

No.46

組合健保と医療保険制度改革
—トヨタ自動車グループを事例として—

2007年1月

名古屋市立大学大学院経済学研究科附属経済研究所

澤野 孝一朗

本研究は、名古屋市立大学大学院経済学研究科附属経済研究所のプロジェクト研究『名古屋における医療と介護・健康に関する研究』の一環として実施されたものである。

組合健保と医療保険制度改革*
—トヨタ自動車グループを事例として—

澤野 孝一郎**
名古屋市立大学大学院
経済学研究科

2007年1月

* 本稿の作成にあたり、データの収集および検索に関して、経済学部資料室の岩 石奇 啓子（名古屋市立大学）、倉地弘美（名古屋市立大学）の両氏からは多大なご協力を頂きました。ここに記して感謝いたします。本研究は、文部科学省科学研究費補助金（課題番号 18730169）の助成を受けている。なお本稿中の誤りについては、すべて筆者の責にあります。

** 名古屋市立大学大学院 経済学研究科
〒467-8501 愛知県名古屋市瑞穂区瑞穂町字山の畑1
Tel: 052-872-5754, Fax: 052-871-9429,
Email: sawano@econ.nagoya-cu.ac.jp

要約

この論文の目的は、組合健保の財政構造と医療保険制度改革の経緯をまとめ、自己負担率引上げ政策の実施が持つ効果について、実証的に評価検討することである。従来、日本の医療保険制度における自己負担率はほとんど改定されることはなかったが、1997年に被保険者の負担が1割から2割に改定された後、2003年には3割負担に改定された。この自己負担率引上げ政策の実施は、医療費負担を保険者から被保険者に転嫁する効果（コストシフティング）と、被保険者が負担増に反応して医療サービス需要を減少させる効果（受診抑制効果）の合せた効果によって、組合健保財政を改善させる効果を持つ。後者の効果の有無および規模は、被保険者が直面する医療サービス価格の上昇によって、どの程度だけ医療サービス需要を減少させるかという反応度、すなわち医療サービス需要の価格弾力性の規模によって判断することができる。本稿では、トヨタ自動車グループ各社の健保組合を事例として、被保険者の外来医療サービス需要の価格弾力性を推定し、その特徴について検討した。本稿の分析から、被保険者の外来医療サービス需要の価格弾力性は、-0.405から-0.249の間に分布しており、そのばらつきは労働者特性および労働環境の差によって特徴づけることができることがわかった。

キーワード： 組合健保、医療保険制度改革、自己負担率、価格弾力性、トヨタ自動車グループ

JEL Classification Number: I10, D12

1. はじめに

日本の医療保険制度は、大きく分けて健康保険制度（健保）と国民健康保険制度（国保）から構成されている。そして健保には、大企業およびその業界団体が設立・運営する組合の集まりである組合管掌健康保険組合（組合健保）と、それ以外の労働者を対象とする政府管掌健康保険組合（政管健保）の2つがある。近年、多くの医療保険制度改革が実施されてきたが、主な改正内容は健保に関連するものであった。本稿では、前者の組合健保を分析対象として、その財政構造と医療保険制度改革の経緯をまとめ、自己負担率引上げ政策の実施が持つ効果について、実証的に評価検討することが目的である。

数多くある医療保険制度改革のなかで、自己負担率の改定が大きな意味を持つのは、次の理由による。組合健保の財政構造は、収入の9割近くは保険料収入で構成される一方、支出は保険給付費以外に様々な拠出金から構成されている。近年、特に老人保健制度運営のための拠出金が経年的に増加しており、按分負担の見直しやその将来的なあり方が議論されている（安部,2000a,b., Abe,2006.）。他方、保険料収入の基盤である健康保険料は、賃金額（標準報酬月額）に対する料率で設定されているが、賃金の伸び悩みや労働の非正規化に伴い、保険料収入も伸び悩んでいる。2003年には保険料率の設定において、総報酬制が導入されているが、保険料率には上限設定があるため、収入確保策には限界がある。また保険料率の改定は、労働者の負担の観点からも制約的な側面がある。このため組合健保の財政改善のためには、保険給付の設定が最後に残された手段となっている。この保険給付の改定のなかで、大きな効果を持つのが保険給付制限、すなわち自己負担率を政策的に引き上げることである。

この自己負担率引上げ政策の実施は、次なる2つの効果の合計によって、組合健保の財政を改善させる（井伊・別所,2006.）。ひとつは、医療費負担を保険者から被保険者に転嫁する効果であり、西村(1997)がコストシフティングと呼んだ効果である。もうひとつは、被保険者が直面する医療サービス価格の上昇に反応して、医療サービス需要を減少させることから生まれる医療費が減少する効果で、通称で受診抑制効果と呼ばれるものである。この後者の受診抑制効果の有無は、自明なものではない。これは被保険者が医療サービス価格の変動に、どの程度反応するか（反応しないか）は、先験的に明らかではないためである。この効果の有無を判定する指標が、医療サービス需要の価格弾力性である。ここに医療サービス需要を実証的に分析する大きな意義があり、多くの研究が行われてきている。

一般的に価格弾力性の規模を決める要因は、その財・サービスと密接な代替財が存在するか否かにある。医療サービスの場合、入院・外来・歯科とサービスを分類した場合、消費者（被保険者）の選択の余地がある外来と歯科が、価格弾力性研究の分析対象となることが多い。特に外来医療サービスの場合、その代替財候補として余暇時間（労働時間）・保健予防・家庭用医薬品の3つがあげられる。家庭用医薬品は、全国一律の規制（薬事法）によって、どの消費者（被保険者）にも利用可能性が確保されている。しかし余暇時間（労働時間）や保健予防に関しては、組合健保を構成する健保組合間で利用可能性に格差がある。すなわち各健保組合の被保険者の背後にある、代替財に関する利用可能性の格差が、外来医療サービス需要の価格弾力性の差を生む可能性がある。本稿では、トヨタ自動車グループ各社の健保組合を対象として、この価格弾力性の格差が観察されるのか、仮に観察されるのならば、それはどのような要因によって特徴づけることができるのかを明らかにしようと考えている。

本稿の分析から得られた結論を要約すると、次のとおりである。トヨタ自動車グループ各社とその関連企業の14組合について、1990～2003年度のデータから、被保険者の外来医療サービス需要の価格弾力性を推定した。得られた外来医療サービス需要の価格弾力性は、-0.405から-0.249の間に分布しており、グループ各社の健保組合間で価格弾力性に関する差があることがわかった。次にこの価格弾力性のばらつきに関して、どのような要因と相関を持つかを検討した。候補とした要因は、被保険者・平均年齢と男子構成比、労働時間、1人あたり保健事業費である。結果は、1人あたり保健事業費を除き、価格弾力性は予想される相関関係を持っていた。これよりトヨタ自動車グループ各社の健保組合に関する価格弾力性のばらつきは、労働者特性および労働環境の差によって特徴づけることがわかった。

以下2節では、組合健保の財政とその制度改革の経緯についてまとめ、3節では分析の枠組みとなるモデルを提示している。4節では、推定を行うための推定モデルとデータの特定化を行い、5節ではその結果を報告している。6節は、外来医療サービス需要の価格弾力性の推計結果とその決定要因について議論している。最後7節は、本稿の結論の要約と今後の課題について述べている。

2. 組合健保の財政とその制度改革

本稿では、分析対象とするトヨタ自動車グループ各社の健保組合の現状と、その財政の決定要因について説明する。以下では、はじめにトヨタ自動車グループ各社と健保組合の概況について述べ、その財政構造の特徴をまとめている。最後に保険者の財政構造を規定する自己負担率の役割とその効果について説明している。

トヨタ自動車グループ各社の健保組合と財政—その概況—

トヨタ自動車には、グループ主要 10 社と呼ばれる企業群があり、その内訳は豊田自動織機・愛知製鋼・豊田工機（現ジェイテクト）・トヨタ車体・豊田通商・アイシン精機・デンソー・豊田紡織（現トヨタ紡織）・関東自動車工業・豊田合成の 10 社である。またトヨタ系主要部品メーカーとして、小糸製作所・東海理化・フタバ産業の 3 社がある。さらにトヨタ系部品 4 社と呼ばれる企業群もあり、東海理化・愛三工業・大豊工業・中央発條の 4 社である。本稿では、これら企業群をトヨタ自動車グループと呼ぶこととする。各社それぞれ独自の健保組合を持っているが、東海理化と大豊工業の 2 社を含むグループ 126 社は、トヨタ関連部品という健保組合を設立・運営している。トヨタ自動車グループの健保組合の特徴として、大規模な組合が少数あり、平均規模（被保険者数 9000 人程度）の組合が 3 つあり（トヨタ自動織機・トヨタ車体・豊田合成）、それ以外は非常に小規模な組合となっている（澤野,2006.）。

表 1 は、組合健保の収支状況（2003 年度）をまとめたものである。パネル A は、全国状況を示したものであり、左側の欄は収入とその項目、右側の欄は支出とその項目を示している。組合健保・全国は、収入総額の 91.3%は保険料収入、支出総額の 48.7%は法定給付費、28.1%は老人保健拠出金、11.2%は退職者給付拠出金から構成されている。パネル B は、トヨタ自動車健保組合の収支状況を示したものである。若干の比率の違いはあるが、構成比の分布は、組合健保・全国の状況と大差ない。このように組合健保の財政は、収入の約 9 割は保険料収入から構成される一方、支出の約 4 割近い部分が加入者以外の医療保険給付（老人保健・退職者医療）に充当されていることがわかる。

このように老人保健制度および退職者医療制度は、健保組合の財政に大きな影響を与える要因となっている。特に老人保健制度と老人保健拠出金制度については、次なる分析と議論が行われた。馬場園ほか(1991), Babazono et al.(1998)は、扶養率や被保険者の平均報酬月額が健保組合財政（老健拠出金額）に影響を与えることを明らかにした。安部(2000a,b)は、老健拠出金額の算定方法の問題に注目して、その拠出金額を規定する健保組合ごとの 1 人

あたり老人医療費のばらつきが、健保組合の財政に多大な影響を与え、財政不安定化要因となっていることを示した。また Abe(2006)は、老人保健拠出金の算定方法が健保組合に与えるインセンティブ機能に注目した分析を行い、制度から期待される老人医療費抑制に関する健保組合の努力機能が、不十分にしか働いていないことを明らかにしている。そして鈴木(2001)は、健保組合の経常収支赤字が、保健事業費や附加給付費を抑制させることを明らかにしている。

組合健保の診療動向と医療制度改革

表2は、組合健保における診療費の構成をまとめたものである。日本の健康保険・集計データでは、保険給付としての入院診療・外来診療・歯科診療の合計金額として「診療費計」が報告されている。表の数値は、各診療項目（入院・外来・歯科）の診療費が「診療費計」に占め割合を示したものである（診療費シェア）。表の第1列目には健保組合の名称、第2列目はデータ年度（1990,95,2003年度）、第3列目は被保険者の診療費シェア、第4列目は被扶養者の診療費シェアを示している。被保険者・全国に関して、診療費の約30%は入院診療、約50%は外来診療、残り約20%は歯科診療から構成されている。トヨタ自動車健保組合に関しても、全国状況とは大差ない。また被扶養者についても、若干の比率の違いはあるものの、被保険者の状況と大きな差がないことがわかる。このように日本の組合健保における保険診療は、外来診療に大きく依存した構造となっている。

表3は、組合健保における診療諸率をまとめたものである。診療諸率とは、受診率・1件あたり日数・1日あたり金額と呼ばれる医療費の3要素のことであり、その動向を観察することは医療費分析の基礎である（妹尾,1985.）。パネルAは被保険者について、パネルBは被扶養者について掲載している。また各パネル表の第1列目は健保組合の名称、第2列目はデータ年度（1990,95,2003年度）、第3列目は入院診療の諸率、第4列目は外来診療の諸率を示している。

入院診療の特徴は、次のとおりである。被保険者（パネルA）について、全国を受診率は時系列的に不変、1件あたり日数は減少傾向、1日あたり金額は増加傾向にあり、トヨタ自動車健保組合の動向も全国状況と大きな差はない。被扶養者（パネルB）について、全国を受診率は時系列的に不変、1件あたり日数は減少傾向、1日あたり金額は増加傾向にあり、被保険者と同様にトヨタ自動車健保組合の動向も全国状況と大きな相違はない。

外来診療の特徴は、次のとおりである。被保険者（パネルA）について、全国を受診率

は時系列的に不変、1件あたり日数は減少傾向、1日あたり金額は各年度においてばらつきがある。トヨタ自動車健保組合は、時系列的な傾向は全国と同じものの、受診率や1件あたり日数の水準が全国より若干低いこと、1日あたり金額の水準が全国より幾分高いことが特徴である。被扶養者（パネル B）について、全国の受診率は時系列的に増加傾向、1件あたり日数は減少傾向、1日あたり金額は増加傾向にあり、トヨタ自動車健保組合の動向も全国状況と大差ない。

上記の診療諸率の動向について、次なる説明を行うことができる。入院診療の諸率の動向は、医療政策および診療報酬改定の影響を反映したものと考えることができる。日本では、入院医療費の増加を抑制するために、医療法による地域医療計画の策定および病床数規制を実施している¹（澤野,2005b.）。現在、多くの医療圏における病床利用率は80~90%程度であり、ほぼ満床の状態にある。このため病床数規制は、事実上の入院規制の効果を持っている。入院診療の受診率が時系列的に不変であるのは、この効果の存在を示している。また入院医療費の抑制のために、診療報酬設定の誘導による平均在院日数の短縮化が図られている（澤野,2003.）。この診療報酬改定の政策が、1件あたり日数が減少する要因の一つとなっている。

外来診療の諸率の動向は、被保険者と被扶養者とで異なる特徴を持つ。被保険者は、受診率が時系列的に不変なまま、1件あたり日数が減少しており、被保険者の外来受診が減少していることを示している。しかし被扶養者は、受診率が増加傾向のなか、1件あたり日数が減少している。このことは、従来よりも少ない通院日数だが、被扶養者全体で受診する割合が高まっているか、短い通院日数で同一の被扶養者が頻繁に通院するようになってきていることを示している。このような外来診療の動向は、健康保険・自己負担率改定の効果（被保険者のみ）と、加入者特性の変化（被保険者・被扶養者とも）の2つの要因によって説明することができる。

被保険者・自己負担率改定の効果と測定

健康保険・被保険者の自己負担率は、1984（昭和59）年に10%で設定された後、1997（平成9）年に20%、2003（平成15）年に30%に改定された。井伊・別所(2006)では、そ

¹ この規制の根拠は、「作ったベットは、埋められたベット（新規に設置された病床は、病院経営上の理由から、すぐに入院患者で埋められてしまうということ）」と呼ばれる医師誘発需要に求められている（澤野,2006a.）。

の改定が持つ効果について説明し、佐々木・郡司(2003)ではマクロの医療費データを利用した改定効果分析を行っている。一般に自己負担率の引上げの実施は、次なる2つの効果から構成される。ひとつは保険者と被保険者間で医療費の負担割合を変更する効果で、保険者負担(医療保険財政)の一部が被保険者負担(家計負担)に転嫁される効果である(コストシフティング)。もうひとつは、自己負担率引上げ政策が受診抑制効果を持つ場合であり、この場合には医療サービス需要の減少を通じた医療費節約が生じ、それに伴う保険財政改善効果が発生する効果である。前者のみの効果の場合、医療費総額は一定のなかで保険者と被保険者間で負担按分が変更される効果に過ぎないが、後者の効果が発生する場合には、医療費総額自体が減少し、その金額で保険者と被保険者間の負担按分が行われる。このため後者の効果の有無が、自己負担率引上げ政策の評価において要点となっている。

自己負担率引上げ政策の実施に伴う受診抑制効果とは、消費者(被保険者)が直面する医療サービス価格が上昇し、その価格反応として医療サービス需要が減少する効果として理解されている。すなわち後者の効果の有無および規模は、医療サービス需要の価格弾力性の規模によって判定することができる。一般に医療サービスは、外来診療・入院診療・歯科診療の3つに区分することができるが、消費者(被保険者)の選択の余地を考えた場合、入院診療は0に近い価格非弾力的であり、代替財の候補を考慮することができる外来診療と歯科診療が価格弾力性研究では分析対象となっている²。これまでの研究から、若年者の外来医療サービス需要に関する価格弾力性は-0.54 から-0.08 の間に分布しており、日本の医療サービス需要はあまり価格弾力的でない(澤野,2004., 井伊・別所,2006.)。

これら医療サービス需要の価格弾力性研究の成果から、仮に被保険者の自己負担率を引き上げた場合、コストシフティングのみならず、受診抑制効果に伴う財政改善が実現することを予想することができる³。この理論的・実証的な予想を検証するのが、実際の被保険者・自己負担率引上げ政策の実施前後を利用した比較研究である。表4は、1997(平成9)年9月に実施された被保険者・自己負担率引上げ政策の効果に関する分析結果をまとめたものである。分析対象は、澤野(2001b)が政管健保、それ以外はすべて組合健保である。医療サービスは、吉田・川村(2004)が歯科診療、それ以外はすべて外来診療である。表にま

² この価格弾力性の特徴から、入院・自己負担率の引上げは、保険者から被保険者に負担を転嫁する効果しかない。このため改定を実施すると、入院者への負担増という効果が発生するため、入院医療費の自己負担に関しては、政策的に負担上限を設定することが多い。

³ 価格弾力性の規模は比較的小さいが、日本の診療費構造は約50%近くが外来診療費で構成されているため、総額としては決して小さいものではない。

とめられる結果から、データ・セットや分析手法は様々であるが、平均的な結論は(1) 1997年改定は受診抑制効果を持ったが、(2) その規模は相対的に大きなものではなかったとなる。この結論は、先に行われてきた医療サービス需要の価格弾力性研究から得られた予想を裏書するものとなっている⁴。

このように被保険者・自己負担率の引上げ政策の実施は、医療サービス需要の価格効果の問題として理解することができる。実証分析では、その他の条件を一定として、追加的な価格の変化が必要に与える効果として、その弾力性が測定されている。つまり推定される価格弾力性の規模は、(分析の背後にある)その他の条件に依存している。一般に価格弾力性の規模を決定するのは、その代替財の存在（もしくは利用可能性）である。医療サービスの場合、その候補は余暇時間（労働時間）・保健予防・家庭用医薬品の3つを考慮することができる。この3つの候補のうち、家庭用医薬品は全国一律の規制（薬事法）のもとで利用可能性が確保されているので、健保組合間で格差はない。しかし余暇時間（労働時間）も、各健保組合を運営する企業間で格差がある。また保健予防は、各健保組合間で実施状況に相違がある。またこのような代替財の利用可能性の相違が、各健保組合に加入する被保険者の価格弾力性の相違を生む可能性がある。そしてこの価格弾力性の規模の相違は、各健保組合の財政改善の規模の相違となる。本稿では、トヨタ自動車グループの健保組合に注目して、この価格弾力性格差の可能性を実証的に明らかにしようと考えている。

3. モデル

本節では、代替性を考えることができる外来医療サービス需要について、その決定要因とその理由を説明しようと考えている。いまある消費者は、健康消費財 h とその他の合成財 x から効用を得ており、その限界効用はプラスでかつ逓減する性質を持つものと仮定する。ここで健康財 h は、外来医療サービス量 q とその他の決定要因 z の2つから生産され

⁴ このように自己負担率引上げ政策の実施は、保険財政の改善を実現するものであるが、大きくわけて2つの政策的なコストが指摘されている。ひとつは医療費自己負担の分布の変化に伴う公平性の問題であり、遠藤・篠崎(2003)では1997年改定は入院診療の逆進性をためる方向に作用したことを明らかにしている。もうひとつは、被保険者の受診抑制に伴う疾病の重症化の問題であり(平石,1985., 日台,2001.)、馬場園(2005)では1997年改定が重症化をもたらした可能性を指摘している。泉田(2004)では、消費者(被保険者)の診療形態の選択を明示的に考えた実証分析を行い、1997年改定では医療機関受診を諦めた結果、入院が必要になるほど重症になって医療機関を受診するという可能性は統計的にはないことを明らかにした。このように自己負担率引上げ政策の実施には、政策的なコストが伴うことが議論されているが、この点は十分に明らかにされていないテーマとなっている。

る（健康生産）と考える。ここで z とは、健康生産技術の特性や代替財の利用可能性を示す指標である。いまこの健康生産を示す関数関係は、 $h = h(q; z)$ はとして表現できるものとする。このとき以下なる消費者の効用関数を定義することができる。

$$v(q, x; z) = u(h(q; z), x) \quad (1)$$

次に消費者の直面する予算制約式について考える。所得はある定額可処分所得 y 、医療サービス価格は 1 日あたり外来医療費 p に自己負担率 α をかけた αp 、合成財価格は基準化価格 1 とすると、消費者の直面する予算制約式は以下のとおりである。

$$\alpha p q + x = y \quad (2)$$

この消費者は、(2)式の制約のもとで(1)式に示される効用水準が最大になるような外来医療サービス量 q と合成財 x を選択しようと考えている。この効用最大化問題を解くと、以下なる外来医療サービス需要関数を導出することができる。

$$q = q(\alpha p, y; z) \quad (3)$$

これより消費者の外来医療サービス需要は、自己負担額 αp （自己負担率 α 、1 日あたり外来医療費 p ）、所得 y 、健康生産を規定するその他の要因 z から規定されることがわかる。いま(3)式の外来医療サービス需要関数を単純な 2 次の線形関数で近似できるとすると、このとき需要関数は以下のとおりである。

$$\begin{aligned} \log(q) = & a_0 + a_1 \log(\alpha p) + a_2 \log(y) \\ & + a_3 [\log(\alpha p)]^2 + a_4 [\log(y)]^2 + a_5 \log(\alpha p) \times \log(y) \\ & + a_6 z + a_7 \log(\alpha p) \times z + \varepsilon \end{aligned} \quad (4)$$

いま $a_i (i = 0 \sim 7)$ は各変数にかかる係数であり、 ε は高次の誤差項を示している。ここで健康生産を規定するその他の要因 z は、健康生産の特性や代替財の利用可能性の相違から、定数項として生じる格差と、価格弾力性の差分として発生する格差の形で需要関数に影響

を与えるとして定式化している。

この場合、外来医療サービス需要の価格弾力性は、以下のとおりである。

$$E \equiv \frac{\partial \log(q)}{\partial \log(\alpha p)} = a_1 + 2[a_3 \log(\alpha p)] + a_5 \log(y) + a_7 z \quad (5)$$

上式(5)式は、外来医療サービス需要の価格弾力性 E とは、自己負担額 αp 、所得 y と健康生産を規定するその他の決定要因 z の評価値に依存したものであり、その規模は需要決定要因に応じて変化することがわかる。そして特に健康生産を規定するその他の決定要因 z の増加に伴い、価格弾力性の規模が大きくなる場合には、当該決定要因が外来医療サービスと密接な代替財関係にあることを示している。次節では、トヨタ自動車グループ各社の健保組合データを利用して、(4)式の需要関数を推定し、この外来医療サービス需要の決定要因とその代替財関係について明らかにしようと考えている。

4. 推定方法

本節では、実証分析の対象とその方法、データの特定化とその推定結果について説明する。はじめに分析対象であるトヨタ自動車グループ各社の健保組合とそのデータ出所についてまとめ、推定モデルとその方法について述べている。次にデータの特定化を行い、本稿が分析対象とするデータの記述統計量とその特徴について説明している。

分析対象—トヨタ自動車グループ各社の健保組合—

本稿で分析の対象とするのは、トヨタ自動車グループ各社の健保組合・被保険者のデータである。分析に利用する健保組合は、トヨタ自動車グループの主要な企業で、主たる事務所の所在地が愛知県として届出された 14 組合である。組合名は、トヨタ自動車・豊田自動織機・愛知製鋼・豊田工機・トヨタ車体・豊田通商・アイシン・デンソー・豊田紡織・豊田合成・トヨタ関連部品・フタバ産業・愛三工業・中央発條である。データ出所は、健康保険組合連合会『健康保険組合 事業年報（各年度版）』である。分析データは、統計の集計方法が統一されている 1990～2003 年度までの 14 年間分を利用する。主に利用するデータは、標準報酬月額と外来の診療費等諸率（受診率・1 件あたり日数・1 日あたり診療費）

である。外来受診率は被保険者 1 人あたりの年間外来レセプト枚数、1 件あたり外来日数は年間レセプト枚数あたりの外来日数、外来 1 日あたり診療費は外来 1 日あたり保険給付額である。

推定モデルとその方法

いまトヨタ自動車健保組合（以下からトヨタ自動車という）を基準として、グループ各社の健保組合であることを示す健保組合ダミー変数 D_j ($j=1\sim 13$) を作成する。係数 a_{ij} ($i=6,7$ $j=1\sim 13$) を新たに定義して、(4)式の需要関数を以下の形で定式化する。

$$\begin{aligned} \ln(q) = & a_0 + a_1 \ln(\alpha p) + a_2 \ln(y) \\ & + a_3 [\ln(\alpha p)]^2 + a_4 [\ln(y)]^2 + a_5 \ln(\alpha p) \times \ln(y) \quad (6) \\ & + \sum a_{6j} D_j + \sum a_{7j} \ln(\alpha p) \times D_j + \varepsilon \end{aligned}$$

上式では、健康生産を規定するその他の決定要因 z を健保組合ダミー変数 D_j ($j=1\sim 13$) として置き換えている。

ここで自己負担額の変数平均 αp^A を、所得の変数平均 y^A を、(6)式の推定から求められた係数を \hat{a}_{ij} と表現する。このときある j 健保組合について、(5)式に対応する外来医療サービス需要の価格弾力性は、以下のとおりである。

$$\hat{E} \equiv \frac{\partial \ln(q)}{\partial \ln(\alpha p)} = \hat{a}_1 + 2[\hat{a}_3 \ln(\alpha p^A)] + \hat{a}_5 \ln(y^A) + \hat{a}_{7j} \quad (7)$$

上式(7)は、変数平均で評価した外来医療サービス需要の価格弾力性が、各健保組合で異なっているかを測定する指標になっている。本稿では、この(7)式で示される価格弾力性を求めることとする。

データの特定化と記述統計量

被説明変数である外来医療サービス需要 q は、1 件あたり外来日数を利用する。説明変数である自己負担額 αp は 1 日あたり外来医療費に法定自己負担率をかけた金額、所得 y は標準報酬月額（平均）である。サンプル数は、各 14 組合の 14 年間分の 196 サンプルであ

る。表5のパネルAでは、変数名の定義とデータの加工方法についてまとめている。本稿では、価格変動の要因として被保険者・自己負担率 α の引上げ政策の実施を利用する。本サンプル期間では、1割負担（1990年～）・2割負担（1997年～）・3割負担（2003年～）の時期が含まれている。また金額データである自己負担額と所得は、消費者物価指数を利用して、2000年基準で実質化している。表5のパネルBでは、変数の平均・標準偏差・最小値・最大値をまとめている。この記述統計は、自己負担額（実質額）が、本サンプル期間において、価格変動を持っていることを示している。

5. 推定結果

本節では、外来医療サービス需要関数の推定結果について報告する。以下では、はじめに(6)式で表現される需要関数の推定結果について説明する。その後、求められた外来医療サービス需要の価格弾力性の評価のために、診療諸率データの意味の整理と外来受診確率関数の推定を行っている。

外来医療サービス需要関数の推定結果

表6は、(6)式の外来医療サービス需要関数の推定結果である。主要な結果は、次のとおりである。消費者価格を示す自己負担額は、1次項の係数は統計的に有意でないが、2次項および他変数とのクロス項の係数は統計的に有意なものとなった。所得は、1次項・2次項・クロス項の係数すべてが統計的に有意である。健保組合ダミー変数については、比較基準の健保組合であるトヨタ自動車と統計的な差が、1次項および自己負担額とのクロス項の両方で観察されないのが、デンソー・豊田自動織機・豊田工機の3組合であり、クロス項のみで観察されないのがトヨタ車体である。このことは、外来医療サービス需要の価格弾力性を示す(7)式から、デンソー・豊田自動織機・豊田工機・トヨタ車体の4組合の価格弾力性は、比較基準であるトヨタ自動車の価格弾力性と統計的な差が観察されないことを示している。そして全14組合から上記の4組合を差し引いた10組合は、各健保組合間で外来医療サービス需要の価格弾力性は統計的な差を持っていることを意味している。

Two Part Model—集計データから見た外来医療サービス需要関数の評価—

本稿で利用するデータは、健康保険組合連合会『健康保険組合 事業年報（各年度版）』

という年度で集計されたデータである。この集計データとして記載される受診率と1件あたり外来日数は、ある仮定のもとで、次なる被保険者の受診行動を想定することができる。受診率は、被保険者数に占める年度内のレセプト枚数の割合を示したものである。レセプトは、ある被保険者1人の1ヶ月分の診療報酬を請求する書類であるので、当該被保険者名（被保険者番号）のあるレセプトの有無は、ある月における被保険者の受診の有無を示す指標になる。すなわち受診率を12ヶ月で平均したものは、1ヶ月あたりの平均的な外来受診確率を示すものとなる。

次にあるレセプトに記載される外来日数は、受診選択を行った被保険者が何日間のサービスを需要したかを示す指標であると考えられる。1件あたり外来日数とは、レセプト1枚あたりの平均的な外来日数を示した指標である。これより被保険者が受診するか否かの確率選択は受診率（月）、受診決定後のサービス量選択は1件あたり外来日数で、2段階にて行われる被保険者の選択行動を描写することができる⁵。

このような受診決定モデルは、Two Part Model と呼ばれている⁶。このTwo Part Model で描写される被保険者の受診選択行動を考える場合、医療サービス需要の価格弾力性は、次なる形で修正することができる。いま受診確率関数 $\pi = \pi(\alpha p)$ を、受診決定後のサービス量関数 $q = q(\alpha p)$ をと定義すると、平均的な医療サービス需要量（期待値）は πq である。このとき平均的な価格弾力性 \hat{E} は、以下のとおりである。

$$\hat{E} \equiv \frac{\alpha p}{\pi q} \frac{\partial}{\partial(\alpha p)} [\pi(\alpha p)q(\alpha p)] = \frac{\alpha p}{\pi} \frac{\partial \pi}{\partial(\alpha p)} + \frac{\alpha p}{q} \frac{\partial q}{\partial(\alpha p)} = \frac{\alpha p}{\pi} \frac{\partial \pi}{\partial(\alpha p)} + E \quad (8)$$

これより受診確率選択において、医療サービス価格である自己負担額 αp が決定要因とな

⁵ 従来、健康保険関連の統計書で、診療諸率として受診率および1件あたり日数が掲載されてきた理由は、この被保険者行動の想定にあった。しかし近年の研究結果から、被保険者（および被扶養者）には、同じ月内で重複受診・はしご受診・複数の医療機関受診があることが知られており、ある月内でも同一被保険者のレセプトが複数枚あることが明らかとなっている。このことは、受診率（月）を受診確率と考えて利用すると、真の受診確率より過大な評価をしていることになる。このような確率バイアスの有無は、個票データ（レセプト・データ）が利用できない限りは、評価することはできない。日本では一部の例外を除き、このようなデータは利用できないので、この種の確率バイアスの問題の是非、およびその規模については判断することができない。

⁶ Two Part Model を利用した受診行動選択の研究として Duan et al.(1983), Hurd and McGarry(1997), Ten-Wei Hu et al.(1999)があり、澤野(2005a)では日本の受診行動選択分析で利用している。井伊・別所(2006)では、このTwo Part Model に関する詳細なサーベイを行っている。このモデルの利用には、データ発生過程の想定と、関数を分離して推定できることの確率的な仮定が必要とされる場合がある。Pohlmeier and Ulrich(1995)および Yoshida and Takagi(2002)は、この点に関する詳細な議論を行っている。

らない場合、サービス量 q に関する価格弾力性は、平均的な価格弾力性と等しくなることがわかる。また受診確率選択が価格弾力的な場合、サービス量選択に関する価格弾力性は絶対値で見た下限値（価格に反応する最低の程度を示すもの）であることがわかる。この医療サービス需要の価格弾力性の特性を確認するため、受診率（月）を被説明変数として、外来受診確率関数の推定も行うこととする。

表5のパネルBでは、受診率（月）の記述統計量をまとめており、最小値および最大値からある程度の分布を持っていることがわかる。表7は、外来受診確率関数の推定結果である。まず自己負担額は統計的に有意な変数とはならなかったが、所得は統計的に有意な変数であった。また健保組合ダミー変数は、トヨタ車体を除き、すべて統計的に有意な変数であった。このことは、表3のパネルA（被保険者）が示すように、自己負担率の引上げ政策の実施（自己負担額の増加）にも関わらず、外来受診率は経年的に上昇してきたことが反映されている。そして表5のパネルBで示される受診率のばらつきは、健保組合ダミー変数が統計的に有意な変数であることが示すとおり、各健保組合間のばらつきを示すものである。

この結果は、表4でまとめられる先行研究の結果と同じものである。そこでは組合健保に関する1997年改正の効果は、外来受診率には観察されず、外来日数にのみ観察されていた。また西村(1997)では、1984年改正の効果に関する観察から、自己負担率引上げ政策の実施は受診率に一時的に影響を与えるものの、その効果は時間とともに解消されることを指摘した上で、大幅な負担増でない限り、人々は受診行動をあまり変えないのではないかと指摘していた。表7の結果は、トヨタ自動車グループ各社の組合健保・被保険者に関して、1997年改正および2003年改正の効果を合せたとしても、西村(1997)の指摘は支持されることを意味している。

これより自己負担率引上げ政策の実施は、トヨタ自動車グループ各社の組合健保・被保険者に関しては、外来受診率に与える影響は限りなく小さく、1件あたり外来日数の変化として捕捉できることがわかる。そして平均的な外来医療サービス需要の価格弾力性は、サービス量選択（1件あたり外来日数）に関する価格弾力性で近似できることがわかる。

6. 議論

本節では、前節で得られた外来医療サービス需要の価格弾力性をまとめ、その特徴と決

定要因について考察する。以下では、はじめにトヨタ自動車グループ各社の価格弾力性の特徴をまとめ、その後その決定要因についての議論を行っている。

トヨタ自動車グループ各社の価格弾力性とその特徴

表6の推定結果を利用して、(7)式で表現される外来医療サービス需要の価格弾力性を求めた結果は、次のとおりである。比較基準であるトヨタ自動車は-0.249、同じ価格弾力性（健保組合間で統計的な差がない）のがデンソー・豊田自動織機・豊田工機・トヨタ車体の4組合である。比較基準と異なる価格弾力性を持つ健保組合（価格弾力性の規模）は、愛知製鋼（-0.321）、豊田紡織（-0.379）、アイシン（-0.351）、豊田合成（-0.344）、中央発條（-0.357）、豊田通商（-0.300）、フタバ産業（-0.405）、愛三工業（-0.361）、トヨタ関連部品（-0.1248）の9組合である。トヨタ自動車グループ各社の健保組合について、価格弾力性の最も大きい規模はフタバ産業（-0.405）、最も小さい規模はトヨタ自動車（-0.249）である。

近年の医療経済学に関するサーベイを行った井伊・別所(2006)では、日本の平均的な外来医療サービス需要の価格弾力性は、-0.54~-0.08の範囲にあることを報告している。また1997年改正の効果に関する研究をまとめた表4においても、外来医療サービス需要の価格弾力性は-0.26~-0.08に分布していることを示している。このように本稿で得られたトヨタ自動車グループ各社の価格弾力性も、先行研究から適切な範囲に分布していることがわかる。ただし先行研究と異なる特徴を指摘するならば、次の2点の留意が必要である。第1は、分析対象が組合健保・被保険者のみで、かつトヨタ自動車グループ各社であることである。第2は、データ期間が1990~2003年と長期間であり、価格変動として利用した自己負担率引上げ政策が2回（1997年改正・2003年改正）含まれていることである。他の先行研究のデータ期間が、クロス・セクションもしくは制度改正前後を含む3年間程度で行っていることを考えると、本稿で得られた価格弾力性は長期の弾力性となっている。

価格弾力性の分布とその決定要因

表8は、先に得られた外来医療サービス需要の価格弾力性について、各健保組合の特徴とともにまとめたものである。第1列目は健保組合名、第2列目は健保組合の業態区分、第3列目は価格弾力性、第4列目は被保険者・平均年齢、第5列目は被保険者・男子構成比、第6列目は労働時間、第7列目は1人あたり保健事業費である。ここで価格弾力性は、

絶対値表示である。以下では、価格弾力性のばらつきが、どのような要因で説明できるかを検討しようと考えている。

被保険者・平均年齢と被保険者・男子構成比は、消費者（労働者）の健康生産技術の格差を示す指標である。被保険者・平均年齢の高さは、追加的な医療サービスの利用が生み出す健康財の逓減をもたらす要因であり、価格変動に対する反応度を低下させる。このため被保険者・平均年齢と価格弾力性は、マイナスの相関関係を持つことが予想できる。被保険者・男子構成比は、Sindelar(1982a,b)が指摘した医療サービスの性差を考慮した変数である。しかし先験的にその効果は予想することができないため、価格弾力性との相関関係の方向性は未定である。

労働時間と1人あたり保健事業費は、消費者（労働者）の代替財の利用可能性に関する格差を示す指標である。労働時間の長さは、余暇時間を制約することによって、代替財としての休養時間の利用可能性を制限する要因（Grossman,1972., 澤野,2002.）であり、価格変動に対する反応度を低下させる。このため労働時間と価格弾力性は、マイナスの相関関係を持つことが予想できる。ただし本稿で利用する労働時間は、健保組合に加入する被保険者のものではなく、労働省政策調査部編『賃金センサス』に記載される区分（愛知県分）と各健保組合の主たる企業を対応させたものである。1人あたり保健事業費の多さは、保健・予防の利用可能性を高める要因（河野,2005.）であり、価格変動に対する反応度を上昇させる。このため1人あたり保健事業費と価格弾力性は、プラスの相関関係をもつことが予想できる。

表8の最下段には、上記の要因の予想される符号とその相関係数をまとめている。1人あたり保健事業費を除き、予想される符号条件を持つことがわかる。相関係数の規模から、最も大きな要因は被保険者の男女構成（被保険者・男子構成比）で、労働時間、被保険者・平均年齢の順となっている。1人あたり保健事業費は、上記変数とは異なり、各健保組合（および主たる企業）の選択変数である。このため被保険者の選択の余地が小さい（価格弾力性が小さい）健保組合では、健康確保およびその代替措置の福利厚生として、手厚い保健事業を実施していると考えられる（逆の因果関係）。このようにトヨタ自動車グループ各社の価格弾力性のばらつきは、労働者特性および労働環境にて特徴づけられるものと考えられる。

7. 結論

この論文の目的は、組合健保の財政構造と医療保険制度改革の経緯をまとめ、自己負担率引上げ政策の実施が持つ効果について、実証的に評価検討することであった。従来、日本の医療保険制度における自己負担率はほとんど改定されることはなかったが、1997年に被保険者の負担が1割から2割に改定された後、2003年には3割負担に改定された。この自己負担率引上げ政策の実施は、医療費負担を保険者から被保険者に転嫁する効果（コストシフティング）と、被保険者が負担増に反応して医療サービス需要を減少させる効果（受診抑制効果）の合せた効果によって、組合健保財政を改善させる効果を持つ。後者の効果の有無および規模は、被保険者が直面する医療サービス価格の上昇によって、どの程度だけ医療サービス需要を減少させるかという反応度、すなわち医療サービス需要の価格弾力性の規模によって判断することができる。本稿では、トヨタ自動車グループ各社の健保組合を事例として、被保険者の外来医療サービス需要の価格弾力性を推定し、その特徴について検討した。本稿の分析から、被保険者の外来医療サービス需要の価格弾力性は、-0.405から-0.249の間に分布しており、そのばらつきは労働者特性および労働環境の差によって特徴づけることができることがわかった。

最後は、今後に残された課題である。本稿では、大企業が設置・運営する健保組合（組合健保）を分析対象としていた。日本の健康保険制度では、中小企業労働者を対象とした政府管掌健康保険組合（政管健保）も多くの加入者を持っている。企業規模の相違が労働者（被保険者）の受診行動にどのような影響を与えるのかという点は、日本の医療保険政策および労働政策の観点からも重要なテーマであると考えられる。

参考文献

- Abe, Y., (2006)"The Effectiveness of Financial Incentives in Controlling the Health Care Expenditures of Seniors," *Discussion Paper, Series A, No.2006-161*, Graduate School of Economics and Business Administration, Hokkaido University.
- Babazono, A. et al., (1998)"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.
- Duan, N. et al., (1983)"A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care," *Journal of Business & Economic Statistics*.1-2: 115-126.
- Grossman, M., (1972)"On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*.80-2: 224-255.
- Hurd, M. and K. McGarry., (1997)"Medical Insurance and the Use of Health Care Services by the Elderly," *Journal of Health Economics*.16: 129-154.
- Pohlmeier, W. and V. Ulrich., (1995)"An Econometric Model of the Two-part Decision Making Process in the Demand for Health Care" *Journal of Human Resources*.30: 339-361.
- Sindelar, J. L., (1982a)"Differential Use of Medical Care by Sex," *Journal of Political Economy*.90-5: 1003-1019.
- Sindelar, J. L., (1982b)"Behaviorally Caused Loss of Health and the Use of Medical Care," *Economic Inquiry*.20: 458-471.
- Ten-Wei Hu, et al., (1999)"The Effects of Economic Reform on Health Insurance and the Financial Burden for Urban Workers in China," *Health Economics*.8: 309-321.
- Yoshida, A. and S. Takagi., (2002)"Effect of the Reform of the Social Medical Insurance System in Japan," *The Japanese Economic Review*.53-4: 444-465.
- 安部 由起子(2000a)「健康保険組合における老人保健拠出金の現状」
『医療経済研究』7: 5-36.
- 安部 由起子(2000b)「組合管掌保険のリスク分散機能について」
『季刊社会保障研究』36(3): 300-320.
- 井伊 雅子・別所 俊一郎(2006)「医療の基礎的実証分析と政策：サーベイ」
『フィナンシャル・レビュー』3月号: 117-156.
- 泉田 信行(2004)「患者の受診パターンの変化に関する分析」

- 『医療と社会』14(3): 1-20.
- 遠藤 久夫・篠崎 武久(2003)「患者自己負担と医療アクセスの公平性—支出比率とカクワニ指数から見た患者自己負担の実態—」『季刊社会保障研究』39(2): 144-154.
- 河野 敏鑑(2005)「保健事業と医療支出の関係に関する分析」
『医療経済研究』16: 37-48.
- 佐々木 修・郡司 康幸(2003)「医療保険制度における外来受診適正化方策の効果分析」
ESRI 調査研究レポート No.2, 内閣府経済社会総合研究所.
- 澤野 孝一朗(2001a)「家計消費における医療費自己負担—エンゲル曲線アプローチ—」
『日本経済研究』42: 61-84.
- 澤野 孝一朗(2001b)「外来医療サービスにおける医療供給の役割—昭和59年と平成9年改定の違いとその理由—」『大阪大学経済学』50(4): 26-40.
- 澤野 孝一朗(2002)「勤労者福祉と労働時間規制—時短政策が外来診療に与えた影響—」
『日本労働研究雑誌』502: 47-59.
- 澤野 孝一朗(2003)「第11章 診療報酬契約の経済学」伊藤秀史・小佐野広編著『インセンティブ設計の経済学—契約理論の応用分析—』291-323,勁草書房.
- 澤野 孝一朗(2004)「家計における医療費—自己負担率引上げ政策の効果とその影響—」
『季刊家計経済研究』62: 20-29.
- 澤野 孝一朗(2005a)「医療サービスと予防行動の実証分析—外来診療・健康診断・労働安全衛生法—」『オイコノミカ (名古屋市立大学経済学会)』42(1): 15-31.
- 澤野 孝一朗(2005b)「A.供給者誘導需要」平成16年度厚生労働科学特別研究「医師需給と医学教育に関する研究」報告書(主任研究者・長谷川敏彦), 277-307.
- 澤野 孝一朗(2006a)「3 医師誘発需要」長谷川敏彦・松本邦愛編著『医療を経済する—質・効率・お金の最適バランスをめぐって—』224-237,医学書院.
- 澤野 孝一朗(2006b)「愛知県における労働者と健康保険制度—トヨタ自動車グループ組合健保と政管健保—」『オイコノミカ (名古屋市立大学経済学会)』43(2): 43-67.
- 鈴木 亘(2001)「国民健康保険補助金制度の目的整合性とインセンティブに関する実証分析」『生活経済学研究』16: 91-103.
- 鈴木 亘(2004)「レセプトデータを用いたわが国の医療需要の分析と医療制度改革の効果に関する再検証」日医総研ワーキングペーパーNo.97, 日医総研.
- 妹尾 芳彦(1985)「第6章 医療費抑制策の経済分析」社会保障研究所編『医療システム

- 論』127-148,東京大学出版会.
- 鴫田 忠彦ほか(2002)「レセプトデータによる医療費改定の分析」
『経済研究』53(3): 226-235.
- 西村 周三(1997)『医療と福祉の経済システム』ちくま新書.
- 馬場園 明(2005)「受診保障の医療経済学－患者自己負担をめぐって－」
『科学』75(5): 592-597.
- 馬場園 明ほか(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』46(4): 890-897.
- 日台 英雄(2001)「第8章 報告：患者自己負担増をどう考えるか」瀬岡吉彦・宮本守編
著『医療サービス市場化の論点』133-150,東洋経済新報社.
- 平石 長久(1985)「第7章 社会保険による医療給付の限界と一部負担」社会保障研究所
編『医療システム論』149-164,東京大学出版会.
- 吉田 あつし・伊藤 正一(2000)「健康保険制度の改正が受診行動に与えた影響」
『医療経済研究』7: 101-121.
- 吉田 あつし・川村 颯(2004)「1997年自己改定と歯科サービスの需要及び供給の変化」
『医療と社会』13(4): 95-113.

表1 組合健保の収支状況 (2003年度)

A. 全国 (単位: 億円)

収入			支出		
項目	億円	%	項目	億円	%
保険料	58,661	91.33	法定給付費	29,164	48.71
その他収入	5,569	8.67	付加給付費	831	1.39
			老人保健拠出金	16,846	28.14
			退職者給付拠出金	6,727	11.24
			保健事業費	2,849	4.76
			その他支出	3,453	5.77
計	64,230	100	計	59,871	100

B. トヨタ自動車 (単位: 千円)

収入			支出		
項目	千円	%	項目	千円	%
保険料	39,681,927	94.28	法定給付費	17,658,764	42.77
その他収入	2,408,919	5.72	付加給付費	1,065,023	2.58
			老人保健拠出金	11,967,999	28.99
			退職者給付拠出金	5,750,246	13.93
			保健事業費	2,443,384	5.92
			その他支出	2,398,533	5.81
計	42,090,846	100	計	41,283,949	100

注1) データ出所は、健康保険組合連合会『健康保険組合 事業年報 (平成15年度版)』である。

注2) 単位は「A.全国」が億円、それ以外の「B.トヨタ自動車」は千円である。

注3) 収入および支出の各欄における比率(%)は、各項目額が収入計に占める割合、もしくは支出計に占める割合(構成比)を示している。

出所) 澤野(2006b)より一部を引用加工

表2 組合健保における診療費の構成（1990, 95, 2003 年度）

単位：％

名称	年	被保険者			被扶養者		
		入院	外来	歯科	入院	外来	歯科
全国	1990	27.59	52.56	19.85	32.08	51.69	16.23
	1995	27.91	53.02	19.08	32.50	52.76	14.74
	2003	29.33	51.92	18.76	31.28	54.59	14.13
トヨタ自動車	1990	27.81	48.81	23.38	32.86	50.70	16.44
	1995	27.81	51.85	20.33	31.86	52.37	15.78
	2003	28.40	51.22	20.38	29.03	57.12	13.84

注1) データ出所は、健康保険組合連合会『健康保険組合 事業年報（平成27,15年度版）』である。

注2) 各欄における「入院」、「外来」、「歯科」は、診療費（入院・外来・歯科の医療費合計）に占める各項目の割合（構成比）を示している。

出所) 澤野(2006b)より一部を引用加工

表3 組合健保における診療諸率（1990, 95, 2003 年度）

A. 被保険者

名称	年	入院			外来		
		受診率(件/人)	1件日数(日)	1日金額(円)	受診率(件/人)	1件日数(日)	1日金額(円)
全国	1990	0.09	13.97	18,216	4.36	2.05	4,851
	1995	0.09	13.01	23,088	4.78	1.94	5,568
	2003	0.08	10.55	25,661	4.76	1.61	4,836
トヨタ自動車	1990	0.08	14.34	18,020	3.42	1.97	5,482
	1995	0.08	13.77	23,258	3.80	1.90	6,194
	2003	0.07	10.52	23,092	3.86	1.60	5,048

B. 被扶養者

名称	年	入院			外来		
		受診率(件/人)	1件日数(日)	1日金額(円)	受診率(件/人)	1件日数(日)	1日金額(円)
全国	1990	0.10	12.79	14,331	5.07	2.05	2,920
	1995	0.11	12.15	17,136	5.31	1.96	3,510
	2003	0.10	10.40	22,065	5.90	1.73	3,932
トヨタ自動車	1990	0.12	12.10	14,265	5.07	2.03	3,058
	1995	0.12	11.67	16,988	5.25	1.95	3,687
	2003	0.10	9.72	20,923	5.87	1.75	3,924

注1) データ出所は、健康保険組合連合会『健康保険組合 事業年報（平成27,15年度版）』である。

注2) 各欄における「受診率（件/人）」は当該加入者（被保険者数もしくは被扶養者数）あたりレセプト件数、「1件日数（日）」はレセプト1件あたり受診日数、「1日金額（円）」は受診1日あたり保険給付額を示している。

出所) 澤野(2006b)より一部を引用加工

表4 健康保険・被保険者の自己負担率改定の効果 (1997年9月改定)

研究名	データ			分析方法		1997年9月改定	
	出所	期間	対象	被説明変数	推定方法	受診抑制効果	備考
吉田・伊藤(2000)	レセプト	1996年9月～1997年8月, 1997年8月～1998年7月	特定の4健保組合 (2製造業・2金融 保険業)	外来・レセプト枚 数 外来・受診日数	Hurdle Negative Binomial	レセプト：なし 日数：あり	主な効果は、被扶 養者
澤野(2001a)	家計調査年報(総 務省)	1980～1999年	勤労者世帯	保健医療支出額	エンゲル曲線推定	あり	支出シェア分析
澤野(2001b)	政管健保・事業年 報(社会保険庁)	1983～1998年	被保険者(都道府 県別)	1件あたり外来日 数	パネル・データ(固 定効果)	あり	外来・価格弾力 性：-0.09
鍋田ほか(2002)	レセプト	1997年1月～12 月	特定の1健保組合	1件あたり外来医 療費	OLS	あり	外来・価格弾力 性：-0.13
Yoshida and Takagi(2002)	レセプト	1996年9月～1998 年8月	特定の健保組合 (製造業)	外来・レセプト枚 数 外来・受診日数	Hurdle Negative Binomial	?	主な効果は、被扶 養者 外来・価格弾力 性：-0.26～-0.08
鈴木(2004)	レセプト	1996年4月～1999 年3月	特定の111健保組 合	外来・受診日数 外来・1日あたり 点数	Negative Binomial. GLS	あり	外来・日数・価格 弾力性：-0.07 外来・点数・価格 弾力性：-0.003
吉田・川村(2004)	レセプト	1996年4月～1999 年3月	特定の6健保組合 (4製造業・2金融 保険業)	歯科・受診日数	Hurdle Negative Binomial	あり	1日あたり医療費 は変化なし

出所) 筆者作成

表5 記述統計量

A. 変数名の定義

変数名	定義	単位
受診率(月)	受診率(年間)を12ヶ月で割って求めた値	-
1件あたり外来日数	レセプト1件あたりの外来受診日数	日
自己負担額	1日あたり医療費に法定自己負担率をかけて求めた金額	円(実質額)
所得	標準報酬月額(平均)	万円(実質額)
デンソーダミー	デンソー健保組合の場合1、それ以外の場合には0を取るダミー変数	-
豊田自動織機ダミー	豊田自動織機健保組合の場合1、それ以外の場合には0を取るダミー変数	-
愛知製鋼ダミー	愛知製鋼健保組合の場合1、それ以外の場合には0を取るダミー変数	-
豊田工機ダミー	豊田工機健保組合の場合1、それ以外の場合には0を取るダミー変数	-
トヨタ車体ダミー	トヨタ車体健保組合の場合1、それ以外の場合には0を取るダミー変数	-
豊田紡織ダミー	豊田紡織健保組合の場合1、それ以外の場合には0を取るダミー変数	-
アイシンダミー	アイシン健保組合の場合1、それ以外の場合には0を取るダミー変数	-
豊田合成ダミー	豊田合成健保組合の場合1、それ以外の場合には0を取るダミー変数	-
中央発條ダミー	中央発條健保組合の場合1、それ以外の場合には0を取るダミー変数	-
豊田通商ダミー	豊田通商健保組合の場合1、それ以外の場合には0を取るダミー変数	-
フタバ産業ダミー	フタバ産業健保組合の場合1、それ以外の場合には0を取るダミー変数	-
愛三工業ダミー	愛三工業健保組合の場合1、それ以外の場合には0を取るダミー変数	-
トヨタ関連部品ダミー	トヨタ関連部品健保組合の場合1、それ以外の場合には0を取るダミー変数	-

注1) 自己負担額と所得は、消費者物価指数を利用して実質化(2000年基準)している。消費者物価指数データの出所は、総務省統計局『消費者物価指数年報』である。

注2) 自己負担額は、次の方法によって計算した。健康保険組合連合会『健康保険組合 事業年報』に記載される保険給付額(1日あたり)から医療費(1日あたり)を求め、それに各年に適用される自己負担率をかけて算出した。自己負担率は、1990~96年度は0.1、1997年度(9月に1割から2割負担へ移行)は $0.1 \times (5/12) + 0.2 \times (7/12)$ 、1998~2002年度は0.2、2003年度(4月に2割から3割負担へ移行)は0.3である。

B. 変数平均・標準偏差・最小値・最大値

変数	Mean	Std Dev	Minimum	Maximum
受診率(月)	0.342	0.043	0.216	0.451
1件あたり外来日数	1.871	0.158	1.550	2.300
自己負担額	1021.369	444.939	561.177	2461.337
所得	36.615	4.127	26.393	47.273

表6 外来医療サービス需要関数の推定結果（対数変換）

変数	係数	t-statistic	P-value
定数項	-10.1549	-4.4222	*** [.000]
ln(自己負担額)	0.2008	0.6204	[.535]
ln(所得)	5.9879	4.7946	*** [.000]
ln(自己負担額) * ln(自己負担額)	0.0652	3.2081	*** [.001]
ln(所得) * ln(所得)	-0.5632	-2.4206	** [.015]
ln(自己負担額) * ln(所得)	-0.3202	-2.3859	** [.017]
デンソーダミー	-0.1202	-0.7057	[.480]
豊田自動織機ダミー	0.1571	0.9440	[.345]
愛知製鋼ダミー	0.4800	2.9656	*** [.003]
豊田工機ダミー	-0.1523	-0.9228	[.356]
トヨタ車体ダミー	0.2661	1.7990	* [.072]
豊田紡織ダミー	0.8290	3.1654	*** [.002]
アイシンダミー	0.6677	3.7644	*** [.000]
豊田合成ダミー	0.6426	3.3855	*** [.001]
中央発條ダミー	0.7438	3.4857	*** [.000]
豊田通商ダミー	0.3136	1.9782	** [.048]
フタバ産業ダミー	1.1205	6.5185	*** [.000]
愛三工業ダミー	0.7791	4.1496	*** [.000]
トヨタ関連部品ダミー	0.8748	4.3244	*** [.000]
ln(自己負担額) * デンソーダミー	0.0157	0.6423	[.521]
ln(自己負担額) * 豊田自動織機ダミー	-0.0370	-1.5292	[.126]
ln(自己負担額) * 愛知製鋼ダミー	-0.0724	-3.0520	*** [.002]
ln(自己負担額) * 豊田工機ダミー	0.0067	0.2790	[.780]
ln(自己負担額) * トヨタ車体ダミー	-0.0338	-1.5806	[.114]
ln(自己負担額) * 豊田紡織ダミー	-0.1305	-3.3590	*** [.001]
ln(自己負担額) * アイシンダミー	-0.1026	-3.9427	*** [.000]
ln(自己負担額) * 豊田合成ダミー	-0.0951	-3.4291	*** [.001]
ln(自己負担額) * 中央発條ダミー	-0.1076	-3.4481	*** [.001]
ln(自己負担額) * 豊田通商ダミー	-0.0515	-2.2451	** [.025]
ln(自己負担額) * フタバ産業ダミー	-0.1560	-6.1676	*** [.000]
ln(自己負担額) * 愛三工業ダミー	-0.1117	-4.1111	*** [.000]
ln(自己負担額) * トヨタ関連部品ダミー	-0.1248	-4.2279	*** [.000]
サンプル数		196	
被説明変数平均		0.6227	
標準誤差		0.0228	
決定係数(自由度修正済み)		0.9270	
対数尤度		480.475	

注1) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で、係数が有意であることを示している。

表 7 外来受診確率関数の推定結果

変数	係数	t-statistic	P-value
定数項	0.0736	2.6800	*** [0.07]
自己負担額/1000	0.0048	1.0668	[.286]
所得/10	0.0565	7.7380	*** [0.00]
デンソーダミー	-0.0263	-3.5375	*** [0.00]
豊田自動織機ダミー	0.0822	11.4457	*** [0.00]
愛知製鋼ダミー	0.0931	13.7335	*** [0.00]
豊田工機ダミー	0.0814	11.2859	*** [0.00]
トヨタ車体ダミー	-0.0029	-0.4422	[.658]
豊田紡織ダミー	0.0673	6.1301	*** [0.00]
アイシンダミー	0.0685	8.8216	*** [0.00]
豊田合成ダミー	0.0262	3.1794	*** [0.01]
中央発條ダミー	0.0760	8.6281	*** [0.00]
豊田通商ダミー	0.0719	10.4600	*** [0.00]
フタバ産業ダミー	0.0800	11.1573	*** [0.00]
愛三工業ダミー	0.0808	9.7672	*** [0.00]
トヨタ関連部品ダミー	0.0945	10.9499	*** [0.00]
サンプル数		196	
被説明変数平均		0.3420	
標準誤差		0.0172	
決定係数(自由度修正済み)		0.8378	
対数尤度		526.645	

- 注1) ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で、係数が有意であることを示している。
 注2) 被説明変数の受診率は、月間あたりである。
 注3) 被説明変数の自己負担額は1000分の1(単位:千円)、所得は10分の1(単位:10万円)に、スケールを縮小している。

表 8 外来医療サービス需要の価格弾力性（集計表）

健保組合名	業態区分	価格弾力性 (絶対値)	被保険者 平均年齢(歳)	被保険者 男子構成比(%)	労働時間 (時間)	保健事業費 1人あたり(円)
トヨタ自動車	輸送用器具	0.249	37.5	89.8	183	29,806
デンソー	電気機械	0.249	35.7	85.2	181	14,605
豊田自動織機	機械	0.249	35.1	90.2	186	17,706
愛知製鋼	鉄鋼	0.321	40.1	91.3	185	23,371
豊田工機	機械	0.249	38.6	91.0	186	36,969
トヨタ車体	輸送用器具	0.249	37.1	92.2	183	30,181
豊田紡織	輸送用器具	0.379	33.7	79.0	183	12,035
アイシン	機械	0.351	35.3	87.6	186	22,919
豊田合成	化学	0.344	37.6	87.2	166	22,471
中央発條	金属製品	0.357	38.8	84.5	185	13,673
豊田通商	貿易	0.300	38.1	74.9	171	35,228
フタバ産業	輸送用器具	0.405	37.0	86.1	183	21,142
愛三工業	輸送用器具	0.361	37.9	85.0	183	22,419
トヨタ関連部品	輸送用器具	0.374	38.0	79.7	183	12,290
予想される符号 相関係数			-	?	-	+
			-0.014	-0.476	-0.077	-0.495

- 注1) 業態区分は、健康保険組合連合会『健康保険組合 事業年報』の適用状況に記載される業態符号・業態名を利用している。
- 注2) 被保険者・平均年齢、被保険者・男子構成比、労働時間、保健事業費は、分析サンプル期間の中間年である1997年データを利用している。
- 注3) 被保険者・平均年齢、被保険者・男子構成比、保健事業費データの出所は、健康保険組合連合会『健康保険組合 事業年報(平成9年度版)』である。被保険者・男子構成比は、全被保険者数に占める男子・被保険者の割合である。保健事業費(1人あたり)は、保健事業費を被保険者数で割った金額である。
- 注4) 労働時間データの出所は、労働省政策調査部編『賃金センサス(平成9年賃金構造基本統計調査)』である。労働時間は、所定内実労働時間数と超過実労働時間数を合計したものである。各健保組合の労働時間は、次の方法で割り当てた。賃金センサスに記載される愛知県分のデータから、企業規模1000人以上・男子労働者の労働時間について、表記区分と上表の業態区分を対応させている。