

## 2 章

# 老人医療の価格弾力性の計測と最適自己負担率\*

## ——国保レセプトデータを用いた検証

鈴木 亘

### 1 はじめに

急速に進む高齢化や医療技術の進展を背景に、わが国の老人医療費は急増しており、この老人医療費をどのようにファイナンスするか、老人医療費をどのように抑制するかという点が、今後の医療制度改革の最重要課題といっても過言ではない。すでに老人医療費は、現在11.7兆円（平成14年度概算医療費）と国民医療費の約3分の1にのぼっているが、厚生労働省の予測によれば2025年には41兆円に達し、国民医療費の6割近くに占めることになる。こうしたなか、2002年7月に成立した改正健康保険法では、老人保健加入者の自己負担率の1割徹底化、高所得高齢者の自己負担率引上げ、老健加入年齢引上げによる70～75歳層の実質的な自己負担率引上げと、高齢者に対する負担増が本格的に実施されることとなった。また、改正健康保険法では、非高齢者についてこれ以上の自己負担率引上げを行わないことが明記されたが（附則第二条<sup>1)</sup>）、高齢者については何も規定されておらず、今後の医療制度改革において、高齢者

\* 本章の作成に当たっては、2度にわたる一橋大学・世代間利害調整プロジェクトにおいてコメンテーターになっていただいた増原宏明氏から有益なコメントをいただいた。また、一橋大学田近栄治氏、法政大学エイジング総研小椋正立氏をはじめとするコンファレンスの参加者にも多くの助言を賜った。さらに国立社会保障・人口問題研究所の金子能宏部長には、本章の最適自己負担率の計算に用いるアンケート調査データの利用を許可していただいた。感謝を申し上げたい。

の更なる自己負担率引上げが実施される可能性が高いものと思われる。

しかしながら、こうした高齢者の自己負担率引上げ政策の根拠として行われる厚生労働省の試算には問題が多い。厚生労働省が試算に用いる算定式は「長瀬式」と呼ばれるものであるが、それは戦前の旧内務省時代から厚生労働省内で用いられている自己負担率と医療費削減率に対する関係式である。高齢者については次のような2次関数が想定されており、年間のマクロ集計データを用いた「当てはめ」が行われている。

$$Y = 0.499X^2 + 0.501 \quad (2.1)$$

ここで、 $Y$  は縮減率、 $X$  は給付率（1－自己負担率）である。

この素朴な関係式には、さまざまな問題がある。まず第1に、統計的に推定された式ではないために、その信頼性を計る手段が存在しない。少数のデータを当てはめただけの経験式では、今後もその経験則が当たるかどうかまったくわからず、信頼性が低いといわざるを得ない。第2に、集計データを用いている点にも問題がある。集計データには、年齢構成の変化や景気の変動などさまざまな効果が混在してしまっていると考えられるが、このような個別要因をコントロール（個別要因の効果を取り除く）しなくては、誤った効果を計測することになる。第3は政治的な観点であるが、この式は用いる期間によって結果が大きく変化することから、恣意性を生み出しやすいと考えられる。第4に、最も深刻な問題であるが、長瀬式から得られた老人医療の価格弾力性は、これまでわが国で行われてきた医療経済学の先行研究と大きく異なっている。長瀬式から価格弾力性を計算すると、老人医療の弾力性は0.088となる。<sup>2)</sup> 一方、次節で述べるように、これまでわが国で行われている先行研究では、外来が

1) 附則（平成一四年八月二日法律第一〇二号）抄

（医療保険制度の改革等）

第二条 医療保険各法に規定する被保険者及び被扶養者の医療に係る給付の割合については、将来にわたり百分の七十を維持するものとする。

2) 計算に当たっては、厚生労働省が2002年の改正の際に長瀬式の算出に用いた各想定値を使っている（厚生労働省保険局「長瀬式による変化（H15から19年度単年度平均）」）。(2.1)式から計算を行うと、弾力性は、 $2 \times 0.499X(X-1)/Y$  であらわされる。 $X$ 、 $Y$  について厚生労働省の想定値を用いると、 $X = (91.9\% + 90.4\%) / 2$ 、 $Y$  が  $(0.922 + 0.909) / 2$  であり、価格弾力性は0.088と計算される。

0.16~0.30程度であり、入院の計測例が存在しないため全体としての効果は不明であるが、全体としてやはり長瀬式の0.088よりは大きいと考えられる。もし医療経済学の先行研究が正しいとすれば、この場合、老人医療の改革の効果を過小に見積もりすぎ、誤った政策判断を導きかねないことになる。しかしながら、わが国における医療経済学の研究蓄積もきわめて乏しく、信頼性の高い推定結果が存在しているとは言いがたい状況である。

そこで本章は、老人医療の価格弾力性を計測するために最も適していると思われる国保のレセプトデータを用いて、精度の高い老人医療の価格弾力性の計測を行うことにする。具体的には、富山県国保連合会の協力により作成された1998年4月から2003年3月までの60カ月のレセプトデータを用いて分析を行った。その結果、老人の外来医療費についての価格弾力性は0.4程度、入院の弾力性は0.1程度という結果が得られた。

本章の構成は次のとおりである。第2節では老人医療の価格弾力性に関するわが国の先行研究をまとめる。第3節では本章で用いるデータについて解説する。第4節では推定モデル、第5節では推定結果を示す。第6節は独自のアンケート調査によるデータを用いて、価格弾力性から計算された最適自己負担率を試算する。第7節は結語である。

## 2 先行研究

わが国では、一般医療の価格弾力性を計測した例は比較的多いのに対し、高齢者の価格弾力性を計測した例はきわめて少ない。高齢者医療の自己負担率引き上げの効果を議論した文献は古くから存在するものの(前田(1978), 妹尾(1985), 西村(1991)), 具体的に価格弾力性を計測した先駆的業績は妹尾(1985)が初めてのものと思われる。妹尾(1985)は、1955-1979年の時系列データを用いて、受診率の価格弾力性を計測した結果、0.3以上という値を報告している。最近では、澤野(2000)が、3割負担の60~69歳層と定額制の70~74歳層の差を利用して外来医療に関して受診率(0.076~0.125)および1件当たり日数(0.085~0.105)をそれぞれ報告しており、両者を単純に合計すると0.161~0.230の価格弾力性となる。

ただし、これらの研究は集計データを用いた推定であり、データの純粋性や要因のコントロールなどに対して問題を抱えていることから、個票データを用いた分析を行うことが望ましいことはいうまでもない。個票データを用いた分析は、最近になってわずかに吉田・山村（2003）および増原ほか（2002）、増原（2003）が行っているのみであるが、三者とも健保組合に所属する高齢者サンプルのパネルデータを用いて、途中で老健に移った人々の前後の受診行動の差を調べている。このうち、吉田・山村（2003）、増原（2003）は価格弾力性を求めていないが、増原ほか（2002）では0.185～0.228という値を得ている。ただ、この弾力性は、弾力性が低いと考えられる慢性疾患患者を抽出したエピソードデータによる推定結果であるため、全体の疾病ではこれよりも大きな弾力性となる可能性がある。また、3論文ともにさまざまな知見を発掘しており興味深い。増原（2003）も認めているように、健保組合の老健対象者サンプルは高齢者のサンプルとして非常に特殊であるという致命的な欠陥が存在する。すなわち、本人の場合には70歳以上になっても正社員として働き続けている人々は、会社役員や経営者が多いと考えられるし、被扶養者の場合には子世代の扶養者となっている低所得の高齢者サンプルが多いと考えられる。したがって、健保組合の分析から、わが国の老人医療全体に対する普遍的な結論を導くことは困難である。

そのほか関連する研究としては、鵜田ほか（2000）が、1997年の外来の受診1回当たり定額負担制・外来薬剤の一部負担の効果として、70歳以上の1人当たり医療費を年間500円程度低下させ、とくに高齢慢性疾患患者の1月当たり外来受診回数を0.33回低下させたと報告している。一方、薬剤追加負担のみの影響は、導入時および2年後の廃止時ともに、厚生省の予想より格段に小さくほとんどネグリジブルであったとの報告がある一方（上野（1999a, 1999b））、一定の効果がみられるという計測結果が増原・村瀬（2003）により報告されている。

### 3 データ

本章で用いるデータは、富山県国保連合会により提供された1998年4月から

2003年3月のレセプトデータである。分析には、期間内に国保一般から老健に移った対象者を取り出してパネルデータ (longitudinal data) を作成して用いている。通常、国保一般における加入者番号と老健の加入者番号は連続していないが、富山県国保では別の個人番号を管理しており、データの接続が可能となっている。そこで、個人番号をランダムに変える秘匿処理をしたうえで、個人を接続したデータを提供してもらうことにした。計測方法は、澤野 (2000) や山村・吉田 (2003), 増原ほか (2002), 増原 (2003) と同様に、非老健対象者が老健に移る前後の医療需要を比較して、自己負担率の変化が需要行動に及ぼす影響について計測することにする。

さて、このレセプトデータは、毎月の受診行動がわかる A データと、毎年5月のレセプトデータから把握できる属性情報が記入された B データを分けて作成している。A データは、入院、外来、歯科、調剤別に、医療費や自己負担額、医療費の細目 (給付費、公費、高額療養費、食事療養費など)、日数、レセプト枚数、年齢、性別などが把握されている。B データは A データと同様の変数のほか、医療機関や疾病名、診療科などの所属性がわかるが、毎年5月に受診されていなければデータが存在しないため、A データと B データをマッチングさせると、比較的診療密度が高いサンプルを取り出すことになると考えられる。したがって、B データの属性のコントロールができないという不利な点があるものの、今回は A データのみを分析対象とした。

分析対象のデータは、まず、期間内の60カ月すべての期間で加入者であったサンプルを取り出し、期間内に資格喪失したサンプルを除くことにした。また、退職者から老健に移行したサンプルを除き、一般から老健に移行したサンプルのみを用いた。

データは、受診月においては加入している保険区分 (国保一般、退職者、老健) がわかるが、無受診月である場合には区分がわからない。そこで、生年月日から計算して老健に移行した月次を特定し、その後を老健の対象期間としている。身障者の場合には、年齢が70歳にみたくとも老健対象者となり得るが、そのようなサンプルは70歳未満の老健移行後の受診月から老健移行となってしまっている。また、分析は外来と入院を別々にして行う。主要な変数の記述統計は表 2-1 のとおりである。

表 2-1 記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
<b>外来</b>				
外来費 (円/月)	16,797.08	36,079.82	0.00	1,760,000.00
外来費 (受診者のみ)	25,963.61	42,120.71	10.00	1,760,000.00
外来日数 (月)	2.37	3.76	0.00	169.00
外来日数 (受診者のみ)	3.66	4.14	1.00	169.00
外来受診確率 (月)	0.65	0.48	0.00	1.00
1日当たり外来費 (円)	8,140.58	8,284.60	3.33	451,100.00
自己負担額 (円/月)	3,235.49	3,962.08	0.00	142,332.00
log(1日当たり外来費)	8.73	0.71	1.20	13.02
性別	0.35	0.48	0.00	1.00
初年度年齢	67.59	1.12	66.00	69.00
トレンド	30.50	17.32	1.00	60.00
老健以降ダミー	0.63	0.48	0.00	1.00
2月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
3月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
4月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
5月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
6月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
7月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
8月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
9月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
10月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
11月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
12月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
<b>入院</b>				
入院費 (円/月)	15,216.12	112,921.20	0.00	7,075,890.00
入院費 (入院者のみ)	420,593.80	425,740.20	20.00	7,075,890.00
入院日数 (月)	0.73	4.34	0.00	62.00
入院日数(月, 入院者のみ)	20.15	11.36	1.00	62.00
入院確率 (月)	0.04	0.18	0.00	1.00
1日当たり入院費 (円)	27,542.15	31,185.03	14.84	802,840.00
自己負担額 (円/月)	46,382.09	64,716.88	0.00	1,114,473.00
log(入院日数)	2.76	0.86	0.69	4.13
log(1日当たり入院費)	9.90	0.78	2.70	13.60
性別	0.35	0.48	0.00	1.00
初年度年齢	67.59	1.12	66.00	69.00
トレンド	30.50	17.32	1.00	60.00
老健以降ダミー	0.63	0.48	0.00	1.00
月ダミーは外来と同一				

(注) 外来, 入院日数は, レセプトに記載された日数を基本としているため, 同一月内に複数のレセプトが発行されている場合には, 30日を超えることがある。自己負担額は, 受診者あるいは入院者が実際に窓口で支払った金額である。

表 2-2 老健移行前後の比較

	老健移行前		老健移行後	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
<b>外来</b>				
外来費 (円/月)	11,084.9	17,396.6	20,196.1	43,189.2
外来費 (受診者のみ)	19,492.9	19,191.2	29,120.8	49,291.9
外来日数 (月)	1.85	3.40	2.68	3.93
外来日数 (受診者のみ)	3.25	3.98	3.86	4.21
外来受診確率 (月)	0.57	0.50	0.69	0.46
1日当たり外来費 (円)	7,196.2	5,794.6	8,601.3	9,224.5
自己負担額 (円/月)	5,758.4	5,646.5	2,004.5	1,783.5
<b>入院</b>				
入院費 (円/月)	8,691.1	82,845.4	19,156.5	127,357.8
入院費 (入院者のみ)	381,102.5	398,829.3	432,698.4	432,947.0
入院日数 (月)	0.43	3.32	0.91	4.84
入院日数 (月, 入院者のみ)	18.95	11.54	20.51	11.28
入院確率 (月)	0.023	0.149	0.044	0.206
1日当たり入院費 (円)	27,541.5	30,451.5	28,447.1	38,426.4
自己負担額 (円/月)	109,578.1	106,358.9	25,718.3	16,554.8

(注) 表 2-1 の注に同じ。

次に、表 2-2 は、老健移行前と老健移行後の主要変数の比較である。まず、外来医療についてみると、実質自己負担額は、5,758.4円から2,004.5円まで下落している一方、外来費は1カ月11,084.9円から20,196.1円に上昇していることがわかる。細目を詳しくみると、外来日数については1.85日から2.68日に変化しており、また、1日当たりの外来費についても、7196.2円から8601.3円へ上昇しており、両者ともに費用増に影響していることがうかがえる。次に入院をみると、実質自己負担額は109,578円から25,718.3円に大きく減少する一方で、入院費は8,691.1円から19,156.5円に2倍以上増加している。細目をみると、1日当たり入院費用が27,541.5円、28,447.1円とあまり変わらない一方、入院日数が0.43から0.91となり、ほぼこの日数で費用の増加が説明できている。日数を入院確率と入院者の日数に分けると、入院確率が0.023から0.044となる一方、入院日数は18.95から20.51とあまり変化はみられず、もっぱら入院確率の増加が医療費増加の要因であることがうかがえる。

#### 4 推定モデル

推定モデルは、先行研究に従って需要パートと供給パートに分ける方法を用いた。初期の文献では、直接、医療費を被説明変数として自己負担率を回帰させるといった方法が用いられていたが、医療費の選択には需要者である患者と供給者である医療機関・医師の意思決定が相互に絡んでいる。医療費を、受診率もしくは受診日数と1日当たり点数に分ければ、前者は患者の意思決定が支配的である一方、後者は医師側の意思決定が支配的であると考えられることから、より理論モデルに整合的な確率プロセスを想定することができる。したがって、最近ではこのようなパートを分けた2パートモデルや4パートモデルが用いられている (Manning, Newhouse, Duan *et al.* (1987), Newhouse and the Insurance Experiment Group (1993))。

本章では、外来については、外来日数と1日当たり外来点数の2つのパートに分けることにした。入院については、同様の2パートを試したものの、入院日数が既存のポワソン分布や負の二項分布 (negative binomial 分布) に従っていないために、推定モデルのパフォーマンスが低かった。そのため、入院確率と入院者の入院日数とにさらに分けて、やや変則的であるが3パートにする推定を行った。

説明変数は、性別、1998年時点の年齢のほか、加齢に応じて医療費が上昇する構造をとらえるために、月トレンドを入れた。そのほか、月別の季節ダミーを加えたうえで、老健移行前が0、移行後が1となるダミー変数を加え、この変数が正に有意になるかどうかをもって、老健移行の効果があったかどうかを判断する。通常、このような前後推定量 (before and after 推定量) は、自然実験 (natural experiment) を利用する差分の差推定 (difference in difference 推定) とは異なり、制度変化以外にその時点に影響する景気要因などさまざまな要因を拾ってしまっていて一致性をもたない。しかしながら、この場合、老健の対象年齢となる時期は個人別に異なっており、したがって、景気要因などの外部要因は個人別に異なる。もしこの外部要因と老健移行の間に系統的な相関が存在しないのであれば、このような before and after 推定量はバイアス



をもたない。

さて、推定モデルは、1月当たりの外来日数がカウントデータであるため、負の二項分布回帰 (negative binomial regression) を行い、入院確率については入院するか否かという2値の選択変数であるために、プロビット・モデルで推定した。その他の変数は、ほぼ対数正規 (log normal) 分布で近似できる連続変数であることから、対数をとったうえで一般化最小自乗法 (GLS) により推定した。すべて、長期のパネルデータであるために、変動効果 (random effect) を考慮したパネル推定を行う。<sup>3)</sup>

## 5 推定結果

推定結果は、表2-3から表2-7に示すとおりである。表2-3は、変動効果を考慮した負の二項分布回帰 (random effect negative binomial regression) による外来日数の推定結果であるが、老健移行ダミーが予想どおり正に有意である。また、性別、年齢、トレンドについても有意な結果となっている。

表2-4は、変動効果GLSによる対数をとった1日当たり外来費の推定結果であるが、これも老健移行ダミーが正に有意な結果となっている。

次に入院についての推定結果であるが、表2-5は入院確率について変動効果プロビット回帰を行った結果であり、これも予想どおり老健移行ダミーが正に有意な結果となっている。一方、対数をとった入院日数 (表2-6) や1日当たり入院費 (表2-7) については、老健移行ダミーは有意な結果とはならなかった。

次に、これらの結果から弧弾力性 (arc elasticity)<sup>4)</sup> を計算する。まず、外

3) パネルデータの推定方法として、個人によって全期間に普遍の要素があると想定する固定効果モデル (fixed effect model) と、個人要素を一定の相関のもとで変動すると想定する変動効果モデル (random effect model) がある。長期間にわたる個人パネルデータでは、全期間において普遍の効果があると想定するのは非現実的であり、したがって、random effect model がよく用いられている。

4) 弧弾力性は次のように定義される。

$$\eta = \frac{(Q_A - Q_B) / (Q_A + Q_B) / 2}{(P_A - P_B) / (P_A + P_B) / 2}$$

ここで、添え字の A, B はそれぞれ改革後 (After), 改革前 (Before) を示す。

表 2-3 医療需要関数の推定結果(1) (外来日数)  
被説明変数：外来日数

	係数	標準誤差	p 値
性別	-0.4789123**	0.0084772	0
年齢	-0.036433**	0.0035945	0
トレンド	0.0003057**	0.0001016	0.003
老健移行ダミー	0.2378209**	0.0043252	0
2月	-0.0261379**	0.006141	0
3月	-0.0345285**	0.0061389	0
4月	-0.0226087**	0.0061103	0
5月	0.0099289	0.006049	0.101
6月	-0.0282938**	0.0060906	0
7月	-0.0381991**	0.006093	0
8月	0.0005087	0.0060304	0.933
9月	-0.0402537**	0.0060733	0
10月	-0.0191919**	0.0060273	0.001
11月	-0.1392627**	0.0061987	0
12月	-0.1023299**	0.0061353	0
定数項	3.738903**	0.2432272	0

(注) random effect negative binomial regression による推定結果。  
サンプル数は、522,120 (グループ数8,384)。  
対数尤度 = -850530.97  
ポワソン・モデルであることの帰無仮説は、1%以下で棄却される。  
\*\*は1%基準、\*は5%基準で有意であることを示す。

来日数については、表 2-3 の推定結果から限界効果を算出したうえで、弧弾力性を計算した結果、0.3195という値が得られた。また、1日当たり外来費は対数線形なので、係数に老健移行ダミーの平均を乗じて0.0670である。両者を合計すると、0.4程度の弾力性になると考えられる。一方、入院については、入院確率のみが有意な結果なので、ここから弧弾力性を計算すると、0.0985であり、約0.1程度といえる。外来の結果は、妹尾(1985)による0.3以上に近く、澤野(2000)による0.161~0.230や増原ほか(2002)の0.185~0.228よりもやや大きい。

## 6 最適自己負担率の計算

### 6.1 最適自己負担率モデル

ここでは、価格弾力性の計測結果から、高齢者の最適自己負担率を導出する

表 2-4 医療需要関数の推定結果(2) (1日当たり外来費)  
被説明変数: log(1日当たり外来費)

	係数	標準誤差	p 値
性別	0.0669385**	0.0081905	0
年齢	-0.0144479**	0.0034739	0
トレンド	-0.0011461**	0.0000758	0
老健移行ダミー	0.1064364**	0.0031955	0
2月	-0.0071977	0.0044957	0
3月	-0.0210405**	0.0044855	0
4月	-0.0138473**	0.004475	0.002
5月	-0.0181104	0.0044557	0
6月	-0.0242847**	0.004458	0
7月	-0.0105689*	0.0044545	0.018
8月	-0.0262234**	0.0044432	0
9月	-0.0232179**	0.004441	0
10月	-0.0106523*	0.0044223	0.016
11月	0.0085885	0.0044531	0.054
12月	-0.0020734	0.0044398	0.641
定数項	9.642049**	0.2349511	0

(注) random effect GLS regression による推定結果。  
サンプル数は、337,740 (グループ数7,724)。  
\*\*は1%基準, \*は5%基準で有意であることを示す。

ことにする。よく知られているように、医療保険はモラルハザードを生じることから厚生上のロスを生じる一方、保険としては疾病リスクをプールする機能をもっているため、厚生を改善する効果をもつ。したがって、両者の限界的な貢献が等しくなる点が最適な自己負担率と定義される。アメリカにおいては、Zeckhauser (1970) 以来、Friedman (1974), Feldstein and Friedman (1977) など数多くの計測例が存在し、最近では Manning and Marquis (1996), Phelps (2002) などが計測を行っている。わが国では、大日編著 (2003) が風邪や腰痛、下痢、皮膚性疾患などの軽医療に対して疾病ごとの最適自己負担率を計測している。

基本的な枠組みは先行研究に従い、医療保険に加入する選択をした後、疾病確率が予防などで変化しない事後的なモラルハザードを想定する。消費者は所得  $Y$ 、保険料  $P$ 、医療費  $M$ 、疾病確率  $\pi$ 、自己負担率  $\alpha$  として、保険数理的にフェアな保険料率  $P = (1 - \alpha)\pi M(\alpha)$  を支払っているとする。<sup>5)</sup> 医療費  $M$  は自己負担率  $\alpha$  の関数であり、自己負担率に対して右下がりの需要関数となっ

表 2-5 医療需要関数の推定結果(3) (入院確率)  
被説明変数：入院確率

	係数	標準誤差	p 値
性別	0.0631244**	0.0134568	0
年齢	-0.0469476**	0.0067762	0
トレンド	0.0005575	0.0003165	0.078
老健移行ダミー	0.2335986**	0.0138664	0
2月	-0.0629118**	0.0204036	0.002
3月	-0.0406466*	0.0201999	0.044
4月	-0.0370674	0.0201324	0.066
5月	-0.0247452	0.0200276	0.217
6月	-0.0521842**	0.0201553	0.01
7月	-0.0459785*	0.0200719	0.022
8月	0.0043104	0.019739	0.827
9月	0.0070138	0.0196947	0.722
10月	-0.0350938	0.019912	0.078
11月	-0.0504882*	0.0199841	0.012
12月	-0.0251114**	0.0197834	0.204
定数項	0.5328769**	0.4546138	0.241

(注) random effect probit による推定結果。  
サンプル数は、522,120 (グループ数8,384)。  
対数尤度=59340.388  
\*\*は1%基準, \*は5%基準で有意であることを示す。

ていると想定する。ここで消費者が解くべき問題は、期待効用理論に従えば、

$$\text{Max } \alpha\pi U(Y-P-\alpha M(\alpha)) + (1-\pi) U(Y-P) \quad (2.2)$$

$$\text{s.t. } P = (1-\alpha)\pi M(\alpha)$$

である。F.O.Cは、

$$\begin{aligned} & \pi U'(Y-P-\alpha M(\alpha)) \{ (\pi+1)M(\alpha) - (\pi-\alpha\pi-\alpha)M'(\alpha) \} \\ & + (1-\pi) U'(Y-P) \{ \pi M(\alpha) - (1-\alpha)\pi M'(\alpha) \} = 0 \end{aligned} \quad (2.3)$$

である。ここで、医療需要の価格弾力性を  $\varepsilon = (dM/d\alpha) \cdot (\alpha/M)$  とすると、

- 5) ただし、わが国の制度では実際には保険数理的にフェアな保険料率になっておらず、また、補助金が存在するためにこの点が複雑になっている。補助金については、シミュレーションでは実際の数値を使うことである程度の対処を行っているが、賦課方式の保険料率である場合の計算にはなっていない。この点については、将来の課題としたい。

表 2-6 医療需要関数の推定結果(4) (入院日数)  
被説明変数：log(入院日数)

	係数	標準誤差	p 値
性別	0.0519115*	0.0242169	0.032
年齢	0.0029868	0.0106759	0.78
トレンド	0.0001893	0.0003966	0.633
老健移行ダミー	0.0285244	0.0185748	0.125
2月	-0.0520767*	0.0231242	0.024
3月	-0.0388551	0.0231723	0.094
4月	-0.0707029**	0.0231097	0.002
5月	-0.0566211*	0.0230463	0.014
6月	-0.0323582	0.0231845	0.163
7月	-0.0668864**	0.0230171	0.004
8月	-0.0444026*	0.0226056	0.05
9月	-0.0381589	0.0225889	0.091
10月	-0.0128927	0.0227613	0.571
11月	0.002564	0.0226876	0.91
12月	-0.08588**	0.0221333	0
定数項	2,111914**	0.7212513	0.003

(注) 入院日数は、1日以上(0を除く).  
random effect GLS regressionによる推定結果.  
サンプル数は、18,468(グループ数3,595).  
\*\*は1%基準、\*は5%基準で有意であることを示す.

$$\alpha = \frac{-\varepsilon\{(\pi - \pi\alpha - \alpha)U'(Y - P - \alpha M(\alpha)) + (1 - \pi)(1 - \alpha)U'(Y - P)\}}{\{(1 + \pi)U'(Y - P - \alpha M(\alpha)) + (1 + \pi)U'(Y - P)\}} \quad (2.4)$$

と整理できる.

次に、効用関数を特定化する。ここでは、単純に指数型の効用関数  $U(x) = x^\eta$  を仮定する。ここに  $\eta$  は危険回避度である。(2.4) 式の  $U$  をこの効用関数に置き換えると、次式のとおりである。

$$\alpha = \frac{-\varepsilon\{(\pi - \pi\alpha - \alpha)\eta(Y - P - \alpha M(\alpha))\eta^{-1} + (1 - \pi)(1 - \alpha)\eta(Y - P)\eta^{-1}\}}{\{(1 + \pi)\eta(Y - P - \alpha M(\alpha))\eta^{-1} + (1 + \pi)\eta(Y - P)\eta^{-1}\}} \quad (2.5)$$

表 2-7 医療需要関数の推定結果(5) (1日当たり入院費)  
被説明変数:  $\log(1日当たり入院費)$

	係数	標準誤差	p 値
性別	-0.0366325	0.0201458	0.069
年齢	-0.0029777	0.008856	0.737
トレンド	0.0008656**	0.0003134	0.006
老健移行ダミー	-0.0010619	0.0147196	0.942
2月	-0.0143569	0.0181607	0.429
3月	0.0216201	0.0182042	0.235
4月	-0.0005033	0.0181584	0.978
5月	0.0179311	0.0181128	0.322
6月	0.0133625	0.018219	0.463
7月	-0.0043181	0.0180849	0.811
8月	0.0048109	0.0177663	0.787
9月	-0.0029255	0.0177551	0.869
10月	-0.0235326	0.0178865	0.188
11月	0.0075897	0.0178269	0.67
12月	0.034399*	0.0173747	0.048
定数項	10.4416**	0.5983874	0

(注) random effect GLS regression による推定結果。

サンプル数は, 18,466 (グループ数8,384)。

\*\*\*は1%基準, \*\*は5%基準で有意であることを示す。

## 6.2 最適自己負担率の計測

さて, (2.4) 式から, 具体的に  $\alpha$  を算出するためには, 前節の価格弾力性  $\varepsilon$  のほかに,  $\eta$  を計測し,  $Y$  や  $P$  などを具体的な数値に置き換える必要がある。そこで, 高齢者に対する独自のアンケート調査を企画した。この調査は, 「医療負担のあり方に関する研究会」(主任研究者: 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部長 金子能宏) の一環として行われた「医療負担のあり方に関するアンケート調査」であり, 70歳以上の持病をもつ高齢者に対して, 2003年の3月に実施された。サンプル数は, 790サンプルである。

$\eta$  の計測には, 具体的に, 次の質問を利用する。

問1 これは高齢者の方の慎重さを計るための質問です。高齢者の方がお答えください。

今、10万円が当たる宝くじの当選確率が1/2（半々の確率で当たる）であったとします。高齢者の方は、この宝くじに対して最大いくらのお金を払っても良いと思いますか。金額をお答えください。

→ \_\_\_\_\_万円

この回答金額を  $x$  とすると、 $\eta$  は

$$\eta = \frac{-\log 2}{(\log 10 - \log x)} \quad (2.6)$$

として求められる。 $x$ の値は、アンケート調査の平均値2.049を代入している。また、高齢者の本人所得（142万円）、保険料（6万円）などについてもそれぞれアンケートから代入し、 $\pi$ については表2-1の記述統計から、外来0.69、入院0.04を用いる。最後に価格弾力性を外来0.4、入院0.1として代入し、 $\alpha > 0$ の範囲で最適自己負担率  $\alpha$  を求めると、外来の最適自己負担率は0.193、入院の最適自己負担率は0.0428となった。現在、高齢者の自己負担率は1割（0.1）であるが、高額医療が存在しているため、実質的な自己負担率は0.1を下回っていると思われる。したがって老人医療の外来医療に関しては、自己負担率を引き上げることにより厚生が改善する余地が存在する可能性があるという結果と解釈できる。

## 7 ま と め

本章は、国保のレセプトデータから、国保一般から老健に移行したサンプルをとりだし、医療需要の価格弾力性を計測した。医療需要は、外来、入院別に推定し、先行研究に従って、患者が選択できるパートと医療供給者が選択に関わるパートに分けた推定を行った。その結果、外来費の弾力性は0.4程度、入院費の弾力性は0.1程度という結果となった。

本章の分析の課題は、地域として富山県国保連合会のみ分析であったため、

それを全国に普遍化できるとは限らないということである。もうひとつの課題は、老健移行前後に駆け込み反動の効果があると思われる点である。たとえば、歯科のように待機することが可能な疾病の場合、自己負担率が大きい移行前には受診を我慢して、老健移行後に受診をするということがあると想像される。この点は、改正前後をある程度期間を延ばして頑健性をチェックしたり、駆け込み反動の期間を特定するという工夫を行う余地がある。また、吉田・山村(2003)が指摘しているように、「外総診(老人慢性疾患外来診察料)」のように老健に移行してから生じる制度的な点も考慮する必要があるかもしれない。<sup>6)</sup>

また、これまでの研究のすべてについて当てはまることであるが、ここで高齢者の価格弾力性としているのは老健移行前後の前期高齢者であることにも注意が必要である。老人医療費の中核部分である後期高齢者の分析については、別のアプローチを考える必要がある。また、この推定結果と、独自のアンケート調査による高齢者の危険回避度から計算した最適自己負担率は、外来で0.193、入院で0.0428となり、外来については自己負担率をさらに上げる余地が存在するということが示唆された。しかしながら、この点についても、わが国の実際の保険料率が保険数理的にフェアな率ではない、補助金が存在しているといった点があるため、幅をもってみるべき計測結果であることはいうまでもない。

### 参考文献

- 上野智明(1999a)「薬剤二重負担導入が医療費に与えた影響」日医総研ワーキングペーパー, No.15.  
上野智明(1999b)「老人の薬剤二重負担廃止による影響」日医総研ワーキングペーパー, No.26.  
大日康史編著(2003)『健康経済学』東洋経済新報社。  
小椋正立(1990)「医療需要の価格弾力性に関する予備的考察」金森久雄・伊部英男

---

6) ただし、外総診は2002年の診療報酬改正で姿を消している。そのような点の影響も含めて、精査しなければならない。



- 編『高齢化社会の経済学』東京大学出版会, pp.189-220.
- 澤野孝一郎 (2000) 「高齢者医療における自己負担の役割—一定額自己負担制と定率自己負担制」『医療と社会』第10巻第2号, pp.115-138.
- 澤野孝一郎 (2001) 「外来医療サービスにおける医療供給の役割——昭和59年と平成9年改正の違いとその理由」『大阪大学経済学』第50巻第4号, pp.26-39.
- 妹尾芳彦 (1985) 「医療費抑制政策の経済分析」社会保障研究所編『医療システム論』東京大学出版会, pp.127-148.
- 鶴田忠彦・山田武・山本克也・泉田信行・今野広紀 (2000) 「縦覧点検データに基づく医療需要の決定要因」『経済研究』第51巻第4号, pp.289-300.
- 西村周三 (1991) 「社会保障の新しい財源政策——医療費財源を中心に」『季刊社会保障研究』第27巻第1号, pp.11-18.
- 前田良雄 (1978) 「給付率等の変更による医療費への波及に関する研究」『季刊社会保障研究』第14巻第2号, pp.2-32.
- 増原宏明・今野広紀・比佐章一・鶴田忠彦 (2002) 「医療保険と患者の受診行動——国民健康保険と組合健康保険のレセプトによる分析」『季刊社会保障研究』第38巻第1号, pp.4-15.
- 増原宏明・村瀬邦彦 (2003) 「1997年老人保健適用者外来薬剤費一部負担撤廃の効果」一橋大学経済研究所 Project on Intergenerational Equity Discussion Paper, No.144.
- 増原宏明 (2003) 「老人保健制度と外来受診——組合健康保険レセプトデータによる count data 分析」Project on Intergenerational Equity Discussion Paper, No. 145.
- 吉田あつし・山村麻理子 (2003) 「老人保健制度と医療サービスの需要および供給」筑波大学社会工学系 DP1044.
- Battacharya, J., W. B. Vogt, A. Yoshikawa, and T. Nakahara (1996) "The Utilization of Outpatient Medical Services in Japan," *Journal of Human Resources*, Vol.31, No.2, pp.450-476.
- Cameron, A. C., P. K. Trivedi, F. Miline, and J. Piggott (1988) "A Microeconomic Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia," *Review of Economic Studies*, Vol.55, pp.85-106.
- Cutler, D. M., and R. J. Zeckhauser (2000) "The Anatomy of Health Insurance," in A. J. Culyer and J. P. Newhouse, eds., *Handbook of Health Economics*, Vol. 1A, Amsterdam: Elsevier, pp.563-643.
- Duan, N., W. G. Manning, C. N. Moris, and J. P. Newhouse (1983) "A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.1, No.2, pp.115-126.
- Feldstein, M., and B. Friedman (1977) "Tax Subsidies, the Rational Demand for Insurance and the Health Care Crisis," *Journal of Public Economics*, Vol.7,

No.2, pp.155-178.

- Friedman, B. (1974) "Risk Aversion and the Consumer Choice of Health Insurance Option," *Review of Economics and Statistics*, Vol.57, pp.209-214.
- Manning, W. G., and M. S. Marquis (1996) "Health Insurance: The Tradeoff between Risk Pooling and Moral Hazard," *Journal of Health Economics*, Vol. 15, pp.609-639.
- Manning, W. G., J. P. Newhouse, N. Duan, *et al.* (1987) "Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment," *American Economic Review*, Vol.77, No.3, pp.251-277.
- Newhouse, J. P., and the Insurance Experiment Group (1993) *Free for All? Lessons from the Health Insurance Experiment*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Phelps, C. E., and J. P. Newhouse (1972) "The Effects of Coinsurance on Demand for Physician Services," RAND Publication R-976-OEO, Santa Monica, CA.
- Phelps, C. E. (1992) "Medical Insurance: Risk Spreading vs. Moral Hazard Revisited," mimeo.
- Yoshida, A., and S. Takagi (2002) "Effect of the Reform of the Social Medical Insurance System in Japan," *Japanese Economic Review*, Vol.53, No.4, pp.444-465.
- Zeckhauser, R. (1970) "Medical Insurance: a Case Study of the Tradeoff between Risk Spreading and Appropriate Incentives," *Journal of Economic Theory*, Vol.2, pp.10-26.
- Zweifel, P., and W. G. Manning (2000) "Moral Hazard and Consumer Incentives in Health Care," in A. J. Culyer and J. P. Newhouse, eds., *Handbook of Health Economics*, Vol.1A, Amsterdam: Elsevier, pp.409-459.
- Zweifel, P., and F. Breyer (2003) *Health Economics*, Oxford: Oxford University Press.

## 5 章

### 平成14年診療報酬マイナス改定は機能したのか？

——整形外科レセプトデータを利用した医師誘発需要の検証\*

鈴木 亘

#### 1 はじめに

高齢化による医療費負担増と各医療保険の財政危機に対処するため、近年、わが国では矢継ぎ早な医療制度改革が実施されている。こうしたなか、平成14(2002)年の改正では、患者・保険者・医師が同等に負担を背負う「三方一両損」として、これまでいわば不可侵の領域であった診療報酬が大幅に引き下げられ、大きな波紋を呼んだことは記憶に新しい。平成14年の診療報酬改定は、薬剤や医療材料価格が-1.4%、それを除く診療報酬本体が-1.3%の合計-2.7%の引下げとなったが、本体部分が引き下げられたのは初めての出来事であり、<sup>1)</sup> 医師会や医療機関サイドからは経営悪化を招くとして強い反発があった。実際、日本医師会が改定直後の平成14年7月に実施した緊急レセプト調査(鈴木(2002))では、医療費は診療報酬改定率の2.7%を超えて4%近く低下

\* 本稿の作成に当たって、一橋大学佐藤主光氏から2度にわたる一橋大学・世代間利害調整プロジェクト・コンファレンスにおいて非常に有益なコメントをいただいた。また、法政大学エイジング総研・小椋正立氏、日本福祉大学二木立氏、上智大学青木研氏、国立保健医療科学院岡本悦志氏のコメントも有益であった。さらに、(財)医療科学研究所の医療経済研究会、上智大学経済学部セミナー、政策研究大学院大学ポリシーモデリング・ワークショップの参加者からも多くの助言を賜った。感謝申し上げたい。

1) 診療報酬のマイナス改定はこれまで2回あり、1984年度には2.3% (薬価など5.1%減、診療報酬本体2.8%増)、1998年度は1.3% (薬価など2.8%減、本体1.5%増)それぞれ引き下げられたが、これは薬剤や医療材料の大幅な引下げによるもので、診療報酬本体が引き下げられるのは初めてのことである。

しており、医療機関経営への影響が甚大であったと結論づけている。また診療科別には、よく知られているように、整形外科が最も大きな影響を受けており、この調査によれば、外来の1日当たり点数低下は-7.03%と突出している。

しかしながら、この診療報酬引下げが最終的に有効に機能し、持続的に医療費の抑制を行ったのかどうかについては、それを疑問視する見方もある（鈴木・鈴木・八代（2003））。すなわち、これまで数多くの先行研究が検証してきたように、もし医師誘発需要が存在するのであれば、医療機関は診療報酬引下げに対してそれを相殺するような誘発を行っている可能性があるからである。もしこの医師誘発需要の効果が大きく、診療報酬引下げの効果を相殺してしまうということであれば、単純な診療報酬改定という改革手段は再考せざるを得ないであろう。また、経済財政諮問会議や2002年における医療制度改正でも議論された「老人医療費の伸び率管理制度」についても、実効性という点から再考を迫られることになる。その意味で、平成14年のマイナス改定の評価は、今後の医療制度改革にとって非常に重要な知見を有していると考えられる。

しかしながら、公表されているマクロデータを用いた分析では、同時期に行われた患者側の自己負担増の影響などが含まれてしまっていて識別不可能であるため、診療報酬改定の純粋な効果をみるのがむずかしく、現在までその評価が行われていないのが現状である。そこで本章は、富山県国保連合会の協力により得られたレセプトデータを用いることにより、同時期に起きたさまざまな改革の影響を排除して、診療報酬引下げの効果を評価することにする。具体的には、診療報酬引下げ幅が最も大きかった整形外科の外来レセプトを抽出して検討を行う。

以下、本章の構成は次のとおりである。第2節は、医師誘発需要の先行研究について、とくに最近海外で増えている診療費支払いの変化に対する実証研究を中心にまとめる。第3節は本章で用いるデータをまとめ、第4節と第5節で実証モデルおよび実証結果を示す。第6節は結語である。

## 2 先行研究

医師誘発需要は医療経済学における中心テーマの1つであり、その先行研究