい。さらに、モデル構築・表記に関しては、無記名査読者および早稲田大学の野口晴子教授に示唆をいただいた。お礼を申し上げたい。

(平成26年3月投稿受理)

(平成26年11月採用決定)

## 注

- 1) 国民健康保険中央会・都道府県国民健康保険団体連合会(2009)「国民健康保険の実態(平成20年度版)より。
- 2) 療養諸費は、療養の給付と療養費をあわせたもので、歯科や調剤も含まれる。「老人」については「医療諸費」の呼称が正しいが、本稿では便宜上「療養諸費」とする。なお、1973年～1982年の「老人」は再掲として掲載されている。
- 3) 1996年までの診療報酬改定年度については、西村(1996)を参考にした。
- 4) 時系列データが「定常である」ということは、データの平均と分散が時間に依存せず、自己共分散は単に2時点の差のみに依存することである(養谷他(2007))。時系列方向のデータに単位根があり非定常であると、結果が「見せかけの回帰」となる可能性がある。本研究においては、すべての変数の定常性を確認しているため、そのような問題は回避されていると考えられる。なお、単位根検定については、山澤(2004)を参照されたい。
- 5) なお、推定結果をみると、すべての分析においてプールOLSモデルと変量効果モデルにおける各説明変数の係数および自由度調整済 $R^2$ は同じであり、一部の変数についてp値が若干異なっているのみであった。
- 6) 厚生労働省健康局長通知「地域における保健師の保健活動について」(2013年4月19日)より。

## 参考文献

- Ichiro Kawachi, S.V. Subramanian, Daniel Kim ed (2008) *Social Capital and Health*, Springer Science.
- 足立泰美・赤井伸郎・植松利夫(2012)「保健行政における医療費削減効果」『季刊社会保障研究』Vol.48, No.3, 334-348.
- 石井敏弘・清水弘之・西村周三・梅村貞子(1993)「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』Vol.40, No.3, 159-170.
- 今井博久・一色学・荒田吉彦・杉澤孝久・竹内徳男・斎藤和雄(1998)「二次医療圏における老人医療費と保健活動、医療供給、福祉事業との関連性」『病院管理』Vol.35, No.2, 25-33.
- 畷博(1996)「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』Vol.43, No.1, 28-36.
- 川口毅・三浦宜彦・星山佳治・星野祐美・関山昌人・岩崎榮(1995)「老人保健事業と医療費との関連に

- 関する研究」『日本公衆衛生雑誌』Vol.42, No.9, 761-768.
- 郡司篤晃(1998)「老人医療費の増加の要因の分析」地郡司篤晃(編著)『老人医療費の研究』丸善プラネット株式会社.
- 郡司篤晃(2001)「医療費の地域差研究とその意義」地域差研究会(編)『医療費の地域差』東洋経済新報社.
- 権丈善一(2006)「総医療費水準の国際比較と決定因子をめぐる論点と実証研究」西村周三・田中滋・遠藤久夫(編著)『医療経済学の基礎理論と論点』勁草書房.
- 財団法人医療経済研究・社会保険福祉会医療経済研究機構(2007)『国及び都道府県レベルでの医療費の決定要因分析調査研究報告書』.
- 新庄文明・福田英輝・村上茂樹・高鳥毛敏雄・中西範幸・多田羅浩三(2001)「基本健康診査受診率と国民健康保険診療費の関連に関する研究」『日本公衆衛生雑誌』Vol.48, No.4, 314-323.
- 太鼓地武(2001)「医療費の地域差の現状」地域差研究会(編)『医療費の地域差』東洋経済新報社.
- 竹内清美(2002)「老人保健事業による基本健康診査受診と国保医療費との関連」『日本衛生学雑誌』Vol.56, No.4, 673-681.
- 多田羅浩三・新庄文明・鈴木雅丈・高鳥毛敏雄・中西範幸・黒田研二(1990)「老人保健事業が老人入院医療に及ぼす影響に関する分析」『厚生指標』Vol.37, No.4, 23-30.
- 張拓紅・谷原真一・柳川洋(1998)「二次医療圏単位で観察した国保老人保健医療給付対象者医療費の地域格差に関する研究」『日本公衆衛生雑誌』Vol.45, No.6, 526-535.
- 新村和哉・郡司篤晃・荒記俊一(1999)「入院医療費の増加要因に関する研究」『病院管理』Vol.36, No.2, 5-16.
- 西村万里子(1996)「診療報酬改定のメカニズムに関する歴史的考察」社会保障研究所(編)『医療保障と医療費』東京大学出版会.
- 福田英輝・山田敦弘・井田修・多田羅浩三・水野肇・山口昇・田中一哉(1998)「基本健康診査受診率と老人保健給付分による診療費ならびに診療実日数との関連」『日本公衆衛生雑誌』Vol.45, No.9, 905-914.
- 星丹二・府川哲夫・中原俊隆・石井敏弘・林正幸・高林幸司・郡司篤晃(1994)「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』Vol.41, No.8, 724-740.
- 堀真奈美・印南一路・古城隆雄(2006)「老人医療費

- と介護費の類似した地域差の発生要因に関する分析』『厚生指標』Vol.53, No.10, 13-19.
- 蓑谷千風彦・縄田和満・和合肇（2007）『計量経済学ハンドブック』朝倉書店.
- 山澤成康（2004）『実戦 計量経済学入門』日本評論社.
- 山下真宏（1998）「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』Vol.45, No.3, 225-239.
- （いまむら・はるひこ 東邦大学助教）  
（いんなみ・いちろ 慶應義塾大学教授  
・医療経済研究機構研究部長）  
（こじょう・たかお 自治医科大学  
地域医療学センター地域医療学部門助教）