

日医総研ワーキングペーパー

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

No.97

平成 16 年 5 月 7 日

日医総研客員研究員

大阪大学大学院国際公共政策研究科助教授

鈴木 亘

キーワード

長瀬式	医療需要関数	最適自己負担率
医療制度改革	自己負担引上	価格弾力性
高齢者医療	医療消費の集中	

ポイント

2002年の健康保険法改正では、患者の自己負担引き上げの効果について行われた厚生労働省試算を巡って、激しい論争が行われた。特に、厚生労働省の試算の根拠として用いられている「長瀬式」と呼ばれる素朴な関係式に批判が集まった。

「長瀬式」の問題点は、統計的に推定されたものではないため信頼性が低い、操作性が高いことから恣意的となる可能性がある、集計データを利用しているため、様々な結果が混在している、医療経済学の先行研究と大きく異なる結果である、という点にある。

しかしながら、医療経済学の先行研究も、政策立案に直接応用が不可能な場合が多く、長瀬式にとって代わるような信頼性が高く普遍的な推定が行われていないのが実情である。

そこで、本プロジェクトでは、山本幸三前衆議院議員の発案により、厚生労働省保険局調査課の協力の下、医療費のレセプトデータを用いて、長瀬式に代わる算定式の開発を目指した。その結果は、既に第11回日医総研セミナー「医療費予測 本当のところはどうなんだ 制度改革による医療費縮減効果の検証」で発表されたところであるが、本論文は発表された資料の元になる推定結果を集めたバックグラウンドペーパーである。

健保組合及び国保のレセプトデータを用いた解析作業から、一般医療の自己負担引き上げの価格弾力性は、外来は約0.08程度、入院は0と有意に差がないことがわかった。また、高齢者医療の価格弾力性は、外来で約0.4、入院で約0.1であることがわかった。これは、医療経済学の推定結果と整合的なものであり、現実の説明力が高い。一方、長瀬式の価格弾力性は一般医療が0.24、高齢者医療が0.097であり、両者には大きな隔たりがあり、問題である。

その他、疾病別の推定では風邪や皮膚疾患といった軽医療で価格弾力性が高く、高血圧や糖尿病といった慢性疾患が重篤な疾患が非弾力的であることがわかった。つまり、自己負担引き上げによって風邪などの患者が医療機関に通う回数が特に減少している一方、自己負担引き上げの財政負担をしているのは慢性疾患や重篤な疾患の患者であることが伺える。

医療費の集中の度合いをみると健保組合データにおいて、上位10%の患者が約50%の医療費を用いており、一部の患者が過半の医療費を使用している姿が伺える。もっとも、米国においては、単年度の高額医療費支出が必ずしも翌年や翌々年の高額医療費支出者ではない - つまり医療費集中の持続性は低いことが知られている。そこで、わが国において同様の分析を行った結果、米国に比べて極めて高額医療費の持続性が高いことがわかった。

目次

はじめに～長瀬式をめぐって～	1
1. 問題の所在	
(1)2002年医療制度改正の効果と長瀬式	2
(2)一般医療の価格弾力性に関する先行研究	4
(3)高齢者の価格弾力性に関する先行研究	5
2. 一般医療の価格弾力性の計測	
(1)計測の方針と特徴	9
(2)データの記述統計	11
(3)モデルと推定結果	12
(4)医療点数分布による補完	24
(5)まとめ	29
3. 高齢者医療の価格弾力性の計測	
(1)計測の方針と特徴	30
(2)データ	30
(3)推定モデル	32
(4)推定結果	33
(5)まとめ	36
4. 疾病別の価格弾力性の計測	
(1)問題意識	38
(2)データと分析手法	38
(3)推定結果	39
(4)まとめ	48
5. 医療費分布の分析	
(1)問題意識	50
(2)高額医療支出者の医療消費の持続性	51
(3)全体の医療分布と持続性	53
(4)分位別回帰	57
(5)まとめ	60

【研究協力者】菅万里（大阪大学大学院国際公共政策研究科博士後期課程）

はじめに～「長瀬式」をめぐる～

近年、高齢化による膨張する医療費及び医療保険財政の赤字に対処するため、矢継ぎ早に医療制度改革が行われている。2002年7月に改正された健康保険法では、被用者保険の患者自己負担率の引き上げ、被用者保険料の引き上げ、老人保健制度の対象年齢の引き上げと公費負担比率の引き上げ、診療報酬の引き下げ等が実施されたが、中でも賛否両論の大論議が行われたのが、被用者保険本人の自己負担率引き上げ及び老健対象者の自己負担1割徹底化（高額所得者は2割）の是非である。厚生労働省は、法案提出に先立つ議論の中で、自己負担引き上げの効果について試算結果を発表したが、その結果には、各方面から疑問や批判の声が挙がった。特に批判が集中したのが、厚生労働省試算の算出に用いられている「長瀬式」と呼ばれる経験式である。長瀬式とは、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り、両者の間に2次の関数を想定している。この理論的な背景もない素朴な関係式は、統計的に推定されたものではなく信頼性が低い（評価不能である）集計データを用いた当てはめであるため、様々な効果が混在してしまっている、

実際、医療経済学者が行ってきた数多くの推定結果と大幅に異なる弾力性である、推定期間の選択等で恣意的に数値が操作可能である、等問題が多い。

しかしながら、一方で医療経済学者が提示してきた推定式も、研究者によりバラツキが大きく十分に信頼できるものとは言い難く、しかも、用いているデータが、特定の疾患や地域、特定の変数（日数、確率等）であることが多く、直接、政策効果の試算に繋がらないという問題を抱えている。したがって、今後の医療制度改革の効果を計測し、議論するための基礎資料として、実用性に耐え得る信頼性の高い算定式開発が強く期待されている。

本プロジェクトは、このような問題意識の下、このプロジェクトを呼びかけた山本幸三前衆議院議員を中心に、厚生労働省保険局調査課の協力を得て、日医総研が実施したものである。既にその主要部分の成果は、第11回日医総研セミナー「医療費予測 本当のところはどうなんだ 制度改革による医療費縮減効果の検証」（平成15年11月27日）において発表され、活発な議論が行われたところであるが、このワーキングペーパーでは発表資料のバックグラウンドとなった多くの分析結果を解説している。各方面からの活発な議論、ご批判を期待するところである。また、本分析で用いたデータは、厚生労働省保険局調査課、国民健康保険連合会（富山県、岡山県、滋賀県、三重県、和歌山県）に提供を頂いた。感謝を申し上げる次第である。また、本プロジェクトの呼びかけ人である山本幸三前衆議院議員、活発な議論の相手となって頂いた厚生労働省石原公一郎課長にも深く感謝を申し上げたい。

1章 問題の所在

(1)2002年医療制度改革の効果と長瀬式

2002年10月より実施されている今回の医療制度改革の中心は、患者自己負担の引き上げであると言っても過言ではない。即ち、97年に引き続いて行われた被用者保険本人の自己負担率引き上げ、高齢者の自己負担率の1割徹底（及び高額所得者は2割）老健加入者の年齢引き上げによる前期高齢者の実質的な自己負担増である。この自己負担率引き上げに対して、与党内からも反対の声が大きく、賛否両論に分かれた激しい政策論議を経て、最終的に小泉首相によって「三方一両損」による決着が図られたことは記憶に新しい。

さて、そうした政策論議の中で、厚生労働省からは厚生労働委員会や厚生部会等の場で、様々な医療制度改革の試算結果やその前提資料等が公表された。表1-1はそのハイライトとも言える自己負担引き上げの効果についての試算であるが、一般医療の3割自己負担統一の効果が医療費で4300億円、高齢者1割徹底の効果が2200億円となっている。一般医療の効果が非常に大きい一方で、高齢者の1割徹底の効果が小さいのが印象的である。

表1-1 自己負担引き上げの効果に対する厚生労働省試算値

	薬剤一部負担の廃止	高齢者一部負担改正	3割負担の導入
患者負担(A)	1,900億円軽減	2,000億円増加	4,000億円増加
医療費(B)	1,000億円増加	2,200億円軽減	4,300億円軽減
財政効果	2,900億円悪化	4,300億円改善	8,300億円改善
(B)/(A)	50%	110%	110%

注)厚生労働省「医療保健関係資料」平成14年2月4日提出資料

この試算結果に対して、各方面からの批判が寄せられることとなった。しかしながら、(社)日本経済研究センター(八代・鈴木・鈴木(2003)、八代・鈴木・鈴木(2004)を参照)をはじめとする各シンクタンクや各研究者からは試算結果に疑義が唱えられたものの、当初は前提数値や根拠式が明らかとはなっていなかった為、どの部分に具体的な問題が存在しているのかがわからず、活発な議論に発展することはなかった。こうした中、当時与党厚生労働部会の山本幸三専任部長等は、厚生労働省保険局に対して公開質問状を送り、長瀬式とその試算結果への疑義を提示した。そして、それをきっかけに、質問状に対する回答や前後の厚生部会の中において、試算に用いられている根拠式が「長瀬式」という素朴な経験式であったことや、その根拠式に様々な問題があることが明らかとなったのである。

さて、長瀬式とは、戦前の内務省時代から厚生労働省内に引き継がれ使われ続けている次のような経験式である。今回の試算に用いられた長瀬式は1983年2月から1997年9月までの間のマクロ統計を用いて当てはめられたものであるが、

具体的には次式の通りである。

$$\text{一般} \quad Y=0.475X^2+0.525 \quad (1-1)$$

$$\text{老健} \quad Y=0.499X^2+0.501 \quad (1-2)$$

(Yは縮減率、Xは給付率(1-自己負担率))

この素朴な関係式には、様々な問題があると考えられる。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が最も深刻な問題であるが、長瀬式から得られた価格弾力性は、これまでわが国の医療経済学者達が様々な形で推定してきた価格弾力性と大幅に異なる弾力性であるということである。価格弾力性は、自己負担額が1%変化した場合に医療費が何%変化するかということを表す数字である。具体的には、 Q を医療費、 P を自己負担額とすると、

$$\eta = - \frac{\Delta Q / Q}{\Delta P / P} \quad (1-3)$$

として表される(は差分もしくは微分を表す)。実際には、弧弾力性(Arc Elasticity)と呼ばれる次式のような簡便式を用いて計算されることが多い。

$$\eta = - \frac{(Q_A - Q_B) / (Q_A + Q_B) / 2}{(P_A - P_B) / (P_A + P_B) / 2} \quad (1-4)$$

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

さて、表1から弧弾力性を計算すると、一般医療が0.241、老人医療が0.097となる¹。一方、次節で述べるように、学会におけるこれまでの弾力性推定値は、

¹ 計算に当たっては、厚生労働省が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)」)。まず、一般医療の場合、 $Q_A - Q_B$ は4,300億円、 Q_A は205,600億円、 Q_B は201,400億円である。 P_A 及び P_B は、厚生労働省の試算値から43,600億円および47,600億円を用いる。一方、老人医療については、 $Q_A - Q_B$ は2,200億円、 Q_A は121,500億円、 Q_B は119,700億円であ

一般の外来が 0.03 ~ 0.15 程度、入院は外来よりも低いと想定されるため、全体としてもっと小さな値であると考えられる。少なくとも、厚生労働省が用いている長瀬式の 0.241 という値よりはるかに小さい。また、老人に関しては学会の推定値は外来が 0.16 ~ 0.30 程度であり、入院がこれよりも低いとしても、全体としてやはり長瀬式の 0.097 より大きい。したがって、長瀬式と学会の推定値の間には大きな隔たりが存在することになる(表 1-2)。もし、医療経済学の先行研究の方が信頼性が高いとすれば、今回の改革における一般医療の医療費縮減効果が高齢者医療の効果を上回るという結果が逆転しかねないほど、大きな差である。

表 1-2 価格弾力性の比較

	厚生労働省	先行研究(外来のみ)
一般医療	0.241	0.03 ~ 0.15
高齢者医療	0.097	0.16 ~ 0.30

しかしながら、翻って医療経済学における先行研究についても、政策への適用可能性を考えると問題が少なくはない。第 1 の問題は、長瀬式のように自己負担率と医療費の対応関係を直接求めておらず、直接的に政策効果を計算することができない場合が多いことである。例えば、外来の場合には外来医療費全体に対する効果を試算できる場合はほぼ皆無であり、外来の受診率や外来日数などに対する効果しか求めていない場合が多い。また、慢性疾患や急性疾患などに特定をしていたり、地域や企業についても一般性が低い場合も多い。第 2 の問題は、データの問題であるが、わが国の場合、これまで個票データへのアクセスが極めて限られていたことから、様々な効果の混在する集計データによる分析が多いことである。ようやく、最近になっていくつかの個票による分析が発表されつつあるが、個票データによる分析が常識となっている欧米に比べ、研究蓄積の面で彼我の感がある。第 3 の問題は、これまでの上記の問題を反映してか、推定者によって価格弾力性の推定値に大きなバラツキが存在しているということである。したがって、長瀬式に大きな問題が存在していながら、政策当局がそれを使い続けざるを

る。P_A 及び P_B は、厚生労働省の試算値から 9,800 億円および 11,500 億円を用いる。

長瀬式から直接弾力性を求める方法もある。(1 - 1)、(1 - 2)から計算を行うと、弾力性は、一般の場合が $2 \times 0.475X(X-1)/Y$ 、老人の場合が $2 \times 0.499X(X-1)/Y$ となる。X, Y について厚生労働省の想定値をそのまま用いる。即ち、一般の場合が $X = (78.8\% + 76.4\%) / 2$ 、Y が $(0.82+0.802)/2$ 、老人医療については、 $X = (91.9\% + 90.4\%) / 2$ 、Y が $(0.922+0.909)/2$ である。その結果、価格弾力性は一般が 0.204、老人が 0.088 であり、上記の計算とさほど変わらない。

得なかった理由の一つには、わが国の医療経済学者にも責任の一端があると思われる。この節では、そうした問題を抱えつつも、これまで行われてきた医療経済学に於ける蓄積についてサーベイを行うことにする²。

(2)一般医療の価格弾力性に関する先行研究

集計データを用いた推定としては既に 80 年代からいくつかの萌芽的な研究が存在しているが³、現在の改革に利用可能な最近時点の計測を行っている研究として、澤野(2001)が挙げられる。澤野(2001)は、1984 年における被用者保険の本人自己負担率引上げ(ゼロから 10%へ引き上げ)及び 1997 年の被用者保険の本人の自己負担率引き上げ(10%から 20%へ引き上げ)の効果を計測し、1 件当たり外来日数の弾力性は、前者で 0.043~0.044、後者で 0.084~0.087 としている。もっとも、集計データによる分析は問題が多いことから、この数年は個票データを用いた分析が数多く現れてきた。その先駆的な研究として、Battacharya et al(1996)が挙げられるが、残念ながら疾病別の推定を行っており、全体に対する効果を得ることが難しい。一方、山田(1998)は、1997 年の改定時価格変化を捉えて、外来エピソード数(受療率)の急性疾患の価格弾力性は 0.09~0.11 と報告している⁴。また山田(1998)はレセプトベースの自己負担額によって被用者保険の外来日数弾力性は病院で 0.029~0.072、診療所で 0.185~0.267 であることを示している。また、1997 年の改正効果からの価格弾力性については、鴛田ほか(2002)において 0.13、Yoshida and Takagi(2002)において 0.074~0.111(全て 97 年改正後)という値が得られている。

(3)高齢者の価格弾力性に関する先行研究

一般医療に比べ、高齢者の価格弾力性を計測した例は少ない。先駆的な業績としては妹尾(1985)が挙げられるが、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、30%定率制で課される 60~69 歳と定額制の 70~74 歳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。一般医療に比べて老人医療の方が価格弾力性が高いことが示唆される。

ただし、これらの研究は集計データを用いた推定であり、様々な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。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)が行われているのみであるが、両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

² この節の議論は、Yashiro Suzuki Suzuki(2004)に基づく部分が多い。

³ 前田(1978)、妹尾(1985)、小椋(1990)

⁴ ただし慢性疾患に関しては価格変化の影響は認められなかった。

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)は価格弾力性を求めていないものの、増原ほか(2002)では 0.185~0.228 という価格弾力性が得られている。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。もっとも、健保組合の高齢者サンプルはかなり特殊なサンプルであることが問題点として指摘できる。

ところで、高齢者については 1997 年において、外来の受診 1 回当たり定額負担制・外来薬剤の一部負担が導入されており、この 2 つの新制度をあわせた効果は 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 回低下させたという報告⁵がある。一方、薬剤追加負担のみの影響は、導入時⁶および 2 年後の廃止時⁷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計測されている。

参考文献

- 井伊雅子・大日康史(1999a)「軽医療における需要の価格弾力性の測定 疾病及び症状を考慮した推定」『医療経済研究』Vol.6
- 井伊雅子・大日康史(1999b)「風邪における医療サービスと大衆医薬の代替性に関する研究：独自アンケートに基づく分析」『医療と社会』Vol.9, No.3
- 井伊雅子・大日康史(2002)『医療サービス需要の経済分析』日本経済新聞社
- 池田哲也ほか(2000)「医療保険制度改定にともなう院外処方の動向と価格弾力性」『病院管理』vol.37supplement、第 38 回日本病院管理学会学術総会演題抄録集
- 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
- 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(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
- 澤野孝一郎(2000)「高齢者医療における自己負担の役割 - 定額自己負担制と定率自己負担制」『医療と社会』10(2), pp.115-138.
- 澤野孝一郎(2001)「家計消費における医療費自己負担」『日本経済研究』No.42,

⁵ 鶴田ほか(2000)

⁶ 上野(1999a)

⁷ 上野(1999b)

pp.61-84

- 鈴木亘・大日康史(2000)「医療需要行動の Conjoint Analysis」『医療と社会』Vol.10, No.1
- 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』127-148, 東京大学出版会
- 鴫田忠彦(1999)「日本の医療改革について」『医療と社会』Vol.9, No.3
- 鴫田忠彦・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』Vol.51, No.4, pp.289-300
- 鴫田忠彦・細谷圭・林行成・熊本尚雄(2002)「レセプトデータによる医療費改定の分析」『経済研究』Vol.53, No.3, pp.226-235
- 西村周三(1987)「医療の経済分析」東洋経済新報社
- 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』27(1):pp.11-18
- 広井良典(1994)『医療の経済学』日本経済新聞社
- 前田信雄(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』Vol.14, No.2
- 増原 宏明・今野 広紀・比佐 章一・鴫田忠彦(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』Vol.38 No.1, pp.4-15
- 増原宏明・村瀬邦彦(2003)「1999年7月老人保健適用者外来薬剤費一部負担撤廃の効果」, Discussion Paper No.144 Project on Intergenerational Equity Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- 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 -」, Discussion Paper No.145 Project on Intergenerational Equity Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- 山田武(1998)「レセプトベースのデータを使用した医療サービスの需要関数の推定」『医療費の自己負担増に伴う医療需要の価格弾力性に関する基礎的研究報告書』(財)医療経済研究機構, pp.13-48
- 八代尚宏・鈴木亘・鈴木玲子(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
- 八代尚宏・鈴木玲子・鈴木玲子(2004)「日本の医療改革の展望」『日本経済研究』No.49, pp.1-21
- 吉田あつし・伊藤正一(2000)「健康保険制度の改正が受診行動に与えた影響」『医療経済研究』Vol.7, pp.101-120
- 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

吉田正己 (2001) 「医療保険制度が医療支出に与える影響について OECD パネルデータによる実証分析」『住生総研レポート』5月号

Battacharya, J., W.B Vogt, A. Yoshikawa and T. Nakahara(1996) The utilization of outpatient medical services in Japan, *Journal of Human Resources* 31(2), pp.450-476

Cutler, D.M., and R.J. Zeckhauser(2000) The Anatomy of Health Insurance, in *Handbook of Health Economics*(Ed.) A.J.Culyer and J.P.Newhouse, Elsevier, Amsterdam, pp.563-643

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.

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*, 1(2), pp.115-126.

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* 77(3), pp. 251-277.

Newhouse, J.P. and the Insurance Experiment Group (1993), *Free for all? Lessons from the Health Insurance Experiment*, Harvard University Press, Cambridge, M.A.

Newhouse,J.P., and the Insurance Experiment Group(1993) *Free for All? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment*, Harvard University, Cambridge,MA

Phelps, C.E. and Newhouse J.P. (1972), “The Effects of Coinsurance on Demand for Physician Services”, *RAND Publication R-976-OEO*, Santa Monica, CA.

Yoshida, A., and S. Takagi(2002) Effect of the Reform of the Social Medical Insurance System in Japan, *The Japanese Economic Review* 53(4), pp.444-465

Naohiro Yashiro, Reiko Suzuki and Wataru Suzuki(2004)“ Evaluating Japan’s Health Care Reform in the 1990s and Major Issues Coping with the Aging of the Population” *The University of Chicago Press*, forthcoming

Zweifel, P., and W.G. Manning(2000) Moral hazard and consumer incentives in health care, in *Handbook of Health Economics*(Ed.) A.J.Culyer and J.P.Newhouse, Elsevier, Amsterdam, pp.409-459

2章 一般医療の価格弾力性の計測

(1)計測の方針と特徴

この章では、一般医療の価格弾力性を得るために、97年9月に行われた被用者保険の本人自己負担引上前後のレセプトデータを用いて計測を行う⁸。

既に1章で述べたとおり、医療保険のモラルハザードの計測 医療需要関数の価格弾力性の計測は、医療経済学における中心的研究課題のひとつであり、1970年代から世界各国において数多くの実証研究がなされてきた。初期においては、時系列の集計データや、地域間の地域データを用いる分析も行われていたが、集計データでは様々な情報が混在し、純粋な効果が抽出できないという問題が存在しているため、現在ではわが国でレセプトデータと呼ばれているような個票データを用いる分析が一般的である。

データソースとしては、初期においては、自己負担の異なる個人間を比較するものが多かった。わが国の場合を例にとれば、自己負担の違うグループである国保加入者と被用者保険加入者の受診行動を比較するといった研究である。容易に想像されるように、これらのグループの相違点は、自己負担率に限らず、職業や収入や観察されない差異など様々なものが存在する。したがって、両者の差異は自己負担率以上のものが存在してしまうことから、結果にバイアスが生まれる。これを、グループの選択に内生性 (endogeneity)⁹や sample selection bias が存在するという言い方をするが、その問題があるために、最近では Natural experiments や the Health Insurance Experiment (HIE)による計測がなされるようになってきた¹⁰。

わが国の場合、個人医療データの利用が極端に制限されていたため、個票データを用いた推定は最近までほとんど行われておらず、唯一の例外が自己負担の異なる個人間比較を行った Battacharya et al (1996)であった¹¹。しかしながら、1997年には被用者保険の自己負担率が引上げられた為、Natural Experiment の利用が

⁸ この章は、菅万里との共著 (Mari Kan and Wataru Suzuki(2003), “The Demand for Medical Care in Japan:First Lessons from Japanese Natural Experiment”, Mimeo) に基づいている。

⁹ 自己負担率自体を職業選択などによって個人が選べるのであれば、個人行動から自己負担率への逆の因果関係が想定されてしまうために、通常の推定が不適切となる。

¹⁰ 包括的なサーベイについては、Zweifel and Manning (2000) や Cutler and Zeckhauser(2000)などがある。Natural Experiment はまさに自然実験であることから、内生性の問題が生じない。Rand によって実施された経済実験についても、きちんと実験計画がなされた上で行われた実験であるために、このような問題は生じない。

¹¹ Battacharya et al(1996)は、比較する自己負担率の違うグループ間の同質性が低いという Sample selection bias のほか、無受診者を含んでいないという Sample selection bias も抱えていた。

可能となり、吉田・伊藤(2000), Yoshida and Takagi (2002)が日本で初めての計測を行った。しかしながら、彼らが利用したのは1企業もしくは4企業のデータであり、サンプルの代表性が低いため、自己負担率が引き上げられた本人の受診行動が変化せず、自己負担の変化がない家族の受診行動が変化するという医療費統計とは明らかに矛盾する結果となってしまった。表2-1は被用者保険の1人あたりの医療費の前年伸び率を本人家族別にとったものであるが、97年、98年と本人が大きく落ち込んでいるのに対して、家族はそれほど大きくないことがわかる。

したがって、これまで代表的な研究としてとり挙げられることの多かった吉田・伊藤(2000), Yoshida and Takagi (2002)は、サンプルに大きな問題があると考えられる。結局、かれらは改正前後の変化から価格弾力性を計測することができず、問題の多い自己負担の異なる個人間比較から推定するにとどまっている。

表2-1 1人当たり医療費の伸び率(前年比)の推移

							(%)
組合健保	本人			家族			
	外来	入院	合計	外来	入院	合計	
Fiscal year							
1991	6.26	2.49	4.63	5.86	3.53	4.53	
1992	4.44	12.09	7.09	5.34	11.35	7.08	
1993	2.48	2.33	2.13	1.44	2.71	1.74	
1994	3.97	2.43	2.86	5.20	2.41	3.44	
1995	0.69	-0.81	0.29	1.03	-1.61	-0.02	
1996	3.46	3.45	4.28	6.91	5.52	6.29	
1997	-11.28	-6.05	-9.05	-3.34	0.52	-1.98	
1998	-9.01	-5.88	-8.44	1.24	2.98	1.72	
1999	-0.01	0.05	-0.14	-0.25	0.08	-0.21	
2000	0.48	1.76	0.59	0.10	2.49	0.71	
2001	1.05	-0.36	0.71	2.19	-0.04	1.19	
政管健保	本人			家族			
	外来	入院	合計	外来	入院	合計	
Fiscal year							
1991	6.56	1.92	4.67	8.78	5.21	6.86	
1992	4.26	12.98	7.67	7.11	12.30	8.96	
1993	1.92	1.25	1.29	0.05	1.25	0.32	
1994	2.46	-1.12	0.93	5.67	0.98	3.14	
1995	0.30	-1.49	-0.21	2.27	-0.74	0.90	
1996	0.98	2.42	2.34	4.22	4.40	4.20	
1997	-12.77	-7.12	-10.45	-2.88	1.27	-1.22	
1998	-9.01	-5.88	-8.44	0.33	2.45	1.24	
1999	-0.01	0.05	-0.14	-1.52	-1.07	-1.37	
2000	0.48	1.76	0.59	0.19	2.21	0.90	
2001	1.05	-0.36	0.71	2.13	0.74	1.47	

注) 社会保険診療報酬支払基金月報より。* 合計は外来、入院のほか、調剤、歯科を含む。

これに対して、本章は厚生労働省保険局が収集した 111 企業の Large sample data を利用することができるため、マクロの医療費統計に整合的な推定が可能になると考えられる。手法は、伊藤・吉田（2002）、Yoshida and Takagi (2002) と同様、97 年の Natural Experiment（自然実験）である自己負担引上げ前後のデータを利用した推定を行う。また、2 つの先行研究では外来行動が分析されていたが、本章は入院行動も含めて詳細に分析しており、わが国で初めての Natural Experiment による包括的な医療需要の分析と言える。

（2）データの記述統計

97 年 9 月に行われた改正では、被用者保険の本人の自己負担率が外来・入院とも 1 割から 2 割に引き上げられた一方、家族の自己負担率については外来 3 割、入院 2 割ととどまっていた。したがって、本人を Treatment Group、家族を Control Group とした Difference-in-Difference (DD) 推定¹²を行うことにする。

用いるデータは、厚生労働省保険局が収集した 111 企業のレセプトデータであり、96 年 4 月から 99 年 11 月までの 44 ヶ月の情報が個人別に入っている。無受診月の医療費は 0 であり、すべての期間に無受信者であったサンプルも含んでいる。我々はこのデータから全ての期間に加入者であったサンプルを取り出した上で、5%のランダム抽出をし、3 ヶ月ごとに集計したデータを作成した。その後、97 年 9 月の改正前後の 1 年ずつを取ったサンプル（2 年データ）および 96 年 4 月から 97 年 3 月、97 年 4 月から 98 年 3 月、98 年 4 月から 99 年 3 月の 3 期間を取ったサンプル（3 年データ）の 2 つのデータセットを作成した。記述統計は、表 2-2 の通りである。まず、2 年データから、本人・家族別に改正前後の数字を確認する。最下欄にみるように、実質自己負担率¹³はこの時期、本人が 9.4%から 19.8%に上昇したのに対して、家族は 27.5%から 29.5%と大きな変化がない。家族の負担が 2%ほど上昇しているのは薬剤費の一部負担制度が導入されたためと思われる。この変化に対して、外来日数は本人が 2.2 日から 2.2 日とほぼ変わらない。一方、家族は 2.6 日から 2.5 日であり、こちらもほとんど変わらないか、わずかに下がっているという程度である。1 日あたり点数については、本人の下がり方

¹² 日本語で「差分の差推定」とも言う。政策の効果（たとえばこの場合には自己負担率引き上げ）を見る場合に、政策が行われたグループ（Treatment Group）の政策前後の行動を比較するだけでは通常は不十分である。なぜならば、このグループの前後の行動の差には、政策の効果のほかに、さまざまな外部の要因（たとえば、景気の変動、高齢化）が行動の差に影響する可能性が存在するからである。その場合、政策が行われていない被対象グループ（Control Group）の行動を参照することにより、政策以外の外部の要因をコントロールして純粋に政策の効果を取り出す推定方法が Difference in Difference 推定法（略称 DD 推定）である。

¹³ 通常の自己負担額から付加給付分や公費、高額療養費負担を除いて、医療費で割ったもの。

が大きい(644.4点から636.9点)一方、家族はそれほど変化がない(515.1から512.9点)。入院確率については、本人、家族ともに下がっているがあまり顕著な差ではない。入院日数についてはやや意外であるが、本人が16.4から16.3とほとんど変化がないのに対して、家族は14.9から16.0とむしろ増加しているのである。また、入院点数は本人家族ともに、改正後の方がむしろ増加しているということがわかる。もっともこれらは、いろいろな効果の混ざった集計値の比較に過ぎないことから、以下では様々な要因をコントロールして比較してゆくことにする。

表 2-2 記述統計

	2年データ					3年データ	
	本人 (N=18388)		家族 (N=17793)		全サンプル	全サンプル	
	改正前	改正後	改正前	改正後	全期間	全期間	
外来日数	2.2 (5.3)	2.2 (5.1)	2.6 (4.8)	2.5 (4.8)	2.4 (5.0)	2.4 (5.0)	
1日当たり点数*	644.4 (688.5)	636.9 (635.3)	515.1 (1037.8)	512.9 (953.0)	572.7 (860.4)	570.0 (781.2)	
入院確率	0.0116 (0.1070)	0.0113 (0.1056)	0.0144 (0.1190)	0.0139 (0.1172)	0.0128 (0.1123)	0.0129 (0.1129)	
入院日数*	16.4 (21.1)	16.3 (19.5)	14.9 (20.1)	16.0 (22.2)	15.9 (20.8)	16.3 (21.7)	
1日当たり入院点数*	3273.9 (2317.6)	3360.4 (2710.4)	2673.5 (2081.4)	2827.1 (2190.6)	3007.3 (2335.2)	3063.2 (2541.1)	
性別	0.739 (0.439)	0.740 (0.439)	0.318 (0.466)	0.318 (0.466)	0.532 (0.499)	0.532 (0.499)	
年齢	38.8 (11.1)	39.8 (11.1)	22.7 (16.9)	23.7 (16.9)	31.4 (16.4)	31.5 (16.4)	
所得(万円)	378.0 (167.0)	390.9 (168.3)	494.6 (147.0)	509.4 (148.0)	442.3 (168.8)	442.5 (169.3)	
初診からの月数	25.7 (32.8)	19.7 (30.8)	26.3 (27.2)	18.5 (24.5)	22.6 (29.2)	21.8 (29.5)	
実質自己負担率(%)*	9.4 (2.4)	19.8 (5.1)	27.5 (6.5)	29.5 (5.6)	21.9 (9.4)	22.2 (9.3)	
Notes:							
(1) 括弧内は標準偏差							
(2) *は無受診を除く数字							

(3) モデルと推定結果

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。

本章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、入院日数が既存のポワソン分布や Negative Binominal 分布¹⁴に従っていないために、入院確率と入院者の入院日数とにさらに分けて3パートにする推定を行った。説明変数は全てのモデルで、年齢、年齢2乗、年齢3乗、所得、所得2乗、性別、加齢を考慮するためのトレンド、診療開始日からの経過日数、19個の日本疾病分類ダミーに加え、DD推定に必要な本人ダミー、改正後のダミー変数、両者の交差項の改正後×本人とする。最後の交差項が負に有意な結果かどうかを持って、自己負担率引上げの効果を判断する。

推定方法は、個人の longitudinal data¹⁵であるため、全て Random Effect¹⁶を持つパネル推定とし、外来日数が Negative Binominal Model、1日あたり外来点数、入院日数、1日あたり入院点数が被説明変数を log 変換した上での GLS、入院確率が Probit Model とした。

推定結果は、まず2年データを用いたものが、表2-3から2-7の通りである。

¹⁴ 外来日数や入院日数などの日数のデータは、非負で離散のカウントデータ(1,2,3・・・といった回数のデータ)であり、このようなデータを推定する際の確率分布としてポワソン分布が最近によく用いられる。ポワソン分布は比較的まれな事象を近似する確率分布として知られており、平均値と分散が同一であるという特徴を持つ。しかしながら、実際のカウントデータはしばしば0が非常に多いあるいは平均値よりも分散が多いことが経験的に知られており、このようなデータに当てはめるための確率分布として、ポワソン分布の拡張として Negative Binominal Model 分布(負の2項分布)がよく用いられている。

¹⁵ 個人ごとに長い期間のデータを接続しているデータのことを医療経済学では longitudinal data と呼ぶ。ほぼパネルデータと同義である。

¹⁶ 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な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な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。通常のOLSの想定を満たす被説明変数のデータにおいては、GLS(Generalized Least Squares)が推定方法として用いられるほか、被説明変数が0か1かというような2値選択データにおいては、プロビットモデル(Probit Model)が用いられる。

表 2-3 2年データによる外来日数の推定結果

被説明変数:外来日数	係数		標準誤差	p値
本人	0.0460963	***	0.0127873	0
性別	-0.0694398	***	0.0090098	0
トレンド	0.0584903	***	0.0016884	0
改正後	-0.0684442	***	0.0083168	0
改正後×本人	-0.0460254	***	0.0074911	0
年齢	-0.0685034	***	0.0020829	0
年齢2乗	0.0019462	***	0.0000751	0
年齢3乗	-0.0000168	***	7.89E-07	0
所得	-0.0002634	***	0.000096	0.006
所得2乗	2.77E-07	***	8.94E-08	0.002
初診からの月数	0.0186629	***	0.0001213	0
疾病ダミー1	0.576037	***	0.0068414	0
疾病ダミー2	0.5428948	***	0.0110588	0
疾病ダミー3	0.7637815	***	0.020911	0
疾病ダミー4	0.617299	***	0.0122321	0
疾病ダミー5	0.5326399	***	0.0195293	0
疾病ダミー6	0.3763531	***	0.0179194	0
疾病ダミー7	0.555703	***	0.006096	0
疾病ダミー8	0.5863195	***	0.0095186	0
疾病ダミー9	0.6336891	***	0.0107053	0
疾病ダミー10	0.9195722	***	0.0050214	0
疾病ダミー11	0.0957277	***	0.0047465	0
疾病ダミー12	0.6072513	***	0.006201	0
疾病ダミー13	0.7115292	***	0.0072861	0
疾病ダミー14	0.6139067	***	0.0089382	0
疾病ダミー15	0.8179819	***	0.0224163	0
疾病ダミー16	0.3081265	***	0.0641878	0
疾病ダミー17	-0.1050745	***	0.0382711	0.006
疾病ダミー18	0.4504106	***	0.0111227	0
定数項	-0.3496721	***	0.0297328	0

注) Random-effects negative binomial regressionによる推定結果。
 サンプル数は、289448(グループ数36181)
 Log likelihood = -418835.04
 Poisson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、*は10%基準で有意であることを示す。

表 2-4 2年データによる1日当たり外来点数の推定結果

被説明変数: log(1日あたり外来点数)				
	係数		標準誤差	p値
本人	0.1068947	***	0.0072806	0
性別	0.0565948	***	0.0050987	0
トレンド	0.002247	**	0.0010478	0.032
改正後	-0.0071332		0.0051134	0.163
改正後×本人	-0.0138116	***	0.0045622	0.002
年齢	-0.0035119	***	0.0011928	0.003
年齢2乗	0.0002421	***	0.0000432	0
年齢3乗	-0.00000276	***	4.56E-07	0
所得	0.0001404	**	0.0000551	0.011
所得2乗	-9.83E-08	*	5.15E-08	0.056
初診からの月数	0.0004265	***	0.0000724	0
疾病ダミー-1	-0.0295617	***	0.0043989	0
疾病ダミー-2	0.3165491	***	0.0070866	0
疾病ダミー-3	-0.0193223		0.0129653	0.136
疾病ダミー-4	0.2225371	***	0.0077479	0
疾病ダミー-5	0.1080181	***	0.0123125	0
疾病ダミー-6	0.0995456	***	0.0113944	0
疾病ダミー-7	0.0572381	***	0.0038091	0
疾病ダミー-8	-0.0957468	***	0.0065316	0
疾病ダミー-9	0.1337079	***	0.0067587	0
疾病ダミー-10	-0.0576025	***	0.0030252	0
疾病ダミー-11	0.0351448	***	0.0028485	0
疾病ダミー-12	-0.1148162	***	0.0039156	0
疾病ダミー-13	-0.0355572	***	0.004645	0
疾病ダミー-14	0.1153291	***	0.0057706	0
疾病ダミー-15	0.012853		0.013616	0.345
疾病ダミー-16	0.0368014		0.0429804	0.392
疾病ダミー-17	0.1028306	***	0.0239544	0
疾病ダミー-18	0.04882	***	0.0072783	0
定数項	5.978207	***	0.017046	0

注) Random-effects GLS regression による推定結果。
 サンプル数は、148498(グループ数32220)
 ***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

表 2-5 2年データによる入院確率の推定結果

被説明変数:入院確率	係数		標準誤差	p値
本人	-0.2767536	***	0.0383213	0
性別	-0.0286223		0.0274167	0.296
トレンド	0.0260487	***	0.0072228	0
改正後	-0.0379895		0.0361337	0.293
改正後×本人	-0.0087886		0.0323535	0.786
年齢	0.0009417		0.006249	0.88
年齢2乗	0.000331		0.0002218	0.136
年齢3乗	-0.00000493	**	2.28E-06	0.031
所得	-0.0011625	***	0.0002889	0
所得2乗	7.24E-07	***	2.70E-07	0.007
初診からの月数	0.0089959	***	0.0002801	0
定数項	-2.927708	***	0.0912329	0
注) Random-effects probit regressionによる推定結果。 サンプル数は、289448(グループ数 36181) ***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。				

表 2-6 2年データによる入院日数の推定結果

被説明変数: log(入院日数)	係数		標準誤差	p値
本人	-0.1346114 **		0.0661636	0.042
性別	0.0654628		0.046297	0.157
トレンド	0.0312061 **		0.0144398	0.031
改正後	-0.1491788 **		0.0717452	0.038
改正後 × 本人	0.0425418		0.0659619	0.519
年齢	0.0461754 ***		0.0100342	0
年齢2乗	-0.0010872 ***		0.0003549	0.002
年齢3乗	0.00000936 ***		3.61E-06	0.009
所得	0.0000778		0.0004726	0.869
所得2乗	-3.51E-07		4.35E-07	0.42
初診からの月数	0.0025567 ***		0.0005517	0
疾病ダミー1	0.0070314		0.0517181	0.892
疾病ダミー2	0.1099664 **		0.0495872	0.027
疾病ダミー3	-0.0203293		0.0824843	0.805
疾病ダミー4	0.0375732		0.0669485	0.575
疾病ダミー5	0.6858255 ***		0.077542	0
疾病ダミー6	0.1582092 *		0.0944112	0.094
疾病ダミー7	-0.0950091 *		0.0532176	0.074
疾病ダミー8	0.0888277		0.0884911	0.315
疾病ダミー9	-0.0951496 *		0.0569841	0.095
疾病ダミー10	-0.1328602 ***		0.0402956	0.001
疾病ダミー11	-0.0213302		0.034801	0.54
疾病ダミー12	0.0260532		0.0544484	0.632
疾病ダミー13	0.1510425 ***		0.0538159	0.005
疾病ダミー14	-0.1419888 ***		0.048067	0.003
疾病ダミー15	-0.446813 ***		0.0587449	0
疾病ダミー16	-0.2517329		0.1671497	0.132
疾病ダミー17	0.2088909		0.1608514	0.194
疾病ダミー18	-0.10032		0.0637927	0.116
定数項	1.491854 ***		0.1534569	0

注) Random-effects GLS regression による推定結果。
 サンプル数は、3697(グループ数2698)
 ***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

表 2-7 2年データによる1日あたり入院点数の推定結果

被説明変数: log(1日あたり入院点数)	係数		標準誤差	p値
本人	0.1922554 ***		0.0667389	0.004
性別	0.1045144 **		0.048414	0.031
トレンド	-0.0026374		0.0124915	0.833
改正後	0.0014957		0.0616025	0.981
改正後×本人	0.0114392		0.0590419	0.846
年齢	-0.0507214 ***		0.0103994	0
年齢2乗	0.0013071 ***		0.00037	0
年齢3乗	-0.0000099 ***		3.78E-06	0.009
所得	0.0010566 **		0.0004879	0.03
所得2乗	-5.95E-07		4.49E-07	0.185
初診からの月数	0.0004017		0.000579	0.488
疾病ダミー1	-0.0208749		0.0489155	0.67
疾病ダミー2	0.3438317 ***		0.0478193	0
疾病ダミー3	-0.4044132 ***		0.0786394	0
疾病ダミー4	0.0059805		0.0648435	0.927
疾病ダミー5	-0.261118 ***		0.0811327	0.001
疾病ダミー6	-0.0497131		0.0912094	0.586
疾病ダミー7	0.122391 **		0.0498109	0.014
疾病ダミー8	0.0856253		0.0840641	0.308
疾病ダミー9	0.1007877 *		0.0550498	0.067
疾病ダミー10	-0.0193248		0.0378815	0.61
疾病ダミー11	-0.0154963		0.0319092	0.627
疾病ダミー12	0.0055561		0.0497541	0.911
疾病ダミー13	-0.0110385		0.0515234	0.83
疾病ダミー14	0.0883099 *		0.0454833	0.052
疾病ダミー15	-0.4090888 ***		0.0573182	0
疾病ダミー16	-0.5037097 ***		0.1586615	0.001
疾病ダミー17	0.1690875		0.1565687	0.28
疾病ダミー18	0.0618963		0.0593383	0.297
定数項	7.7616 ***		0.1554624	0

注) Random-effects GLS regression による推定結果。
 サンプル数は、3697(グループ数2698)
 ***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

さて、外来の推定結果をみると、外来日数、1日あたり外来点数の双方とも、改正後×本人ダミーは負に有意な結果となっており、改正によって外来日数、1日あたり外来点数ともに減少したことがわかった。これは、吉田・伊藤(2000)、Yoshida and Takagi(2002)の推定結果とは異なり、マクロ統計と整合的な結果である。弧弾力性(arc elasticity)を計算すると前者が0.0741、後者が0.0035であった。一方、入院に関しては表2-5から7までの全ての推定結果で改正後×本人ダミーは有意とはならなかった。これは、入院患者の23.6%が高額療養費自

己負担の上限にあたる患者であり、彼らにとって入院はほぼ定額負担となっていることから、反応をしなかったのではないかと考えられる。

結果の頑健性を見るために、3年間のデータを使って同様の推定を行ったものが表2-8から2-12である。説明変数は、上記の各変数に加えて、中間年のダミー変数である改正中および交差項の改正中×本人を入れている。したがって、改正後×本人は最終年のダミー変数である。3年間のデータを用いるのは、改正直前と直後では駆け込み反動のようなことが起きている可能性があり、その場合には改正の効果を大きく拾ってしまう可能性があるからである。このため、改正前後の半年ずつを合わせた1年を中間年として前後を比較して、2年データの結論がどの程度変化するのかをチェックすることにする。

表2-8 2年データによる外来日数の推定結果

被説明変数: 外来日数	係数		標準誤差	p値
本人	0.0509878	***	0.0114547	0
性別	-0.07631	***	0.0077844	0
トレンド	0.0260122	***	0.0013673	0
改正中	0.0403063	***	0.0073884	0
改正後	0.0956041	***	0.0119573	0
改正中×本人	-0.0160856	**	0.0076005	0.034
改正後×本人	-0.0484511	***	0.0077398	0
年齢	-0.0635867	***	0.0017593	0
年齢2乗	0.0017909	***	0.0000628	0
年齢3乗	-0.0000155	***	6.54E-07	0
所得	-0.0000801		0.0000795	0.314
所得2乗	1.23E-07	*	7.34E-08	0.095
初診からの月数	0.0162677	***	0.0000886	0
疾病ダミー1	0.5791366	***	0.0055152	0
疾病ダミー2	0.567265	***	0.0088304	0
疾病ダミー3	0.7107338	***	0.0166737	0
疾病ダミー4	0.6309498	***	0.0096743	0
疾病ダミー5	0.5180928	***	0.0157488	0
疾病ダミー6	0.3589695	***	0.01436	0
疾病ダミー7	0.5707342	***	0.0049216	0
疾病ダミー8	0.5970441	***	0.0076629	0
疾病ダミー9	0.6853604	***	0.0085968	0
疾病ダミー10	0.9312317	***	0.0040464	0
疾病ダミー11	0.1157287	***	0.0038417	0
疾病ダミー12	0.6388986	***	0.0049952	0
疾病ダミー13	0.7141918	***	0.0058583	0
疾病ダミー14	0.6089727	***	0.0072092	0
疾病ダミー15	0.8396117	***	0.0179436	0
疾病ダミー16	-0.026174		0.0524315	0.618
疾病ダミー17	-0.0067553		0.0302583	0.823
疾病ダミー18	0.4305552	***	0.0090551	0
定数項	-0.4176959	***	0.0244348	0

注) Random-effects negative binomial regressionによる推定結果。
 サンプル数は、434172(グループ数36181)
 Log likelihood = -629073.31
 Poisson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、*は10%基準で有意であることを示す。

表 2-9 2年データによる1日あたり外来点数の推定結果

被説明変数: log(1日あたり外来点数)				
	係数		標準誤差	p値
本人	0.0954397	***	0.0067481	0
性別	0.0608186	***	0.00455	0
トレンド	0.0021184	**	0.0008459	0.012
改正中	-0.0153354	***	0.0045313	0.001
改正後	-0.0063847		0.0073188	0.383
改正中×本人	-0.0048236		0.0046256	0.297
改正後×本人	-0.0224242	***	0.004665	0
年齢	-0.0031848	***	0.0010521	0.002
年齢2乗	0.0002565	***	0.0000378	0
年齢3乗	-0.00000305	***	3.97E-07	0
所得	0.0000316		0.0000472	0.504
所得2乗	-8.35E-09		4.38E-08	0.849
初診からの月数	0.0001749	***	0.0000606	0.004
疾病ダミー1	-0.0282114	***	0.0035718	0
疾病ダミー2	0.3228723	***	0.0057655	0
疾病ダミー3	-0.0227216	**	0.010553	0.031
疾病ダミー4	0.2081177	***	0.0063094	0
疾病ダミー5	0.1066617	***	0.010211	0
疾病ダミー6	0.0861194	***	0.0093721	0
疾病ダミー7	0.0579552	***	0.0031245	0
疾病ダミー8	-0.0852841	***	0.0053262	0
疾病ダミー9	0.1342641	***	0.0055796	0
疾病ダミー10	-0.0526897	***	0.0024768	0
疾病ダミー11	0.0380576	***	0.0023198	0
疾病ダミー12	-0.1160392	***	0.0032049	0
疾病ダミー13	-0.0295661	***	0.0037812	0
疾病ダミー14	0.1201015	***	0.0047248	0
疾病ダミー15	0.0134505		0.011082	0.225
疾病ダミー16	0.0803248	**	0.0330523	0.015
疾病ダミー17	0.1145605	***	0.0195292	0
疾病ダミー18	0.0644698	***	0.0059617	0
定数項	6.004564	***	0.0146689	0
注) Random-effects GLS regression による推定結果。				
サンプル数は、222717(グループ数33793)				
***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。				

表 2-10 2年データによる入院確率の推定結果

被説明変数:入院確率	係数		標準誤差	p値
本人	-0.3102531	***	0.0333345	0
性別	-0.0029434		0.0217324	0.892
トレンド	0.0106919	*	0.0056348	0.058
改正中	0.0206204		0.0306975	0.502
改正後	0.0156763		0.0497709	0.753
改正中×本人	-0.0031495		0.0311112	0.919
改正後×本人	0.0946027	***	0.0310073	0.002
年齢	0.0034581		0.0049504	0.485
年齢2乗	0.0002476		0.0001753	0.158
年齢3乗	-0.00000416	**	1.80E-06	0.021
所得	-0.0011267	***	0.0002293	0
所得2乗	6.79E-07	***	2.14E-07	0.001
初診からの月数	0.0089602	***	0.0002236	0
定数項	-2.801713	***	0.0716715	0
注) Random-effects probit regressionによる推定結果。 サンプル数は、434172(グループ数 36181) ***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。				

表 2-11 2年データによる入院日数の推定結果

被説明変数: log(入院日数)	係数		標準誤差	p値
本人	-0.0997771		0.0618359	0.107
性別	0.0316652		0.0388099	0.415
トレンド	-0.0024977		0.0120545	0.836
改正中	0.0298206		0.0650374	0.647
改正後	0.0442099		0.1064332	0.678
改正中×本人	0.035465		0.066451	0.594
改正後×本人	0.0184289		0.0665314	0.782
年齢	0.0364426	***	0.0082595	0
年齢2乗	-0.0008357	***	0.0002919	0.004
年齢3乗	0.00000749	**	2.97E-06	0.012
所得	-0.0004925		0.0003999	0.218
所得2乗	1.01E-07		3.68E-07	0.784
初診からの月数	0.002264	***	0.0004647	0
疾病ダミー1	-0.0488542		0.0425651	0.251
疾病ダミー2	0.0776289	*	0.0408888	0.058
疾病ダミー3	-0.0699606		0.0667364	0.294
疾病ダミー4	0.0434157		0.0541481	0.423
疾病ダミー5	0.5110472	***	0.0637959	0
疾病ダミー6	0.1123199		0.0738159	0.128
疾病ダミー7	-0.1322801	***	0.0440375	0.003
疾病ダミー8	-0.0438186		0.0721692	0.544
疾病ダミー9	-0.0687461		0.0454332	0.13
疾病ダミー10	-0.163697	***	0.0332504	0
疾病ダミー11	-0.0303937		0.0286534	0.289
疾病ダミー12	-0.0522857		0.0450887	0.246
疾病ダミー13	0.1267563	***	0.0437543	0.004
疾病ダミー14	-0.1693138	***	0.039898	0
疾病ダミー15	-0.550105	***	0.0485864	0
疾病ダミー16	-0.3964892	***	0.1206611	0.001
疾病ダミー17	0.0860836		0.1209127	0.476
疾病ダミー18	-0.185004	***	0.0515169	0
定数項	1.883149	***	0.1265994	0
注) Random-effects GLS regression による推定結果。 サンプル数は、5607(グループ数3906) ***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。				

表 2-12 2年データによる1日あたり入院点数の推定結果

被説明変数: log(1日あたり入院点数)	係数		標準誤差	p値
本人	0.1895002	***	0.0588625	0.001
性別	0.0995807	**	0.0392469	0.011
トレンド	-0.0068607		0.0099893	0.492
改正中	0.035057		0.0540236	0.516
改正後	0.0892389		0.0879764	0.31
改正中×本人	-0.0028983		0.0572244	0.96
改正後×本人	-0.0261202		0.0584007	0.655
年齢	-0.0477316	***	0.0082431	0
年齢2乗	0.0012601	***	0.0002933	0
年齢3乗	-0.00000953	***	3.00E-06	0.001
所得	0.0010652	***	0.000397	0.007
所得2乗	-5.54E-07		3.66E-07	0.13
初診からの月数	0.0003853		0.0004595	0.402
疾病ダミー1	0.0342306		0.0381801	0.37
疾病ダミー2	0.3250994	***	0.0380722	0
疾病ダミー3	-0.3557534	***	0.0607453	0
疾病ダミー4	-0.0297696		0.0504295	0.555
疾病ダミー5	-0.1830793	***	0.0635944	0.004
疾病ダミー6	0.0451303		0.0686338	0.511
疾病ダミー7	0.1181213	***	0.0393494	0.003
疾病ダミー8	0.0603788		0.0646897	0.351
疾病ダミー9	0.0977239	**	0.0424767	0.021
疾病ダミー10	-0.0068913		0.0300001	0.818
疾病ダミー11	-0.0028608		0.0253031	0.91
疾病ダミー12	0.0121809		0.0402586	0.762
疾病ダミー13	-0.0204096		0.0402441	0.612
疾病ダミー14	0.0548875		0.0362445	0.13
疾病ダミー15	-0.4185106		0.045225	0
疾病ダミー16	-0.3742416	***	0.1079114	0.001
疾病ダミー17	0.2403693	**	0.1129246	0.033
疾病ダミー18	0.0486811		0.0459633	0.29
定数項	7.698712	***	0.123316	0
注) Random-effects GLS regression による推定結果。 サンプル数は、5607(グループ数3906) ***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。				

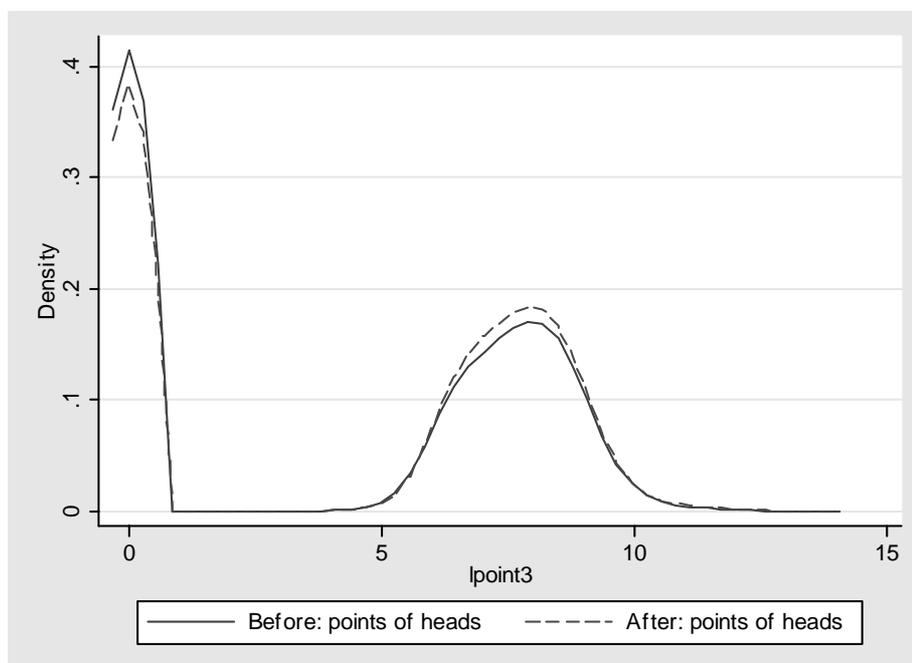
結果は、外来については2年データとほぼ同様であり、外来日数、1日あたり外来点数の両者とも、改正後×本人ダミーが有意な結果となっている。弧弾力性を計算すると前者が0.0778、後者が0.0038であり、これも2年データとほぼ同様の値である。一方、入院については入院確率における改正後×本人ダミーが正で有意となる結果である。つまり、自己負担率が増加したのに入院患者が増加し

たという結果である。入院がそもそも患者の決定で行える変数ではないと考えれば、自己負担増によって外来の収入が低下した供給者が、収入を補うために入院確率を増加させる医師誘発需要の可能性も考えられる。もっとも、この点は政策的に微妙な点を含んでいるため、今後さらなる検証を行う予定である。

(4)医療点数分布による補完

以上の分析は、医療費分布や受診行動の分布を特定化して、改正効果などをパラメーターによって分析する「パラメトリック」なアプローチであった。しかしながら、こうした分布が前提として必ずしも適切ではない場合には、パラメトリックなアプローチはミスリーディングな結果をもたらすことが知られている。そこで、本節では近年急速に普及している Kernel 推定¹⁷を用いて、改正前後における医療費分布を視覚化し、これまでの分析を確認することにする。まず、表 2-13 は本人における改正前と改正後の対数変換をした医療費分布である。2 年データを用いている。ここでは無受診を 0 としているが、改正前後で無受診者が増加したことがよくわかる一方、受診者は改正後に減少していることがわかる。受診者の医療費分布は対数変換するとほぼ正規分布に近いことから、本章で扱った定式化に大きな誤りはなさそうである。

表 2-13 本人の医療点数の Kernel density estimate



¹⁷ ノンパラメトリック(Nonparametric)推定の一環であり、1 変数の場合、確率密度分布を、適当なカーネル関数と幅(bandwidth)を選ぶことによって近似する。非常にスムーズな分布を描くことができる。

一方、表 2-14 は外来だけを取り出してみたものであるが、表 2-13 の特徴はほぼ外来から得られたものであることがわかる。

表 2-14 本人の外来点数の Kernel density estimate

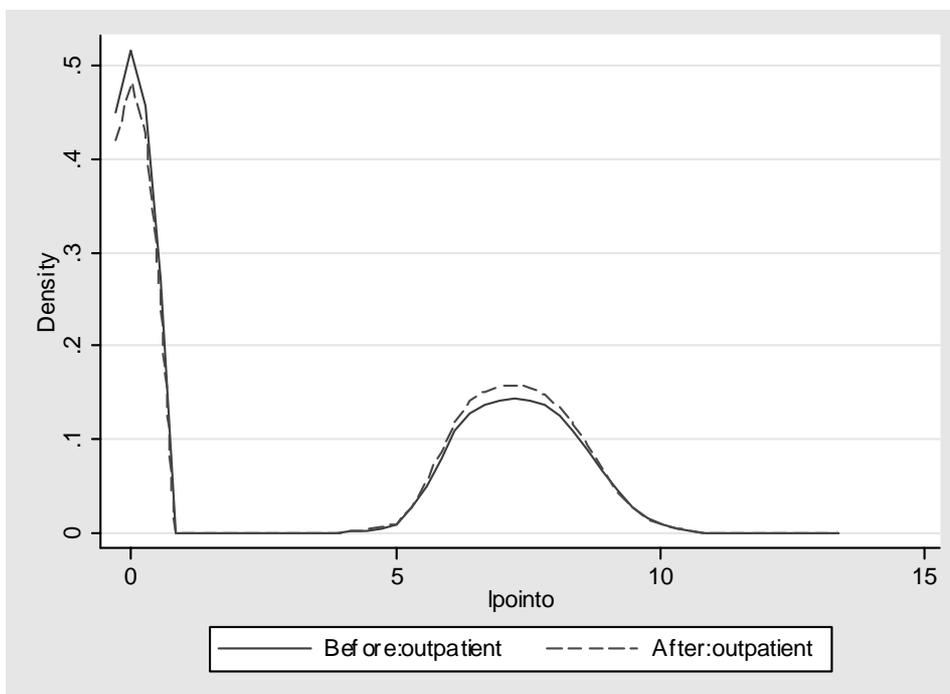
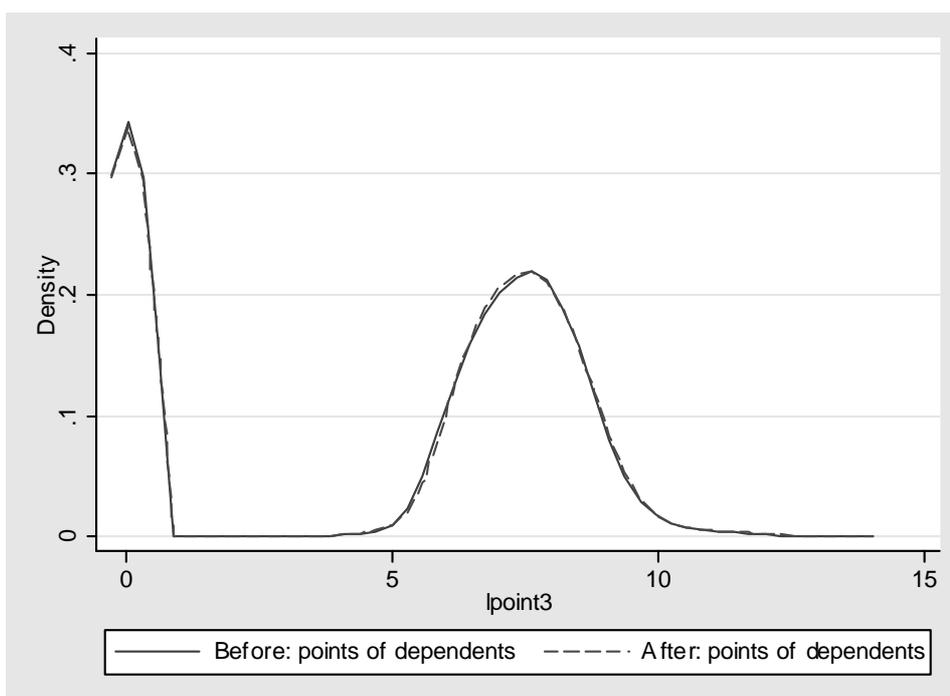
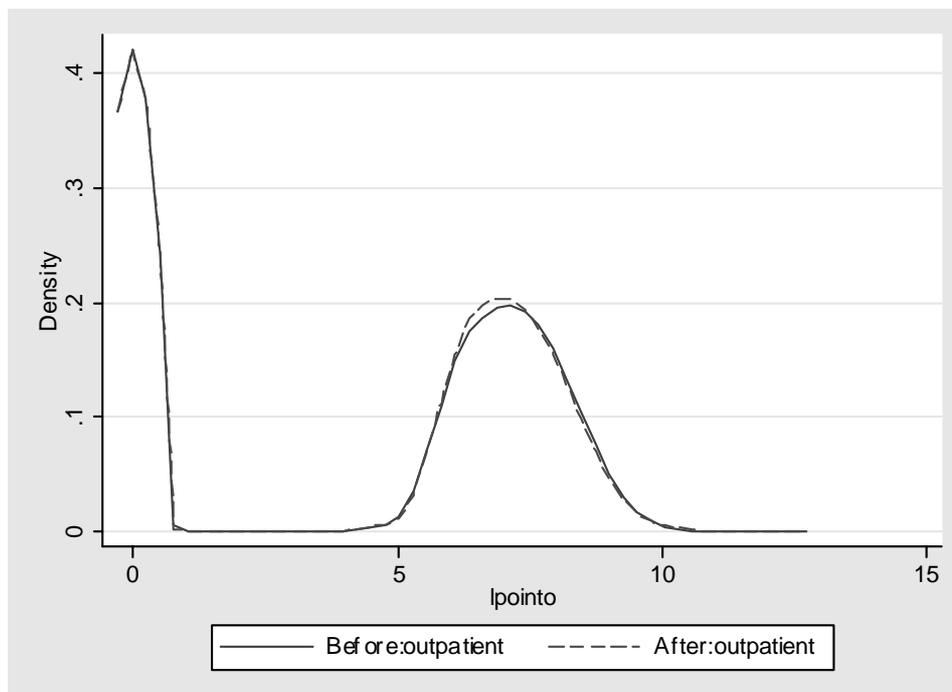


表 2-15 家族の医療点数の Kernel density estimate



一方、表 2-15、2-16 は家族の医療点数及び外来点数の分布を見たものである。表 2-13 と著しく違い、改正前後でほとんど変化がないことが見て取れる。これも、パラメトリックな分析と整合的な結果である。

表 2-16 家族の医療点数の Kernel density estimate



次に、無受診者や非入院者を除いて、受診を行った人の点数の分布を見ておくことにする。表 2-17、18 は本人の外来と入院点数、表 2-19、20 は家族の外来と入院点数の分布を見たものである（全て対数変換）。本人の外来点数の分布は、パラメトリックな分析では見られない分布のキンクが見られる。これらは薬剤費一部負担の影響と想像されるが、これらの点はパラメトリックな定式化が難しい部分である。家族についても同様のキンクが現れている。分布自体は、本人、家族ともに外来については前後の変化があまり見て取れない。入院については、本人家族ともに改正後の方がやや分布が右にずれていることがわかる。

表 2-17 無受診者を除く本人の外来点数の Kernel density estimate

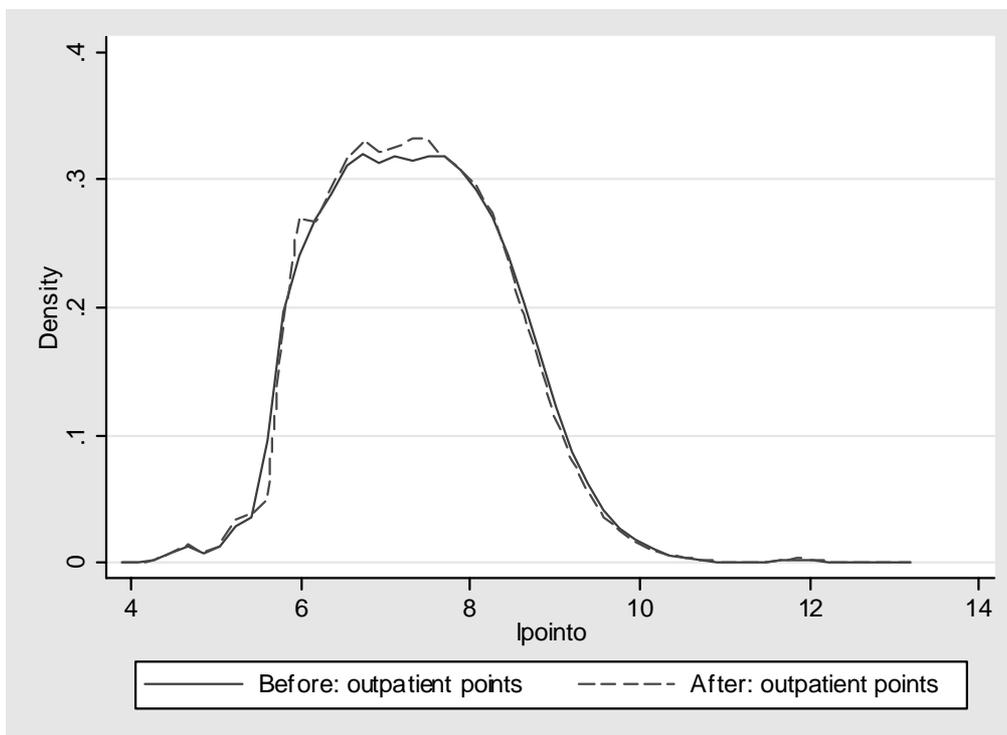


表 2-18 非入院者を除く本人の入院点数の Kernel density estimate

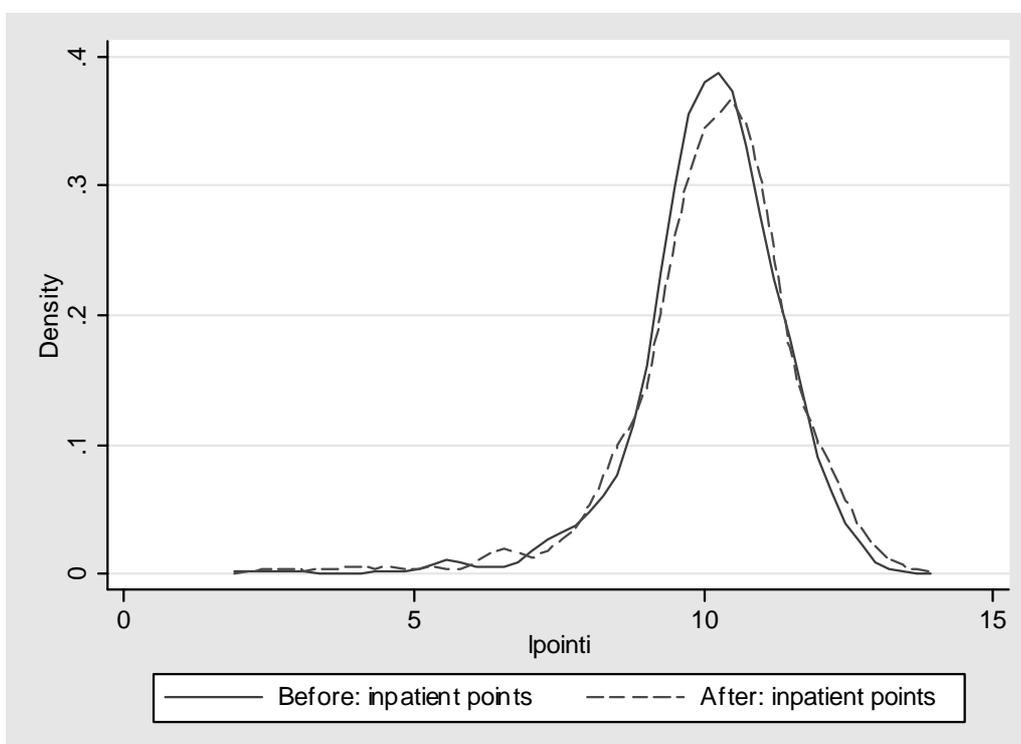


表 2-19 無受診者を除く家族の外来点数の Kernel density estimate

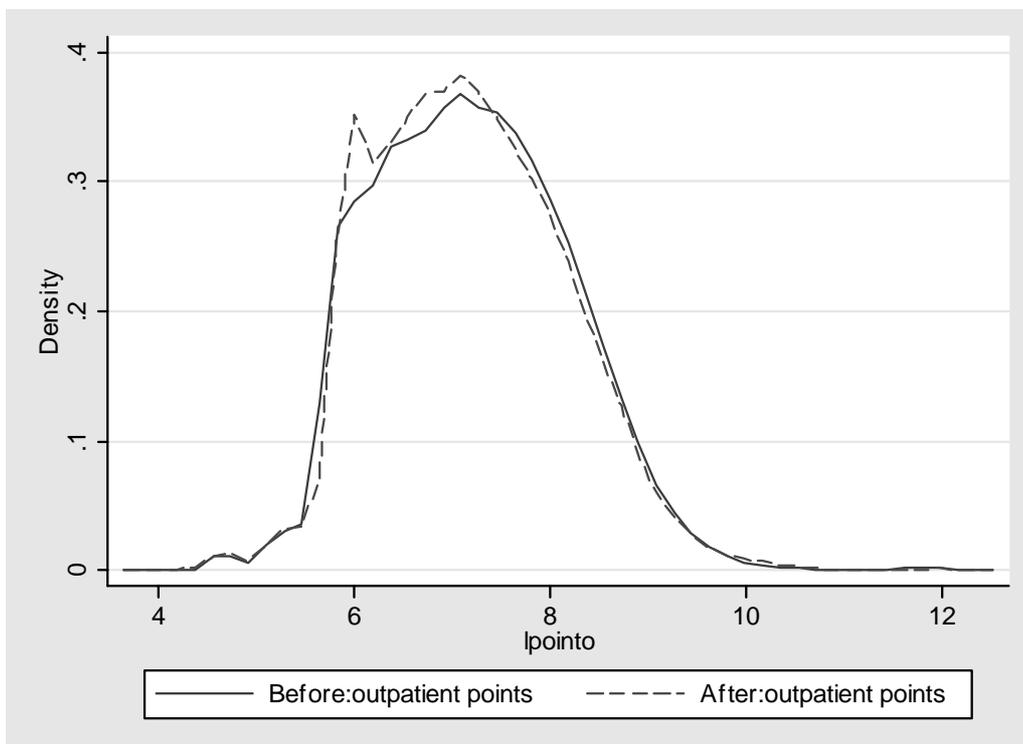
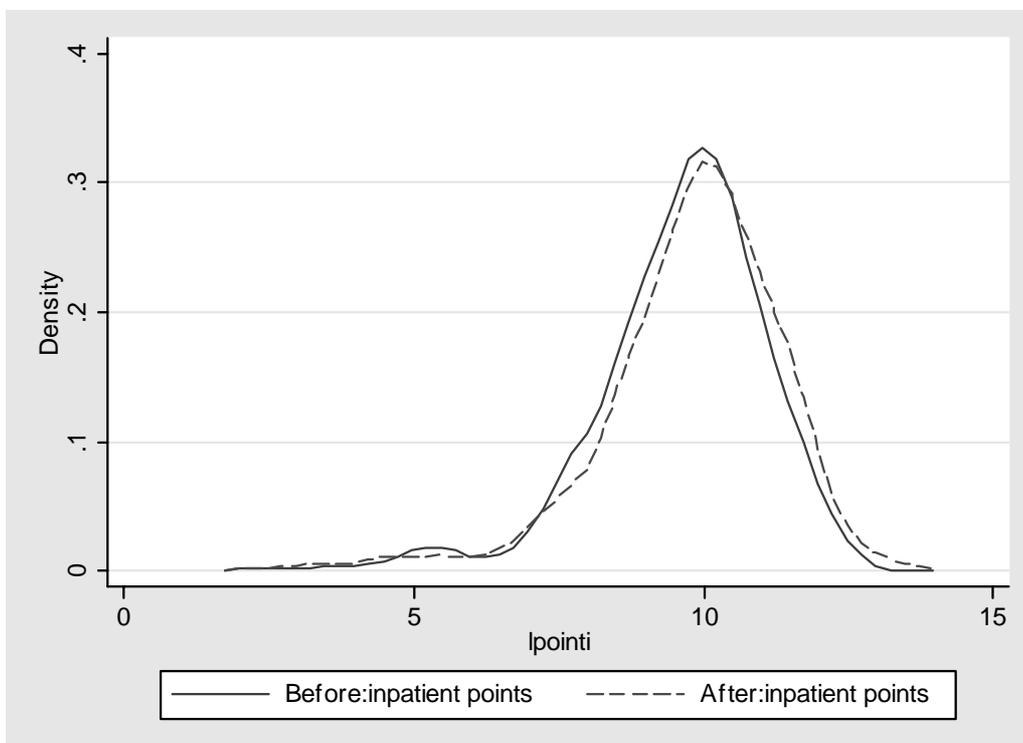


表 2-20 非入院者を除く家族の入院点数の Kernel density estimate



(5) まとめ

厚生労働省保険局が収集した111企業における96年4月から99年11月までの44ヶ月のレセプトデータを解析した結果、わが国における外来の価格弾力性の計測結果は、0.075~0.08程度であることがわかった。これは、これまでの研究とほぼ整合的な結果であるが、推定方法やサンプルは先行研究の様々な問題を克服した推定結果であることから最も信頼性の高いものと考えられる。また、入院については各推定ともに有意な結果が得られておらず、弾力性はきわめて低いと判断される。

参考文献

- 吉田あつし・伊藤正一(2000)「健康保険制度の改正が受診行動に与えた影響」『医療経済研究』Vol.7,pp.101-120
- Zweifel, P., and W.G. Manning(2000) Moral hazard and consumer incentives in health care, in Handbook of Health Economics(Ed.) A.J.Culyer and J.P.Newhouse, Elsevier, Amsterdam, pp.409-459
- Cutler, D.M., and R.J. Zeckhauser(2000) The Anatomy of Health Insurance, in Handbook of Health Economics(Ed.) A.J.Culyer and J.P.Newhouse, Elsevier, Amsterdam, pp.563-643
- Newhouse,J.P., and the Insurance Experiment Group(1993) Free for All? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment, Harvard University, Cambridge,MA
- Battacharya, J., W.B Vogt, A. Yoshikawa and T. Nakahara(1996) The utilization of outpatient medical services in Japan, Journal of Human Resources 31(2), pp.450-476
- Yoshida, A., and S. Takagi(2002) Effect of the Reform of the Social Medical Insurance System in Japan, The Japanese Economic Review 53(4), pp.444-465

3章 高齢者医療の価格弾力性の計測

(1)計測の方針と特徴

既に1章で触れたように、個票を用いた先行研究である吉田・山村(2003)及び増原ほか(2002)は、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)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という価格弾力性が得られている。

しかしながら、健保組合に所属している老健対象者サンプルはかなり特殊なサンプルであることに注意が必要である。本人の場合は、老健対象者になっても働き続けている会社役員や社長であり、家族の場合には本人の被扶養者になっているサンプルであり、どちらにしてもバイアスが大きいと考えられる。したがって、老健対象者のほとんどが所属している国保データの分析を行うことが望ましいと考えられる。

本章では、吉田・山村(2003)、増原ほか(2002)と同様に、老健移行者の前後を比較するアプローチを採るが、用いるデータは国保データであり、普遍性の高い結果が期待される。

(2)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り、期間内に国保一般から老健に移った対象者を取り出した。対象者は確率1/2の無作為で抽出されている。

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データが存在している。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データと同様のものの他、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、サンプルにバイアスが生じてしまう。そこで、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とりだし、期間内に脱退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、国保一般から老健に移行したサンプルのみを用いることとした。

またこのデータでは、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)は把握されているものの、無受診月である場合には区分がわからないという問題がある。この点に対処するために、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することにした。身障者の場合には、年齢が70歳にみたと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以降となる。

主要な変数の記述統計は表3-1の通りである。

表 3-1 記述統計

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
外来				
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
入院				
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 3-2 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。細目を詳しく見ると、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、両方の効果があることが伺える。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。細目を見ると、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 とあまり変化は見られず、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 3-2 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
外来				
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
入院				
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3-1に同じ。				

(3)推定モデル

推定モデルは、2章の分析と同様、先行研究にしたがって、受診・入院確率や日数といった患者の選択が可能なパートと、受診後の医療費(1日当たり)という患者よりも医療提供者の選択が支配的であると思われるパートに分けた2パートモデルの推定を行う。外来は患者のパートとして外来日数を直接分析するが、入院の場合には入院をするか否かという入院確率とその後の入院日数では患者の選択の度合いが異なると考えられる。つまり、入院するか否かは患者の選択権があっても、入院日数は医療提供者の選択が大きいと考えられることから、両者を分けた推定を行うことにする¹。したがって、被説明変数については、2章同様、外来が、1月当たりの外来日数、1日当たりの外来費用という2パートモデル、入院が1月当たりの入院確率、入院をした患者の入院日数、1日当たりの入院点数という3パートモデルとなる。

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て、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つたかどうかを判断する。2章と同様、Difference in Difference 推定を用いなかった理由は、

¹外来と同様、入院日数を直接分析した Negative Binominal Regression も行ったが、0が非常に多い分布であるため、適切な推定が行えなかった。

適当な非対象グループ(Control Group)が設定できなかったことにあるが、2章の場合と異なり、老健の対象年齢となる時期は個人別に異なっている。つまり、景気要因などの外部要因は個人別に異なっているのであり、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²。その他の変数は、ほぼ対数正規(log normal)分布を持ってい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³。

(4)推定結果

推定結果は、表3-3から表3-7に示す通りである。表3-3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。

² 外来日数や入院日数などの日数のデータは、非負で離散のカウントデータ(1,2,3...といった回数)のデータ)であり、このようなデータを推定する際の確率分布としてポワソン分布が最近によく用いられる。ポワソン分布は比較的まれな事象を近似する確率分布として知られており、平均値と分散が同一であるという特徴を持つ。しかしながら、実際のカウントデータはしばしば0が非常に多いあるいは平均値よりも分散が多いことが経験的に知られており、このようなデータに当てはめるための確率分布として、ポワソン分布の拡張として Negative Binominal Model 分布(負の2項分布)がよく用いられている。しかしながら、Negative Binominal Model 分布も適切ではないほど0が多いデータであったため、01の二値の選択が可能な Probit 推定を行って、その後日数に対数正規分布を仮定した推定を行うことにした。

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的な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な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。通常のOLSの想定を満たす被説明変数のデータにおいては、GLS(Generalized Least Squares)が推定方法として用いられる。

表 3-3 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。

表 3-4 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。

表 3-4 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 3-5 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 3-6）や 1 日当たり入院費（表 3-7）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 3-5 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 3-6 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 3-7 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) を計算する。まず、外来日数については、表 3-3 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。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 という結果となる。したがって、弾力性は約 0.1 程度という結果となった。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。

(5)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。

本章の問題は、地域として富山県国保連合会のみでの分析であったため、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、このプロジェクトで収集された様々な地域の国保データを今後分析することにより、普遍性が増すと思われる。もう一つは、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。例えば、歯科や待つことができる疾病の場合、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言ったことがあると想像される。この場合は、2章で行われた分析のように、改正前後をある程度期間を延ばして頑健性をチェックすべきである。また、吉田・山村(2003)が指摘しているように、外総診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だろう。これらの点は、今後の課題である。

参考文献:

- 澤野孝一郎 (2000) 「高齢者医療における自己負担の役割 - 定額自己負担制と定率自己負担制」『医療と社会』 10(2), 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』127-148, 東京大学出版会
- 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』 27(1):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』 14(2):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』 Vol.38 No.1, 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 DP144
- 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*, 31(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.
- 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*, 1(2), pp.115-126.
- 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* 77(3), pp. 251-277.
- Newhouse, J.P. and the Insurance Experiment Group (1993), *Free for all? Lessons from the Health Insurance Experiment*, Harvard University Press, Cambridge, M.A.
- Phelps, C.E. and Newhouse J.P. (1972), “The Effects of Coinsurance on Demand for Physician Services”, RAND Publication R-976-OEO, Santa Monica, CA.
- Yoshida, A. and S. Takagi (2002) Effect of the reform of the social medical insurance system in Japan, *The Japanese Economic Review*, 53(4), pp. 444-465.
- Zweifel, P. and W.G. Manning (2000) Moral Hazard and Consumer Incentives in Health Care, in *Handbook of Health Economics* (Ed.) A.J. Culyer and J.P. Newhouse, Elsevier, Amsterdam, pp. 409-459.

4章 疾病別の価格弾力性の計測

(1)問題意識

2章、3章でみたように、高齢者と一般（非高齢者）別、外来と入院別にみても価格弾力性の値は大きく異なっている。この考えを一步進めれば、疾病別にも医療需要行動の価格弾力性は異なると考えられる。本章では、疾病別に価格弾力性の値を計測し、その含意を考えることにする。

一般に大衆薬を使ったり、医療を行わずとも治療が可能な軽医療は、価格が高ければ他の代替療法を用いるという意味で、価格弾力性が高くなると考えられる。そのような軽医療の代表は、風邪であるが、井伊・大日の一連の業績や鈴木・大日(2000)では様々な形で軽医療の価格弾力性を計測し、軽医療全体の弾力性は0.123～0.149、風邪は0.23～0.36、さらに個別の軽医療で0.87～3.69と弾力性はかなり高いことを示している。一方、医療機関以外に代替する療法を持たない慢性疾患や重度の疾病に関しては、少々価格が高くなっても医療需要行動が変化しないという意味で、価格に対して非弾力的であると考えられる。慢性疾患などを含めた計測例としては、Battacharya et al(1996)、Yoshida・Takagi(2002)、鴫田ほか(2000)等が挙げられるが、このうち、鴫田ほか(2000)では高血圧、ぜんそく、風邪、けがの別に97年9月の自己負担率改正の影響を見ており、本人の風邪や喘息が有意な影響があるのに対して、それ以外の疾病では有意な影響が無いことが示されている。また、Yoshida・Takagi(2002)においても、風邪や皮膚病、けがなどに比べて、高血圧が非弾力的であることが報告されている。

疾病別に価格弾力性が異なるということは、政策的にどのようなことを意味するのであろうか。一つの解釈は、自己負担が一律に引上げられた場合、風邪やけがといった軽医療の患者ほど、医療機関にかからなくなる割合が大きくなるというものである。よく言われるように「風邪は万病の元」という立場からすると、最初の入り口に来る患者が減るという意味で、重い疾病を見逃す可能性が高まることを意味するので問題であろう。一方で、慢性疾患や重度の疾病患者については、自己負担が高まっても医療需要があまり変化しないのだから、自己負担率引き上げの影響は主にこのような患者が負担するということを意味する。これは、公平性の観点から見て、本来救済されるべき人々がより多くの負担をするという意味で問題があると考えられる。そのような観点から医療政策を見るためにも、疾病別の価格弾力性を計測する意義は大きい。さらに、医療経済学的な観点からは、一律に自己負担率を設定するのではなく、高齢者と一般で自己負担率が異なるように、疾病別に自己負担率を変えるという考え方も存在する。この場合にも、価格弾力性によって自己負担率を変えることになるので、疾病別価格弾力性の計測が重要となる。

(2)データと分析手法

価格弾力性の計測には、2章と同様、厚生労働省保険局が収集した111企業のレセプトデータを用いる。これは、96年4月から99年11月までの44ヶ月の情報が個人別に入っているものであり、無受診月の医療費は0であり、すべての期間に無受信者であったサンプルも含んでいる。このデータから全ての期間に加入者であったサンプルを取り出した上で、5%のランダム抽出をし、3ヶ月ごとに集計したデータを作成した。2章では、97年9月の改正前後の1年ずつを取ったサンプル（2年データ）および96年4月から97年3月、97年4月から

98年3月、98年4月から99年3月の3期間を取ったサンプル(3年データ)の2つのデータセットを作成したが、本章ではそのうち2年データの外来サンプルデータを用いる。疾病の種類は、119の疾病コードから比較的多数のサンプルが存在する風邪、糖尿病、高血圧、心疾患、腰痛、胃炎、皮膚疾患、うつ・ストレス性疾患を採り上げる事にした。まず、これらの疾病別にデータセットを作成する。当該疾病サンプルは、この期間に1度でもその疾病に罹ったサンプルのエピソードデータであり、当該疾病の受診月以外を全て0とした。0となる月は主に無受診月であるが、当該疾病以外の疾病に罹った場合でも0となる。分析手法は、2章の外来データで用いた分析と同様、本人を Treatment Group、家族を Control Group とした Difference in Difference 推定¹であり、外来日数と1日当たり外来点数を被説明変数とした分析を行う。説明変数は全てのモデルで、年齢、年齢2乗、年齢3乗、所得、所得2乗、性別、加齢を考慮するためのトレンド、診療開始日からの経過日数に加え、DD推定に必要な本人ダミー、改正後のダミー変数、両者の交差項の改正後×本人とする。それぞれ、Random Effect Negative Binominal Regression 及び Random Effect GLS で推定を行った²。

(3)推定結果

推定結果は外来日数が表 4-1～4-8、1日当たり外来点数が表 4-9～4-16 である。

¹ 日本語で「差分の差推定」とも言う。政策の効果(たとえばこの場合には自己負担率引き上げ)を見る場合に、政策が行われたグループ(Treatment Group)の政策前後の行動を比較するだけでは通常は不十分である。なぜならば、このグループの前後の行動の差には、政策の効果のほか、さまざまな外部の要因(たとえば、景気の変動、高齢化)が行動の差に影響する可能性が存在するからである。その場合、政策が行われていない被対象グループ(Control Group)の行動を参照することにより、政策以外の外部の要因をコントロールして純粋に政策の効果を取り出す推定方法が Difference in Difference 推定法(略称 DD 推定)である。

² 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。通常のOLSの想定を満たす被説明変数のデータにおいては、GLS(Generalized Least Squares)が推定方法として用いられるほか、被説明変数が0か1かというような2値選択データにおいては、Random Effect を考慮したプロビットモデル(Probit Model)が用いられる。外来日数や入院日数などの日数のデータは、非負で離散のカウントデータ(1,2,3...といった回数のデータ)であり、このようなデータを推定する際の確率分布として、ポワソン分布の拡張である Random Effect を考慮した Negative Binominal Model 分布(Random Effect を考慮した負の2項分布)がよく用いられている。

表 4-1 風邪の外来日数

被説明変数: 外来日数

	係数	標準誤差	p値
本人	0.0925443 ***	0.0198686	0
性別	-0.0523185 ***	0.0117947	0
トレンド	-0.0165322 ***	0.0036179	0
改正後	0.1797966 ***	0.0174687	0
改正後 × 本人	-0.0931382 ***	0.0173249	0
年齢	-0.1559868 ***	0.0028103	0
年齢2乗	0.0048502 ***	0.0001142	0
年齢3乗	-0.000049 ***	0.00000131	0
所得	0.0001314	0.000152	0.387
所得2乗	-0.000000166	0.000000147	0.258
初診からの月数	0.0157778 ***	0.0001608	0
定数項	-0.3654594 ***	0.0422506	0

注) Random-effects negative binomial regressionによる推定結果。

サンプル数は、162216(グループ数20277)

Log likelihood = -221459.17

Poisson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、*は10%基準で有意であることを示す。

表 4-2 糖尿病の外来日数

被説明変数: 外来日数

	係数	標準誤差	p値
本人	-0.2938467 **	0.1176993	0.013
性別	0.5018927 ***	0.0958659	0
トレンド	0.0781613 ***	0.0151648	0
改正後	-0.1909795 **	0.0952713	0.045
改正後 × 本人	0.0278364	0.0828999	0.737
年齢	0.0117553	0.0662574	0.859
年齢2乗	0.0005861	0.0016177	0.717
年齢3乗	-0.00000668	0.0000127	0.597
所得	0.0008656	0.0007447	0.245
所得2乗	-0.00000105	0.000000656	0.109
初診からの月数	0.0147485 ***	0.0006395	0
定数項	-3.095487 ***	0.8861342	0

注) Random-effects negative binomial regressionによる推定結果。

サンプル数は、5416(グループ数 677)

Log likelihood = -10031.299

Poisson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、*は10%基準で有意であることを示す。

表 4-3 高血圧の外来日数

被説明変数: 外来日数			
	係数	標準誤差	p値
本人	0.0008501	0.0697867	0.99
性別	0.1532958 **	0.0612784	0.012
トレンド	0.0571004 ***	0.007277	0
改正後	-0.1001067 **	0.0440275	0.023
改正後 × 本人	-0.0195893	0.0381531	0.608
年齢	0.0898407 **	0.0388401	0.021
年齢2乗	0.0001508	0.0009424	0.873
年齢3乗	-0.0000125 *	0.00000737	0.09
所得	-0.0005983	0.0004198	0.154
所得2乗	0.000000559	0.000000367	0.128
初診からの月数	0.0148896 ***	0.0003531	0
定数項	-3.98341 ***	0.5414529	0

注) Random-effects negative binomial regressionによる推定結果。

サンプル数は、12104(グループ数 1513)

Log likelihood = -27050.337

Poisson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、*は10%基準で有意であることを示す。

表 4-4 心疾患の外来日数

被説明変数: 外来日数			
	係数	標準誤差	p値
本人	-0.2825164 ***	0.1008434	0.005
性別	0.2924341 ***	0.0779637	0
トレンド	0.042574 **	0.017905	0.017
改正後	-0.0744643	0.0963164	0.439
改正後 × 本人	0.036574	0.0826048	0.658
年齢	-0.0413985 **	0.0204851	0.043
年齢2乗	0.0015648 **	0.0006286	0.013
年齢3乗	-0.0000113 *	0.00000577	0.051
所得	0.0006591	0.0006301	0.296
所得2乗	-0.00000119 **	0.000000558	0.033
初診からの月数	0.0146046 ***	0.0006487	0
定数項	-2.630481 ***	0.251397	0

注) Random-effects negative binomial regressionによる推定結果。

サンプル数は、7048(グループ数 881)

Log likelihood = -10038.073

Poisson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、*は10%基準で有意であることを示す。

表 4-5 腰痛の外来日数

被説明変数: 外来日数

	係数	標準誤差	p値
本人	0.0015572	0.0914799	0.986
性別	0.0213997	0.0646723	0.741
トレンド	0.010904	0.019081	0.568
改正後	0.1276815	0.1086802	0.24
改正後 × 本人	-0.1296666	0.0926395	0.162
年齢	0.0231586	0.032164	0.472
年齢2乗	-0.0003218	0.0009038	0.722
年齢3乗	0.00000283	0.00000795	0.722
所得	-0.0008422	0.000624	0.177
所得2乗	0.000000485	0.000000582	0.404
初診からの月数	0.0100305 ***	0.0004892	0
定数項	-3.2046 ***	0.3885564	0

注) Random-effects negative binomial regressionによる推定結果。

サンプル数は、11104(グループ数 1388)

Log likelihood = -11749.555

Poisson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、*は10%基準で有意であることを示す。

表 4-6 胃炎の外来日数

被説明変数: 外来日数

	係数	標準誤差	p値
本人	0.202751 ***	0.0584485	0.001
性別	-0.1545759 ***	0.043804	0
トレンド	-0.0160596	0.0120813	0.184
改正後	0.1355336 **	0.0668134	0.043
改正後 × 本人	-0.0552877	0.0571972	0.334
年齢	0.0255791 *	0.0140657	0.069
年齢2乗	-0.0003605	0.0004256	0.397
年齢3乗	0.00000221	0.00000395	0.576
所得	0.0009312 **	0.0004056	0.022
所得2乗	-0.000000734 **	0.000000366	0.045
初診からの月数	0.0125216 ***	0.0003316	0
定数項	-3.386384 ***	0.1794747	0

注) Random-effects negative binomial regressionによる推定結果。

サンプル数は、22784(グループ数 2848)

Log likelihood = -25805.163

Poisson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、*は10%基準で有意であることを示す。

表 4-7 皮膚疾患の外来日数

被説明変数: 外来日数			
	係数	標準誤差	p値
本人	0.1022921 ***	0.0321227	0.001
性別	-0.0273788	0.0190594	0.151
トレンド	0.1144942 ***	0.0068496	0
改正後	-0.3178692 ***	0.0333539	0
改正後 × 本人	-0.0783019 **	0.0311643	0.012
年齢	-0.0050468	0.0043469	0.246
年齢2乗	-0.0000142	0.0001681	0.933
年齢3乗	-0.000000591	0.00000185	0.749
所得	-0.0004314 *	0.0002338	0.065
所得2乗	0.000000479 **	0.00000022	0.03
初診からの月数	0.0115179 ***	0.0002176	0
定数項	-2.430512 ***	0.0675931	0

注) Random-effects negative binomial regressionによる推定結果。

サンプル数は、66736(グループ数 8342)

Log likelihood = -81084.127

Poisson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、*は10%基準で有意であることを示す。

表 4-8 うつ・ストレス性疾患の外来日数

被説明変数: 外来日数			
	係数	標準誤差	p値
本人	-0.3496312 ***	0.1037596	0.001
性別	0.4000684 ***	0.0816382	0
トレンド	0.0690646 ***	0.0173439	0
改正後	-0.1085738	0.0914435	0.235
改正後 × 本人	0.1577352 **	0.0792351	0.047
年齢	0.0819732 **	0.0335412	0.015
年齢2乗	-0.0009855	0.0010017	0.325
年齢3乗	-0.000000815	0.000000929	0.93
所得	-0.0011274	0.0007853	0.151
所得2乗	0.000000836	0.000000709	0.238
初診からの月数	0.0146273 ***	0.0005876	0
定数項	-3.218849 ***	0.4212346	0

注) Random-effects negative binomial regressionによる推定結果。

サンプル数は、5120(グループ数 640)

Log likelihood = -9789.4994

Poisson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、*は10%基準で有意であることを示す。

表 4-9 風邪の 1 日当たり外来点数

被説明変数: log(1日当たり外来点数)			
	係数	標準誤差	p値
本人	0.1096136 ***	0.0085401	0
性別	0.031065 ***	0.0054822	0
トレンド	0.0042605 ***	0.0014156	0.003
改正後	-0.0088808	0.0065118	0.173
改正後 × 本人	-0.0231637 ***	0.0060596	0
年齢	-0.0086191 ***	0.0012893	0
年齢2乗	0.0004453 ***	0.0000507	0
年齢3乗	-0.00000497 ***	0.000000565	0
所得	-0.0001317 **	0.0000671	0.05
所得2乗	0.000000103	6.45E-08	0.11
初診からの月数	0.0010622 ***	0.0001097	0
定数項	6.00381 ***	0.0192268	0

注) Random-effects GLS regressionによる推定結果。

サンプル数は、54339(グループ数20274)

***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

表 4-10 糖尿病の 1 日当たり外来点数

被説明変数: log(1日当たり外来点数)			
	係数	標準誤差	p値
本人	0.0396286	0.0781792	0.612
性別	0.0446555	0.0613445	0.467
トレンド	-0.0017318	0.00707	0.806
改正後	0.0669134	0.044964	0.137
改正後 × 本人	-0.0252281	0.0402467	0.531
年齢	0.0182639	0.0448388	0.684
年齢2乗	-0.0006036	0.001104	0.585
年齢3乗	0.00000546	0.0000087	0.53
所得	0.0002366	0.0004965	0.634
所得2乗	-3.7E-09	0.000000431	0.993
初診からの月数	0.001587 ***	0.0004152	0
定数項	6.176146 ***	0.5925233	0

注) Random-effects GLS regressionによる推定結果。

サンプル数は、2429(グループ数676)

***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

表 4-11 高血圧の1日当たり外来点数

被説明変数: log(1日当たり外来点数)			
	係数	標準誤差	p値
本人	0.087228 **	0.0438524	0.047
性別	0.0386364	0.0377216	0.306
トレンド	0.0017295	0.0032384	0.593
改正後	0.0107318	0.0193294	0.579
改正後 × 本人	-0.0266807	0.0170888	0.118
年齢	0.0158293	0.0193218	0.413
年齢2乗	-0.0000947	0.0004906	0.847
年齢3乗	-0.00000698	0.00000397	0.86
所得	0.0002412	0.000261	0.355
所得2乗	-3.04E-08	0.000000229	0.894
初診からの月数	0.0005233 ***	0.0001996	0.009
定数項	5.695535 ***	0.2586687	0

注) Random-effects GLS regressionによる推定結果。

サンプル数は、7483(グループ数1513)

***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

表 4-12 心疾患の1日当たり外来点数

被説明変数: log(1日当たり外来点数)			
	係数	標準誤差	p値
本人	0.0362196	0.0663236	0.585
性別	0.0596171	0.0513235	0.245
トレンド	-0.0131043	0.009096	0.15
改正後	-0.0060623	0.0494073	0.902
改正後 × 本人	-0.0003374	0.0438092	0.994
年齢	0.0090566	0.0137805	0.511
年齢2乗	-0.0001867	0.000424	0.66
年齢3乗	0.00000176	0.00000392	0.654
所得	-0.0000455	0.0004242	0.915
所得2乗	0.000000148	0.000000373	0.692
初診からの月数	0.0004845	0.0004282	0.258
定数項	6.256461 ***	0.1725169	0

注) Random-effects GLS regressionによる推定結果。

サンプル数は、2179(グループ数881)

***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

表 4-13 腰痛の1日当たり外来点数

被説明変数:log(1日当たり外来点数)			
	係数	標準誤差	p値
本人	0.1419783 ***	0.0530408	0.007
性別	0.0560296	0.0388788	0.15
トレンド	0.0046236	0.0090281	0.609
改正後	-0.0197429	0.0527486	0.708
改正後×本人	-0.0314677	0.0468402	0.502
年齢	0.0567376 ***	0.0197984	0.004
年齢2乗	-0.0017706 ***	0.0005664	0.002
年齢3乗	0.0000158 ***	0.00000506	0.002
所得	0.0008758 **	0.0003866	0.024
所得2乗	-0.000000696 *	0.000000362	0.055
初診からの月数	-0.0000908	0.0005143	0.86
定数項	5.432037 ***	0.2363299	0

注) Random-effects GLS regressionによる推定結果。

サンプル数は、2186(グループ数1387)

***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

表 4-14 胃炎の1日当たり外来点数

被説明変数:log(1日当たり外来点数)			
	係数	標準誤差	p値
本人	0.0446937	0.0358212	0.212
性別	0.1093213 ***	0.0275634	0
トレンド	0.0010414	0.0056006	0.852
改正後	0.005749	0.0313697	0.855
改正後×本人	-0.0335673	0.0273923	0.22
年齢	0.0254384 ***	0.0084483	0.003
年齢2乗	-0.000301	0.0002634	0.253
年齢3乗	0.000000649	0.0000025	0.795
所得	0.0000142	0.0002606	0.956
所得2乗	1.34E-09	0.000000235	0.995
初診からの月数	-0.0003035	0.0002949	0.303
定数項	5.761013 ***	0.1073345	0

注) Random-effects GLS regressionによる推定結果。

サンプル数は、5222(グループ数2846)

***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

表 4-15 皮膚疾患の1日当たり外来点数

被説明変数:log(1日当たり外来点数)			
	係数	標準誤差	p値
本人	0.1132372 ***	0.0146683	0
性別	0.0152735 *	0.0091566	0.095
トレンド	0.0072416 ***	0.0025345	0.004
改正後	-0.0096634	0.0123303	0.433
改正後×本人	-0.0313184 ***	0.0119592	0.009
年齢	-0.0157025 ***	0.0020278	0
年齢2乗	0.0006059 ***	0.0000786	0
年齢3乗	-0.00000592 ***	0.000000863	0
所得	0.0000139	0.0001116	0.901
所得2乗	8.45E-09	0.000000105	0.936
初診からの月数	0.0012748 ***	0.0001586	0
定数項	5.958061 ***	0.0317356	0

注) Random-effects GLS regressionによる推定結果。
 サンプル数は、16995(グループ数8341)
 ***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

表 4-16 うつ・ストレス性疾患の外来日数

被説明変数:log(1日当たり外来点数)			
	係数	標準誤差	p値
本人	0.0017927	0.0576448	0.975
性別	0.0292817	0.0476328	0.539
トレンド	-0.0044341	0.0055911	0.428
改正後	0.0355218	0.0294493	0.228
改正後×本人	-0.0270824	0.0263427	0.304
年齢	0.054664 ***	0.0174537	0.002
年齢2乗	-0.0015067 ***	0.0005298	0.004
年齢3乗	0.000013 ***	0.00000498	0.009
所得	0.0005709	0.0004433	0.198
所得2乗	-0.000000467	0.000000402	0.245
初診からの月数	0.0000179	0.0003826	0.963
定数項	5.577371 ***	0.2194447	0

注) Random-effects GLS regressionによる推定結果。
 サンプル数は、2160(グループ数640)
 ***は1%基準、**は5%基準、*は10%基準で有意であることを示す。

(4) まとめ

さて、以上の結果をまとめて、弧弾力性を計算した結果が表 4-17 の通りである。

表 4 - 17 疾病別弾力性比較 (結果のまとめ)

	外来日数	1日あたり点数
全疾病	0.0741 ***	0.0035 ***
風邪	0.175 ***	0.002 ***
糖尿病	-0.044	0.010
高血圧	0.028	0.010
心疾患	-0.043	0.000
腰痛	0.151	0.011
胃炎	0.076	0.017
皮膚疾患	0.111 **	0.006 **
うつ・ストレス	-0.226 **	0.007

注)弾力性の定義は、マイナス乗じたものである。

まず、有意な結果が得られたものは、外来日数において風邪、皮膚疾患、うつ・ストレス性疾患のみであり、1日当たり外来点数は、風邪とうつ・ストレス性疾患であった。外来日数における全疾病の弾力性が0.08程度であることから比べて、風邪の弾力性は0.17程度と高いことが確認される。また、皮膚疾患も0.11程度であり高い。一方、慢性疾患である糖尿病や高血圧、心疾患などは有意ではない。有意ではないので係数を論ずることはできないが、糖尿病や心疾患では符号がマイナス(つまり、自己負担が増えるとかえって外来が増える)であり、高血圧も係数は低いことは興味深い。

また、うつ・ストレス性疾患は符号がマイナスに有意となっており、この結果は自己負担が増えてから外来日数が増えていることを意味する。この原因として、このような慢性的な疾患では外来日数も医師がコントロールできるという医師誘発需要³の存在を示唆する可能性もあるが、この原因についてはさらなる分析が必要である。

³ Supplier Induced Demand と Physician Induced Demand という。医療経済学の理論においては、患者の医師の間に情報の非対称性が存在するために、医師側が需要を誘発(Induced)することができると考えられており、その実証をめぐってさまざまな研究論文が書かれている。

参考文献

- 井伊雅子・大日康史(1999a)「軽医療における需要の価格弾力性の測定 疾病及び症状を考慮した推定」『医療経済研究』Vol.6
- 井伊雅子・大日康史(1999b)「風邪における医療サービスと大衆医薬の代替性に関する研究：独自アンケートに基づく分析」『医療と社会』Vol.9, No.3
- 井伊雅子・大日康史(2002)『医療サービス需要の経済分析』日本経済新聞社
- 鈴木亘・大日康史(2000)「医療需要行動の Conjoint Analysis」『医療と社会』Vol.10, No.1
- 鵜田忠彦・細谷圭・林行成・熊本尚雄(2002)「レセプトデータによる医療費改定の分析」『経済研究』Vol.53, No.3, pp.226-235
- Battacharya, J., W.B Vogt, A. Yoshikawa and T. Nakahara(1996) The utilization of outpatient medical services in Japan, *Journal of Human Resources* 31(2), pp.450-476
- Yoshida, A., and S. Takagi(2002) Effect of the Reform of the Social Medical Insurance System in Japan, *The Japanese Economic Review* 53(4), pp.444-465

5章 医療費分布の分析

(1)問題意識

2章(4)節では Kernel 推定¹を用いて、医療費分布の改正前後の比較を行った。このような単純な医療費分布は、パラメトリックな分析で捨象しがちな情報を視覚化する意味において大変重要である。特に医療費は、一部の人々が医療費の多くを消費するという医療消費の集中度が高く、平均値での議論がなじまないことから、分布自体の情報も重要である²。

ところが、実は、医療費分布自体の分析をレセプトデータに基づいて実施した研究例はそれほど多いというわけではない。数少ない例外である府川(1998)、小椋・鈴木(1998)は、特に老人医療費の集中や分布を分析したものであるが、一部の患者が医療資源の過半を使っている姿を明らかにしている。例えば、府川(1998)によれば、上位 4%の受診者が医療費の 30%を使用し、上位 7%までをとると医療費の 42%に上るとされている³。また、全体の医療費では、少し古いが日本医師会医療政策会議(1998)が平成5年の「医療費のレセプト順位別構成割合」として、上位から 1%未満の患者が医療費の 26%を使用し、上位より 1%-10%未満が 38%、上位より 10%-25%未満が 14%を使用し、累計で 25%までの患者が 78%の医療費を使うというショッキングな結果を発表している。

最近は、こうした「医療費の大半は少数の患者に対する医療サービスによって消費されている」と言う現状を公平性の観点から問題視する見方もあるが、それ自体が自然な医療費の特性であるのであれば仕方が無いことである。むしろ医療費が一部に集中するのだから、保険を運営する存在意義があるのである。実際、単年度の単位では医療消費が集中していたとしても、数年の単位で見ると、医療費分布の上位にいた患者が下位に移動してゆくことが海外では知られており、或る年の高額医療費支出者が異なる年の高額支出者で無いことが保険運営を可能としている。また、医療費の集中の姿も、全体として馴らしてそれほど集中していないのであれば、単年でみた医療費の集中が必ずしも不公平とは言えない。このような問題意識での分析例は、MSA(Medical Saving Account)とのからみで特に米国に多い(アイクナーほか(2002)、Eichner(1997)、Eichner(1998))。

アイクナーほか(2002)では、1990年に約1.1万ドルの医療支出を行っていた最高分位の階層は、その次の1991年には約半額の5000ドル程度まで医療支出が減少し、だんだんと平均に戻ってゆく姿が明らかに成っている。また、1995年に最高分位であった階層も前年の平均医療費は1995年の半分以下であり、医療費の集中は持続しないという結果に成っている。わが国の場合も、もしそのようであれば、「医療費の大半は少数の患者に対する医療サービスによって消費されている」として問題視する必要は必ずしも無いのである。

¹ ノンパラメトリック(Nonparametric)推定の一形態であり、1変数の場合、確率密度分布を、適当なカーネル関数と幅(bandwidth)を選ぶことによって近似する。非常にスムーズな分布を描くことができる。

² その意味で、石原(2003)が示した医療費の分布統計やエントロピーは極めて重要であり、今後の活用が大いに期待される。

³ データの詳細は、郡司・石原(1998)を参照。

(2)高額医療支出者の医療消費の持続性

そこで、2章で用いた健保組合レセプトデータを用いて、医療費の集中と持続を分析することにする。まず、2章で用いたデータを、1996年4月から1997年3月を1年目、1997年4月から1998年3月を2年目、1998年4月から1999年3月を3年目として集計し、分布をみたものが表5-1である。年別に10分位に階級を分け、分位ごとの医療費及びその割合を示したものである。100%水準は最大値を示すが、上位の10%で全医療費の50%近くが支出されていることがわかる。このデータは3年間連続している個人を抽出しているため、その点で全体の分布とは異なる点で注意が必要であるが、やはりかなりの集中が起きていることがわかる。

表5-1 十分位別の医療消費割合

(単位: 点)

分位	1年目(96.4-97.3)		2年目(97.4-98.3)		3年目(98.4-99.3)	
	医療費	割合	医療費	割合	医療費	割合
10%	0	0.0%	0	0.0%	0	0.0%
20%	671	0.6%	780	0.6%	850	0.6%
30%	1,604	1.3%	1,748	1.3%	1,822	1.3%
40%	2,798	2.3%	2,930	2.2%	3,027	2.2%
50%	4,280	3.5%	4,432	3.4%	4,507	3.2%
60%	6,176	5.1%	6,326	4.9%	6,477	4.6%
70%	8,864	7.3%	9,069	7.0%	9,238	6.6%
80%	13,291	11.0%	13,620	10.5%	13,817	9.9%
90%	23,727	19.7%	24,434	18.8%	24,719	17.6%
100%	4,521,418	49.1%	5,324,717	51.4%	3,799,260	54.0%
平均	12,064		13,029		14,006	
N=	82,792		82,792		82,792	

問題は、高額医療支出者の医療費の持続性であるが、アイクナーほか(2002)と同様に最高分位の医療費支出者の継続を図に表したものが、図5-1である。図の棒グラフの内、一番左の灰色のものが第1年目の1996年に最高分位だった人の医療費である。1996年に70000点強であった医療費がその後、1997年、1998年にどのように推移したかを見ているが、米国の分析に比べて翌年も翌々年も医療費はあまり変化せず、医療支出の持続がかなり高いことがわかる。逆に、一番右の黒棒は1998年に最高分位であった人の医療費であり、それ以前にどの程度医療費を支出していたのかが示されているものであるが、これもそれほど大きく変化はしていない。しかし、医療費の減少率は明らかに灰色棒とは異なり高い。したがって、米国では観察されなかった持続性分布の非対称性が存在している可能性もある。

次に、9分位、8分位で同様のグラフを描いたものが、図5-2、5-3である。驚くべきことに、9分位、8分位にいたっては、1996年にそれぞれの分位にいた人の医療費は、1997年、1998年にかけてむしろ増加している(灰色棒グラフ)。1998年のそれぞれの分位にいた人の過去の医療費についても、それほど変化はしていない⁴。つまり、高分位の医療費の持続性は

⁴ 8分位よりも全サンプル平均の医療費が高いのは、10分位の医療費が非常に高いためで、平均値が8分位を上回ってしまっているのである。

高いことがこの点からも確かめられる。

図 5-1 第 10 分位層の医療費の継続

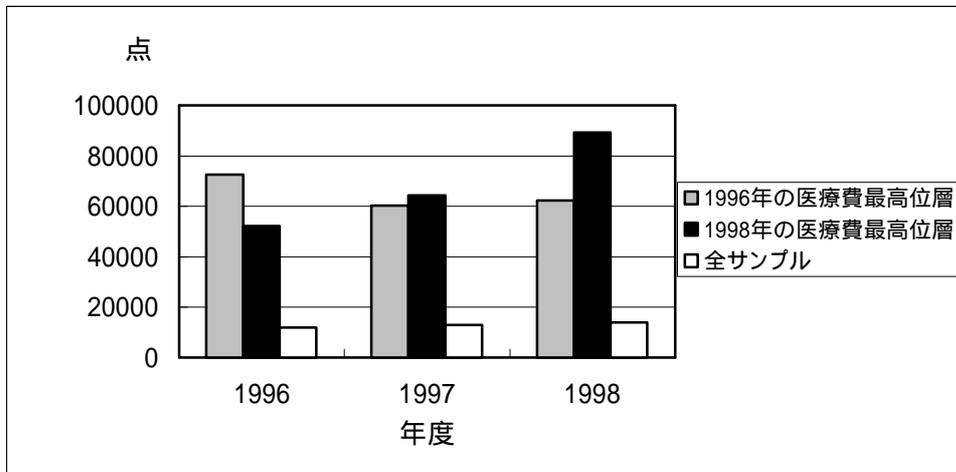


図 5-2 第 9 分位層の医療費の継続

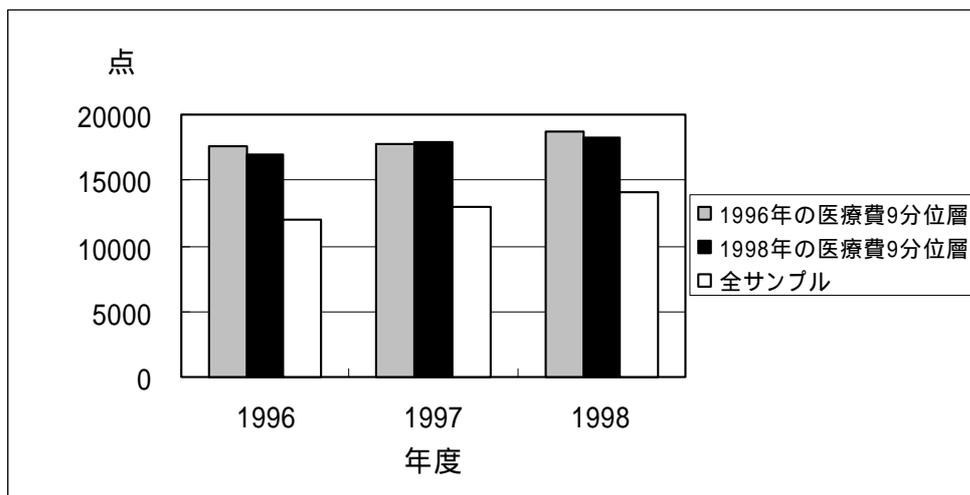
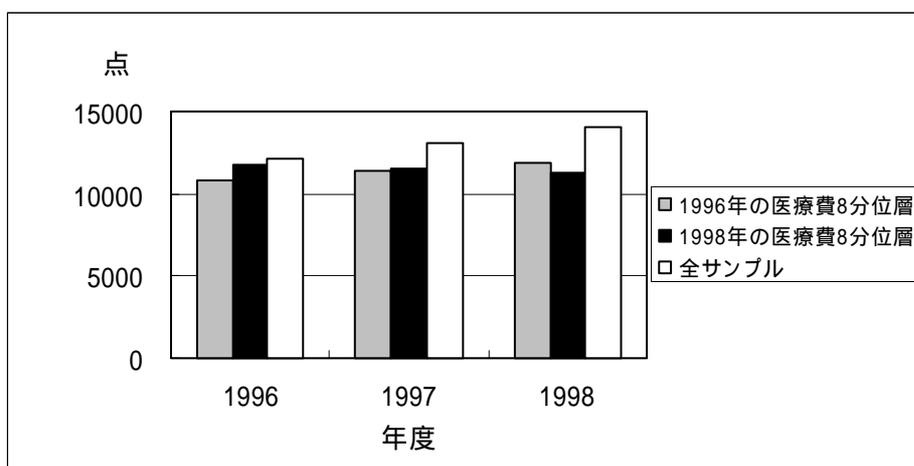


図 5-3 第 8 分位層の医療費の継続



(3)全体の医療分布と持続性

次に、少し見づらいが全体の結合分布及び条件付き分布をみたものが、表5-2である。表は3段あるが、一番上のものは1996年と1998年の分位別の結合分布である。例えば、1996年に第1分位にいて、1998年にも第1分位に居る人は全体の5.37%である。一方、1996年に第十分位にいて、1998年にも第十分位に居る人は全体の4.97%である。中段はそれを加工して、1996年の分位を条件にした1998年の分位の条件付き分布を示している。例えば、1996年に第1分位にいて、1998年にも第1分位に居る人は、1996年に第1分位に居た人全体の35.76%である。一方、1996年に第十分位にいて、1998年にも第十分位に居る人は、1996年に第十分位に居た人全体の49.75%も存在しており、Eichner(1997)の結果に比べて非常に高い。最下欄の表は逆に1998年の分位を条件にして1996年の分位をみているが、やはり同様の姿である。ただ、こちらではそれほど非対称性は見られていない。

表5-2 分位別の結合分布、条件付き分布

		(単位: %)									
1996年度の 十分位層	1998年度の十分位層										
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	XI	X	
1996年度と1998年度における結合分布											
I	5.37	1.55	1.87	1.41	1.1	1.04	0.89	0.77	0.59	0.44	
II	1.01	0.63	0.75	0.6	0.49	0.42	0.39	0.3	0.23	0.14	
III	1.79	1.09	1.51	1.26	1.09	0.97	0.84	0.64	0.48	0.32	
IV	1.26	0.93	1.48	1.5	1.25	1.07	0.92	0.73	0.53	0.33	
V	1.03	0.81	1.28	1.35	1.37	1.3	1.07	0.81	0.58	0.39	
VI	0.89	0.62	1.08	1.29	1.39	1.4	1.18	1.03	0.72	0.4	
VII	0.65	0.47	0.84	1.09	1.23	1.4	1.5	1.3	0.96	0.56	
VIII	0.56	0.35	0.6	0.76	1.11	1.23	1.43	1.7	1.44	0.82	
IX	0.41	0.22	0.37	0.48	0.63	0.81	1.2	1.79	2.47	1.62	
X	0.24	0.12	0.23	0.24	0.34	0.38	0.56	0.93	1.99	4.97	
1996年度の医療支出十分位に対する1998年度の十分位の条件付分布											
I	35.76	10.3	12.46	9.4	7.3	6.89	5.92	5.11	3.92	2.95	
II	20.23	12.75	15.15	12.04	9.86	8.47	7.87	6.05	4.71	2.87	
III	17.91	10.94	15.08	12.58	10.94	9.65	8.43	6.44	4.83	3.2	
IV	12.64	9.25	14.76	15.05	12.51	10.69	9.19	7.34	5.28	3.3	
V	10.31	8.14	12.77	13.51	13.75	13	10.68	8.08	5.85	3.91	
VI	8.87	6.2	10.76	12.93	13.87	14.03	11.84	10.26	7.21	4.04	
VII	6.5	4.65	8.39	10.94	12.31	14.02	15.01	13.05	9.57	5.56	
VIII	5.6	3.47	6.02	7.63	11.05	12.3	14.31	17.02	14.41	8.19	
IX	4.11	2.25	3.7	4.78	6.3	8.06	12.03	17.85	24.72	16.21	
X	2.38	1.22	2.26	2.43	3.41	3.76	5.63	9.28	19.9	49.75	
1998年度の医療支出十分位に対する1996年度の十分位の条件付分布											
I	40.67	22.78	18.72	14.13	10.97	10.35	8.91	7.68	5.89	4.43	
II	7.62	9.33	7.54	5.99	4.9	4.21	3.92	3.01	2.34	1.43	
III	13.56	16.11	15.09	12.59	10.94	9.65	8.44	6.44	4.83	3.2	
IV	9.57	13.62	14.76	15.06	12.51	10.68	9.2	7.34	5.28	3.3	
V	7.8	11.98	12.77	13.51	13.74	12.99	10.68	8.08	5.85	3.91	
VI	6.71	9.12	10.76	12.93	13.86	14.01	11.84	10.25	7.21	4.03	
VII	4.92	6.85	8.39	10.95	12.31	14.01	15.02	13.05	9.57	5.56	
VIII	4.24	5.1	6.02	7.64	11.05	12.29	14.32	17.02	14.41	8.19	
IX	3.11	3.31	3.7	4.78	6.3	8.05	12.04	17.85	24.73	16.21	
X	1.8	1.8	2.26	2.43	3.41	3.75	5.63	9.28	19.89	49.74	

N=82,792

表 5-3～7 は同様の表を年齢階層別に示したものである。中段の 1996 年に対する 1998 年の条件付き分位の表における 1 分位 - 1 分位で移動しなかった人の割合及び 10 分位 - 10 分位で移動しなかった人の割合を、順に見て行こう。

表 5-3 (56 歳以上) では が 39.73%、 が 76.84%、

表 5-4 (46-55 歳) では、 が 36.54%、 が 50.31%、

表 5-5 (36-45 歳) では、 が 35.60%、 が 37.79%、

表 5-6 (18-35 歳) では、 が 35.96%、 が 29.26%、

表 5-7 (0-17 歳) では、 が 29.22%、 が 31.60%、

となっており、 がそれほど変化していないのに比べて、 では年齢別に著しい違いがある。つまり、加齢に伴って高額医療集中の持続性が高くなってゆくということがわかる。

表 5-3 年齢別・分位別の結合分布、条件付き分布 (56 歳以上)

		(単位: %)									
1996年度の 十分位層	1998年度の十分位層										
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	XI	X	
1996年度と1998年度における結合分布											
I	3.67	0.54	0.77	0.61	0.43	0.41	0.54	0.47	0.68	1.13	
II	0.2	0.2	0.18	0.13	0.14	0.14	0.16	0.13	0.18	0.14	
III	0.56	0.18	0.52	0.39	0.41	0.25	0.41	0.47	0.39	0.5	
IV	0.43	0.32	0.34	0.39	0.34	0.25	0.45	0.36	0.56	0.52	
V	0.45	0.16	0.32	0.3	0.48	0.47	0.45	0.52	0.29	0.64	
VI	0.32	0.23	0.16	0.39	0.52	0.61	0.47	0.57	0.73	0.73	
VII	0.43	0.11	0.25	0.36	0.29	0.61	0.93	0.82	0.86	0.91	
VIII	0.36	0.14	0.27	0.3	0.45	0.56	1	1.88	2.2	1.86	
IX	0.47	0.18	0.25	0.25	0.48	0.7	1.11	2.15	5.45	5.66	
X	0.5	0.14	0.18	0.29	0.3	0.52	0.73	1.61	5.21	31.49	
1996年度の医療支出十分位に対する1998年度の十分位の条件付分布											
I	39.73	5.81	8.33	6.59	4.65	4.46	5.81	5.04	7.36	12.21	
II	12.36	12.36	11.24	7.87	8.99	8.99	10.11	7.87	11.24	8.99	
III	13.6	4.39	12.72	9.65	10.09	6.14	10.09	11.4	9.65	12.28	
IV	10.86	8.14	8.6	9.95	8.6	6.33	11.31	9.05	14.03	13.12	
V	10.96	3.95	7.89	7.46	11.84	11.4	10.96	12.72	7.02	15.79	
VI	6.79	4.91	3.4	8.3	10.94	12.83	9.81	12.08	15.47	15.47	
VII	7.72	1.93	4.5	6.43	5.14	10.93	16.72	14.79	15.43	16.4	
VIII	3.97	1.59	2.98	3.37	4.96	6.15	11.11	20.83	24.4	20.63	
IX	2.79	1.07	1.5	1.5	2.9	4.18	6.65	12.88	32.62	33.91	
X	1.22	0.35	0.44	0.7	0.74	1.27	1.79	3.93	12.72	76.84	
1998年度の医療支出十分位に対する1996年度の十分位の条件付分布											
I	49.76	24.39	23.76	17.8	11.16	9.13	8.6	5.19	4.11	2.59	
II	2.67	8.94	5.52	3.66	3.72	3.17	2.58	1.4	1.08	0.33	
III	7.52	8.13	16.02	11.52	10.7	5.56	6.59	5.19	2.38	1.15	
IV	5.83	14.63	10.5	11.52	8.84	5.56	7.16	3.99	3.35	1.19	
V	6.07	7.32	9.94	8.9	12.56	10.32	7.16	5.79	1.73	1.48	
VI	4.37	10.57	4.97	11.52	13.49	13.49	7.45	6.39	4.44	1.68	
VII	5.83	4.88	7.73	10.47	7.44	13.49	14.9	9.18	5.19	2.1	
VIII	4.85	6.5	8.29	8.9	11.63	12.3	16.05	20.96	13.31	4.27	
IX	6.31	8.13	7.73	7.33	12.56	15.48	17.77	23.95	32.9	12.98	
X	6.8	6.5	5.52	8.38	7.91	11.51	11.75	17.96	31.49	72.23	

N=5,582

表 5-4 年齢別・分位別の結合分布、条件付き分布（46-55 歳）

(単位: %)

1996年度の 十分位層	1998年度の十分位層									
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	XI	X
1996年度と1998年度における結合分布										
I	5.51	1.25	1.41	1.23	0.85	1.05	0.94	1.13	0.99	0.71
II	0.73	0.47	0.53	0.41	0.37	0.31	0.35	0.31	0.25	0.18
III	1.43	0.62	0.85	0.79	0.65	0.77	0.8	0.61	0.62	0.37
IV	1.01	0.48	0.82	0.82	0.87	0.66	0.77	0.75	0.71	0.45
V	0.97	0.55	0.79	0.79	0.91	0.89	0.91	0.88	0.75	0.49
VI	0.84	0.44	0.7	0.85	0.87	0.95	1.01	1.08	0.84	0.52
VII	0.75	0.38	0.61	0.87	0.95	1.09	1.55	1.43	1.45	0.75
VIII	0.75	0.33	0.53	0.63	0.88	1.01	1.45	2.08	2.14	1.26
IX	0.7	0.23	0.46	0.48	0.61	0.92	1.21	2.5	4.33	2.74
X	0.27	0.17	0.28	0.29	0.38	0.43	0.75	1.25	3.69	7.6
1996年度の医療支出十分位に対する1998年度の十分位の条件付分布										
I	36.54	8.31	9.37	8.17	5.66	6.98	6.23	7.51	6.54	4.68
II	18.77	11.95	13.48	10.41	9.39	8.02	9.04	8.02	6.31	4.61
III	19.06	8.28	11.31	10.51	8.64	10.24	10.69	8.1	8.28	4.9
IV	13.71	6.54	11.17	11.17	11.81	8.99	10.54	10.26	9.72	6.09
V	12.21	6.9	9.93	9.93	11.53	11.28	11.45	11.11	9.51	6.14
VI	10.38	5.44	8.65	10.46	10.71	11.7	12.52	13.34	10.38	6.43
VII	7.6	3.87	6.25	8.89	9.64	11.07	15.75	14.53	14.8	7.6
VIII	6.76	2.96	4.77	5.73	7.97	9.11	13.1	18.83	19.37	11.41
IX	4.93	1.64	3.24	3.38	4.32	6.48	8.55	17.62	30.5	19.31
X	1.77	1.1	1.85	1.9	2.52	2.87	4.94	8.3	24.45	50.31
1998年度の医療支出十分位に対する1996年度の十分位の条件付分布										
I	42.58	25.51	20.27	17.24	11.64	13.04	9.65	9.42	6.26	4.69
II	5.66	9.5	7.55	5.68	5	3.88	3.63	2.61	1.56	1.2
III	11.02	12.62	12.14	11	8.82	9.49	8.21	5.04	3.93	2.44
IV	7.78	9.77	11.76	11.46	11.82	8.17	7.94	6.26	4.52	2.97
V	7.47	11.13	11.28	11	12.45	11.06	9.31	7.32	4.78	3.23
VI	6.49	8.96	10.04	11.84	11.82	11.72	10.4	8.98	5.33	3.45
VII	5.77	7.73	8.8	12.21	12.91	13.45	15.88	11.86	9.21	4.96
VIII	5.77	6.65	7.55	8.85	12	12.46	14.85	17.29	13.57	8.37
IX	5.41	4.75	6.6	6.71	8.36	11.39	12.46	20.79	27.43	18.2
X	2.06	3.39	4.02	4.01	5.18	5.36	7.67	10.42	23.42	50.49

N=14,999

表 5-5 年齢別・分位別の結合分布、条件付き分布（36-45 歳）

(単位: %)

1996年度の 十分位層	1998年度の十分位層									
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	XI	X
1996年度と1998年度における結合分布										
I	7.09	1.5	2.11	1.6	1.42	1.37	1.14	0.9	0.68	0.55
II	1.2	0.56	0.7	0.56	0.44	0.46	0.46	0.36	0.31	0.16
III	1.93	1.1	1.36	1.14	1.1	1	0.98	0.83	0.62	0.41
IV	1.42	0.89	1.2	1.12	1.06	1.08	0.91	0.85	0.6	0.38
V	1.22	0.82	1.18	1.1	1.15	1.13	1.01	0.81	0.63	0.44
VI	1.07	0.74	1.1	1.21	1.15	1.21	1.1	1.12	0.86	0.42
VII	0.81	0.46	0.89	0.93	1.14	1.18	1.22	1.14	0.99	0.6
VIII	0.69	0.49	0.72	0.8	1.09	1.03	1.33	1.56	1.4	0.67
IX	0.52	0.3	0.38	0.62	0.68	0.74	1.22	1.6	2.3	1.41
X	0.32	0.12	0.18	0.32	0.36	0.39	0.57	0.95	1.8	3.05
1996年度の医療支出十分位に対する1998年度の十分位の条件付分布										
I	38.6	8.16	11.52	8.69	7.73	7.44	6.23	4.9	3.72	3.01
II	23.02	10.82	13.46	10.82	8.43	8.81	8.81	6.92	5.91	3.02
III	18.43	10.53	12.98	10.85	10.53	9.59	9.34	7.9	5.89	3.95
IV	14.9	9.31	12.62	11.79	11.17	11.38	9.59	8.97	6.28	4
V	12.88	8.66	12.4	11.57	12.12	11.91	10.66	8.52	6.65	4.64
VI	10.74	7.38	11.07	12.12	11.53	12.12	11	11.2	8.63	4.22
VII	8.7	4.91	9.47	9.96	12.2	12.62	12.97	12.2	10.59	6.38
VIII	7.06	4.97	7.33	8.2	11.16	10.55	13.58	15.99	14.31	6.85
IX	5.31	3.03	3.9	6.32	6.99	7.6	12.51	16.34	23.54	14.46
X	3.99	1.47	2.28	3.91	4.48	4.89	7.08	11.81	22.31	37.79
1998年度の医療支出十分位に対する1996年度の十分位の条件付分布										
I	43.54	21.49	21.52	16.99	14.77	14.23	11.5	8.89	6.71	6.82
II	7.38	8.11	7.15	6.01	4.58	4.79	4.63	3.57	3.03	1.95
III	11.86	15.83	13.84	12.1	11.49	10.47	9.85	8.18	6.06	5.11
IV	8.72	12.72	12.23	11.96	11.08	11.29	9.19	8.44	5.87	4.71
V	7.51	11.78	11.97	11.68	11.97	11.76	10.18	7.98	6.19	5.44
VI	6.58	10.56	11.23	12.87	11.97	12.59	11.04	11.03	8.45	5.19
VII	5	6.6	9.02	9.93	11.9	12.31	12.23	11.29	9.74	7.39
VIII	4.24	6.97	7.29	8.53	11.35	10.74	13.35	15.44	13.73	8.28
IX	3.19	4.24	3.88	6.57	7.11	7.73	12.29	15.77	22.57	17.45
X	1.98	1.7	1.87	3.36	3.76	4.1	5.75	9.41	17.67	37.66

N=15,226

表 5-6 年齢別・分位別の結合分布、条件付き分布（18-35 歳）

(単位: %)

1996年度の 十分位層	1998年度の十分位層									
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	XI	X
1996年度と1998年度における結合分布										
I	6.88	2.2	2.52	1.85	1.38	1.24	1.16	0.94	0.6	0.35
II	1.24	0.8	0.93	0.74	0.53	0.49	0.53	0.37	0.3	0.18
III	2.29	1.37	1.93	1.44	1.32	1.17	0.89	0.78	0.58	0.33
IV	1.59	1.07	1.62	1.7	1.34	1.16	1.02	0.83	0.59	0.28
V	1.17	0.83	1.21	1.33	1.37	1.28	1.11	0.87	0.61	0.33
VI	1.07	0.7	1.14	1.27	1.29	1.24	1.12	0.92	0.65	0.36
VII	0.76	0.58	0.92	1.13	1.22	1.38	1.4	1.14	0.73	0.43
VIII	0.69	0.4	0.66	0.85	1.11	1.17	1.24	1.33	1.01	0.6
IX	0.38	0.29	0.46	0.51	0.69	0.71	0.89	1.24	1.36	0.82
X	0.25	0.15	0.3	0.26	0.37	0.31	0.51	0.67	1.04	1.59
1996年度の医療支出十分位に対する1998年度の十分位の条件付分布										
I	35.96	11.53	13.18	9.66	7.24	6.51	6.06	4.92	3.13	1.81
II	20.22	13.1	15.19	12.14	8.71	8.07	8.65	6.1	4.9	2.92
III	18.95	11.34	15.97	11.89	10.89	9.7	7.36	6.42	4.75	2.73
IV	14.23	9.51	14.43	15.2	11.94	10.37	9.13	7.39	5.31	2.5
V	11.57	8.19	11.92	13.15	13.57	12.65	10.96	8.65	6.07	3.27
VI	10.96	7.14	11.72	13.04	13.2	12.76	11.44	9.41	6.62	3.71
VII	7.83	5.98	9.51	11.64	12.56	14.29	14.49	11.72	7.54	4.45
VIII	7.62	4.45	7.28	9.38	12.21	12.93	13.7	14.65	11.13	6.64
IX	5.23	3.96	6.28	6.97	9.4	9.61	12.14	16.79	18.53	11.09
X	4.64	2.78	5.42	4.71	6.71	5.71	9.28	12.35	19.13	29.26
1998年度の医療支出十分位に対する1996年度の十分位の条件付分布										
I	42.11	26.26	21.56	16.67	13.04	12.23	11.74	10.36	8.01	6.56
II	7.57	9.54	7.95	6.7	5.02	4.85	5.36	4.11	4	3.39
III	14.05	16.35	16.53	12.98	12.42	11.54	9.02	8.56	7.7	6.27
IV	9.76	12.69	13.84	15.37	12.6	11.43	10.36	9.11	7.96	5.31
V	7.17	9.87	10.31	12	12.93	12.57	11.22	9.63	8.22	6.27
VI	6.55	8.29	9.78	11.47	12.12	12.23	11.3	10.1	8.63	6.86
VII	4.64	6.9	7.88	10.18	11.47	13.6	14.22	12.49	9.78	8.19
VIII	4.24	4.82	5.66	7.68	10.44	11.54	12.6	14.63	13.52	11.43
IX	2.36	3.47	3.96	4.63	6.52	6.95	9.06	13.61	18.25	15.49
X	1.55	1.81	2.53	2.32	3.44	3.06	5.12	7.4	13.94	30.24

N=25,716

表 5-7 年齢別・分位別の結合分布、条件付き分布（0-17歳）

(単位: %)

1996年度の 十分位層	1998年度の十分位層									
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	XI	X
1996年度と1998年度における結合分布										
I	2.68	1.26	1.53	1.09	0.87	0.7	0.44	0.29	0.21	0.12
II	0.99	0.71	0.89	0.71	0.65	0.46	0.26	0.21	0.11	0.06
III	1.66	1.33	1.83	1.69	1.31	1.01	0.83	0.42	0.2	0.16
IV	1.16	1.26	2.26	2.31	1.79	1.45	1.02	0.62	0.26	0.22
V	0.92	1.15	2.03	2.23	2.1	1.95	1.34	0.75	0.47	0.3
VI	0.71	0.67	1.48	1.93	2.27	2.26	1.64	1.17	0.63	0.27
VII	0.39	0.48	1.02	1.52	1.76	2.01	1.94	1.66	0.88	0.45
VIII	0.23	0.24	0.59	0.84	1.44	1.77	1.83	1.94	1.3	0.6
IX	0.15	0.1	0.22	0.39	0.57	0.92	1.58	1.98	1.85	0.89
X	0.07	0.05	0.15	0.13	0.28	0.36	0.45	0.81	1.22	1.63
1996年度の医療支出十分位に対する1998年度の十分位の条件付分布										
I	29.22	13.74	16.66	11.89	9.43	7.59	4.82	3.13	2.26	1.28
II	19.63	14.14	17.58	14.05	12.93	9.02	5.21	4.09	2.14	1.21
III	15.93	12.69	17.51	16.16	12.56	9.68	7.97	4.05	1.94	1.53
IV	9.36	10.16	18.31	18.73	14.5	11.72	8.3	5.02	2.09	1.79
V	6.96	8.7	15.34	16.83	15.84	14.74	10.09	5.68	3.59	2.24
VI	5.48	5.16	11.36	14.79	17.42	17.35	12.55	8.98	4.8	2.09
VII	3.22	4	8.42	12.53	14.51	16.61	16.03	13.74	7.26	3.69
VIII	2.14	2.27	5.45	7.8	13.38	16.43	16.99	17.95	12.03	5.58
IX	1.69	1.14	2.5	4.57	6.58	10.6	18.27	22.95	21.37	10.33
X	1.37	1	2.83	2.56	5.39	7.03	8.77	15.71	23.74	31.6
1998年度の医療支出十分位に対する1996年度の十分位の条件付分布										
I	29.89	17.36	12.75	8.49	6.64	5.4	3.9	2.91	2.9	2.5
II	11.06	9.84	7.41	5.53	5.01	3.54	2.32	2.1	1.52	1.3
III	18.56	18.26	15.25	13.14	10.06	7.84	7.34	4.29	2.84	3.4
IV	12.9	17.29	18.86	18.01	13.74	11.24	9.04	6.3	3.63	4.7
V	10.28	15.87	16.94	17.35	16.08	15.14	11.77	7.63	6.67	6.31
VI	7.97	9.26	12.35	15.01	17.42	17.55	14.43	11.88	8.78	5.81
VII	4.35	6.67	8.51	11.82	13.49	15.61	17.12	16.89	12.34	9.51
VIII	2.57	3.37	4.9	6.55	11.07	13.75	16.17	19.66	18.22	12.81
IX	1.63	1.36	1.8	3.07	4.36	7.11	13.93	20.13	25.94	19.02
X	0.79	0.71	1.22	1.02	2.13	2.81	3.98	8.21	17.16	34.63

N=21,269

(4)分位別回帰

次に、高額医療費層の医療費の持続性をフォーマルに確かめるために、Quantile Regression⁵によって、医療費分位(Quantile)別に、医療費を過去の医療費のラグで回帰することを考える。データは2章で用いた3ヶ月別の医療費データを総医療費のベースにしたものであり、過去の自己ラグだけをつけて回帰した。もし、医療費の持続性が高い場合には、過去のラグが長期にわたって有意になると考えられる。また、過去の医療費の係数も1に近い高い値になるものと思われる。推定結果は、表5-8であり、そのラグ別の係数をグラフにしたものが、図5-4である。

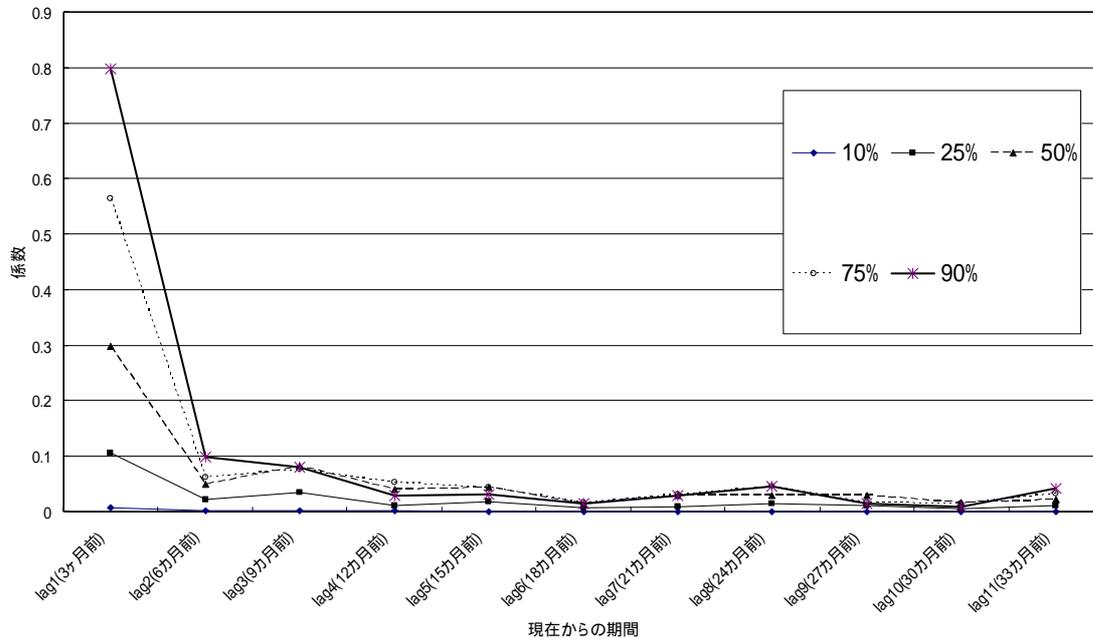
表5-8 分位別医療費の自己回帰分析結果

	Quantile Regressions					OLS
	10%	25%	50%	75%	90%	
lag1(3ヶ月前)	0.008 (363.86)**	0.105 (413.42)**	0.298 (481803.71)**	0.565 (378.64)**	0.798 (192.32)**	0.378 (64.56)**
lag2(6カ月前)	0.001 (70.52)**	0.021 (80.80)**	0.05 (78353.47)**	0.062 (37.92)**	0.099 (25.72)**	0.166 (27.29)**
lag3(9カ月前)	0.001 (31.80)**	0.035 (90.02)**	0.082 (91981.03)**	0.077 (41.97)**	0.08 (20.95)**	0.092 (10.96)**
lag4(12カ月前)	0.001 (34.94)**	0.011 (33.23)**	0.04 (53515.14)**	0.053 (39.23)**	0.029 (10.75)**	-0.01 -1.47
lag5(15カ月前)	0 (10.00)**	0.018 (54.21)**	0.043 (51540.46)**	0.043 (23.47)**	0.031 (7.35)**	0.044 (5.54)**
lag6(18カ月前)	0 (14.31)**	0.007 (33.10)**	0.014 (22984.91)**	0.017 (13.74)**	0.015 (6.31)**	0.005 -0.83
lag7(21カ月前)	0 (18.66)**	0.01 (27.64)**	0.03 (39047.82)**	0.031 (20.25)**	0.03 (8.81)**	0.014 (1.97)*
lag8(24カ月前)	0 (9.47)**	0.015 (40.40)**	0.029 (30156.71)**	0.046 (23.49)**	0.046 (10.66)**	0.04 (4.38)**
lag9(27カ月前)	0 (2.15)*	0.011 (24.75)**	0.029 (27262.01)**	0.017 (7.89)**	0.014 (2.91)**	0.054 (5.47)**
lag10(30カ月前)	0 (8.33)**	0.006 (19.24)**	0.017 (22318.13)**	0.014 (9.53)**	0.009 (3.00)**	-0.005 -0.65
lag11(33カ月前)	0 (2.75)**	0.011 (35.99)**	0.021 (27989.02)**	0.032 (21.31)**	0.042 (13.48)**	0.035 (4.93)**
Constant	-11.123 (48.79)**	-78.361 (35.91)**	0 0	701.497 (41.46)**	2,119.99 (61.77)**	630.944 (10.14)**
Observations	35970	35970	35970	35970	35970	35970
R-squared						0.27

注) カッコ内は標準偏差。*は5%基準、**は1%基準で有意であることを示す。

⁵ 日本語で分位点回帰とも呼ばれる。通常はデータの異常値に対して頑健な分位推定として用いられる。

一目両全であるが、高い分位(Quantile)までを考慮した推定ほど過去の説明割合が高く、長い持続性を持っている。このことから、高額な医療費支出が持続的であることが確かめられる。



(5)まとめ

本章では、医療費の分布とその持続性を検討した結果、米国に比べて医療費分布の持続性が高い、高齢者ほど分布の持続性が高いということがわかった。

さて、米国に比較して何故このような分布の持続性があるのかという点が非常に興味深い論点である。もし、冒頭に述べたように日本人の生物学的な特性としてこのような分布と持続性なのであれば、仕方の無いことであり、政策的な対応はふさわしくない。しかしながら、もう一つの可能性として診療報酬の影響、特に長期入院の期間に対する償還払いが米国に比べてわが国の方が寛大であることが影響している可能性が考えられる。

その場合には、そもそも人為的な医療政策が医療費分布の持続性に影響しているということであるから、日米のどちらがあるべき姿なのかを議論し、適正な姿にどちらかをしてゆく必要があるだろう。また、持続性が特に高齢者において非常に高いという事実は、保険原則が成り立つ部分が少ないという意味においても重要である。医療費が長期に持続するのであればそれは保険ではなく、個人積立金であるMSAや広井(1994)が論ずるように国庫支出でファイナンスされるべきであり、そうした観点からも政策的に重要な含意がある結果と言える。

参考文献

日本医師会医療政策会議(1998)『高齢社会における社会保障のありかた報告書』

- 石原公一郎(2003)「医療費予測の現状と課題」第11回日医総研セミナー「医療費予測 本当のところはどうなんだ」配付資料
- 小椋正立・鈴木玲子(1998)「日本の老人医療費の分配上の諸問題について」『日本経済研究』No.36、1998年7月
- 郡司篤晃・石原公一郎(1998)「老人保険制度と老人医療費の動向」郡司篤晃『老人医療費の研究』丸善プラネット社
- 府川哲夫(1998)「老人受診者の多様性」郡司篤晃『老人医療費の研究』丸善プラネット社
- マシュー・J・アイクナー、マーク・B・マクレラン、デビッド・A・ワイズ(2002)「個人医療支出と医療貯蓄勘定～それらはうまく機能するか?～」小椋 正立, デービッド ワイズ編集「日米比較・医療制度改革 日本経済研究センター・NBER 共同研究」2章 (鈴木亘訳)
- 広井良典(1994)『医療経済学』日本経済新聞社
- Eichner, M., M. McClellan, and D. A. Wise(1997) "Health Persistence and the Feasibility of Medical Savings Accounts," *Tax Policy and the Economy*, MIT Press
- Eichner, M., M. McClellan, and D. A. Wise(1998) "Insurance or Self-Insurance?: Variation, Persistence and Individual Health Accounts," in D.A.Wise(ed.), *Inquiries in the Economics of Aging*, University of Chicago Press