

資源の有効性についての分析となる

## B.研究方法

本稿では組合健康保険の個票データを用い、主観的健康評価（自覚症状）を健康指標の代理変数として使用し医療需要を行った際に健康状態の改善が得られるか否かを分析する。

分析に用いるデータセットは、傷病と自覚症状の関係を考慮して傷病分類 0103：主として性的伝播様式をとる感染症、0207：子宮の悪性新生物、1407：月経障害及び閉経周辺期障害、1408：乳房及びその他の女性性器の疾患に関する4つの傷病分類が記載されているレセプトを集計したデータセットを作成し用いた。

## C.研究結果

分析結果をまとめると次のとおりである。1段階推定では、医療受診を行った人と医療受診を行わなかった人を同じ次元で分析していた。この場合、医療機関受診を行った人と行わなかった人では、医療機関受診を行った人のほうが健康の回復が遅いという結果が得られた。

一方、2段階推定で医療機関受診を行った人のみを取り出してきた場合、医療機関受診の日数が増えても健康の回復が遅くなるわけではないという結果が得られた。また1段階推定では、所得が高くなると健康の回復が遅くなるという結果が得られていたが、2段階推定を行った場合には健康の回復と所得には受診日数を説明変数に使用した場合、有意な関係が見られなかった。医療費を説明変数に使用した場合には、所得が高い人ほど健康の回復が早いという1段階とは反対の結果が得られた。

しかしながら、医療需要に関して、受診日数や医療費と所得に関して正で有意な関係が見られることから、所得が高い人ほど医療需要を行い、医療需要を行った結果として健康が回復すると考える事ができる。

## D.考察

分析結果は次のように解釈される。1段階推定による結果において、医療受診を行った人と医療受診を行わなかった人では、医療機関受診を行った人のほうが、健康の回復が遅いという結果は直感的ではない。これは同じ自覚症状を持っていたとしても医者に行く人のほうが、相対的に重症である可能性が考えられるためである。

利用可能なデータには症状の重症度に関する情報はないが、医療機関受診している個人の自覚症状は受診していない個人の自覚症状よりも重いと考えると整合的に説明できる。よって、重症度をコントロールすることが可能であるならば、医療資源の変数が有意に働く可能性も充分考えられる。

## E.結論

本稿で行った分析によって完全に医療サービスの有効性分析が行えるわけではない。分析の正確さを期するためには、より詳細な情報が付与される必要がある。情報を詳細にすればするほど情報作成コストが増大することは明らかである。この点は、本稿の分析の限界であるというよりは、現在の日本の医療制度における情報収集体制の限界である。

## F.研究発表

谷合由理子(2003)『医療資源投入による健康回復の効果－婦人科系疾患に注目した分析

一』,一橋大学大学院経済学研究科修士論文. なし。

G.知的所有権の取得状況

資料 (泉田信行 国立社会保障・人口問題研究所)

(谷合 由理子 一橋大学大学院経済学)

「医療資源投入による健康回復の

効果—婦人科系疾患に関する分析」

医療資源投入による健康回復の効果  
－婦人科系疾患に注目した分析－

谷合 由理子 一橋大学大学院経済学研究科修士課程  
泉田 信行 国立社会保障・人口問題研究所

1.はじめに

我が国では、国民の誰もが何らかの公的医療保険に加入し医療費の保障を享受するという国民皆保険制度を昭和36年に達成して以来、既に40年近くが経過した。その間、逐次、制度の充実が図られてきた。しかし現今の医療保険制度は、高齢化に伴って毎年1兆円規模で医療費の増大が進み、平成11年には国民医療費がついに30兆円を超えることとなった。これは、国民1人当たり毎年1万円ずつ負担が増えることを意味している。他方、経済状態の低迷から医療費を賄うための保険料収入が減少しており医療費の負担が難しくなっている。一般には受益と負担のバランスを考える必要があるが、基本的な問題として医療費の水準がどの程度であれば十分と考えるかに関しての明確な基準はない。経済学では医療費の増大自体が直接、問題となるのではなく、効率的な医療費水準と比べて過小なのか過大なのかが問題となる。財政問題も重要であるが、医療費を支出する本来の目的である健康状態の改善についてはこれまで余り分析されてこなかった。医療費を支出しても健康の回復が得られない場合には医療費が非効率に使用されていると考えられ、効率的な医療費水準よりも過大になる。これが医療費増大のひとつの要因になっているのかも知れない。そこで本稿では、医療機関受診を行った場合に健康状態の改善が得られるか否かについて実証分析を行うこととした。

これまでの日本の医療経済学では医療需要に関する実証的分析に興味集中していた。日本においては、集計データを用いた田中・西村(1992)、小椋(1990)、中西(2000)井伊・大日(2002)など価格弾力性に関する推計や、個票データを用いた金子(2000)、吉田・伊藤(2000)、増原他(2002)、増原・村瀬(2003)など受診行動に関する分析が行われている。これらの経済学的な分析は、自覚症状が外生的に与えられたものとして分析しており、自覚症状が医療需要の結果、改善する可能性については分析してこなかった。このため、本稿において医療需要を行う本来の目的である健康状態の改善に焦点を当てた分析を行うのである。

本稿では組合健康保険の個票データを用い、主観的健康評価(自覚症状)を健康指標の代理変数として使用し医療需要を行った際に健康状態の改善が得られるか否かを分析している。分析の目的は、医療資源が適切に使用されているか、医療需要を行った場合に健康状態が改善するかを検討する事である。入手できる自覚症状の情報と治療時の傷病名の対応が比較的容易につくと考えられる婦人科系疾患とその自覚症状についてのみを分析対象

とした<sup>1</sup>。

より具体的には、婦人科系疾患として、傷病分類 0103：主として性的伝播様式をとる感染症、0206：乳房の悪性新生物、0207：子宮の悪性新生物、1407：月経障害及び閉経周辺期障害、1408：乳房及びその他の女性性器の疾患に関する 5 傷病である。0103：主として性的伝播様式をとる感染症については、婦人科系疾患とはいえないが女性サンプルだけを抽出して分析を行った場合、上記の自覚症状と関連を持つ傷病であると言えるため加えた。ただし、婦人科系疾患においては、乳房関連の傷病と、子宮、女性性器関連の傷病では、異なる自覚症状が観察される。自覚症状と傷病の関係は、多対多（もしくは多対 1）の関係にある。このため、分析では子宮・女性性器関連の傷病 119 分類が記載されたデータセット A と乳房関連の傷病 119 分類が記載されたデータセット B の 2 つのデータセットに分類し分析に用いることとした<sup>2</sup>。

本稿は以下のように構成されている。第 2 章では、先行研究について整理する。第 3 章では、使用するデータについて解説し特徴を明らかにする。第 4 章では、実証分析で用いる推定モデルについて説明し、得られた推定結果についてまとめている。第 5 章では、拡張した分析を行っている。第 6 章では、結果に対する解釈を与える。また、今後の課題についてもまとめている。

## 2.実証分析

本稿の分析のように、自覚症状があるか無いかという選択肢がふたつである変数を被説明変数にする場合には最小二乗法ではなく、Probit モデルか Logit モデルが分析に用いられる。本稿の分析では、健康指標の代理変数である自覚症状を示す変数  $Y$  を「前期に自覚症状があり、今期に自覚症状がなし」の場合に  $Y=1$ 、「前期に自覚症状があり、今期に自覚症状があり」の場合に  $Y=0$  となる二値変数としている。つまり、健康状態が改善した人を  $Y=1$ 、改善していない人を  $Y=0$  としている。被説明変数（のベクトル）を  $x$  とし、その被説明変数に与える効果（のベクトル）を  $b$  とする。つまり、推定モデルするモデルは、

$$Y_i = b * x + u_i$$

となる。ここで  $u_i$  は誤差項である。

2 値データの分析においては、Probit 分析と Logit 分析は一般的に似た結果を与えるといえる。また 2 つのモデルには決定的な優位関係があるとは言えない。Probit 分析と Logit

---

<sup>1</sup>女性特有の自覚症状と傷病の関係については、詳しくは杉山（2000）、星・佐藤（1999）などの専門書に記載されている。

<sup>2</sup> 実際にはサンプル数の関係からデータセット B については途中で分析の継続を断念している。

分析の違いは誤差項  $u_i$  に関する想定が異なることである。

Probit 分析では誤差項が正規分布に従うと想定されるが、Logit 分析ではロジスティック分布に従うと仮定されている。今回の分析において誤差項がどちらの分布に従うかは先験的に明らかではない。それゆえ、Probit 分析を行うべきか Logit 分析を行うべきか先験的に明らかではない。

この問題点を解決するひとつの方法は AIC (Akaike 情報量基準) によって選択する分析モデルを決定する方法である。AIC とは、それぞれの方法で分析を行い、その結果得られる最大対数尤度を比較することで、モデルの当てはまりの善し悪しを比較する方法である。また、推計式に含まれる説明変数の数が多くなればなるほど、残差はいくらでも小さくなる。そこで、単に残差の大小を比較するだけでなく説明変数の数も考慮する。つまり、
$$AIC = -2 \times (\text{モデルの最大対数尤度}) + 2 \times (\text{モデルの説明変数の数})$$
の式で定義される値が最小となるモデルを最も良いものとする方法である。

### 3. データ

利用可能なデータは、初期の段階では 4 組合 5 年分であったが、今回の分析では 1 組合 5 年分のみを用いる。仮に今回分析に使用した組合を A 組合とし、分析に使用しなかったその他の組合を B、C、D 組合とする。B 組合については、原データについてデータ生成上の不具合が見つかったため、分析から除外した。C 組合については健康診断の受診率が 20% 以下と極端に低く、健康診断を受診した個人のみを分析対象とした場合サンプルセレクションバイアスの問題が発生してしまう可能性があった。D 組合については、データ上問題はないが、健康診断を年 2 回実施し、そのどちらも受診率が 70% 台であり、複数回の受診率も 50% 台となっている。A 組合も健康診断を主に年 2 回実施しているが、2 回目に受診している個人は、1 回目に受診できなかった個人、もしくは 1 回目の受診で精密検査を必要とされた個人のみである。2 回目を受診している個人も全加入者のうち 1% 以下と非常に少ない。また、女性被保険者では 2 回目を受診している個人はいない。このため、A 組合は 1 年単位の分析となり、D 組合は半年単位の分析となり、A 組合と D 組合を同時に分析対象とする事はできない。今回の分析では、女性被保険者の分析を行うため、4 組合のうちで女性被保険者の加入が最も多く、健診受診率の高い A 組合を分析対象とした。

データ期間は 5 年間であり、データの種類は加入者台帳 (マスターデータ)、レセプトデータ及び健康診断に関するデータである。分析するデータセットを作成する為には、バラバラに存在しているデータを連結させなければならない。ここでは全データ共通の項目である世帯番号、被保険者・被扶養者、続柄、性別、生年月の各コードを個人識別キーとし年度別にマッチングを行ってデータを作成した。加入者台帳には、加入期間や月毎の所得が記載されている。分析では、年間所得を加入月数で割った平均所得を作成し使用している。

分析の目的は、医療資源投入による健康回復効果を見ることである。そのため、医療資源の指数である医療費もしくは受診日数を説明変数として導入した。正で有意となる場合に医療資源の投入により自覚症状が無くなるという意味で有効であると解釈される。入院外来別の医療費と受診日数が変数として使用可能であるが、入院レセプトについては件数が少ないため、入院、外来の和を用いる事とした。また、1年に1回でも入院した場合に1をとる変数、入院ダミーを使用した。

年齢は、年齢階級ダミー作成した。20歳階級を基準とし30歳ダミー、40歳ダミー、50歳ダミーを用いる。女性被保険者の年齢は、18歳から71歳までである。10歳刻みの年齢階級ごとに記述統計を作成すると、10歳階級の加入者は80人、60歳階級は282人、70歳階級は5人と他階級に比べ非常に少なくなる。そのため、10歳階級と20歳階級を同じ階級にし、20歳階級とした。同様に、60歳階級、70歳階級と50歳階級を同じ階級にし、50歳階級とした。年齢階級ダミーを用いるのは、年齢によって治癒する確率が違うかを確認するためである。

所得は、実際の数値を変数として利用した場合と対数値を利用した場合のそれぞれについて分析を行った。所得を説明変数として用いるのは、所得によって治癒する確率が違うかを確認するためである。

生活関連項目として、生活習慣を示す喫煙傾向や飲酒傾向に関する変数と、身体状況を示すBMI指数を導入した。喫煙項目の回答選択肢は、「吸わない、吸う、1日20本以上、今は吸わないが以前は吸っていた」の4選択肢である。飲酒項目の回答選択肢は、「ほとんど飲まない、時々飲む、ほとんど毎日飲む」の3選択肢である。この中で、身体に悪影響を及ぼすと考えられるのは、喫煙と飲酒の傾向について、良く吸う（良く飲む）と回答した項目である。喫煙項目ならば「1日20本以上吸う」、飲酒項目ならば「ほとんど毎日飲む」という項目である。そこで、喫煙項目では「1日20本以上吸う」と回答した個人について、飲酒項目では「ほとんど毎日飲む」と回答した個人について1をとるダミー変数、喫煙ダミー、飲酒ダミーを導入した。BMI指数は、肥満度を測る指標として現在、最も良く使われているものである。BMI指数は、 $\text{体重(kg)} \div \text{身長(m)} \div \text{身長(m)}$ で計算され、20未満の場合「やせている」、20~24の場合「正常」、24~26.5の場合「肥満傾向」、26.5以上の場合「肥満」と判定される。生活関連に関する変数を導入したのは、生活関連が自覚症状の継続と関連していると考えられるためである。

被説明変数には自覚症状のうち自覚症状34、35について症状の継続の有無に関する変数を導入する。より具体的には、自覚症状34「おりものが多い、生理痛がある」、35「おりものに血が混じる、生理以外に出血がある」のどちらか、もしくは両方について「自覚症状あり」と回答した場合に0をとる変数、自覚症状34+35を導入した。以上の変数についての基本統計量は、表1に示す。

#### 4.推定結果

はじめに全ての説明変数、年齢、所得、医療費、受診日数、喫煙項目、飲酒項目、BMI指数を入れた分析を行う。尤度比検定確率値は0でありモデル全体の当てはまりは良い。AIC基準では、Logit分析の結果が採択された。もっとも、双方のAIC基準の数値は非常に近い値でありほぼ同じ結果が得られていると考える問題ないかも知れない。推定結果は、表2から表5に示してある。表2の分析では、医療サービス指標に受診日数を用いている。表4では、医療サービス指標には医療費を用いて分析を行っている。表3、表5では、それぞれ所得変数に対数値を利用している。30歳ダミー、40歳ダミー、50歳ダミー、所得、対数化した所得、医療費、受診日数は、1%水準で有意である。年齢ダミーは正で有意であり、所得、対数化した所得、医療費、受診日数は負で有意であった。入院ダミーについては外来と入院に関して有意な差が生じなかったため、推定されていない。しかしながら、生活関連項目の喫煙ダミー、飲酒ダミー、BMI指数は有意ではなかった。

次に有意であった変数の限界効果を概観する。Probit分析・Logit分析、医療サービス指標として受診日数、医療費どちらを用いた場合も、また所得を対数化した場合も限界効果の値は大きな変化がなかったため、ここでは、Probit分析にて、医療サービス指標として受診日数を用いた場合の限界効果を概観してみる。医療サービス指標、所得については、それぞれProbit分析の結果を検討する。年齢の限界効果を見てみると20歳階級と比較して、30歳階級では、0.07、40歳階級では0.23、50歳階級では0.33だけ健康状態が改善する確率が高くなっている。この事は、加齢と共に健康状態の改善する確率が高くなる事を示している。所得の限界効果は、そのままの値を用いた場合0.00004、対数化した場合0.17819となっている。所得が1円上昇すると健康の回復する確率が0.0004高くなり、所得が1%上昇すると健康の回復する確率が0.17819低くなる事を示している。いずれにせよ、所得が上昇すると健康状態の改善する確率が低くなるという結果が得られた。受診日数の限界効果は、-0.01であり、受診日数が1日増加すると健康の回復する確率は0.01だけ低くなる。医療費の限界効果は-0.000039であり、医療費が1円上昇すると健康の回復する確率は、0.000039だけ低くなる。つまり、医療資源の投入（受診日数・医療費）により健康状態の改善する確率が低くなるという結果が得られた。この事は、医療資源の投入が有効でない可能性を示唆するかもしれない。

#### 5.実証分析の拡張

ProbitモデルやLogitモデルでは、健康状態の改善がどのような要因によって決定するかについて分析を行うことができる。しかしながら医療機関受診を行った場合に健康状態の改善が得られるか否かを分析の目的とした場合、受診を行う人と行わない人を同じ次元で捉えることになりサンプルセレクションの問題が発生する可能性がある。

医療機関受診を行った場合に健康状態が改善するか否かの分析は、医療需要がどのよう



な要因によって影響を受け、利用した医療サービスによって健康状態が改善するのかを検討するモデルを分析する必要がある。同じように自覚症状を感じていたとしても、医療サービスが所得や価格の影響を受けるために需要量が異なるのかも知れない。このためには、ふたつのことをモデルの中で検討しなければならない。ひとつは医療需要を行うか否かの意思決定である。その上で医療機関受診者について健康状態の改善があったのか否かを分析する必要がある。つまり、第1段階で医療機関受診の有無について Probit の手法で分析し、その上で医療機関受診者について健康回復があったのか否かを再度 Probit の手法で分析するのである。

このような2段階の推定は、Heckmanの2段階推定法(Heckman(1979))に近い構造を持っている。ただしHeckmanの2段階推定法と異なるのは、Heckmanの2段階推定法がProbit分析とそこでのサンプルセレクションが生じた上での線型分析という組み合わせであるのに対して、ここでの推定は、サンプルセレクションが生じた上でのProbit分析という点である。2段階のProbit分析は、Van de Van and Van Praag(1980)が用いたMaximum Likelihood probit estimation with selectionの手法によって分析可能である：彼ら自身はHeckmanの二段階推定法と同様にProbit分析により推定し、そこから得られた情報を二段階目のProbit分析における修正項として導入することにより尤度関数から最尤法で求めた推定値と似た値が得られることを指摘している。

彼ら自身はヘックマンのサンプルセレクションバイアスに関する二段階推定法と同様に有効回答であるか否かをプロビット推定法により推定し、そこから得られた情報を二段階目のプロビット推定法における修正項として導入することにより上記の尤度関数から最尤法で求めた推定値と似た値が得られることを指摘している。

この推定においては誤差項の間の相関 $\rho$ が統計的に有意であるか否かがひとつの焦点となる。実際の分析においては、 $\rho$ がゼロであったときに二本の推定式を独立に推定した場合の対数尤度の和が、サンプルセレクションを考慮してProbit推定を行った場合の対数尤度と一致する性質を利用して尤度比検定を行うこととなる。

ここでは、受診日数が0であるか否かについて

$$\text{DAY} = b(0) + b(1) * \text{Age30} + b(2) * \text{Age40} + b(3) * \text{Age50} + b(4) * \text{Nyuin} + b(5) + b(6) * \text{Tobacco} + b(7) * \text{Alcohol} + b(8) * \text{BMI} + v_i$$

という方程式をprobitモデルにより推定した。つまり、医療需要(受診日数)が年齢、所得、身体状況(BMI)、生活習慣(喫煙ダミー、飲酒ダミー)によって決定されるモデルである。これにより医療需要に対して影響を与える要因とその強さが測定される。ただし、医療においては、情報の非対称性が存在するために、受診前に医療の価格を患者が知ることはできない。それゆえ、医療の価格に関する変数を導入していない。

上記の推定を行った上で、医療需要を行った患者に対して

$$Y_i = b(0) + b(1) \cdot \text{Age}30 + b(2) \cdot \text{Age}40 + b(3) \cdot \text{Age}50 + b(4) \cdot \text{Nyuin} + b(5) \cdot \text{Income} + b(6) \cdot \text{Med} + b(7) \cdot \text{Tobacco} + b(8) \cdot \text{Alcohol} + b(9) \cdot \text{BMI} + z_i$$

という方程式を推定した。これは健康の回復が年齢、所得、身体状況（BMI）、健康に影響を与える生活習慣（喫煙ダミー、飲酒ダミー）、医療サービス利用（受診日数、医療費）によって影響を受けるか否かについて推定する意味を持つ。この結果、次のような結果を得た。推定結果は、表 6、表 7 に示してある。表 6 の分析では、医療サービス指標に受診日数を用いている。表 7 では、医療サービス指標には医療費を用いて分析を行っている。表の見方は、上段が医療需要をした人の健康回復に関する推定であり、下段が医療機関受診するか否かの推定である。

この推定においては、誤差項の相関が統計的に有意であるか否かがひとつの焦点となる。表 6 を参考にすると、推定式の誤差項の相関は 0.56 である。相関が 0 という帰無仮説の対数尤度比検定を行うと、 $\chi^2$  乗検定統計量が 0.16 であり、帰無仮説を採択したときに誤る確率が 0.6912 となる。よって相関が 0 とは言えず 2 本の推定式は同時に推定を行う必要がある。

変数の有意性は、医療需要に関する意思決定では、所得と BMI 指数が有意に推定された。所得は正の 1%水準で、BMI 指数は負の 5%水準で有意である。所得が高い人ほど医療機関受診を行う、BMI 指数の値が小さいほど（肥満度が小さい）医療需要を行うという結果が得られる。他方、医療サービス利用による健康回復の効果については、50 歳ダミーが正で有意である他は、有意な変数はない。説明変数に医療費を用いた場合、医療需要に関する意思決定では異なる点がなかったが、医療サービス利用による効果において、50 歳ダミーが正の 1%水準で、所得が正の 10%水準で、BMI 指数が負の 10%水準で有意となった。この場合、50 歳階級では、健康の回復が早くなり、所得が高い人、BMI 指数が高い人（肥満度が大きい）ほど健康の回復する確率が高くなるという結果が得られている。

しかしながら受診の効果が線型でない場合がある。受診の効果が収獲逡増もしくは逡減する場合、線型で推定すると有意な推定値が得られない可能性がある。そこで受診日数、医療費の 2 次の項 ( $\text{Med}^2$ ) を入れた分析をそれぞれ行った。医療需要を行った患者に対して

$$Y_i = b(1) + b(2) \cdot \text{Age}30 + b(3) \cdot \text{Age}40 + b(4) \cdot \text{Age}50 + b(5) \cdot \text{Nyuin} + b(6) \cdot \text{Income} + b(7) \cdot \text{Med} + b(8) \cdot \text{Med}^2 + b(9) \cdot \text{Tobacco} + b(10) \cdot \text{Alcohol} + b(11) \cdot \text{BMI} + u_i$$

という方程式を推定した。

推定結果は、表 8、表 9 に示してある。表 8 の分析では、医療サービス指標に受診日数を用いている。表 9 では、医療サービス指標には医療費を用いて分析を行っている。医療費

を説明変数として使用した場合には、線型で推定した場合と異なる点はなかった。受診日数を説明変数として使用した場合には、医療需要を行うか否かの意思決定では異なる点があったが、医療サービス利用による効果において有意な変数がなくなった。結果として、受診の効果が収獲増もしくは減であるという結果は得られなかったと言えよう。

## 6.推定結果の解釈について

1 段階推定では、医療受診を行った人と医療受診を行っていない人を同じ次元で分析していた。この場合、受診を行った人のほうが健康の回復がかえって遅いという結果が得られた。また、医療資源以外の変数では、加齢が進むほど、所得が低い人ほど健康の回復が早くなっている。一方、2 段階推定では、医療機関受診については、所得が高い、BMI 指数が小さい（肥満度が小さい）人ほど医療機関受診を行うという結果が得られた。また、健康回復については、受診日数を説明変数とした場合には、50 歳階級で健康の回復が早いという結果になる。医療費を説明変数とした場合には、加えて所得が高い人、BMI 指数が低い人ほど健康の回復が早くなっている。

上の分析結果は次のように解釈される。1 段階推定による結果において、医療受診を行った人と医療受診を行わなかった人では、医療機関受診を行った人のほうが、健康の回復が遅いという結果は直感的ではない。これは同じ自覚症状を持っていたとしても医者に行く人のほうが、相対的に重症である可能性が考えられるためである。また、年齢や所得についても受診の影響が存在すると予測される。

2 段階推定、医療機関受診については、所得が高い、BMI 指数が小さい（肥満度が小さい）人ほど医療機関受診を行う事が明らかになった。医療機関を受診した患者に限った健康回復の分析では、医療サービス利用の指標として、受診日数・医療費のどちらを使用しても有意な影響は見られなかった。この結果は、1 段階推定の時の結果である医療機関受診が健康に害悪を与えているという可能性は排除できたが、受診した人に対して、有効な医療サービスが提供されていない可能性は残されるかもしれない。医療機関受診をしない人は、相対的に症状が軽いが、自覚症状があると回答している可能性がある。症状の重症度に関する情報はないが、医療機関受診している個人の自覚症状（傷病）は受診していない個人の自覚症状よりも重いと考えると整合的に説明できる。このため、受診を行ったとしても次年度には健康状態が改善しないのかも知れない。重症度をコントロールすることが可能であるならば、医療資源の変数が有意に働く可能性も充分考えられる。

他方、医療サービス利用以外の変数（所得、BMI 指数）については、医療サービス利用の変数に、どちらの変数を用いるかで結果が異なる。しかしながら、10%水準であるため、有意性は低い。このため、所得と BMI が自覚症状に影響を与えている可能性が低いと考えるのが適切である。共に有意である変数は、50 歳階級ダミーだけである。50 歳階級では、健康の回復が早いという結果が得られている。相対的に高齢の人が医療機関受診を行うた

めに、健康が回復する確率が高い訳ではなく、純粋な年齢の効果と考えられる。これは、50歳階級では、更年期にさしかかるため、他の年齢階級と比較して、罹患する傷病が異なる事が考えられる。タバコやアルコールは、健康に害を与えると考えられるが、今回、分析対象とした傷病との関係は確認されなかった。

## 7. 結語

本稿では、医療資源（医療費・受診日数）の投入による健康回復について分析してきた。分析によって得られた結果について、まとめると次のとおりである。1段階推定では、医療受診を行った人と医療受診を行わなかった人を同じ次元で分析していた。この場合、医療機関受診を行った人と行わなかった人では、医療機関受診を行った人のほうが健康の回復する確率が低いという結果が得られた。

一方、2段階推定では、医療機関受診の日数が増えても健康の回復が遅くなるわけではないという結果が得られた。また1段階推定では、所得が高くなると健康の回復が遅くなるという結果が得られていたが、2段階推定を行った場合には健康の回復と所得には受診日数を説明変数に使用した場合、有意な関係が見られなかった。医療費を説明変数に使用した場合には、所得が高い人ほど健康の回復する確率が高いという1段階だけの推定とは反対の結果が得られた。

しかしながら、医療需要に関して、受診日数や医療費と所得に関して正で有意な関係が見られることから、所得が高い人ほど医療需要を行い、医療需要を行った結果として健康が回復すると考える事ができるだろう。

この分析結果は次のように解釈される。1段階推定による結果において、医療受診を行った人と医療受診を行わなかった人では、医療機関受診を行った人のほうが、健康の回復が遅いという結果は直感的ではない。これは同じ自覚症状を持っていたとしても医者に行く人のほうが、相対的に重症である可能性が考えられるためである。表10を見ると、医療機関受診を行っている個人には、症状の回復に差がないが、受診を行っていない個人には回復していると回答している個人が多い。

利用可能なデータには症状の重症度に関する情報はないが、医療機関受診している個人の自覚症状は受診していない個人の自覚症状よりも重いと考えると整合的に説明できる。このため、受診を行ったとしても次年度には健康状態が改善しないのかも知れない。重症度をコントロールすることが可能であるならば、医療資源の変数が有意に働く可能性も充分考えられる。

しかしながら、出てきた結果については、留意しておかなければならない点がいくつかある。分析には、組合健康保険の女性被保険者のデータを使用している。組合健康保険の加入者は、国民健康保険の加入者に比べ、健康である者が多い。健康診断については、職域健康診断のデータを連結し使用したため、被保険者のみが分析対象となり、長期の入院

や重篤な傷病に罹患している者は、相対的に少ないと思われる。

また、婦人科系疾患とその疾患に対応した自覚症状について分析を行っているが、これらの傷病と他の傷病では、健康回復の速さについて差異が生じているかもしれない。傷病の種類によっては、健康回復にかかる時間がそもそも異なる可能性がある。例えば、慢性疾患と急性疾患では、慢性疾患の方が、医療サービスが健康回復に与える効果は小さくなると考えられる。同様に疾患の重篤度によっても健康回復にかかる時間が異なるかもしれない。可能であるならば、健康指標の妥当性についても検討すべきであろう。例えば、具体的な検査数値データによる客観的な健康指標と主観的な健康指標、それぞれによる分析結果を比較すべきかも知れない。この点は、今後の課題である。

本稿で行った分析は、医療資源の投入により健康回復したかという点で、医療資源の有効性についての分析となる。本稿での分析は、医療（医療需要）の結果としての健康状態に注目した分析であるため、明らかに CEA（Cost Effectiveness Analysis/費用・効果分析）に分類されるものである。しかしながら、これまで行われてきた CEA と完全に同じともいえない。CEA に限らず、医療資源の有効性の評価については、医療技術を利用する人と利用しない人を 2 群に分けて比較対照実験を行うのが通例である。しかしながら、本稿では、そのような形になっていない。医療機関受診した人としない人を分類して、医療機関に受診した人の属性をコントロールした上で医療資源の有効性の評価を行っている。このことの意味は、少なくとも 2 つある。1 つは、本稿の分析が、完全に管理された実験ではないものの、医療機関受診する患者の属性をコントロールしているという意味では、管理実験に比較的近い結果をもたらすといえる。もう 1 つは、保険者である健康保険組合が保有するデータだけによって分析が行えるため、情報収集コストが相対的に安いことである。このことの意味は、非常に重要で、たくさんの種類の医療技術全てについて完全に管理された実験を行うことは膨大な費用を必要とするが、本稿で行ったような種類の研究では、日常作成されている情報を利用しているため、研究実施のための情報作成費用が抑制できるのである。

もちろん、本稿で行った分析によって完全に医療サービスの有効性が行えるわけではない。分析の正確さを期するためには、より詳細な情報が付与される必要がある。情報を詳細にすればするほど情報作成コストが増大することは明らかである。どの程度の情報が付与されるべきかについては、情報を付与することによるコストがそれによってもたらされる便益を下回る範囲であるといえよう。この点は、本稿の分析の限界であるというよりは、現在の日本の医療制度における情報収集体制の限界であり今後の制度改正での焦点になるべき点であろう。

制度改革に対する含意は、情報収集にとどまらない。本稿で行った分析の結果、受診した人に対して、有効な医療サービスが提供されていない可能性がある事が指摘された。実際に、医療サービスの有効性を改善するためには、医療費の支払いの際に、どの程度傷病や症状が改善したかの情報を利用すべきであろう。つまり、医療費の審査・支払において

は患者の症状が治癒したか、自覚症状が無くなったか、患者の満足度が向上したか、等を勘案される必要があると考えられる。現行の制度はそのような診療報酬の支払方法になっていない。患者の「何を」改善したのかというアウトカムの観点が含まれる診療報酬支払方法にすべきであると考えられる。

#### 参考文献

- 井伊雅子・大日康史（2002）『医療サービス需要の経済分析』,日本経済新聞社.
- 岩本康史（2000）「健康と所得」,国立社会保障・人口問題研究所編『家族、世帯の変容と生活保障機能 第6章』東京大学出版会 pp 95-117.
- 漆博雄(1998)「医療サービスの需要」,漆博雄編『医療経済学 第2章』東京大学出版会 pp17-38.
- 小椋正立(1990)「医療需要の価格弾力性に関する予備的考察」,金森久雄、伊部英男編『高齢化社会の経済学 第8章』東大出版会 pp189-220.
- 厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業(2003)『医療費データと接合された検診データ等による検診の効果分析』
- 厚生労働省（2001）『平成14年度版 厚生労働白書』,ぎょうせい.
- 杉山陽一（2000）『婦人科学』,金芳堂.
- 金子能宏(2000)「高齢者の所得構成と医療需要」,国立社会保障・人口問題研究所編『家族、世帯の変容と生活保障機能 第14章』東京大学出版会 pp 293-320.
- 田中滋・西村万里子(1992)「人的資本理論に基づく医療需要の経済分析」,社会保障研究所編『リーディングス日本の社会保障 2医療 第13章』有斐閣 pp247-269.
- 滋野由紀子・大日康史（1999）「保育政策が出産の意思決定と就業に与える影響」,『季刊社会保障研究』vol.35 no.2, pp.192-207.
- 中西悟志（1995）「健康と医療需要の決定要因」,鵜田忠彦著『日本の医療経済』東洋経済新報社.
- の医療サービス需要行動－動的需要関数の推計－」,『医療経済研究』vol.7, pp65-75.
- 星和彦・佐藤章（1999）『婦人科疾患の診かた』,南山堂.
- 増原宏明・今野広紀・比佐章一・鵜田忠彦(2002)「医療保険と患者の受診行動－国民健康保険と組合健康保険のレセプトのよる分析－」,『季刊・社会保障研究』 vol.38 no.1 summer pp.4-13.
- 増原宏明・村瀬邦彦（2003）「1997年7月老人保険適用者外来薬剤一部負担撤廃の効果」,世代間利害プロジェクト（一橋大学経済研究所）ディスカッションペーパーシリーズ,no.114.
- 蓑谷千風彦・廣松毅（1997）『応用計量経済学Ⅱ』,多賀出版.

- 山田武 (1998) 「高齢者の就業と健康指標」, 『医療と社会』 vol.8 No.3 summer pp.115-124.
- 矢野栄二・小林廉毅・山岡和枝 (2003) 『EBM 健康診断』, 医学書院.
- 吉田あつし・伊藤正一 (2000) 「健康保険制度の改正が受診行動に与えた影響」, 『医療経済研究』 vol.7, pp.101-120.
- Emmett B. Keeler and John E. Rolph (1988) “The demand for episodes of treatment in the health insurance experiment”, *Journal of Health Economics*, vol.7, pp.337-367.
- Gary S. Becker (1964) *Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*, Columbia University Press.
- Green, W.H. (2000) *Econometric Analysis. 4th ed*, Upper Saddle River, NJ, Prentice-Hall.
- Heckman, J. (1979) “Sample selection bias as a specification error”, *Econometrica*, vol.47, pp.153-161.
- Michael Grossman (2000) “The Human Capital Model”, *Handbook of Health Economics*, Vol.1A, Chap.7, Edited by A.J. Culyer and J.P. Newhouse, Elsevier.
- Peter Zweifel and Friedrich Breyer (1997) “The Individual as the producer of his health”, *Health Economics*, Chap.3, Oxford University Press.
- Wynand, P. M. M. Van de Ven and Bernard M. S. Van Praag (1981) “The Demand for Deductibles in Private Health Insurance: A Probit Model with Sample Selection”, *Journal of Econometrics*, vol.17, pp.229-252.

表 1 基本統計量

	データセットA				データセットB			
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
	サンプル数 3032				サンプル数 155			
年齢	26.74	6.90	18	64	32.26	11.25	18	59
10歳ダミー	0.0053	0.0725	0	1	0.0086	0.0928	0	1
20歳ダミー	0.8038	0.3972	0	1	0.6034	0.4913	0	1
30歳ダミー	0.1289	0.3352	0	1	0.1293	0.3370	0	1
40歳ダミー	0.0455	0.2084	0	1	0.1552	0.3636	0	1
50歳ダミー	0.0208	0.1426	0	1	0.1121	0.3168	0	1
60歳ダミー	0.0010	0.0314	0	1	0.0000	0.0000	0	0
所得	238.24	67.99	104	955	279.24	141.56	101	880
ln(所得)	5.44	0.24	4.64	6.86	5.54	0.42	4.62	6.78
身長	158.71	5.30	141.6	179.5	158.02	5.25	142.6	171.0
体重	50.90	6.68	34	96.5	50.36	6.25	39	69
BMI	20.20	2.40	14.97	38.29	20.20	2.68	15.98	32.70
自覚症状	0.42	0.49	0	1	0.19	0.39	0	1
1期前の自覚症状	1	0	1	1	1	0	1	1
1期前と今期の自覚症状	0.58	0.49	0	1	0.80	0.40	0	1
受診日数	0.69	2.86	0	91	0.78	2.66	0	18
受診日数 <sup>2</sup>	8.64	157.95	0	8281	7.62	39.93	0	324
医療費	224.44	690.72	0	8439	405.57	2372.27	0	24952
医療費 <sup>2</sup>	527303	2928989	0	71200000	5743620	57800000	0	623000000
タバコダミー	0.01	0.10	0	1	0.03	0.16	0	1
アルコールダミー	0.05	0.22	0	1	0.09	0.28	0	1

注 1) 自覚症状：自覚症状がありの人を「1」、なしの人を「0」とする

注 2) 1期前の自覚症状：前期の自覚症状がありの人を「1」とする

注 3) 1期前と今期の自覚症状：今期に自覚症状がなくなった人を「1」、継続している人を「0」とする

出典) 筆者作成



表 2 推定結果 (受診日数)

	Probit分析				Logit分析			
	推定値	t値	p値	限界効果	推定値	t値	p値	限界効果
定数項	0.3801880	1.73	0.083		0.6259446	1.76	0.078	
30歳ダミー	0.2021930	2.75	0.006	0.0772992	0.3303282	2.77	0.006	0.0781226
40歳ダミー	0.6866787	5.39	0.000	0.2354923	1.1451820	5.20	0.000	0.2356751
50歳ダミー	1.1269840	5.42	0.000	0.3314196	1.9526910	5.00	0.000	0.3304365
所得	-0.0011871	-3.01	0.003	-0.0004631	-0.0019965	-3.10	0.002	-0.0004848
受診日数	-0.0274265	-2.90	0.004	-0.0106996	-0.0451724	-2.83	0.005	-0.0109682
飲酒ダミー	-0.0860412	-0.80	0.424	-0.0338068	-0.1447052	-0.83	0.406	-0.0354742
喫煙ダミー	0.2285018	0.88	0.380	0.0863405	0.3664312	0.84	0.399	0.0854401
BMI	0.0026377	0.26	0.792	0.0010290	0.0044510	0.28	0.783	0.0010807
サンプル数	3032				3032			
対数尤度	-2024.5594				-2024.2415			
尤度比 $\chi^2$ 乗検定量	74.59				75.22			
尤度比検定確率値	0.0000				0.0000			
AIC	4065.1188				4064.483			

注 1) 有意水準は、10%のとき t 値が 1.645、5%のとき t 値が 1.960、1%のとき t 値が 2.576 をとる

注 2) 今期に自覚症状がなくなった人を「1」、継続している人を「0」とする。以下の推定結果においても同様である

注 3) データセット B (乳房関連の傷病) では、サンプル数が 155 と少なく結果も不安定なものとなるため分析から除外した。よってデータセット A のみの結果を記載する。以下の推定結果においても同様である

出典) 筆者作成

表3 推定結果（受診日数・所得を対数化）

	Probit分析				Logit分析			
	推定値	t値	p値	限界効果	推定値	t値	p値	限界効果
定数項	2.5762130	4.20	0.000		4.2772770	4.25	0.000	
30歳ダミー	0.2249421	3.07	0.002	0.0857359	0.3684150	3.09	0.002	0.0867777
40歳ダミー	0.6959160	5.51	0.000	0.2379740	1.1616770	5.32	0.000	0.2381601
50歳ダミー	1.1303640	5.55	0.000	0.3318367	1.9505610	5.13	0.000	0.3300168
ln(所得)	-0.4568387	-4.24	0.000	-0.1781945	-0.7604819	-4.30	0.000	-0.1846059
受診日数	-0.0267513	-2.83	0.005	-0.0104346	-0.0440787	-2.77	0.006	-0.0107000
飲酒ダミー	-0.0816765	-0.76	0.448	-0.0320777	-0.1355003	-0.78	0.437	-0.0331936
喫煙ダミー	0.2333518	0.90	0.370	0.0880767	0.3744202	0.86	0.389	0.0871751
BMI	0.0028248	0.28	0.778	0.0011018	0.0047466	0.29	0.769	-0.0269841
サンプル数		3032				3032		
対数尤度		-2020.0080				-2019.6434		
尤度比 $\chi^2$ 乗検定量		83.69				84.42		
尤度比検定確率値		0.0000				0.0000		
AIC		4056.016				4055.2868		

注1) 有意水準は、10%のときt値が1.645、5%のときt値が1.960、1%のときt値が2.576をとる

出典) 筆者作成

表 4 推定結果 (医療費)

	Probit分析				Logit分析			
	推定値	t値	p値	限界効果	推定値	t値	p値	限界効果
定数項	0.4015350	1.83	0.068		0.6581180	1.85	0.065	
30歳ダミー	0.1939600	2.64	0.008	0.0742170	0.3180469	2.67	0.008	0.0752933
40歳ダミー	0.6916821	5.43	0.000	0.2368395	1.1522540	5.24	0.000	0.2367319
50歳ダミー	1.1456110	5.51	0.000	0.3345172	1.9803560	5.08	0.000	0.3327668
所得	-0.0012039	-3.05	0.002	-0.0004696	-0.0020218	-3.14	0.002	-0.0004909
医療費	-0.0001014	-3.01	0.003	-0.0000396	-0.0001625	-2.97	0.003	-0.0000395
飲酒ダミー	-0.0791005	-0.73	0.463	-0.0310620	-0.1329298	-0.76	0.446	-0.0325622
喫煙ダミー	0.2201220	0.84	0.398	0.0832849	0.3402243	0.79	0.431	0.0795955
BMI	0.0019940	0.20	0.842	0.0007778	0.0034697	0.21	0.830	0.0008424
サンプル数		3032				3032		
対数尤度		-2024.8105				-2024.5578		
尤度比 $\chi^2$ 乗検定量		74.09				74.59		
尤度比検定確率値		0.0000				0.0000		
AIC		4065.621				4065.1156		

注 1) 有意水準は、10%のとき t 値が 1.645、5%のとき t 値が 1.960、1%のとき t 値が 2.576 をとる

出典) 筆者作成

表5 推定結果 (医療費・所得を対数化)

	Probit分析				Logit分析			
	推定値	t値	p値	限界効果	推定値	t値	p値	限界効果
定数項	2.6030160	4.24	0.000		4.3193090	4.29	0.000	
30歳ダミー	0.2161673	2.95	0.003	0.0824730	0.3554512	2.99	0.003	0.0838174
40歳ダミー	0.6999418	5.54	0.000	0.2390423	1.1672570	5.35	0.000	0.2389721
50歳ダミー	1.1469540	5.62	0.000	0.3345798	1.9753560	5.19	0.000	0.3321001
ln(所得)	-0.4586482	-4.26	0.000	-0.1788860	-0.7635284	-4.31	0.000	-0.1853223
医療費	-0.0000983	-2.91	0.004	-0.0000383	-0.0001575	-2.88	0.004	-0.0000382
飲酒ダミー	-0.0752054	-0.70	0.486	-0.0295202	-0.1243196	-0.71	0.477	-0.0304315
喫煙ダミー	0.2252001	0.86	0.388	0.0851114	0.3491513	0.81	0.420	0.0815574
BMI	0.0021974	0.22	0.826	0.0008571	0.0037923	0.23	0.815	0.0009205
サンプル数	3032				3032			
対数尤度	-2020.3121				-2020.0058			
尤度比 $\chi^2$ 乗検定量	83.08				83.7			
尤度比検定確率値	0.0000				0.0000			
AIC	4056.6242				4056.0116			

注1) 有意水準は、10%のときt値が1.645、5%のときt値が1.960、1%のときt値が2.576をとる  
出典) 筆者作成

表6 推定結果 (2段階 Probit 分析・受診日数)

自覚症状の有無	推定値	t値	p値	限界効果
定数項	-0.4845006	-0.11	0.911	
30歳ダミー	0.0950827	0.51	0.608	0.0275241
40歳ダミー	0.5859904	0.84	0.400	0.1968492
50歳ダミー	0.9720990	2.01	0.045	0.3500700
ln(所得)	0.0284542	0.05	0.961	0.0080034
受診日数	-0.0050903	-0.55	0.580	-0.0014318
飲酒ダミー	0.0319823	0.14	0.890	0.0091035
喫煙ダミー	0.2064478	0.43	0.671	0.0628265
BMI	-0.0280412	-1.20	0.231	-0.0078873
受診日数	推定値	t値	p値	
定数項	-3.2711470	-4.66	0.000	
30歳ダミー	-0.0443364	-0.53	0.599	
40歳ダミー	-0.2344543	-1.63	0.103	
50歳ダミー	0.2238386	1.23	0.219	
ln(所得)	0.5170224	4.21	0.000	
飲酒ダミー	0.1031314	0.86	0.391	
喫煙ダミー	0.3291285	1.26	0.208	
BMI	-0.0244386	-2.06	0.040	
サンプル数	3032			
対数尤度	-1734.7740			
尤度比 $\chi^2$ 乗検定量	13.11			
尤度比検定確率値	0.1080			
誤差項の相関	0.56			
$\chi^2$ 乗検定統計量	0.16			
検定確率値	0.6912			

注1) 自覚症状：自覚症状がありの人を「1」、なしの人を「0」とする  
注2) 1期前の自覚症状：前期の自覚症状がありの人を「1」とする  
注3) 1期前と今期の自覚症状：今期に自覚症状がなくなった人を「1」、継続している人を「0」とする  
出典) 筆者作成