

Vol. 7 2000

巻頭言

医療経済研究の障壁を乗り越えて ..... 池上直己 3

投稿論文

健康保険組合における老人保健拠出金の現状 ..... 安部由起子 5

研究報告

包括払制導入が医療費と診療密度に及ぼした影響に関する分析 ..... 河井啓希 37  
—老人慢性疾患外来ならびに乳幼児外来に関して— 丸山士行

家計の医療サービス需要行動 ..... 中西悟志 65  
—動的需要関数の推定—

医療機関の薬剤購入における価格弾力性の推定 ..... 南部鶴彦 77  
島田直樹

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 101  
伊藤正一

投稿規定・執筆要領 ..... 122

編集後記 ..... 前浜隆広 127

# 医療経済研究



医療経済研究機構

財団法人 医療経済研究・社会保険福祉協会



# 医療経済研究

*Vol. 7 2000*



医療経済研究機構

財団法人 医療経済研究・社会保険福祉協会



## 医療経済研究の障壁を乗り越えて

池上 直己\*

医療経済研究を行えば行うほど、立ちはだかる障壁の高さを感じる。第1の障壁は、医療は身近な問題であるだけに各個人の体験に基づいた独特な「医師」像、「病院」像、「病氣」像がそれぞれ形成されていて容易に修正できないことにある。そのうえ、研究者は各々の学問領域のパラダイムで思考する習性が身につけているので、異なる分野から問題が指摘されても議論は平行線になる傾向がある。

第2は、医療に関する難解な法規制等による障壁である。こうした制度の枠組みを理解するためには、歴史的背景に対する洞察が必要であり、しかも時々刻々変化するので絶えずアンテナを張り巡らせておかなければならない。これは整然とした理論の世界に生きる研究者が苦手とすることであるが、このような配慮を行わないと研究の政策的な意義は乏しいことになる。

第3は、データ収集上の障壁であり、特に日本の場合には官庁統計の個票を入手することは困難である。そのうえ、統計は同じ集団を経年的に追跡するパネルデータとして存在しないので、抽出された標本によって毎年の結果が大きくぶれている。

以上の障壁が存在することもあって、医療政策はこれまで「勘と度胸」によって形成されてきた。しかし、最高の医療を求める患者の欲求と、最低の負担を求める国民の欲求はますます乖離しており、医療資源の配給を決める政策プロセスにおいてアカウンタビリティが求められている。こうした要望に答え、Evidenced Based Health Policyを実現するためには医療経済研究を推進する必要がある。

そこで、第1の障壁に対しては、研究者には主観や価値観が存在することを率直に認めることである。Victor Fuchsは1996年のアメリカ経済学会の会長講演で、医療経済の論文を執筆する際には著者の医療の公平性に対する考えを冒頭で述べることを提唱しており、また異なる分野の研究者と日常的に接する重要性を指摘している。

第2の障壁に対しては、医療経済研究の価値を政策への反映に究極的に置くならば、より戦略的に研究計画を作成する必要がある。すなわち、研究課題を設定するうえで、普遍的な枠組みで問題を捉えるように配慮しつつも、制度の制約や今後の動向について識者から十分なフィードバックを得る必要がある。

第3の障壁に対しては、今後とも地道な努力を重ねる以外には方法はなく、こうした課題を解決することが当機構の最大の使命であると考えている。なお、データベースとして役立つためには、用語の統一や標準化という難題についても取組まなければならない。

以上、医療経済研究を行ううえでの障壁とそれを解決する方法について述べた。なお、本号より編集委員が順に巻頭言を執筆することになったので、アイウエオ順で最初に当る筆者が担当した。



# 健康保険組合における老人保健拠出金の現状

安部由起子\*

日本では、老人保健対象者の医療費のうち、約64%が、各医療保険者からの拠出金によってまかなわれている。各保険者の老人1人当たり医療費（その保険者に加入する老人保健対象者が支出した医療費をその保険者に加入する老人保健対象者数で割ったもの）は、拠出金額の決定のためにきわめて重要な変数である。本論では、健康保険組合のデータを用い、個々の健保での老人1人当たりの医療費の決定要因、およびそれが健康保険料率に与える影響について分析した。分析結果は、老人1人当たり医療費には健保間で大きな差があり、また、それが高い組合では健康保険料率が高く設定される場合もあることを示している。

キーワード：老人医療費、健康保険組合、老人保健拠出金、健康保険料率

## 1. はじめに

国民医療費24兆円のうち、老人医療費は約9兆円を占める（平成7年度）。老人1人医療費は平成7年度で75.2万円、老人1人当たりの医療費は老人以外1人当たり医療費の5倍にもなる。

そのような老人医療は、患者負担、公費負担（国、都道府県および市町村）および各健康保険からの拠出金によってまかなわれている。とりわけ、老人保健拠出金は、老人医療費の約64%に相当する<sup>1)</sup>。この組合健保からの老人保健拠出金が、本論での分析の対象である。老人保健拠出金は、組合健保にとって大きな負担となっており、健保によっては拠出金なしならば赤字であるにもかかわらず、拠出金のために赤字になってしまうとこ

ろも存在している。老人の医療費を若年世代が負担する構造は、世代間での負担の不公平、ひいては経済の活力の低下を招くとの懸念から、高齢者を対象とした現役世代とは別建ての医療保険を創設する案も出されている<sup>2)</sup>。さらに、一部には、健康保険組合の運営を民営化しようという議論も存在する。

問題の重要性にもかかわらず、老人保健拠出金の個別健保レベルでの実証分析は、これまでほとんどなされてきていない。従来<sup>3)</sup>の分析は、国保、政管健保、健保組合、共済、といった制度別に集計されたレベルのデータでなされたものが多い<sup>3)</sup>。ここでは、それらよりもミクロなレベルでのデータを用い、老人医療費および老人保健拠出金の実態を調べる。老人保健拠出金は個別健保の老人医療費、老人加入率等に依存して決まる。組合健保、国保、共済組合などでは、同一制度に多数の保険者が属しており、制度レベルのデータの分析は同

\* 亜細亜大学経済学部助教授

一制度に属する健保の間での違いを無視することになりかねない。

本論では、組合健保に焦点をあて、個別保険者の老人医療費、および保険料について、保険者間にとどの程度違いがあるか、また、そのような違いの決定要因は何であるのかを検討する。より具体的には、個別健保の老人1人当たり医療費がどのように分布しており、それが健保の属性とどのように関連しているのかを、データを用いて分析する。その上で、個別健保での老人医療費と保険料とがどのように関連しているかを検討する。とりわけ、老人医療費が高く、老人保健拠出金が多額であることによって、健康保険料が高くなるといったことが生じているのか、また生じているとすればそれはどの程度なのかを明らかにする。

組合健保に注目するのは、以下の理由による。第1に、組合健保は老人保健拠出金の25%程度を負担しているが、政管健保、国保などと異なり、拠出金への国庫負担がなく、健保が拠出金のほぼ全部をネットで負担している。さらに、福利厚生費用（この場合医療費）が経済の活力を低下させるという懸念は、組合健保において特に深刻であろうと考えられる。第2に、組合健保には1800余りの多数の保険者が属している。このような場合、制度別に集計された統計では、個別の健保の間にとどの程度差があるのかを把握できない。本論では、個別健保レベルのデータを用い、組合健保に属す保険者間にとどの程度老人医療費の差があるかを明らかにする。

本論の主な発見は以下の通りである。第1に、個々の健保組合における老人1人当たり医療費は、各健保の老人保健拠出金の算定の上できわめて重要であるが、これには健保間でかなりばらつきがある。組合健保全体では、老人1人当たり医療費の平均値は年間70万円程度であるが、個別組合健保の老人1人当たり医療費の標準偏差は14.6

万円である。老人1人当たり医療費の25%分位と中央値の差、中央値と75%分位の差はほぼ7万円程度である。これは、平均の10%程度にあたる。1保険制度に属する多数の健康保険者の間で老人医療費に大きなばらつきがあるという事実は、既存の研究ではほとんど注目されてこなかった点であり、組合健保に関してこれを数量的に把握したことは、本論の主要な貢献の1つである。第2の貢献は、老人1人当たり医療費と個々の健保の属性（所得、健保加入者数、地域の変数等）を関連付ける回帰分析を行ったことである。それにより、以下のような結果が得られた。所得の高い健保では老人1人当たり医療費が高い傾向がある。その一方で、加入者数が多い健保でそれが低くなる傾向はとくに見られない。老人保健拠出金の制度を前提とすると、加入者の多い健保ほど、老人1人当たり医療費を一定額削減することで節約できる拠出金が多額になる。そのため、加入者の多い健保ほど老人医療費の削減に熱心になり、その結果老人1人当たり医療費が低くなる可能性があるが、回帰分析の結果はそのような傾向を示していない。さらに、老人1人当たり医療費は、地域別に大きな差がある。老人医療費が高い10都道府県に立地する健保と、それが最も低い7都道府県に立地する健保を比較すると、老人1人当たり医療費の平均値に20万円以上も差がある。第3に、老人1人当たり医療費と保険料率の関連について考察した。老人1人当たり医療費が低い組合で非常に高い保険料が設定されることは少ない。その一方、老人1人当たり医療費が高い組合の中には、高い保険料を設定する組合がある程度存在する。その意味で、個々の組合健保の老人医療費は現役世代の保険料にも影響を与えている。

本論は以下のように構成されている。まず第2節では、老人保健に関する既存の研究を紹介し、それらと本論の分析との違いが説明される。第3

節では老人保健拠出金のしくみが説明され、それについての理論的分析が紹介される。第4節では、本論で用いるデータについて説明がなされる。第5節ではデータの記述統計および回帰分析の結果が示される。第6節はまとめである。

## 2. 老人保健に関する既存の研究

### (1) 既存の研究の概要

老人保健を扱った文献は数多くあるものの、老人保健拠出金について個別保険者レベルのデータを分析したものは非常に少ない。既存の文献で老人保健について扱ったものは、老人保健制度の拠出金の算定方法を紹介するとともに、それが実質的に若年世代から高齢世代への世代間移転になっていること、老人保健対象者は国保に集中していることを指摘しているものが多い。特に、老人保健拠出金に焦点をあてた分析でも、制度内に存在する個別健保間の違いを実証的に検討したものは、非常に少ない。実際の拠出金額は、個々の保険者の属性や老人医療費に応じて決定されており、これらには1制度に属する保険者の中でも大きな違いが存在する。本論は、この点を、組合管掌健康保険に関して分析するものである。以下、老人保健について扱った既存の研究を展望してみる。

藤井(1994)は、社会保険の財源に関する議論の中で老人保健拠出金の拠出方式についても言及している。漆(1997)は老人保健対象者の自己負担が低く、それが過剰診療を生み出す可能性が高いことを指摘している。これらの研究では、老人保健制度によって生じうる問題点が指摘されているものの、拠出金の現状に関する実証分析は行われていない。

一圓(1994)は、老人医療の財政調整の問題点を

指摘する中で、老人保健拠出金が「……各保険者の経営努力にインセンティブを与えるという意味では優れた制度であるが、同じ老人加入率でも、比較的若い老人の多い保険者を利する形になっている。」と議論している。本論では、この個別健保での経営努力および年齢構成の結果としての各保険者レベルでの老人1人当たり医療費が、実際にはどのように分布しており、またそれがどのような要因によって決定されているのかを確認する。ただし、個別保険者について、老人保健対象者の年齢構成のデータを得ることはできないため、年齢のコントロール(健保別に比較的若い老人が多いのかそうでないのかについて調整すること)は行っていない。

勝又(1994)は、1991年くらいまでの老人保健拠出金の状況を示し、老人保健拠出金の制度が抱える問題点として、①加入者調整率が制限的に適用されており、老人加入率の高い健保にはこれが負担となっていること、②財政規模の小さい組合保険者の拠出負担が高くなっていること、を指摘している。①の問題については、その後の制度改正で加入者調整率の上限が上げられてきている。そして、抜本的な医療保険制度改革までの経過措置として、これを30%まで上昇させることとなっている(1998年版厚生白書)。

一圓(1995)は、1965年から1993年にかけての年齢別の医療保険料負担と医療給付費を比較した上で、老人保健制度の問題点を指摘している。その中には、①老人保健対象者の割合が異なる保険者では拠出金額が異なること、②個別保険者に属する加入者の年齢構成に応じてその保険者の財政が大きな影響を受けるはずであるにもかかわらず、老人保健制度にはそのことを反映するようなしくみが存在しないこと、③個々の保険者の努力によってその保険者の老人保健拠出金に変化するという老人保健制度のしくみは、老人医療のかかえる

問題を若年世代にしわ寄せする効果をもつので問題であること、などが含まれている。

岩本ほか(1997)は、健保組合、政府管掌健保、国民健康保険、共済組合、といった制度間で、制度間の医療費拠出の状況を明らかにしている。これに基づき、岩本(1998)は、各制度の加入者1人当たり医療費の乖離は、各制度の年齢構成の違いによってほとんど説明でき、したがって、国保など財政状態の悪い保険者の問題は、個別制度の努力によっては解消できないとしている。この議論で用いられている医療費の指標は、各制度の1人当たり医療費であり、個別保険者の医療費ではない。個々の保険者の老人保健拠出金を決定するのは個別保険者の老人医療費であり、その保険者が属する制度のそれではない。岩本ほか(1997)では、組保管掌健康保険、国民健康保険など、同一の制度に多数の保険者が所属している制度について、個別の保険者の間で老人1人当たり医療費がどの程度異なり、またそれがいかなる意味をもつかが考察されていない。

小椋・高木(1998)は国民健康保険における、老人保健拠出金と公費の財源調整について分析している。そして、国保では各保険者の老人医療費が増加した場合の当該健保の負担の増加の度合いが小さいこと、したがって老人医療費を削減するインセンティブが小さいと考えられること、また、老人医療費の増加が保険料負担という形での負担増になる可能性は小さいことを指摘している。

馬場園他(1991)、Babazono et al. (1998)の2論文では、本研究で用いられたものと同様の健康保険組合のデータを用いて、健保組合の経常収支および、個別健保の被保険者1人当たりの老人保健拠出金額を被説明変数とした回帰分析を行っている。

以上の論文のうち、個別健保の分析をしているという意味で本論の問題意識に最も近いのは、勝

又(1994)、馬場園他(1991)、およびBabazono et al. (1998)である。以下では、これらの論文と本論の分析との違いを詳細に説明する。

## (2) 勝又(1994)論文と本論の相違点

勝又(1994)論文では、“財政規模の小さい組合保険者の拠出負担が高くなっている”という形で、個別保険者レベルでの拠出金負担が問題として取り上げられている。しかしながら、勝又論文と本論の問題意識は、大きく異なる。本論は、組合健保の個別保険者における老人1人当たり医療費の違いと、それが老人保健拠出金に対して与える影響について重点的に分析する。この問題に関して勝又は、“…(略)…拠出金の多寡を左右するのは加入者調整率だけでなく、当該保険者の老人医療費の規模にも関係している。しかし、例外的に1人当り老人医療費が高い保険者に対して「調整対象外医療費の制度」が保険者の経営度欲を促すために創設されたため、基準以上に高額な老人医療費は基礎たる老人医療費に含まないようになった。そこで、老人医療費の規模は保険者間で平均化されている。”(勝又(1994)注8、下線は筆者)との評価をしている<sup>註4</sup>。これは、調整対象外医療費の制度があることにより、個別保険者の医療費が平準化されているという議論と解釈できる。

調整対象外医療費とは、老人1人当たりの医療費(本論3節で $y_j$ と定義される変数)が、全国平均の1.4倍以上になった場合にのみ適用されるものである。しかし、老人保健拠出金のしくみを前提とする限り、老人1人当たりの医療費が1%違うことが、1年の当該保険者の拠出金を数千万円変えるという組合健保も少なからず存在する。このような状況のもとで、40%といった大幅な違いがあったときにのみ適用される事項が、有効な医療費の平均化手段として機能するとは考えにくいであろう<sup>註5</sup>。いいかえると、老人医療費削減のイン

センティブは調整対象外医療費の制度よりも、そもそも拠出金が各保険者の老人1人当たり医療費に比例していることに強く影響を受けており、調整対象外医療費の制度にさほど大きな影響を受けているとは考えられない。したがって、調整対象外医療費の制度によって平準化が達成されると予測するには無理がある。

ただし、調整対象外医療費の制度が平準化に寄与していないとしても、何らかの理由により、個別保険者間の医療費が平準化する可能性は残されている。しかしながら、本論は、組合健保に属する保険者の中で、これが実際には平準化されていないと議論する。1995年のデータを分析する限り、組合健保に属する個別保険者の間で老人1人当たり医療費にはかなりのばらつきがある。組合健保全体では、老人一人あたり医療費の平均値は年間70万円程度である。一方、個別組合健保の老人1人当たり医療費の標準偏差は14.6万円であり、標準偏差は平均値の21%にあたる。このばらつきはかなり大きく、したがって個別保険者間の老人1人当たり医療費の平準化は、少なくとも組合健保に関する限り、達成されていないと解釈するほうが自然である。本論では、この老人1人当たり医療費が組合健保の間でどのように分布しているか、また、老人医療費が高い健保では高い保険料が課されるという形で、医療費が個別の保険料に影響を与えているか否かについて実証的に検討する。

### (3) 馬場園他(1991)、Babazono et al. (1998)と本論の相違点

馬場園他(1991)は1987年の健保組合のデータ、Babazono et al. (1998)は1992年の健保組合のデータを用い、健保の財政収支および老人保健拠出金負担の指標の決定要因を分析している。

これらの論文での老人拠出金負担率、被保険者

1人当たり老人保健拠出金を被説明変数とする分析は、本論と似通ったものであるが、そこでの分析モデル・変数の選択・分析結果の考察などは本論と大きく異なるものである<sup>16</sup>。特に、本論では老人1人当たり医療費を被説明変数としているが、馬場園他(1991)、Babazono et al. (1998)では、老人保健拠出金を保険料収入で割ったもの(前者)や、老人保健拠出金を被保険者数で割ったもの(後者)が用いられている。これらの指標は、老人1人当たり医療費とは異なるものである。本論の基本的な立場は、現行の老人保健拠出金制度のもとでは、老人1人当たり医療費は個別保険者による拠出金削減努力によって最も強く影響される変数だということである<sup>17</sup>。したがって本論では、この変数を主要な被説明変数の1つと位置付けている。

馬場園他(1991)による老人拠出金負担率とは、個別保険者の老人保健拠出金を保険料収入で割ったものである。本論では、この分母に大きな影響を与える保険料が、組合によって決定されているとの立場をとる。本論で被説明変数とする“老人1人当たり医療費”と、“保険料率”は、馬場園他(1991)の論文での老人拠出金負担率の分子、分母にそれぞれある関係をもつ変数であることになる。本論は、個別健保が保険料を決定する裁量を持っていると想定しており、これが馬場園他(1991)論文における老人拠出金負担率の分析と本論との重要な違いの1つである。

Babazono et al. (1998)で用いられた被説明変数は、老人保健拠出金を被保険者数で割っており、これは一定の仮定のもとでは老人1人当たり医療費に(1+扶養率)を掛けたものと比例関係にある(詳しくは補論2、1-1を参照)。したがって、Babazono et al. (1998)の後半部分の“cost share”に関する分析と、本論の老人1人当たり医療費の分析とは、扶養率の要因を除き、ほぼ同

様の被説明変数を用いていることになる。Babazono et al. (1998)でも、保険料率は説明変数として扱われており、これも本論と異なる点である。

本論では、被説明変数を老人1人当たり医療費とし、馬場園他(1991)およびBabazono et al. (1998)で用いられた説明変数を用いた回帰分析も行ってみた。この結果、馬場園他(1991)およびBabazono et al. (1998)の扶養率の係数に関する解釈は、1995年のデータでは成立していないという結論が得られた。馬場園他(1991)においては、老人拠出金負担率を被説明変数とし、扶養率、平均標準報酬月額、地域(西日本ダミー)、老人加入率、被保険者平均年齢等を説明変数とした回帰分析を行った結果、扶養率の係数が有意に正であるという結果を得ている。そしてそのことの解釈の1つとして、“わが国では要介護老人が、嫁や娘によって介護されることが多い現状を考えると、要介護老人が同居者として被扶養者になっている場合には、それに伴って、配偶者もしくは家族の一員が仕事に就けなくなるとも考えられ、要介護老人が被扶養者となると、1人当たり老人医療費が高くなる上に、扶養率も高くなる。”との議論を展開している(馬場園他(1991)895ページ左段11-17行)<sup>10)</sup>。上述のように、馬場園他(1991)で用いられている被説明変数は老人1人当たり医療費ではないが、もしここで引用された仮説が成立していれば、老人1人当たり医療費の対数(本論の被説明変数)を被説明変数とした場合でも、扶養率の係数は正であることが予想される。しかしながら、1995年のデータを馬場園他(1991)と同様の説明変数を用いて回帰分析しても、扶養率の係数は有意に正にはならず、推定値が負であることもあった。したがって、馬場園他(1991)による上記の解釈は、少なくとも1995年のデータに関しては、成り立っていない<sup>11)</sup>。

馬場園他(1991)およびBabazono et al. (1998)の2論文と本論とでは、このほかにも変数の扱いや分析方法に多くの違いが存在する。これらの主なものには、地域変数の扱い、回帰分析でのウェイト付け等が含まれる。これらに関しては補論2にその詳細を説明している。Babazono et al. (1998)で展開されているもう1つの仮説に、“クリームスキミング仮説”がある。この仮説は、組合健保がより健康な老人のみを加入させ、医療費のかかる老人を加入させないという意味での“クリームスキミング”が行われているというものである。“クリームスキミング”がどの程度生じており、それが老人医療費にどのような影響を与えているかの評価は、それを可能にするデータセットで実証的に検証される必要がある。ただし筆者自身は、こういった“クリームスキミング”の機能する余地は、日本の制度を所与とする限り必ずしも広範ではないと考えている。第1に、健保の被扶養者になるためには年金を含めた年収が180万円未満であることが必要であり、健康な個人であっても年金収入がある人を健保が“recruit”することは不可能である<sup>12)</sup>。第2に、高齢者が子供と同居しない傾向は最近の日本ではより一般的になってきており、子供への経済的依存度も低くなってきている(永瀬(1998))。その意味で、健保が健康な被扶養者を“recruit”する余地は限られてきていると予想される<sup>13)</sup>。第3に、クリームスキミングの議論は、すでに加入していた被扶養者の健康状態が悪化した場合には適用できない。健康状態は年齢が高くなると悪化する傾向が極めて強い。加入申請時の健康状態に応じて加入を制限することはある程度可能かもしれないが、すでに加入している被扶養者が加齢とともに病気になった場合に、その個人の被扶養者としての資格を奪うことは不可能であろう。以上の理由から、被扶養者を対象としたクリームスキミングは必ずしも広範に行わ

れ得ない可能性がある。

さらにBabazono et al. (1998)では、企業が健康な男性高齢者を（雇用者として）雇う可能性があるとも論じている（これは、被保険者としてのクリームスキミングといえる）が、健康な個人が老人保健の対象となるのは70歳以降であり、70歳以上男性の正規従業員としての雇用就業率は一般に低いことが知られている<sup>注12, 13</sup>。そのため、この形でのクリームスキミングも、存在するとしてもあまり一般的ではない可能性が高い。いずれにしても、クリームスキミング仮説が成立しているか否かは、健保の加入形態と個人の属性・健康状態等に関して詳細な情報が得られるデータセットによってのみ、検証可能となるのではないかと筆者は判断する。

### 3. 老人保健拠出金の制度

本節では、日本における老人保健拠出金の決定方法を説明し、そのマクロ的な分析を行う。

現在のしくみのもとでは、老人保健拠出金は概算で以下の式にもとづき決定される：

$$X_j = Y_j \cdot \frac{E/N}{E_j/N_j} \cdot c \cdot f \cdot \frac{6}{12} + Y_j \cdot \frac{E/N}{E_j/N_j} \cdot c \cdot (1-f) \cdot \frac{7}{10} \quad (1)$$

ここで、 $X_j$ は保険者jの老人保健拠出金額（正確には概算医療費拠出金額）、 $Y_j$ は保険者jの老人医療費（患者の自己負担分は除いている）、 $E$ は経済全体での老人保健加入者人数、 $N$ は経済全体の健康保険加入者人数、 $E_j$ はj保険者での老人保健加入者人数、 $N_j$ はj保険者での加入者人数、 $c$ は概算補正係数（1997年には0.98344）、 $f$ は老人保健施設療養費等確定率（1997年には0.1446575494217）である。 $E_j/N_j$ は保険者jの老人加入率であるが、これには上限と下限が設け

られており、1995年度には下限が1.4%、上限が22%である。 $E/N$ は全保険者の平均老人加入率であり、1995年度では0.09490455である。ただし、高齢化の進行を反映して、1997年度の見込値は0.1016237となっている。

(1)式を変形すると、

$$X_j = y_j \cdot N_j \cdot \frac{E}{N} \left\{ f \cdot \frac{6}{12} + (1-f) \cdot \frac{7}{10} \right\} \cdot c \\ = y_j \cdot N_j \cdot \frac{E}{N} \cdot F \quad (2)$$

となる。ここで、 $y_j$ はj保険者に加入している老人の一人平均の老人医療費（ $y_j = Y_j/E_j$ ）、 $F$ は定数であり、

$$F = \left\{ f \cdot \frac{6}{12} + (1-f) \cdot \frac{7}{10} \right\} \cdot c \quad (3)$$

である。これは、公費負担を除いた、保険者の負担割合の係数と解釈できる。以下ではこれを保険者負担係数と呼ぶ。 $Y_j$ が患者の自己負担分を除いているので、 $y_j$ も患者の自己負担分は除いた1人当たり平均老人医療費である。 $N_j \cdot \frac{E}{N}$ は、老人加入者の割合が経済全体のそれと同じであった場合に、保険者jに加入している老人の数と解釈できる。老人保健拠出金のしくみとは、各保険組合が、あたかも平均とおなじだけ老人が加入しているとしたら負担したであろう金額を負担する、というものである。組合健保の老人加入率は一般に国民健康保険や政府管掌健康保険よりも低いから、 $y_j$ が同じとすれば、健保組合は、自己の保険に加入している老人が使う医療費よりも多くの額を拠出させられることとなる。（逆に、国民健康保険は、一般に老人加入率が高いため、 $y_j$ が一定とすれば、自己の保険に加入している老人が使う医療費よりも少ない費用負担しかしないことになる。）ただし、個々の健保の負担は、 $y_j$ に比例している。すなわち、 $N_j \cdot \frac{E}{N}$ が負担すべき“人数”としたら、その“単価”は、自己の保険組合における老人の医療費の平均値である。したがって、自

分の保険に加入している老人の1人当たり平均医療費が低ければ、拠出金は少なくてすむ。

個々の保険者としては、(1)  $y_j$ の値が小さい、または(2)  $N_j$ の値が小さい、という場合に、拠出金を低く抑えられる。(1)は、自己の保険者にいる老人一人あたりの医療費が低いということであり、(2)は若年層も含めた加入者の数が少ないということである。(1)は老人の医療費を削減することで対応、(2)は、たとえば、共働きなどで配偶者が自分で健康保険に加入し、夫や妻の被扶養者とならない、あるいは、高齢の親族が就業して、同様に自分で健康保険に加入、といったことにより、低くなる余地もある。

実際には、調整対象外医療費(当該保険者の老人一人当たりの老人医療費が全国平均よりも1.4倍以上高いケースには、その1.4を超過する部分については保険者間での調整の対象とならず、当該保険者で負担することになる制度)、特別調整(概算特別調整基準超過保険者に対して、原則とは若干異なる方式で負担を求めるしくみ)、調整金額(2年度前の年度に見込みで拠出したものと確定値との乖離を調整する)、事業費拠出金、事務費拠出金等があり、実際の拠出金は(2)式とは異なるものとなる<sup>註14</sup>。

さて、(2)式のもとでの個々の保険者における老人医療費削減が老人保健拠出金にどのような影響を与えるのか、確認しておこう。(2)式は、 $y_j$ に比例的になっているから、 $y_j$ が1%減少すれば拠出金も1%減少することになる。健保によっては数十億単位の拠出をしているところも少なくないから、1%といえど数千万円の拠出削減に結びつく。平均的な1年間の老人1人当たり医療費は70万円程度であるから、1%といえど7,000円である。

もう一つの見方として、老人1人当たり医療費を1万円削減できた場合のことを考えてみよう

(これは、平均値の1.4%である)。 $\frac{E}{N} \cdot F$ は0.06263程度であるから、加入者数( $N_j$ )が1万人の健保では626万円の拠出金の減少、10万人の健保では6263万円の減少、20万人の健保であれば1.256億円の減少となる<sup>註15</sup>。

このように考えると、次に問題となるのが、1人当たりの医療費をたとえば1~2%削減することがどれほど困難か、ということである。このことに対するひとつの接近として、以下では、実際のデータから、 $y_j$ の分布状況を調べる。 $y_j$ は1人当たりのものなので、健保組合の保険者の間でそのレベルが異なる理由というのは、地域的なもの等を除けば、考えにくい。たとえば、老人の多い健保で $y_j$ が高いとか低いとかいった先験的な理由はない<sup>註16</sup>。もし $y_j$ にある程度ちらばりがあるのであれば、老人医療費を抑えることに成功している健保とそれほど成功していない健保があるということの傍証になると考えられる。

#### 4. データの出所と方法

以下の分析で用いられるデータは健康保険組合事業年報平成7年度版(以下、「事業年報」と略す)である。これは、1819の健康保険組合について、その財政状況等のデータを掲載しており、健康保険組合連合会によって出版されているものである。事業年報のうち、ここで用いる項目は、被保険者数、被扶養者数、老人加入数(被保険者、被扶養者別)、保険料率、特別保険料率、保険料収入、老人保健拠出金、老人医療費の項目である。

まず、個々の保険者の $y_j$ を計算し、その分布について考察する。次に、 $y_j$ がどのような変数と関わっているかを分析する。最後に、老人医療費と保険料率の関連について考察する。老人保健拠出金の負担が大きい健保では、それをまかなうため

に、現役世代の保険料負担を上昇させる可能性がある。そこで、個々の保険者の老人医療費と保険料がどう関わっているかを検討する。

### (1) $y_j$ の計算

本論では、各健保の老人医療費の算出にあたり、事業年報第8表の老人医療費支給決定状況に掲載されている老人医療費（診療費、薬剤支給、入院時食事療養費（差額支給分を除く）、施設療養費、老人訪問看護、医療費の支給等<sup>17)</sup>）を用いている。これらの老人医療費の項目を合計し、それを各健保の老人加入者数で割れば、 $y_j$ を計算することができる。

### (2) 変数に関する説明

#### ①ボーナス込み保険料率

組合健保の10%強は、特別保険料を設定し、ボーナスからも保険料を徴収している。特別保険料はボーナスの1%以内でなければならない<sup>18)</sup>。保険料負担を考える際にこの部分も無視できないことから、以下では、2つの異なる保険料率を分析の対象とする。その第一は、通常の保険料率である。第2は、通常の保険料 $\times(2/3)$ +特別保険料 $\times(1/3)$ という、ボーナスを年収の1/3に相当すると想定した、年収に対する保険料率である<sup>19)</sup>。後者は以後、ボーナス込み保険料率と呼ばれる。特別保険料を設定していない組合については、ボーナス込み保険料率は、通常の保険料率の2/3となる。特別保険料を設定している組合についても、特別保険料の上限が1%であることから、ボーナス込み保険料率は通常のものよりも低くなる。

#### ②1人当たり標準報酬の代理変数

健保間には標準報酬に差があると考えられ、その要因をコントロールすることは重要である。たとえば、同じ額の保険料収入が必要とされるが、

平均的標準報酬の異なる2健保を考えよう。被保険者数などの条件が2健保間で同じとすると、標準報酬の高い健保では、保険料率を低く抑えても、保険料収入を確保することが可能である。

本章では、所得の指標として、

$$\frac{\text{通常保険料収入}}{\text{通常保険料率} \cdot \text{被保険者数}}$$

を用いている。保険料収入を保険料率で割ることにより、保険料のベースとなった標準報酬の総額が割り出せる。それを被保険者人数で割れば、被保険者1人当たりの標準報酬が算出できる<sup>20)</sup>。ここではそれを、1人当たり標準報酬の代理変数として用いている。

## 5. 分析結果

本節では、データの分析結果を示す。まずサンプルの記述統計を示したのち、各健保における老人1人当たり医療費の分布を示し、それについて分析を行う。そののち、保険料と老人医療費の関連について考察する。

### (1) 記述統計

表1-1および表1-2には、全組合健保の地域別分布と記述統計が示されている。本論では医療費の地域別な要因をコントロールするために、県別の老人1人当たり医療費の高い順に全国47都道府県を5つのグループに分ける。こうやって分けられたグループを以下では、地域または医療費グループと呼ぶ。グループ1は医療費が最も高い10都道府県に属する組合健保のグループであり、グループ5は医療費の最も低い7都道府県に属するそれである。この老人1人当たり医療費の情報は、平成7年老人医療事業年報からとっている。

以下の回帰分析では、このグループに対応するダミー変数を導入するが、それらのことを地域の効果と呼ぶことがある（これらは地理的なものでなく、老人医療費を基準にしたものであることに注意）。

表1-1はグループごとの組合健保の数を示している。平成7年度には全部で1819の組合健保が存在した。その中でも、東京には663の健保があった。東京・神奈川には多くの組合健保が立地しているが、この2都県はグループ3（全都道府県のうち、医療費が高いほうから21～30番目に位置するグループ）に属している。また、被保険者3000人以上の健保に限ってみると、半数以上がグループ3に属している。

表1-2は、健保全体サンプルの記述統計を示したものである<sup>註1</sup>。老人加入率の平均は3%、保険料率の平均は8.3%、ボーナス込み保険料率の平

均は5.6%である（いずれもウェイトをつけない集計値）。老人保健拠出金の保険料収入に対する割合は26%である。つまり、保険料として若年・中年世代から徴収された額のうち、約1/4が老人保健拠出金として拠出されていることになる。

地域別の集計によると（この結果はスペースの節約のため、表には掲載されていない）、保険料率は、老人医療費の高い地域で高い傾向があるが、東京・神奈川の健保が含まれるグループ3では低い。したがって、老人医療費が高く、拠出金が多額になりそうな健保は、そうでない健保に比べ、保険料を高く設定している可能性がある。しかしながら、東京・神奈川といった所得の高い地域では、低い保険料でも多額の保険料収入を確保するため、保険料率を低く抑えることが可能になっている。保険料収入に占める老人保健拠出金の割合も老人医療費の高い地域ほど高い。標準報酬の

表1-1 地域の分け方と各地域の健保数

グループ	健保数	被保険者3000人以上の組合健保の数	対応する県名
グループ1	382	202	北海道、福岡、大阪、高知、石川、熊本、長崎、沖縄、京都、佐賀
グループ2	217	116	徳島、山口、広島、鹿児島、富山、愛知、大分、青森、岡山、愛媛
グループ3	891	539	宮崎、香川、東京、兵庫、福井、秋田、奈良、岩手、和歌山、神奈川
グループ4	199	102	埼玉、福島、鳥取、群馬、岐阜、島根、三重、新潟、滋賀、静岡
グループ5	130	60	宮城、栃木、茨城、千葉、山梨、山形、長野
合計	1819	1019	

注：グループ1は老人医療費が最も高い10都道府県、グループ2は老人医療費が11～20番目に高い10都道府県。このほかのグループも同様に定義される。

出所：健康保険組合事業年報平成7年度版からの筆者の推計。県別医療費は、老人医療事業年報に基づくグループ分け。

代理変数は、東京・神奈川を含むグループ3、大阪を含むグループ1で高い。

## (2) 老人1人当たり医療費

本論の最大の関心の一つは個々の健保における老人1人当たり医療費 ( $y_j$ の推定値) である。この集計値を示したのが表2である。 $y_j$ の分布を示したのが、図1である。図1では、 $y_j$ が30万円未満である場合と120万円を超える場合とは除いてある<sup>注22</sup>。

老人1人当たり医療費の分布の特性値からまずわかるのは、健保間でそれにちらばりがあることである。個別組合健保の老人1人当たり医療費の標準偏差は14.6万円であり、これは平均値の21%にあたる。75%分位と中央値の差、あるいは中央値と25%分位の差は全体の健保の集計では、7万

円程度ある。さらに、地域別（前節で説明された都道府県のグループ別）に $y_j$ を集計しても、75%分位と中央値の差、および中央値と25%分位の差は多くのケースで5万～7万程度であり、このちらばりは地域的な要因によるものとは限らないことがわかる<sup>注23</sup>。7万円は、 $y_j$ の平均値に対する割合でみれば、約10%にあたる。2節で述べたように、老人1人当たり医療費が10%少なくなれば老人保健拠出金も10%少なくなる。したがって、健保別の老人1人当たり医療費の分布のなかで25%下方に移動することができれば、10%程度の拠出金の削減となる。これは、加入者の多い健保にとっては多額である<sup>注24</sup>。

$y_j$ の水準は、地域別に大きな差がある。老人医療費の高い地域の健保ほど $y_j$ が高く、グループ1とグループ5とでは、 $y_j$ の平均値に20万円以上も

表1-2 全体の記述統計 (N=1819)

	平均	標準偏差
1健保あたり被保険者数	8564.16	16432.98
1健保あたり被扶養者数	9226.48	17588.2
1健保あたり老人加入者数	526.64	947.28
老人加入割合	0.033	0.015
通常保険料率 (ウエイト付けず) [百分率]	8.340	0.663
通常保険料率 (被保険者数でウエイト付け) [百分率]	8.153	0.617
ボーナス込み保険料率 (ウエイト付けず) [百分率]	5.596	0.478
ボーナス込み保険料率 (被保険者数でウエイト付け) [百分率]	5.454	0.435
老人保健拠出金/通常保険料収入	0.264	0.080
被保険者の平均標準報酬の代理変数 [千円]	4135.46	750.15
扶養率	1.131	0.273

注：組合健保のサンプルの集計。老人保健拠出金/通常保険料収入の分母には、特別保険料収入は含まれていない。  
被保険者の平均標準報酬の代理変数は、通常保険料収入を通常保険料率で割り、さらにそれを被保険者数で割ったもの。  
ウエイトについては補論を参照。

出所：健康保険組合事業年報平成7年度版からの筆者の推計

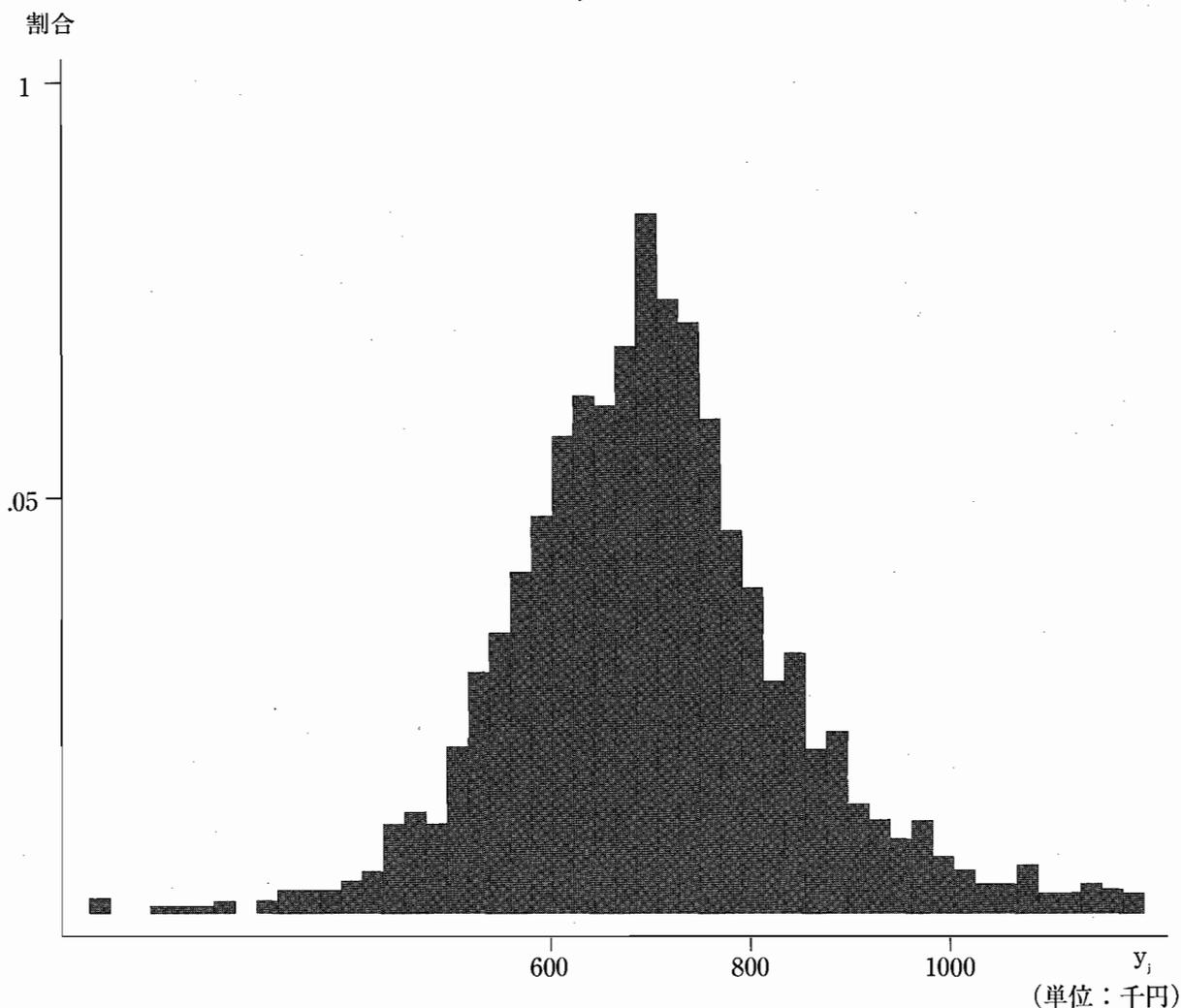
表2 全体の $y_j$ の分布

(単位：千円)

	全 体	被保険者3000人以上
平 均 [標準偏差]	704.81 [146.33]	708.13 [113.27]
10分位	540.94	575.45
25分位	615.98	635.65
中央値	698.23	704.40
75分位	774.73	768.02
90分位	874.68	844.36
健保数	1819	1019

注： $y_j$ は、事業年報の老人保健対象者の医療費の項目（診療費、薬剤支給、入院時食事療養費（差額支給分を除く）、施設療養費、老人訪問看護、医療費の支給等）の合計を老人加入者数で割って求めたもの。集計の際、ウエイト付けはされていない。  
出所：健康保険組合事業年報平成7年度版からの筆者の推計

図1  $y_j$ の分布



出所：健康保険組合事業年報平成7年度版からの筆者の推計

差がある。各分位の差も、グループ1とグループ5とではやはり15万円から30万円程度ある。

次に、老人1人当たり医療費が、どのような変数とどういう関わりをもっているかを分析するため、 $y_j$ の対数を被説明変数とする回帰分析を行った<sup>注25</sup>。説明変数としては、地域ダミーの変数、個

別健保の所得の代理変数、個別健保の老人加入率、個別健保の加入者総数を用いた。ここでの目的は、観察可能な健保の属性と、各健保の老人1人あたり医療費がどのような関連をもっているかを分析することである。分析結果は表3-1に示されている。地域ダミーのベースグループは東京・神奈

表3-1 老人1人当たり医療費の決定要因の回帰分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全体	全体	被保険者 3000人以上	全体	全体	被保険者 3000人以上
地域グループ1ダミー	0.116 (0.007)	0.117 (0.007)	0.107 (0.008)	0.118 (0.007)	0.119 (0.007)	0.109 (0.008)
地域グループ2ダミー	0.063 (0.010)	0.070 (0.009)	0.070 (0.011)	0.063 (0.010)	0.070 (0.009)	0.068 (0.011)
地域グループ4ダミー	-0.080 (0.011)	-0.070 (0.010)	-0.068 (0.013)	-0.080 (0.011)	-0.072 (0.011)	-0.072 (0.013)
地域グループ5ダミー	-0.145 (0.013)	-0.121 (0.013)	-0.120 (0.016)	-0.144 (0.013)	-0.127 (0.013)	-0.127 (0.016)
所得の代理変数(対数)	0.198 (0.019)	0.154 (0.017)	0.163 (0.022)	0.194 (0.019)	0.161 (0.019)	0.169 (0.023)
老人加入率	-1.728 (0.242)	-3.153 (0.281)	-3.456 (0.356)	—	—	—
老人加入率0.01以上 0.02未満ダミー	—	—	—	-0.021 (0.048)	-0.042 (0.047)	-0.059 (0.058)
老人加入率0.02以上 0.03未満ダミー	—	—	—	-0.039 (0.048)	-0.079 (0.047)	-0.094 (0.058)
老人加入率0.03以上 0.04未満ダミー	—	—	—	-0.045 (0.048)	-0.104 (0.047)	-0.119 (0.058)
老人加入率0.04以上 0.05未満ダミー	—	—	—	-0.055 (0.048)	-0.122 (0.048)	-0.137 (0.059)
老人加入率0.05を超える ダミー	—	—	—	-0.110 (0.048)	-0.186 (0.048)	-0.207 (0.059)
全加入者数(対数)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.004 (0.003)	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.003)
被保険者平均年齢	—	0.010 (0.001)	0.010 (0.001)	—	0.009 (0.001)	0.008 (0.001)
ADJ R <sup>2</sup>	0.360	0.389	0.435	0.358	0.382	0.424
健保数	1819	1819	1019	1819	1819	1019

注：括弧内は標準誤差を示す。医療費グループのベースグループはグループ3。被説明変数は $\ln(y_j)$ 。回帰式は、各健保の老人加入数でウェイト付けされている。

出所：健康保険組合事業年報平成7年度版からの筆者の推計

川を含むグループ3である。老人加入率の変数の入れ方、およびサンプル（組合健保全体か被保険者数が3000人以上の組合健保に限るか）によって、6つの異なる回帰方程式を推計している。ここで導入した変数では説明できない部分は、ここで用いられていない健保属性や、観察不可能な健保属性によるものであると考えられる。

地域の影響は以下のとおりである。ベースグループと比較すると、グループ1の健保で10%、グループ2の健保で6%、 $y_j$ が低く、グループ4は7%程度、グループ5は14%程度、 $y_j$ が高い。医療費の高い地域に立地する組合健保の医療費は、高くなる傾向がある。注目に値するのは、所得の代理変数の係数である。この係数は約0.16であり、これは所得の代理変数が10%上がると $y_j$ が1.6%上がることを意味する。所得の高い健保に属する老人は、医療費を多額支出していることになる。

加入者数の係数はマイナスであるが、有意ではない。老人保健拠出金のしくみからは、全加入者数が大きい健保ほど $y_j$ を下げることによって節約できる拠出金の絶対額が大きい。もし $y_j$ を下げる努力に固定費用的な部分があるとすれば、大きい健保ほど $y_j$ を下げる努力に熱心である可能性もある。この仮説によると、全加入者数の係数が負であることが予想されるが、他の要因をコントロールしたのちでも、全加入者数の対数の係数は負であるがその絶対値は小さく、統計的に有意ではない。したがって、大きい健保で老人1人当たりの医療費が低いという強い傾向は見られない。このことは、大きい健保で老人医療費が高く、そのような健保が多額の拠出をしていることを示唆する。

また、老人加入率と $y_j$ の関係であるが、老人加入率が高いほど老人1人当たり医療費は低い傾向がある（表3-1、(1)、(2)、(3)）。加入率そのものではなく、加入率の範囲に対応するダミ

ー変数を説明変数として導入すると（表3-1、(4)、(5)、(6)）、これは老人加入率が5%を超える健保で特に $y_j$ が低くなっていることによって生じていることがわかる。

(2)、(3)、(5)、(6)列の回帰式では、被保険者平均年齢を説明変数として導入している。この係数は統計的に有意であるけれども、その一方でこの変数自体は、個別健保の老人加入者の年齢をコントロールするためには不完全なものである（詳細は補論3を参照）。不完全な指標を説明変数として導入しても、その係数の推計値（point estimate）に多大な信頼は必ずしもおけない。それに加えて、年齢係数が不完全なものであれば、他の変数の係数を、年齢要因をコントロールしたのちのものとして解釈することにも限界がある。このような理由から、被保険者年齢変数が何を達成しているかはあいまいであるが、ここでは主に先行研究との比較を容易にするために、被保険者年齢を導入した推計結果も報告している。

以上から、①地域の変数、所得、老人加入率、健保加入者数などの説明変数は有意に老人1人当たり医療費に影響を与えている、②健保が立地する地域によって、老人1人当たり医療費は大きく異なる、③所得の高い健保ほど老人1人当たり医療費が高い、④老人加入率が高い一部の健保では老人1人当たり医療費が低い、といったことが示された。

馬場園他(1991)およびBabazono et al. (1998)では、扶養率が高い組合で老人1人当たり医療費が高くなるという仮説を示している。具体的には、健康状態が悪く医療費がかかる老人を被扶養者としている世帯では、その看病・介護などのために共働きが困難になり（典型的には世帯主である男性の妻が就業しなくなる）、そのために老人医療費が高い組合ほど妻も扶養される傾向が強

く、老人医療費が高い健保で扶養率も高いのではないかと議論されている<sup>注26</sup>。この仮説が成立していれば、 $y_j$ の対数を被説明変数とする回帰分析に扶養率を導入した場合に、扶養率の係数が正であることが予想される。表3-2では、馬場園他(1991)およびBabazono et al. (1998)と類似の説明変

数を用い、ここで用いられている $y_j$ の対数を被説明変数とした回帰分析の結果を報告している<sup>注27</sup>。(1)列は馬場園他(1991)のTable 7、Babazono et al. (1998)のTable 4とほぼ同様の説明変数を用いたものである。(2)、(4)列は、地域変数を本論と同じ方法で導入する等、(1)、(3)にそ

表3-2 老人1人当たり医療費の決定要因の回帰分析：馬場園他(1991)、Babazono et al. (1998)による分析との比較

	(1)	(2)	(3)	(4)
	馬場園他(1991)のTable 7と類似の説明変数		Babazono et al. (1998)のTable 4と類似の説明変数	
扶養率	-0.029 (0.015)	-0.016 (0.014)	-0.093 (0.018)	0.009 (0.016)
所得の代理変数 (対数)	0.218 (0.026)	0.171 (0.024)	0.470 (0.030)	0.160 (0.025)
西日本ダミー	-0.095 (0.007)	—	—	—
老人加入率	-4.267 (0.280)	-3.035 (0.283)	—	-3.648 (0.279)
被保険者平均年齢	0.011 (0.001)	0.010 (0.001)	0.006 (0.001)	0.012 (0.001)
男女比	—	—	-0.004 (0.0008)	-0.003 (0.0007)
被保険者数 (対数)	—	—	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)
地域グループ1ダミー	—	0.105 (0.008)	—	0.012 (0.007)
地域グループ2ダミー	—	0.062 (0.011)	—	0.073 (0.009)
地域グループ4ダミー	—	-0.079 (0.013)	—	-0.069 (0.010)
地域グループ5ダミー	—	-0.145 (0.016)	—	-0.119 (0.013)
保険料率	—	—	0.108 (0.006)	—
ADJ R <sup>2</sup>	0.291	0.397	0.358	0.393
健保数	1819	1019	1819	1019

注：括弧内は標準誤差を示す。医療費グループのベースグループはグループ3。被説明変数は $\ln(y_j)$ 。回帰式は、各健保の老人加入数でウェイト付けされている。

出所：健康保険組合事業年報平成7年度版からの筆者の推計

れぞれ若干の説明変数の追加を行った推計結果を示している。どの推計式のケースでも、扶養率の影響は負であるか、もしくは正であっても係数の値は小さく、統計的に有意ではない。また、説明変数に何を含めるかによって（特に（3）と（4）の比較）、扶養率の係数が大きく変化することにも注意が必要である。したがって、1995年のデータで分析した結果、扶養率が高い健保で有意に老人1人あたり医療費が高いとは結論できない。したがって馬場園他(1991)およびBabazono et al. (1998)によって強調されている扶養率に関する仮説は、1995年のデータでは成り立っていないと考えられる。

### （3）保険料と老人医療費

次に、個別健保の老人医療費、老人保健拠出金とその健保の保険料との関わりについて考察する。老人医療費はマクロ的には、公費および拠出金によって負担されているが、ミクロレベルでは老人保健拠出金はその健保の老人医療費等を基準にして決定される。個別健保が老人医療費を削減すれば、それによって拠出金が減少し、保険料を低く抑えることができる可能性もある。ここでは、そのようなリンクがどの程度見られるか（あるいは見られないか）を確認する。それにより、老人医療費が保険料にどのような影響を与えているかを考察する。

まず、保険料率の分布が表4に示されている。これは、保険料率の範囲に含まれる健保の割合を示したものである。通常保険料率は全体の31%の健保で、8%代前半である。ボーナスも含めた保険料率では、5.25~5.75%に全体の約45%が集中している。

さて、保険料率と老人医療費はどのような関係にあるのだろうか？ これをみるために、 $y_j$ の各分位について、ボーナス込み保険料率が2.5%刻み

の範囲に入っている健保の割合と、 $y_j$ の4分位別に保険料率の平均を計算したものが、表5に示されている。（以下、 $y_j$ が一番低い25%を第1分位、その次の25%を第2分位、というふうと呼ぶ。）被保険者数の多い健保と少ない健保とでは傾向が異なるため、被保険者3000人未満の健保と3000人以上の健保で分けて集計している。

被保険者3000人未満の健保では、 $y_j$ が中央値未満の健保とそれ以外の健保の間で保険料率の構成割合が大きく異なり、 $y_j$ が中央値以上の健保で、高い保険料率を課す組合の比重が高くなっている。ボーナス込み保険料率を6.25%を超える水準に設定している健保は、第1分位、第2分位では10%前後であるが、第3分位、第4分位では20%程度にもなる。それ以外の範囲における分布状況も、第1分位と第2分位は似通っており、また第3分位と第4分位も似通っているが、その2つの間には大きな違いがある。保険料率の平均も、第1分位と第2分位では5.6%、第3分位と第4分位で5.8%である。小規模の健保においては、老人医療費が（全体の）中央値以下であるかそれを越えているかで、保険料の構造が異なっている。

被保険者数3000人以上の健保の状況は、以下のようにまとめられる。第4分位では、保険料率の平均が他よりも高くなっている。ただし、第1分位でも保険料が特に低いわけではない。これは、保険料率に制度上、上限・下限があり、健保が保険料を調節できる度合いは限られていることも反映している。保険料率の分布を見ると、第4分位においては、高い保険料率を課す健保の割合が高くなっている。たとえば、ボーナス込み保険料率が6.25%を超える割合は、 $y_j$ の第1分位、第2分位および第3分位では4~5%であるのに対し、第4分位で13.8%である。同様に、ボーナス込み保険料率が5.75%を超える割合も、第4分位で高くなっている反面、第1分位から第3分位には大

表4 分析サンプルでの保険料の分布 (%)

通常保険料率 [百分率]		ボーナス込み保険料率 [百分率]	
～7.0	4.56	～ 5.0	11.11
7.0～7.5	6.65	5.0 ～ 5.25	9.73
7.5～8.0	21.66	5.25 ～ 5.5	20.67
8.0～8.5	31.39	5.5 ～ 5.75	24.90
8.5～9.0	22.70	5.75 ～ 6.0	16.93
9.0～9.5	11.21	6.0 ～ 6.25	6.60
9.5～	1.81	6.25 ～	10.06

出所：健康保険組合事業年報平成7年度版からの筆者の推計

表5 老人1人当たり医療費の分位別ボーナス込み保険料率の分布 (%) および分位別の保険料の平均値

被保険者3000人未満 (%)

ボーナス込み保険料率の分布状況				
ボーナス込み保険料率 [百分率]	老人1人当たりの医療費の分位			
	0～25%[第1分位]	25～50%[第2分位]	50～75%[第3分位]	75～100%[第4分位]
～ 5.0	8.53	9.26	4.67	3.91
5.0 ～ 5.25	8.53	8.02	7.33	8.70
5.25 ～ 5.5	18.60	15.43	14.00	14.78
5.5 ～ 5.75	26.74	27.16	26.00	18.70
5.75 ～ 6.0	21.32	23.46	19.33	22.61
6.0 ～ 6.25	7.36	6.17	8.67	10.87
6.25 ～	8.91	10.49	20.00	20.43
ボーナス込み保険料率の平均値 (%)				
ウエイトなし平均値	5.64	5.66	5.78	5.81
被保険者数でウエイト 付けした平均値	5.59	5.62	5.72	5.77
健保数	258	162	150	230

被保険者3000人以上

ボーナス込み保険料率の分布状況				
ボーナス込み保険料率 [百分率]	老人1人当たりの医療費の分位			
	0～25%[第1分位]	25～50%[第2分位]	50～75%[第3分位]	75～100%[第4分位]
～ 5.0	15.74	13.99	16.07	12.50
5.0 ～ 5.25	15.74	11.60	9.84	7.14
5.25 ～ 5.5	22.84	29.35	25.57	17.41
5.5 ～ 5.75	23.86	27.65	26.23	22.32
5.75 ～ 6.0	12.18	10.24	11.80	19.64
6.0 ～ 6.25	6.09	2.73	5.57	7.14
6.25 ～	3.55	4.44	4.92	13.84
ボーナス込み保険料率の平均値 (%)				
ウエイトなし平均値	5.46	5.45	5.47	5.65
被保険者数でウエイト 付けした平均値	5.46	5.36	5.43	5.61
健保数	197	293	305	224

注：老人1人当たり医療費の分位は被保険者規模で分けずに取りれたものなので、被保険者数で分けられた中での各分位の健保数はそれぞれの分位で一致しない。

出所：健康保険組合事業年報平成7年度版からの筆者の推計

きな差はない。逆に、第1分位から第3分位においては、50%程度の健保がボーナス込み保険料率を5.5%以下に設定している。第4分位では、5.5%以下の保険料を設定している健保は37%にとどまる。被保険者3000人以上の健保においては、第3分位の健保でも、保険料率は第1分位や第2分位とさほど変わらないことから、 $y_j$ が若干高くとも保険料を上げずにすんでいる健保も存在することになる。

被保険者3000人以上の健保に関するこれらの事実に関しては、以下のような考察が可能である。まず、被保険者数が多い健保は、一般に標準報酬が高い大企業であり、保険料を支払う被保険者も多いことから、保険料を上昇させなくとも一定程度の保険料収入を確保でき、老人医療費が保険料を押し上げる影響はそれが非常に高いケースに限られていると考えられる。さらに、健康保険料率の設定には下限が存在するため、老人医療費が低い健保でも、保険料率を下限未満に下げることができない。これら2つの要因から、被保険者数3000人以上の健保においては、老人1人当たり医療費の第1分位から第3分位の健保に関し、保険料の設定に大きな差がない状態になっていると考えられる。

また、被保険者3000人未満の健保と、3000人以上の健保に比べると、3000人未満の健保で高い保険料率が課される傾向がある。特に、 $y_j$ が第4分位にある場合、被保険者3000人以上の健保ではボーナス込み保険料率が5%未満の割合が12.5%であるのに対し、被保険者3000人未満の健保では同様の割合は3.9%にすぎない。逆に、 $y_j$ が第4分位でボーナス込み保険料率が6.25%を超える割合は、被保険者3000人未満のケースで20.4%、3000人以上のケースで13.8%である。そのほかの老人1人当たり医療費の分位においても、小規模の健保のほうが保険料率が高い。大規模な健保は大企業が

多く、賃金が高いことなどが影響しているものと考えられる。

次に、保険料と老人1人当たり医療費、健保属性を関連付ける回帰分析を行った。用いられた説明変数は、 $y_j$ の各分位に対応するダミー変数、地域ダミー、健保の加入者数、所得の代理変数、扶養率、老人加入率、被保険者平均年齢、1人当たり法定給付（老人保健対象者を除いた加入者1人当たりの医療給付）である。推計は最小自乗法を用いた<sup>注28</sup>。結果は表6に示されている。

表6では、被説明変数はボーナス込み保険料率の百分率であるので、説明変数が1だけ変化した場合、ボーナス込み保険料率は係数パーセント分だけ変化することになる。説明変数の導入方法、サンプルに応じて、(1) - (4)の4種類の推計を行っている。

(1) - (4)のすべてにおいて、 $y_j$ の高い健保では、保険料率が高くなっている。具体的には、他の変数をコントロールしたもとの、第1分位と比べ、第2分位で0.08%、第3分位で0.15%、第4分位で0.21%、ボーナス込み保険料率が高い。 $y_j$ の影響は、被保険者の多い健保でより顕著である。この場合、第2分位では0.12%、第3分位では0.18%、第4分位では0.28%程度保険料率が高くなる。医療費の地域ダミー変数の係数は、全体のサンプルでは、医療費の低い地域で保険料が低くなる傾向を見せている。とりわけ、医療費が最も低い地域（グループ5）ではベースグループに比べ、0.12%ボーナス込み保険料が低い。医療費の高い地域の保険料が高い傾向も見られるが、これらの係数は統計的に有意ではない。被保険者3000人以上の健保にサンプルを限った場合、医療費の高い地域での保険料はベースグループと比べて必ずしも高くはなく、またこれらの係数は統計的にも有意ではない。しかし、医療費が低い地域（特に地域グループ5）では、3000人以上の健保でも、

表6 ボーナス込み保険料の回帰分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全 体	被保険者 3000人以上	全 体	被保険者 3000人以上
$y_i$ 第2分位ダミー	0.086 (0.023)	0.124 (0.032)	0.089 (0.023)	0.131 (0.032)
$y_i$ 第3分位ダミー	0.148 (0.024)	0.184 (0.033)	0.148 (0.024)	0.184 (0.033)
$y_i$ 第4分位ダミー	0.207 (0.027)	0.285 (0.038)	0.208 (0.027)	0.284 (0.038)
地域グループ1ダミー	0.037 (0.022)	-0.016 (0.026)	0.039 (0.022)	-0.013 (0.026)
地域グループ2ダミー	0.030 (0.026)	0.018 (0.032)	0.028 (0.026)	0.018 (0.033)
地域グループ4ダミー	-0.070 (0.028)	-0.052 (0.037)	-0.073 (0.027)	-0.059 (0.037)
地域グループ5ダミー	-0.121 (0.033)	-0.168 (0.044)	-0.123 (0.033)	-0.180 (0.043)
被保険者数(対数)	-0.053 (0.008)	-0.034 (0.011)	-0.052 (0.008)	-0.027 (0.011)
所得の代理変数(対数)	-2.134 (0.072)	-2.380 (0.084)	-2.134 (0.071)	-2.376 (0.083)
扶養率	0.980 (0.056)	1.239 (0.066)	0.979 (0.055)	1.260 (0.064)
老人加入率	2.532 (0.900)	3.270 (1.229)	—	—
老人加入率0.01以上0.02未満ダミー	—	—	0.007 (0.061)	-0.020 (0.079)
老人加入率0.02以上0.03未満ダミー	—	—	-0.029 (0.061)	-0.081 (0.079)
老人加入率0.03以上0.04未満ダミー	—	—	0.053 (0.063)	0.008 (0.082)
老人加入率0.04以上0.05未満ダミー	—	—	0.093 (0.068)	0.041 (0.086)
老人加入率0.05を超えるダミー	—	—	0.103 (0.071)	0.120 (0.093)
被保険者平均年齢	0.004 (0.005)	-0.009 (0.005)	0.005 (0.005)	-0.007 (0.005)
1人あたり法定給付(単位千円)	0.011 (0.001)	0.014 (0.001)	0.011 (0.001)	0.014 (0.001)
R <sup>2</sup>	0.564	0.590	0.568	0.598
健保数	1819	1019	1819	1019

注：被説明変数はボーナス込み保険料率(百分率)。ウエイト付けはされていない。括弧内は分散不均一にロバストな標準誤差。  
保険料の分析なので、全加入者数よりも被保険者数のほうが概念的には適当であるが、この2変数の相関は0.99程度であるため、  
全加入者を用いてもそれほど問題ではない。

出所：健康保険組合事業年報平成7年度版からの筆者の推計

保険料が低くなっている。

所得の影響はマイナスである。所得の高い組合では、保険料を抑えてもある程度の収入が確保できることを反映している。所得が10%上昇した場合、説明変数は約0.1上昇するので、係数が-2であれば、これは-0.2だけ被説明変数(この場合、ボーナス込み保険料率の百分率)が下がることを意味する。所得の高い健保は、保険料を低く抑えても保険料収入を確保できることを反映している。

老人加入率の影響もプラスである。この場合、0.01老人加入率が上昇すると(これは、平均の老人加入率が0.03であることを考えればかなり大きい変化といえる)係数が3の場合には0.03%保険料が上昇するという結果であることになる。

扶養率の影響もプラスである。ここでの係数はほぼ1であるから、扶養率が0.1上昇すると、保険料率は約0.1%上がることになる。現在の健康保険の扶養のしくみでは、扶養者の数が多い被保険者とそうでない被保険者とで他の条件を一定として保険料は同じである。一方、扶養者の多い組合ほど医療給付は高くなると考えられ、それが被保険者一律の保険料に影響を与えていることが見て取れる。

被保険者平均年齢は、係数も小さく、統計的に有意ではない。これは1人あたり法定給付が、現役世代の医療費が保険料に与える影響を捉えるために、年齢そのものは保険料に影響を与えていないと解釈できる。1人あたり法定給付は有意に正であり、現役世代の給付が多い健保ほど保険料も高くなっている効果が見て取れる。現役世代の医療費をコントロールしたもとでも、個別保険者の老人医療費の高低が保険料に影響を与えていることは注目に値する。

保険料の回帰分析の結果をまとめると以下のようになる。老人医療費、地域ダミー、加入者数、

所得、扶養率、老人加入率、法定給付といった変数は、予想される方向で有意に保険料率に影響を与えている。とりわけ、地域、加入者数、所得、扶養率、老人加入率をコントロールしたもとであっても、老人医療費の高低が保険料に有意な影響を与えている。特に、老人1人あたり医療費が高いほうから25%に位置する健保では、低いほうから25%に位置する健保に比べ、0.2~0.3%程度保険料率が高くなっている。保険料率には上限と下限があること、その絶対水準はボーナス込み保険料率で5.5%程度であること、地域等の要因をコントロールした上での結果であることを考慮すると、老人医療費の影響は小さくない。したがって、個別健保における老人医療費の高低が保険料の高低にも影響を与えていることが確認された<sup>注29</sup>。

## 6. まとめ

本章の前半では、まず老人保健拠出金に関する既存の研究をサーベイし、それらの中に個別健保のデータ分析を行ったものは比較的少ないこと、しかし現行の老人保健のしくみを前提とすれば、個別健保の分析が重要であることを指摘した。後半では、健康保険組合事業年報に掲載されている個別組合健保のデータを用い、老人1人当たり医療費の分布と保険料の関連について考察した。主な発見は以下の通りである。第1に、老人1人当たり医療費は、老人保健拠出金の算定の上できわめて重要であるが、これには組合健保間でかなりばらつきがある。組合健保全体では、老人一人あたり医療費の平均値は年間70万円程度である。個別組合健保の老人1人当たり医療費の標準偏差は14.6万円であり、これは平均値の21%にあたる。25%分位と中央値の差、中央値と75%分位の差はそれぞれほぼ7万円程度である。これは、平均値

の10%程度にあたる。第2に、老人1人当たり医療費と個々の健保の属性を関連付ける回帰分析を行った。その結果、地域的要因が個別組合健保の老人1人当たり医療費に影響を与えていること、所得の高い健保では老人1人当たり医療費が高い傾向があること、加入者数が多い健保で老人1人当たり医療費が低くなる傾向はとくに見られないこと、がわかった。さらに、老人加入割合が高い健保では老人1人当たり医療費が低い傾向が見られた。

第3に、老人1人当たり医療費と保険料にどのような影響を与えているか、とりわけ、老人医療費が高いと保険料が高く設定される傾向が見られるかどうかを分析した。老人1人当たり医療費が高い(低い)組合では高い(低い)保険料が設定される傾向がある。ただし、被保険者数の多い健保の中には、老人1人当たり医療費が高くと、保険料を比較的強く抑えられている組合も存在する。回帰分析の結果によると、他の変数をコントロールしたもとの、第1分位(老人1人当たり医療費が低いところから25%に属する健保)と比べ、第2分位(老人1人当たり医療費が低いところから25%~50%に属する健保)で0.09%、第3分位(老人1人当たり医療費が低いところから50%~75%に属する健保)で0.15%、第4分位(老人1人当たり医療費が最も高い25%に属する健保)で0.2%、ボーナス込み保険料率が高い。それと同時に、健保の被保険者の所得や健保の被保険者数、扶養率、老人加入率なども、保険料率に有意な影響を与えていることもわかった。

本論ではさらに、個別健保データを分析した先行研究である馬場園他(1991)、Babazono et al.(1998)と本論の分析を比較している。そこでは、老人1人当たり医療費を被説明変数とする回帰分析において、馬場園他(1991)、Babazono et al.(1998)で強調されている扶養率に関する仮説が、

1995年のデータでは成立していないことが指摘されている。

本論の分析で不十分であった点は、以下の2点である。第1に、健保の属性について、十分なコントロールができていなかった可能性がある。健保の中には、企業がベースのもの、特定地域の特定業種の就業者で形成されるもの、公的な機関の就業者で構成されるものなど、さまざまな形態がある。さらに、企業の中でも、産業はさまざまである。これらの要因が、医療費にどのような影響を与えているか、ここでは分析されていない。第2は、データの制約上やむをえないことではあるが、年齢構成のコントロールが十分でないことである<sup>注30</sup>。これについては、より質の高いデータが利用可能になることが望まれる。

## 補論1 ウエイトのとりかた

本論の集計は個別保険者を単位にしたものであるが、保険者毎に加入者、老人加入者の数が異なるので、目的に応じて適当なウエイト付けをした集計を行う必要がある。たとえば、保険料率のウエイトなしの平均は人数の多い健保も少ない健保も同じウエイトで平均を求めることになる。一方、実際に組合健保の被保険者である人の支払っている保険料率の平均や分布を求めるには、被保険者人数でウエイト付けをすることが適当である。

## 補論2 馬場園他(1991)、Babazono et al.(1998)論文と本論との比較

(1) 変数の定義および使い方についての相違点

### ①被説明変数について

まず、老人医療費についてであるが、

Babazono et al. (1998)論文では、各保険者の老人保健拠出金を被保険者数で割ることにより、被保険者一人当りの老人保健拠出金を計算し、これを分析に用いている。これと、本論で用いられた $y_j$ とは、以下のような点で違いがある。

## ②被説明変数の基準化について

保険者  $j$  における被保険者数を  $NI_j$ 、被扶養者数を  $ND_j$  としよう。上での  $N_j$  は被保険者と被扶養者を合計した人数であるから、 $N_j = NI_j + ND_j$  である。一方、 $NI_j / ND_j$  は、被保険者 1 人あたりの被扶養者数に対応しており、扶養率と呼ばれる。  $j$  保険者の扶養率を以下では、 $d_j$  と表す。

Babazono et al. (1998) で "cost share for the elderly" と呼ばれているものは、個別保険者の老人保健拠出金を、被保険者人数で割ったものである。したがって、本論の記号を用いるとそれは、 $Y_j / NI_j$  である。老人加入割合が上限と下限の範囲内にあるとき（健保組合のほとんどでこの条件は満たされている）の老人保健拠出金のうち医療費に対応する部分の算定式（(2) 式）を用いると、

$$\begin{aligned} \frac{Y_j}{NI_j} &= Y_j \cdot \frac{N_j}{NI_j} \cdot \frac{E}{N} \cdot F \\ &= y_j \cdot (1 + d_j) \cdot \frac{E}{N} \cdot F \end{aligned} \quad (A1-1)$$

となる。つまり、Babazono et al. (1998) で使われている指標は、 $y_j$  ではなく、それに扶養率  $(1 + d_j)$  および定数  $(E/N)F$  を掛けたものである。これは、(2) 式で計算される  $Y_j$  が実際にデータとして公表されている拠出金と等しいとした場合であった場合である。実際には、以下の (1-2) で説明される理由により、 $Y_j$  と実際に公表されている拠出金額とは等しくならないことに注意が必要である。

本論で用いられた  $Y_j$  は Babazono et al. 論文によって用いられた  $Y_j / NI_j$  という指標よりも、単純でありかつ個別保険者の老人医療費により直接的に対応しているという意味で、保険者間での老人医

療費の違いの程度を考察する上では有用である。その理由は以下のとおりである。

まず第 1 に、(A1-1) 式で示されているとおり、Babazono et al. で用いられた指標は、保険者  $j$  に加入する老人保健対象者の平均医療費である  $y_j$  に扶養率と定数が掛けられている。ここで定数はすべての保険者に同様に掛けられるので分析上の問題とはならないが、扶養率は個別保険者ごとに異なる。 $y_j$  は保険者間で比較可能な老人 1 人当たり医療費の指標であり、本論ではそれを分析の対象としている。Babazono et al. の指標は、 $y_j$  が同額であっても扶養率が異なる保険者とは、たとえば回帰分析の際の被説明変数が異なることになるが、本論の分析では老人 1 人当たり医療費が同じである保険者の被説明変数の値は同様になることになる。Babazono et al. では 1 人当たり負担の高低を議論しているのに対し、本論の焦点は老人 1 人当たり医療費の水準にあることから、このような違いが出てきている。

## ③被説明変数の元となるデータについて

Babazono et al. の指標は、老人保健拠出金を被保険者数で割ったものであるが、実際の公表データからこれを計算した場合、以下に述べる理由により、これは本論での  $y_j$  とは一致しない。まず第 1 に、老人保健拠出金には、医療費に対応する部分以外に事務費等別途の負担があり、これは医療費とは異なる方式で各保険者に課されることになる。第 2 に、老人保健拠出金には特別調整制度がある。第 3 に、老人保健拠出金には、概算拠出金と確定拠出金の乖離を調整する項目も含まれている。これらはすべて、実際に保険者が支払う拠出金が、本論の (2) 式と異なるものにする要因である。

本論では、各保険者の老人医療費を分析の対象とするため、実際に老人保健対象者が費やした医療費を、加入老人数で割る方法によって  $y_j$  を算出

している（本文3節参照）。この方法では、当該年度にj保険者でかかった老人医療費をその年度のj保険者への平均加入老人数で割ることになるから、拠出金の額を用いた場合に生ずる誤差を含まずに老人1人当たり医療費を計算している。本論では各保険者の老人1人当たり医療費が分析の対象であるから、拠出金から逆算する方法よりも老人医療費を老人加入者数で割る方法が適当であるため、この方法を用いている。一方、Babazono et al. によって用いられている"Cost share for the elderly"の変数は、実際の拠出金の額（事務費等を含み、調整対象外医療費・特別調整などによる調整をしたあとの数値）が用いられている。こうして計算された数値は、実際の老人1人あたり医療費とは乖離する可能性がある。本論の特徴は、実際に支出された医療費を加入老人数で割ることにより、より正確に老人1人当たり医療費を個別健保に関して集計している点である。

## （2）説明変数について

### ①地域変数について

馬場園他(1991)では、地域をコントロールする変数として、日本全国を東日本と西日本に分け、西日本に対応するダミー変数を回帰分析に導入している。この方法では、地域のコントロールはごく限られた形でしかできない。医療費は全体的には西高東低といわれるが、それでも北海道の老人医療費は全都道府県のうち1位である。本論では、都道府県を、老人1人あたり医療費の高い順に5つのグループに分け、4つのダミー変数を回帰分析に導入している。このことで、地域要因を馬場園他(1991)の論文よりも詳細に分析している。

さらに、Babazono et al. (1998) 論文の回帰分析結果を報告した表には、地域要因は含まれていない。したがって、Babazono et al. (1998) は地域要

因をコントロールせずに分析をしたのではないかと推察される。老人医療費には地域間格差がきわめて大きいことを考えると、地域変数は回帰分析の説明変数に加えられることが自然であろうと判断される。

### ②保険料の捉え方

馬場園他(1991)、Babazono et al. (1998) 論文では、保険料率を回帰分析の説明変数として扱っている。本論では、保険料率は一定の範囲内で、個別健保によって設定される内生変数であると捉えている。実際、保険料率には健保間ではばらつきがあり、またこれは外生的に決まるものではなく健保が財政事情等を考慮して決定していると考えるのが自然である（本文表4、表5参照）。さらに、本論では、ボーナス込み保険料率という概念を用い、特別保険料率も考慮した上で、保険料率を年収に対する割合により近い形で算出している。馬場園他(1991)、Babazono et al. (1998)では通常保険料率が用いられている。

## 2. 回帰分析について

馬場園他(1991)、Babazono et al. (1998) 論文においては、回帰分析に関してウエイト付けをしていない。本論では、老人1人当たり医療費を被説明変数とする回帰分析においては、各保険者を加入老人数の平方根でウエイト付けをしている。これは、他の条件を一定とすれば、 $y_j$ の分散は、老人加入者数の逆数に比例すると考えられるからである。表3-1、表3-2における回帰分析では、 $\ln(y_j)$ を被説明変数としているので、老人加入者数の平方根でウエイト付けをすることは厳密には正しくない<sup>注25</sup>。しかし、 $\ln(y_j)$ と加入老人数をプロットすると（このグラフは紙面の節約のため掲載を見合わせた）、老人加入者数が大きい健保ほど老

人1人あたり医療費のばらつきが小さいことが見て取れる。したがって、回帰分析ではウエイト付けをすることが適当であるというのが本論の立場である。

### 補論3 年齢変数について

公表データで利用可能な年齢変数は、被保険者の平均年齢のみである。老人保健対象者の医療費を分析する場合には、本来ならば老人保健対象者の年齢構成をコントロールすることが望ましい。しかし公表データではそのような情報は得られない。被保険者の平均年齢を回帰分析に含めた場合、係数の解釈には以下に述べる理由で留保が必要であろうと考えられる。とりわけ被保険者の平均年齢を、回帰分析の説明変数として導入することによって、老人保健対象者の年齢構成をある程度の正確さで補正できているという解釈をすることはできないと判断される<sup>31)</sup>。

#### (1) 被保険者の年齢と高齢被扶養者の年齢の関連の度合い

個別健保の老人医療費について年齢補正を行うためには、個別健保に加入している老人の年齢分布（65～69歳、70～74歳、75～79歳、80～84歳、85歳以上がそれぞれ何人ずつ個別健保にいるか）という種類の情報が必要である<sup>32)</sup>。しかし、年齢に関して公表データで得られるのは、被保険者の年齢のみである。老人保健対象者には、組合健保の被保険者と被扶養者とがあるが、前者のウエイトは一般には低い。被扶養者で老人保健対象者となるケースは子供である被保険者が両親やその他の親族を被扶養者としているケースが一般的であろう。したがって、被保険者の平均年齢によって老人保健対象者の年齢構成との間に正確かつ頑健

な関連が付けられるかどうかによって、前者の変数によって後者のコントロールが可能かどうかが決まることになる。筆者の判断は、被保険者の平均年齢が老人保健対象者の年齢構成を正確には反映しえないというものである。

たとえば被扶養の老人保健対象者がすべて被保険者の親であり（祖父母などは扶養しておらず）、親と子の年齢差はすべての被保険者について同様と仮定しよう。このような場合であっても、被保険者の平均年齢と被扶養老人保健対象者の平均年齢の間に一定の関係が見出せるとは考えにくい。その理由は以下のとおりである。第1に、親が必ず子供の被扶養者になるとは限らないことである。子供の被扶養者になるためには年収が180万円未満（65歳以上）であることが必要である。男性の年金生活者には、勤労収入がなくても、この基準を満たさない人が多くいる。また近年では子供世代と親世代が経済的に独立する傾向が強まっている。そのため、高齢女性は、収入の基準からは子供の被扶養者になることが可能であっても、夫と共に国民健康保険に入るケースもある。したがって、被保険者の親が全員子供の被扶養者になるわけでもなく、また、被保険者の親の中からランダムに選ばれた人々が子供の被扶養者になるわけでもない。たとえ親と子の年齢差が比較的安定していたとしても、被保険者の平均年齢が被扶養老人保健対象者の平均年齢を正確に反映するとは考えられない。第2に、被保険者が高齢になるにつれ、被保険者の親が死亡する確率が高まることである。死亡した場合には被扶養者でもなくなるから、被保険者の年齢が高ければ老人被扶養者の年齢も高いという関係は崩れることになる。

以上は老人被扶養者は被保険者の親であるという仮定のもとでの議論であったが、この仮定自体が満たされるとは限らない。特に、組合健保の中には老人加入者が数十人しかいない保険者もある。

このような保険者においては、たとえば1人の被保険者が70歳以上の祖父母を扶養した場合に、被保険者の平均年齢が低いにもかかわらず、老人保健加入者の平均年齢を高くなる可能性もある。

## (2) 医療費と年齢の間の非線形の関係について

医療費ハンドブックによると、平成7年度の年齢別の1人当たり診療費は、60～64歳で302,864円、65～69歳で381,760円、70歳以上で623,700円となっている。これは典型的な老人保健対象者である70歳以上の個人についての年齢別診療費を示したものであるのではないが、60歳代前半と後半でも26%も診療費が異なることから判断すると、老人保健対象者の中でも年齢が高ければ高いほど、1人当たり医療費がより高くなっていると予想される。とりわけ、1人当たり医療費が、

$$1 \text{人当たり医療費} = \gamma \cdot \text{年齢} + y_0 \quad (\text{A 3-1})$$

といった形で、線形の関係にあるとは考えにくい。70歳以上といった領域では、年齢が5歳上昇した場合、1人当たり医療費は大幅に上昇すると考えられる。

ここで、被保険者の平均年齢と被扶養老人保健対象者の平均年齢が一定の線形の関係を持つているとしよう。つまり、 $j$  保険者の被扶養老人保健対象者の平均年齢を  $AE_j$ 、被保険者の平均年齢を  $AY_j$  とすると、

$$AE_j = a + \beta \cdot AY_j \quad (\text{A 3-2})$$

が成り立つとする。このように被保険者年齢と被扶養老人保健対象者の年齢が単純な関係にある場合であっても、老人1人当たり医療費を被説明変数とする回帰分析の説明変数に  $AY_j$  のみを加えることは、老人保健対象者の年齢構成を補正することにはならない。なぜなら、式 (A 3-2) のような関係が成り立つとしても、老人1人当たり医療費が老人保健対象者の平均年齢と線形の関係に無

い (A 3-1) のような形での近似が適当でない) と予想される限り、 $AY_j$  のみを被説明変数に加えることで老人保健対象者の年齢要因を回帰分析の中で制御できる保証はないからである。

## (3) 被保険者平均年齢の分布について

健康保険組合事業年報に公表されているのは被保険者の平均年齢であり、年齢分布ではない。高齢者の医療費は年齢とともに急激に上昇するから、平均年齢よりも分布でコントロールされるべきである。平均年齢には年齢分布の情報は十分に含まれていない可能性が高い。

さらに、健康保険組合事業年報に公表されている個別健保被保険者の平均年齢は、35～42.5歳の間に大幅に集中している。筆者が分析した1995年のデータでは、全体の70%以上の健保において、被保険者平均年齢はこの範囲に入っている。したがって、この変数を説明変数として用いる場合、その係数はかなり狭い範囲での平均年齢の変動によって識別されていることになる。とりわけ、実際の被保険者の年齢分布がかなり異なる場合であっても平均年齢にはさほど大きな差が生じていない可能性があることには注意が必要である。

## (4) 被保険者年齢、老人被保険者、老人被扶養者のウエイトにかかわる問題

さらに、被保険者の年齢が加入している老人の年齢の代理変数として必ずしも質が高いとはいえないと考えられる理由を2つ挙げる。

第1は、老人被保険者に関する問題である。「被保険者の年齢が高ければその両親の年齢も高くなり、そのために医療費が高くなる」というのが Babazono et al. (1998) の説明であるが、一部の健保では老人が被保険者として加入している割合もさほど低いことにも留意が必要であろう。1995年のデータでは、全体の16.7%の健保におい

て、老人加入者に占める老人被保険者の割合が10%を超えている。この場合被保険者である老人(大半の場合70歳以上であろう)の多くが親を扶養しているとは考えにくい。したがって、被保険者の年齢からその親への年齢というリンクは、一部の健保についてはさほど強くないかもしれない。

第2は、老人を扶養している被保険者の数は、被保険者の中の一部にすぎないという問題である。ここで、①被保険者および被扶養者は1年を通じて健保に加入する(年度の途中での加入・脱退がない)、②1人の被保険者が2人以上の老人被扶養者を扶養することはない、③老人被保険者は老人を扶養することはない、という仮定のもとで、現役世代の被保険者(老人保健対象者でない被保険者)のうちどれだけが、老人を扶養しているかを計算してみる。これは、個別健保の老人被扶養者数を現役世代の被保険者数で割ったものである。②、③の想定は、いずれも現役世代被保険者のうち、老人を扶養する人数を過大に推計するものである。したがってここで得られる割合は、現役世代のうち老人を扶養する割合の上限であるといえる。これを計算すると、健保のサンプルの中での平均値は6.7%である。したがって、老人を扶養している現役世代被保険者の割合は、平均的には、現役世代被保険者の7%弱にすぎず、残りの93%程度は老人を扶養していない(1995年の健保組合のデータからの筆者の推計)。被保険者平均年齢は、この93%を含んで計算されるが、子が親を扶養するために親の年齢と子の年齢が関連を持っているのは7%のみである(厳密には老人被保険者も被保険者平均年齢の計算には含まれるので、被保険者に占める親を扶養している人の割合は7%よりも低い)。極端なケースとして、親を扶養する7%の被保険者の年齢構成は全く同じだが、それ以外の93%の年齢構成が大きく異なる2

つの組合を想定しよう。この場合、2つの健保の被保険者平均年齢は大きく乖離するにもかかわらず、被扶養老人の平均年齢は全く同一であるということが生じうる(ここで、子と親の年齢差は全ての被保険者で同一と仮定している)。このような場合に、被保険者の平均年齢が老人被扶養者の平均年齢の有効な代理変数になりうるかどうかは、必ずしも明らかではない。

ただし、①の仮定が成り立たない場合には、現役世代のうち老人を扶養する割合は上昇する可能性がある。というのは、老人加入者数のデータは年平均であるので、たとえば老人被扶養者1人は、実際には2人の被保険者がそれぞれの親を6ヵ月扶養した結果であるかもしれない。そうすると、老人を扶養する被保険者の割合は上記の7%よりも高くなる可能性がある。しかしながら、老人の加入・脱退には、死亡等の場合を除き、さほど多くの入れ替わりがあるとは考えにくいであろう。

#### (5) コーホート効果について

若い世代ほど親と同居したり、親を経済的に扶養する傾向が弱くなっていると、年齢変数には親の扶養に関するコーホート効果も含まれると考えられる。たとえば55歳の被保険者と40歳の被保険者とでは、後者のほうが親を扶養する確率は低いとしよう。この場合、40歳の被保険者に扶養される親は、その世代の平均に比べると生涯所得が少なかった人々に限られるかもしれない。というのは、世代全体でみれば子に扶養されないことが一般的になっているとしても、たとえば年金所得が同世代の平均と比べて低い水準にあれば、子の被扶養者となることを選択するかもしれない。もし生涯所得が高い人ほど老後は健康である可能性が高いとすれば、40歳の子の被扶養者となる親は、(親の)同年齢のグループと比べると健康状態の悪い人が多いかもしれない<sup>注33</sup>。たとえば、生涯所

得の低い人ほど老後の健康状態が悪く、また生涯所得が低いほど子供の被扶養者になる確率が高いとすれば、若い被保険者に扶養される老人被扶養者は平均と比べてより医療費を多く使うかもしれない。この場合には、若い被保険者に扶養される親はより医療費が高いグループに集中する傾向がある反面、比較的高齢の被保険者に扶養される親の医療費は年齢を所与として平均的な水準であるとする、被保険者の年齢を説明変数として用いた分析での年齢のコントロールは不十分なものとなる可能性がある<sup>注34</sup>。

## 謝辞

この論文は、富士通総研委託研究FRI-JCERプロジェクトの成果の一部である。小野寺淳、徳光由香里、西部梨佳各氏には、データセット作成の補助作業を行っていただいた。小椋正立氏および本誌レフェリーからは貴重なコメントをいただいた。ここに謝辞を申し上げたい。残る誤りは筆者のものである。本論文の研究とBabazono, A., Weiner, J. Tsuda, T., Mino, Y. and A. Hillman "The effect of a redistribution system for health care for the elderly on the financial performance of health insurance societies in Japan" International Journal of Technology Assessment in Health Care 14:3 458-466.は、どちらも健康保険組合を研究対象としているが、分析方法や解釈等で相違する点も多い。本論文の第一稿が医療経済研究に投稿されたのは、1998年6月13日である。その時点では、上記のBabazono et al. (1998)の論文はまだ出版されておらず (Babazono et al. (1998)論文が出版されたのは、1998年10月である)、その意味では本研究の分析とBabazono et al. (1998)の論文とは独立の研究である。筆者がBabazono

et al. (1998)の論文を知ったのは、本誌レフェリーにこの論文を紹介していただいたことによるものであるが、それを指摘したレフェリーコメントは1999年9月3日付けで医療経済研究編集委員会から発送されたものである。Babazono et al. (1998)論文も本論文と同様、健康保険組合を研究対象としているため、本論2-3節ではBabazono et al.(1998)の論文と本論の分析との相違点について特に詳細に議論することとした。

## 注

- 1 老人医療事業年報平成7年版に掲載されている数字からの筆者の推計。
- 2 たとえば、厚生省による「21世紀の医療保険制度 (厚生省案)」には、高齢者に別建ての医療保険制度を創設する案も含まれている。(http://www.mhw.go.jp/houdou/0908に掲載)
- 3 たとえば、岩本・竹下・別所(1997)。
- 4 勝又論文からの直接の引用である。ただし、「経営度欲」は「経営努力」を意味しているように考えられる。
- 5 実際、1995年の実績では、調整対象外で拠出された老人保健拠出金は165億円であり、これは拠出金全体が5.7兆円であることを考えると大きくはない。無論、調整対象外医療費の制度が抑制措置として機能した場合には、実際にその適用を事後的に受ける保険者が少ないということも有り得るので、この額が小さいことは、必ずしも調整対象外医療費の制度が機能した結果医療費が平準化されていることを否定するものではない。
- 6 馬場園他(1991)では、このほかにも健保の経常収支を被説明変数とした分析を行っているが、本論ではこの変数は分析の対象とはしてい

ない。

- 7 確かに加入者数も拠出金の額には影響を与えるが、これを組合の努力によって調整できる度合いは、老人1人当たりを抑制することに比べると著しく小さいであろう。
- 8 同様の議論は、Babazono et al. (1998)でもなされている。
- 9 馬場園他(1991)では、老人保健拠出金が被保険者数ではなく被扶養者を含めた加入人数に依存するために、被扶養者の係数が正になっている可能性について指摘されている。しかしながら、そこでは(拠出金と保険料の比ではなく)医療費と扶養率を関連付ける分析は行われておらず、ただ病気の老人がいる世帯で共働きが困難になるために扶養率が上がるという可能性が指摘されているのみである。本論の分析は、必然的に生ずる扶養率の効果を除いた、老人医療費に扶養率が与える効果を識別しているものといえる。
- 10 “recruit”はBabazono et al. (1998)で使われている用語である。
- 11 たとえば馬場園他(1991、895ページ)は、夫婦で国保に加入していた女性が夫と死別した場合、子供の被扶養者として組合健保に加入する可能性があり、これが高齢女性を組合健保に加入させる要因であることを指摘している。これは“クリームスキミング”とはむしろ相容れない行動ではないかと考えられる。
- 12 具体的には、以下のような議論である：  
"The formula for cost sharing led some enterprises to hire many healthy elderly men as workers."(Babazono et al. (1998)、pp.463)
- 13 たとえば1997年の就業構造基本調査(総務庁統計局(1998)が結果を報告している)によると、65～69歳層における正規の職員・従業員である男性雇用者数は74万人、70～74歳層におけるそ

れは23.8万人、75歳以上は7.2万人と報告されている。このうち、300人以上の企業(組合健保の法律上の被保険者の基準は300人である)で働いている人数は、65～69歳層で3.7万人、70～74歳層では0.8万人、75歳以上では0.3万人である。ちなみに同調査での男性人口の推計値は65～69歳で316.4万人、70～74歳で228.8万人、75歳以上で272.9万人である。したがって、組合健保が適用になるような企業の正規従業員として働いている70歳以上男性の数はきわめて少ないことになり、Babazono et al. (1998)の議論するように老人保健拠出金を削減するために健康な高齢男性を雇用者として雇うことが行われているとは考えにくい。上で示した数値は正規従業員である雇用者で役員を含んでいない。実際には役員が健保に加入することもあり得る。しかしながら、Babazono et al. (1998)の議論のように、健保の財政上の問題から健康な高齢者を雇用者(workers)として雇う場合に、その人々を役員として受け入れるとは考えにくいであろう。

- 14 これらを含んだ計算式は、本論が当初書かれた時点では補論として掲載されていたが、誌面を節約するために割愛することとなった。興味ある読者は、著者へ照会されたい。
- 15  $N_j$ は被扶養者の数が少なくなれば減る可能性もないわけではないが、このような変動が $N_j$ に対する比率として大きな割合で実現可能とは考えにくい。
- 16 これは $y_j$ の値そのもののレベルについての話である。 $y_j$ の分散については、大数法則により、 $E_j$ が大きいほど小さくなると考えられる。実際、データはそのようなパターンを示している。
- 17 医療費の支給等には、入院時食事療養費(差額支給分)、医療費の支給、看護費・移送費の項目が含まれる。

- 18 1999年度を目処に、ボーナスからも通常の標準報酬と同じ様に健康保険料を徴収することが検討されている。
- 19 ボーナスの支給月数は、夏冬あわせておおむね5ヵ月～6ヵ月の間にあることから、6ヵ月を想定していることは多少ボーナスの比重が高い。
- 20 事業年報には、標準報酬月額平均も掲載されているが、ここではそれは用いていない。
- 21 ウェイトに関しては、補論2の説明を参照。
- 22 老人保健対象者であっても、年齢が異なれば医療費は大きく異なる可能性もあり、可能であれば、年齢補正をすることが望ましい（たとえば70歳代と80歳代の個人を比較すると、後者のほうが医療費が高いと考えられる）。ただし、個別の健康保険組合における年齢構成を公表している資料は、筆者は知る限り、存在しない。
- 23 地域別の $y_j$ の標準偏差は、グループ1で17.6万円、グループ2で13.7万円、グループ3で11.8万円、グループ4で9.6万円、グループ5で10.9万円である。
- 24 しかし、健保間の老人1人当たり医療費が個別健保の老人加入者の年齢分布に大きく影響を受けており、また健保ごとに老人保健加入者の年齢分布に大きな差があるとすれば、10%の削減は非常に難しいかもしれない。しかし、年齢分布のデータが利用可能でないことから、この点についてはっきりした分析をすることは本論では不可能である。（補論3参照）
- 25  $y_j$ は各保険者の老人医療費総額を1人当たりに換算した平均値である。j保険者に属する老人iの医療費を $y_{ij}$ とし、これが一定の分布に従うと仮定した場合、それらの平均である $y_j$ は、標本数（ここでは保険者jに加入している老人の数）が大きい場合には、正規分布に従うことが知られている（中心極限定理）。したがって、分布の形を補正するために、 $y_j$ の対数をとる理由は理論的にはない。ここで対数をとっているのは、回帰分析の係数を割合に対する影響として理解できるようにするための簡便法である。また、ここでは、個々の健保を老人数でウェイト付けした集計をしているが、これは、ここでのように、平均をとってから自然対数をとるケースには厳密には正しくない。ただし、平均値をそのまま被説明変数として用いた場合でも、定性的にはほぼ類似の推定値が得られた。そこでここでは、解釈の簡単な対数の推計値を示している。
- 26 本論2-(3)節を参照。
- 27 (1)、(3)列の説明変数は馬場園他(1991)およびBabazono et al. (1998)と完全に同じものではないが（たとえば保険料率に、企業負担分と労働者負担分の合計を使っている点など）、ほぼ同様のものを使っている。
- 28 保険料率の設定はある範囲内で行われるので、その範囲を明示的にモデルで設定したオーダード・プロビットモデル分析を行うことが望ましい。オーダード・プロビットモデルを用いた推計も行ってみたが、変数の符号等は、最小自乗法のケースとほぼ変わらなかった。スペースの節約のため、オーダード・プロビットの推計結果は報告していない。また、ここで老人1人当たり医療費そのものではなく、その分位に対応するダミー変数を説明変数として用いているのは、極端な値が結果に影響を与えるのを防ぐためである。
- 29 しかしながら、この結果の解釈には以下の留意が必要である。前節での回帰分析の結果のとおり、各健保の老人1人当たり医療費は、地域、老人加入率、所得等を説明変数で説明できない部分も存在する。たとえば観察されない健保属性が老人医療費と保険料の両方に影響を与えて

いるような場合には、保険料を被説明変数とする回帰分析における老人医療費の係数は、老人医療費そのものではなく、この観察されない属性の影響を反映している可能性がある。

30 1人当たり診療費は、40～44歳で108,065円、45～49歳で135,444円、50～54歳で179,297円、55～59歳で235,016円、60～64歳で302,864円である（平成7年度の数値、医療費ハンドブックに掲載されたもの）このように、老人保健の対象とならない年齢層でも、年齢が高くなるとともに1人当たり診療費は高くなり、しかもその上昇のしかたは年齢が高くなると急激になるため、健保の年齢のコントロールは重要であろうと考えられる。

31 馬場園他(1991)、Babazono et al. (1998)の2論文では、被保険者の平均年齢を回帰分析の説明変数に導入し、それが有意な正の係数をもつことを報告している。しかしこれらでも、被保険者平均年齢を回帰分析に導入することで老人保健加入者の年齢をどのように補正できているか（あるいはできていないか）について、詳しい考察はなされていない。2論文では、この変数を回帰分析に導入すると有意であったということが報告されているにすぎない。

32 たとえば、岩本ほか(1997)によってなされている年齢補正は、5歳刻みでの年齢構成の分布を用い、それぞれの年齢層での平均的な医療費に各年齢層の人数を掛ける方法で行われている。これは、医療費に関する年齢補正の方法としては最も自然なものと考えられる。

33 生涯所得が高ければ高いほど、健康維持のための投資に多くの資源を使った場合には、生涯所得が高いほど老後はより健康となるであろう。しかしその一方で、扶養される人のほうがより老後に健康である可能性もある。生涯所得が高い人は若年期の余暇が少なかったり労働密

度が高かったりするのであれば、そういった人は健康維持のために多くの投資をできなかった可能性もあり、老後はより不健康になる可能性もある。したがって、生涯所得の多寡に応じて扶養の状態が決定されるという仮定のもとでも、より若い世代に扶養される親の健康状態がどのような傾向にあるかについては、必ずしも一定方向の対応はつかない可能性もある。

34 この要因をコントロールするためには、各健保の老人加入者の年齢構成のみならず、それぞれの年齢層（70～74歳、75～79歳、80～84歳、85歳以上など）によって使われた医療費の水準が知らなければならない。現在のところこのような統計は存在しないが、たとえば岩本(1998)によって提案されている基準医療費に基づいた財源調整を運用する際には、このような情報が必要となると予想される。

## 引用文献

- 1) 馬場園明、小河孝則、馬場園常子、濱田裕久、青山英康(1991) “老人医療費拠出金の健康保険組合の財政に与える影響” 日本衛生学雑誌 890-897
- 2) Babazono, A., Weiner, J. Tsuda, T., Mino, Y. and A. Hillman "The effect of a redistribution system for health care for the elderly on the financial performance of health insurance societies in Japan" International Journal of Technology Assessment in Health Care 14:3 458-466.
- 3) 藤井良治 (1994) “社会保険と財政調整” 社会保障研究所編『社会保障の財源政策』第3章、東京大学出版会
- 4) 法研『医療費ハンドブック』各年版

- 5) 一圓光彌 (1994) “老人医療保障制度の課題—介護サービスとの関係を含めて—” 「老後保障の再構築について」第2章 郵便貯金に関する特別委託研究
- 6) 一圓光彌 (1995) “医療保障における世代間所得移転” 季刊・社会保障研究 31、No. 2、142-150
- 7) 岩本康志 (1998) 「試案・医療保険制度一元化」八田達夫・八代尚宏編『社会保険改革』第6章、日本経済新聞社
- 8) 岩本康志・竹下智・別所正 (1997) “医療保険財政と公費負担” 大蔵省財政金融研究所、フィナンシャル・レビュー
- 9) 勝又幸子 (1994) “社会保障における制度間財政調整の現状と問題点” 季刊・社会保障研究 30、No. 2、195-206
- 10) 『健康保険組合事業年報 平成7年度版』(1997) 健康保険組合連合会
- 11) 厚生省監修、『厚生白書 平成10年版』
- 12) 厚生省老人保健福祉局、『老人医療事業年報、平成7年版』
- 13) 永瀬伸子(1997) “高齢女性の就業行動と年金受給—家族構成、就業履歴から見た実証分析—” 季刊・社会保障研究 Vol. 33、No. 3、272-285
- 14) 小椋正立・高木安雄(1998) 「国民健康保険制度における老人医療費と保険料負担の検討」『介護保険と地方財政に関する調査研究』第2章、社団法人 全国社会保険協会連合会 1998年
- 15) 総務庁統計局(1998) 『平成9年就業構造基本調査報告』全国編
- 16) 漆博雄 (1997) “老人医療の有料化と公的介護保険” 八代尚宏編『高齢化社会の生活保障システム』第6章、東京大学出版会

#### 著者連絡先

〒180-8629

東京都武蔵野市境5-24-10

亜細亜大学経済学部 安部由起子

TEL.0422-54-3111 内線 3264

FAX.0422-36-4857

# **The Effects of the Elderly's Health Care Financing System on Health Insurance Societies in Japan**

**Yukiko Abe, Ph.D\***

In Japan, about 64 percent of the medical expenditure of the elderly is financed by the "Contribution for the health services for the elderly", which is imposed on health insurers. The per-capita health care cost of the elderly at each insurer (i.e. Total medical expense spent by the elderly enrollees of the insurer divided by the number of elderly enrollees in the insurer) is crucial in determining the value of the contribution by the insurer. Using the data of the Health Insurance Societies (Kenkou Hoken Kumiai), I analyze the determinants of the per-capita medical expenditure of the elderly at individual insurers, and examine its effects on health insurance premium. The results show that the per-capita expenditure differs significantly among insurers, and its high value sometimes results in high health insurance premium.

## **[key words]**

Health Care Cost of the Elderly, Health Insurance Societies, Contributions for Health Services for the Elderly, Health Insurance Premium

---

\* Associate Professor, Faculty of Economics, Asia University

## 研究報告

# 包括払制導入が医療費と診療密度に及ぼした影響に関する分析

—老人慢性疾患外来ならびに乳幼児外来に関して—

河井 啓希\*1

丸山 士行\*2

診療報酬体系の包括払化による医療費抑制が期待される中、平成8年の診療報酬改定は外来医療への包括払化の拡大を柱としたものになった。しかし、そこにはそもそも医療費抑制の意図はなく結果として医療費を上げる要因になった。本稿では、まず包括払制の論点整理を行い、包括払制には様々な長短があり、特に診療密度を粗にする誘因体系に留意する必要があること、一口に包括払制と言っても様々な形態がありうること、その効果に関して今までの実証研究では必ずしも意見の一致をみていないことが示された。さらに後半で、今回導入された包括払制の中から老人外来と小児外来に関する包括払制について理論と実証の両面から検討を行った。その結果、第1に、包括払制の採否が医療機関によって選択できるという制度上の問題が、高く設定された報酬点数とともに、医療費の上昇に大きく寄与していることが認められた。この選択制は包括払制の本来の意義と相容れない点が多く、今回の包括払化の問題点であるといえる。第2に、医療機関の包括払制下での行動仮説が実証された。医療機関は、包括払制を採用するかどうかの意思決定を点数や包括払範囲などの制度的条件と整合的な形で、制度の誘因構造に応じて診療行為の中身（本研究では診療日数）を変更しうる、という2点が観察された。そこでは、月単位の包括払制を導入した老人外来では診療日数が減少したのに対し、日単位の包括払制を導入した小児外来では逆に診療日数が増加したのである。今後は、こうした制度上の特性を前提として、包括払制の議論が進められることが望まれる。

キーワード：医療保険制度改革、包括払制、出来高払制、外総診、小児科、医療費、診療密度、多項ロジットモデル

## 1. 問題の所在

医療費の対国民所得比率の増大（平成8年度で7.3%）を受けて、医療保険制度改革の議論が高まっている。医療サービスの水準を落とすことなく医療費をコントロールしていくための抜本的な制度改革が求められているが、その大きな柱の一

つとして診療報酬の段階的包括払化がある。

包括払制では追加的な診療行為による限界収入が0となるため、限界収入が保証される出来高払制と比較し追加的な診療行為を抑制する誘因を与える。この性質を利用して過剰な医療を抑制し医療費のコントロールを目指すのが包括払制による制度改革の基本的な考え方であるはずだ。平成7年の中医協・診療報酬基本問題小委報告でも「適正かつ効率的な薬剤使用」「診療報酬請求事務の簡素合理化」という包括払制導入の根拠が明記され

\*1 慶應義塾大学経済学部助教授

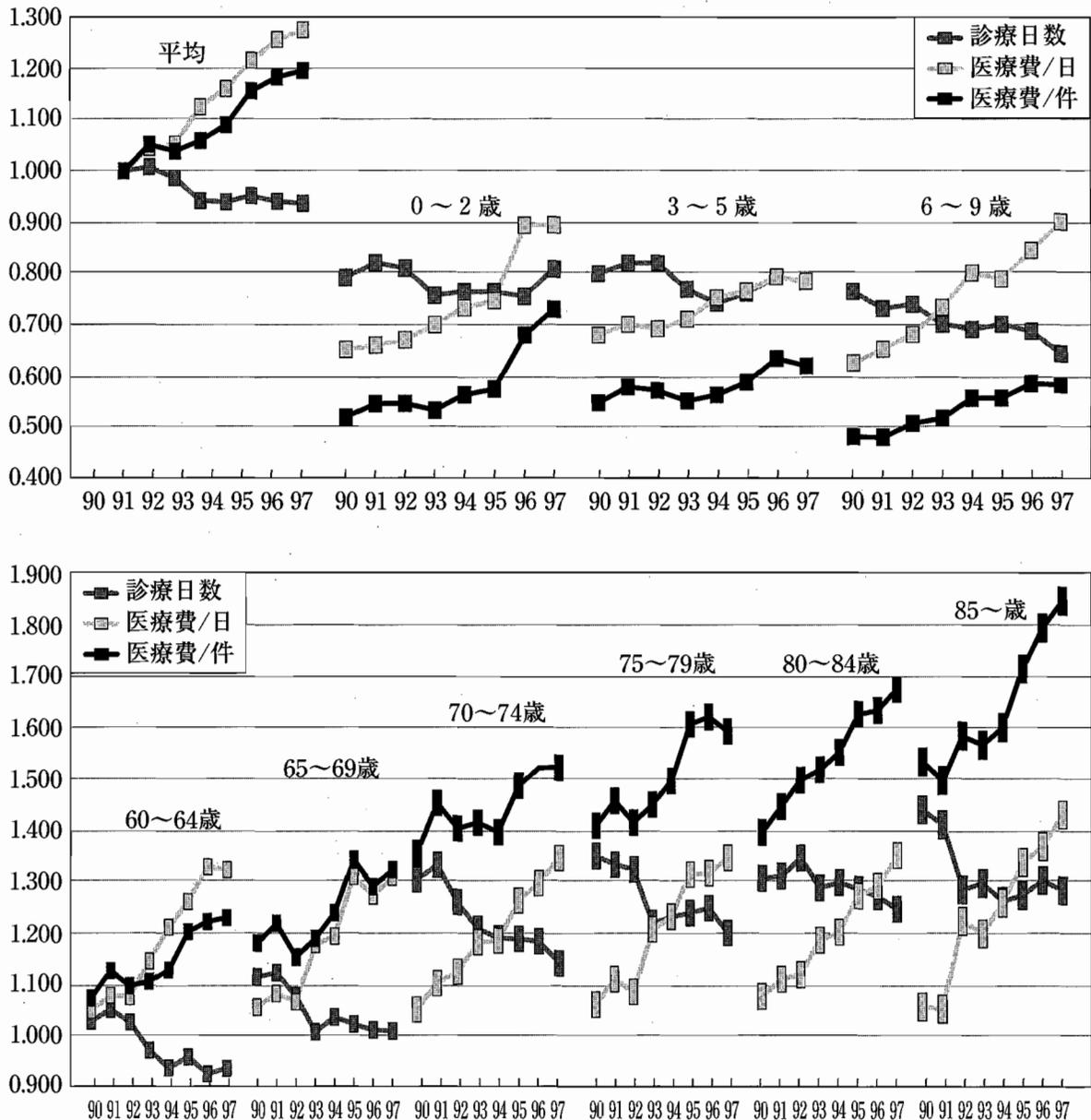
\*2 慶應義塾大学商学研究科博士課程

ている。

平成8年の診療報酬改定はこの包括払化の拡大を大きな柱とするものとなった。老人の慢性疾患に対する外来医療の包括払化(外総診)を筆頭に、

3歳未満の乳幼児の外来医療における包括払化、軽症の高血圧症患者を対象とする包括払化など、何種類もの包括払化が導入された。しかし、その後の統計をみる限り、これらの包括払化は医療費

図1 年齢階級別医療費の推移(1990年平均=1.0)



注：医療費は1990年価格で評価された実質値である。  
出所：医療経済研究機構(1999)

抑制に寄与していないことがわかる（図1）。

図1には平成2～9年の1年当たり医療費、1日当たり医療費、診療日数（平成2年の平均値を1とする）の推移が示されている。平均でみると、診療日数は減少傾向にあるが、1日当たり医療費が上昇しているため、1件当たり医療費は増加し続けていることがわかる。平成8年、9年には診療日数の減少は認められないうえに、1日当たり医療費が増加しているため、1件当たり医療費は増加している。

小児外来および老人外来における包括払制の効果をみるために、年齢階層別の医療費の推移を追ってみる。乳幼児の医療費動向を見ると、包括払化が導入された0～2歳児の平成8年以降の医療費増加が顕著である。これが診療日数の増加と1日当たり医療費の増加の両方から生じていることも明らかである。他方、老人医療費増加の推移をみると診療日数の減少、1日当たり医療費の増加といった対照的な動きが認められる。平成8年以降を見ると診療日数が減少しているが、1件当たり医療費は減少していない。それ以外の包括払化項目の影響については今後の研究を待つ必要があるが、この二つの包括払化に関する限り、医療費抑制の効果は全く現われていない。

実は、これは一口に包括払制といっても様々な形態がありえることによる。包括払の範囲、包括払の単位、選択制の有無、点数の水準など、様々な要素が包括払制の効果に影響を及ぼす。つまり、今回の包括払制導入はそれらの要素が医療費の抑制に効果的な形態を採っていなかったからに過ぎないのである。むしろ、後述するように、包括払制に過剰医療の抑制という目的以外の狙いがあった点を見逃すことはできない。例えば、小児外来の包括払制導入の主眼は小児科開業医の低い収入水準を改善させる点にあった。このため新たに設定された点数は出来高払制の時よりも大幅に高く

設定されており、包括払制といえども医療費を押し上げたのはむしろ当然の帰結であったといえる。

本稿では、平成8年に導入された包括払制のうち小児外来に関する包括払制と老人慢性疾患外来に関する包括払制について、「社会医療診療行為別調査-医療施設調査リンクデータ」に基づいた実証的な分析を加える。各種審議会等における包括払制の活発な議論の一方、包括払制の効果に関する実証分析は日本では極めて少なく、観察事実を蓄積する必要性は大きい。また、日本の実証分析はケーススタディに限られているため、偏りのない大きなデータセットを利用した今回のような分析は新しい試みといえる。

本稿の問題意識は次の二点からなる。第一は、医療費という観点から包括払制導入の影響を分析することである。二つの包括払制におけるいかなる制度的特性によってどの程度の医療費の上昇効果をもたらされたかを議論することは、今後どのような目的であれ包括払化を進めていくにあたっての示唆を与えることになる。

第二の問題意識は、包括払化の際に診療の密度(intensity)が実際に低くなるのかどうか、医療機関の行動仮説を検証することにある。この分析は、1月単位の包括払である外総診と1日単位の包括払である小児外来の包括払制という二つの異なった包括払制がもたらす誘因構造の差に着目して行われる。この分析は、包括払制という形態が現実に医療費抑制効果を持ちうるのかどうかという点に関わるものであり、今後の包括払化の進め方について示唆を与えることになると考えられる。

## 2. 包括払制導入の背景と影響

### (1) 包括払制に関する論点

包括払制(Inclusive Payment System, IPS)とは医師の診療行為への報酬として件数毎に一定の額が支払われる制度である。このため「定額払制」、「丸め」ともいわれる。これに対する従来型の支払方式が出来高払制(Fee for Services System, FSS)であり、個々の診療行為について報酬が支払われる制度である。まず、この概念的な差異がどのような優劣を生み出すのか、論点を整理することにする(例えば、Phelps[1997]を参照のこと)。

包括払制と出来高払制の優劣についてその論点は大きく三つに分けられる。医療費、医療の質、その他の三点である。第一に医療費であるが、追加的な診療行為の限界的な収入が出来高払制では正であるのに対し、包括払制ではゼロとなる。このことから包括払制(出来高払制)には相対的に診療行為を減らす(増やす)誘因があるといえる。また包括払制にはこの他にも医療費を抑制する可能性がある。まず請求業務の簡略化によるコスト削減があげられる。また出来高払制のように報酬体系がアドホックに複雑化して実質的に報酬額が上昇するという傾向もない。さらに件数が与えられれば医療費も決まるため医療費総枠のコントロールにも有効である。

次に質に関する論点であるが、包括払制には1件当たりの診療行為数を減らす誘因があるため、手厚い診療は行いにくく質が落ちることが考えられる。また、当然高価な医療機器や薬剤を使用するインセンティブは弱くなるため、研究開発の誘因を減らすという点でも長期的な質の低下につながると言える。また、一定の質を維持しながら適正な報酬額を定めるためには診療を標準化する必

要が生じるが、この場合に医師の裁量が制限されてしまい、柔軟な対応ができないという批判もある。容態の急性増悪などのリスクに対応したきめの細かい包括払化ができない限り、医師の裁量を制限することは質の低下につながりうる。

しかし、この質に関する議論には反論もある。まず、不必要な診療や投薬が行われている領域ではその削減が質の低下を招くとは言えない。逆に、それらが質の低下を招いているような領域ではその削減が質を高める可能性すらある。診療の密度(intensity)と診療の質とは必ずしも対応しないという議論である。ただし、そのような反論の是非はともかく、包括払制とは必然的に診療の密度を薄くする誘因構造を持った制度である点は基本的命題として確認しておく必要がある。

さらに、包括払制によって質を上げられるという積極的な議論も存在する。例えば、成功報酬による技術評価の可能性があげられる。出来高払制ではパフォーマンスに応じた報酬は難しいが包括払制の場合には成功報酬の形でパフォーマンスを評価し質を向上させることができる。また、医療機関の間での競争と淘汰を通して質を向上できるという議論もある。つまり、少ないコストでより多くの患者を集められる病院のみが利潤を上げられる制度であり、競争淘汰を通じた医療機関の専門領域への特化とそれに伴う質の向上が期待されるのである。

医療費と質の議論の他、次のような論点もある。まず、診療報酬を包括払化してしまうと、診療報酬明細書にも患者への請求書にも診療内容があらわれないことになり、診療内容の透明性という点で出来高払制の方が有利である。また、包括払化するとコストのかかる重症患者を忌避してしまう可能性も指摘されている。この点では、重症患者を他へ転送できない高次の医療機関から包括払制を導入すべきという主張になる。

以上が包括払制と出来高払制の概念的な優劣といえる。実際には、上記の優劣を勘案した上で包括払制の適した診療行為を包括払化していくことになる。そして、同時にその際、包括払化の形態も議論する必要がある。

一口に包括払化といっても様々なパターンがある。包括払いされる対象項目は何か、包括払いされる単位は月当たりか日当たりか患者当たりか、包括払制への移行が強制か選択制か。平成2年に導入された入院時医学管理料は投薬・注射・検査・看護を対象とした1日単位の包括払制だが、同じ1日単位でも今回の小児科外来診療料は深夜加算などの一部の例外を除いてすべてが包括払の対象である。外総診や高血圧症患者を対象とする運動療法指導管理料は1ヵ月単位である。国立病院等の急性期病院の入院は病棟ごとの包括払制である。日本で導入済みの包括払制のほとんどは医療機関が包括払か出来高払かを選べる選択制であるが、平成9年に導入された手術後医学管理料のような選択不可能な包括払制もある。

国際的にみると、日本は出来高払い堅持の傾向が強いことが分かる。アメリカは診療を徹底的に標準化しDRGという形の疾病ごとの前払い方式(Prospective Payment System, PPS)を採用しているし、フランスやドイツでは年間の予算総枠の中で診療を行う、などの大胆な包括払化が見られ、選択制を堅持し部分的な包括払を中心としている日本とは対照的である。

包括払制をどの様に導入していくかは様々な環境による要因も大きいのであるが、その反面で包括払制導入の効果について確定的なコンセンサスが形成されていないことも事実である。PPSを導入したアメリカでは数多くの実証研究がなされている。

アメリカでは医療費が抑制されたとする実証結果が多い。Melnick and Zwanziger[1988]は競争度

の高い市場ではコストが10%以上下落したことを報告している。また退院患者あたりの在院期間が短くなったことを指摘する研究も多い(例えば Coulam and Gaumer[1991], Cutler[1991])。しかし質に関しては議論が別れる。Cutler[1995]は短期での死亡率は上昇するものの、1年間という期間で見れば生存率は変わらないという結果を得ている。重症患者回避の可能性についても実証結果が割れている(実証結果のサーベイについては Ellis and McGuire[1996]に詳しい)。

わが国における実証分析の報告は極めて少なくケーススタディに限られるが<sup>註1</sup>、質が改善したという興味深い報告例がある。高木[1996]は北海道の介護力強化病院についてケーススタディを行い、薬剤費や検査費が大幅に減少し、薬剤の適正使用や死亡率の減少など質の改善がみられるとしている。また、重症患者を忌避するようなモラルハザードも無かったと報告している。

以上のように包括払制をめぐるはそのあり方と効果をめぐって議論が割れている。どの様な包括払制を導入した場合にどの様な効果が生じるのか、実証分析の蓄積を進めていく必要がある。その際、医療機関の行動の理論モデルに基づいた実証分析を行うことが有用である。次節では、今回の分析対象である二つの包括払制についてその制度的枠組みと導入の背景を概観する。

## (2)平成8年度診療報酬改定における包括払制の導入

平成8年度診療報酬改定の大きな柱が包括払化の拡大であり、新たに七つの項目に対し包括払化が導入された<sup>註2</sup>。本稿ではこの中でもっとも影響が大きいと考えられる外総診を選び、加えて同じ外来医療でも包括払の単位が異なる小児科外来診療料を選び分析を行う。外総診は月単位の包括払制であり、小児科外来診療料は日単位の包括払

制であり、患者の受診日数決定の際に医療機関にとって対照的な誘因体系を形成する点に注目する必要がある<sup>註3</sup>。

### ①老人慢性疾患外来総合診療料

老人慢性疾患外来総合診療料は通称、外総診と呼ばれ、外来の老人慢性疾患患者に対する包括払制である<sup>註4</sup>。具体的な疾病名は別途規定されている<sup>註5</sup>。慢性疾患に限られるということから、初診時もしくは退院時から一定期間を経た患者のみが対象になる。平成8年に限っては「月に2回以上の指導・診療を行った場合に限る」という制約もあった。この包括払制を採用するかどうかは医療機関の裁量に任されており、包括払制を採用する場合にだけ届出るという形の選択制となっている。ただし患者ごとに包括払制適用を選ぶことはできない。つまり、包括払制を選択した場合、急性増悪の場合に限って一時的に出来高払制に移行できる措置はあるが、それ以外の対象患者に対しては必ず包括払制で算定しなければならない。このほか包括払制を採用するにあたって常勤医師がいなければならないなどの施設基準もある。平成10年からは200床未満の医療機関に限定された。包括払化は月単位で行われ、検査、投薬、注射、生活指導などが包括払の範囲に含まれる。初診・再診・画像診断・手術・処置などは出来高払の形で残されている。点数は毎年変更されており、平成8年度では院外処方のある場合は一月当たり1470点、院外処方の全くない場合は1770点であった。平成9年度には月に一回の受診でも算定が認められるようになり、月に2回以上受診する場合の点数は8年度と変わらず、月に1回の受診の場合はそれぞれ735点、885点となった。平成10年にも診療日数を短めに誘導するような形で若干の変更が加えられた。

### ②小児科外来診療料

小児科外来診療料は外来の3歳未満の患者に対

する包括払制である。対象となる医療機関は小児科を設置している医療機関に限られるが、届出による選択制である点と患者ごとの選択ができない点は外総診の場合と同様である。包括払の単位は外総診とは異なり日数である。別途算定できるものは初診料・再診料に関するいくつかの加算料、往診料などである。初診料、再診料は算定できない。点数は、院外処方箋がある場合は、初診時530点、再診時360点、院外処方箋がない場合は初診時が640点、再診時が470点となっている。この点数は平成10年に若干引き上げられた。

これらの包括払制の導入の背景については導入当時の『社会保険旬報』に詳しく述べられている。外総診については、「老人の特性にふさわしい医療の確保」、「薬剤比率の適正化」などがうたわれている（例えば、『社会保険旬報』4月1日号、p.10）。しかし、後の観察から分かるように純粹にそれらの目的のみを狙った制度になっているわけではない。例えば、報酬点数の設定にあたっては薬剤費の部分については辛めであり、院外処方を促進する意図が含まれていると考えられる。また、小児科外来に至っては医療費削減の意図すら無いようである。このことは設定された高い報酬点数からも明らかであるが、日医の糸氏常任理事が小児科医の低収入を改善する目的があったことを明確に述べている（『社会保険旬報』4月1日号、p.17-18）。小児科は注射・投薬といった「もの」を売る要素が比較的小さく、出来高払のメリットが小さかったため社会の包括払化の論調に乗りやすかったことが伺える。さらに、選択制にすることにより出来高払制のメリットの小さい医療機関に対する選別的な収入の底上げが可能となっているのだ。

表1 傷病別包括払制導入状況

	H 8 (再診、2日以上)		H 9 (再診)			H 8 (再診、2日以上)		H 9 (再診)	
	総件数	適用率%	総件数	適用率%		総件数	適用率%	総件数	適用率%
101 腸管感染症	58	0.0	48	2.2	909 動脈硬化(症)	432	3.0	528	7.3
102 結核	106	3.5	211	3.7	910 痔核	160	1.0	188	5.5
104 皮膚及び粘膜の病変を伴うウイルス疾患	200	0.5	266	2.3	911 低血圧(症)	37	3.0	45	18.7
105 ウイルス肝炎	258	7.2	154	4.9	912 その他の循環器系の疾患	304	0.1	372	4.0
107 真菌症	420	0.0	786	0.0	1001 急性鼻咽頭炎 [かぜ]	78	0.0	63	1.3
108 感染症及び寄生虫症の続発、後遺症	3	0.0	3	59.7	1002 急性咽頭炎及び急性扁桃炎	146	0.0	207	1.8
201 胃の悪性新生物	449	3.7	536	3.5	1003 その他の急性上気道感染症	229	5.7	323	0.3
202 結腸の悪性新生物	205	0.0	337	1.9	1004 肺炎	77	0.0	99	0.0
203 直腸S状結腸移行部及び直腸の悪性新生物	157	1.2	161	0.2	1005 急性気管支炎及び急性細気管支炎	114	4.2	176	1.2
204 肝及び肝内胆管の悪性新生物	118	0.1	172	3.5	1006 アレルギー性鼻炎	271	0.1	413	0.0
205 気管、気管支及び肺の悪性新生物	131	9.2	206	0.3	1007 慢性副鼻腔炎	550	0.7	765	0.0
206 乳房の悪性新生物	100	0.0	175	6.3	1008 急性又は慢性と明示されない気管支炎	97	0.1	108	4.7
207 子宮の悪性新生物	49	0.0	125	5.8	1009 慢性閉塞性肺疾患	319	9.8	462	13.7
208 悪性リンパ腫	16	0.0	46	14.3	1010 喘息	626	5.1	858	11.5
210 その他の悪性新生物	623	0.8	1117	0.5	1011 その他の呼吸器系の疾患	297	1.2	471	1.4
211 良性新生物及びその他の新生物	435	3.1	787	2.2	1104 胃潰瘍及び十二指腸潰瘍	1118	6.1	1374	7.3
301 貧血	85	2.9	133	5.1	1105 胃炎及び十二指腸炎	1584	7.7	1799	20.1
302 その他の血液及び造血器の疾患並びに免疫機構の障害	34	0.2	55	1.4	1106 アルコール性肝炎	11	1.7	12	4.4
401 甲状腺障害	166	10.7	276	12.4	1107 慢性肝炎(アルコール性のものを除く)	473	7.9	705	11.6
402 糖尿病	2282	7.3	3342	9.2	1108 肝硬変(アルコール性のものを除く)	114	1.1	180	2.9
403 その他の内分泌、栄養及び代謝疾患	1520	5.7	2074	7.9	1109 その他の肝疾患	214	1.9	259	6.5
501 血管性及び詳細不明の痲痺	335	1.4	425	8.3	1110 胆石症及び胆のう炎	101	4.6	162	6.6
502 精神作用物質使用による精神及び行動の傷害	32	0.4	46	0.0	1111 脾疾患	137	5.8	155	1.8
503 精神分裂病、分裂病型障害及び妄想性障害	186	8.3	367	0.4	1112 その他の消化器系の疾患	432	4.0	577	5.1
504 気分(感情)障害(躁鬱病を含む)	1196	7.2	2029	0.7	1201 皮膚及び皮下組織の感染症	88	9.1	108	0.1
505 神経症性障害、ストレス関連障害及び身体表現性障害	1067	0.5	1481	1.4	1202 皮膚炎及び湿疹	1578	0.2	2454	0.1
507 その他の精神及び行動の障害	180	14.8	406	1.2	1203 その他の皮膚及び皮下組織の疾患	584	0.8	986	0.9
601 パーキンソン病	283	1.5	398	2.1	1301 炎症性多発性関節障害	866	2.2	1073	3.1
603 てんかん	102	0.0	186	0.2	1302 関節症	2718	0.9	2868	1.0
604 脳性麻痺及びその他の麻痺性症候群	60	0.3	60	1.1	1303 脊椎障害(脊椎症を含む)	1994	1.5	2395	2.0
605 自律神経系の障害	150	18.3	180	3.2	1304 椎間板障害	357	0.9	421	1.9
606 その他の神経系の疾患	216	1.3	336	4.4	1305 頸腕症候群	248	1.3	288	4.2
701 結膜炎	446	0.0	845	0.0	1306 腰痛症及び坐骨神経痛	1172	1.8	1282	2.4
702 白内障	2423	1.0	5403	0.0	1307 その他の脊柱障害	260	0.2	426	0.4
703 屈折及び調節の障害	218	0.0	562	0.0	1308 肩の障害	436	1.7	581	1.7
704 その他の眼及び付属器の疾患	1270	0.1	2798	0.0	1309 骨の密度及び構造の障害	2594	1.9	2700	2.6
801 外耳炎	59	0.0	115	0.0	1310 その他の筋骨格系及び結合組織の疾患	564	0.0	580	3.0
802 その他の外耳疾患	23	0.0	40	0.0	1401 糸球体疾患及び腎尿管管間質性疾患	177	0.2	228	12.4
803 中耳炎	452	0.2	560	0.0	1402 腎不全	634	1.3	726	0.2
804 その他の中耳及び乳様突起の疾患	155	0.0	242	0.0	1403 尿路結石症	67	1.0	145	0.4
805 メニエール病	81	0.5	93	8.6	1404 その他の尿路経の疾患	698	1.2	1200	0.6
806 その他の中耳疾患	14	0.0	13	35.6	1405 前立腺肥大(症)	1466	1.3	2734	0.9
807 その他の耳疾患	265	0.0	374	0.0	1406 その他の男性性器の疾患	74	0.0	134	0.0
901 高血圧性疾患	12545	12.5	14943	17.3	1407 月経障害及び閉経周辺期障害	80	0.0	190	0.0
902 虚血性心疾患	2540	7.6	3315	10.2	1408 乳房及びその他の女性性器の疾患	154	0.1	293	0.0
903 その他の心疾患	1620	5.8	2262	10.5	1702 その他の先天奇形、変形及び染色体異常	9	0.0	24	0.1
904 くも膜下出血	42	0.0	51	3.6	1800 他に分類されないもの	367	3.1	706	4.5
905 脳内出血	277	2.8	323	4.5	1901 骨折	467	0.7	544	0.5
906 脳梗塞	3862	5.0	5436	9.2	1902 頭蓋内損傷及び内臓の損傷	12	0.0	29	1.5
907 脳動脈硬化(症)	918	8.6	425	12.3	1905 その他の損傷及びその他の外因の影響	432	1.1	716	1.0
908 その他の脳血管疾患	497	9.0	662	12.2	合計	65070	5.7	89684	7.3

注1: 社会医療診療行為別調査をもとに推計  
 2: 件数はサンプルの件数。比率はサンプルの件数に標本抽出率を考慮したもの。  
 3: 平成8年に関しては、月2日以上の受診が包括払制算定の条件となるため、2日以上受診しているサンプルのみを母集団とした。  
 4: 適用率の分母がすべて外診の対象とはなっていないことに注意。データの制約上、患者の慢性度や初診からの経過時間が把握できないためである。  
 出所: 医療経済研究機構(1999)

### (3) 包括払制導入の医療費ならびに診療日数への影響

2つの包括払制の導入によって医療機関がどの様に対応したのか、医療費にどのような影響があったのかについてデータにもとづいた検討を行う。

まず包括払制はどの程度の規模で導入されたのか、疾病別に包括払制導入の状況を見てみる(表1)。

データの制約上十分なサンプルのない疾病も多いが、この表から包括払制が導入されている疾病は多岐に及ぶことが伺える。さらに、合計してみると、包括払制の適用されている患者は全外来患者の10%に満たない水準であること、初年の平成8年度から翌年の9年度にかけて包括払制適用率は上昇していること、などの点が読みとれる。

ここで、外総診の分析のために、糖尿病、高血圧性疾患、虚血性心疾患、脳梗塞、胃炎及び十二指腸炎の5つの傷病をピックアップすることにする。いずれも他の傷病よりもサンプル数が多く包括払制が適用されている割合も高い。

表2はこれらの疾病および小児科外来に関して医療機関の種別ごとに包括払制導入の状況を示したものである。

5つの傷病の間にも包括払制導入率に大きな差があることが分かる。1件当たり費用が2000点を超える糖尿病、虚血性心疾患、脳梗塞の三つの疾病では包括払制の適用率が概して低く、費用が2000点を下回る高血圧性疾患、胃炎及び十二指腸炎においては高い適用率が観察できる。他方、小児科外来診療料に関しては平成8年に35%、平成9年には40%という高い割合で包括払制が実施されていることがわかる。

医療機関の属性別に観察してみると、包括払制の導入の主体となっているのは民間の小規模な医療機関であることが分かってくる。公的医療機関では導入する割合が低い。また特定機能病院での

導入例はまったくない。大規模病院でも外総診の場合は非常に少ない。次に院外処方箋を発行している医療機関とそうでない医療機関とで導入率に差があるかをみると、外総診の場合には院外処方箋を発行している医療機関の方が明らかに導入率が高い。小児科の場合にははっきりした傾向はみられない。この点は外総診の場合における報酬点数が院外処方箋を発行している医療機関に有利に設定されていることを反映した結果であると考えられる。またここまでの結果を薬剤比率と一緒に振り返ってみても、外総診の場合には薬剤比率が高いほど包括払制導入率は低くなることが観察され、投薬に関する評価が厳しくなっていることを如実に表している。

平成8、9年の導入率を較べるとほとんどすべてのケースで導入率の上昇がみられる。小児科の場合は何らの制度改定はなく、外総診の場合も包括払制が有利に変わるような制度改定は無かったが、導入確率のはっきりと上昇していることから、これらの制度が導入に際し様子見などといったタイムラグが存在していた可能性を示している。

次にこうして導入された包括払制が医療費の水準に及ぼした影響について考察を行う。(表3)は傷病別医療費水準が時系列的にどのように変化したかを示したものである。

医療費の水準は1件当たり点数という形で表されているが、これは1件当たり日数と1日当たり点数に分解して観察することが可能である。表では、まずそれらの医療費の水準が時系列で示されている。続いて、平成8、9年について、包括払制を採用した医療機関と採用していない医療機関に分けて医療費の水準を示している。ただし、この数値の母集団は診療日数1日の患者も含むため、外総診の平成8年の数値を他と比較するには注意を要する。さらに、最後の行では平成8年及び9年に包括払制を導入した医療機関が、制度改定前

表2 医療機関別包括払制選択状況

	糖尿病					高血圧性疾患					虚血性心疾患				
	適用割合 (%H8)	適用割合 (%H9)	一件あたり 費用	一日あたり 費用	薬剤比率	適用割合 (%H8)	適用割合 (%H9)	一件あたり 費用	一日あたり 費用	薬剤比率	適用割合 (%H8)	適用割合 (%H9)	一件あたり 費用	一日あたり 費用	薬剤比率
全サンプル	7.29	9.2	2070.3	931.7	0.42	12.5	17.3	1849.7	746.5	0.50	7.6	10.2	2198.3	1013.6	0.56
無床診療所	10.93	14.5	2065.1	760.2	0.35	15.5	23.0	1785.1	689.1	0.44	11.0	20.3	2072.6	779.3	0.44
有床診療所	7.97	13.5	2282.0	880.8	0.39	10.1	18.1	2047.3	691.8	0.46	7.5	11.8	2296.5	741.2	0.50
小規模病院	6.59	6.3	2182.9	1033.5	0.48	9.2	8.9	1907.5	847.4	0.60	7.4	5.3	2314.8	1057.5	0.62
大規模病院	0.00	1.8	1847.6	1101.7	0.49	0.8	3.6	1653.5	1020.6	0.70	0.0	1.5	2207.0	1415.6	0.69
特定機能病院	0.00	0.0	3111.2	1058.3	0.59	0.0	0.0	2262.0	809.8	0.61	0.0	0.0	2553.9	1034.1	0.62
民間	8.73	11.9	2162.9	886.1	0.39	13.6	19.1	1857.3	715.0	0.47	9.1	13.2	2148.6	878.9	0.50
公的	0.00	0.0	1773.9	1077.7	0.52	0.0	3.2	1799.0	956.9	0.67	0.0	2.0	2338.7	1393.9	0.73
すべて院外処方	18.03	24.1	1921.7	697.2	0.14	29.5	43.4	1299.2	524.9	0.17	29.3	44.8	1293.1	507.5	0.12
部分的に院外処方	8.92	9.2	1745.8	933.9	0.38	12.7	20.1	1656.5	756.2	0.49	8.1	6.5	2071.8	1130.8	0.57
院外処方無し	4.32	4.6	2270.5	990.8	0.51	9.4	11.5	1991.4	787.3	0.56	3.6	5.9	2418.9	1052.8	0.63

	脳梗塞					胃炎及び十二指腸炎					小児科				
	適用割合 (%H8)	適用割合 (%H9)	一件あたり 費用	一日あたり 費用	薬剤比率	適用割合 (%H8)	適用割合 (%H9)	一件あたり 費用	一日あたり 費用	薬剤比率	適用割合 (%H8)	適用割合 (%H9)	一件あたり 費用	一日あたり 費用	薬剤比率
全サンプル	5.0	9.2	2565.7	1065.3	0.65	7.7	20.1	1932.4	678.6	0.46	35.6	40.3	807.2	444.7	0.22
無床診療所	8.0	18.4	2664.7	891.5	0.57	8.0	25.5	1899.0	653.9	0.43	43.9	45.0	779.5	428.7	0.21
有床診療所	5.3	9.4	2852.5	890.6	0.59	9.8	17.2	1902.6	587.3	0.43	45.8	45.5	809.6	417.7	0.24
小規模病院	4.3	6.9	2663.6	1113.4	0.67	5.6	14.0	1963.6	798.0	0.56	37.4	58.7	762.8	450.1	0.23
大規模病院	1.1	1.9	2195.1	1257.0	0.73	0.0	4.4	2164.9	949.8	0.60	13.0	20.4	903.8	502.9	0.26
特定機能病院	0.0	0.0	2893.0	1010.3	0.73	0.0	0.0	2609.5	760.1	0.61	0.0	0.0	681.7	423.3	0.27
民間	6.1	11.7	2636.1	998.2	0.61	8.2	21.6	1941.1	658.1	0.44	42.2	44.8	791.4	430.9	0.21
公的	0.0	0.8	2360.5	1260.8	0.77	0.0	2.0	1848.0	879.4	0.59	15.2	22.1	874.7	503.7	0.27
すべて院外処方	30.6	34.9	1665.6	763.2	0.33	23.8	45.2	1618.3	525.4	0.16	46.2	40.4	810.9	417.3	0.03
部分的に院外処方	5.0	7.7	2156.7	1051.8	0.61	8.8	22.8	1912.9	684.4	0.43	23.6	31.9	809.1	455.9	0.20
院外処方無し	1.6	4.8	2836.3	1111.2	0.71	4.1	13.0	2012.6	709.2	0.52	36.7	43.3	805.4	449.0	0.29

注1：社会医療診療行為別調査及び医療施設静態調査より推計  
 2：費用及び薬剤比率に関する数値はH7年の値  
 3：外総診のH8年の適用率は受診日数2日以上のサンプルに対する比率である。  
 出所：医療経済研究機構(1999)

表3 包括払制の医療費へのインパクト

	糖尿病			高血圧性疾患			虚血性心疾患		
	点数/件数	日数/件数	点数/日数	点数/件数	日数/件数	点数/日数	点数/件数	日数/件数	点数/日数
H 6 全体	2029.8	2.60	910.3	1794.6	2.88	731.5	2113.5	2.77	994.7
H 7 全体	2070.3	2.69	931.8	1849.1	2.91	746.5	2198.3	2.70	1013.6
H 8 全体	2104.5	2.72	948.8	1872.0	2.89	769.0	2166.0	2.85	971.3
H 9 全体	2121.6	2.63	924.5	1796.9	2.76	774.8	2213.4	2.87	1019.3
H 8 出来高払制採用機関	2096.8	2.65	960.6	1853.1	2.87	765.2	2172.9	2.82	982.1
H 8 包括払制採用機関	2248.1	4.09	728.1	2045.1	3.03	803.0	2046.4	3.31	768.6
H 9 出来高払制採用機関	2154.5	2.60	942.3	1788.1	2.77	768.4	2250.3	2.81	1052.6
H 9 包括払制採用機関	1797.2	2.99	748.8	1838.7	2.69	805.3	1892.1	3.36	727.5
包括払制採用機関のH7実績	1407.3	2.98	557.5	1475.5	3.07	529.3	1662.6	2.82	678.9

	脳梗塞			胃炎及び十二指腸炎			小児科		
	点数/件数	日数/件数	点数/日数	点数/件数	日数/件数	点数/日数	点数/件数	日数/件数	点数/日数
H 6 全体	2305.3	2.89	1035.2	1956.5	3.50	689.3			
H 7 全体	2565.7	3.11	1065.3	1932.4	3.51	678.6	807.2	2.01	444.7
H 8 全体	2331.5	3.08	998.9	1917.3	3.39	692.3	969.8	1.99	533.8
H 9 全体	2142.6	3.02	935.2	1878.3	3.10	732.4	1010.9	2.08	527.6
H 8 出来高払制採用機関	2328.7	3.01	1010.7	1896.4	3.36	688.8	893.3	1.93	511.9
H 8 包括払制採用機関	2403.1	4.79	694.2	2237.0	3.81	756.6	1108.0	2.09	573.4
H 9 出来高払制採用機関	2162.5	3.01	951.0	1866.6	3.12	716.2	882.6	1.90	512.2
H 9 包括払制採用機関	1945.0	3.16	777.8	1924.8	3.03	797.0	1201.2	2.35	550.4
包括払制採用機関のH7実績	1350.3	2.89	596.6	1601.2	3.03	635.0	839.7	2.22	425.7

注1：社会医療診療行為別調査及び医療施設静態調査をもとに推計

注2：外診については、母集団は初診を除いた全サンプル

注3：小児科については、小児科を標榜している医療機関の全患者がサンプル

出所：医療経済研究機構(1999)

の平成7年度時点ではどのような医療費水準にあったかを示している。

外総診の場合は傷病によって傾向がまちまちである。高血圧性疾患及び胃炎及び十二指腸炎については包括払制を導入している医療機関の方が導入していない医療機関よりも明らかに1件当たり点数が高水準であり、包括払制導入がコスト的に有利であることが伺える。しかし残りの三疾病については逆に包括払制の導入によって報酬額が減ってしまうことがわかる。前者二つの疾病の場合、包括払制を導入している医療機関では日数が少なくなっている傾向が観察され、後者の三つの疾病においては逆に日数が多くなっていることも観察できる。また、包括払制を採用した医療機関の平成7年の数値を見ると、もともとコストの低い患者を診療していた医療機関が包括払制を採用した経緯が伺える。日数についてはもともと少なかったか多かったかはまちまちである。

このように診療報酬の設定額との関係で包括払制は有利になったり不利になったりするが、前の表の結果では1件当たりコストの安い疾病ほど包括払制の導入率が高くなっていることが観察された。このことを考え合わせると、包括払制はトータルでは医療費を押し上げている可能性が高い。医療費との関連における限り、選択制には問題があると言わざるを得ない。

小児科のケースを観察すると、より極端な結果が見えてくる。小児科の平成9年の一件あたり医療費を見ると、出来高払制を採用している医療機関の平均値は882点、包括払制を採用している医療機関の平均値は1201点となり1.4倍ほどの開きがある。35～40%の医療機関が包括払制を採用しているのであるから、包括払制の導入によって3歳未満の外来患者にかかる医療費は大幅に押し上げられることになる。こうして、全サンプルでの一件あたり点数は平成7年の807点という水準から

平成8年の969点、平成9年の1010点と大きく跳ね上がるのである。

もう少し詳しく医療費の内訳を見てみよう。この医療費の上昇のうち、平成7年から平成8年への変化は日数の変化ではなく、1日当たり点数の変化によってもたらされている。逆に平成8年から平成9年への上昇は日数の上昇によってもたらされている。包括払制を採用している医療機関だけにしぼってみるならば、平成8年から平成9年にかけての平均日数の上昇は著しい。ただし、これらの医療機関の平成7年の数値を見れば、平成7年から8年にかけて日数が低下したこともあり、過大な評価は避けるべきであろう。しかし、いずれにせよ、日数が包括払制の導入によって増加したことは明らかであり、これは1日当たりの包括払制における誘因体系と整合的な結果である。医療費を押し上げているのは高水準な報酬点数という要因だけでなく、日数を増やそうとする誘因も一端を担っていることは注目に値する。

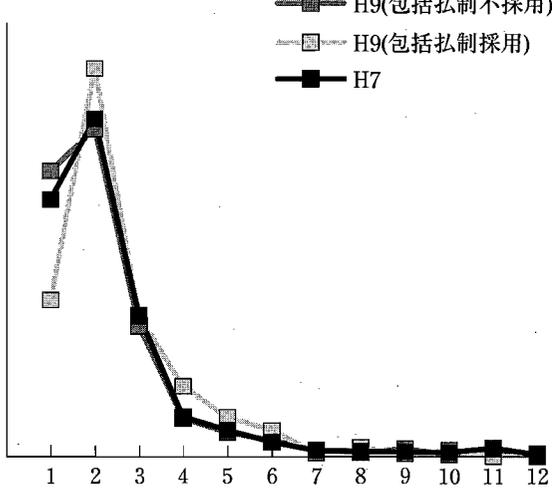
小児科の場合は包括払制により日数が長くなる傾向が観察されたが、外総診の場合はどうか。通常の一月当たり包括払制の場合は日数を短くしようとする誘因が働くはずであるが、外総診は制度的に通常の一月当たり包括払制とは異なる。つまり、月2回までは報酬額が増えそれ以降はいくら診療しても報酬額が変わらないという不連続性があるのである<sup>注6</sup>。この結果、平成9年のケースでいえば医療機関にとって診療日数1日より2日が望ましく、3日より2日が望ましいという誘因を持つことになる。この日数2日への集約は上の表のように日数の平均値を見ても判然としない。

最後にこの点を詳細に見るために診療日数の分布を見たのが、図2(老人の外来医療)と図3(小児外来医療)である。

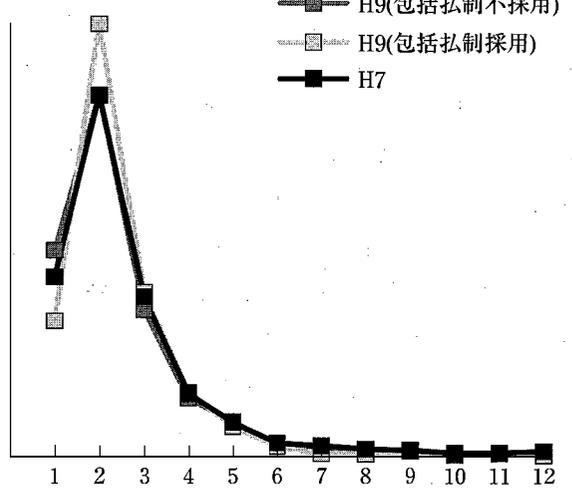
図2では、傷病ごとに包括払制を導入した医療

図2 月当たり診療日数分布の変化 (外総診、再診患者に限る)

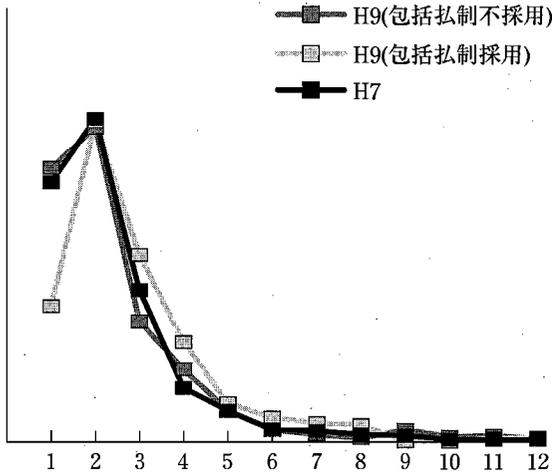
(1)糖尿病



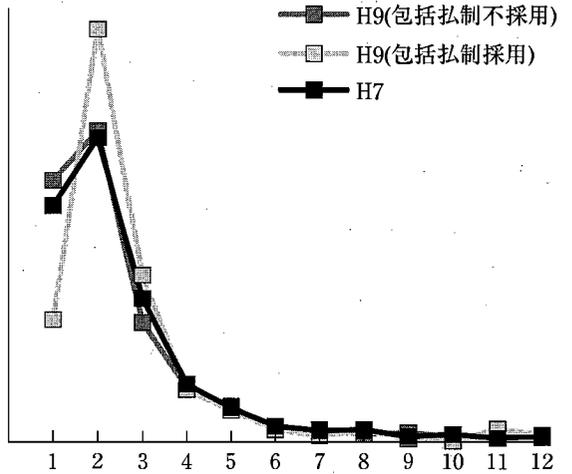
(2)高血圧疾患



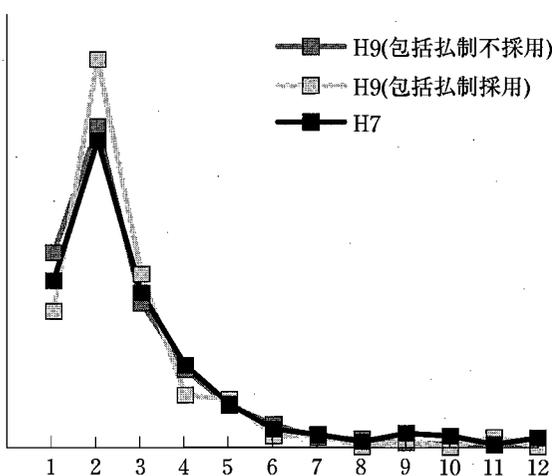
(3)虚血性心疾患



(4)脳梗塞



(5)胃炎および十二指腸炎



(6)高血圧疾患 (包括払制採用医療機関に限る)

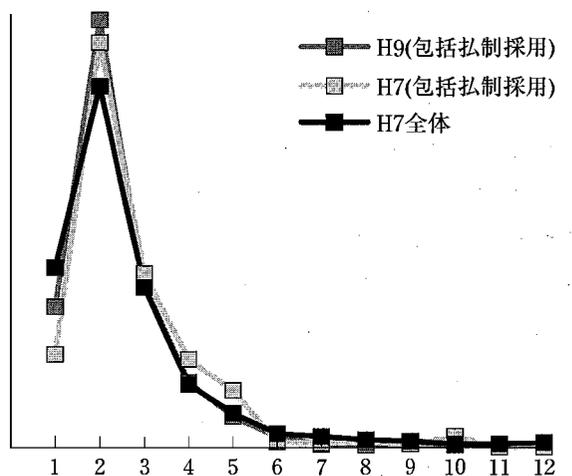
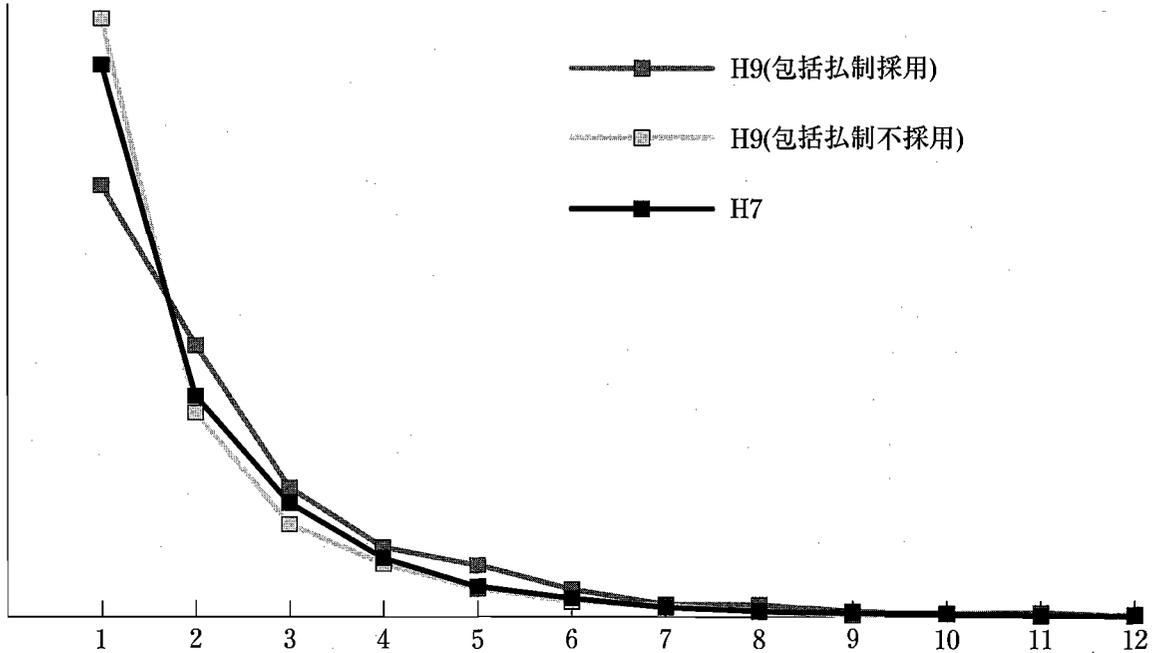
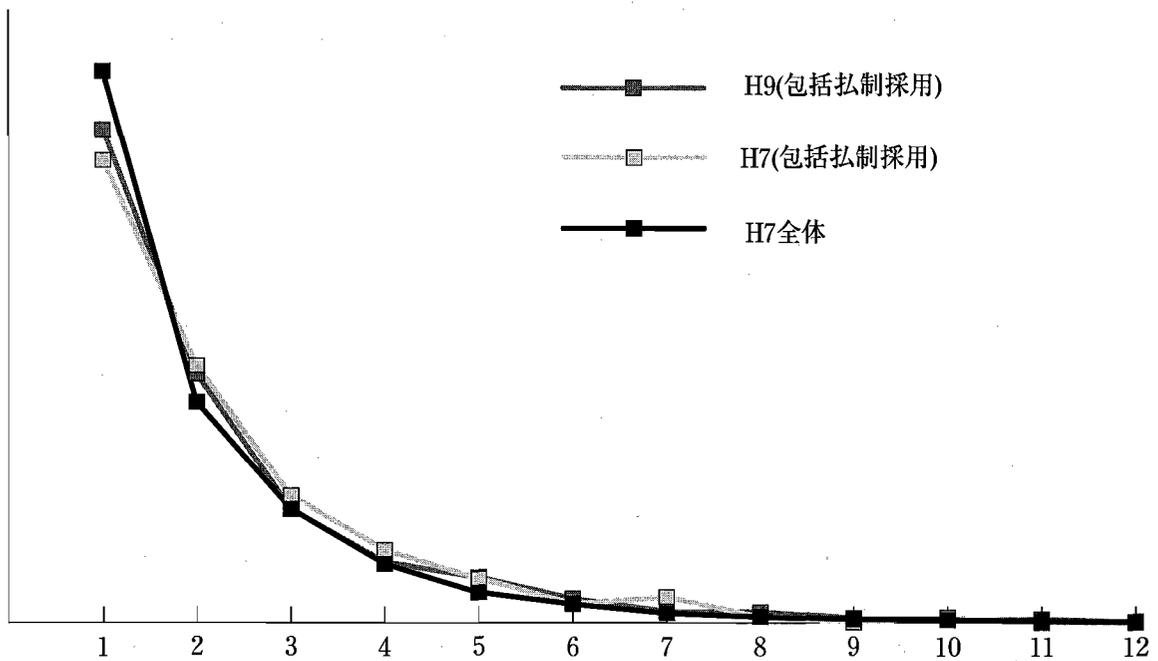


図3 月当たり診療日数分布の変化（小児科、0 - 2歳）

(1)平成7年と平成9年の分布比較



(2)包括払制採用機関における日数分布の変化



機関の平成9年の日数分布、導入しなかった医療機関の平成9年の日数分布及び基準として平成7年の平均値の日数分布が表されている。高血圧性疾患と胃炎及び十二指腸炎の二つの傷病の結果は診療日数2日への収斂を顕著に示している。糖尿病及び脳梗塞の患者については、診療日数の多い患者について日数が短くなるという結果は得られないものの、1日の患者を減らし2日の患者を増やすという傾向は顕著に観察される。虚血性心疾患の場合も1日だけの患者を減らすという結果が観察される。これに対して、図3に示されている小児科の場合、日数の増加が明確にあらわれている。以上のことから、日数に関する限り、制度に規定される誘因体系に沿う形で医療機関が対応することが観察される。

ところで、医療機関のモラルハザードを考える場合に、さらにもう一段分解して考えることが望ましい。つまり、包括払制を導入した医療機関の日数が顕著に変化した場合、その様な日数分布を持った医療機関が包括払制へ移行したのか、包括払制へ移行した医療機関が行動を変化させた結果なのか、あるいはそのどちらもなのか、峻別することが必要だということである。こうした標本のコントロールを図2の(6)では高血圧のケースについて、図3の(2)で行った。高血圧のケースでは、上記の両方の効果が観察されるが、小児科の場合、もともと平均日数の長い医療機関が包括払制に移行していった効果の方が支配的である。

ここまでの分析をまとめると以下のようなになる。まず包括払制の導入の状況について、①民間の小規模医療機関が二つの包括払制の主な導入主体である、②それらの医療機関における包括払制適用の割合は外総診で10~20%、小児科で35~40%である、③制度の導入1年目より2年目により多くの医療機関が選択をするというタイムラグが存在する、といった点が観察された。次に、医

療費については、小児科で顕著な増加が見られた。これは出来高払制を選択する医療機関の平成9年の平均で1.4倍という高い点数設定によるところが大きい。包括払制を選択した医療機関の1件当たり日数が大きいことも観察されており日数出来高払という誘因体系が医療費に及ぼす影響も無視できない。同様の日数に関する誘因体系は外総診の場合にも影響を及ぼしており、高血圧症などでは誘因体系と整合的に1件当たり2日への収斂が観察された。また、選択制の存在は、収益改善の余地のある医療機関のみが包括払制へ移行するという現象を顕著に引き起こしており、医療費の観点からは問題が大きいといえる。

以上の観察事実は、統計的な有意性を確認した上で、医療機関の合理的行動を記述したモデルによって統一的に解釈されることが望ましい。このため、次節以降において、診療の密度を明示的に扱った理論モデルを開発し、その理論仮説を検定する実証分析を行う。

### 3. 包括払制導入の理論分析

#### (1) 基本モデル

診療報酬制度が出来高払制度から包括払制へと移行することによってどのようなことが起こるのかを理論的に検討しよう。包括払制の理論モデルについては、Barnett, Beard and Kaserman [1993], Hodgkin and McGuire [1994]など様々なものがあるが、ここでは瀬岡[1995]のモデルを若干改めたものを示す。

まず議論の前提となる医療機関の技術条件と患者の需要条件は以下のように想定する。

医療機関 $j$ の利潤： $\Pi_j = R_j - C$

医療機関 $j$ の収入： $R_j = (p_0 + p_1 Q_j) N_j$  ( $p_0$ : 1件当たりの包括払料金、 $p_1$ は診療密度1単位当たりの

定率料金)

医療機関jの技術条件： $C_j=(c_0+c_1Q_j)N_j$ ,  $Q_j \leq Q_M(K_j)$

ただし、 $C_j$ :総費用、 $N_j$ :患者数、 $Q_j$ :診療密度、 $Q_M$ :提供可能な診療密度の上限、 $K_j$ :医療機関の保有する物的・人的資源

患者の需要関数： $N_j=N_0f(Q_j, T_j)$ ,  $f_Q > 0$ ,  $f_T < 0$

ただし、 $N_j$ :医療機関jの来院患者数、 $N_0$ :平均患者数、 $T_j$ :患者の自己負担額

患者の自己負担額： $T_j=t_0+t_1(p_0+p_1Q_j)$  ( $t_0$ :定額負担、 $t_1$ :限界負担率)

医療機関の限界収入と限界費用はそれぞれ、需要の診療密度への弾力性を $\eta$ とすると

$$\text{限界収入: } MR_j = p_1 N_j + (p_0 + p_1 Q_j) N_Q = (1 + \eta) p_1 + \eta p_0 / Q_j N_j$$

$$\text{限界費用: } MC_j = c_1 N_j + (c_0 + c_1 Q_j) N_Q = (1 + \eta) c_1 + \eta c_0 / Q_j N_j$$

のようになるから医療機関の限界利潤は、

$$MR - MC = (1 + \eta)(p_1 - c_1) + \eta(p_0 - c_0) / Q_j N_j$$

のようになり、利潤最大化の一階の条件より最適な医療の診療密度

$$Q_j^* = k(p_0 - c_0) / (c_1 - p_1),$$

$$k = \eta / (1 + \eta) = 1 - 1 / (1 + \eta), k' > 0$$

が得られる。

ここで医療需要の診療密度への弾力性 $\eta$ の性質について整理しておく。瀬岡[1995]では、Hotelling-Salopの円冠市場モデルを用いて、患者の病状が重いほど、市場に存在している医療機関の数が多いほど $\eta$ は大きくなることが示されている。本稿では、自己負担額をモデルに導入したので、自己負担の増加が $\eta$ にどのような影響を及ぼすのかについて示す。

この弾力性は定義より

$$\eta = \frac{\partial N_j}{\partial Q_j} \frac{Q_j}{N_j} = \left( \frac{\partial f}{\partial Q_j} + \frac{\partial f}{\partial T_j} \frac{\partial T_j}{\partial Q_j} \right) \frac{N}{N_j} Q_j$$

のようにかかるが、患者の自己負担が定率負担かつ出来高払制度( $t_1 > 0$  and  $p_1 > 0$ )であれば、 $dT/dQ = t_1 p_1 > 0$ となり、負担率の上昇や出来高払いの診療報酬の増大は $\eta$ を引き下げる。しかし老人医療のような定額自己負担や定額料金制度( $t_1 = 0$  or  $p_1 = 0$ )のもとでは $\eta$ を目減りさせるような効果が全くないことになる。この括弧内の第2項は、患者のモラルハザードの存在が医療機関の供給する医療サービスの診療密度を引き上げる効果を示している。

## (2) 出来高払制

純粋な出来高払制度のもとでは $p_0 = 0$ となるが、このもとでは限界利潤が

$$MR - MC = (1 + \eta)(p_1 - c_1) - \eta c_0 / Q_j N_j$$

となる。この診療密度に関する限界利潤は $Q_j$ が十分大きいとき、 $p_1 > c_1$ である限り正值となるので、合理的な医療機関は診療密度を無限に拡大することが合理的になる。しかし、技術的な制約より最適な診療密度は $Q^* = Q_M$ となる。一方、 $p_1 \leq c_1$ のときは $Q^* = 0$ 、すなわち医療サービスの提供を止めることになる。出来高払制度のもとでは医療機関jの利潤は、すべての医療機関が同じ $Q_M$ を提供するならば、 $N_j(Q_M) = N_0$ となるため、利潤は $\Pi_j^* = (p_1 - c_1)Q_M - c_0 N_0$ となる。経済全体の医療費は、 $V = p_1 Q_M N$ となる。

## (3) 包括払制

純粋な包括払制のもとでは $p_1 = 0$ となり、最適な診療密度供給は $p_0 > c_0$ である限り、

$$Q_j^* = k(p_0 - c_0) / c_1,$$

$$k = \eta / (1 + \eta) = 1 - 1 / (1 + \eta), k' > 0$$

となる。すべての医療機関が同じ $Q_j^*$ を提供するならば、 $N_j(Q_j^*) = N_0$ となるため、医療機関の利潤は $\Pi_j^* = (p_0 - c_0) / (1 + \eta) N_0$ となる。また経済全体の医療費は、 $V = p_0 N$ となる。

包括払制のもとでは定義からもわかるように診療報酬 $p_0$ の引き下げにより必ず医療費を抑制することができる。しかし、包括払制の問題点として最も重要なのは、それによる診療密度の低下の問題である。モデルが示すように、包括払制のもとでは出来高払制度に比べて明らかに診療密度は低下する( $Q^* \leq Q_M$ )。さらにモデルは、診療報酬 $p_0$ の引き下げにより必ず診療の密度が低下することを示している。これは、 $dQ_i/dp_0 = -k/c_1 < 0$ より明らかである。包括払制のこうした問題に対して公共料金の理論では、2部料金が推奨されている。2部料金制度のもとでは、(1)包括払制よりも同じコストのもとで、より濃密な診療を確保できる、(2)包括払制よりも同じ診療密度を実現するためのコストが安い、ことが示されている。詳しくは瀬岡[1995]を参照のこと。

#### (4)医療機関は出来高払制と包括払制のどちらを選択するのか

平成8年に改定された制度の下では、医療機関は、出来高払制と包括払制のどちらかを選択することができる。出来高払制下の利潤関数は $\Pi_1 = (p_1 - c_1)Q_M - c_0 N_0$ 、包括払制下の利潤関数は $\Pi_0 = (p_0 - c_0)/(1 + \eta)N_0$ であるから、 $\Pi_1 - \Pi_0 > 0$ すなわち $(p_1 - c_1)Q_M > c_0 + (p_0 - c_0)/(1 + \eta)$ なら出来高払制を選択し続けることになる。逆に、 $\Pi_1 - \Pi_0 < 0$ すなわち $(p_1 - c_1)Q_M < c_0 + (p_0 - c_0)/(1 + \eta)$ なら包括払制への移行を選択するであろう。

しかし、医療機関にとって問題なのは出来高制と包括払制の選択が患者ごとにできない点である。このため重症の患者がくると包括払制では損失を被るリスクが生じることになる。

いま医療機関が危険回避的な確率効用関数 $E[U(\Pi, Q)] = aE(\Pi) - bV(\Pi)$ ,  $a, b > 0$ を持っているとする<sup>注7</sup>。ここで $E(\cdot)$ 、 $V(\cdot)$ はそれぞれ確率変

数の期待値、分散をあらわす演算子であるとする。パラメータ $b$ は医療機関の利潤に対する危険回避度を示すパラメータである。

$c_0$ が確率変数で平均 $c_0$ 、分散 $\sigma^2$ であるとする

$$E(\Pi_1) = (p_1 - c_1)Q_M, V(\Pi_1) = 0$$

$$E(\Pi_0) = p_0/(1 + \eta) + \{1 + 1/(1 + \eta)\}c_0,$$

$$V(\Pi_0) = \{1 + 1/(1 + \eta)\}^2 \sigma^2$$

であるから、出来高制ならびに包括払制導入の期待効用は、それぞれ

$$E(U_1) = a(p_1 - c_1)Q_M$$

$$E(U_0) = a[p_0/(1 + \eta) + \{1 + 1/(1 + \eta)\}c_0]$$

$$- b\{1 + 1/(1 + \eta)\}^2 \sigma^2$$

となるので、 $E(U_1) - E(U_0) > 0$ なら出来高払制、 $E(U_1) - E(U_0) < 0$ なら包括払制を導入することになる。いま包括払制への移行確率 $Y$ を考えると、包括払制への移行を進めるのは、

①包括払報酬 $p_0$ の上昇、出来高払報酬 $p_1$ の下落:

$$dY/dp_0 > 0, dY/dp_1 < 0$$

②固定費用 $c_0$ の下落、限界費用 $c_1$ の上昇:  $dY/dc_0$

$$< 0, dY/dc_1 > 0$$

③医療機関の設備の簡素化:  $dY/dQ_M < 0$

④需要の診療密度に対する弾力性の低下:

$$dY/d\eta > 0$$

⑤患者のリスクの下落:  $dY/d\sigma^2 < 0$

⑥医療機関の利潤に対する危険回避度の上昇:

$$dY/db > 0$$

のような要因であると考えられる。このモデルの帰結は、先に示された観察事実で、包括払制が、よりコストがかからない傷病(理由2, 4, 5)、小規模の診療所(理由3)、私的診療所(理由6)、においてより導入確率が高かったことと整合的である。

## 4. 包括払制導入の実証分析

### (1) データセットの作成

先の事実観察および推計には平成6～9年の社会医療診療行為別調査と平成8年の医療施設静態調査を利用した。社会医療診療行為別調査からは診療報酬明細書に関する情報が得られる。これに医療機関ごとの情報及び医療機関に関する地域データを補完するために医療施設静態調査が使われる。双方の医療機関符号を用いてリンクを行った。

外総診の分析では老人の外来患者からなるデータセットを作成し、包括払制適用対象とならない初診患者のレセプトはサンプルから除外した。この結果、標本数は平成8年に91,006件、平成9年には88,657件となった<sup>注8</sup>。同様に小児科外来診療料の分析では3歳未満の外来患者からなるデータセットを作成し、さらに小児科を標榜していない医療機関は包括払制を適用できないのでサンプルから除外した。この結果、標本数は平成8年に4,180件、平成9年には4564件となった。表4は推計に用いる変数の一覧である。

老人の場合、年齢は65歳以上70歳未満、70歳以上75歳未満、75歳以上80歳未満、80歳以上、という4区分とした。70歳以上75歳未満が他のダミー変数の基準となっている。医療機関種別は、無床診療所、有床診療所、200床未満の小規模病院、200床以上の大規模病院、特定機能病院という分類で、無床診療所がダミー変数の基準となっている。

「技術水準」は高度医療機器の点からみた医療機関の潜在的なサービスの診療密度である。医療施設調査で統計が得られる高度医療機器(内視鏡、画像診断装置など)をその診療報酬点数をウェイトに足しあげ医療従事者数で割ったもので測定した。

ハーフィンダール指数は市場の競争度を示す地

域指数であるが、ここではハーフィンダール指数の大小に基づいて2次医療圏を三つに分け、ハーフィンダール指数の高い寡占的な地域、同指数の低い競争的な地域についてダミー変数を加えた。さらに小児科外来診療料の分析については特に小児科のハーフィンダール指数を用いた。

### (2) 包括払制導入確率の決定因に関する分析

先に紹介した理論モデルでは、期待効用の大小で包括払制を採用するか出来高払制を採用するかが決められていた。一般にこうした確率効用の大小の問題は、確率効用の誤差項が極値分布を前提にしたlogitモデルで表現される。ここでもlogitモデルを推定することで、先の理論モデルの妥当性を検討したい。

医療機関が包括払制への移行を促進する条件として、①診療報酬点数の変化、②固定費用 $c_0$ の下落、③医療機関の設備の簡素化、④需要の診療密度に対する弾力性の低下、⑤患者のリスクの下落、⑥医療機関の危険回避度の上昇、が指摘された。

平成8、9年では包括払部分の診療報酬点数の改定がほとんど行われなかったもので、①の点については検討できない。推定に用いられる変数を以下に示そう。

#### ①患者属性：女性ダミー(?)、政管ダミー(?)、年齢ダミー(-)、初診ダミー(-)

年齢の上昇によって患者のもつ費用増加リスクが高まるとすれば、高年齢層の年齢ダミーは負値を示すはずである。初診ダミーは急性患者をコントロールするために加えた変数で係数は負値であることが期待される。

#### ②医療機関特性：公的ダミー(-)、規模ダミー(-)、設備(-)、患者一人当たり医師数(-)

医療機関の提供できる診療密度の上限を規定する人的・物的資源変数として、規模ダミー、設備、患者一人当たり医師数を用いる。これらが充実してい

表4 変数一覧

変数名	変数内容	観測単位	観測主体	<1>H 8 老人 標本数：91006				<2>H 9 老人 標本数：88657			
				平均	変動係数	最小値	最大値	平均	変動係数	最小値	最大値
<i>hokatu</i>	包括払制採用	ダミー変数	レセプト	0.040	4.876	0	1	0.074	3.539	0	1
<i>days</i>	受診日数	日数	レセプト	3.159	1.172	1	31	3.058	1.182	1	31
<i>seikan</i>	政管健保	ダミー変数	レセプト	0.186	2.091	0	1	0.178	2.147	0	1
<i>female</i>	女性	ダミー変数	レセプト	0.612	0.796	0	1	0.617	0.788	0	1
<i>age6569</i>	65歳以上70歳未満	ダミー変数	レセプト	0.045	4.611	0	1	0.046	4.577	0	1
<i>age7579</i>	75歳以上80歳未満	ダミー変数	レセプト	0.284	1.588	0	1	0.280	1.603	0	1
<i>age80up</i>	80歳以上	ダミー変数	レセプト	0.292	1.556	0	1	0.293	1.555	0	1
<i>public</i>	公的病院	ダミー変数	医療機関	0.205	1.967	0	1	0.206	1.966	0	1
<i>clinic2</i>	有床診療所	ダミー変数	医療機関	0.210	1.938	0	1	0.189	2.074	0	1
<i>hosp1</i>	小規模病院	ダミー変数	医療機関	0.169	2.216	0	1	0.178	2.147	0	1
<i>hosp2</i>	大規模病院	ダミー変数	医療機関	0.220	1.880	0	1	0.226	1.853	0	1
<i>toku</i>	特定機能病院	ダミー変数	医療機関	0.021	6.860	0	1	0.022	6.740	0	1
<i>tech</i>	技術水準		医療機関	5.848	1.716	0	220	5.932	2.149	0	290
<i>phyratio</i>	医師/外来患者数	人/人	医療機関	0.008		3704	2	0.008		4359	2
<i>ingai1</i>	すべて院外処方箋	ダミー変数	医療機関	0.152	2.363	0	1	0.173	2.190	0	1
<i>ingai2</i>	部分的に院外処方箋	ダミー変数	医療機関	0.230	1.828	0	1	0.231	1.824	0	1
<i>hi_h</i>	寡占的地域	ダミー変数	2次医療圏	0.260	1.689	0	1	0.225	1.858	0	1
<i>hi_l</i>	競争的地域	ダミー変数	2次医療圏	0.264	1.672	0	1	0.302	1.521	0	1

変数名	変数内容	観測単位	観測主体	<3>H 8 小児 標本数：4180				<4>H 9 小児 標本数：4564			
				平均	変動係数	最小値	最大値	平均	変動係数	最小値	最大値
<i>hokatu</i>	包括払制採用	ダミー変数	レセプト	0.356	1.345	0	1	0.403	1.218	0	1
<i>days</i>	受診日数	日数	レセプト	1.987	0.806	1	22	2.080	0.790	1	18
<i>seikan</i>	政管健保	ダミー変数	レセプト	0.622	0.780	0	1	0.624	0.777	0	1
<i>female</i>	女性	ダミー変数	レセプト	0.479	1.042	0	1	0.446	1.115	0	1
<i>public</i>	公的病院	ダミー変数	医療機関	0.244	1.761	0	1	0.198	2.011	0	1
<i>clinic2</i>	有床診療所	ダミー変数	医療機関	0.145	2.426	0	1	0.103	2.950	0	1
<i>hosp1</i>	小規模病院	ダミー変数	医療機関	0.098	3.037	0	1	0.097	3.045	0	1
<i>hosp2</i>	大規模病院	ダミー変数	医療機関	0.234	1.811	0	1	0.222	1.870	0	1
<i>toku</i>	特定機能病院	ダミー変数	医療機関	0.016	7.769	0	1	0.015	8.202	0	1
<i>tech</i>	技術水準		医療機関	2.897	2.094	0	80.833	3.779	2.591	0	117.5
<i>phyratio</i>	医師/外来患者数	人/人	医療機関	0.008	—	6394	0.5	0.008	—	6456	0.333
<i>ingai1</i>	すべて院外処方箋	ダミー変数	医療機関	0.183	2.114	0	1	0.192	2.052	0	1
<i>ingai2</i>	部分的に院外処方箋	ダミー変数	医療機関	0.216	1.905	0	1	0.216	1.904	0	1
<i>hi_s_h</i>	寡占的地域 (小児科)	ダミー変数	2次医療圏	0.271	1.642	0	1	0.197	2.022	0	1
<i>hi_s_l</i>	競争的地域 (小児科)	ダミー変数	2次医療圏	0.207	1.957	0	1	0.244	1.761	0	1

出所：医療経済研究機構(1999)

る医療機関ほど潜在的に濃密な医療サービスの提供が可能となることから、パラメータは負値を示すはずである。公的ダミーは医療機関の利潤に対する危険回避度が私的病院のほうがより大きいと考えれば、パラメータは負値を示すはずである。

### ③制度：院外処方箋発行状況に関するダミー変数 (+)

老人医療における外総診では、院外処方箋を発行している医療機関を優遇している。このため院外処方を行っている医療機関は、より高い診療報酬点数を受けられるので、パラメータの符号は負値を示すはずである。

### ④医療圏の競争条件：高ハーフィンゲル指数ダミー (+)、低ハーフィンゲル指数ダミー (-)

医療機関が診療密度を落として高い負担を強いる包括払制を実施できるか否かは、市場の競争度に依存している。もし市場が競争的で診療の密度を落とすことで、患者を他に奪われるとすれば、包括払制は採用しにくくなるはずである。このことから低ハーフィンゲル指数ダミーの符号は負値になることが期待される。推定結果は、表5に示されている。

医療機関の利用可能な資源に関する変数は、そのほとんどが期待どおりマイナスを示し、しかも有意となっているものが多い。これより医療資源を相対的に持たない中小診療所において包括払制が導入されやすいことが分かる。

また院外処方箋に関するパラメータは、制度が適用される老人医療において有意な正値を示していることから、医療機関は制度に対して感応的に反応していることが分かる。

不明確なのは、年齢に関する効果と市場の競争度に関する効果である。年齢の効果は期待どおり負値を示すものもあれば、逆に正値を示すものがあるが、多くのものは有意な結果が得られていない。また競争的であることを示す低いハーフィン

ゲル指数の係数は負値のものばかりでなく、正値のものもある。さらに時系列的にも変化が見られロバストではない。

以上のことから、高水準の包括払水準を前提にして、医療資源を持たず、患者のリスクも小さい中小診療所を中心に包括払制は導入されてきたことが明らかになった。また患者のリスクが相対的に小さい小児科では導入率が高く、患者のリスクが大きい老人医療では導入率が低くなっているとの説明をつけることができる。

このように医療機関は期待利潤に基づいて定義される確率効用がより高い制度を採用するというモデルで観察事実を十分説明できることが示された。すなわち、医療機関が自由に料金を選択できる現行包括払制度のもとでは、医療機関は有利な制度を選択することによってより多くの期待利潤を上げることができるので、医療費は上昇するのである。もし政府が医療費削減のため包括払制の診療報酬を低く設定したとしても、モデルが示すように、医療機関は包括払制採用を取りやめ、出来高払制に移行するだけなのである。

### (3)診療日数の決定因に関する分析

包括払制導入の問題点として先の理論モデルでは、出来高払制度に比べて診療密度が低下することが示唆された。しかし、このことを実証しようにも、今回、利用した社会医療診療行為別調査では、包括払制を導入した医療機関がその治療内容をどのように変更したのかを把握することはできない。

老人医療における外総診では、1月あたりの包括払化が行われたので、1ヵ月間の診療日数を診療密度の指標とみなすと2日以上診療を受けていた患者の診療日数は理論的には短くなるはずである。表4を改めてみると、高血圧性疾患、脳梗塞、胃炎および十二指腸炎では診療日数が確かに短く

表5 平成9年における包括払制導入確率の要因分析 (Logit Modelの推定)

	老人医療					小児科
	糖尿病	高血圧	虚血性心疾患	脳梗塞	胃 炎	
導入率	9.3%	17.5%	10.4%	9.3%	20.2%	40.3%
初診						-6.840 ***
政管	0.119 **	0.144 **	-0.219	-0.049	-0.236	0.018
女性	-0.280	0.145 ***	-0.001	-0.139	0.073	0.196 *
65-69	-0.140	0.125	-2.263 **	-0.477	0.122	
75-79	0.196	0.007	0.033	0.262 *	-0.108	
80-	-0.001	-0.135 **	-0.010	-0.005	0.126	
公的	**	-0.793 ***	-1.272 ***	-1.211 ***	-1.541 **	-0.453 **
有床診療所	-0.381 ***	-0.278 ***	-0.619 ***	-0.955 ***	-0.490 **	-0.115
中小病院	-0.832 ***	-1.057 ***	-1.005 ***	-0.968 ***	-0.696 ***	0.280
大病院	-1.926 ***	-1.559 ***	-1.454 ***	-2.016 ***	-0.882 *	-1.459 ***
設備	-0.025 ***	-0.008 ***	-0.011 *	-0.016 ***	-0.034 ***	-0.025 ***
医師/患者	-93.462 ***	-23.265 ***	-88.844 ***	-44.289 ***	-6.316	-25.349 ***
院外完全	1.189 ***	1.545 ***	2.161 ***	2.287 ***	1.245 ***	-1.460 ***
院外部分	1.471	0.988 ***	0.808 ***	1.180 ***	0.627 ***	-0.721 ***
高ハーフィンダール	-0.224 ***	0.063	0.412 *	1.124 ***	0.125	0.487 ***
低ハーフィンダール	-0.625	0.166 **	0.174	0.718 ***	0.035	0.279 *
標本数	2911	14681	2928	4855	1648	4493
決定係数	0.260	0.225	0.382	0.335	0.264	0.586
対数尤度	-728.0	-5279.7	-646.2	-1061.1	-631.4	-1258.8

注1: 『社会医療診療行為別調査-医療施設調査リンクデータ』に基づく推定。

注2: 表中の\*\*\*,\*\*,\*はそれぞれ有意水準1%,5%,10%で有意であることを示す。

出所: 医療経済研究機構(1999)

なっているものの、糖尿病、虚血性心疾患では逆に長くなってしまっている。これは、老人医療における外総診で1月に2回以上の診察を行った患者に対して1月1回に限り支払われるため、1回しか来ない患者に対しては逆に2回に引き伸ばすインセンティブがあるという制度を反映しているからである。このように診療日数は医療機関による「医師誘発需要」の存在を示す指標でもあることに注意しなければならない。この点に着目すると、小児科のように1日あたりの医療費が丸められている現行包括払制のもとでは、医療機関が収入を増やすためには、診療日数を引き伸ばすインセンティブを持つことになる。

こうした医療機関が包括払制導入に際して、診療日数の決定を通じた診療密度の引き下げをおこなうのか、逆にインセンティブに応じて診療密度の引き上げを生み出すのかについて検討をおこなう。

まず、老人医療についてだが、平成9年のデータを用いて、先の5つの傷病における診療密度の低下(3日以上診療の減少)と診療密度の上昇(1日みの診療の減少)の可否を多項ロジットモデルの推計を通じて確認する。診療日数を1.1日、2.2日、3.3日、4.4-5日、5.6-9日、6.10-14日、7.15-21日、8.22日以上の8階層に分け、老人医療の推定では2日、小児医療の推定では1日を基準として、それぞれの選択確率が、各種要因によって高まったか否かが推定結果を通して判断できる。推定結果は表6に示されている。

#### ①包括払制採用の影響：包括払制採用ダミー

推定結果からは、どの傷病についても診療日数1日の確率は有意に低下している。このことから、包括払制採用医療機関は、診療日数1日だけの患者を減らしていることが分かる。逆に診療日数3日以上確率については高血圧、脳梗塞では有意に減少しているが、他の傷病については有意な変

化は認められない。このことから医療機関は有意に初診だけの患者の診療日数を引き伸ばすことは明らかであるが、包括払制採用で診療日数を有意に短くすることは一部の傷病でしか確認できなかった。

#### ②患者属性：女性ダミー(?)、政管ダミー(?)、年齢ダミー(+)

年齢ダミーの係数を見ると、高齢になればなるほど診療日数が延長されることがわかる。

#### ③医療機関特性：公的ダミー(-)、規模ダミー(-)、設備(-)、混雑度(-)

公的ダミーの係数を見ると、公的医療機関ほど診療日数を短くすることが分かる。また病院の規模あるいは病院の機能を表す変数を見ると大規模で設備が充実しており、混雑している病院ほど診療日数を短くする傾向があることが分かる。

#### ④制度：院外処方箋発行状況に関するダミー変数(-)

院外処方箋を発行している医療機関ほど有意に診療日数が短くなることが分かる。

#### ⑤医療圏の医療機関充実度：患者一人当たり医師数(+)

地域の医療機関が充実していれば、診療日数は有意に長くなることが分かる。

次に、小児医療においても、平成9年のデータを用いて、診療密度の上昇(診療日数の延長)が生じていることを先ほどと同じ多項ロジットモデルの推計を通じて確認しておこう。

多項ロジットモデルの推計を通じて確認する。診療日数を1.1日、2.2日、3.3日、4.4-5日、5.6-9日、6.10-14日の6階層に分け、1日を基準として、診療日数がそれ以上になる確率が各種要因によって高まったか否かを先に示した表6にもとづいて見てみよう。

#### ①包括払制採用の影響：包括払制採用ダミー

推定結果から、診療日数1日の確率だけ有意に

表6 平成9年における診療日数の決定因(multinomial logit model)

	1.診療日数=1日	3.診療日数=3日	4.診療日数=4~5日	5.診療日数=6~9日	6.診療日数=10~14日	7.診療日数=15~21日	8.診療日数=22~日
1.老人・糖尿病							
政管	0.0601	0.1042	0.0068	-0.1481	-0.1006	-0.7838	-1.5041 *
女性	-0.0371	-0.0871	-0.1599	0.2800	-0.1071	0.2522	0.8724 *
65-69	-0.1454	0.3215 *	-0.1716	-0.5815	1.2542 ***	-0.0580	-0.6372
75-79	0.0333	-0.1243	0.4198 **	0.3074	-0.0844	0.8351 *	-2.2087 **
80-	0.2163 *	0.1415	0.2682	0.5334 **	0.2896	0.0238	0.4097
公的	0.3456 **	0.2674	0.1135	-0.3246	-33.7015	-0.8309	-35.2381
有床診療所	0.2547 *	-0.1728	0.0567	0.9523 ***	-0.2217	0.1876	2.0478 ***
中小病院	0.9408 ***	-0.4987 ***	0.1070	0.2378	-0.3652	0.9647 *	0.7563
大病院	1.5732 ***	-0.5781 ***	-2.6833 ***	-0.2017	-2.0295 *	0.9847	-31.5140
特定機能 設備	2.1179 ***	-1.5503 **	-3.4162 **	0.1770	-34.8816	-30.5375	-29.1956
設備	-0.0323 ***	0.0098 **	-0.0209 ***	-0.0077	-0.0274 *	0.0353 **	0.0691 ***
医師比率	-3.8516	15.7568 **	16.7172 *	-34.2236	-12.4870	-72.5673	-28.3779
院外完全	0.4416 ***	-0.0240	0.0169	-0.7992 ***	-0.1358	-1.5931 **	-1.2242 *
院外部分	0.4307 ***	0.1896	0.1345	-1.4646 ***	0.5128	-1.1963 *	-4.8358
医師/患者 包括払制	-0.0117 ***	-0.0105 *	-0.0018	0.0030	0.0150	-0.0471 *	0.0481 ***
包括払制	-0.3376 *	-0.1024	0.1860	0.1632	-0.3889	0.7049	0.1194
定数	-0.8473 **	-0.7427 ***	-1.5328 ***	-2.2763 ***	-3.1711 ***	-3.2649 ***	-6.2437 ***
	obs=3298 R <sup>2</sup> =0.102						
2.老人・高血圧							
政管	0.0256	-0.0823	-0.2167 ***	-0.1558	0.2374	-0.6038 **	-0.7829 *
女性	-0.0829 *	-0.0640	0.1033 *	0.1953 **	0.1917	0.2721	-0.7725 ***
65-69	0.0456	-0.2068 *	-0.5267 ***	-0.5748 *	0.5129	-1.4665 *	1.5998 **
75-79	-0.0748	0.1147 **	-0.0415	0.2082 *	0.5268 **	-0.0077	1.6995 ***
80-	-0.0004	0.2579 ***	0.2275 ***	0.3251 ***	0.9547 ***	0.1706	1.9421 ***
公的	0.3158 ***	-0.3954 ***	-0.0068	-1.3360 ***	-0.5973 *	-1.0966 *	-1.4441
有床診療所	-0.0247	0.0970 *	0.1900 ***	0.3526 ***	0.6097 ***	0.5969 ***	1.4035 ***
中小病院	0.5151 ***	-0.1044 *	-0.5131 ***	-0.1049	0.2927	-0.1341	1.1508 **
大病院	1.4617 ***	-0.0003	-1.4067 ***	-0.8796 **	0.0079	-0.2589	-29.4746
特定機能 設備	1.8827 ***	-0.5447	-1.7437 *	-31.8926	0.2300	-30.9754	-25.9402
設備	-0.0016	-0.0026	-0.0053 **	-0.0113 ***	-0.0169 **	-0.0045	0.0007
医師比率	2.0710 *	1.6497	-2.7454	-1.1169	-34.1102 **	-37.4057	-217.6891 ***
院外完全	0.3158 ***	-0.0243	-0.4310 ***	-0.0148	0.2415	0.4106 *	-0.6592
院外部分	0.1715 ***	-0.0876	-0.2742 ***	-0.3204 **	0.0033	0.2185	-1.1222 **
医師/患者 包括払制	-0.0009	0.0026	0.0069 ***	0.0068 **	0.0119 **	0.0093	0.0199 **
包括払制	-0.3475 ***	-0.0901	-0.1890 **	-0.7137 ***	-1.0260 ***	-0.3366	-0.4098
定数	-0.9914 ***	-0.9419 ***	-1.3186 ***	-2.6280 ***	-4.1054 ***	-4.0741 ***	-5.3327 ***
	obs=14769 R <sup>2</sup> =0.045						

注：表中の\*\*\*はそれぞれ有意水準1%,5%,10%で有意であることを示す。

出所：医療経済研究機構(1999)

表6 平成9年における診療日数の決定因(multinomial logit model)

	1.診療日数=1日	3.診療日数=3日	4.診療日数=4~5日	5.診療日数=6~9日	6.診療日数=10~14日	7.診療日数=15~21日	8.診療日数=22~日
<b>3.老人・虚血性心疾患</b>							
政管	0.0734	0.0468	-0.2740 *	0.0027	-0.8508 *	-1.0251 *	-0.1525
女性	-0.1003	-0.0464	0.0464	-0.4422 **	1.1495 ***	1.0852 **	-1.7619 ***
65~69	0.5060 **	0.7760 ***	0.4592	1.4952 ***	-0.0891	-32.7984	3.8104 ***
75~79	-0.1483	0.1925	0.2975 *	0.0450	0.5148 *	0.1460	2.7391 **
80~	-0.0469	0.1850	0.6063 ***	1.1595 ***	-0.2233	0.2722	2.5436 **
公的	0.3520 **	-0.3745 **	-0.5456 **	-1.1903 **	-4.8598	-2.2818	-29.8651
有床診療所	0.1930	-0.0750	-0.0369	0.3958 *	0.0594	-0.4563	-0.6336
中小病院	0.8743 ***	-0.1165	-0.5976 ***	-1.1019 ***	-0.2818	0.4379	0.6917
大病院	1.8347 ***	-0.4736 **	-0.9929 ***	-3.3106 ***	-31.4399	-30.8271	-27.9176
特定機能	1.5122 ***	-1.0557 *	-2.8398 **	-2.6709	-31.6366	-28.0654	-24.8741
設備	-0.0162 **	0.0019	-0.0158 **	-0.0290 ***	0.0179 *	0.0155	0.0094
医師比率	21.9450 ***	2.3156	9.9619	16.8274 *	-30.3751	-185.4725 **	-319.6341 *
院外完全	0.6806 ***	0.1364	0.2562	0.6933 **	0.4686	1.2699 ***	1.9610 ***
院外部分	-0.0768	0.1574	-0.2752 *	-0.3972	-0.3102	0.5774	-0.7086
医師/患者	-0.0013	-0.0049	0.0095 **	0.0104 *	0.0122	0.0009	0.0297 *
包括払制	-0.0517	0.2613	-0.1571	-0.0687	-0.4236	-0.3855	-3.1282 *
定数	-1.3526 ***	-0.8395 ***	-1.1376 ***	-2.2593 ***	-3.5473 ***	-3.3979 ***	-5.0098 ***
	obs=3256 R <sup>2</sup> =0.124						
<b>4.老人・脳梗塞</b>							
政管	0.1006	-0.0356	-0.0855	-0.0446	-0.1995	-0.3755	0.3630
女性	-0.0152	0.0366	0.2213 **	0.6299 ***	-0.0286	0.3777 *	0.0069
65~69	-0.0258	0.5012 **	0.9712 ***	0.1408	1.1796 ***	-0.4444	0.0064
75~79	-0.1779 **	0.1553	0.3910 ***	-0.1625	0.4474 *	0.3823	-0.5175
80~公的	0.0794	0.1422	0.7472 ***	0.1418	0.3622 *	0.5960 **	0.2672
有床診療所	0.1275	-0.3648 **	-0.4191 **	-0.0179	0.1871	0.9189 **	-1.5579 **
中小病院	-0.3548 **	0.2738 **	0.3999 ***	0.2841 *	0.4184 *	-0.1526	1.0214 **
大病院	0.3948 ***	0.1103	-0.0350	-0.3707 **	-0.5109 **	-0.5822 **	0.3805
特定機能	1.0057 ***	-0.2450 *	-0.7508 ***	-1.4370 ***	-1.4819 ***	-2.4227 ***	-0.0327
設備	1.7300 ***	-0.3681	-1.0338	-1.9655 *	-1.5209	-43.9034	-42.7014
医師比率	0.0035	-0.0018	0.0026	-0.0098 *	-0.0144 *	-0.0191 *	-0.0251
院外完全	-2.6349	1.0614	-0.3208	-0.9008	-19.6879	-19.3392	-0.0864
院外部分	0.4996 ***	0.4696 ***	-0.1824	0.0901	0.6276 **	-0.5910	-1.1097
医師/患者	0.5034 ***	-0.1310	0.0762	-0.1048	0.3522 *	-0.8335 **	0.0617
包括払制	-0.0133 ***	0.0070 *	0.0088 **	0.0251 ***	0.0128 *	0.0150 *	0.0078
定数	-0.8386 ***	-0.2072	-0.4836 ***	-0.7601 ***	-0.4056	-0.3798	-0.5126
	-0.6441 ***	-1.1967 ***	-1.8666 ***	-2.5810 ***	-2.8337 ***	-3.1337 ***	-3.9985 ***
	obs=5357 R <sup>2</sup> =0.063						

注：表中の\*\*\*,\*\*,\*はそれぞれ有意水準1%,5%,10%で有意であることを示す。

出所：医療経済研究機構(1999)

表6 平成9年における診療日数の決定因(multinomial logit model)

	1.診療日数=1日	3.診療日数=3日	4.診療日数=4~5日	5.診療日数=6~9日	6.診療日数=10~14日	7.診療日数=15~21日	8.診療日数=22~日
<b>5.老人・胃炎および十二指腸炎</b>							
政管	0.0058	-0.1791	0.2638	-0.4900	0.0917	-0.2233	-2.4505
女性	0.1690	-0.0776	0.2949 *	0.1710	-0.6362 *	1.9324 **	-0.4205
65~69	-0.3990	-0.7372 *	0.6168 *	0.7205	-32.9760	-32.5281	-29.4811
75~79	0.0996	-0.4296 **	-0.0371	0.3350	-0.5702	0.1456	2.5277
80~	-0.1201	-0.1239	0.4161 **	0.1183	0.5834	0.6371	3.7957 *
公的	0.1515	1.1266 ***	-0.8723 *	-0.3845	-1.5010	-3.4681	-3.5883
有床診療所	-0.1975	-0.1182	0.0129	-0.3289	0.5548	-0.9288 *	2.7075 **
中小病院	0.6279 ***	-0.3627 *	-0.0820	0.7248 **	0.5575	-0.9008	2.5456 **
大病院	0.6039 **	-1.9727 ***	-0.5817	-0.3660	-31.7171	-30.3798	-29.7301
特定機能	1.7272 **	-2.2482	-32.8006	-29.5024	5.9447 **	-25.6000	-32.2528
設備	0.0030 *	-0.0067 **	-0.0059 *	-0.0141 *	-0.0688 ***	-0.0482 **	-0.0033
医師比率	0.6116	-18.6839	-17.0874	-169.1597 ***	-177.3808 **	-328.6802 ***	1.7360
院外完全	-0.0896	-0.3957 **	0.2575	-0.9894 **	-1.6074 **	-2.7757 **	-0.9668
院外部分	-0.1117	0.1103	-0.1567	0.1967	-0.4046	-0.8367	-0.2540
医師/患者	-0.0213 ***	-0.0041	-0.0049	0.0165 ***	-0.0132	-0.0093	0.0230
包括払制	-0.3610 **	-0.0348	-0.5183 **	-0.7018 **	-0.1328	-0.2555	0.7531
定数	-0.3705 *	-0.1171	-1.0443 ***	-1.4970 ***	-1.0842 *	-2.3328 **	-8.7508 ***
obs=1781 R <sup>2</sup> =0.064							
	2.診療日数=2日	3.診療日数=3日	4.診療日数=4~5日	5.診療日数=6~9日	6.診療日数=10~14日		
<b>6.小児科</b>							
初診	0.1902 *	0.2651 *	0.0856	-0.8007 ***	0.8825		
政管	-0.1013	0.1034	-0.0019	0.3271 *	1.4187 **		
女性	-0.0357	0.2667 **	-0.4024 ***	-0.5533 ***	-0.9865 **		
公的	-0.2307 *	-0.3564 *	-0.1801	-0.3764	-0.0931		
有床診療所	-0.1536	-0.2742 *	-0.6008 ***	-0.8722 ***	-0.3509		
中小病院	-0.1933	0.1072	-1.1699 ***	-1.1377 ***	-2.2307		
大病院	-0.1689	0.0597	-0.2811	-1.1373 ***	-2.0870		
特定機能	0.4059	0.2484	-0.7888	-2.6436 *	-2.6013		
設備	-0.0009	0.0208 ***	-0.0110	-0.0340 **	-0.0150		
医師比率	-10.7096 **	-5.1372 *	-12.8376 *	-11.9073	-30.3238		
院外完全	0.0158	0.2696 **	0.2061	-0.1764	0.7685 *		
院外部分	0.0701	0.2347 *	-0.0072	0.5228 **	-0.7256		
医師/患者	0.0048	0.0135 **	0.0141 **	0.0327 ***	0.0360 **		
包括払制	0.6143 ***	0.6636 ***	0.7743 ***	0.4360 **	1.6682 **		
定数	-1.0817	-2.0796	-1.8938	-5.9693	9.7986		
obs=4564 R <sup>2</sup> =0.000							

注：表中の\*\*\*,\*\*,\*はそれぞれ有意水準1%,5%,10%で有意であることを示す。  
出所：医療経済研究機構(1999)

低下して、それ以上の診療日数のレセプトが有意に増加していることが分かる。このことから包括払制採用医療機関は、診療日数を有意に増やしていることが分かる。

②医療機関特性:公的ダミー(-)、規模ダミー(-)、設備(-)、混雑度(-)

老人の例とは異なり、公的ダミー、病院の規模あるいは病院の機能を表す変数は、診療日数に有意な影響を与えていない。しかし、医療機関の混雑度は有意に診療日数を短くしていることから、老人医療と同様、混雑している病院ほど診療日数を短くする傾向がある。

③医療圏の医療機関充実度：患者一人当たり医師数(+)

老人医療と同様、地域の医療機関が充実していれば、診療日数は有意に長くなる。

## 5. 結び

本稿では平成8年に導入された外来医療における2つの包括払制が、医療費ならびに診療密度(診療日数)にどのような影響を及ぼすかを、理論と実証の両面から検討した。分析の結果、制度の誘因構造に従って対応する医療機関行動により外来医療費の一層の増加が招かれたことが確認された。我々がこの分析を通して得た結果は以下のようなようになる。

第1に、選択制の意義については議論を重ねる必要がある。医療費のコントロールという観点から見た場合、現行制度のもとでは全く効果は期待できない。また、過剰な診療や投薬の適正化という観点からしても、過剰診療・投薬を行っている医療機関は出来高払制の恩恵を受け続けることができるので、そうした医療機関が包括払制に移行する理由が無い以上、効果は薄い。また、小児科

の場合のように、これまでの出来高払制において十分な収入を得られない医療機関に対して選別的な収入補助を与えるというのであれば、限界費用に対応した診療報酬点数改定を議論するべきで、問題の多い包括払制という形態をとる必要はない。包括払制の最大の意義は誘因構造の転換にあるという原点に立ち返った上で、選択制の必要性、ひいては包括払制のあり方について見直す必要がある。

第2に、包括払制と出来高払制の誘因構造の差異に応じた医療機関の診療行為の変化が確認されたことの意義は大きい。質の問題はさておいても、出来高払制は診療密度を高める制度であるのに対して、包括払制は診療密度を低める制度なのである。部分包括払の場合には、丸められた範囲内で診療密度は低められ、丸められなかった範囲では診療密度は逆に高められる。こうした医療機関の対応がおこることを前提として議論が行われる必要がある。よくあるような、どちらの制度の方が「質が上がるか」「医者技術評価に適しているか」「老人の特性にあっているか」などという議論はすべてこの基本的前提を介して論じられるべきであるといえる。

最後になるが、今回の分析では、データの制約上、医療の質に踏み込んだ分析は行えなかった。上述のように日本における包括払制の導入効果に関する実証研究は極めて少なく、ケーススタディに限られていたため、本稿では偏りのない大きな母集団を使用した初の分析を試みたわけであるが、当然のこととして、包括払制による医療費削減効果があったとしても、それが過剰診療や過剰な投薬の是正ではなく必要な水準以下の粗診粗療に起因するものであるのなら望ましいこととは言えない。質に関する統計資料の整備とそれを利用した実証研究の蓄積が今後、期待される場所である。

## 注

- 1 この他、実験経済学の方法を用いた分析として赤木他[1999]が挙げられる。
- 2 ①老人慢性疾患外来総合診療料（外総診）  
②小児科外来診療料  
③運動療法指導管理料  
④精神科急性期治療病棟入院料  
⑤総合周産期特定集中治療室管理料  
⑥手術前医学管理料  
⑦国立病院等の急性期病院の入院医療
- 3 外総診の場合は日数の増加が収入増に寄与しないが、小児科の場合は一件あたり日数に関しては増えれば増えるほど収入が上昇する。日数の意味では出来高払制といえる（日数出来高払）。
- 4 在宅医療を受けている患者は除く。
- 5 対象となる慢性疾患：結核、甲状腺障害、処置後甲状腺機能低下症、糖尿病、スフィンゴリピド代謝障害及びその他の脂質蓄積障害、ムコ脂質症、リポ蛋白代謝障害及びその他の脂（質）血症、リポジストロフィー、ローノア・ベンソード腺脂肪腫症、高血圧性疾患、虚血性心疾患、不整脈、心不全、脳血管疾患、一過性脳虚血発作及び関連症候群、単純性慢性気管支炎及び粘液膿性慢性気管支炎、詳細不明の慢性気管支炎、その他の慢性閉塞性肺疾患、肺気腫、喘息、喘息発作重積状態、気管支拡張症、胃潰瘍、十二指腸潰瘍、胃炎及び十二指腸炎、肝疾患（経過が慢性なものに限る。）、慢性ウイルス肝炎、アルコール性慢性膵炎及びその他の慢性膵炎
- 6 厳密には診療日数3日まで老人外来管理加算料という加算が認められる（病院の場合37点、診療所の場合47点）。また再診料などはそれ以降も算定できる。これらは3日以上診療を忌

避しようとする誘因を緩和している。

- 7 確率効用関数が平均と分散の関数で表されるモデルは、従来から金融資産の平均分散分析等でしばしば利用されている。そのマイクロファンデーションとしては、効用関数が2次関数を想定する場合や確率変数で特定の分布を想定する場合がある。
- 8 データには初診からの経過日数や症状の急性増悪に関する情報は存在しない。このデータ制約のため包括払制の対象とならない患者データの除外は完全ではない。

## 参考文献

- 1) 赤木博文、稲垣秀夫、鎌田繁則、森徹「医療機関の意思決定行動と包括払制度化での医療サービス水準」、『医療と社会』vol.9, no.3, 1999年
- 2) 河井啓希「平成8、9年診療報酬制度改定が医療需要に及ぼした影響に関する実証分析－外来における特定療養費制度と包括払制導入について－」、医療経済研究機構『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』1999年
- 3) 社会保険旬報、社会保険研究所、No.1996、1996年4月1日
- 4) 瀬岡吉彦「医療経済分析のマクロとミクロ」山本研二郎監修『透析療法の医療経済』日本メディカルセンター、1995年
- 5) 高木安雄「高齢化による医療費増加と医療政策の課題－老人病院の改革と長期入院の是正対策の実態と問題点－」、社会保障研究所編『医療保障と医療費』東京大学出版、1996年
- 6) Barnett, A.H., T.R. Beard, and D.L. Kaserman, "Inefficient Pricing can Kill: the case of dialysis industry regulation", Southern

- Economic Journal, vol.60, no.2, pp.393-404, 1993.
- 7) Coulam, R.F. and G.L. Gaumer, "Medicare's Prospective Payment System: A Critical Appraisal", Health Care Financing Review, Annual Supplement, 45-77, 1991.
- 8) Cutler, D., "Empirical Evidence on Hospital Delivery under Prospective Payment", unpublished, MIT, 1991.
- 9) Cutler, D., "The Incidence of Adverse Medical Outcomes under Prospective Payment", Econometrica, 63(1), 29-50, 1995.
- 10) Ellis, R.P. and T.G. McGuire, "Hospital Response to Prospective Payment: Moral Hazard, Selection, and Practice-Style Effects", Journal of Health Economics, 15(1), 257-277, 1996.
- 11) Hodgkin, D. and T.G. McGuire, "Payment levels and hospital response to prospective payment", Journal of Health Economics, 13(1), pp.1-29, 1994.
- 12) Melnick, G.A. and J. Zwanziger, "Hospital Behavior under Competition and Cost-Containment Policies", Journal of the American Medical Association, 260(18), pp.2669-2675, 1988.
- 13) Phelps, C.E., Health Economics, 2nd ed., Addison-Wesley, 1997.

#### 著者連絡先

〒108-8345

東京都港区三田2-15-45

慶應義塾大学経済学部 河井啓希

TEL.03-3453-4511

FAX.03-5427-1578

# **An analysis of the effect of the inclusive payment system on costs and intensity of care**

— the cases of elder outpatients and infant outpatients —

**Hiroki Kawai, M.A.\*1**

**Shiko Maruyama, M.A.\*2**

The inclusive payment system (IPS) in outpatients' cares was introduced in the health care reform in 1996. However, the system was not for controlling health care costs and therefore costs increased rapidly. In this paper, merits and demerits of the IPS are pointed out in the first half. The system has an incentive to decrease intensity of care and has wide variety. The effectiveness of the IPS is criticized in the empirical basis. Furthermore, the effects of IPS on the cases of elder and infant outpatients are analyzed from theoretical and empirical points. The results are summarized as follows: (1) The option of the IPS has contributed to the increase of health care costs according with the high price level of medical care. This option is questionable and inconsistent with the idea of the IPS. (2) The behavior of hospitals is tested in the IPS. The selection of the IPS options and its intensity (length of care) are consistent with the incentive mechanism. Actually, the length of care decreased in elder outpatients with the monthly IPS and it increased in infant outpatients with the daily IPS. These results indicate further consideration of incentive mechanism is necessary to discuss the health care reform.

## **[key words]**

health care reform, inclusive payment system, fee for service system, health care costs, intensity of care, multinomial logit model

---

\*1 Associate Professor, Faculty of Economics, Keio University

\*2 Graduate Student, Graduate School of Business and Commerce, Keio University

## 研究報告

# 家計の医療サービス需要行動

## — 動的需要関数の推定 —

中西悟志\*

モラル・ハザードの程度、自己負担率引き上げ等の医療保険政策の影響を評価するに際して、需要の価格弾力性は、鍵になる指標である。本研究では、家計の医療サービス需要行動について実証分析を試みた。医療サービス需要は、自身の価格のみでなく、保健医療関連財や他の一般的な消費財の価格水準と関連するから、代替・補完の可能性を考慮して、医療サービスの需要行動を分析する必要がある。そこで本研究では、線形および対数線形の需要関数に加えて、Deaton-Muellbauer型の需要関数を推定している。また、実際に利用できるデータは不均衡にある非定常であるため、不均衡状態から均衡状態へ向かう調整過程を考慮した動的需要関数を推定した。わが国を対象とした研究では0.3程度の価格弾力性値が測定されているが、本研究では線形需要関数で0.53、対数線形で0.59、動的AIDSで0.68という比較的大きな値が観察された。

キーワード：医療需要、需要関数、Almost Ideal Demand System、AIDS、価格弾力性、所得弾力性、動的推定モデル

### 1. はじめに

Arrow (1963)の先駆的業績以来、医療保険の役割と望ましい医療保険の形態について数多くの研究が現れた。ことにPauly (1968)により指摘された医療保険の存在による医療サービスの過剰使用(いわゆるモラル・ハザード)については、理論的・実証的研究が集積されてきている。このモラル・ハザードの深刻さの程度を評価する場合、医療サービス需要の価格弾力性の大小は決定的な重要性を持っている。医療保険の存在は自己負担価格を低下させることで需要量を刺激する効果を持つ。そのとき価格弾力性が小さければ需要の増加は大きくないが、弾力性が大きいと需要増加は大幅になる。したがって価格弾力性が大きいほど、保険の存在に起因する医療サービスの過剰使用は

大きくなる。また、自己負担率引き上げのような医療保険政策の変更が、将来の医療サービス需要に与える影響を予測するに際しても、需要の所得弾力性と並び価格弾力性は、鍵になるパラメータである。そこで本研究では、公表されている時系列データを用いて、家計の医療サービス需要行動について実証分析を試みる。

医療サービス需要は、自身の自己負担価格のみでなく、薬剤等の保健医療関連財の価格にも影響されるであろうし、他の一般的な消費財の価格水準とも関連するかもしれない。医療サービス需要に関する実証研究では、医療サービスに補完的であるかもしれない財・サービスの価格水準が、十分考慮されてこなかった。複数の財の間における代替・補完可能性を考慮して、医療サービスの需要行動を分析するには、Deaton and Muellbauer (1980)により考案されたAlmost Ideal Demand System (AIDS)が有用である。

\*日本福祉大学経済学部助教授

Hunt-McCool et al. (1994)は、線形、対数線形、Deaton-Muellbauer型の需要関数をそれぞれ推定し、医療サービス需要の価格弾力性をもとめ比較検討している。彼らの推定結果によれば、線形需要関数での外来サービス需要の価格弾力性は0.17、対数線形では0.27、Deaton-Muellbauerでは0.40と大きく異なっている。この分析結果から、係数について制約の大きな需要関数と比較して、一般的な関数形をもちいて測定すると、需要の価格弾力性は大きくなる傾向を持つことがわかる。

わが国の家計を対象とした需要システムの代表的な実証研究としては、Slottje (1992)、Sasaki(1996)等がある。理論モデルから得られる需要関数は、調整過程が終了した定常状態を前提としている。しかし、実際に観察されるのは調整過程の途上にある非定常的な状態にある。したがって正確な推定を行うためには、調整過程を考慮した動的モデルによる分析を採用するのが適切である。Sasakiは動的調整を考慮してDeaton-Muellbauerの需要システムを推定しており方法的に優れた研究である。しかし、医療サービス需要に注目した研究でないため、医療サービス、市販医薬品や保健器具がすべて集計されて「医療」という種類の財にカテゴリー化されており、医療サービス需要の価格弾力性を知ることができない。また、年次データを使用しているため、サンプル・サイズが小さく、推定期間も63年から86年であるため70年代以前の非定常的なマクロ経済変数がデータセットに含まれており、推定結果に不安が残る。実際、「医療」の価格弾力性を1.96という適切と思われぬ大きな値に推定している。そこで本研究では、わが国のマクロ経済変数が定常化した70年代以降について家計の消費行動の四半期データを作成し、線形、対数線形ならびにDeaton-Muellbauer型の動的需要関数を推定している。

本研究で使用される推定モデルは、線形および対数線形需要関数の部分調整モデルと動的Deaton-Muellbauer型需要関数であり、それらは第2節で解説される。第3節で推定結果が報告される。第4節では、主要な分析結果と残された研究課題が要約されている。

## 2. 推定モデル

所得ならびに価格と医療サービス需要との関連を推定するには、関数型を特定化する必要がある。わが国の先行研究では、線形、対数線形、トランスログ型需要関数のいずれかが使用されてきた。価格弾力性の推定値は保険政策の評価にとって重要な意義を持っていることから、本研究では3種類全ての需要関数を推定する。また、本研究では家計調査の時系列データを利用している。しかし時系列データを用いた実証分析では、被説明変数と説明変数がともにトレンドを持っていることが多いため、経済学的に無意味な推定であっても、有意な係数が求められることが珍しくなく、その場合トレンドを除去する必要がある。また、経済モデルから得られるのは長期的な定常状態における因果関係であるが、実際に利用できるのは不均衡にある非定常データであることが多い。そこで本研究では、不均衡状態から均衡状態へ向かう調整過程を考慮した動的需要関数を推定する。

### (1) 部分調整モデルに基づく線形需要関数

(1) 式は、経済モデルから得られた長期的な定常状態にある需要関数を線形に特定化したものである。

$$M^* = a + \beta \frac{P_M}{P_C} + \gamma \frac{I}{P_C} + \delta T + u \quad (1)$$

ここで $M^*$ は定常状態にある均衡医療サービス需

要量、 $P_M$ は医療サービスの自己負担価格、 $P_C$ はその他の消費財価格、 $I$ は可処分所得、 $T$ はタイムトレンド、 $u$ は説明変数以外の要因によるショックを表すランダム項である。部分調整モデルを仮定すると、現実の医療サービス需要量の増加は1期前の需要量と今期の均衡需要量の乖離によって決定されることになる。

$$M - M_{-1} = \theta (M^* - M_{-1}) + \nu \quad (2)$$

ここで  $M$  は今期の実現した医療サービス需要量、 $M_{-1}$  は前期の実現医療サービス需要、 $\theta$  は調整パラメータ、 $\nu$  はランダム項である。(1)式と(2)式を組み合わせることで、推定式(3)を得る。

$$M = \theta a + \theta \beta \frac{P_M}{P_C} + \theta \gamma \frac{I}{P_C} + \theta \delta T + (1 - \theta) M_{-1} + e \quad (3)$$

ここで  $e$  は誤差項であり、 $\theta u + \nu$  である。推定に際しては  $u$  と  $\nu$  は相関していないと仮定する。需要関数を対数線形に特定化すると、(3)式は次のように書き換えられる。

$$\ln M = \theta a + \theta \beta \ln \left( \frac{P_M}{P_C} \right) + \theta \gamma \ln \left( \frac{I}{P_C} \right) + \theta \delta T + (1 - \theta) \ln M_{-1} + e \quad (4)$$

## (2) 動的Deaton-Muellbauer需要関数

70年代以降、財・サービス需要の実証研究の多くで、トランスログ需要方程式等のフレキシブルな関数形が多く使用されるようになった。本論文は、DeatonとMuellbauerにより提案されたAIDS (Almost Ideal Demand System: ほとんど理想的な需要システム) を使用して、わが国の医療サービス需要行動の分析を目的としている。DeatonとMuellbauerは、ある一定水準の効用  $U$  を所与の価格ベクトル  $\mathbf{P}$  のもとで、最少の金額で実現する支出関数  $E$  を(5)式のように定式化した。

$$\ln E(U, \mathbf{P}) = (1 - U) \ln [\Phi(\mathbf{P})] + U \ln [\Omega(\mathbf{P})] \quad (5)$$

ここで効用水準  $U$  は、最低限の生存水準に対応する0から、至福状態に対応する1までの値をとると想定する。そのため支出関数は最低生存費用  $\Phi$  と至福費用水準  $\Omega$  の線形1次関数となる。費用関数  $\Phi$  と  $\Omega$  にフレキシブルなトランスログ関数を応用する。

$$\ln \Phi(\mathbf{P}) = A_0 + \sum_i A_i \ln P_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j A_{ij} \ln P_i \ln P_j \quad (6)$$

$$\ln \Omega(\mathbf{P}) = \ln \Phi(\mathbf{P}) + B_0 \prod_i P_i^{B_i} \quad (7)$$

(5)式から(7)式を用いてAIDS支出関数を求めることができる。

$$\ln E(U, \mathbf{P}) = A_0 + \sum_i A_i \ln P_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j A_{ij} \ln P_i \ln P_j + UB_0 \prod_i P_i^{B_i} \quad (8)$$

シェファードの補題を用いて支出シェア方程式  $S$  を得ることができる<sup>#1</sup>。

$$\frac{\partial \ln E(U, \mathbf{P})}{\partial \ln P_i} = S_i = A_i + \sum_j A_{ij} \ln P_j + B_i UB_0 \prod_i P_i^{B_i} \quad (9)$$

効用最大化を目指す消費者の総消費額  $Y$  は支出  $E$  と等しいわけだから、(8)式と(9)式を組み合わせることでAIDSシェア方程式を求めることができる。

$$S_i = A_i + \sum_j A_{ij} \ln P_j + B_i \ln \left( \frac{Y}{\bar{P}} \right) \quad (10)$$

ただし、 $\bar{P}$  は平均物価水準であり、(11)式で定義される。

$$\ln \bar{P} = A_0 + \sum_i A_i \ln P_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j A_{ij} \ln P_j \quad (11)$$

Deaton-Muellbauerの動的需要システムは、1階の差分をとったシェア方程式体系として表される。

$$\Delta S_{it} = \sum_j A_{ij} \Delta \ln P_{jt} + B_i (\Delta \ln Y_t - \Delta \ln \bar{P}_t) + D_i + e_{it} \quad (12)$$

ここで  $\Delta$  は今期と前年同期の差分を意味している。また、変数  $S_{it}$  は財  $i$  が消費支出全体に占めるシェア、 $Y$  は家計の名目総消費支出、 $\bar{P}$  は平均物価

水準、 $P_j$ は財 $j$ の価格を、それぞれ表している。ここで推定される $A$ は各財価格の係数、 $B$ は実質消費支出の係数であり、 $D$ はタイムトレンドの係数、 $e$ は誤差項である。対数変換された平均物価水準の階差は、(11)式を直接使用すると多重共線性により推定が困難になるため、ここではストーン型の価格指数で近似する<sup>注2</sup>。

$$\Delta \ln P_t = \sum_{k=1}^n \frac{S_{kt} + S_{kt-4}}{2} \Delta \ln P_{kt} \quad (13)$$

経済理論からパラメータに3種類の制約条件が課せられる。まず支出シェアの合計は定義上1であるから、

$$\sum_i D_i = 0 \quad (14)$$

つぎに支出に対する価格の1次同次性から、

$$\sum_i A_{ij} = 0, \quad \sum_i B_i = 0 \quad (15)$$

最後に対称性を保証するため、

$$A_{ij} = A_{ji} \quad (16)$$

これらの制約条件の下でパラメータを推定する。

推定されたパラメータを使用して、各財の需要成長率の継時的変化 $R_i (= (\partial q_i / q_i) / \partial t)$ と所得弾力性 $E_i$ を求めることができる。

$$R_i = \frac{D_i}{S_i} \quad (17)$$

$$E_i = \frac{B_i + S_i}{S_i} \quad (18)$$

需要の自己価格弾力性 $\eta_i$ と交差弾力性 $\eta_{ij}$ は次式で求められる。

$$\eta_i = \frac{A_{ii} - B_i S_i - S_i}{S_i} \quad (19)$$

$$\eta_{ij} = \frac{A_{ij} - B_i S_j}{S_i} \quad (20)$$

所得補償を行い効用水準を一定に保ったスルツキーの代替係数 $k_{ij} = (P_i P_j / Y) / (\partial Q_i / \partial P_j)$ を計

算することも可能である。

$$k_{ii} = A_{ii} - S_i + S_i^2 \quad (21)$$

$$k_{ij} = A_{ij} + S_i S_j \quad (22)$$

このスルツキーの代替係数の行列が、負値半定符号であれば効用最大化の2階の条件が満たされる。後にみるように、本研究により推定された係数行列は2階の条件を満たしている。

ここでは、家計の消費支出を、「医療サービス」(財1)、「医薬品」(財2)、「保健器具」(財3)、「その他消費財」(財4)の4つに分類している。各財のシェアを合計すると定義上1になるため、4本のシェア方程式は独立ではない。そこで「その他消費財」を除いた3本の方程式を3段階最小2乗法により推定し、パラメータの推定値を得ている。また、推定に用いる3本の方程式に現れないパラメータは、制約条件から推定値を導出している。

本推定では、1971年から97年までの四半期時系列データを使用している。家計の消費支出金額については総務庁「家計調査」、各財の購入価格については総務庁「消費者物価指数」を使用した。各変数の記述統計は、表1にまとめられている。図1には、医療支出を医療サービス価格でデフレートした実質医療支出の年次成長率および医療サービスとその他財の相対価格の年次変化率がプロットされている。図1から明らかのように、医療サービスの需要と価格は逆の方向に動いている。すなわち両者の変化には負の相関の存在が見とれる。第3節では、部分調整線形需要関数ならびに動的AIDSの推定結果を報告し、価格弾力性等の諸指標を測定し、比較検討する。

図1 医療サービス需要と価格の変化

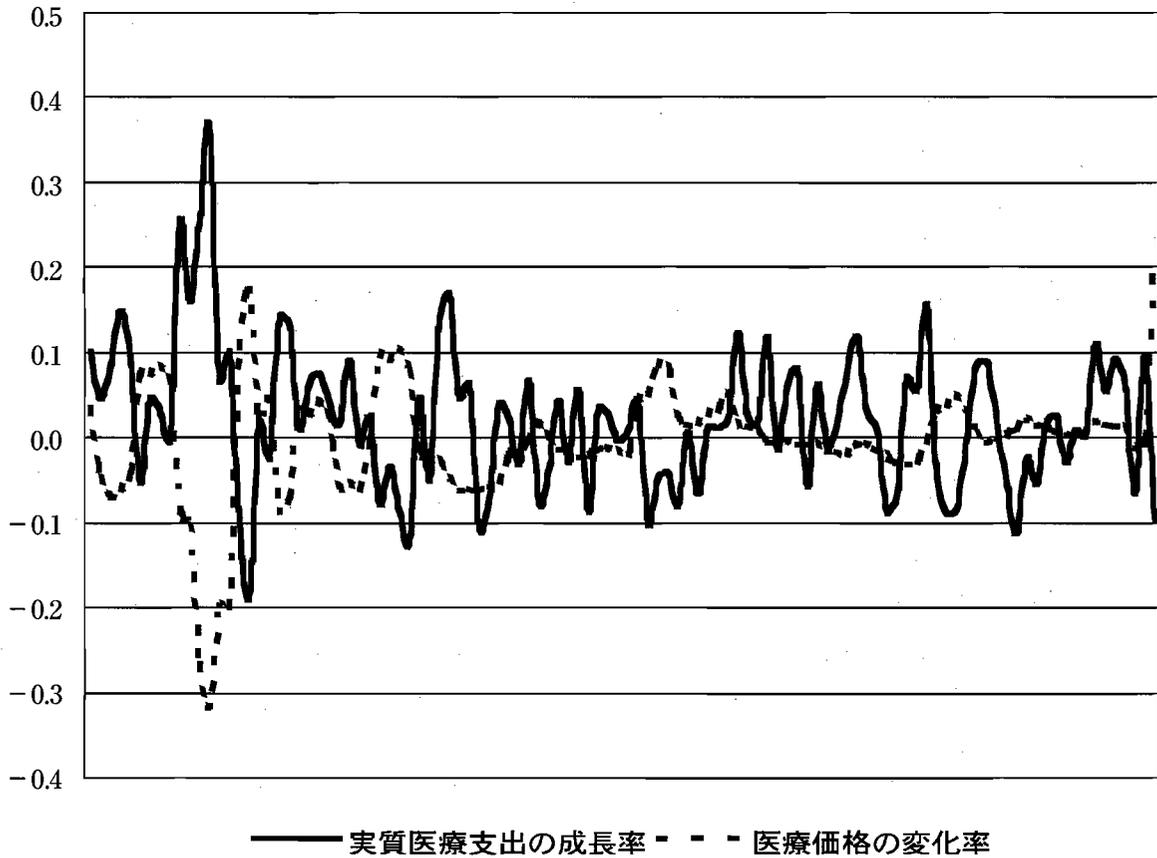


表1 記述統計

(単位：千円)

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値
総消費支出	247.188	78.840	78.755	360.539
医療サービス支出	3.975	1.235	1.436	6.780
医薬品支出	1.499	0.631	0.508	2.720
保健器具支出	1.274	0.632	0.216	2.441
その他消費財支出	240.440	76.441	76.595	350.307
医療サービス価格指数	0.778	0.190	0.397	1.268
医薬品価格指数	0.806	0.187	0.452	1.023
保健器具価格指数	0.892	0.191	0.418	1.089
その他消費財価格指数	0.784	0.206	0.336	1.031
医療サービス支出シェア	0.016	0.001	0.014	0.020
医薬品支出シェア	0.006	0.001	0.005	0.008
保健器具支出シェア	0.005	0.001	0.003	0.007
その他消費財支出シェア	0.973	0.002	0.966	0.977
1人当たり可処分所得	523.062	241.491	106.150	1032.897

### 3. 推定結果

線形ならびに対数線形の需要関数の推定結果が表2にまとめられている。トレンドについての係数を除いて有意な係数が得られている。また、医療サービスの相対価格ならびに可処分所得に関する係数は理論的に予想される適切な符号条件を満たしている。決定係数についても0.77あるいは0.79といった値をとっており、大きな説明力を示している。系列相関については、説明変数にサービス需要量のラグ変数を含みダービン・ワトソン比を使用できないため、ダービンのh統計量で検定している。線形および対数線形の両推定モデルにおいて、系列相関の帰無仮説は棄却されず、誤差項の自己相関を考慮する必要はない。以上、総合的にみて良好な推定結果が得られている。

(2)式で表現された線形モデルにおいて、平均値で評価された需要の価格弾力性  $\varepsilon$  ならびに所得弾力性  $\eta$  は、(23)式で求められる。

$$\varepsilon = \beta \frac{\bar{P}_M / \bar{P}_c}{M} \quad \eta = \gamma \frac{\bar{I} / \bar{P}_c}{M} \quad (23)$$

ここでオーバー・スコアは平均値を表している。推定パラメータを用いて各弾力性を求めると、価格弾力性は-0.53、所得弾力性は0.26になる。対

数線形モデルでは、価格ならびに所得弾力性は一定の値をとり、それぞれ  $\beta$  と  $\gamma$  になるため、価格弾力性は-0.59、所得弾力性は0.28と、線形モデルより若干大きく測定される。

つぎに動的AIDSの推定結果をみることにしよう。パラメータの推定結果は表3にまとめられている。実質総消費支出(効用水準)に関連するパラメータBは、理論が予測するとおり正の値をとっているが、統計的には有意でない。一方、価格関連のパラメータAでは、保健器具をのぞいて有意な推定結果を得ている。総合的にみて良好な推定結果が得られているといえよう。

各財需要の継時的変化は表4にまとめられている。ここでの推定結果から、保健器具が消費シェアに対して上昇的トレンドを持っていることがわかる。それに対して、医療サービスならびに薬剤には明確なトレンドが観察されない。また、医療に関連しない一般消費財のシェアは低下傾向にある。

効用水準が上昇するためには、総消費支出は増加しなければならないが、それだけでなく消費の構成も変化する必要がある。表5の推定結果によれば、総消費支出の1%の増加は、医療サービス需要を1.020%、医薬品の需要を1.016%、保健器具需要を1.066%、一般消費財需要を0.999%、それぞれ増加させる。ここでの推定結果は、消費水準が

表2 線形・対数線形需要関数の推定結果

(標本数：108)

	線形			対数線形		
	パラメータ	t 統計量	>p	パラメータ	t 統計量	>p
定数項	4.63632	7.04214	[.000]	-0.13067	0.53824	[.592]
医療の相対価格	-1.93392	-5.39449	[.000]	-0.41106	-4.99851	[.000]
可処分所得	0.00001	5.45035	[.000]	0.19490	5.57667	[.000]
トレンド	-0.00007	-0.03811	[.970]	-0.00006	-0.17416	[.862]
1期前の医療需要	0.27682	3.47756	[.001]	0.30661	3.98327	[.000]
R <sup>2</sup> / Durbin's-h	0.766569 / -0.617860		[.537]	0.793388 / -0.506984		[.612]

高まるほど総消費支出に占める医療サービス支出の割合が大きくなることを示しており、所得水準と医療サービス需要の関連について国際比較を試みたNewhouse (1977)等の分析結果と整合的である。

表6は平均値で評価した財需要の価格弾力性が導出されている。各財需要の自己価格弾力性は、それぞれ有意な負の値をとっている。医療サービスの価格弾力性は0.68、医薬品の価格弾力性は0.60という比較的大きな値が測定されている。この理由は、過去の研究の多くがクロスセクショ

ン・データを用いた短期非定常状態の推定であるのに対して、ここで用いた動的需要関数は調整の完了した長期定常状態における変数間の関係を推定しようとしているためであろう<sup>注3</sup>。

表7には3つの推定モデルで得られた需要の価格弾力性が比較されている。ただし、ここで注意すべきなのは、線形の需要関数とは異なって、AIDSにおいては効用を一定水準に保つべく価格が変化したときに所得保障がなされるとの想定のもとで、つまり所得効果を除いた価格弾力性が推定されていることである。したがって所得効果を

表3 AIDS需要関数の推定結果

(標本数: 108)

	パラメータ	標準誤差	t 統計量	>p
A11	0.00514	0.00130	3.946	[.000]
A12	0.00112	0.00050	2.243	[.025]
A13	-0.00010	0.00046	-0.207	[.836]
A22	0.00234	0.00096	2.438	[.015]
A23	-0.00042	0.00063	-0.658	[.510]
A33	0.00040	0.00080	0.497	[.619]
B1	0.00032	0.00095	0.341	[.733]
B2	0.00010	0.00033	0.295	[.768]
B3	0.00032	0.00032	1.005	[.315]
D1	0.00007	0.00010	0.705	[.481]
D2	0.00005	0.00003	1.356	[.175]
D3	0.00015	0.00003	4.352	[.000]

表4 需要成長率の継時的変化(AIDS)

	パラメータ	標準誤差	t 統計量	>p
医療サービス	0.00425	0.00602	0.705	[.481]
医薬品	0.00801	0.00591	1.356	[.175]
保健器具	0.03041	0.00699	4.352	[.000]
その他消費財	-0.00027	0.00011	-2.351	[.019]

表5 各財需要の総支出弾力性(AIDS)

	パラメータ	標準誤差	t 統計量	>p
医療サービス	1.01995	0.05851	17.432	[.000]
医薬品	1.01646	0.05574	18.236	[.000]
保健器具	1.06653	0.06619	16.114	[.000]
その他消費財	0.99924	0.00111	902.091	[.000]

表6 価格弾力性(AIDS)

	パラメータ	標準誤差	t 統計量	>p
医療サービス	-0.68466	0.08009	-8.549	[.000]
医薬品	-0.60401	0.16237	-3.720	[.000]
保健器具	-0.91796	0.16553	-5.546	[.000]
その他消費財	-1.00735	0.00221	-455.067	[.000]
医療サービス×医薬品	0.06899	0.03080	2.240	[.025]
医療サービス×保健器具	-0.00596	0.02832	-0.211	[.833]
医療サービス×その他消費財	-0.39831	0.10252	-3.885	[.000]
医薬品×医療サービス	0.18965	0.08484	2.236	[.025]
医薬品×保健器具	-0.07038	0.10676	-0.659	[.510]
医薬品×その他消費財	-0.53173	0.20400	-2.606	[.009]
保健器具×医療サービス	-0.02093	0.09594	-0.218	[.827]
保健器具×医薬品	-0.08691	0.13138	-0.662	[.508]
保健器具×その他消費財	-0.04073	0.22979	-0.177	[.859]
その他消費財×医療サービス	-0.00632	0.00149	-4.235	[.000]
その他消費財×医薬品	-0.00313	0.00115	-2.717	[.007]
その他消費財×保健器具	0.00012	0.00107	0.115	[.909]

含めた場合、価格弾力性の推定値は表7で報告されているより小さな値をとり、医療サービス需要は価格に対してより弾力的になる。線形モデルにおける価格弾力性(0.53)より対数線形(0.59)の方が、対数線形に比較して動的AIDS(0.68)の方が、より大きな弾力性を示している。この分析結果は係数について制約の大きな需要関数と比較して、一般的な関数形を用いて測定すると、需要の価格弾力性は大きくなる傾向を持つというHunt-McCool et al. (1994)の結論と整合的である。また需要の所得弾力性については、線形モデル(0.26)に比較して対数線形(0.28)の方が若干大きな数値を示している。

表7 医療サービス需要の価格弾力性  
所得弾力性のモデル間比較

	価格弾力性	所得弾力性
線形	-0.53	0.26
対数線形	-0.59	0.28
AIDS	-0.68	—

効用水準を一定に保つ条件の下での代替の弾力

性(スルツキーの代替係数)は表8にまとめられている。動的AIDSを用いた推定結果によれば、医療サービスと医薬品の消費量の間には、程度は大きくないものの補完性がある。一方、医療サービスと保健器具の消費量には関連が観察されない。また、保健器具の消費は医薬品の消費とも関連を持っておらず、他の一般消費財と代替性を持つのみである。

効用最大化の2階の条件はスルツキーの代替係数の行列が負値半定符号になることである。動的AIDSで求められた推定値を用いて計算すると、

$$|A_1| = -1.087E-02 < 0, |A_2| = 3.699E-05 \geq 0 \\ |A_3| = -1.608E-07 < 0, |A_4| = 2.729E-09 \geq 0$$

であり、負値定符号であることがわかる。したがって、動的AIDSの推定結果は2階の条件を満たしており、家計の効用最大化の実現を示している。

表8 スルツキーの代替係数(AIDS)

	パラメータ	標準誤差	t 統計量	>p
医療サービス	-0.01087	0.00130	-8.351	[.000]
医薬品	-0.00354	0.00096	-3.681	[.000]
保健器具	-0.00439	0.00080	-5.514	[.000]
その他消費財	-0.03415	0.00187	-18.297	[.000]
医療サービス×医薬品	0.00122	0.00050	2.435	[.015]
医療サービス×保健器具	-0.00002	0.00046	-0.037	[.970]
医療サービス×その他消費財	0.00967	0.00145	6.661	[.000]
医薬品×保健器具	-0.00039	0.00063	-0.613	[.540]
医薬品×その他消費財	0.00271	0.00112	2.412	[.016]
保健器具×その他消費財	0.00480	0.00104	4.625	[.000]

#### 4. おわりに

モラル・ハザードの程度、また自己負担率引き上げのような医療保険政策の影響を評価するに際して、需要の価格弾力性は、鍵になる指標である。本研究では、公表されている時系列データを用いて、家計の医療サービス需要行動について実証分析を試みた。医療サービス需要は、自身の価格のみでなく、保健医療関連財や他の一般的な消費財の価格水準と関連するから、複数の財の間における代替・補完可能性を考慮して、医療サービスの需要行動を分析する必要がある。そのために本研究では、線形および対数線形の需要関数に加えて、Deaton-Muellbauer型の需要関数を推定している。

被説明変数と説明変数がともにトレンドを持っていると、経済学的に無意味な推定であっても、有意な係数が求められることが多い。また、経済モデルから得られるのは長期的な定常状態における因果関係であるが、実際に利用できるのは不均衡にある非定常データであることが多い。そこで本研究では、タイムトレンドを除去し、不均衡状態から均衡状態へ向かう調整過程を考慮するために、動的需要関数を使用した。

米国における先行研究では、分析対象や推定モデルの相違から、0から3までの価格弾力性が観察されている。また、わが国を対象とした研究では0.3程度の価格弾力性値が測定されている<sup>註4</sup>。本研究での推定結果によれば、医療サービスの価格弾力性は線形需要関数で0.53、対数線形で0.59、動的AIDSで0.68という比較的大きな値をとっている。これについては2つの理由が考えられる。

- (1) 総体的に弾力性の測定値が大きいのは、過去の研究の多くがクロスセクション・データを用いた短期非定常状態の推定であるのに対して、動的需要関数は調整の完了した長期定常状態における変数間の関係を推定しているため、弾力性値が必然的に大きくなるためである。
- (2) 推定モデル間での推定弾力性の格差については、AIDSのような柔軟な関数型を用いた推定において需要の価格弾力性が（真実に近い）大きな値をとる傾向があるためである。

本研究の最大の問題点は、使用したデータの制約から勤労者家庭が中心で、年齢構成変化等の人口動態要因を十分に分析できていないことである。また医療サービス需要を取り扱っているにもかかわらず、健康状態等の医療成果についても全

く考慮されていない。それらの要因をモデルに取り込んだ実証分析については、他日を期したい。

## 謝辞

本論文は平成10年度「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」委員会報告書論文を大幅に書き換えたものである。南部鶴彦氏（学習院大学）、河合啓希氏（慶応義塾大学）、河村真氏（法政大学）、山田武氏（千葉商科大学）には、委員会において有益なコメントをいただいた。記して感謝の意を表したい。

## 注

- 1 シェファードの補題のオリジナルな証明は Shephard (1970)で与えられている。また、それは Varian (1992)でわかりやすく解説されている。
- 2 ストーン型物価指数については Stone (1954)で提案され、実証研究で広く使用されている。
- 3 ここでの推定結果が分析対象とした時期に左右されているか確かめるため、対象期間を変更して推定した。しかし弾力性の変化はみられず、安定した推定結果が得られている。また、所得階層ごとの消費データを10年分プールしたデータセットを用いて推定を試みたところ、良好な推定結果が得られなかった。情報量を増やすことでより良好な推定結果を得る試みは他日を期すことにしたい。
- 4 先行研究での医療サービス需要の価格弾力性については、中西(1995)にまとめられている。

## 参考文献

- 1) Arrow, K.J. (1963), "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care" *American Economic Review*, 53(5): 941-73.
- 2) Deaton, A. and J. Muellbauer (1980), "An Almost Ideal Demand System" *American Economic Review*, 70(3): 312-26.
- 3) Hunt-McCool, J., B.F. Kiker, and N.Y. Chu (1994), "Estimates of the Demand for Medical Care under Different Functional Forms" *Journal of Applied Econometrics*, 9(2): 201-18.
- 4) Newhouse, J.P. (1977), "Medical-Care Expenditure: A Cross-National Survey" *Journal of Human Resources*, 12(1): 115-25.
- 5) Pauly, M.V. (1968), "The Economics of Moral Hazard: Comment" *American Economic Review*, 58(3): 531-7.
- 6) Sasaki, K. (1996), "Consumer Demand in Japan: An Analysis Using the Deaton-Muellbauer System" *Japan and the World Economy*, 8(3): 335-51.
- 7) Shephard, R.W. (1970), *Theory of Cost and Production Functions*, Princeton University Press.
- 8) Slottje, D.J. (1992), "Is There a Conspicuous Consumption in Japan" *Japan and the World Economy*, 4(3): 333-42.
- 9) Stone, R. (1954), *The Measurement of Consumers' Expenditure and Behaviour in the United Kingdom, 1920-1938* vol. 1, Cambridge University Press.
- 10) Varian, H. (1992), *Microeconomic Analysis* 3rd ed., W.W. Norton.
- 11) 中西悟志 (1995), 「健康と医療需要の決定要

因], 鴫田忠彦編『日本の医療経済』, 東洋経済  
新報社.

### 著者連絡先

〒475-3295

愛知県知多郡美浜町奥田1-1

日本福祉大学経済学部 中西悟志

TEL.0569-87-2211 FAX.0569-87-1690

E-mail:satosh-n@pa2.so-net.ne.jp

# Consumer Behavior of Medical Care Demand

— Estimation of the Dynamic Demand Function —

**Satoshi Nakanishi, M.A.\***

It is important to estimate price elasticity of the medical service demand for evaluating the degree of moral hazard that is caused by health insurance. I estimate price and income elasticities from a linear, log-linear, and the almost ideal demand system (AIDS) model in an effort to show that special attention should be paid to the underlying assumptions of consumer behavior when estimating a medical demand function. In this paper, the previous literature on medical care utilization is extended by incorporating the adjustment process of medical care demand that is the transition from disequilibrium to steady state. The estimation of the dynamic models of medical care demand shows the possibility that the static and linear model underestimates price and income elasticities of the medical care demand.

**[key words]**

Medical care demand, Demand function, Almost Ideal Demand System, AIDS, Price elasticity, Income elasticity, Dynamic estimation model

---

\* Associate Professor, Faculty of Economics, Nihon Fukushi University

## 研究報告

# 医療機関の薬剤購入における価格弾力性の推定

南部鶴彦\*1

島田直樹\*2

基準薬価制度の下における薬価差の存在が、社会的な問題として指摘されて久しい。しかしこれまでのところ、薬価差の存在がどれだけの資源配分上過剰な需要をもたらすかについては、実証的な分析が存在しなかった。この研究では卸の薬剤納入データを利用することによって薬剤の薬価差に関する需要の価格弾力性を推定した。この結果、薬価差に関する弾力性は統計的に十分有意に計測され、かつその値は平均して1以上であることが明らかとなった。

キーワード：価格弾力性、薬価差、薬価基準、経口薬、注射薬

## 1. 薬剤需要関数推定の理論的枠組

### (1) 基本的な仮定

薬剤に対する医師（ないし医療機関）の需要が薬価差に依存することを以下では医師の行動モデルを特定化することによって明らかにする。その為に医師の行動について次のような仮定を置く。

- ① 医師は患者の真の代理人 (agent) である。すなわち患者の welfare をあたかも自らの welfare と考えて治療を行う。
- ② 医師は医療機関の経営に留意して行動し、収入の機会があればその収入は医師の welfare を高める。勿論医師のあるグループは経営に関心を持つ必要がない。この分析ではこのようなグル

ープの医師は対象外とするがモデルの基本的枠組には影響を与えることはない。

- ③ 医師が治療を行うときには、薬剤の投入が必要となる。薬剤の投入によって治療の効果はあるが、薬剤の効果には限度がありかつ副作用があるので薬剤による治療の限界的効果は減少する。

以上の仮定を次のような形で表現しよう。

まず医師が治療行為を行うことによって得る効用の水準を  $W$  とする。この  $W$  は患者に対して行う治療行為とその治療行為を行うことで獲得できる収入とに依存する。

医師は患者に治療を行いその症状が回復することによって満足を得る。したがって病状回復の効果を示す変数を導入しこれを  $X$  とすると、 $X$  は医師の効用を決定する1つの説明変数となる。 $X$  は2つの要因に依存する。1つは医師が行う医療のサービスそのものでこれの水準を  $L$  で表わす。他

\*1 学習院大学経済学部教授

\*2 慶應義塾大学医学部衛生学公衆衛生学教室専任講師

の1つは薬剤の投入でこれによって治療効果を向上させることができる。このとき薬剤の投入用をMとする。

医師の効用Wは治療効果Xとともに金銭的な収入となる薬価差にも依存している。いま基準薬価を $\bar{m}$ 、購入薬価をm、さらに薬剤の投入量をMとすると薬価差収入は $(\bar{m} - m)M$ である。

そこでWを次のように表わす。

$$W = W(X, (\bar{m} - m)M) \quad (1)$$

$$X = X(L, M) \quad (2)$$

$$\partial X / \partial L > 0, \partial^2 X / \partial L^2 < 0 \quad (3)$$

$$\partial X / \partial M > 0, \partial^2 X / \partial M^2 < 0 \quad (4)$$

(4)は薬剤の治療効果のあり方を決定する。薬剤の投入によって治療効果は上昇するが、その限界的な効果は次第に低下する。病状が回復するのは患者本人の自己回復力によるもので、薬の効果は限度があるし、薬を過度に与えれば副作用があるからである。そこで薬剤の効果は図-1のような形状をとる。

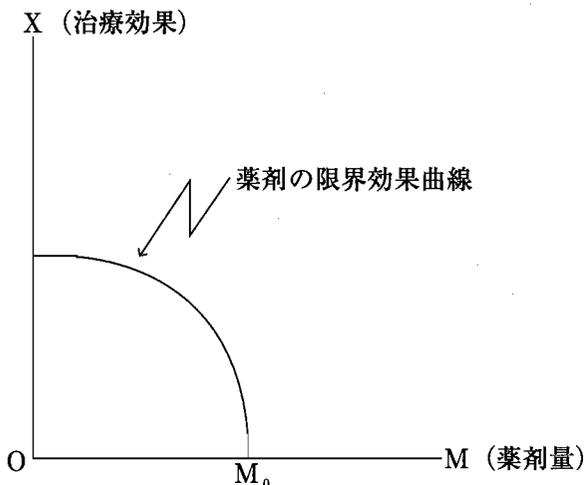


図-1

薬の投入を増加させるとやがて薬の限界効果は0となるが、そのときの限界投入量が $M_0$ である。

## (2) 最適な薬剤量の決定

医師は自らの効用が最大となるように行動すると仮定する。前節のモデルから、医師の効用は医療サービスの供給量Lと薬剤の投入量Mとによって決まるので、医師はLとMとを最適な水準に選んでその効用を最大とする。

(2)を所与としてWをLとMについて最大化すると次の式をうる。

$$\frac{\partial W}{\partial L} = W_X \frac{dX}{dL} = 0 \quad (5)$$

$$\frac{\partial W}{\partial M} = W_M \frac{dX}{dM} + W_\pi (\bar{m} - m) = 0 \quad (6)$$

$$\text{ただし } W_X = \partial W / \partial X \quad (7)$$

$$W_M = \partial W / \partial M \quad (8)$$

$$W_\pi = \partial W / \partial \pi, \pi = (\bar{m} - m)M \quad (9)$$

(5)式は医師がその提供するサービスの限界効果がゼロとなるまで治療を行うことを示している。

(6)式は次のように書き換えられる。

$$\frac{dX}{dM} + \frac{W_\pi}{W_X} \bar{m} = \frac{W_\pi}{W_X} m \quad (10)$$

(10)式の第1項は薬剤の限界効果である。第2項の $W_\pi / W_M$ は医師にとっての薬価差収入の限界効用と治療効果の改善がもたらす限界効用の比率である。したがって左辺は患者にとっての薬剤の限界治療効果 $dX/dM$ と、薬価基準 $\bar{m}$ がもたらす収入上の限界効果を、 $W_\pi / W_X$ でウエイトしたものの和となっている。一方右辺は薬剤を購入するときの限界単価をウエイトしたものであり、医師にとっての限界費用となっている。すなわち(10)式は医師の合理的な意思決定は薬剤を投入

することの限界効用とその限界費用とが一致するときに達成されることを示すものである。

薬剤の限界効果は既に図-1で示されているので(10)式を図示すると次の図-2のようになる。

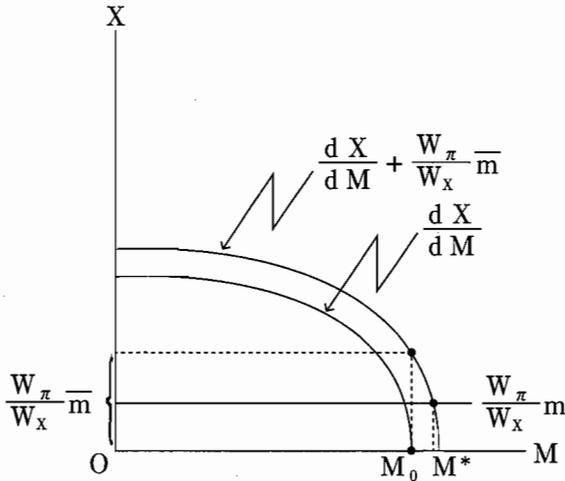


図-2

(3) 薬価差の存在による薬剤需要への影響

図-2で得られるM\*についてその特徴を分析してみよう。

- ①薬価差が効用に含まれるときの薬剤投入量M\*は、薬剤の限界効用が0となるM<sub>0</sub>の水準よりも大きい。これは図-2でm̄ > mであることからつねに成立する。
- ②薬剤の限界効果曲線はW<sub>π</sub>/W<sub>x</sub>m̄だけ右上方へシフトしているが、このシフト率は2つの要因に依存する。その1つはW<sub>π</sub>/W<sub>x</sub>の比率で医師が薬価差の限界効用を相対的に高く評価すればするほどシフト率は大きくなる。今1つは基準薬価m̄で、m̄が高いほどシフト率は大きくなる。
- ③購入価格mはその水準が低ければ低いほど、W<sub>π</sub>/W<sub>x</sub>mは下方へシフトするので、購入量M\*は増大する。

このようなM\*の特性から、薬剤への需要は次のような制度的要因に依存することが示されることになる。

まず第1に薬価差の存在することは薬剤への需要をM<sub>0</sub>と比べて過大とさせる。これは次のような比較を行えば明らかである。

もし薬価差がゼロとすると、医師の効用関数はXしか含まない。そこで医師の効用最大化は

$$W = W(X) \tag{11}$$

$$X = X(L, M) \tag{12}$$

においてLとMとを決定することである。このことからMについては

$$\partial W / \partial M = W_x \frac{dX}{dM} = 0 \tag{13}$$

となり、医師は薬剤の限界効果がゼロとなる点M<sub>0</sub>を選択する。したがってつねに

$$M^* > M_0$$

となる。

第2にM\*がM<sub>0</sub>を越える程度はW<sub>π</sub>/W<sub>x</sub>に依存するが、このW<sub>π</sub>/W<sub>x</sub>は医師あるいは医療機関の持つ1つのバイアスを示すものと考えられることができる。国立や公立の病院では医師は相対的に経営上の薬価差収益よりも治療効果の方を重視するのである。このときにはW<sub>π</sub>/W<sub>x</sub>は相対的に小さくなる。これに対して私立病院や診療所では経営上の安定を優先せざるをえないから薬価差の持つ重要性がより大きくなり、W<sub>π</sub>/W<sub>x</sub>は国公立よりも大きくなるであろう。もしこのようなことが全体的な傾向として成り立つなら、M\*とM<sub>0</sub>との乖離は私立病院や診療所の方が国公立病院よりも大きいと予想される。

第3にM<sub>0</sub>とM\*の差は薬の限界効果曲線の曲率に依存している。次の図-3と図-4を比較して

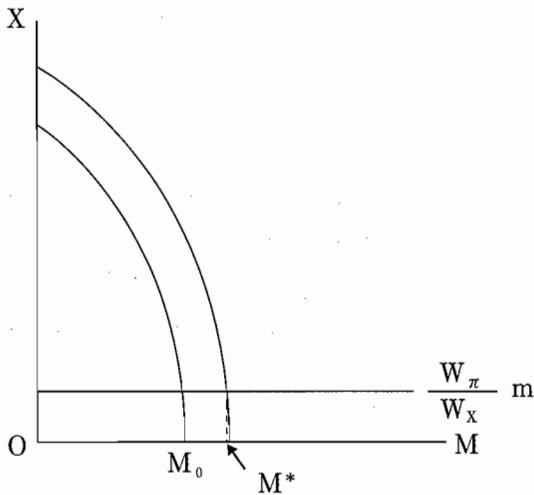


図-3

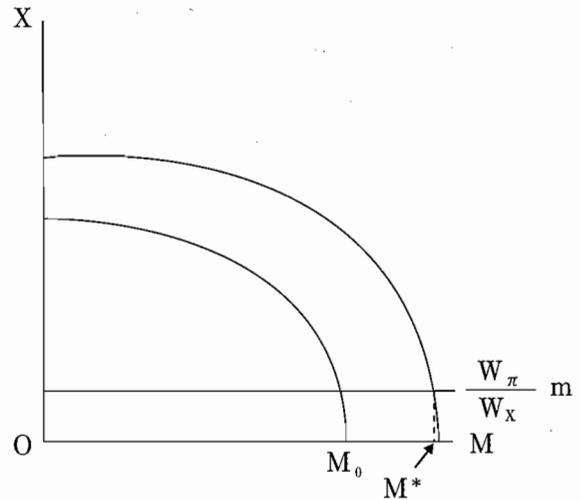


図-4

みよう。

図-3は薬剤の限界効果は投薬量が少なくても大きいが多量に投入すると副作用などでその効果が急激に低下するケースである。図-4は投入することによる効果はさほど大きくないが投入量を増やしてもその効果は緩慢にしか減退しないというケースである。図-3と図-4とを比べると、 $M_0$ に対して  $M^*$ の乖離の程度は薬剤の限界効果が緩慢にしか低下しない方が大きいことがわかる。

このことは薬が急性の疾病に使われるか、慢性の疾病に使われるかの差異に対応すると考えられる。急性のときには限界効果は大きいとその効果は急激に低下する。一方慢性のときにはそのようなことは起らないとすると、急性の疾病に使われる薬剤の方が慢性型の疾病の薬剤よりも  $M_0$ に対して過大な使用は少ないと予想される。

第4に医師が患者に薬を与えるときの薬の強さもここで分析した図によって説明することができるかもしれない。患者は外来と入院とに分けられるが、医師は外来の患者に対しては薬の服用の仕方について大まかな監視しかできない。患者は医師の注意を十分に聞かないかもしれないし、他の病院に転院してしまう確率も無視できないからで

ある。他方入院患者については医師は服用方法を管理できるのでその効果を考えて投薬をコントロール可能である。したがって医師が患者に薬を与えるとき外来患者に対しては慎重になり、その効果が急激だったり服用を誤ると重大な結果となるものは与えないであろう。つまり図-3と図-4で比較すると、外来患者に与えやすいのは図-4のタイプのもので図-3のタイプは少ないだろうと予測できる。もしこのようなタイプ分けができるとすればわれわれのモデルから、外来患者用の薬については  $M_0$ と  $M^*$ との乖離は大きくなり、入院患者向けの薬はその乖離が少ないということが予測される。

#### (4) 推定される需要関数

以下で詳しく説明されるように、われわれの需要データには医療機関が卸から購入する薬剤量を用いる。この薬剤購入量を被説明変数として次の形の対数線型の需要関数を採用する。

$$M = A (\bar{m} - m)^{-a} Z_1^{\beta_1} \cdot Z_2^{\beta_2} \cdots Z_n^{\beta_n}$$

ただしAは定数。

このような特定化をすると  $a$  は薬価差益に関する弾力性となり、次のような性質を持つ。

$$\frac{dM/M}{dk/k} = -a, \quad k = \bar{m} - m$$

kは薬価差益である。

さらにこの特定化を用いると、購入価格m自身に関する需要の価格弾力性を求めることができる。この弾力性を $\eta$ とすると

$$-\eta = \frac{dM/M}{dm/m} = a \frac{m}{\bar{m} - m} = a \frac{1}{1 - \bar{m}/m}$$

すなわち購入価格mに関する弾力性は薬価差に関する弾力性を薬価差益率の逆数  $\frac{m}{\bar{m} - m}$  だけインフレートしたものに等しい。

$Z_1$ から $Z_n$ までは価格以外の変数が需要量に与える効果を示すものである。前述したモデルからこのような変数として考えられるものとして

- ① 医師ないし医療機関が薬価差収益にどれほどのウェイトを置いているかを示す変数  
具体的には開設者が病院であるか診療所であるかを区分するダミー変数
- ② 薬が急性の疾患に使われるか慢性の疾患に使われるか  
具体的には患者が入院か外来かの区分
- ③ 薬の剤型が経口薬か注射かの区分
- ④ 医療機関が人口密集度の高い地域に立地しているか否かの区分

などがある。

(5) 卸を考慮したモデル

医師が現実に薬を購入するのは卸を通してである。このとき医師は卸に対して買手独占力を有していれば、購入価格の値引きを要求することができる。逆に卸は値引きをすることで医師の購入動機を強められるとすればそれに応ずるであろう。このような関係を考慮するとき、これまでのモデルがどのように拡張できるかをここで分析しよ

う。

医師の購入量と購入価格との間には、次の関係が成立する。

$$M = M(m), \quad dM/dm < 0 \tag{14}$$

あるいは(14)の逆関数を用いて  $m = m(M)$  は図-5のように表現できる。

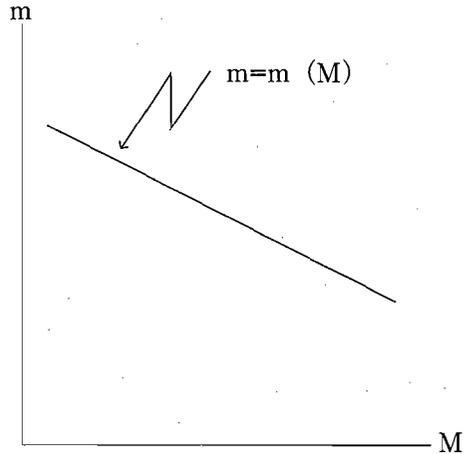


図-5

すると前述した(10)式は次のように書き換えねばならない。

$$\frac{dX}{dM} + \frac{W_\pi}{W_x} \bar{m} = \frac{W_\pi}{W_x} m \left(1 - \frac{1}{\eta}\right) \tag{15}$$

ただし $\eta$ は需要の価格弾力性である。

これを図示したのが次の図-6である。

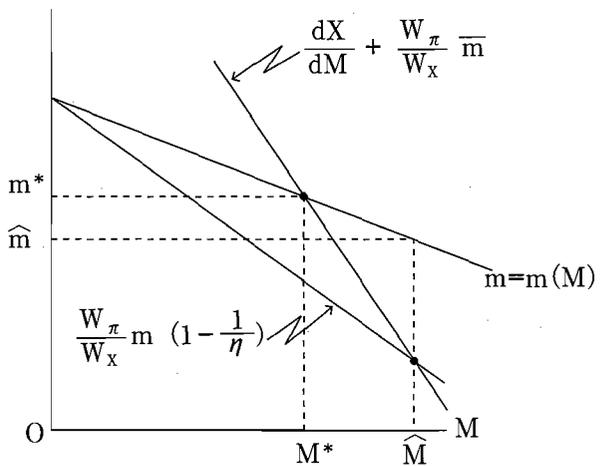


図-6

図から明らかなように医師が買手独占力を行使できればその購入価格は $\widehat{m}$ となり、それは独占力がない $M^*$ で購入するときの $m^*$ よりも低くなる。そして購入量は $M^*$ よりも大きい $\widehat{M}$ となる。

$$\widehat{m} < m^*, \widehat{M} > M^*$$

しかしながらこのような $\widehat{M}$ と $M^*$ との乖離は実際にはそれほど大きくはならないであろう。なぜなら薬には有効期限があって薬を買いだめしておくことには限度があるし、 $M^*$ 以上に買った薬を転売することもできないからである。さらに卸が医師に対して値引きする目的は購入する動機を与え販売を確実にすることであるとすれば $M^*$ は $\widehat{M}$ の近傍にあると考えてよい。すなわち医師にとっては価格を引き下げさせることが主目的であるから実際の購入量は $M^*$ を大きく超えることはないであろう。すると $\widehat{m}$ に対して $M^*$ を購入量と見なせるので卸のオファーする $m$ の水準に応じて薬剤需要は $dX/dM + W_\pi/W_x \widehat{m}$ 線上をシフトしてゆくものと見なせる。この結果前節で導入した需要関数を推定すればよいことになる。

(6) 市場均衡と厚生分析

上述の(10)式はある1つの医療機関における薬剤需要量を決定するものである。次にこれを集計することによって市場全体の需要量を求めることができる。(10)式における $W_\pi/W_x$ は医師の効用を表わすが、この値は医師ごとにそれぞれ異なっている。しかし平均的な $W_\pi/W_x$ の値を考慮することができる(ないしはいくつかのグループごとにこの値の平均値を考慮とすれば)、個別の医師の需要関数を集計して市場需要関数を求めることができる。

そこで、平均を次のように表す。

$$\sum_{i=1}^H \frac{W_\pi^i / W_x^i}{H} = h \tag{16}$$

すると、基準薬価 $P_r$ と取引価格 $P_T$ について

$$P_r = h \cdot \widehat{m} \tag{17}$$

$$P_T = h \cdot m_i \tag{18}$$

が定義できる。

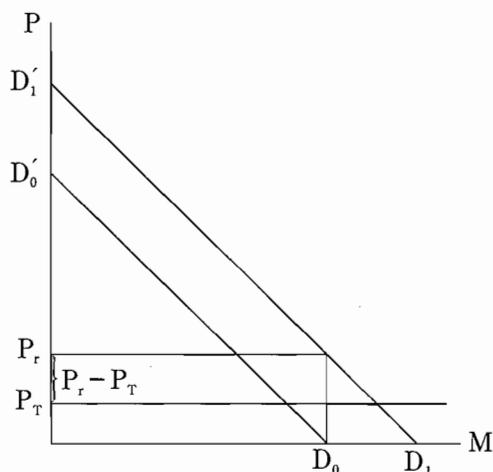


図-7

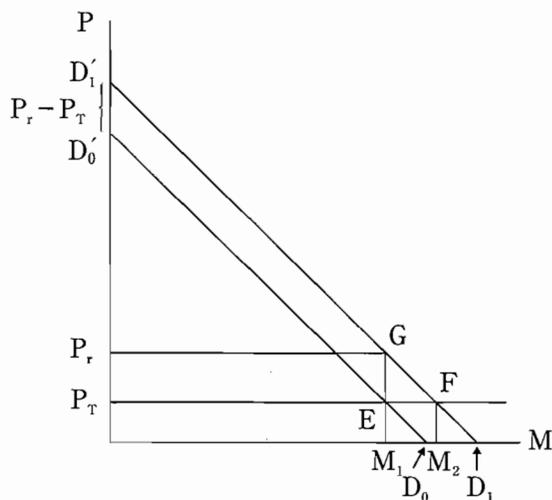


図-8

図-7で $D_0, D_0'$ は薬価差が存在しないときの需要曲線、 $D_1, D_1'$ は薬価差があるときの需要曲線である。

次にこのような市場需要関数に基づいて、経済的厚生分析を行う。

まず第1に、取引価格 $P_T$ は市場での供給曲線とみなせるので、資源配分上効率的な生産水準はこの供給曲線と需要曲線 $D_0, D'_0$ との交点 $M_1$ になる。このときには社会的総余剰は $D_0EP_T$ である。

しかし薬価差の存在によって $D_0, D'_0$ は上方へシフトして $D_1, D'_1$ となる。このときの市場均衡点は $M_1$ から $M_2$ へシフトしている。この状況では社会的総余剰は $P_TFD'_1$ である。消費者余剰の大きさは $P_TED_0$ で変りはないが、薬価差の存在する分 $D_0, EGD'_1$ だけ医師に支払いがなされ余剰は増加する。ところが生産は $M_1$ から $M_2$ まで増大しており、 $M_2M_1$ だけ薬剤の生産は過大となっている。

この結果三角形EFGは患者にも医師にも帰属しない過大な資源配分の大きさを示している。これは次のように計算できる。

$$\begin{aligned}\Delta EFG &= \frac{1}{2} EG \cdot EF \\ &= \frac{1}{2} (P_r - P_T) EF\end{aligned}\quad (19)$$

一方点Gのまわりの価格弾力性 $\theta$ は次のように定義される。

$$-\theta = \frac{\Delta M/M_1}{\Delta P/P_r} = \frac{\Delta M}{P_r - P_T} \cdot \frac{P_r}{M_1}\quad (20)$$

$$\begin{aligned}\Delta M &= EF \\ \Delta P &= P_r - P_T\end{aligned}$$

これから

$$\Delta M = (-\theta) \frac{P_r - P_T}{P_r} M_1\quad (21)$$

よってEFGの大きさは

$$\begin{aligned}\Delta EFG &= \frac{1}{2} (-\theta) \frac{P_r - P_T}{P_r} \\ &\quad \cdot (P_r - P_T) M_1\end{aligned}\quad (22)$$

したがって資源配分上の非効率の大きさは次のように表現できる。

$$\begin{aligned}\Delta EFG &= \frac{1}{2} \times (\text{価格弾力性}) \times \text{薬価差率} \times \text{薬価差収益} \\ \frac{P_r - P_T}{P_r} &= \text{薬価差率} \\ (P_r - P_T) M_1 &= \text{薬価差収益}\end{aligned}\quad (23)$$

このことから以下の実証分析で価格弾力性が求められれば、薬価差の存在がもたらす非効率もまた、数量的に計算ができる。

## 2. 薬剤需要関数の推定

### (1) 分析に用いられるデータ

薬剤の需要関数は、医療機関が卸から購入するときの価格及びそのときの数量が分かれば直接推定が可能となる。われわれは首都圏で営業を行っている某大手製薬卸企業の昭和59年と昭和61年の7月、および平成8年から平成10年の10月の取引データを用いて、各医療機関別の薬剤別購入量とそれに対応した実際の取引価格を算出し、薬剤別薬剤需要関数を測定した。卸から入手したデータベースは、1取引が1レコードとして記録されており、1取引当りの薬剤の取引量は包装数、取引金額は1包装当りの単価と包装数と単価を掛け合わせた合計金額で記録されているため、最初に、各薬剤別に医療機関ごとの薬剤購入量の合計(包装数の合計)と取引金額の合計を算出した。次に、この医療機関ごとの合計包装数に1包装当りの薬剤の単位数を掛け合わせた医療機関ごとの総取引単位数を算出し、さらにこの総取引単位数で取引金

額の合計を除することにより1単位当りの取引価格、つまり当該薬剤の各医療機関における購入価格とした。また、単品ごとに値引を起こすのではなく、1ヵ月に納入した金額に対して値引をまとめて行うグロス値引が存在する場合は、同様に各薬剤別に医療機関ごとのグロス値引の合計金額を算出し、取引金額の合計額からあらかじめ減じておき、その値を総取引単位数で除することにより、1単位当りの取引価格とした。なお、同一銘柄の薬剤で複数の剤型や規格単位(組成)が存在する場合は、最も取引量が多い剤型もしくは規格単位について分析を行った。

最初に、昭和59年と昭和61年のデータベースをもとにして、薬剤を経口薬と注射薬に分類し、経口薬に関しては昭和59年7月と昭和61年7月の双方における取引量が100位以内に入っている23銘

柄、注射薬に関しては同じく昭和59年7月と昭和61年7月の双方における取引量が100位以内に入っている18銘柄について、需要関数の測定を行った。

次に、平成8年から平成10年のデータベースをもとにして、薬剤を同様に経口薬と注射薬に分類し、経口薬に関しては平成8年から平成10年における取引量上位10銘柄のうちエンシュア・リキッドを除く9銘柄、注射薬については同じく平成8年から平成10年における取引量上位10銘柄のうちキシロカインとヒューマリンNを除く8銘柄を取り上げ、需要関数の測定を行った。

昭和59年と昭和61年の取引量上位銘柄の薬価差弾力性と、平成8年から平成10年の取引量上位銘柄の薬価差弾力性を比較することにより、医療機関の主要薬剤に対する購入行動に関して、薬価差

表1 昭和59年および昭和61年取引量上位銘柄(経口薬)

商品名	薬効群	主な適応
ミケラン*	$\beta$ 遮断薬	心臓神経症、不整脈等
ベルジピン*	Ca拮抗薬	慢性脳循環障害、本態性高血圧
パセトシン*	抗生物質	敗血症、細菌性心内膜炎等
ダーゼン*	酵素製剤	術後及び外傷後の腫脹の寛解等
エラスチーム*	高脂血症用薬	高脂血症
リーゼ*	抗不安薬	心身症における身体症候等
ナウゼリン*	健胃・消化薬	慢性胃炎、胃下垂症等
ミノマイシン*	抗生物質	敗血症、菌血症等
メプチン*	気管支拡張薬	気管支喘息、気管支炎等
プレドニゾン*	副腎皮質ホルモン製剤	急性副腎皮質機能不全等
ピソルボン	去痰薬	急性・慢性気管支炎における去痰等
アダラート	Ca拮抗薬	本態性高血圧症等
メチコバル	ビタミン製剤	末梢性神経障害等
ヘルベッサ	Ca拮抗薬	狭心症、異型狭心症等
アリナミンF	ビタミン製剤	ビタミンB <sub>1</sub> 欠乏症の予防および治療等
ベングロブ	抗生物質	扁桃炎、咽喉頭炎等
オイグルコン	糖尿病薬	インスリン非依存型糖尿病
ベルサンチン	抗狭心症薬	狭心症、心筋梗塞等
メリスロン	抗めまい薬	メニエル病、メニエル症候群等
カラン	脳代謝賦活薬	慢性脳循環障害による諸症状の改善
スルガム	解熱・鎮痛・抗炎症薬	慢性関節リウマチの消炎・鎮痛等
ニトロール	抗狭心症薬	狭心症、心筋梗塞等
フランドル	抗狭心症薬	狭心症、心筋梗塞等

注：\*はAppendixにおいて平成8年～平成10年時点についても解析を行った薬剤

表2 昭和59年および昭和61年取引量上位銘柄(注射薬)

商品名	薬効群	主な適応
大塚糖液	輸液・栄養・電解質製剤	脱水症状時の水補給等
大塚糖液インター	輸液・栄養・電解質製剤	脱水症状時の水補給等
KN補液	輸液・栄養・電解質製剤	水分・電解質の補給・維持
プラスアミノ	輸液・栄養・電解質製剤	低蛋白血症のアミノ酸補給等
ポタコールR	輸液・栄養・電解質製剤	細胞外液の補給・補正
メイロン	中毒治療薬	薬物中毒の際の排泄促進
ラクテック	輸液・栄養・電解質製剤	細胞外液の補給・補正
ラクテックG	輸液・栄養・電解質製剤	細胞外液の補給・補正
プロスタンディン*	ホルモン製剤	慢性動脈閉塞症における四肢潰瘍等
マイトマイシンS*	抗癌剤	悪性リンパ性白血病等
ノボレンテ	糖尿病薬	インスリン療法が適応となる糖尿病
ソリタT	輸液・栄養・電解質製剤	細胞外液の補給・補正
ミノマイシン*	抗生物質	敗血症、菌血症等
パンスポリン*	抗生物質	敗血症、術後創・火傷後感染等
ピシパニール*	抗癌剤	胃癌、原発性肺癌等
強力ネオミノファーゲン*	抗アレルギー薬	慢性肝疾患等
プリンベラン*	健胃薬	胃炎、十二指腸潰瘍等
ホスミシンS*	抗生物質	敗血症、気管支炎等

注：\*はAppendixにおいて平成8年～平成10年時点についても解析を行った薬剤

表3 平成8年から平成10年取引量上位銘柄(経口薬)

商品名	薬効群	主な適応
アダラートL	Ca拮抗薬	本態性高血圧症、腎性高血圧症等
ガスター	消化性潰瘍治療薬	胃潰瘍、十二指腸潰瘍等
ダーゼン	酵素製剤	術後及び外傷後の腫脹の寛解等
テオドール	気管支拡張薬	気管支喘息、喘息性気管支炎等
デバス	抗不安薬	神経症による不安・緊張等
ハルシオン	催眠・鎮静薬	不眠症、麻酔前投与
ベイスン	糖尿病用薬	糖尿病の食後過血糖の改善
ムコスタ	消化性潰瘍治療薬	胃潰瘍、急性胃炎等
メチコパール	ビタミン製剤	末梢性神経障害等

表4 平成8年から平成10年取引量上位銘柄(注射薬)

商品名	薬効群	主な適応
エボジン	造血と血液凝固関係製剤	透析施行中の腎性貧血等
強力ネオミノファーゲン	抗アレルギー薬	慢性肝疾患等
セファメジン	抗生物質	敗血症、亜急性細菌性心内膜炎等
ソルコーテフ	コルチゾン	急性副腎皮質機能不全、リウマチ熱等
パンスポリン	抗生物質	敗血症、術後創・火傷後感染等
プスコパン	自律神経系作用薬	胃・十二指腸潰瘍における痙攣等
ペンフィル30RN	糖尿病用薬	インスリン療法が適応となる糖尿病
ペンフィルN	糖尿病用薬	インスリン療法が適応となる糖尿病

益が比較的大きい時期と薬価差益が比較的小さい時期で、変化が生じているどうかを検討した。なお、分析に用いた薬剤の銘柄、薬効群および主な適応は、表1(昭和59年および昭和61年取引量上位銘柄：経口薬)、表2(昭和59年および昭和61年取引量上位銘柄：注射薬)、表3(平成8年から平成10年取引量上位銘柄：経口薬)、および表4(平成8年から平成10年取引量上位銘柄：注射薬)の通りである。

薬剤需要関数の測定は、薬剤の取引価格もしくは薬価差に最も敏感に反応すると考えられる民間の診療所(有床診療所を含む)および私立病院(医療法人もしくは個人)を対象として行った。さらに、近年、院外処方大きなウエイトを占めつつあることを考慮して、平成8年から平成10年

における取引量上位銘柄については、調剤薬局の薬剤需要関数も算出した。

推定される需要関数は次のように特定化した。

$$\ln X = \alpha + \beta \ln (P_r - P) + \sum \gamma_i D_i \quad (\alpha = \text{定数項})$$

X：薬剂量

$P_r - P$ ：薬価差  $P_r$  = 基準薬価  $P$  = 取引価格

$D_i$ ：ダミー変数

推定は両対数型で行われているので、 $\beta$ は薬価差( $P_r - P$ )に関する需要の弾力性を示している。さらにこの推定値を用いて購入価格Pについての弾力性も計算できる。複数年次にわたるデータをプールしているので、年度に関するダミー-year  $i$ が変数として加えられている。

さらに病院を対象とした分析では各医療機関ごとの特性を補正するために病床数によってこれを

表5 薬剤別薬価差益率(%) (経口薬)：昭和59年および昭和61年取引量上位銘柄

	診療所		私立病院	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
ミケラン	20.02%	6.26%	20.28%	5.85%
ペルジピン	15.93%	4.57%	17.31%	4.91%
パセトシン	29.90%	20.96%	32.79%	20.13%
ダーゼン	16.87%	5.63%	20.38%	5.40%
エラスチーム	13.45%	4.02%	15.07%	3.40%
リーゼ	17.90%	5.90%	17.71%	5.70%
ナウゼリン	17.44%	3.84%	17.85%	4.05%
ミノマイシン	23.86%	8.86%	23.18%	9.46%
メプチン	18.89%	5.29%	19.51%	5.47%
プレドニゾロン	11.09%	10.59%	10.77%	9.04%
ビソルボン	13.11%	4.45%	14.97%	5.54%
アダラート	17.56%	9.39%	21.71%	7.94%
メチコバル	21.15%	8.29%	23.68%	7.45%
ヘルベッサ	16.35%	5.60%	17.25%	5.81%
アリナミンF	7.23%	2.77%	8.60%	3.46%
ペングロブ	46.76%	8.68%	43.16%	10.93%
オイグルコン	12.88%	5.00%	14.94%	6.90%
ベルサンチン	16.66%	6.17%	20.35%	6.27%
メリスロン	12.98%	6.86%	16.78%	7.08%
カラン	19.85%	4.96%	22.24%	4.52%
スルガム	17.00%	4.78%	19.03%	6.65%
ニトロール	4.43%	3.71%	7.42%	5.50%
フランドル	13.21%	5.04%	15.56%	6.28%
全体	17.60%	10.99%	18.50%	8.76%

3群に分けた(20~99床、100~199床および200床以上)。そこで最小の病床数グループを基準としたダミー変数Hospitalが加えられている。

また調剤薬局を対象とした分析では、処方元の医療機関の特性を補正するため、処方元を4グループ(大病院、中病院、小病院および診療所)に分類して、ダミー変数で処理した。

## (2) 経口薬に関する分析結果

### ①薬価差益率

表5に昭和59年と昭和61年の取引量上位23銘柄の薬価差益率(差益率:(基準薬価-取引価格)÷基準薬価)が示されている。薬価差益率は、診療所では約4%から約47%の範囲、私立病院では約7%から約43%の範囲にあり、診療所および私立病院ともに、ほぼ同じ大きさを示していた。

表6は平成8年から平成10年の取引量上位9銘柄の(平成8年から平成10年時点の)薬価差益率である。薬価差益率は、診療所では約8%から約14%の範囲、私立病院では約12%から約17%の範囲にあり、診療所に比べて、私立病院の方が薬価差益率が大きい傾向が見られた。調剤薬局での薬価差益率は、約6%から約11%の範囲にあり、診療所や私立病院に比べ低い傾向が見られた。

昭和59年と昭和61年の取引上位銘柄全体の平均

薬価差益率は、診療所が約18%、私立病院が約19%である。この値は当時の薬価差益率の常識と比べると低めともいえる。しかしこれは昭和59年にマイナス16.6%というかつてない薬価切り下げがあり、これに対応してメーカー・卸が薬価の下げ幅が減少させていた時期にあたるという解釈が可能であろう。平成8年から平成10年の取引量上位銘柄全体の平均薬価差益率は、診療所が約11%、私立病院が約14%であり、薬価差益率に減少傾向が見られた。

### ②薬価差弾力性

昭和59年と昭和61年の取引量上位23銘柄について、診療所および私立病院での薬価差弾力性を測定した結果が表7-1と表7-2である。

診療所での薬価差弾力性の値は、パセトシンを除くすべての銘柄で統計的に有意であった。統計的に有意であった22銘柄について見てみると、薬価差弾力性は0.74から2.59の範囲にあり、薬価差弾力性が1を超えた銘柄は、22銘柄中14銘柄であった。私立病院での薬価差弾力性の値は、パセトシンとナウゼリンを除く21銘柄で統計的に有意であった。統計的に有意であった21銘柄について見てみると、薬価差弾力性は0.50から2.12の範囲にあり、薬価差弾力性が1を超えた銘柄は、21銘柄中14銘柄であった。

表6 薬剤別薬価差益率(%) (経口薬) : 平成8年から平成10年取引量上位銘柄

	診療所		私立病院		調剤薬局	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
アダラートL	13.17%	4.42%	15.83%	5.42%	10.75%	4.07%
ガスター	13.45%	4.83%	15.76%	5.02%	10.29%	3.55%
ダーゼン	11.61%	3.89%	13.85%	6.36%	9.59%	3.02%
テオドール	8.91%	4.51%	11.62%	5.34%	6.71%	3.55%
デパス	8.87%	4.70%	12.01%	5.72%	7.66%	24.96%
ハルシオン	8.36%	4.67%	12.43%	5.40%	6.15%	4.05%
ベイスン	11.72%	3.68%	13.66%	4.40%	9.68%	2.71%
ムコスタ	14.31%	6.48%	16.64%	5.62%	9.19%	5.39%
メチコパール	11.71%	5.90%	14.91%	5.53%	8.73%	4.45%
合計	10.99%	5.23%	13.91%	5.72%	8.88%	10.70%

平成8年から平成10年の取引量上位9銘柄について診療所、私立病院および調剤薬局における薬価差弾力性を測定した結果は表8-1から表8-3に示されている。診療所、私立病院および調剤薬局ともにすべての薬剤において、薬価差弾力性の値が統計的に有意であった。

診療所では、薬価差弾力性は0.86から2.15の範囲にあり、デパス以外のすべての銘柄で薬価差弾力性が1を超えていた。私立病院では、薬価差弾力性は0.88から1.97の範囲にあり、診療所同様デパス以外のすべての銘柄で薬価差弾力性が1を超えていた。調剤薬局では、薬価差弾力性は1.06か

表7-1 薬剤別薬価差弾力性(経口薬)：昭和59年および昭和61年取引量上位銘柄(診療所)

薬剤	説明変数*			自由度修正 済み決定係数	ダービン・ ワトソン比	サンプル数
	定数項	ln(P <sub>t</sub> -P)	dYEAR <sup>a</sup>			
ミケラン	4.35	0.964	0.217	0.18	1.81	512
	18.47	10.53	2.62			
ベルジピン	2.36	2.59	-0.20	0.37	1.64	932
	10.55	23.06	-2.94			
パセトシン	7.58	0.01	-0.40	0.02	1.79	474
	25.22	-0.11	-2.61			
ダーゼン	5.43	0.89	0.11	0.16	1.8	322
	22.11	7.52	0.94			
エラスチーム	4.52	1.57	0.33	0.40	1.77	807
	39.79	22.87	6.17			
リーゼ	6.72	0.74	0.32	0.16	1.62	813
	91.62	12.38	5.85			
ナウゼリン	2.79	2.12	0.07	0.18	1.35	599
	6.92	11.39	-0.92			
ミノマイシン	1.77	0.99	0.18	0.14	1.81	311
	3.42	6.98	1.77			
メブチン	3.91	0.90	-0.13	0.16	1.56	419
	15.12	9.00	-1.90			
プレドニゾロン	6.18	1.09	0.06	0.30	1.50	381
	82.30	12.69	0.70			
ビソルボン	6.90	1.01	0.07	0.27	1.23	428
	141.26	12.36	-1.14			
アダラート	4.31	1.07	0.40	0.50	1.68	433
	33.96	20.66	5.15			
メチコバル	18.70	1.44	-0.26	0.38	1.73	520
	18.70	17.67	-3.07			
ヘルベッサー	4.50	1.98	0.44	0.55	1.45	810
	42.53	31.06	7.46			
アリナミンF	8.21	0.90	-0.11	0.16	1.49	755
	129.95	12.03	-1.93			
ベングローブ	3.12	0.98	0.41	0.08	1.77	610
	5.64	6.97	4.34			
オイグルコン	4.89	1.08	0.05	0.25	1.49	604
	46.11	13.98	0.77			
ベルサンチン	5.96	1.13	0.34	0.27	1.56	303
	36.25	10.47	2.92			
メリスロン	5.81	1.26	0.43	0.47	1.06	394
	81.29	18.55	5.52			
カラン	5.81	0.66	-0.13	0.08	1.72	659
	30.49	7.32	-2.40			
スルガム	3.78	1.91	0.61	0.55	1.98	499
	26.27	23.99	8.81			
ニトロール	7.22	1.42	0.05	0.76	1.76	460
	130.16	37.74	0.98			
フランドル	3.87	1.35	0.45	0.35	1.81	211
	16.14	10.60	3.25			

注1：\*は各薬剤の上段が回帰係数、下段がt値を示す。

2：a年度ダミー：取引年が昭和61年の時、1を代入。

ら2.43の範囲にあり、すべての銘柄で薬価差弾力性が1を超えていた。全体的に、診療所や病院に比べ、調剤薬局において薬価差弾力性の値が高く出る傾向が見られた。

昭和59年と昭和61年の取引量上位23銘柄の薬価差弾力性と、平成8年から平成10年の取引量上位

9銘柄の薬価差弾力性を比べると、前者に比べ後者の方が薬価差弾力性が1を超える銘柄の割合が多く、値も大きい傾向が見られた。

表7-2 薬剤別薬価差弾力性(経口薬) 昭和59年および昭和61年取引量上位銘柄

薬剤	説明変数*					自由度修正 済み決定係数	ダービン・ ワトソン比	サンプル数
	定数項	ln(P <sub>r</sub> -P)	dmiddle <sup>a</sup>	dlarge <sup>b</sup>	dYEAR <sup>c</sup>			
ミケラン	5.67	0.64	0.13	0.20	0.01	0.04	2.06	227
	9.05	2.63	0.72	1.03	0.07			
ベルジピン	5.12	1.43	0.30	0.39	-0.23	0.13	1.73	214
	8.56	4.87	1.80	1.95	-1.40			
パセトシン	8.10	-0.33	1.43	1.27	-0.22	0.13	1.77	41
	5.71	-0.77	2.07	1.49	-0.32			
ダーゼン	4.22	1.63	0.05	0.63	0.58	0.23	2.25	88
	4.92	4.24	0.22	2.18	2.05			
エラスチーム	4.45	1.66	-0.107	0.32	0.57	0.19	2.17	116
	6.63	4.35	-0.43	1.28	2.69			
リーゼ	7.01	0.70	-0.01	0.28	0.10	0.08	2.01	113
	21.24	2.66	-0.04	1.35	0.54			
ナウゼリン	6.44	0.60	-0.22	0.18	0.05	0.03	1.36	133
	8.13	1.59	-0.86	0.60	0.21			
ミノマイシン	3.70	0.50	-0.09	0.40	0.06	0.10	1.89	95
	5.14	2.61	-0.49	1.64	0.34			
メブチン	4.14	0.93	0.34	0.57	-0.12	0.16	1.71	197
	7.90	4.56	2.60	3.56	-1.04			
ブレドニゾン	5.98	0.73	0.46	-0.39	0.21	0.18	1.58	51
	26.49	2.62	1.60	-0.41	0.80			
ピソルボン	7.14	1.19	0.27	0.11	-0.23	0.25	1.74	125
	47.49	5.71	1.58	0.51	-1.52			
アダラート	4.51	1.18	0.18	0.48	0.28	0.26	2.24	194
	11.21	7.81	1.20	2.10	1.89			
メチコバル	4.26	1.48	0.13	-0.14	-0.23	0.28	2.07	110
	6.67	6.03	0.56	-0.66	-1.22			
ヘルベッサ	4.56	2.12	0.22	0.16	0.31	0.52	1.43	173
	16.40	13.19	1.56	0.74	2.25			
アリナミンF	8.51	1.01	-0.13	-0.54	-0.15	0.18	1.77	105
	42.26	4.39	-0.60	-1.80	-0.75			
ベングロブ	3.41	0.88	-0.23	-0.11	0.31	0.10	2.25	64
	2.35	2.32	-0.83	-0.36	1.18			
オイグルコン	4.74	1.53	-0.26	-0.12	-0.05	0.39	1.94	131
	18.71	8.88	-1.54	-0.61	-0.36			
ベルサンチン	4.94	1.85	0.41	0.44	0.85	0.37	1.71	103
	11.31	7.20	1.85	1.72	3.92			
メリスロン	5.91	1.27	0.50	0.26	0.40	0.34	1.90	106
	22.83	6.35	2.78	1.08	2.12			
カラン	5.36	0.83	0.54	0.43	0.12	0.15	1.77	198
	8.02	2.82	4.38	2.56	0.87			
スルガム	4.59	1.61	-0.17	-0.02	0.84	0.33	2.07	55
	6.14	4.08	-0.56	-0.06	3.11			
ニトロール	7.00	1.14	0.06	0.12	0.40	0.57	1.41	149
	59.97	13.50	0.43	0.62	3.24			
フランドル	5.33	1.00	-0.34	-0.18	0.35	0.15	1.77	90
	9.40	3.48	-1.18	-0.55	1.34			

注1：\*は各薬剤の上段が回帰係数、下段がt値を示す。  
 2：a病床数ダミー：100床～199床の病院の時、1を代入。  
 3：b病床数ダミー：200床以上の病院の時、1を代入。  
 4：c年度ダミー：取引年が昭和61年の時、1を代入。

表8-1 薬剤別薬価差弾力性(経口薬)：平成8年から平成10年取引量上位銘柄

(診療所)

薬剤	説明変数*				自由度修正 済み決定係数	ダービン・ ワトソン比	サンプル数
	定数項	ln(P <sub>t</sub> -P)	dYEAR97 <sup>a</sup>	dYEAR98 <sup>b</sup>			
アダラートL	3.84	1.38	0.08	0.71	0.17	1.33	2423
	29.59	22.15	1.69	11.96			
ガスター	2.09	1.62	0.16	0.71	0.30	1.54	1715
	12.41	26.40	2.94	11.68			
ダーゼン	3.38	2.15	0.10	0.99	0.29	1.46	2001
	28.06	28.70	1.99	15.73			
テオドール	5.95	1.32	-0.07	0.31	0.38	1.28	1803
	152.52	33.25	-1.41	6.29			
デパス	6.60	0.86	-0.13	0.61	0.20	1.40	5445
	281.58	36.03	-4.19	16.34			
ハルシオン	4.45	1.81	0.43	1.38	0.47	1.42	3015
	113.54	49.97	11.91	32.54			
ベイスン	1.47	2.11	-0.12	0.79	0.37	1.50	3844
	14.44	46.84	-3.88	22.96			
ムコスタ	4.15	1.44	0.08	0.73	0.46	1.46	2662
	61.00	46.14	1.82	15.17			
メチコパール	4.44	1.64	0.07	1.25	0.40	1.46	1942
	57.26	35.96	1.46	19.75			

注1：\*は各薬剤の上段が回帰係数、下段がt値を示す。

2：a年度ダミー：取引年が平成9年の時、1を代入。

3：b年度ダミー：取引年が平成10年の時、1を代入。

表8-2 薬剤別薬価差弾力性(経口薬)：平成8年から平成10年取引量上位銘柄

(私立病院)

薬剤	説明変数*						自由度修正 済み決定係数	ダービン・ ワトソン比	サンプル数
	定数項	ln(P <sub>t</sub> -P)	dmiddle <sup>a</sup>	dlarge <sup>b</sup>	dYEAR97 <sup>c</sup>	dYEAR98 <sup>d</sup>			
アダラートL	3.27	1.77	0.27	0.33	0.0002	0.71	0.23	1.43	483
	8.77	10.91	2.51	2.55	0.002	4.86			
ガスター	2.12	1.69	0.33	0.46	0.06	0.75	0.25	1.48	437
	4.64	10.63	3.25	3.86	0.53	5.51			
ダーゼン	5.23	1.18	0.11	0.40	-0.10	0.51	0.13	1.34	559
	18.52	7.48	1.24	3.49	-0.97	3.83			
テオドール	6.08	1.46	-0.001	0.51	-0.07	0.39	0.34	1.12	361
	45.42	12.61	-0.01	3.12	-0.50	2.59			
デパス	6.82	0.88	0.10	0.45	-0.12	0.55	0.17	1.35	1097
	96.59	12.82	1.35	5.21	-1.57	5.90			
ハルシオン	5.34	1.23	0.14	0.43	0.17	0.83	0.30	1.34	779
	48.44	15.13	1.86	5.34	2.21	8.86			
ベイスン	2.01	1.97	-0.01	0.41	-0.18	0.77	0.28	1.40	751
	6.52	15.42	-0.77	4.05	-1.92	7.31			
ムコスタ	3.91	1.82	0.35	0.48	-0.01	1.05	0.28	1.35	771
	15.42	15.57	3.73	3.97	-0.11	7.83			
メチコパール	4.74	1.65	0.27	0.37	-0.02	0.89	0.28	1.28	484
	19.46	12.67	2.56	2.98	-0.17	6.16			

注1：\*は各薬剤の上段が回帰係数、下段がt値を示す。

2：a病床数ダミー：100床～199床の病院の時、1を代入。

3：b病床数ダミー：200床以上の病院の時、1を代入。

4：c年度ダミー：取引年が平成9年の時、1を代入。

5：d年度ダミー：取引年が平成10年の時、1を代入。

表8-3 薬剤別薬価差弾力性(経口薬)：平成8年から平成10年取引量上位銘柄  
(調剤薬局)

薬剤	説明変数*							自由度修正 済み決定係数	ダービン・ ワトソン比	サンプル数
	定数項	ln(P <sub>t</sub> -P)	dpharm1 <sup>a</sup>	dpharm2 <sup>b</sup>	dpharm3 <sup>c</sup>	dYEAR97 <sup>d</sup>	dYEAR98 <sup>e</sup>			
アダラートL	2.32	1.82	0.25	0.51	0.54	0.04	0.79	0.32	1.52	3569
	22.94	38.00	5.40	5.77	6.59	0.96	16.44			
ガスター	1.29	1.80	0.36	0.50	0.34	0.19	0.61	0.36	1.54	3282
	10.64	39.03	7.70	6.27	4.30	4.04	12.86			
ダーゼン	2.69	2.44	-0.05	0.14	0.12	-0.16	0.69	0.37	1.49	3376
	29.68	42.98	-0.97	1.55	1.60	-3.31	13.61			
テオドール	5.82	1.37	0.15	0.40	0.32	-0.30	-0.05	0.38	1.41	2726
	137.72	38.12	2.75	4.25	3.91	-5.75	-0.96			
デパス	6.25	1.06	0.20	0.51	0.36	-0.18	0.63	0.28	1.44	5705
	202.78	42.79	4.54	7.14	5.65	-4.78	15.98			
ハルシオン	4.53	1.35	0.20	0.39	0.34	0.27	0.80	0.39	1.39	3316
	108.70	39.88	4.38	5.34	5.11	6.56	18.85			
ベイスン	1.28	2.12	0.21	0.47	0.30	-0.29	0.51	0.39	1.49	4041
	12.69	47.17	5.41	7.03	5.17	-7.79	13.51			
ムコスタ	3.76	1.54	0.72	0.82	0.68	0.19	0.73	0.52	1.5	4941
	71.78	62.18	17.24	13.57	11.72	4.65	17.85			
メチコパール	4.01	1.84	0.39	0.48	0.37	0.16	1.12	0.43	1.52	4102
	65.59	52.55	7.87	6.08	4.75	3.58	23.55			

注1：\*は各薬剤の上段が回帰係数、下段がt値を示す。

2：a薬局ダミー：処方先の業態が大病院(200床以上)の時、1を代入。

3：b薬局ダミー：処方先の業態が中病院(100床以上199床以下)の時、1を代入。

4：c薬局ダミー：処方先の業態が小病院(20床以上199床以下)の時、1を代入。

5：d年度ダミー：取引年が平成9年の時、1を代入。

6：e年度ダミー：取引年が平成10年の時、1を代入。

### (3) 注射薬に関する分析結果

#### ①薬価差益率

表9は昭和59年と昭和61年の取引量上位銘柄の薬価差益率(差益率：(基準薬価-取引価格)÷基準薬価)を示す。薬価差益率は、診療所では約3%から約28%の範囲、私立病院では約5%から約36%の範囲にあり、診療所に比べて私立病院の方が薬価差益率が大きい傾向が見られた。

表10は平成8年から平成10年の取引量上位8銘柄の薬価差益率を示している。薬価差益率は、診療所では約7%から約12%の範囲、私立病院では約10%から約15%の範囲にあり、診療所に比べて私立病院の方が薬価差益率が大きい傾向が見られた。

#### ②薬価差弾力性

昭和59年と昭和61年の取引量上位18銘柄につい

て、診療所および私立病院での薬価差弾力性を測定した結果を表11-1と表11-2に示す。診療所での薬価差弾力性の値は、18銘柄中12銘柄で統計的に有意であった。12銘柄について見てみると、薬価差弾力性は0.26から2.42の範囲にあり、薬価差弾力性が1を超えた銘柄は、12銘柄中3銘柄であった。私立病院での薬価差弾力性の値は、18銘柄中13銘柄で統計的に有意であった。13銘柄について見てみると、薬価差弾力性は0.43から1.45の範囲にあり、薬価差弾力性が1を超えた銘柄は、12銘柄中3銘柄であった。

昭和59年と昭和61年時点における経口薬と注射薬の薬価差弾力性の値を比較すると、診療所および私立病院ともに、注射薬の方が経口薬と比べ相対的に薬価差弾力性の値が小さい、もしくは統計的に有意ではない傾向が見られた。

平成8年から平成10年の取引量上位8銘柄について診療所、私立病院における薬価差弾力性を測定した結果が表12-1と表12-2である。診療所および私立病院ともにすべての薬剤において、薬価差弾力性の値は統計的に有意であった。診療所では、薬価差弾力性は0.42から3.05の範囲にあり、ブスコパンが多少大きい値を示したが、8銘柄中の6銘柄の薬価差弾力性が1未満であった。私立病院では、薬価差弾力性は0.48から1.56の範

囲にあり、薬価差弾力性が1を超えている銘柄は8銘柄中5銘柄であった。

平成8年から平成10年時点における経口薬と注射薬の薬価差弾力性の値を比較すると、診療所および私立病院ともに、注射薬の方が経口薬と比べ相対的に薬価差弾力性の値が小さい傾向が見られた。

昭和59年と昭和61年の取引量上位18銘柄の薬価差弾力性と、平成8年から平成10年の取引量上位

表9 薬剤別薬価差益率(%) (注射薬) : 昭和59年および昭和61年取引量上位銘柄

	診療所		私立病院	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
大塚糖液	20.99%	8.11%	26.96%	8.37%
大塚糖液インター	13.12%	8.09%	17.88%	8.55%
KN補液	27.95%	11.25%	36.22%	10.84%
プラスアミノ	19.12%	7.18%	23.17%	5.61%
ポタコールR	20.71%	8.42%	26.58%	9.14%
メイロン	8.59%	5.19%	13.48%	7.67%
ラクテック	19.05%	12.11%	32.30%	13.60%
ラクテックG	25.61%	14.06%	34.79%	15.08%
プロスタンディン*	5.76%	2.63%	5.22%	2.13%
マイトマイシンS*	10.29%	4.93%	11.01%	4.31%
ノボレンテ	6.28%	3.17%	8.62%	5.04%
ソリタT	3.81%	4.34%	8.59%	6.21%
ミノマイシン*	21.00%	5.48%	23.74%	7.20%
パンスポリン*	21.10%	8.17%	26.59%	5.99%
ピシバニール*	8.17%	2.20%	8.91%	2.49%
強力ネオミノファーゲン*	3.24%	2.02%	5.63%	4.21%
プリンペラン*	5.21%	1.92%	5.86%	1.78%
ホスミシンS*	17.22%	5.40%	20.71%	6.13%
全体	12.31%	10.25%	19.46%	12.49%

表10 薬剤別薬価差益率(%) (注射薬) : 平成8年から平成10年取引量上位銘柄

	診療所		私立病院	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
エポジン	9.27%	6.36%	13.67%	5.87%
強力ネオミノファーゲン	9.20%	2.46%	13.45%	4.72%
セファメジン	11.66%	3.85%	14.14%	5.78%
ソルコーテフ	11.90%	3.94%	15.09%	6.03%
パンスポリン	11.73%	4.81%	13.98%	5.30%
ブスコパン	8.61%	3.40%	11.99%	4.58%
ペンフィル30RN	6.92%	2.93%	10.36%	5.00%
ペンフィルN	11.39%	4.65%	15.08%	4.84%
合計	8.97%	3.81%	13.26%	5.58%

8 銘柄の薬価差弾力性を比べた場合、経口薬のよ  
うな一定の傾向は見られなかった。

#### (4) 同一銘柄に関する異時点比較

経口薬の昭和59年と昭和61年の取引上位銘柄23  
銘柄のうちの上位10銘柄、注射薬の昭和59年と昭

和61年の取引上位銘柄18銘柄のうち輸液もしくは  
補液を除いた上位8銘柄については、平成8年  
から平成10年時点についても需要関数の測定を行  
った。同一銘柄の薬剤について昭和59年と昭和61  
年時点の需要関数と平成8年から平成10年時点の  
需要関数を測定することにより、同一薬剤に対す

表11-1 薬剤別薬価差弾力性(注射薬)：昭和59年および昭和61年取引量上位銘柄  
(診療所)

薬剤	説明変数*			自由度修正 済み決定係数	ダービン・ ワトソン比	サンプル数
	定数項	$\ln(P_t/P)$	dYEAR <sup>a</sup>			
大塚糖液	3.83	0.53	-0.15	0.07	1.59	1068
	28.99	8.42	-2.49			
大塚糖液インター	1.62	0.42	0.05	0.09	1.43	140
	4.09	3.65	-0.36			
KN補液	0.05	0.99	-0.18	0.31	1.63	55
	0.06	4.76	-0.68			
プラスアミノ	2.03	0.26	0.03	0.02	1.71	84
	2.08	1.33	0.13			
ポタコールR	1.76	0.48	0.10	0.09	2.03	126
	2.54	3.29	0.73			
メイロン	3.81	0.26	0.04	0.05	1.44	348
	38.09	4.35	0.65			
ラクテック	2.23	0.41	-0.17	0.17	1.70	70
	5.20	3.68	-0.96			
ラクテックG	2.12	0.46	0.08	0.10	1.66	109
	3.67	3.37	-0.43			
プロスタンディン	3.14	0.02	0.07	0.002	2.01	40
	1.76	-0.06	0.29			
マイトマイシンS	0.90	0.49	0.11	0.06	1.27	33
	0.55	1.24	0.33			
ノボレンテ	3.01	0.16	-0.14	0.01	1.99	371
	10.61	1.28	-1.46			
ソリタT	2.05	0.29	0.01	0.05	1.65	133
	6.14	2.42	-0.06			
ミノマイシン	-3.62	1.25	-0.63	0.28	1.43	72
	-2.12	4.08	-3.61			
パンスポリン	-3.54	1.09	0.09	0.12	1.83	70
	-1.39	2.78	0.33			
ピシバニール	-0.74	0.54	-0.14	0.04	1.57	91
	-0.40	1.75	-0.76			
強力ネオミノファーゲン	2.97	0.69	0.01	0.04	1.60	849
	16.86	6.18	0.10			
プリンペラン	1.35	2.42	0.02	0.43	1.89	217
	6.27	12.48	-0.23			
ホスミシンS	1.44	0.28	0.26	0.01	2.00	38
	0.32	0.39	0.69			

注1：\*は各薬剤の上段が回帰係数、下段がt値を示す。

2：a年度ダミー：取引年が昭和61年の時、1を代入。

る医療機関の薬剤購入行動の変化について検討を加えた。

①経口薬に関する分析結果

表13-1が、経口薬の薬価差益率と薬価差弾力性を示している。昭和59年と昭和61年時点の薬価差益率(表5)に比べ、平成8年から平成10年時点

の方が、プレドニゾロンを除いて一様に薬価差益率が減少していた。

薬価差弾力性の結果について見てみると、診療所および私立病院ともにすべての薬剤において、薬価差弾力性の値が統計的に有意であった。診療所では、薬価差弾力性は0.74から2.34の範囲にあ

表11-2 薬剤別薬価差弾力性(注射薬)：昭和59年および昭和61年取引量上位銘柄(私立病院)

薬剤	説明変数*					自由度修正 済み決定係数	ダービン・ ワトソン比	サンプル数
	定数項	ln(P <sub>r</sub> -P)	dmiddle <sup>a</sup>	dlarge <sup>b</sup>	dYEAR <sup>c</sup>			
大塚糖液	3.45	0.98	0.11	-0.35	-0.20	0.14	1.62	247
	8.21	5.35	0.80	-2.05	-1.68			
大塚糖液 インター	1.88	0.55	0.75	0.71	-0.10	0.18	1.55	116
	2.79	3.05	3.09	1.99	-0.47			
KN補液	-0.13	1.16	0.76	0.56	0.04	0.19	1.57	123
	-0.10	4.09	3.17	2.07	0.21			
プラスアミノ	-1.11	1.02	0.29	0.62	0.20	0.13	1.62	260
	-0.97	4.57	1.97	3.59	1.54			
ポタコールR	-1.97	1.45	0.27	0.49	-0.13	0.22	1.56	225
	-1.94	7.09	1.54	2.44	-0.84			
メイロン	4.33	0.10	0.52	0.38	0.0004	0.09	1.48	184
	17.21	0.84	4.07	2.20	0.004			
ラクテック	2.27	0.62	0.06	0.63	-0.26	0.13	1.40	122
	2.65	3.28	0.26	2.31	-1.29			
ラクテックG	3.26	0.35	0.27	0.06	0.08	0.05	1.54	97
	3.04	1.57	1.01	0.21	0.38			
プロスタン デイン	0.14	0.69	0.37	1.05	0.25	0.20	2.07	105
	0.08	2.00	1.85	3.62	1.28			
マイト マイシンS	0.58	0.67	-0.20	1.11	0.08	0.18	1.64	92
	0.43	2.05	-0.91	3.09	0.37			
ノボレンテ	2.69	0.56	0.45	-0.16	-0.17	0.13	1.84	103
	4.59	2.60	1.93	-0.54	-0.80			
ソリタT	1.65	0.88	-0.08	-0.05	-0.22	0.22	1.34	66
	2.20	4.01	-0.19	-0.16	-0.75			
ミノマイシン	-0.68	0.84	-0.18	0.46	-0.27	0.09	1.81	124
	-0.34	2.42	-0.87	1.70	-1.44			
パンスポリン	3.06	0.25	0.42	0.77	-0.10	0.04	1.92	108
	0.90	0.49	1.66	1.74	-0.43			
ピシパニール	-1.84	0.83	0.14	0.38	0.20	0.07	1.63	140
	-0.97	2.64	0.64	1.26	0.97			
強力ネオミノ ファーゲン	4.65	0.43	0.33	-0.37	0.16	0.07	1.69	133
	13.22	2.55	1.44	-1.26	0.78			
プリンペラン	3.98	0.60	0.18	0.64	0.08	0.06	1.70	151
	9.31	1.71	1.18	2.78	0.53			
ホスミシンS	5.69	-0.20	0.39	0.69	-0.62	0.13	1.88	60
	2.01	-0.43	1.23	1.70	-2.16			

注1：\*は各薬剤の上段が帰帰係数、下段がt値を示す。  
 2：a病床数ダミー：100床～199床の病院の時、1を代入。  
 3：b病床数ダミー：200床以上の病院の時、1を代入。  
 4：c年度ダミー：取引年が昭和61年の時、1を代入。

表12-1 薬剤別薬価差弾力性(注射薬)：平成8年から平成10年取引量上位銘柄  
(診療所)

薬剤	説明変数*				自由度修正 済み決定係数	ダービン・ ワトソン比	サンプル数
	定数項	$\ln(P_r/P)$	dYEAR97 <sup>a</sup>	dYEAR98 <sup>b</sup>			
エポジン	-5.74 -3.49	1.35 5.97	0.46 2.55	1.23 5.56	0.16	1.42	224
強力ネオ	1.97	0.95	-0.39	0.36	0.13	1.19	4304
ミノファーゲン	20.41	25.32	-10.43	9.81			
セファメジン	0.90 1.42	0.42 3.12	-0.03 -0.23	0.31 2.06	0.05	1.73	249
ソルコーテフ	-0.14 -0.24	0.65 4.72	-0.01 -0.10	0.49 3.51	0.03	1.35	715
パンスポリン	-0.29 -0.30	0.61 3.46	0.08 0.66	0.36 2.25	0.03	1.49	391
ブスコパン	-3.16 -12.65	3.05 27.46	-0.14 -2.93	0.12 2.63	0.29	1.26	1842
ペンフィル	0.41	0.45	-0.02	0.16	0.03	1.27	1156
30RN	1.16	5.93	-0.31	2.25			
ペンフィルN	0.04 0.09	0.50 6.02	-0.01 -0.15	0.22 2.99	0.04	1.37	951

注1：\*は各薬剤の上段が回帰係数、下段がt値を示す。  
 2：a年度ダミー：取引年が平成9年の時、1を代入。  
 3：b年度ダミー：取引年が平成10年の時、1を代入。

表12-2 薬剤別薬価差弾力性(注射薬)：平成8年から平成10年取引量上位銘柄  
(私立病院)

薬剤	説明変数*						自由度修正 済み決定係数	ダービン・ ワトソン比	サンプル数
	定数項	$\ln(P_r/P)$	dmiddle <sup>a</sup>	dlarge <sup>b</sup>	dYEAR97 <sup>c</sup>	dYEAR98 <sup>b</sup>			
エポジン	-4.31 -2.19	1.18 4.29	0.37 2.20	-0.14 -0.61	0.14 0.74	0.82 3.63	0.13	1.27	196
強力ネオ	1.42	1.45	0.06	-0.08	-0.40	0.51	0.16	1.08	532
ミノファーゲン	3.35	9.89	0.53	-0.54	-2.94	3.74			
セファメジン	1.63 1.56	0.48 2.23	0.49 3.26	0.34 1.94	0.01 0.07	0.07 0.32	0.08	1.50	251
ソルコーテフ	-1.05 -1.15	1.02 4.84	0.47 4.07	0.67 4.18	0.11 0.80	0.71 3.77	0.11	1.27	479
パンスポリン	-3.67 -2.99	1.41 6.44	0.26 2.04	0.68 4.64	0.07 0.48	0.64 3.28	0.14	1.37	429
ブスコパン	1.05 2.20	1.56 7.85	0.15 1.56	0.42 3.67	-0.27 -2.55	-0.17 -1.67	0.14	1.25	561
ペンフィル	0.28	0.58	0.16	0.86	-0.06	0.38	0.14	1.09	516
30RN	0.47	4.70	1.54	6.25	-0.49	3.14			
ペンフィルN	0.04 0.06	0.58 4.36	0.33 2.78	0.57 3.91	0.03 0.27	0.08 0.64	0.10	1.16	412

注1：\*は各薬剤の上段が回帰係数、下段がt値を示す。  
 2：a病床数ダミー：100床～199床の病院の時、1を代入。  
 3：b病床数ダミー：200床以上の病院の時、1を代入。  
 4：c年度ダミー：取引年が平成9年の時、1を代入。  
 5：d年度ダミー：取引年が平成10年の時、1を代入。

り、パセトシンを除くすべての銘柄で薬価差弾力性が1を超えていた。昭和59年と昭和61年時点の薬価差弾力性の値(表7-1)と平成8年から平成10年時点の薬価差弾力性の値を比べると、10銘柄中8銘柄で薬価差弾力性は、昭和59年と昭和61年に比べ平成8年から平成10年の方が高い。また、私立病院では、薬価差弾力性は、0.80から1.69の範囲にあり、ペルジピンとプレドニゾロンを除くすべての銘柄で薬価差弾力性が1を超えていた。診療所と同様に、昭和59年と昭和61年時点の薬価差弾力性の値(表7-2)と平成8年から平成10年時点の薬価差弾力性の値を比べると、10銘柄中8銘柄で薬価差弾力性は、昭和59年と昭和61年に比べ平成8年から平成10年の方が高い。

ここで、経口薬について昭和59年・昭和61年と平成8年～平成10年の比較についてまとめてみよう。

第1に昭和59年と昭和61年の取引量上位10銘柄の昭和59年と昭和61年時点の薬価差弾力性(表7-1および表7-2)と、同一銘柄の平成8年から平成10年時点の薬価差弾力性(表13-1)を比べると、診療所および私立病院ともに、前者に比べ後者の方が薬価差弾力性が1を超える銘柄が多く、値も大きい傾向が見られた。

第2に昭和59年と昭和61年における取引量上位10銘柄の平成8年から平成10年時点の薬価差弾力性(表13-1)と、平成8年から平成10年の取引量上位9銘柄の薬価差弾力性(表8-1および表8-2)を比べると、診療所および私立病院ともに、薬価差弾力性の値はほぼ同じ範囲にあった。以上の比較から、薬価差益率が減少し薬価差弾力性が高くなるという経時的な変化は、経口薬全体の傾向を表しているもの考えられる。

## ②注射薬に関する分析結果

表13-2が、注射薬の薬価差益率と薬価差弾力性を示している。昭和59年と昭和61年時点の薬価

差益率(表9)との比較において、経口薬のような一定の減少傾向は見られなかった。

平成8年から平成10年時点の薬価差弾力性と昭和59年と昭和61年時点の薬価差弾力性(表11-1および表11-2)の比較では、経口薬のような一定の増加傾向は見られなかった。

ここで、注射薬について昭和59年・昭和61年と平成8年～10年の比較についてまとめてみよう。

第1に昭和59年と昭和61年の取引量上位8銘柄の昭和59年と昭和61年時点の薬価差弾力性(表11-1および表11-2)と、同一銘柄の平成8年から平成10年時点の薬価差弾力性(表13-2)を比べた場合、薬価差弾力性の値が統計的に有意ではない銘柄が多く、経口薬のような一定の傾向は見られなかった。

第2に昭和59年と昭和61年の取引量上位8銘柄の平成8年から平成10年時点の薬価差弾力性(表13-2)と、平成8年から平成10年の取引量上位8銘柄の平成8年から平成10年時点の薬価差弾力性(表12-1および表12-2)を比べた場合、薬価差弾力性の値が統計的に有意ではない銘柄が多く、経口薬のような一定の傾向は見られなかった。

## (5) 結論と政策的含意

われわれは医師(医療機関)の行動モデルを設定して薬剤需要関数を導出し、これに基づいて卸が医療機関へ納入する際のマイクロデータを利用して薬価差に関する弾力性を推定した。ここでの特徴は主要な薬剤別に現実の取引価格と取引数量がデータとしてインプットされていることである。このデータによって医師が薬価差の相違に対してどれだけ敏感に購入数量を変化させているかを直接的に分析することが可能となった。

ここで得られた推定結果と政策的な含意は次のようにまとめられる。

表13-1 平成8年から平成10年時点における薬価差益率と薬価差弾力性(経口薬)

	薬価差益率			薬価差弾力性*		
	診療所	私立病院	調剤薬局	診療所	私立病院	調剤薬局
ミケラン	11.59%	13.40%	7.43%	1.47	1.24	1.08
				17.62	9.67	10.28
ペルジピン	10.53%	14.65%	9.77%	1.61	0.83	1.60
				19.26	5.62	12.02
パセトシン	12.82%	15.63%	11.88%	0.74	1.28	1.09
				3.36	1.66	2.67
ダーゼン	11.61%	13.85%	9.59%	2.15	1.18	2.91
				28.70	7.48	21.38
エラスチーム	10.32%	13.72%	8.25%	1.56	1.69	0.93
				11.15	5.02	4.85
リーゼ	8.37%	10.84%	6.10%	1.90	1.34	1.75
				35.51	10.99	14.35
ナウゼリン	9.80%	9.27%	5.09%	1.55	1.22	1.33
				18.37	6.48	8.14
ミノマイシン	12.54%	13.87%	10.43%	2.34	1.40	2.06
				25.98	6.33	9.63
メプチン	10.30%	13.41%	7.69%	1.29	1.28	1.24
				20.24	9.55	9.71
プレドニゾロン	11.38%	17.43%	9.80%	1.10	0.80	0.98
				21.64	7.20	7.17
	10.64%	13.15%	8.32%			

注：\*は各薬剤の上段が回帰係数、下段がt値を示す。

表13-2 平成8年から平成10年時点における薬価差益率および薬価差弾力性(注射薬)

	薬価差益率		薬価差弾力性*	
	診療所	私立病院	診療所	私立病院
プロスタンディン	9.27%	13.67%	-0.04	0.19
			-0.29	1.08
マイトマイシンS	9.20%	13.45%	-0.14	0.08
			-0.20	0.42
ミノマイシン	11.66%	14.14%	0.24	0.67
			1.56	4.80
パンスポリン	11.90%	15.09%	0.61	1.41
			3.46	6.44
ピシバニール	11.73%	13.98%	0.02	0.90
			0.04	2.96
強力ネオミノファーゲン	8.61%	11.99%	0.95	1.45
			25.32	9.89
プリンペラン	6.92%	10.36%	0.43	0.52
			4.38	5.13
ホスミシンS	11.39%	15.08%	0.63	0.54
			5.75	2.88
	8.97%	13.26%		

注：\*は各薬剤の上段が回帰係数、下段がt値を示す。

- ①昭和59・61年および平成8～10年のいずれのデータ・ベースについても、薬価差弾力性はわずかな例外を除き統計的に有意に推定されている。すなわち薬価差の存在が薬剤に与える効果は存在することが確認された。
- ②次の表14は経口薬と注射薬とについて統計的に有意に推定された薬価差弾力性の単純平均値を診療所と私立病院とに分けて、それぞれの観察時点ごとに示したものである。この表から次のようなことが明らかとなる。
- ③経口薬と注射薬とを比較すると、経口薬の薬価差弾力性の方が高いことがわかる。これは理論モデルで指摘されているような薬剤の性質の違いによる限界効果の相違に対応するものとして理解できる。
- ④次に開設者ごとに診療所と私立病院とを比較すると、経口薬については診療所の弾力性の方が私立病院よりも大きい。これは前述した理論モデルと矛盾しない現象である。診療所は個人経営を中心としているので医師の効用関数において相対的に差益のウエイトが大きいと予想される。その結果として病院に比べて弾力性が大きいという結果は整合的である。
- ⑤さらに注射薬では逆に私立病院の方が診療所よりも弾力性が大きい。これは病院の方が入院患者に対して治療により多く注射液を使う機会があり、価格について敏感であると解釈できるであろう。
- ⑥昭和59・61年と平成8～10年とを比較すると、後半の方が弾力性は大きくなっている。この表では昭和59・61年と平成8～10年とで薬品の構成が異なっているので、同じグループの比較とはなっていない。しかし代表的な銘柄は約10年間の間に大きく変っているので、代表的商品の弾力性の比較としてはこの比較は意味がある。このような弾力性の増大は、10年間に薬価差率が減少し、それに対する医療機関の反応として弾力性が増大したものと解釈できる。
- ⑦特に注目すべきなのは注射薬についてである。私立病院の注射薬の弾力性は昭和59・61年では診療所とある程度の差があったが、このような差異は平成8～10年ではほとんどないと言える。注射薬についても経営的な厳しさの増大が影響しているように思われる。
- ⑧調剤薬局の薬価差弾力性は経口薬についてもっとも大きい。政策として医薬分業が必要だとされているが、現状における調剤薬局では薬価差は薬剤量に対して極めて重要な影響を与えることが十分に留意されねばならない。
- ⑨以上の観察から薬価差に対して薬剤需要が弾力的でその値が1以上であること、経口薬と注射薬の区分、診療所と私立病院との区分などによって弾力性を比較すると推定結果は整合的であることがわかった。これは薬剤について医療政策上重大な含意を持っている。しばしば薬価差の存在は、それがな

表14

	経口薬		注射薬	
	昭和59・61年	平成8～10年	昭和59・61年	平成8～10年
診療所	1.275	1.592	0.774	0.998
私立病院	1.178	1.517	0.822	1.033
調剤薬局	—	1.704	—	—

かったとした場合に比べて過大な需要を生むと批判されてきた。しかしどれほどの影響を薬価差が与えているのかについては全く実証的な分析は存在しなかった。今回の推定作業は、いわゆる過大な需要というものが実在することを明らかにした。しかも弾力性の値が1以上であることから、薬価差が過大な需要を生み出す程度は大きい。需要が存在するところへ供給がなされるというメカニズムが働く以上、このことは過大な需要の存在に対して過大な供給がなされていることを意味している。すなわち、資源配分上から見ると社会的に必要以上の資源が薬剤の生産に投入されており、国民経済的な損失をもたらしていることに等しい。薬価差の存在は長年にわたり医療政策上の課題の1つとされてきたが、今回の分析結果は薬価制度の見直しが緊急を要するものであること示唆している。

⑩次にこの結果の政策的含意を(19)式で示される理論モデルにあてはめて数量的に分析してみよう。

資源配分上の非効率の大きさは前述した(22)式から

$$\Delta EFG = \frac{1}{2} (-\theta) \frac{P_r - P_T}{P_r} (P_r - P_T) M_1$$

である。価格弾力性と薬価差率には次の関係がある。

$$-\theta = a \frac{P_r}{P_r - P_T} \quad (a = \text{薬価差弾力性})$$

そこで

$$(-\theta) \frac{P_r - P_T}{P_r} = a \frac{P_r}{P_r - P_T} \times \frac{P_r - P_T}{P_r} = a \frac{P_r}{P_r}$$

ここで経口薬と注射薬との薬価差率 $P_T/P_r$ の平均値を求めれば次のようになる。

表15

	昭和59・61年	平成8-10年
経口薬	0.820	0.875
注射薬	0.840	0.890

ここで表14から診療所と私立病院の平均薬価差弾力性を求めて表15をかけ合せると(24)の値は次のようになる。

表16

	昭和59・61年	平成8-10年
経口薬	1.006	1.360
注射薬	0.67	0.904

すなわち今回われわれの推定した薬価差弾力性によれば $a P_T/P_r$ の大きさはほぼ1の近傍にあることがわかる。そこでこれを1とみなすとすれば資源配分上の非効率は

$$\Delta EFG = -\frac{1}{2} (P_r - P_T) M_1$$

となる。すなわち実際に生じている薬価差収益総額の約半分は資源の損失に等しいという暫定的な結果をうることができる。

#### 著者連絡先

〒171-8588

東京都豊島区目白1-5-1

学習院大学経済学部 南部鶴彦

TEL.03-5992-4362

FAX.03-5992-1007

E-mail: tsuruhiko.nambu@gakushuin.ac.jp

# The Estimation of Pharmaceutical Demand Function in the Presence of Price Regulation

Tsuruhiko Nambu, M.A.\*<sup>1</sup>

Naoki Shimada, M.D., Dr.Med.Sci.\*<sup>2</sup>

It has long been pointed out and a serious social concern that there have existed price margins fallen into doctors' hands in the purchase of pharmaceuticals. There have, however, never been empirical studies as regards to the effects of price margin upon excessive demand for pharmaceuticals. In this study, we have estimated the elasticity of demand with respect to price margin and obtained statistically significant results. We found the average elasticity is larger than unity.

## [key words]

price margin, price elasticity, price regulation of pharmaceuticals, oral medicine, injection

---

\* 1 Professor of Economics, Faculty of Economics, Gakushuin University

\* 2 Assistant Professor, Department of Preventive Medicine and Public Health, School of Medicine, Keio University

## 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
国民健康保険	家族	入院 2割 外来 3割	薬剤	内服薬 1種類 0円 (6歳未満 (投薬ごとに 2~3種類 30円 の者を除く) 1日分につき) 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	同上
船員保険	同上	同上	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
	退職者医療制度	本人 2割 家族 入院 2割 外来 3割	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	本人	2割
	低所得者 (2ヵ月を限度)	300円	家族	入院 2割 外来 3割
老人保険	外来1月	1,020円	薬剤	政管健保と同じ (6歳未満の者を除く)
	同一保険医療機関等ごとに		入院 9年度 1,000円 10年度 1,100円 低所得者 500円 (2ヵ月を限度)	
老人保険	外来1回	500円	外来1回	500円 (同一保険医療機関等ごとに1月4回を限度)
	同一保険医療機関等ごとに		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>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。

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

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

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に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返す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										
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：筆者作成

## (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。

負担率 = 自己負担額 / (レセプト点数 + 食事療養費)

自己負担額 = 一部負担額 + 薬剤一部負担額 + 食事療養費標準負担額

- 高額療養費 - 付加金 - 公費負担額

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.\*1

Shoichi Ito, Ph.D.\*2

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

## 機関誌『医療経済研究』投稿規定

1. 本誌は以下の本誌創刊の目的にかなう研究の成果物を広く募集します。原稿の形式は医療経済・医療政策に関する論文、データ解析、関連図書書評等とします。但し、本誌に発表する論文等は、いずれも他に未発表のものに限ります。

目的：①医療経済・医療政策研究の発展を図り、医療政策立案及び評価に学術的基盤を与える。

②医療経済・医療政策の分野において調査、研究の発表の場を提供する。

③医療経済・医療政策の分野において産、官、学を問わず意見交換、学術討論の場を提供する。

2. 投稿者の学問、分野は問いません。また医療経済研究機構の会員であると否とを問いません。どなたでも投稿することができます。
3. 投稿者は、原則として本文・図表・抄録入力済みワードプロセッサーフロッピー1枚、および審査用原稿1部を送付してください。尚、フロッピーおよび原稿は返却いたしません。
4. 原稿執筆の様式は所定の執筆要領に従ってください。
5. 投稿論文の掲載の採否については、当財団の委嘱する編集委員および査読者のレフェリー制による審査に基づいて決定します。
6. 採用が決定した論文等の著作権は、医療経済研究機構に属するものとしますので、事前にお含みおきください。
7. 投稿料金は無料です。別刷が必要な場合にはその旨ご連絡ください。実費にて申し受けます。
8. 原稿の送り先、連絡先は以下のとおりです。

〒100-0014 東京都千代田区永田町1-5-7 永田町荒木ビル 1F  
医療経済研究機構 機関誌『医療経済研究』担当  
TEL 03-3506-8529 / FAX 03-3506-8528

以上

## 機関誌『医療経済研究』執筆要領

### 1. 原稿の書式

- (1) A4版ワードプロセッサ入力
- (2) 1行40字×36行、横書き入力
- (3) 表紙には、題名、著者の氏名および所属・肩書、住所、電話番号、ファックス番号、提出年月日を明記してください。

### 2. 原稿の長さは以下の限度内とします。(図表・抄録は除く)

- (1) 論文・データ解析：「40字×36行」12枚、英文の場合は6000語
- (2) 書評：「40字×36行」6枚、英文の場合は3000語

### 3. 抄録は和文(400字程度)および英文(150語程度、ダブルスペース)で作成の上、添付してください。また論文検索のため、和文・英文各10語以内でキーワードを設定し、末尾に記載してください。

### 4. 注は本文原稿の最後に一括して掲載してください。掲載は、<sup>①</sup>などのナンバーをふり、注の番号順に並べてください。

### 5. 文献記載の様式は以下のとおりとします。

- (1) 文献は本文の引用箇所の肩に<sup>①</sup>などの番号で示し、本文原稿の最後に一括して引用番号順に記載してください。文献の著者が3名までは全員、4名以上の場合には筆頭者名のみあげ、(筆頭者)他、としてください。

- (2) 記載方法は下記の例示に従ってください。

#### ①雑誌の場合

- 1) 田中 滋, アメリカ合衆国の高齢者医療, 医療と社会 1992; 2: 14-15.
- 2) Naoki Ikegami, Japanese Health Care: Low Cost Through Regulated Fees, HealthAffairs 1991; 3: 90: 90-91.

#### ②単行本の場合

- 1) 宮沢 健一, 医療と福祉の産業連関, 東京: 東洋経済新報社, 1992: 11-12.
- 2) Victor R. Fuchs, The Health Economy, Cambridge: Harvard University Press, 1986: 162.

#### ③訳本の場合

- 1) Victor R. Fuchs, (江見康一, 田中滋, 二木立訳), 保健医療の経済学, 東京: 勁草書房, 1990: 114

### 6. 図表はそれぞれ通し番号を付し、表題を付け、出所を必ず明記してください。また、本文には入れ込まず、1図、1表ごとに別紙にまとめ、挿入箇所を本文の右欄外に指定してください。

### 7. 見出しに振る修飾数字・英字等は原則として以下の順序に従ってください。

1. (1) ① (a) (ア) …

## Japanese Journal of Health Economics and Policy Guidelines For Authors

1. Authors to *Japanese Journal of Health Economics and Policy* ("the Journal") should keep in mind the following purposes of publishing *the Journal*. Monograph's, data analysis, and book reviews in the area of health economics and health care policy are broadly acceptable. *The Journal* considers for publication only the original papers that have never been published elsewhere in parts or in whole.
  - (1) *The Journal* shall intend to develop research in the area of health economics and health care policy, which shall become an academic basis for policy design and its evaluation.
  - (2) *The Journal* shall offer opportunities to present the achievement of survey and research in the area of health economics and policy.
  - (3) *The Journal* shall intend to accelerate candid opinion exchange and open academic discussion in the area of health economics and health care policy by anyone in the relevant sectors.
2. *The Journal* does not restrict authors' areas of interest in research. Authors are not necessarily a member of the Institute for Health Economics and Policy.
3. Authors must send to the following address a computer floppy disk (either Windows or Macintosh) containing the manuscript with tables and figures and its abstract as well as a printed copy of the manuscript for evaluation. Please note that the disk and the copy will not be returned.
4. Authors should refer to the "Style of Manuscript" attached to this guideline.
5. All manuscripts are acknowledged upon receipt and are promptly submitted for evaluation. Papers are reviewed internally as well as, in most cases, by outside peer reviewers.
6. Authors should agree that Institute for Health Economics and Policy will retain copyright to manuscripts accepted for publication.
7. Publication fee is free. Extra copies will be provided for actual costs to the authors in need.
8. Manuscripts should be sent or any contacts relating to *the Journal* should be made to the following address.

Attn. Editor of the Journal  
Institute for Health Economics and Policy  
Nagata-cho Araki Bldg. 1-5-7 Nagata-cho, Chiyoda-ku, Tokyo 100-0014 JAPAN  
Tel: (81-) 3-3506-8529 / Fax: (81-) 3-3506-8528 / E-mail: wwwadmin@ihep.or.jp

## Japanese Journal of Health Economics and Policy Style of Manuscript

### 1. Format of manuscripts

- (1) Authors must submit manuscripts in typewritten, double-spaced, single-sided format, no longer than six thousand words. Suggested length for Book Review is three thousand words.
- (2) Authors must submit abstracts in typewritten, double-spaced, single-sided format, no longer than one hundred fifty words, together with 10 keywords for quick reference.
- (3) An additional cover page must include the working title of the manuscript, name, address, telephone and fax number, and professional affiliation of the authors, and date of submission

### 2. Style

Endnotes, including both sources and explanatory matter, should be kept to minimum and numbered in the order of their appearance in the text, not by the alphabetical order. Endnotes should conform to the following examples.

P Naoki Ikegami. Japanese Health Care: Flow Cost Through Regulated Fees. *Health Affairs* 1991;3:90-91.

Q Victor R. Fuchs. *The Health Economy*. Cambridge: Harvard University Press, 1986:162.

**N.B.** :If the authors of the sources are more than four persons, it shall be referred to *top person and others*.

### 3. Exhibits

All exhibits (both tables and figures) should be placed at the end of the manuscript, one exhibit per page. Authors must provide numerical plotting data for all exhibits at the rightside margin of the inserting spot in the text.

## お詫びと訂正

---

本誌第5号に誤りがありました。読者の皆様には、お詫びとともに訂正いたします。

誤りの箇所は、第5号38頁、「図5 有床義歯装着における咬合支持域数（推定アイヒナー分類）の5歳階級別分類」中の凡例です。右に正しい凡例を掲げさせていただきます。

-  4点支持
-  3点支持
-  2点支持
-  1点支持
-  前歯のみ咬合
-  0点支持

正

## 編集後記

今年度の機関誌を編集するに当たっての私どものミッションは“上質な”機関誌を“年間2回”発行することであった。本誌が上質さを保つには、研究者からより多くのご投稿をいただかねばならず、そのためには、年間2回の発行が必要だと思われるからである。しかし、これはなかなかの難題であった。上質な機関誌の編集にはレフェリー、編集委員の長期に亘る査読という厳正な審査が必須で、簡単には合格作品は生まれない。一方、発行回数を重視するならば、審査プロセスの短縮化・平易化により、多くの合格作品を生まねばならない。つまり、質を保つと発行回数の増加が約束できず、発行回数を増加すれば質の保証が危惧されるのである。そして、この難儀をクリアするには圧倒的な投稿が必要なのだが、そのためには発行回数の増加が必要なのである。

機関誌編集は迷路に入ったかの感があったが、今回、このパラドックスを乗り越え、第7号を3月に発行する運びとなった。これで念願の“上質な”機関誌の“年間2回”の発行が実現した。関係者の皆様のご厚意とご協力に御礼申し上げたい。

今回、編集委員会が最終的に採用した投稿論文は1本である。他に5本の投稿をいただいたが、残念ながら合格とならず、次号、もしくは再チャレンジということになった。その貴重な合格作品は「健康保険組合における老人保健拠出金の現状」(安部 由起子)であり、これは、高齢者医療制度創設の議論がされている今日、まことにタイムリーで、改革議論に貢献する論文のように思われる。

また、前号から医療経済研究機構が行った代表的なプロジェクトを論文形式にまとめて報告しているが、第7号の研究報告は、価格弾力性の研究である。この研究は学習院大学の南部教授を座長として、2年間実施されたものである。その研究の中から、今回は4本の論文をご発表いただいた。医療費の価格弾力性に関して様々な視点からの実証研究論文である。いずれも医療制度改革の議論の礎となりうる秀作と思う。南部先生はじめ今回ご執筆された先生方の労に感謝を申し上げたい。

本誌も創刊以来6年を経た。その間、多くの方にご協力いただき、漸く編集システムも充実した。来年度以降も年間2号発行をする所存で、そろそろ成長期を迎えたく考える。今後とも各方面のご支援を心より願います次第である。

(編集事務局 前浜 隆広)

---

編集委員長	宮川公男	(財団法人統計研究会 理事長)
編集委員	池上直己	(慶應義塾大学医学部教授)
	小林廉毅	(東京大学医学部教授)
	田中滋	(慶應義塾大学大学院経営管理研究科教授)
	南部鶴彦	(学習院大学経済学部教授)
	西村周三	(京都大学経済学部教授)

---

医療経済研究 Vol.7 2000

---

平成12年3月31日発行

定価 3,000円 (本体2,858円)

編集・発行所

医療経済研究機構

財団法人 医療経済研究・社会保険福祉協会

〒100-0014 東京都千代田区永田町1-5-7

永田町荒木ビル1F

TEL 03(3506)8529

FAX 03(3506)8528

制作・発売

株式会社 法研

〒104-8104 東京都中央区銀座1-10-1

☎ 03(3562)3611

---

印刷・製本 研友社印刷株式会社



*Japanese Journal of  
Health Economics and Policy*

**Vol. 7 2000**

contents

Editorial .....	<i>Naoki Ikegami</i>	3
Original Article (Invitation)		
The Effects of the Elderly's Health Care Financing System .....	<i>Yukiko Abe</i>	5
on Health Insurance Societies in Japan		
Research Report		
An analysis of the effect of the inclusive payment system .....	<i>Hiroki Kawai</i>	37
on costs and intensity of care	<i>Shiko Maruyama</i>	
- the cases of elder outpatients and infant outpatients -		
Consumer Behavior of Medical Care Demand .....	<i>Satoshi Nakanishi</i>	65
- Estimation of the Dynamic Demand Function -		
The Estimation of Pharmaceutical Demand Function .....	<i>Tsuruhiko Nambu</i>	77
in the Presence of Price Regulation	<i>Naoki Shimada</i>	
The Effects of the Medical Insurance System on the .....	<i>Atsushi Yoshida</i>	101
Outpatients' Demand for Medical Care	<i>Shoichi Ito</i>	
Guidelines for Authors · Style of Manuscript .....		122
The Editor's Comment .....	<i>Takahiro Maehama</i>	127



*Institute for  
Health Economics and Policy*

定価3,000円 (本体2,858円)