

健康保険組合被保険者の医療受診における所得効果

カワソエ ノゾミ バ バソノ アキラ
川添 希*1 馬場園 明*2

目的 医療アクセスが良いことで高い評価を得てきたわが国の医療制度において、医療費の抑制を目的とした患者自己負担の引き上げが行われてきている。公正な医療アクセスを保障することは国民皆保険制度において重要な課題であることから、医療受診における所得効果を検証することが重要である。平成14年度末の健康保険組合のデータを用いて、被保険者本人、家族、幼児について、入院、外来、歯科別の受診行動への所得効果に影響を与える指標を明らかにすることを目的として本研究を行った。

方法 被保険者本人、家族、幼児について、入院、外来、歯科別の受診率、1件当たり診療日数、1人当たり医療費を受診の指標として用いた。健康保険組合において受診に影響を与える組合特性としては、被保険者数、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）、平均標準報酬月額、被保険者の平均年齢、性比（男性の被保険者数/女性の被保険者数）を選択した。受診指標を目的変数、組合特性を説明変数とし、強制投入法で重回帰分析を行った。影響は標準偏回帰係数によって定量化し、モデルは決定係数で検証した。統計解析には、SPSSのPC版（13.0J）を用いた。

結果 入院の受診指標については、被保険者本人、家族、幼児ともに平均標準報酬月額や扶養率との明らかな関連は認められなかった。外来と歯科の受診率については、平均標準報酬月額と正の相関、扶養率と負の相関、外来と歯科の診療日数については、平均標準報酬月額と負の相関が認められた。幼児の受診指標については、平均標準報酬月額との関連は認められなかった。

結論 外来や歯科受診において、所得が低ければ受診率が低くなり、受診日数が長くなる傾向が認められた。これは、自己負担が一層重くなった場合、低所得者の医療アクセスを確保しなければ、必要な受診が控えられる可能性があることを示唆している。また、生活習慣病など自覚症状に乏しい疾患では、自己負担が重くなると受診が抑制されることが予想され、予防事業などを充実させていくことが必要であると考えられる。

キーワード 受診指標、健康保険、強制加入、定率負担、高額療養費制度、所得効果

はじめに

わが国の医療制度において、1961年の国民皆保険の達成は受診機会の拡大に大きく寄与し、国民の福祉に貢献したという意味では、画期的であったことは疑いのないところである。一方、医療費支出の面からみれば、皆保険の達成に加

え、自己負担率が引き下げられ、医療機関の急速な整備が進み、医療費は急激に膨張してきた。とりわけ、「福祉元年」といわれた1973年には高額療養費制度が発足し、老人医療費が無料化され、医療費は急騰することとなった¹⁾。そのため、政府は医療保険制度の財政赤字対策に追われてきたが、1980年代までは安定した経済成

* 1 九州大学大学院医学研究院医療経営・管理学専攻学生 * 2 同講座教授

長により対応が可能であった。しかし、1990年以降、わが国は長期の経済停滞期に入り、それ以降も医療費は確実に増加していったために、医療保険財政の逼迫を理由とした患者自己負担引き上げが実施されてきている。

日本の医療保険制度においては、医療政策上の手段として強制加入と定率負担が課せられている。強制加入は逆選択を防ぐためのものであるが、強制加入であるために健康保険制度に課せられる定率負担の増加を逃れることはできない。自己負担が軽いと受診が増加することはモラルハザード²⁾³⁾と呼ばれるが、出来高の支払い制度では自己負担が軽いと供給側は過剰な診療をする傾向があることも報告されている⁴⁾。

医療費の抑制を目的として国が自己負担を上げるとは、患者が経済的理由から過剰受診を控えることを想定してのことであり、また自己負担を引き上げた分だけ保険者は給付費を減らすことができる。しかし一方で、患者の早期受診を抑制して疾病の重症化をもたらす危険性があり、しかもこの影響は低所得層で大きいことが明らかになっている⁵⁾⁻¹³⁾。つまり、自己負担を引き上げることによって受診に所得効果がみられるのである。所得効果とは、所得の変化が財やサービスの需要と供給に与える影響である。所得効果により受診に格差が生じているとすれば、日本がこれまで評価されてきた皆保険に象徴される受診機会の平等性が維持できなくなっていることが示唆され、所得効果が受診に与える影響を検証することは重要な研究課題である。現在まで、健康保険組合の被保険者本人を対象とした研究はいくつか報告¹⁴⁾⁻¹⁹⁾されているが、家族、幼児も対象として含めた研究はほとんどない。

健康保険制度の改正によって、平成15年4月から3歳未満と70歳以上を除いた患者すべてに一律3割負担が導入された。改正以前は2割の被保険者と、外来3割、入院2割の被扶養者（家族と幼児）に区分されていた。今回は、改正直前の平成14年度末の健康保険組合のデータを用いて、被保険者本人、家族（被扶養者）、幼児（3歳未満の被扶養者）について、入院、

外来、歯科別の受診行動への所得効果に影響を与える指標を明らかにすることを目的として本研究を行った。なお、所得効果に影響を与える指標としては、平均標準報酬月額と扶養率を用いた。

対象と方法

調査対象は、健康保険組合事業年報に掲載されている平成14年度末の健康保険組合1647組合とした。事業年報は、各健康保険組合から都道府県、国に提出される「組合管掌健康保険事業状況報告（月報）」および「収入支出決算概要表」に基づき作成されている。高齢受給者および3歳未満被扶養者数は、平成14年10月以降のデータである。被保険者総数は1499万5874人、被扶養者総数は1580万1686人、3歳未満の被扶養者総数は58万6444人である。

受診指標として、受診率、1件当たり診療日数、1人当たり医療費を用いた。受診率は、1月当たりの患者1人当たりのレセプト件数で表される。レセプトは1つの医療機関につき月1枚発行されるため、月当たりのレセプト件数はその月に受診した医療機関の数を示す。また、1件当たり日数はレセプトに記載された実日数をレセプト件数で除して求められる。

健康保険組合における受診に影響を与える組合特性としては、先行研究²⁰⁾を参考として、被保険者数、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）、平均標準報酬月額、被保険者の平均年齢、性比（男性の被保険者数/女性の被保険者数）とした。ただし、平均年齢、性比は、平成14年度分が発表されていないので、公表されている平成11年度分を用いた。また、「老人」とは、老人保健制度の対象者である75歳以上の者と65歳以上の老人保健法施行令に定める程度の障害の状態にある旨の市区町村長の認定をうけた者である。

解析では、まず組合特性の平均値、標準偏差、変動係数を求めた。ただし、被保険者数、性比は、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。

次に、受診の指標となる受診率を目的変数、被保険者数、扶養率、老人加入率、平均標準報酬月額、被保険者の平均年齢、性比を説明変数とし、強制投入法で重回帰分析を行った。同様にして、1件当たり診療日数、1人当たり医療費についても重回帰分析を行った。説明変数間に多重共線性のないことは既に報告されている²⁰⁾。線形モデルで与えられる予測値が、どの程度実測値に近いのか、モデルの「当てはまりのよさ」を決定係数 (adjusted R²) によって検討した。また、各説明変数が目的変数に与える影響の大きさを比較するために、標準化偏回帰係数を影響の指標とした。所得効果の指標としては、組合特性の平均標準報酬月額と扶養率の標準化偏回帰係数を用いた。統計解析には、SPSSのPC版(13.0J)を用いた。

結 果

表1に組合特性の基本統計を示した。

表2には被保険者本人、家族、幼児において受診率を目的変数、組合特性を説明変数とした重回帰分析の結果を示した。モデルの決定係数

表1 組合特性の基本統計

	平均値	標準偏差	変動係数
被保険者数	3.6	0.6	0.2
扶養率	1.1	0.3	0.2
老人加入率	2.9	1.6	0.5
平均標準報酬月額(千円)	366.8	68.4	0.2
平均年齢(歳)	40.1	3.7	0.1
性比(男/女)	0.5	0.4	0.7

は、入院、外来、歯科のいずれも統計的に有意であった。平均標準報酬月額の標準化偏回帰係数は、入院では本人、家族、幼児いずれも有意であり、外来と歯科では本人と家族について有意であった。また、扶養率の標準化偏回帰係数は、入院ではいずれも有意な関連はなかったが、外来では本人と家族について有意であり、歯科ではいずれも有意であった。他の変数としては平均年齢が入院、外来、歯科ともに本人との関連が深かった。

表3は被保険者本人、家族、幼児において1件当たり診療日数を目的変数、組合特性を説明変数とした重回帰分析の結果を示した。モデルの決定係数は、入院、外来、歯科のいずれも有意であった。平均標準報酬月額の標準化偏回帰係数は、入院では本人のみ有意であり、外来と歯科ではいずれも有意であった。扶養率の標準化偏回帰係数は、入院では本人と家族について有意であり、外来と歯科では本人と幼児について有意であった。他の変数としては平均年齢が、入院と外来で、本人と家族との関連が深かった。

表4は本人、家族、幼児において1人当た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。モデルの決定係数は、入院、外来、歯科のいずれも有意であった。平均標準報酬月額の標準化偏回帰係数は、入院ではどれも有意な関連はなかったが、外来ではいずれも有意であり、歯科では本人と家族について有意であった。扶養率の標準化偏回帰係数は、入院では家族のみ有意であり、外来と歯科においてはいずれも有意であった。他の変数としては、入院と外来において本人では平均年齢

表2 受診率を目的変数とした重回帰分析の結果

	入院			外来			歯科		
	本人	家族	幼児	本人	家族	幼児	本人	家族	幼児
被保険者数	0.02	0.07**	-0.06*	0.01	0.10***	0.08**	-0.01	0.03	0.02
扶養率	-0.01	-0.04	0.02	-0.34***	-0.20***	0.01	-0.34***	-0.23***	0.08*
老人加入率	0.06*	0.22***	0.07*	0.08*	0.12***	-0.06*	-0.07**	-0.07**	-0.23***
平均標準報酬月額	0.07*	-0.13***	-0.10**	0.48***	0.36***	0.02	0.43***	0.44***	0.03
平均年齢	0.30***	-0.25***	-0.03	0.42***	-0.25***	-0.02	0.44***	0.06*	0.02
性比	0.02	0.01	-0.02	-0.01	0.04	0.07**	0.01	0.06**	0.04
決定係数	0.12***	0.11***	0.02***	0.34***	0.14***	0.02***	0.30***	0.16***	0.06***

注 *** : p < 0.001, ** : p < 0.01, * : p < 0.05

表3 1件当たり診療日数を目的とした重回帰分析の結果

	入院			外来			歯科		
	本人	家族	幼児	本人	家族	幼児	本人	家族	幼児
被保険者数	0.03	0.06*	0.12***	-0.02	0.01	0.04	-0.02	-0.03	0.10***
扶養率	0.15***	-0.12***	-0.06	0.07**	0.04	0.08**	0.11***	0.02	0.08**
老人加入率	-0.01	0.18***	0.01	-0.01	-0.04	-0.06*	-0.07*	-0.04	-0.07*
平均標準報酬月額	-0.22***	0.01	0.04	-0.25***	-0.18***	-0.09**	-0.34***	-0.22***	-0.11***
平均年齢	0.35***	0.33***	0.03	0.45***	0.11***	-0.01	0.31***	0.33***	-0.02
性比	0.03	0.02	-0.01	-0.01	0.04	0.04	0.02	0.02	0.02
決定係数	0.15***	0.18***	0.02***	0.23***	0.03***	0.01**	0.14***	0.12***	0.02***

注 ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05

表4 1人当たり医療費を目的変数とした重回帰分析の結果

	入院			外来			歯科		
	本人	家族	幼児	本人	家族	幼児	本人	家族	幼児
被保険者数	0.01	0.01	-0.08**	0.02	0.10***	0.07*	-0.01	-0.01	0.03
扶養率	0.03	-0.12***	-0.05	-0.14***	-0.18***	0.08*	-0.20***	-0.24***	0.07*
老人加入率	0.07*	0.20***	-0.01	0.11***	0.21***	-0.05	-0.19***	-0.11***	-0.16***
平均標準報酬月額	0.05	-0.05	-0.02	0.31***	0.18***	-0.08*	0.15***	0.30***	-0.04
平均年齢	0.43***	0.04	0.05	0.46***	0.03	-0.02	0.57***	0.34***	0.04
性比	0.04	0.03	0.01	0.03	0.03	-0.02	0.04	0.07**	0.02
決定係数	0.23***	0.06***	0.01**	0.33***	0.06***	0.01**	0.27***	0.17***	0.02***

注 ***: p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05

と家族では老人加入率との関連が深かった。

考 察

医療には様々な法的規制があり、所得格差によって、保障された受診の機会に不平等が生じるのを回避することもその根拠の1つである。法的な規制の具体的なものには公的医療保険への強制加入、公定価格である診療報酬点数表の遵守、混合診療の禁止といったものがあげられる²¹⁾。このような法的な規制を行ってきた日本はOECDの示す効率性、公平性の観点からみると2000年のWHOの報告では高い評価をうけている。誰もが病院にかかれるようになり医療アクセスの不平等を回避できたという公平性と、医療機関の整備やフリーアクセスによる早期受診・治療が医療費の削減につながったという効率性が貢献したとの見解もある²²⁾。

自己負担を上昇させることは、低所得者や自覚症状のない疾患の受診などには大きな影響があることはすでに明らかにされており、どの程

度の定率負担で患者の所得によって受診率に影響がでるかを定量的に明らかにしておくことが重要である。平均標準報酬月額は経済的な指標として受診率、診療日数、医療費にどれだけ影響を与えているかをみることができる。また扶養率も、家計に対する医療費の占める割合について考える指標となることから所得効果をみるうえで重要である。

重回帰分析の結果、平均標準報酬月額については、本人と家族について、外来と歯科の受診率、診療日数、医療費との関連がみられた。平均標準報酬月額と受診率とで外来の本人と家族、歯科の本人と家族についてははっきりとした正の相関が観察された。また平均標準報酬月額と診療日数とで外来の本人と家族、歯科の本人と家族について負の相関が観察された。医療費自体では外来の本人と家族、歯科の本人と家族について正の相関が観察された。ここでの特徴として歯科で診療日数との負の相関がよりはっきりしていることから、歯科は自由診療の部分が多く占めていることが医科と異なり、経済的に余

裕のあると思われる高所得者ほど受診の頻度が多く、医療費もかさむが、日数が少ないことから軽症のうちに処置できている可能性があることが考えられた。健康保険組合を対象とした自己負担増の研究では、1割負担導入の際は、平均標準報酬月額と外来受診率および歯科受診率との関連はほとんど認められなかった¹⁵⁾が、2割負担導入の際は、平均標準報酬月額と外来受診率とで0.34、平均標準報酬月額と歯科受診率とで0.43とはっきりした正の相関が観察されている。また、受診日数に関しても、平均標準報酬月額と外来日数とでは-0.31、平均標準報酬月額と歯科日数とでは-0.36とはっきりした負の相関が認められており、平均標準報酬月額の低い人の診療日数が長いことが示されている¹⁷⁾。今回の研究結果でも、これらの研究結果と矛盾しない結果であった。私的保険制度が中心のアメリカでは、所得格差によって明らかに受診機会に差があるが、このまま日本において自己負担が重くなれば同様のことが起こる可能性があると思われる。

扶養率については本人と家族の外来と歯科の受診率、診療日数、医療費について関連がみられた。扶養率と受診率とで外来の本人と家族、歯科の本人と家族についてははっきりとした負の相関が観察された。一方、扶養率と診療日数とでは外来の本人と家族、歯科の本人と家族については弱いながら正の相関が観察された。医療費自体では外来の本人と家族、歯科の本人と家族について負の相関が観察された。よって歯科については、平均標準報酬月額でみられたのと同様に医科よりはっきりとした相関があった。扶養率が高いほど受診率と医療費が減少し、日数は増えていた。所得が同じであれば、扶養率が高いほど医療費に割ける家計の割合が少なくなることが想像され、扶養率も所得効果を示す指標と捉えることができる。

外来と歯科の受診において所得効果がみられる一方で、入院の受診指標については、平均標準報酬月額、扶養率とも明らかな関連は認められなかった。これは重症な疾患の場合は価格弾力性が低く、しかも高額療養費の制度があるた

め、医師が入院を判断する際、患者の経済状態を考慮する可能性は小さいためであると考えられる。

また、幼児の受診指標については、平均標準報酬月額、扶養率とも関連は認められなかった。これは子どもに対しては、親が経済的な理由で受診を差し控えないことを示すものである。幼児の受診理由は感染症の発病であることが多く、慢性疾患の多い成人とは異なるため、3割の自己負担であっても平均標準報酬月額、扶養率との関連が認められなかった可能性もある。さらに、乳幼児の医療費助成制度は手厚く行われていることから受診に対する平均標準報酬月額や扶養率との関連に影響がなかった可能性もある。入院における診療日数で平均標準報酬月額や扶養率との関連が認められなかったことも、所得格差によって受診の機会が抑制されていないことを裏づけている。諸外国で16~18歳まで医療費を無料にしていることを考慮すれば、今日議論されている小児の医療費無料化論は実施されるのが自然な流れだと考えられる。

所得効果の指標とはならないが、明らかな関連がみられた組合特性として平均年齢がある。被保険者の平均年齢は本人のすべての受診行動に対して影響を与えていた。これは加齢による疾病のリスクが高まることが理由と考えられる。一方、家族の入院と外来の受診率については負の相関がみられたが、これは雇用者が若い時には子どもの年齢が若く、青年期である被扶養者よりも受診率が高いことによる可能性がある。一方、1件当たり日数については正の相関がみられたのは、子どもの受診は1件当たり日数の短い急性感染症が多いからである可能性がある。また、老人加入率は、家族の入院に関して受診率、1件当たり日数、1人当たり医療費、家族の外来に関して受診率、1人当たり医療費と関連していたが、高齢者は病気になるリスクが高いことから当然の結果であると考えられる。

決定係数はいずれも有意であったが、0.01から0.34の間であり、これらの組合特性では受診率、1件当たり診療日数、1人当たり診療日数を説明しきれないと考えられた。ただし、

本人の外来と歯科の受診率，外来の1人当たり医療費はそれぞれ，0.34，0.30，0.33と他に比べて高く，組合特性の平均年齢と平均標準報酬月額が影響していると判断された。

すでに，自己負担増の影響では，高血圧症や糖尿病の必要な受診に影響がでたとの報告²³⁾がある。慢性疾患では自覚症状が出にくいことから，経済的な理由のために受診を控えてしまう傾向がある。生活習慣病の患者が医療費の自己負担増により医療サービスへの機会を阻害されるならば，将来，合併症を併発した多くの患者を抱える危険性がある。今回の医療制度構造改革においては，医療資源を疾病の発見や治療にだけ用いるのではなく，「1次予防」に重点をおいた政策を推進することによって，国民医療費や介護等の社会コストの軽減を図り，活力ある高齢社会を実現していくということが期待されている²⁴⁾。限られた資源を効率的に使うという視点からは，生活習慣病の予防事業に保険料を配分していくことも選択肢の1つとして重要であると思われる。

文 献

- 1) 島崎謙治．わが国の医療保険制度の歴史と展開．第1版 遠藤久夫，池上直己編．医療保険・診療報酬制度．東京：勤草書房，2005；16-8．
- 2) Folland S, Goodman A, Stano M. The Economics of Health and Health Care 3rd ed. New Jersey: Upper Saddle River, 2001；152-5.
- 3) Phelps CE. Health Economics 2nd ed. Massachusetts: Addison-Wesley Educational Publishers Inc, 1997；337-8.
- 4) 高木安雄．高齢化による医療費増加と医療政策の課題 - 老人病院の改革と長期入院の是正対策の実際と問題点 - 第1版 社会保障研究所編．東京：東京大学出版会，1996；103-30．
- 5) 小林康毅．受診行動と医療経済．山岡和枝，小林康毅編．第1版 医療と社会の計量学．東京：東京大学出版会，1994；86-99．
- 6) Newhouse JP, Manning WG, Morris CN, et al. Some interim results of a controlled trial of cost sharing in health insurance. *N Engl J Med* 1981；305：1501-7.
- 7) Lohr KN, Brook RH, Kamberg CJ, et al. Use of medical care in the Rand Health Insurance Experiment. Diagnosis-and service-specific analyses in a randomized controlled trial. *Med Care* 1986；24：72-87.
- 8) Keeler EB, Rolph JE. How cost sharing reduced medical spending of participants in the health insurance experiment. *JAMA* 1983；249：484-90.
- 9) O'Grady KF, Manning WG, Newhouse JP, et al. The impact of cost sharing on emergency department use. *N Engl J Med* 1985；313：484-90.
- 10) Shapiro MF, Ware JE, Sherbourne CD. Effects of cost sharing on seeking care for serious and minor symptom. Results of a randomized controlled trial. *Ann Intern Med* 1986；104：246-51.
- 11) Anderson GM, Brook R, Williams A. A comparison of cost-sharing versus free care in children. effects on the demand for office-based medical care. *Med Care* 1991；29：890-8.
- 12) Selby JV, Fireman BH, Swain BE. Effect of a copayment on use of the emergency department in a health insurance organization. *N Engl J Med* 1986；334：635-41.
- 13) Shekelle PG, Rogers WH, Newhouse JP. The effect of cost sharing on the use of chiropractic services. *Med Care* 1996；34：863-72.
- 14) 馬場園明．一割負担導入の高血圧症患者に対する影響．日本衛生学雑誌 1990；45：849-59．
- 15) Babazono A, Ogawa T, Babazono T, et al. The effect of a cost sharing provision in Japan. *Family Practice* 1991；8：247-52．
- 16) 小林康毅．患者側の視点から．山岡和枝，小林康毅編．第1版 医療と社会の計量学．東京：東京大学出版会，1994；86-99.
- 17) Babazono A, Tsuda T, Yamamoto E, et al. Effects of an increase in patient co-payments on medical service demands of the insured in Japan. *Int J Technol Assess Health Care* 2003；19：465-75.
- 18) Babazono A, Miyazaki M, Une H, et al. A study on a reduction in visits to physicians after introduction of 30% co-payments in the Employee Health Insurance in Japan. *Indust Health* 2004；42：50-6.
- 19) Babazono A, Miyazaki M, et al. Effects of the increase in co-payments from 20 to 30 percent on the compliance rate of patients with hypertension or diabetes mellitus in the employed health insurance system. *Int J Technol Assess Health Care* 2005；21：228-33.
- 20) 馬場園明，山本英二，津田敏秀，他．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．医療経済研究 2001；9：5-22．
- 21) 遠藤久夫．診療報酬制度の理論と実際 第1版 遠藤久夫，池上直己編．医療保険・診療報酬制度．東京：勤草書房，2005；55-9．
- 22) 尾形裕也．保険者機能強化論の経済・政策学 第1版 遠藤久夫，池上直己編．医療保険・診療報酬制度．東京：勤草書房，2005；226-31．
- 23) 馬場園明，津田敏秀，三野善央，他．健康保険組合における定率2割負担導入の影響．日本公衆衛生雑誌 2001；48(10)：209.
- 24) 政府・与党医療改革協議会．医療制度改革大綱．日本醫事新報 2005；4259：62-5．