

## 研究報告

# 健康保険制度の改正が受診行動に与えた影響

吉田 あつし\*1

伊藤 正一\*2

本稿は、健康保険組合のレセプトの個票データをもちいて、平成9年9月実施の健康保険制度の改定によって若人（老人医療制度の適用を受けない医療保険組合員とその家族）の外来の受診行動が変わったかどうかについて、統計的な分析を行った。医療需要の指標として、年間のレセプト枚数および診療日数を用い、分割表および Hurdle Negative Binomial モデルを用い、改正が誰の受診行動に影響を与えたかを分析した。その結果、いずれの分析においても、今回の改正が「本人」よりも「家族」の特に高齢者に大きな医療需要抑制効果を持ったことを示した。今回の改正は、本人について医療費負担を2倍に引き上げる一方で、家族については薬剤の一部負担を導入したのみで本人ほどの負担増ではなかったにもかかわらず、需要抑制効果は「家族」のほうに多く現れている。これは、家計としての医療需要を抑制した結果であると考えられる。

キーワード：医療需要、Hurdle Negative Binomial モデル、健康保険制度

## 1. はじめに

平成9年9月実施の保険医療制度の改正によって、政管健保、組合健保、船員保険の本人負担が1割から2割に引き上げられ、また、薬剤一部負担も導入された。老人医療制度の対象になる老人については、ひとつの医療機関につき月毎の定額制であったものを、ひとつの医療機関につき、1回500円最高月2000円に改定が行われた（別表1参照）。これらの改定は医療費を抑制するための

施策の一環として行われ、この改訂によって受診行動が抑制され、結果的に医療費が抑制されることが期待された。

本稿は、健康保険組合のレセプトの個票データをもちいて、これらの改定によって若人（老人医療制度の適用を受けない医療保険組合員とその家族）の外来の受診行動が変わったかどうかについて、統計的な分析を行うものである。

本稿では、各組合員およびその家族の1年間のレセプト枚数、診療日数を医療需要の指標として用いて、今回の改正により、年間のレセプト枚数、診療日数がどのように変化したかを分析することにした。現行制度のもとでは、組合員およびその

\*1 大阪府立大学経済学部教授

\*2 関西学院大学経済学部教授

別表1：健康保険制度改正の概要

	改正前		改正後	
政管健保	本人	1割	本人	2割
	(本則は2割だが国会の承認を得て告示するまでは1割)		家族	入院 2割 外来 3割
政管健保	家族	入院 2割 外来 3割	薬剤	内服薬 1種類 0円
			(6歳未満の者を除く)	(投薬ごとに1日分につき) 2~3種類 30円 4~5種類 60円 6種類以上 100円 外用薬 1種類 50円 (投薬ごとに) 2種類 100円 3種類以上 150円 頓服薬 1種類につき 10円 (投薬ごとに)
組合健保	同上		同上	
船員保険	同上		同上	
国民健康保険	一般被保険者	3割	一般被保険者	3割
			薬剤	政管健保と同じ (6歳未満の者を除く)
退職者医療制度	本人	2割	本人	2割
	家族	入院 2割 外来 3割	家族	入院 2割 外来 3割
退職者医療制度			薬剤	政管健保と同じ (6歳未満の者を除く)
老人保険	・入院1日	710円	・入院1日	9年度 1,000円 10年度 1,100円
	低所得者 (2ヵ月を限度)	300円	低所得者 (2ヵ月を限度)	500円
老人保険	・外来1月		・外来1回	500円
	同一保険医療機関等ごとに	1,020円	(同一保険医療機関等ごとに1月4回を限度)	
老人保険			・薬剤	政管健保と同じ (低所得者を除く)

出所：厚生省監修「医療費ハンドブック平成10年版」法研

家族が医療機関で医療サービスを受けると、その医療機関から月単位でまとめて保険組合に医療費が請求される仕組みになっており、その請求書がレセプトである。例えば、ある組合員がひと月に2ヵ所の医療機関で医療サービスを受けると、その月のレセプト枚数は2枚となる。したがって、年間のレセプト枚数は、月単位で考えていくつの医療機関でサービスを受けたかを示している。ひと月の間に異なる医療機関にかかると、レセプトの枚数は年間12枚を超える可能性がある。またレセプトには、ひと月に何日間ある医療機関で医療サービスを受けたか（診療日数）も記載されており、これらを年間に集計すると、一年間に医療機関を訪れた日数を求めることができる。

ところで、医療統計では受診率(レセプトの年間枚数/年間被保険者数)が受診行動をみる上での指標としてよく用いられているが、この指標では改正によって受診率が下がった理由が、医療機関に行くこと自体を抑制した結果であるのか、医療機関に行く回数を抑制した結果であるのかの区別ができない。前者は明らかに個人の選択の結果であるが、後者については、個人が選択した部分と医師の側が選択した部分とを明確に区別できない。競争的な環境にある医療機関では、負担率が上がった後も従来と同様の診療をしていたのでは他の医療機関に患者が移ってしまう可能性があるため、診療日数を減らそうとするインセンティブが働く。本稿では、レセプト枚数、診療日数自体を分析するため受診率を下げる2つの要素を分離して議論するモデルを用いる。このモデルによって、少なくとも1年間に一度も医療機関に行かなくなった部分については明らかに個人の選択であるから、この部分から改正が個人の受診行動に与えた影響を分析することができる。また、1枚以上のレセプト枚数、1日以上診療日数については、改正が直接個人の受診行動に影響を及ぼした

のか、医療機関が自己抑制した結果なのかについては、その二つの効果を分離することはできないが、改正が結果的に受診行動に及ぼした影響を分析することが可能である。

レセプト枚数、診療日数のいずれを分析の対象とする場合でも、被説明変数は0、1、2、3、...と非負の整数になる。このようなデータ(以下 Count Data と呼ぶ)を統計モデルを用いて分析するには、回帰分析(線形モデル)が適切ではないことはよく知られている。このような Count Data を扱うモデルとして近年いくつかのモデルが提案され、それらのモデルの統計的な特徴が明らかにされてきている(例えば、Cameron and Trivedi<sup>2)</sup>、Cameron and Windmeijer<sup>4)</sup>、Cameron 他<sup>3)</sup>、Winkelmann<sup>10)</sup>)。

本稿の分析で用いられたモデルは、Hurdle Negative Binomial モデルである。Hurdle Negative Binomial モデルは、観測値を0か1以上の二つのグループにわけて、二つのグループのどちらに属するかという確率モデルと、1以上のグループについての確率モデルを別に考える。すなわち、いずれのグループに属するかについては適当な二値選択モデルを用い、1以上のグループについては、0のところ truncate された Negative Binomial モデルを用いる。このようなモデルを用いる背景には、どちらのグループに属するかということ、1以上のグループに属する場合には、何度ある事象が起こるかということは、別の確率モデルで説明されたほうが、データ発生過程(data generating process)と整合的である、という考えがある。

医療経済の分野では、Pohlmeier and Ulrich<sup>9)</sup>が西ドイツの社会経済パネルを用いて、受診回数について Hurdle Negative Binomial モデルを用いた分析を行った。彼らは、最初に医療機関に行くかどうかを決めるのは患者であるが、その後何回

同じ病気で医者に行くかは医者が決めている、という2段階の決定仮説を立てて、Hurdle Negative Binomial モデルを用いた。彼らは、Hurdle タイプのモデルとそうでないモデルとでいずれが統計的に優れているかの検定を行った。その結果、彼らの用いたデータについては、Hurdle タイプのモデルのほうがデータをよく説明しており、2段階の決定仮説が指示されると結論付けている<sup>注1)</sup>。

また、Dev and Trivedi<sup>6)</sup> はアメリカの66歳以上の高齢者のデータを用いて、Negative Binomial モデル、Hurdle Negative Binomial モデル、finite mixture Negative Binomial モデルを用いて、どのモデルがデータと最も整合的かについて議論し、情報量基準 (AIC, BIC) をもちいてモデルの選択を行っている。

本稿で用いられたデータは、年間の集計されたデータであり、同一の病気について医療機関に何度行ったかの情報はわからないので、上述したような2段階の決定プロセスがあるかどうかについてHurdle Negative Binomial モデルを用いて明確に判断することはできない。しかしながら、少なくとも、年間一度も医療機関に行かないというのは個人の側の決定であるから、本稿で用いたデータについても、この部分は何度医療機関に行ったかということとは別のデータ発生過程に従っていると考えられる。

また、Bhattacharya 他<sup>1)</sup> は、「患者調査」(1990年)の個票データを用いて日本の「外来」の医療需要を分析している。彼らが用いた医療需要の指標は、最初に医療機関に行ったときから次に医療機関に行ったときまでの「期間」であり、これに生存解析分析の手法を当てはめ、医療需要の価格弾力性を求めている。本稿で用いた分析と異なり、この分析では、医療機関に行った人間だけが対象にされており、行かなかった人間はこの分析対象から落とされていることによる sample

selection の問題が生じる可能性に注意が必要である。本稿の分析は、改正によってどの程度行かなくなったかも分析の対象としており、このような sample selection の問題は生じない。

本稿では、いくつかの健康保険組合で老人医療保険制度の適用を受けない「若人」の「外来」の平成9年8月以前と改定がなされた9月以降のそれぞれ一年間のレセプト枚数、診療日数のデータを用いて、改正の前後で誰の受診行動がどう変化したかを分析する。レセプトデータからは、「本人」か「家族」か、「男性」か「女性」か、疾病119分類による疾病の種類、年齢、標準報酬等の情報が利用可能である。今回の制度改正は主に「本人」の負担を引き上げる事になったが、家計という観点から見れば家計の医療費負担の増加になるので、「本人」のみならず「家族」の受診行動にも影響を及ぼすものと考えられる。また、かぜなどの軽度の疾病と、高血圧などの慢性的な疾病とどちらにより大きな影響を及ぼしているかも興味を持たれる点である。さらに、受診率が高い高齢者、乳幼児の受診行動に与えた影響も分析されている。

本稿では第一に、年齢と本人・家族とで集計した分割表、および疾病と本人・家族で集計した分割表を用いて今回の改正がどのような年齢層の誰の(本人または家族)受診行動に影響を与えたのか、どのような疾病の誰の受診行動に影響を与えたのかについて分析を行った。

第二に、組合員とその家族の受診行動を分析する統計モデルとして、本稿は Hurdle Negative Binomial モデルを用いた。Negative Binomial モデルでの推定も行ったが、その当てはまりは Hurdle Negative Binomial モデルよりも悪かった。Pohlmeier and Ulrich<sup>9)</sup> が行ったような受診行動が2段階の決定過程を持つものなのかについては本稿で用いたデータからは判断することは

きないが、Hurdle タイプのほうが当てはまりがよかったことを報告しておく。

以下第2節では、Hurdle Negative Binomial モデルとその推定方法について説明し、第3節では実証研究の結果が、まとめられている。

## 2. Hurdle Negative Binomial モデルの推定

この節では、本稿で用いられたモデルについて説明をし、また、その推定方法について説明する。

Hurdle Negative Binomial モデルは現実には観測されるデータの観測値0の度数(頻度)がNegative Binomial モデルに比較して非常に高いという点に着目したモデルである。医療需要データにそのモデルを当てはめるときに、その理由として考えられるのが、前節で述べたように、体の調子がおかしいと感じたときに、診療機関に行くか行かないかという決断と、その疾病に関して何回診療期間に通うかというのは別の主体の決断だという仮定である。

診療期間に行くか行かないかという点については、 $f_1$ という確率関数を持つ分布にしたがって決定され、何回診療機関に通うかという点については、truncated Negative Binomial 分布に従うと仮定する。 $Y$ を診療機関に何回通うかをあらわす確率変数とし、 $f_2$ をNegative Binomial分布の確率密度関数とすると、 $Y$ の分布は、

$$\begin{aligned} P_r [Y=0] &= f_1(0) \\ P_r [Y=k] &= f_2(k) \frac{1-f_1(0)}{1-f_2(0)}, \quad k=1, 2, \dots \end{aligned}$$

として求められる。

Negative binomial (NB) には、期待値と分散がどのような関係になっているかによって、NB1とNB2の二種類がある。前者は分散が期待値の

線形関数になっており、後者は二次関数になっている。本稿で用いたモデルはNB1である。その確率密度関数は、期待値が、 $\lambda_2 = \exp(\chi_2 \beta_2)$ というリンク関数に従うとすると、

$$f_2(y) = \frac{\Gamma(\sigma^{-2} \exp(\chi_2 \beta_2) + y)}{\Gamma(\sigma^{-2} \exp(\chi_2 \beta_2)) \Gamma(y+1)}$$

$$\cdot \left[ \frac{1}{\sigma^2 + 1} \right]^{\sigma^{-2} \exp(\chi_2 \beta_2)} \left[ \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + 1} \right]^y$$

と求めることができる。また、尤度関数は、以下のように二つの部分に分けることができる。

$$L_1(\beta_1) = \sum_{k: Y_i=0} \log P_r [Y_i=0] + \sum_{k: Y_i>0} \log(1 - P_r [Y_i=0])$$

$$L_2(\beta_2, \sigma^2) = \sum_{k: Y_i>0} \log P_r [Y_i | Y_i>0]$$

以上から、最終的な尤度関数は、

$$L(\beta_1, \beta_2, \sigma^2) = L_1(\beta_1) + L_2(\beta_2, \sigma^2)$$

として求められる。従って、尤度関数の最大化は、二つの部分について別々に行うことが可能であり、収束計算は比較的容易である。

なお、本稿ではハードル部分についてはlogit modelを用いた。すなわち、

$$f_1(0) = \frac{\exp(\chi \beta_1)}{1 + \exp(\chi \beta_1)}$$

とおいた。

## 3. 実証研究

本研究では、「若人」のみの個票データを用いて分析を行った。またレセプトの診療区分には、「入院」、「外来」、「歯科」、「調剤」の四区分があるが、本稿ではこのうち「外来」のみを用いた。

本研究で用いられた健康保険組合は、「若人」については、A組合(製造業：食品)、B組合(製造業：石油)、C組合(金融保険業)、D組合(金融保険業)である。このうち、平成9年9月前後の合わせて2年間、同じ健康保険の適用を受けて

いたもののみを対象にした。従って、この間に転職した事により健康保険組合が変わったものについては、同一個人を追いかけていくことは不可能なので、分析の対象から除外している。

転職によって適用除外になるのは、転職率が高い若年層に多く見られる。従って本稿の方法でデータをとりだすと、若年層を過度に除いてしまう可能性がある。若年層は他の階層よりも受診率が低いので、本稿の受診率は他の調査よりも高くなる可能性があることに注意すべきである。逆に年ベースで分析するとき適用除外者も含めて考えてしまうと、受診率が本稿の分析より低くなる可能性がある。さらに、若年層は比較的健康でかつ所得水準が低く負担率の上昇に対する反応が大きいと考えられるから、今回の改定で医療サービスへの需要が小さくなることが予想される。本稿の分析結果では、本人のレセプト枚数には今回の改正の影響がほとんど出てこないが、それはこの理由からかもしれない。

また、60歳以上の層も国全体の年齢階層別構成比から見ると相対的に少なくなっていることにも

注意すべきである。というのも、今回分析した医療保険組合をつくっている企業は原則として60歳が定年であるからである。これらの退職した人達は、その後多くが国民健康保険に移ることになる。ところで、医療費が逡増していくのは60歳を過ぎてからであり、今回の改正による薬剤の一部負担の導入はこれらの層の受診行動に影響を与えている可能性がある。今回の分析ではこれらの層の相対的な割合が少なかったために改正の効果が小さく出ている可能性があることにも注意が必要である。

本稿では、平成8年9月から平成9年8月までと、平成9年8月から平成10年7月までのそれぞれ一年間について分析を行った。レセプトのデータは月単位であるが、これらを上記の期間に集計している。また、推定においては説明変数として標準報酬および病気の種類を用いている。標準報酬については、1年間の平均標準報酬を用い、疾病の種類については、一年間のレセプトのなかで最も頻度の高い疾病名（疾病119分類）のうちいくつかを用いる事にした。説明変数に用いられて

別表2：本稿での病名（略称）と疾病119分類との関係

略称	疾病分類コード	疾病分類項目
腸管感染症	0101	腸管感染症
屈折困難	0703	屈折及び調節の障害
高血圧	0901	高血圧性疾患
かぜ	1001	急性鼻咽頭炎
	1002	急性鼻咽頭炎及び急性扁桃炎
	1003	その他の急性上気道感染症
	1005	急性気管支炎及び急性細気管支炎
	1006	アレルギー性鼻炎
喘息	1010	喘息
胃潰瘍	1104	胃潰瘍及び十二指腸潰瘍
皮膚炎	1202	皮膚炎及び湿疹
	1203	その他の皮膚炎及び皮下組織の疾患
けが	1905	その他の損傷及びその他の外因の影響

出所：筆者作成

いる疾病名と標準119分類の疾病名との関係は、別表2に記されている。いくつかの疾病名については標準119分類のいくつかの項目をまとめたものになっている。

### (1) データの概観

ここでは4組合のデータをすべて統合したデータの特徴を明らかにしていく。表1、表2では本稿で分析したデータを、年齢階層別に分類したものと、疾病別に分類したものがそれぞれ掲載されている。表内の数字は合計数である。まず、年齢別の基本データ(表1)から見ていくことにしよう。

「0枚」は一年間で一度も医療機関に行かなかった人数をあらわしている。表1の「年齢」の「全体」を見てみると、本人の「0枚」は改正前と改正後でほとんど変わっていないが、家族については「0枚」が250人ほど増えており、この分だけ全体として「0枚」が増えている。次にレセプト枚数を見ると、「本人」のレセプト枚数は改正によってわずかであるが増えているが、「家族」のレセプト枚数は改正後減っており、全体的には減っていることになる。また診療日数、合計点数を見ると、「本人」「家族」両方ともに減少している。

表2において特徴的なことは、改正後「かぜ」のデータ個数が小さくなっていることである。これを見ると、かぜという病名で医療機関を訪れる人が約1000人、レセプト枚数にして7400枚減少したことになる。とくに「家族」の減少が著しく、約5000枚減少している。他方、「高血圧」のような慢性的な病気については、改正によってもレセプト数は減るどころか逆に増えていることが確認される。その他の疾病については多少減少傾向が見られる。平均診療日数についても同様の傾向が

観察される。

表3では年齢10歳区分毎の一年間でレセプト枚数が0のデータ比率(本分析の対象となった健康保険組合員数に対する比率、以下「0比率」と呼ぶ)、レセプト枚数0のサンプルを除いた場合と除かなかった場合の一人あたり平均レセプト枚数(表中では「0を除く」、「0を含む」と記述されている)、平均診療日数、および、診療日数一日あたりの点数が「本人」「家族」毎に記述されている。

まず、「10歳以下」、「69歳以下」で「0比率」の値が小さくなっていることが確認される。この年齢層は病気にかかりやすかったり、慢性的な疾病をわずらわっている確率が高いためこのような結果が出たものと考えられる。ただし、これらの年齢層の平均レセプト枚数、平均診療日数は異なっており、「69歳以下」がかなり大きくなっている。これは、「10歳以下」が一過性の疾病が多い一方で、「69歳以下」で慢性的な疾病が多いためであると考えられる。

「本人」と「家族」の「0比率」については、30歳代までは「本人」よりも「家族」のほうが小さくなっているが、それを超えるとほとんど変わらなくなり、60歳代になると、「本人」の「0比率」のほうが小さくなっていく。すなわち、30歳代までは家族の方が医療機関にかかりやすく、逆に60歳代になると本人の方が医療機関にかかりやすくなる。本人と家族では年齢の効果がかなり違っている事がわかる。

「平均レセプト枚数」、「平均診療日数」は、「本人」、「家族」とともに「10歳以下」を除いておおむね年齢が上がるにつれて大きくなっている。20歳代、30歳代では「家族」のほうが「本人」よりもどちらをとっても大きくなっているが、それ以上の年齢層では、両者の違いはなくなっている。これは、20歳代、30歳代では、妻の出産が

表1 基本データ (年齢別)

年齢	データ	改正前			改正後		
		本人 (0枚)	家族 (0枚)	総計 (0枚)	本人 (0枚)	家族 (0枚)	総計 (0枚)
10歳以下	データの個数		8792 (371)	8792 (371)		7891 (301)	7891 (301)
	レセプト枚数		68152	68152		59352	59352
	日数		131481	131481		111886	111886
	点数		55600039	55600039		46000995	46000995
20歳以下	データの個数	456 (73)	7936 (1118)	8392 (1191)	179 (55)	8425 (1228)	8604 (1283)
	レセプト枚数	1405	31089	32494	436	32095	32531
	日数	2181	51043	53224	752	51410	52162
	点数	1196876	25246066	26442942	371211	28144822	28516033
30歳以下	データの個数	9939 (1457)	2915 (343)	12854 (1800)	9391 (1328)	2937 (422)	12328 (1750)
	レセプト枚数	40404	14564	54968	38662	13663	52325
	日数	64017	25008	89025	60936	23260	84196
	点数	34525043	13527132	48052175	31617603	12802809	44420412
40歳以下	データの個数	6332 (864)	4031 (489)	10363 (1353)	6569 (868)	4004 (509)	10573 (1377)
	レセプト枚数	29981	19259	49240	30419	19258	49677
	日数	51210	34446	85656	50651	33967	84618
	点数	28589482	18175388	46764870	27029324	18106973	45136297
50歳以下	データの個数	6304 (844)	4032 (604)	10336 (1448)	6478 (947)	4167 (640)	10645 (1587)
	レセプト枚数	35303	20880	56183	34775	20932	55707
	日数	62687	39324	102011	60690	38164	98854
	点数	40703990	23109273	63813263	40911689	22816799	63728488
60歳以下	データの個数	4706 (511)	2218 (228)	6924 (739)	4894 (530)	2388 (250)	7282 (780)
	レセプト枚数	35934	16945	52879	37021	18060	55081
	日数	69723	33864	103587	69471	35643	105114
	点数	48126182	21837572	69963754	47275457	22728006	70003463
69歳以下	データの個数	809 (47)	612 (51)	1421 (98)	1035 (70)	724 (104)	1759 (174)
	レセプト枚数	9599	6882	16481	11795	7491	19286
	日数	20652	15962	36614	24121	17613	41734
	点数	13403695	9634562	23038257	16460753	10741903	27202656
全体	データの個数	28546 (3796)	30536 (3204)	59082 (7000)	28546 (3798)	30536 (3454)	59082 (7252)
	レセプト枚数	152626	177771	330397	153108	170851	323959
	日数	270470	331128	601598	266621	311943	578564
	点数	166545268	167130032	333675300	163666037	161342307	325008344

出所：筆者作成



表2 基本データ（疾病別）

病 気	データ	改正前			改正後		
		本 人	家 族	総 計	本 人	家 族	総 計
0枚	データの個数	3796	3204	7000	3798	3454	7252
	レセプト枚数	0	0	0	0	0	0
	日数	0	0	0	0	0	0
	点数	0	0	0	0	0	0
腸管感染症	データの個数	856	816	1672	811	900	1711
	レセプト枚数	2871	3191	6062	2583	3613	6196
	日数	4038	4918	8956	3626	5442	9068
	点数	2361937	2233877	4595814	2021510	2498832	4520342
屈折困難	データの個数	2020	2348	4368	2199	2607	4806
	レセプト枚数	8853	10783	19636	9657	11697	21354
	日数	12284	16038	28322	13112	16971	30083
	点数	6522081	7254859	13776940	7077129	7886369	14963498
高血圧	データの個数	1023	474	1497	1113	503	1616
	レセプト枚数	13210	6552	19762	14200	6622	20822
	日数	24086	13038	37124	25208	12677	37885
	点数	15444437	7685002	23129439	15708353	7598227	23306580
かぜ	データの個数	5778	8547	14325	5426	7915	13341
	レセプト枚数	22791	51793	74584	21089	46022	67111
	日数	35346	94366	129712	32097	81905	114002
	点数	17079388	38597015	55676403	15257058	33140578	48397636
喘息	データの個数	297	962	1259	289	957	1246
	レセプト枚数	2728	9585	12313	2786	9486	12272
	日数	4894	19231	24125	4587	18318	22905
	点数	3174298	9606855	12781153	3069343	9248715	12318058
胃潰瘍	データの個数	757	163	920	708	164	872
	レセプト枚数	6510	1329	7839	5936	1258	7194
	日数	11109	2159	13268	9701	2167	11868
	点数	7776180	1636132	9412312	6526779	1510892	8037671
皮膚炎	データの個数	1890	2218	4108	1807	2208	4015
	レセプト枚数	12926	16274	29200	12488	14815	27303
	日数	21340	27828	49168	20590	24232	44822
	点数	10123024	11533690	21656714	9400576	10137824	19538400
けが	データの個数	711	896	1607	660	846	1506
	レセプト枚数	2926	3570	6496	2730	3326	6056
	日数	6596	7706	14302	6549	7331	13880
	点数	3107552	3183734	6291286	3067884	3151226	6219110
その他	データの個数	11418	10908	22326	11735	10982	22717
	レセプト枚数	79376	74244	153620	81262	73551	154813
	日数	150777	145844	296621	151151	142900	294051
	点数	100956371	85398868	186355239	101537405	86169644	187707049
全体	データの個数	28546	30536	59082	28546	30536	59082
	レセプト枚数	152191	177321	329512	152731	170390	323121
	日数	270470	331128	601598	266621	311943	578564
	点数	166545268	167130032	333675300	163666037	161342307	325008344

出所：筆者作成

あるからかもしれない。

「1日当たり点数」を見ると、概ね「本人」の方が「家族」よりも大きくなっている。ところが、改正後は30歳までの年齢層では「家族」の1日当たり点数の方が多くなっており、30歳以上の年齢層では、改正前と同様に「本人」の方が「家族」よりも大きくなっていることが観察される。改正前は、「本人」の負担が「家族」よりもかなり小さかったので、時間の機会費用の大きな本人には多くの薬を出して「1日当たり点数」を上げたが、改正後は、特に所得の低い若年層に対する投薬を押しやるなどして医療行為が控えられた結果とも考えられる。

次に今回の改正の影響を考えてみよう。表3からは、今回の改正が「本人」及び「家族」の年齢層別に見た受診行動にかなり異なった影響を及ぼしていることがうかがえる。「家族」の「0比率」は「10歳以下」を除いてすべての年齢層で大きくなっている。特に60歳代での「0比率」がかなり大きくなっている。「本人」については、20歳以下と60歳代の「0比率」が大きくなっていることが特徴的である。20歳代や30歳代では「0比率」はほとんど変化していない。総じて、医療機関に行くかどうかという観点から見ると、今回の改正は若年層、高齢層の「本人」と、全年齢層の「家族」に影響を及ぼしたと考えられる。

「レセプト枚数」、「平均診療日数」については「0を除いた場合」と「0を含めた場合」とで、同じような傾向が見て取れる。「家族」については大方の年齢層で減少しているが、「本人」については30歳代以上でそのことが確認される。何日間治療を受けるかというのは直接医療費にかかわってくる事項であるから、今回の改正が医療機関に行く日数に対しても平均診療日数の大きな中高年世代に特に抑制的な効果を持っていた、と考えられる。

「1日当たり点数」を見ると、改正後、ほとんどの年齢層でそれが大きくなっているにもかかわらず、30歳までの「本人」、とくに「20歳以下」では大きく減っている事が見て取れる。「20歳以下」では「0比率」も改正後急激に大きくなった事も注意すべきである。これらの事から、「20歳以下」のような低い所得層では医療サービスを受けるかどうかという観点からも、医療サービスの内容という観点からも改正の影響が大きかったと考えられる。

表4は、疾病の種類と本人・家族の分割表である。これらの疾病は、レセプトに占める病名の割合が大きい順にとってきたものである。これを見ると、高血圧、喘息、胃潰瘍などの慢性的な病気のレセプト数、診療日数が大きくなっている一方で、かぜやけがなどでは、それらは小さくなっている。ただし、「家族」のかぜの診療日数、レセプト枚数が多いのは、乳幼児がそこに多く含まれているためと考えられる。また、本人よりも家族のほうが概ねレセプト枚数も診療日数も多いことが確認される。しかしながら「1日当たり点数」を見ると、同じ疾病であるにもかかわらず、胃潰瘍を除いて概ね「本人」の方が「家族」よりも点数が高くなっている。この関係は改正後も変わらない。「家族」は「本人」よりも診療日数は多いのだが、1日当たり点数は小さくなっているのである。これは「本人」の場合は「家族」と比べると医療機関に行く事の機会費用が高いので、医療機関に行く回数を減らしてその分多くの診療サービスを受けたり薬を受け取ったりするためであるとも考えられる。

今回の改正によって、これらの疾病のうち高血圧、胃潰瘍、喘息などの慢性病とかぜにおいて顕著に診療日数とレセプト枚数が減少している。他方、腸管感染症やけがなどでは改正の影響を受けてはいない。「1日当たり点数」を見ると、改正

表3 年齢別レセプト枚数、平均日数、1日当たり点数

年齢	データ	改正前						改正後					
		本人		家族		総計		本人		家族		総計	
		0を除く	0を含む	0を除く	0を含む	0を除く	0を含む	0を除く	0を含む	0を除く	0を含む	0を除く	0を含む
10歳以下	0比率				4.2%		4.2%				3.8%		3.8%
	平均レセプト			8.1	7.8	8.1	7.8			7.8	7.5	7.8	7.5
	平均日数			15.6	15.0	15.6	15.0			14.7	14.2	14.7	14.2
	点数/日数			422.9	422.9	422.9	422.9			411.1	411.1	411.1	411.1
20歳以下	0比率		16.0%		14.1%		14.2%		30.7%		14.6%		14.9%
	平均レセプト	3.7	3.1	4.6	3.9	4.5	3.9	3.5	2.4	4.5	3.8	4.4	3.8
	平均日数	5.7	4.8	7.5	6.4	7.4	6.3	6.1	4.2	7.1	6.1	7.1	6.1
	点数/日数	548.8	548.8	494.6	494.6	496.8	496.8	493.6	493.6	547.5	547.5	546.7	546.7
30歳以下	0比率		14.7%		11.8%		14.0%		14.1%		14.4%		14.2%
	平均レセプト	4.8	4.1	5.7	5.0	5.0	4.3	4.8	4.1	5.4	4.7	4.9	4.2
	平均日数	7.5	6.4	9.7	8.6	8.1	6.9	7.6	6.5	9.2	7.9	8.0	6.8
	点数/日数	539.3	539.3	540.9	540.9	539.8	539.8	518.9	518.9	550.4	550.4	527.6	527.6
40歳以下	0比率		13.6%		12.1%		13.1%		13.2%		12.7%		13.0%
	平均レセプト	5.5	4.7	5.4	4.8	5.5	4.8	5.3	4.6	5.5	4.8	5.4	4.7
	平均日数	9.4	8.1	9.7	8.5	9.5	8.3	8.9	7.7	9.7	8.5	9.2	8.0
	点数/日数	558.3	558.3	527.6	527.6	546.0	546.0	533.6	533.6	533.1	533.1	533.4	533.4
50歳以下	0比率		13.4%		15.0%		14.0%		14.6%		15.4%		14.9%
	平均レセプト	6.5	5.6	6.1	5.2	6.3	5.4	6.3	5.4	5.9	5.0	6.2	5.2
	平均日数	11.5	9.9	11.5	9.8	11.5	9.9	11.0	9.4	10.8	9.2	10.9	9.3
	点数/日数	649.3	649.3	587.7	587.7	625.6	625.6	674.1	674.1	597.9	597.9	644.7	644.7
60歳以下	0比率		10.9%		10.3%		10.7%		10.8%		10.5%		10.7%
	平均レセプト	8.6	7.6	8.5	7.6	8.5	7.6	8.5	7.6	8.4	7.6	8.5	7.6
	平均日数	16.6	14.8	17.0	15.3	16.7	15.0	15.9	14.2	16.7	14.9	16.2	14.4
	点数/日数	690.2	690.2	644.9	644.9	675.4	675.4	680.5	680.5	637.7	637.7	666.0	666.0
69歳以下	0比率		5.8%		8.3%		6.9%		6.8%		14.4%		9.9%
	平均レセプト	12.6	11.9	12.3	11.2	12.5	11.6	12.2	11.4	12.1	10.3	12.2	11.0
	平均日数	27.1	25.5	28.5	26.1	27.7	25.8	25.0	23.3	28.4	24.3	26.3	23.7
	点数/日数	649.0	649.0	603.6	603.6	629.2	629.2	682.4	682.4	609.9	609.9	651.8	651.8
全体	0比率		13.3%		10.5%		11.8%		13.3%		11.3%		12.3%
	平均レセプト	6.2	5.3	6.5	5.8	6.3	5.6	6.2	5.4	6.3	5.6	6.3	5.5
	平均日数	10.9	9.5	12.1	10.8	11.6	10.2	10.8	9.3	11.5	10.2	11.2	9.8
	点数/日数	615.8	615.8	504.7	504.7	554.6	554.6	613.9	613.9	517.2	517.2	561.8	561.8

出所：筆者作成

後ほとんどの疾病で「家族」の点数が高くなっている一方、「本人」の点数は小さくなっている。「本人」は2割負担になったために供給側が医療サービスの量を抑制したものとも考えられる。他方、「家族」については薬剤一部負担が導入され

たがその負担増は比較的小さかったために、供給側が医療サービスの量を増やしたのかもしれない。しかしこれらの点については、この表からでは明確な結論を導くことはできず、さらに詳細な分析が必要である。

表4 疾病別レセプト枚数、平均日数、1日当たり点数

病気	データ	改正前			改正後		
		本人	家族	合計	本人	家族	合計
腸管感染症	レセプト枚数	3.4	3.9	3.6	3.2	4.0	3.6
	平均日数	4.7	6.0	5.4	4.5	6.0	5.3
	点数/日数	584.9	454.2	513.2	557.5	459.2	498.5
屈折困難	レセプト枚数	4.4	4.6	4.5	4.4	4.5	4.4
	平均日数	6.1	6.8	6.5	6.0	6.5	6.3
	点数/日数	530.9	452.4	486.4	539.7	464.7	497.4
高血圧	レセプト枚数	12.9	13.8	13.2	12.8	13.2	12.9
	平均日数	23.5	27.5	24.8	22.6	25.2	23.4
	点数/日数	641.2	589.4	623.0	623.1	599.4	615.2
かぜ	レセプト枚数	3.9	6.1	5.2	3.9	5.8	5.0
	平均日数	6.1	11.0	9.1	5.9	10.3	8.5
	点数/日数	483.2	409.0	429.2	475.3	404.6	424.5
喘息	レセプト枚数	9.2	10.0	9.8	9.6	9.9	9.8
	平均日数	16.5	20.0	19.2	15.9	19.1	18.4
	点数/日数	648.6	499.6	529.8	669.1	504.9	537.8
胃潰瘍	レセプト枚数	8.6	8.2	8.5	8.4	7.7	8.3
	平均日数	14.7	13.2	14.4	13.7	13.2	13.6
	点数/日数	700.0	757.8	709.4	672.8	697.2	677.3
皮膚炎	レセプト枚数	6.8	7.3	7.1	6.9	6.7	6.8
	平均日数	11.3	12.5	12.0	11.4	11.0	11.2
	点数/日数	474.4	414.5	440.5	456.6	418.4	435.9
けが	レセプト枚数	4.1	4.0	4.0	4.1	3.9	4.0
	平均日数	9.3	8.6	8.9	9.9	8.7	9.2
	点数/日数	471.1	413.2	439.9	468.5	429.8	448.1
その他	レセプト枚数	7.0	6.8	6.9	6.9	6.7	6.8
	平均日数	13.2	13.4	13.3	12.9	13.0	12.9
	点数/日数	669.6	585.5	628.3	671.8	603.0	638.3
合計	レセプト枚数	5.3	5.8	5.6	5.4	5.6	5.5
	平均日数	9.5	10.8	10.2	9.3	10.2	9.8
	点数/日数	615.8	504.7	554.6	613.9	517.2	561.8

出所：筆著作成

## (2) 推定結果

表5、6にはそれぞれレセプト枚数、診察日数を被説明変数とした推定結果が示されている。「Hurdle 部分」についてはいずれの推定結果でも違いは無いので、表6からは除かれている。

表5の「Hurdle 部分」の見方であるが、「医療機関に行かない」という事象を1とし、「医療機関に行く」という事象を0と置いているため、推定値のマイナスの符号は医療機関に行く確率が高くなることを意味している。表5を見ると、標準報酬（保険料算出の基礎となる所得）は改正ダミーも含めて有意になっていないことがわかる。このことから、医療機関に行くか行かないかということと標準報酬はあまり関係はないということがわかる。

定数項は改正ダミーも含めて有意になっている。ダミー変数については多重共線性を避けるために61歳-69歳ダミーを落としているため、定数項は「家族」で「女性」で「61歳-69歳」というグループに対応しており、「本人」ダミー、「男性」ダミー、年齢ダミーはそこからのマージナルな偏差を表現している。定数項改正ダミーは有意で正の符号を持っていることから、今回の改正は上記のグループに対して医療機関に行くこと自体を抑制したことがわかる。「本人」の推定値は負の符号で有意であることから、「家族」よりは「0比率」（医療機関に一度も行かない確率）が小さいことがわかる。すなわち、家族よりは本人のほうが少なくとも一度は医療機関にかかる確率は高いということになる。ところで、本人改正ダミーのp値は約8%であるから、改正による効果が「家族」と異なるかどうかは微妙なところである。これが有意だと判断されれば、改正によって「本人」も「家族」も「0比率」は大きくなったが、その

程度は「本人」のほうが「家族」よりも小さかったといえる。

「性別」ダミーについては、「男性」のほうが「女性」よりは「0比率」が大きいことがわかる。改正によってこの関係は変化しておらず、男性も女性も同じように影響を受けている。

年齢ダミーについていうと、10歳以下では「61歳-69歳」よりも「0比率」は小さいことがわかる。この年齢層を除いては、おおむね年齢が若くなるにしたがって、「0比率」が高くなっていく。年齢についての改正ダミーはすべての年齢層で負の符号で有意である。このことは、「61歳-69歳」層よりは他の年齢階層のほうが改正により「0比率」が大きくなる程度が小さかったことを意味している。すなわち、「0比率」については改正によって「61歳-69歳」層がもっとも大きな影響を受けたことがわかる。「10歳以下」については、この年齢層の改正ダミーの係数が-0.57で定数項改正ダミーの係数が0.42であるから、改正による影響は小さかったといえることができる。

次に Truncated Negative Binomial モデルの部分についてみてみよう。Hurdle 部分と同じように、定数項は「家族」で「女性」で「61歳-69歳」で「表に掲載されていない疾病」というグループに対応しており、「本人」ダミー、「男性」ダミー、年齢ダミー、疾病ダミーはそこからのマージナルな偏差を表現している。

定数項は改正によって有意に小さくなっていることから、このグループに対して、改正がレセプト枚数を減らす方向に作用したことがわかる。「本人」の符号は負で有意であるから、本人は家族よりもレセプトの枚数が少ないことがわかる。「本人改正ダミー」は定数項改正ダミーと符号が反対でほぼ同じ大きさであるから、今回の改正によって「本人」のレセプト枚数はほとんど影響を受けていないということがいえる。

表5 推定結果 (レセプト枚数)

	推定値	標準誤差	t 値	p 値
Hurdle 部分				
定数項	-2.6703	0.1111	-24.0414	[.000]
定数項改正ダミー	0.4149	0.1420	2.9225	[.003]
本人	-0.2643	0.0415	-6.3625	[.000]
性別 (男 = 1)	0.4839	0.0332	14.5609	[.000]
標準報酬	-0.0887	0.0855	-1.0375	[.299]
10歳まで	-0.6798	0.1201	-5.6577	[.000]
11~20歳	0.6685	0.1127	5.9322	[.000]
21~30歳	0.8483	0.1082	7.8435	[.000]
31~40歳	0.7393	0.1101	6.7154	[.000]
41~50歳	0.8336	0.1117	7.4624	[.000]
51~55歳	0.5725	0.1176	4.8689	[.000]
56~60歳	0.3166	0.1296	2.4436	[.015]
本人改正ダミー	-0.1035	0.0585	-1.7694	[.077]
性別改正ダミー	0.0496	0.0469	1.0569	[.291]
標準報酬改正ダミー	0.0384	0.1201	0.3200	[.749]
10歳まで改正ダミー	-0.5702	0.1578	-3.6134	[.000]
11~20歳改正ダミー	-0.4156	0.1440	-2.8850	[.004]
21~30歳改正ダミー	-0.3653	0.1372	-2.6629	[.008]
31~40歳改正ダミー	-0.3953	0.1400	-2.8234	[.005]
41~50歳改正ダミー	-0.3286	0.1423	-2.3099	[.021]
51~55歳改正ダミー	-0.3700	0.1519	-2.4366	[.015]
56~60歳改正ダミー	-0.3758	0.1670	-2.2513	[.024]
truncated NB 部分				
定数項	2.8313	0.0200	141.4720	[.000]
本人	-0.2766	0.0130	-21.2341	[.000]
性別 (男 = 1)	-0.0775	0.0079	-9.8769	[.000]
負担率	-1.6459	0.0532	-30.9180	[.000]
標準報酬	-0.0486	0.0183	-2.6471	[.008]
10歳まで	-0.1164	0.0154	-7.5800	[.000]
11~20歳	-0.6013	0.0176	-34.2442	[.000]
21~30歳	-0.6000	0.0150	-40.1292	[.000]
31~40歳	-0.5425	0.0149	-36.3772	[.000]
41~50歳	-0.5019	0.0147	-34.1440	[.000]
51~55歳	-0.3361	0.0157	-21.4104	[.000]
56~60歳	-0.1958	0.0170	-11.5450	[.000]
腸管感染症	-0.4156	0.0315	-13.2082	[.000]
屈折・調節困難 (眼)	-0.2239	0.0157	-14.2852	[.000]
高血圧性疾患	0.5671	0.0144	39.3575	[.000]
かぜ	-0.2372	0.0091	-25.9947	[.000]
喘息	0.2130	0.0174	12.2167	[.000]
胃潰瘍	0.2288	0.0198	11.5536	[.000]
皮膚炎	0.0552	0.0111	4.9616	[.000]
けが	-0.3790	0.0249	-15.2258	[.000]
分類不能	-0.0786	0.0246	-3.1998	[.001]
定数項改正ダミー	-0.2086	0.0286	-7.2873	[.000]
本人改正ダミー	0.2027	0.0171	11.8285	[.000]
性別改正ダミー	0.0108	0.0113	0.9553	[.339]
負担率改正ダミー	0.7078	0.0754	9.3864	[.000]
標準報酬改正ダミー	0.0046	0.0264	0.1722	[.863]
10歳まで改正ダミー	0.0059	0.0218	0.2711	[.786]
11~20歳改正ダミー	0.0053	0.0248	0.2136	[.831]
21~30歳改正ダミー	0.0323	0.0209	1.5479	[.122]
31~40歳改正ダミー	0.0154	0.0208	0.7386	[.460]
41~50歳改正ダミー	0.0080	0.0207	0.3890	[.697]
51~55歳改正ダミー	0.0225	0.0222	1.0151	[.310]
56~60歳改正ダミー	-0.0105	0.0234	-0.4499	[.653]
腸管感染症改正ダミー	0.0075	0.0450	0.1656	[.868]
屈折・調節困難 (眼) 改正ダミー	-0.0124	0.0218	-0.5688	[.570]
高血圧性疾患改正ダミー	-0.0176	0.0202	-0.8712	[.384]
かぜ改正ダミー	-0.0157	0.0132	-1.1873	[.235]
喘息改正ダミー	0.0530	0.0246	2.1585	[.031]
胃潰瘍改正ダミー	-0.0190	0.0289	-0.6570	[.511]
皮膚炎改正ダミー	-0.0130	0.0160	-0.8171	[.414]
けが改正ダミー	-0.0058	0.0356	-0.1633	[.870]
分類不能改正ダミー	0.0045	0.0341	0.1305	[.896]
log( $\sigma^2$ )	0.9769	0.0090	108.6400	[.000]
log( $\sigma^2$ ) 改正ダミー	-0.0043	0.0128	-0.3376	[.736]

出所：筆者作成

「年齢ダミー」については Hurdle 部分で議論したこととほとんど同じことが言えて、「10歳以下」を除いて年齢が高くなるにしたがって、レセプトの枚数が多くなっていくことが確認される。「61歳-69歳」が最もレセプト枚数が多い年齢層である。他方、年齢改正ダミーはすべての年齢層において有意ではないことに注意するべきであろう。「0比率」について改正が年齢層毎に別々の影響を与えたことと対照的である。すなわち、今回の改正は医療機関にかかるかどうかという点については「61歳-69歳」層に最も大きな影響を与えたが、何回行くかという点については各年齢層同じような負の影響を及ぼしているのである。

「標準報酬」の係数は有意に負になっている。これは、所得の高い層ほど医療機関に行く回数が少ないことを意味している。この理由としては、所得の高い層ほど時間の機会費用が高いので、悪くならないうちに予防的な措置をとるためであるとも考えられるし、また、所得の高い層ほど日常的に健康に留意しているために健康状態がよい、とも考えられる<sup>#2</sup>。

「疾病ダミー」は、「かぜ」、「屈折・調節困難(眼)」、「腸管感染症」および「けが」で有意な負の符号が得られており、これらの疾病では一般的な疾病よりもレセプト枚数が少なくなっている事がわかる。他方、「高血圧疾患」のような慢性病では、一般的な疾病よりもレセプト枚数が多くなっている。しかしながら、これらの疾病の改正ダミーは喘息を除くとすべて有意にはなっておらず、改正による影響はほとんどなかったといえる。ただし注意しないといけない点は、本稿では1年間で最もレセプト枚数の多かった疾病名をレセプト全体の疾病名としているから、その操作による影響を考慮する必要がある。

負担率の係数は改正によって小さくなっている。負担率自体は改正によって大きくなっている

ことから、改正によって、価格弾力性は小さくなっているということがうかがえる。すなわち、負担率の大きいところではそれ以上負担率をあげても必ずしもレセプト枚数の抑制にはつながらないことを意味している。負担率の係数の解釈で注意しなければならない点は、本人が2割負担になった事による負担率の増加の効果はモデルの上では「本人ダミー」の係数として表現されている点である。負担率の係数は、改正による負担率の変化の効果（線形モデルで言うと切片の変化）を捉えているのではなく、負担率が1ポイント増えたときにどの程度受診確率が変化するかという効果（線形モデルで言うと直線の傾き）を捉えているのである。

なお、負担率は以下の式で計算されている。

$$\begin{aligned} \text{負担率} &= \text{自己負担額} / (\text{レセプト点数} + \text{食事療養費}) \\ \text{自己負担額} &= \text{一部負担額} + \text{薬剤一部負担額} + \text{食事療養費標準負担額} \\ &\quad - \text{高額療養費} - \text{付加金} - \text{公費負担額} \end{aligned}$$

診察日数についてもレセプト枚数と同様の結果が得られている。

Hurdle 部分については上記の推定とまったく同じであるので省略する。Truncated Negative Binomial モデルの部分の推定結果についても、傾向的には上記の推定と似ているので、異なる点のみ指摘するにとどめる。レセプト枚数の場合には「定数項改正ダミー」と「本人改正ダミー」とは符号が逆でほとんど同じ大きさであった事により、「本人」のレセプト枚数は改正による影響を受けていないという結果であったが、診察日数については「本人改正ダミー」は「定数項改正ダミー」よりも小さく、改正により診察日数は短くなっている事がわかる。皮膚炎ダミーはレセプト枚

表6 推定結果 (診察日数)

	推定値	標準誤差	t 値	p 値
truncated NB 部分				
定数項	3.7289	0.0200	186.4530	[.000]
本人	-0.4504	0.0138	-32.5684	[.000]
性別	-0.0636	0.0092	-6.9375	[.000]
負担率	-2.2822	0.0520	-43.8501	[.000]
標準報酬	-0.1051	0.0211	-4.9899	[.000]
10歳まで	-0.1882	0.0167	-11.2608	[.000]
11~20歳	-0.6836	0.0201	-34.0214	[.000]
21~30歳	-0.6869	0.0171	-40.1864	[.000]
31~40歳	-0.6132	0.0168	-36.5474	[.000]
41~50歳	-0.5610	0.0163	-34.3449	[.000]
51~55歳	-0.3879	0.0174	-22.3024	[.000]
56~60歳	-0.2253	0.0184	-12.2377	[.000]
腸管感染症	-0.4321	0.0371	-11.6421	[.000]
屈折・調節困難 (眼)	-0.2869	0.0205	-14.0032	[.000]
高血圧性疾患	0.5558	0.0158	35.1615	[.000]
かぜ	-0.2525	0.0106	-23.7112	[.000]
喘息	0.2142	0.0191	11.2385	[.000]
胃潰瘍	0.1536	0.0244	6.2895	[.000]
皮膚炎	-0.0065	0.0138	-0.4742	[.635]
けが	-0.2200	0.0249	-8.8264	[.000]
分類不能	-0.1341	0.0314	-4.2677	[.000]
定数項改正ダミー	-0.3242	0.0295	-10.9969	[.000]
本人改正ダミー	0.2903	0.0188	15.4135	[.000]
性別改正ダミー	0.0075	0.0132	0.5734	[.566]
負担率改正ダミー	1.0820	0.0768	14.0864	[.000]
標準報酬改正ダミー	0.0175	0.0305	0.5735	[.566]
10歳まで改正ダミー	0.0053	0.0238	0.2210	[.825]
11~20歳改正ダミー	-0.0053	0.0285	-0.1872	[.852]
21~30歳改正ダミー	0.0348	0.0238	1.4596	[.144]
31~40歳改正ダミー	0.0169	0.0235	0.7183	[.473]
41~50歳改正ダミー	0.0027	0.0231	0.1169	[.907]
51~55歳改正ダミー	0.0161	0.0247	0.6497	[.516]
56~60歳改正ダミー	-0.0217	0.0255	-0.8510	[.395]
腸管感染症改正ダミー	0.0096	0.0536	0.1789	[.858]
屈折・調節困難 (眼) 改正ダミー	-0.0215	0.0285	-0.7558	[.450]
高血圧性疾患改正ダミー	-0.0339	0.0222	-1.5275	[.127]
かぜ改正ダミー	-0.0117	0.0155	-0.7556	[.450]
喘息改正ダミー	0.0436	0.0273	1.5994	[.110]
胃潰瘍改正ダミー	-0.0138	0.0359	-0.3853	[.700]
皮膚炎改正ダミー	-0.0110	0.0199	-0.5561	[.578]
けが改正ダミー	-0.0015	0.0352	-0.0424	[.966]
分類不能改正ダミー	-0.0026	0.0438	-0.0588	[.953]
log( $\sigma^2$ )	2.1818	0.0053	413.4440	[.000]
log( $\sigma^2$ ) 改正ダミー	-0.0280	0.0075	-3.7121	[.000]

出所：筆者作成



数では有意であったが、診察日数の方では有意ではなくなっている。

#### 4. 結論

本稿では4つの健康保険組合を取り上げて、そこに属する「若人」の「外来」の個票を用いて彼らの受診行動が平成9年9月の改正の前後でどのように変化したのかについて分析を行った。

最初に、年齢と本人・家族とで集計した分割表、および疾病と本人・家族で集計した分割表を用いて今回の改正がどのような年齢層の誰の（本人または家族）受診行動に影響を与えたのか、どのような疾病の誰の受診行動に影響を与えたのかについて分析を行った。

その結果、分割表による分析から今回の改正の効果として以下のことがわかった。

- ・「0比率」（一年間に一度も医療機関を訪れたことのない組合員の比率）をみると、若年層、高齢層の「本人」と全年齢層の「家族」の「0比率」が高まっている。
- ・「レセプト枚数」、「平均診療日数」を見ると、「家族」については大方の年齢層で、「本人」については30歳代以上で改正後減少している。
- ・「1日当たり点数」は、改正後ほとんどの年齢層で大きくなっているが、「20歳以下」では大きく減っている。この層は、改正によって「0比率」も大きく増えている。
- ・今回の改正によって高血圧、胃潰瘍、喘息などの慢性病とかぜにおいて顕著に診療日数とレセプト枚数が減少している。
- ・「1日当たり点数」では、改正後ほとんどの疾病で「家族」の点数が高くなっている一方で「本人」の点数は小さくなっている。

分割表は二次元（あるいはせいぜい3次元）の、あくまでも二つのカテゴリー間の関係を見ているにすぎないので、組合員の持つ特性すべてを同時に考慮して分析したものではないことに注意すべきである。たとえば、改正後、高血圧、胃潰瘍、喘息などの慢性病において顕著に診療日数とレセプト枚数が減少していることは、仮に高齢者がこれらの疾病を持っている確率が高いとすると、高齢者においてレセプト枚数が少なくなっていることと同じことを言っているに過ぎないことになる。

健康保険組合員の受診行動を分析する統計モデルとして、本稿は Hurdle Negative Binomial モデルを用いた。このモデルは、「0比率」の部分と一回以上医療機関を訪れた回数とを前者についてはロジットモデルで、後者については Truncated Negative Binomial モデルで説明しようとするものである。このモデルを用いる理由として、医療機関に行くか行かないかという最初の決断は組合員側が行うが、その後何回医療機関を訪れるかということは医療機関側も影響を及ぼしているという、2段階の決定モデルに基づいている。

このモデルを用いて推定したところ、今回の改正について以下の結果を得た。

- ・医療機関に1年間で一度も行かない確率については、改正により「本人」、「家族」ともにほぼ同程度上昇し、年齢が高くなるほどこの確率が大きくなっている。
- ・診療日数については、「本人」はほとんどの年齢層で同程度に減少したが、「家族」については高い年齢層ほど大きな影響を受け、特に「61歳-69歳」層にもっとも大きな抑制効果をもった。また、効果の大きさは「家族」の方が「本人」よりも大きい。ただし、「本人」のレセプト枚数については、改正によりほとんど影響

を受けていない。

- ・ 疾病の違いによる改正の効果の違いは特に見つけられなかった。
- ・ 「負担率」のパラメータの大きさは改正後小さくなった。すなわち、医療需要の価格弾力性は改正によって小さくなり、より非弾力的になった。

モデルを用いた推定の結果、それ以外に得られた重要な知見は以下のとおりである。

- ・ Truncated Negative Binomial 部分の推定から、「標準報酬」の係数は有意に負であり、これは報酬の高い人ほど医療機関に行く回数が少ないことを意味している。標準報酬の係数は改正に影響されなかった。

分割表で得られた結論もモデルを用いて推定した結果得られた結論も、今回の改正が「本人」よりも「家族」の特に高齢者に大きな医療需要抑制効果を持ったことを示している。今回の改正は、本人について医療負担を2倍に引き上げる一方で、家族については薬剤の一部負担を導入したのみで本人ほどの負担増ではなかったにもかかわらず、需要抑制効果は「家族」のほうに多く現れている。これは、家計としての医療需要を抑制した結果であると考えられる。

疾病の種類によって今回の改正の効果が異なっただのではないかという点については、モデルに基づいた推定の結果と分割表による結果とが異なっている。すなわち、分割表からは、なぜによる通院は改正後顕著に減っているにもかかわらず、モデル分析からはこの効果をみいだすことができない。なぜに罹患する確率と年齢とが高い相関を有していれば、モデル分析において疾病による効果を年齢による効果から分離して評価することがで

きなくなるが、この点についてはさらに分析をする必要がある。

また本稿では2年間同一組合に属している個体のみをサンプリングしてきたために、転職率の高い若年層のサンプル数が相対的に少なくなっており、また、60歳以上については別の医療保険制度に移ってしまうため、これらの年齢層が相対的に少なくなっている。これが「本人」の受診行動の推定結果に影響を与えている可能性がある。若年層は負担の増加に対して他の年齢層よりも受診行動をより抑制するように行動することが本研究からもうかがえるので、本研究の結果についてはその点留意する必要がある。

本稿は医療需要に焦点を当てて分析を行ったが、医療費という点から見ると、「1日当たり点数」も分析されるべきデータである。本稿の分割表においても、同一疾病であるにもかかわらず、「本人」と「家族」では1日当たりの医療費が異なる点であるとか、改正によって、ほとんどの疾病で家族の1日当たり点数が増加している一方、本人のそれが減少しているなど、さらに分析を進めるべき点についても見つかったが、これは今後の課題としたい。

## 注

- 1 この問題は医療行為における誘発需要問題である。近年、Gruber and Owings<sup>8)</sup>は、誘発需要があるかどうかを検証する新しい方法を提案している。彼らの主要な目的は、1970年から1982年の期間に帝王切開の利用における金銭的な誘因の因果関係を検証することであり、州レベルの資料を用いて、州内出生率の減少と州内帝王切開率の上昇の強い相関関係を示した。帝王切開に対する払い戻し額は、正常の出産より

も大きい。このことから、産科医と婦人科医に正常出産を帝王切開に代替する誘因を与えている、と彼らは結論している。

2) 所得と健康の関係について、Ettner<sup>7)</sup>は、所得の健康への効果を推計している。彼は、健康の指標として、健康状態の自己評価、労働・機能障害、入院日数、1日当たりのアルコールの消費量、うつ症状やアルコール中毒の程度を用いている。彼の推定結果によると、所得水準は、精神的かつ肉体的健康を顕著に改善させるが、アルコール消費の普及を増加させていることを示唆している。また、Deaton<sup>5)</sup>は、所得不平等が、ある特定のグループ内であろうと、グループ間であろうと、平均的な健康状態に影響を与えないことを示した。また、OECD内諸国の所得不平等度と平均寿命との関係に関する国ベースの実証研究の結果によると、国家レベルでは、所得不平等度は健康面の害となるという事実はないことが示された。さらに、米国の1981年から1993年に生まれたグループは、死亡率と所得不平等度の間に何等関係はないことを示している。

## 参考文献

- 1) Bhattacharya, J., Vogt, W. B., Yoshikawa, A. and T. Nakahara: The Utilization of Outpatient Medical Service in Japan, *Journal of Human Resources*, 1996;31: 2:450-476.
- 2) Cameron, A. C. and P. K. Trivedi: *Regression Analysis of Count Data* :1998; Cambridge University Press, Cambridge.
- 3) Cameron, A. C., P. K. Trivedi, F. Milne, and J. Piggott: A Microeconomic Model of the Demand for Health Care and Health Insurance

in Australia, *Review of Economic Studies*, 1988;55:85-106.

- 4) Cameron, A. C. and F. A. G. Windmeijer: R-squared Measures for Count Data Regression Models with Applications to Health Care Utilization, *Journal of Business and Economic Statistics*, 1997;14:209-220.
- 5) Deaton, A. :Inequalities in income and inequalities in Health, Working Paper 7141,1999,National Bureau of Economic Research.
- 6) Dev, P. and P. K. Trivedi : Demand for Medical Care by the Elderly: A Finite Mixture Approach, *Journal of Applied Econometrics*, 1997;12:313-326.
- 7) Ettner, S. L.:New evidence on the relationship between income and health, *Journal of Health Economics*, 1996;15:67-85.
- 8) Gruber, J. and M. Owings : Physician financial incentives and cesarean section delivery, *RAND Journal of Economics*, 1996;27:1:99-123.
- 9) Pohlmeier, W. and V. Ulrich :An Econometric Model of the Two-Part Decision making Process in the Demand for Health Care, *The Journal of Human Resources*, 1996;30:339-361.
- 10) Winkelman, R. : *Econometric Analysis of Count Data*, 1997: Springer.

**著者連絡先**

〒599-8531

大阪府堺市学園町1番1号

大阪府立大学経済学部 吉田あつし

TEL. 0722-54-9573

FAX. 0722-54-9925

〒662-8501

兵庫県西ノ宮市上ヶ原一番町1-155

関西学院大学経済学部 伊藤 正一

TEL. 0798-54-6334

FAX. 0798-51-0944

# The Effects of the Medical Insurance System on the Outpatients' Demand for Medical Care

Atsushi Yoshida, Dr.Econ.\*<sup>1</sup>

Shoichi Ito, Ph.D.\*<sup>2</sup>

In this paper, we estimate the outpatient medical care demand functions and examine the effects of the reform of the medical insurance system in 1997. We focus on the questions of the people who have been most affected by the reform. Both the cross-tabulations and the estimation results show that the reform affected mainly dependants' demand for medical care. Heads of households were not greatly affected, although the reform raised their out-of-pocket ratio. This result implies that all members of the household shared the increase in the medical costs of the head of the household in order to sustain the head's visits to the doctor.

## [key words]

medical insurance system, hurdle negative binomial model, medical care demand

---

\*1 Professor, School of Economics, Osaka Prefecture University

\*2 Professor, School of Economics, Kwansei Gakuin University