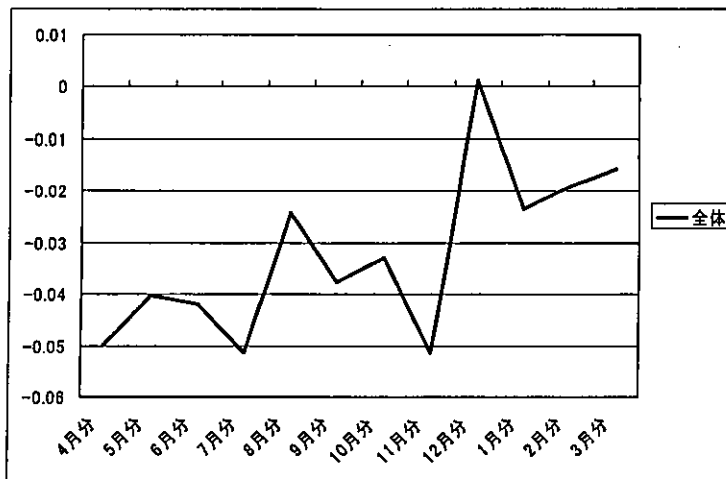


であるが、実は、これは2002年から整形外科診療報酬に導入された再診料逓減性や回数制限といった制度的な要因の影響であると考えられる。したがって、医師・病院としては診療報酬引き下げに加えて、この外来通院日数減少も経営圧迫要因となったはずである。

さて、医師側がもっとも強くコントロールできる変数と考えられる一日あたり外来医療費であるが、これは診療報酬の改定直後にやはり大きく落ち込んでいるが、月を追うにしたがって徐々にマイナスの落ち込みが回復して行っていることがわかる。図4は表2の係数をプロットしたものであるが、マイナス幅は改定直後の5%程度で有意であったものが、年度後半にはマイナス幅は縮まり、0%と有意には変わらなくなっている。つまり、前年の水準まで戻っていると解釈できる。ちなみに、2002年4月ダミーと2003年3月ダミーの係数が等しいという仮説をWald検定をしても、10%基準で棄却される(表2最下欄)。

図4 表2(3)式の月次ダミーの係数プロット



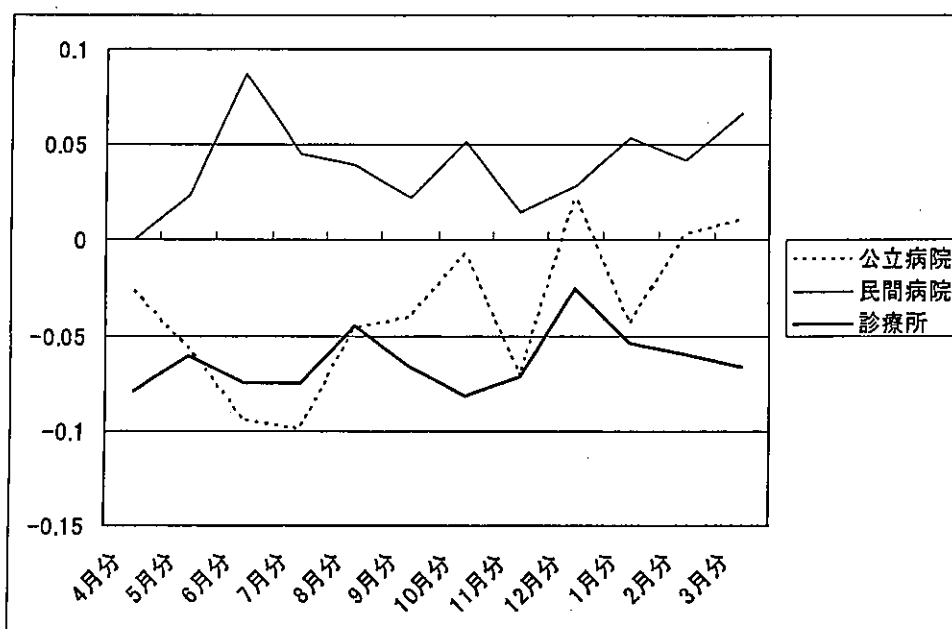
次に、医療機関別に同様の推定を行なったものが、表3である。1日あたり医療費の推定結果のみ、診療所、公立病院、民間病院の推定結果が、(4)から(6)に示されている。

表3 推定結果2 (1日あたり外来医療費対数、医療機関別)



わが国の医療機関は医療法人を中心とする非営利主体が運営しているが、解散時の財産分与権が所有者に許されており、また、その多くが所有者と経営者が一体となっていることにより、実際には営利動機が相当程度働いているというのがほぼ常識的な見方であるが（青木（1999））、特に営利性が高いとされる民間病院でこのような動きとなったことは興味深い。また、公立病院についてはソフトバジェットの問題があるために、このような利益回復の動きに疎いと予想されたが、公立病院とはいえ赤字経営を続けていては廃止ということになりかねないことから、ある程度の利益へのインセンティブが働いたものと想像される。

図4 表3の月次ダミーの係数プロット



最後に、1日あたり医療費の動きを医療機関密度別にみたものが、表4である。医師誘発需要と医療機関密度の関係は、従来からの医師誘発需要の推定でも用いられているように、医療機関密度が高いほど医療費が高いとされている。これが医師誘発需要の強さを示すのであれば、医療費回復の程度についても医療機関密度が高いほど大きいことが予想される。医療機関密度作成に当たっては、①Bデータの対象年のサンプルについて、重複診療科のあるなしに関わらず整形外科外来を受診したサンプルを取り出して市町村別に集計し、②一方、医療機関番号から整形外科外来を持つ医療機関を抽出してやはり市町村別に集計し、③市町村別に医療機関数を患者数で除するという手順で計算した。そして、平均値よりも高い地域を高密度地域、平均値よりも低い地域を低密度地域と定義して、サンプルを分割した推定を行った。

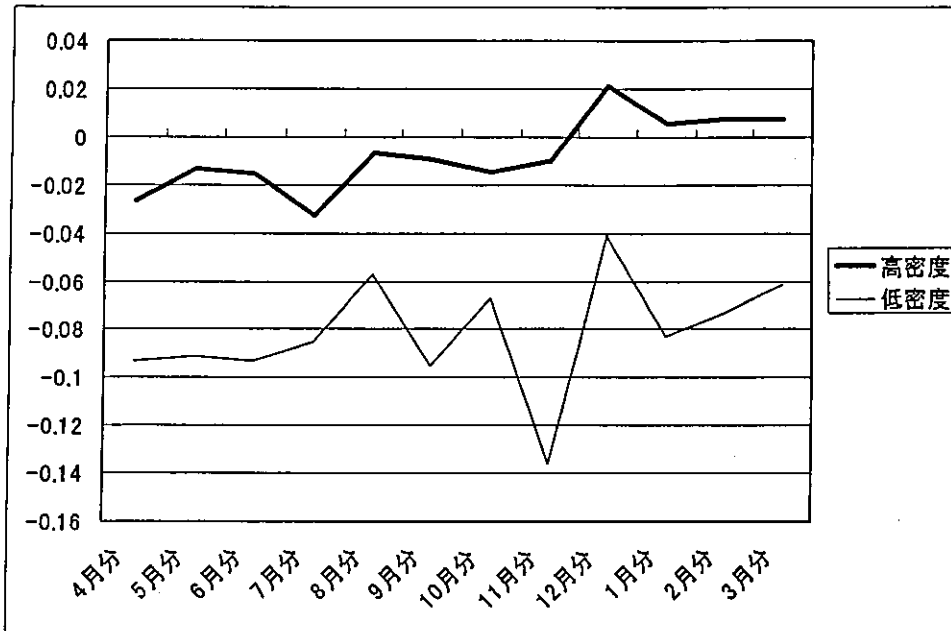
表4 推定結果3（1日あたり医療費対数、医療機関密度別）

	(7) 低密度		(8) 高密度	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別	-0.1094813 ***	0.0230035	-0.0685355 ***	0.0169124
年齢	0.0027362 ***	0.0007151	0.0012104 **	0.000513
炎症性多発性間接障害(1301)	0.1571701 ***	0.0472954	0.0597559 *	0.0311073
関節症(1302)	-0.0763414 **	0.0361438	-0.0793032 ***	0.0232669
脊椎障害(1303)	-0.0995387 ***	0.0375781	-0.1555689 ***	0.0235419
椎間板障害(1304)	-0.0413012	0.0525341	-0.2366283 ***	0.0374862
腰痛症及び坐骨神経痛(1306)	-0.1215739 **	0.0519095	-0.1485844 ***	0.0327145
その他脊柱障害(1307)	0.1247799 ***	0.0472814	-0.0024917	0.0395645
肩の障害(1308)	0.0437164	0.0586561	-0.1393368 ***	0.0397949
骨の密度及び構造の障害(1309)	-0.1383082 ***	0.0416008	-0.0766064 ***	0.0289544
その他筋骨格系及び結合組織の疾患(1310)	-0.0669273	0.0447936	-0.1753549 ***	0.0337065
骨折(1901)	-0.122333 ***	0.0408971	-0.1060794 ***	0.031491
その他の損傷及びその他の外因の影響(1905)	-0.0306197	0.046191	-0.109419 ***	0.033718
その他内分泌、栄養及び代謝疾患(0403)	0.3119933 ***	0.0697271	0.0397958	0.0342586
高血圧性疾患(0901)	0.1571296 ***	0.0471327	0.1131938 ***	0.0229209
脳梗塞(0906)	0.2191618 ***	0.0809044	-0.0110266	0.0434056
診療所	0.0065287	0.2176258	-0.346661 *	0.1802909
公立病院	0.1435023	0.2181893	-0.2397947	0.1808832
民間病院	0.2420785	0.2186032	-0.1576689	0.1794594
季節調整ダミー(5月)	-0.0302303	0.0226737	-0.0189042	0.0146221
季節調整ダミー(6月)	-0.0890253 ***	0.0239253	-0.0778437 ***	0.0153996
季節調整ダミー(7月)	-0.0558517 **	0.0243728	-0.0410603 ***	0.0155854
季節調整ダミー(8月)	-0.0590036 **	0.0243117	-0.0314529 **	0.0158097
季節調整ダミー(9月)	-0.027565	0.0245527	-0.0112833	0.0158496
季節調整ダミー(10月)	-0.0219186	0.0244506	-0.0139179	0.0156919
季節調整ダミー(11月)	-0.0099947	0.0248569	-0.0012202	0.0158368
季節調整ダミー(12月)	-0.0501321 **	0.024676	0.0054919	0.0158022
季節調整ダミー(1月)	0.0048035	0.0251142	0.0320022 **	0.0160806
季節調整ダミー(2月)	-0.0116377	0.0250366	0.0093531	0.0159122
季節調整ダミー(3月)	-0.0094078	0.0247061	0.0010353	0.0158494
2002年4月	-0.0932463 ***	0.0260821	-0.0269012 *	0.0162623
2002年5月	-0.0914207 ***	0.0235569	-0.0136714	0.014904
2002年6月	-0.0931545 ***	0.0258997	-0.0152521	0.0162486
2002年7月	-0.0853711 ***	0.0265425	-0.03296 **	0.016434
2002年8月	-0.0570762 **	0.0267234	-0.0065404	0.0167852
2002年9月	-0.0952023 ***	0.027465	-0.009323	0.0168777
2002年10月	-0.0667261 **	0.0272111	-0.0149574	0.0167593
2002年11月	-0.1361223 ***	0.0276565	-0.0100203	0.0169361
2002年12月	-0.0412163	0.027495	0.0212072	0.0168665
2003年1月	-0.0830196 ***	0.0281012	0.0052223	0.0173268
2003年2月	-0.0732574 ***	0.0278921	0.0075546	0.0170654
2003年3月	-0.0618169 **	0.0274704	0.0073696	0.0169523
サンプル数	19555		39762	
R-sq	0.1246		0.1328	
Wald統計量(2002年4月=2003年3月)	0.78		2.55 *	

注) \*\*\*は1%基準、\*\*は5%基準、\*は1%基準で有意であることを示す。推定方法は、Random Effect Probit。

推定結果の係数をプロットしたものが、図5である。予想通り、医療機関が高密度地域であるほどそもそもの落ち込み程度は小さく、また、その後の回復の程度も大きい。2002年4月と2003年3月の係数が等しいかどうかを検証したWaldテストの結果も、高密度地域のみが有意に棄却するという結果となっている。

図5 表4の月次ダミーの係数プロット



## 7. 結語

本稿は、平成14年4月から実施された診療報酬マイナス改定が、その後の医療費を抑制できたのかという点について評価を行い、医師誘発需要の存在を検証した。これまでわが国で行われてきた医師誘発需要の検証は、医師密度と医療費の関係から探るものばかりであったが、本稿は診療費支払い変更という Natural Experiment を利用して、内生性や識別性の問題を回避するアプローチから、わが国で初めて検証を行った。その結果、整形外科の1日当たり医療費は、改正当初5%の落ち込みとなったが、その後引き上げられ、翌年1-3月には前年と同水準まで回復していることが分かった。また、医療機関別にみると、民間病院は改定当初から全く医療費が変わっておらず、翌年1-3月には改定前よりもむしろ高い水準になっている。また、医療機関密度が高い地域では、医療費の落ち込み幅が小さく、その後の回復度合いも大きい。これらの結果は、医師誘発需要仮説と整合的であると判断できる。

一方、これらの動きを、医師誘発需要ではなく、診療報酬単価が下がったために患者の需要が増加したとみることにも理論的には可能である。しかしながら、富山県国保連合会の同じレセプトデータから、整形外科診療の医療需要関数を推定した鈴木(2004)によれば、1日当たり外来点数の価格弾力性は有意とはなっておらず、したがって、患者の医療需要増で上記の動きを説明することはできない。したがって、本稿の得た1日当たり外来医療費増は、医師誘発需要に起因するものと判断できる。

また、月次データの推移を重傷度の変化とみる可能性もあるが、年齢が説明変数に加わっていることにより、加齢による重傷度の変化はおおむねコントロールされている。したがって、重傷度の変化という可能性も低いと思われる。

さて、この結果の政策的なインプリケーションについて考察することにしよう。まず言えることは、診療報酬引き下げという医療費抑制手段は、政治的に高いコストを支払うにもかかわらず有効に機能しない政策手段であると言えよう。また、これは平成14年改正時より議論されている「老人医療費の伸び率管理制度」の実行性を考える上でも重要な教訓である。

もし、今後、診療報酬の引き下げを政策手段として用いるのであれば、現在のような報酬単価の引き下げという単純な手段ではなく、医療機関が需要を誘発するインセンティブを封じる DRG・包括化などの手段を検討するべきであると考えられる。また、そもそもの医師誘発需要の発生要因が情報の非対称性によるものであるならば、情報公開などの徹底化も有効であると考えられる。

#### 参考文献

- Dranove,D and Wehner,P(1994) "Physician-induced for childbirth", *Journal of Health Economics* Vol.13, pp.61-73
- Evans,R.G(1974) "Supplier-induced demand: some empirical evidence and implications", *The Economics of Health and Medical Care: ed by M.Perlman(Macmillan London)*, pp.162-173
- Fuchs,V.R(1978) "The supply of surgeons and the demand for operations", *The Journal of Human Resources(Supplement)* pp.35-56
- Giuffrida,A and Gravell,H(2001) "Inducing or restraining demand: the market for night visits in primary care" *Journal of Health Economics* Vol.20, pp.755-779
- Gruber,J. and Owings,M(1996) "Physician financial incentives and cesarean section delivery", *Rand Journal of Economics* Vol.27(1), pp.99-123
- Hadley,J and Lee,R(1978) "Toward a physician payment policy: evidence from the economic stabilization program", *Policy Science* Vol.10, pp.105-120
- Hurley,J and Labelle,R(1995) "Relative fees and the utilization of physicians' services in Canada", *Health Economics* Vol.4, pp.419-438
- McGuire,T.G(2000) "Physician Agency", *Handbook of Health Economics* Vol.1 pp.461-536
- Nguyen, N.X. and F.W. Derrick(1997) "Physician behavioral response to a Medicare price reduction" *Health Services Research*32, pp.283-298
- Rice,T(1983) "The impact of changing Medicare reimbursement rates on physician-induced demand", *Medical Care* Vol.21, pp.803-815
- Rochaix,L(1993) "Financial incentives for physicians: The Quebec experience", *Health Economics* Vol.2, pp.163-176
- Yip,W(1998) "Physician responses to medical fee reduction: changes in the volume and intensity of supply of Coronary, Artery Bypass Graft(CABG) surgeries in the medicare and private sectors", *Journal of Health Economics* Vol.17,pp.675-700
- 青木研(1999)「参入規制としての非分配制約規制とその効果について」『医療と社会』Vol.9(1) pp.3-21
- 安藤雄一・河村真・池田俊也・池上直巳(1997)「保育園児のう触治療における医師誘発需要の検討」『医療と社会』Vol.7 No.3, pp.113-132
- 泉田信行・中西悟志・漆博雄(1999)「医師の参入規制と医療サービス支出-支出関数を用い

- た医師誘発需要の検討―』『医療と社会』 Vol.9 No.1 pp.59-69
- 岸田研作(2001)「医師誘発需要仮説とアクセスコスト仮説―2次医療圏、市単位のパネルデータによる分析―」『季刊社会保障研究』 Vol.37 No.3, pp.246-258
- 鈴木安(2002)「緊急レセプト調査結果報告―平成14年診療報酬改定の影響―」
- 鈴木玲子(1998)「医療資源密度と受診・診療行動との関係」郡司篤編著『老人医療費の研究』丸善プラネット社,pp.50-60
- 鈴木亘・鈴木玲子・八代尚宏(2003)「日本の医療制度をどう改革するか：2002年度健康保険法改正の批判と改革案」八代尚宏・日本経済研究センター編著『社会保障改革の経済学』東洋経済新報社(2章),pp.35-60
- 鈴木亘(2004)「レセプトデータを用いたわが国の医療需要の分析と医療制度改革の効果に関する再検証」日医総研ワーキングペーパーNo.97
- 西村周三(1987)「医師誘発需要をめぐって」『医療の経済分析』東洋経済新報社, pp.25-45
- 山田武(1994)「高齢者歯科サービスの不均衡分析」『医療と社会』 Vol.4 No.1, pp.114-138
- 山田武(2002)「国民健康保険支払い業務データを利用した医師誘発需要の検討」『季刊社会保障研究』 Vol.38 No.2, pp.39-51
- 湯田道生(2003)「医師誘発需要に関するサーベイ」 mimeo

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）  
「生活習慣と健康、医療消費に関するマイクロ計量分析」  
（分担）研究報告書  
国保レセプトデータを用いた老人医療の価格弾力性の計測と最適自己負担率

鈴木亘 東京学芸大学教育学部

研究要旨

本研究は、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。高齢者の医療需要関数は、その重要性にも関わらず、これまでわが国で計測された例は極めて少ない。また、個票を用いた精密な推定が行われたのは、ごく最近のことであるが、それらの研究も、高齢者としては特殊なサンプルである健保組合加入者を分析しているという致命的な問題がある。本研究では、富山県国保連合会の協力によって、一般的には加入者番号が異なる国保一般と老健対象者を同一個人で接続したデータを作成し、より高齢者として普遍的である国保データによる分析を可能とした。医療需要の推計は、外来・入院別に実施し、先行研究にしたがって、患者が選択できるパートと医療供給者が選択に係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程度という結果が得られた。また、この推定結果と、独自のアンケート調査から計算した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となった。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。

A.研究目的

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極めて少ない。しかしながら、伝統的に政策決定の場で用いられている「長瀬式」と呼ばれる経験式は問題が多く、それに変わる医療需要関数の推定式が求められていた。

B.研究方法

富山県国保連合会の協力によって、一般的には加入者番号が異なる国保一般と老健対象者を同一個人で接続したデータを作成し、よ

り高齢者として普遍的である国保データによる分析を行った。医療需要の推計は、外来・入院別に実施し、先行研究にしたがって、患者が選択できるパートと医療供給者が選択に係わるパートに分けた推定を行った。具体的には、Negative Binominal Regression 及び Probit Model による分析を行った。

C.研究結果

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程度という結果が得られた。これは長瀬式から得られたものと大きく異なる結果である。



#### D.考察

本稿の分析の問題は、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点である。この点は、同様の形式でデータを収集した和歌山、滋賀、岡山、三重県のデータを加えて分析をする予定であり、普遍性が増すと思われる。

#### E.結論

この推定結果と、独自のアンケート調査から計算した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 となった。したがって、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。

#### F.研究発表

一橋大学世代間利害調整プロジェクト九州大学コンファレンス（2004年7月）

#### G.知的所有権の取得状況

特になし。

資料 鈴木 亘 (東京学芸大学)

「国保レセプトデータを用いた老人医療の

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老人医療の価格弾力性の計測と最適自己負担率<sup>1</sup>

### 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。既に老人医療費は、現在 11.7 兆円(平成 14 年度概算医療費)と国民医療費の約 1/3 に上っているが、厚生労働省の予測に拠れば 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。こうした中、2002 年 7 月に成立した改正健康保険法では、老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き上げ、老健加入年齢引き上げによる 70-75 歳層の実質的な自己負担率引き上げと、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き上げを行わないことが明記されたが(附則第 2 条<sup>2</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、高齢者の更なる自己負担増が再び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き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て「当てはめ」が行われている。

$$Y=0.499X^2+0.501 \quad (1)$$

(Y は削減率、X は給付率(1-自己負担率))

この素朴な関係式には、様々な問題がある。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全くわからず、信頼性が低いと言わざるを得ない。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様々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(個別要因の効果を排除)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

<sup>1</sup> 本稿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トナ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、コンファレンスの参加者にも多くの助言を賜った。感謝を申し上げたい。

<sup>2</sup> 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。

0.088 となる<sup>3</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 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極めて乏しく、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。そこで本稿は、老人医療の価格弾力性を計測するためにもっと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 ヶ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。

以下、本稿の構成は以下の通りである。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。3 節では本稿で用いるデータについて解説する。4 節では推定モデル、5 節では推定結果を示す。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求める。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極めて少ない。高齢者医療の自己負担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療率(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言うまでも無い。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)及び増原ほか(2002)、増原(2003)が行っているのみであるが、3 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るが、増原ほか(2002)では 0.185～0.228 という値を得ている。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 論文ともに様々な知見を発掘しており興味深いのが、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

<sup>3</sup> 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用いた(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)」。)(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。

いと考えられる一方、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鶴田ほか(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、特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)によりなされている。

### 3. データ

本稿で用いるデータは、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 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上で、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他、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ヶ月全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、そして、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う。また、分析は外来と入院を別々に分析を行う。主要な変数の記述統計は表1の通りである。

表1 記述統計

	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。

次に、表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2004.5円まで引き下がる一方、外来費は1ヶ月11,084.9円から20,196.1円に引き上がっ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、一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伺える。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、一日当たり入院費用が27,541.5円、28,447.1円と余り変わらない一方、入院日数が0.43から0.91となりほぼこの日数で説明ができています。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伺える。

表 2 老健移行前後の比較

	老健以降前		老健以降後	
	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1に同じ。

#### 4. 推定モデル

推定モデルは、先行研究に従い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日あ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(1987) Newhouse and the Insurance Experiment Group (1993))。

本稿では外来については、外来日数と1日あたり外来点数の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 Negative Binominal 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。そのために、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捉えるために、月トレンドを入れた。その他、月別の季節ダミーを加えた上で、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持って、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 Before and After 推定量は、Natural Experiment を利用する 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様々な要因を拾ってしまっただけで一致性を持たない。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

アスを持たない。

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、Negative Binominal 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、Probit Model 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、対数をとった上で GLS により推定した。全て、長期のパネルデータであるために、Random Effect を考慮したパネル推定を行う<sup>4</sup>。

## 5. 推定結果

推定結果は、表 3 から表 7 に示す通りである。表 3 は、Random Effect Negative Binominal 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通り正に有意である。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 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-effects negative binomial regressionによる推定結果。

サンプル数は、522120(グループ数8384)

Log likelihood = -850530.97

Poissonモデルであることの帰無仮設は、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。

表 4 は、Random Effect 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。

<sup>4</sup> 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的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的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。



表 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	0.109
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-effects GLS regressionによる推定結果。

サンプル数は、337740(グループ数7724)

\*\*は1%基準、\*は5%基準で有意であることを示す。

次に入院についての推定結果であるが、表 5 は入院確率について Random Effect Probit Regression を行った結果であり、これも予想通り老健移行ダミーが正で有意な結果となっている。一方、対数をとった入院日数(表 6)や1日当たり入院費(表 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。

表 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-effects probit regressionによる推定結果。

サンプル数は、522120(グループ数8384)

Log likelihood = -59340.388

\*\*\*は1%基準、\*\*は5%基準で有意であることを示す。

表 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-effects GLS regressionによる推定結果。

サンプル数は、18468(グループ数3595)

\*\*\*は1%基準、\*\*は5%基準で有意であることを示す。

表 7 医療需要関数の推定結果 4(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-effects GLS regressionによる推定結果。

サンプル数は、18466(グループ数3594)

\*\*\*は1%基準、\*\*は5%基準で有意であることを示す。

次に、これらの結果から弧弾力性(Arc Elasticity)<sup>5</sup>を計算する。まず、外来日数については、表 3 の推定結果から限界効果を算出した上で、弧弾力性を計算した結果、0.3195 という値が得られた。

<sup>5</sup> 弧弾力性(Arc Elasticity)は次のように定義される。

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

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

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程度と言える。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持っているため、厚生を改善する効果を持つ。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。米国においては、Zeckhauser(1970)以来、Fridman(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)などが計測を行なっている。わが国では、大日(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の計測している。

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<sup>6</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、

$$\begin{aligned} \text{Max. } & \pi U(Y-P-\alpha M(\alpha)) + (1-\pi)U(Y-P) \\ \text{s.t. } & P=(1-\alpha)\pi M(\alpha) \end{aligned} \quad (1)$$

である。F.O.Cは、

$$\begin{aligned} \pi U'(Y-P-\alpha M(\alpha))\{(\pi+1)M(\alpha) - (\pi-\alpha\pi-\alpha)M'(\alpha)\} \\ + (1-\pi)U'(Y-P)\{\pi M(\alpha) - (1-\alpha)\pi M'(\alpha)\} = 0 \end{aligned} \quad (2)$$

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、

$$\alpha = -\varepsilon \{(\pi-\pi\alpha-\alpha)U'(Y-P-\alpha M(\alpha)) + (1-\pi)(1-\alpha)U'(Y-P)\} / \{(1+\pi)U'(Y-P-\alpha M(\alpha)) + (1+\pi)U'(Y-P)\} \quad (3)$$

<sup>6</sup> 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放っていない。この点については、将来の課題としたい。

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  $U(\alpha) = x^\eta$  を仮定する。 $\eta$  は危険回避度である。(3)式の  $U$  をこの効用関数に置き換えると次式の通りである。

$$\alpha = -\varepsilon \{ (\pi - \pi \alpha - \alpha) \eta (Y - P - \alpha M(\alpha))^{\eta-1} + (1 - \pi)(1 - \alpha) \eta (Y - P)^{\eta-1} \} / \{ (1 + \pi) \eta (Y - P - \alpha M(\alpha))^{\eta-1} + (1 + \pi) \eta (Y - P)^{\eta-1} \} \quad (4)$$

## 6.2 最適自己負担率の計測

さて、(3)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)の一環として行なわれた『医療負担のあり方に関するアンケート調査』であり、70歳以上の持病を持つ高齢者に対して、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

$$\eta = -\log 2 / (\log 10 - \log x) \quad (4)$$

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

本稿は、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、先行研究にしたがって、患者が選択できるパートと医療供給者が選択に係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。

本稿の分析の問題は、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