

## 就業期累積医療費と医療貯蓄勘定\*1

### —レセプトデータを用いたシミュレーション例—

増原 宏明\*2

#### 要 約

ライフサイクルでは平等になり、長期的には持続可能であるはずの医療保険制度であるが、医療サービスの長期的な受益と負担の関係については、疑問点をもつ人々が少なくはない。このような背景の下、医療保険制度の改革論議が起こっているが、そのさいに個々の医療費の長期的な視点、つまりある一定期間の累積医療費の視点を加えることも重要である。そこで本稿では、マイクロデータの組合健康保険レセプトデータを用いて、25-59歳までの医療費を年齢ごとにシミュレーションし、59歳での累積医療費の分布を求める。そして1つの例として、医療貯蓄勘定にこのシミュレーション結果を応用し、59歳時点での残高の分布を導出する。

ところが、年齢ごとの医療費をシミュレーションするといっても、2つの大きな問題を抱えている。第1の問題は、個人の誕生から死亡までの医療費を遡及したデータが存在しないことである。近年盛んに使用されているレセプトデータであっても、利用可能な範囲は10年前までであろう。そのため、個人医療費の推移や累積医療費という、時系列情報を含んだ研究はなかなか進んでこなかった。これらの分析をするには、パネルデータやクロスセクションデータを推定して得たパラメーターに基づき、仮想的な個人を想定し、その上で医療費をシミュレーションする以外の方法を見出しにくい。

第2の問題は、医療費の分布に由来する、推定とシミュレーション上の問題である。周知のように1年程度であると、医療費が0の個人は無視できないほど存在し、また高医療費を発生させている個人も認められる。つまり、負の値が存在せず、0の頻度が多く、著しく右に歪んだ分布を形成することとなる。さらに時系列の問題として、過去と現在の医療費で相関が高い可能性も考えられる。このようなケースでは、線形推定によるパラメーターでは一致性に、正規乱数を用いてのシミュレーションは分布の特定化に問題がある。

本稿では今述べた2つの問題を回避すべく、Eichner et al.(1996, 2002) が用いたタイプ2のTobitモデルの線形近似推定と、同一説明変数の残差というノンパラメトリックな乱数を組み合わせた方法を採用した。この方法により、数年間のレセプトであっても、擬似的に累積医療費の分布を導出することができ、さらに分布に対して頑健なシミュレーションを行うことができる。

\*1 本稿において、健康保険組合のご協力によりデータの解析をすることができた。ここに深く感謝の意を表したい。また本稿を作成するにあたり、田近栄治教授（一橋大学）、（財）医療科学研究所医療経済研究会で、有益かつ示唆に富むコメントを頂戴した。ここにあらためて感謝をしたい。なお、本稿は筆者の個人的な見解であり、筆者の所属する組織を代表するものではない。当然のことながら、本稿に含まれる一切の誤謬の責任は筆者のみに帰すものである。

\*2 国立長寿医療センター長寿政策科学研究部長寿医療経済研究室員

主要な結論は以下の通りである。第1に、各個人の医療費には持続性が存在するが、加齢するにつれて累積医療費の格差が大きくなるという事実は、ローレンツ曲線のみでみる限り、本稿のデータからは観察されなかった。第2に、25歳から59歳までの累積医療費は、80%の男性（女性）が350～400（400～420）万円以下となる。第3に、59歳時点で80%の個人の医療貯蓄勘定の残高を1,000～1,500万円にするためには、免責が10万円の下では、およそ年間30～45万円程度の貯蓄をする必要があるといえる。ただし本稿で用いたデータは、より一般性を有していると考えられる国民健康保険のデータではない。入手が可能であれば、国民健康保険で再度累積医療費のシミュレーションをする必要はある。

## I. はじめに

社会保障関係を取り巻く状況は、現在悪化の一途をたどるばかりである。国内総生産の1.5倍にもものばる公債残高があるために、保険料で賄いきれない部分を公費で負担することが困難となっている。さらに人口の高齢化、そして少子化の歯止めに対し明るい兆しが見えないため、現役世代や若年世代に負担を求めることも困難になりつつある。医療保険も例外でなく、制度改革の議論は尽きることがない。

ライフサイクルでは平等になり、長期的には持続可能であるはずの医療保険制度に対して、このような議論が沸き起こるのは、医療サービスの長期的な受益と負担の関係が明らかでないことであろう。このような漠然とした不安感が蔓延するのを防止するには、個々の医療費を長期的な視点でみて、それを人口規模で積み上げる作業が欠かせない。つまり、マイクロデータを用いて、個人レベルでのある一定期間の累積医療費を推計することが、全ての議論の土台となる。ところが一口に、マイクロデータを用いた個人レベルの医療費の推計といっても、実は大きな問題を抱えている。それは、以下の2点に集約されよう。

第1の問題は、現在わが国には個人の誕生から死亡までの医療費を遡及した、(利用可能な範囲内の) データが存在しないことである。近年様々な研究者によって盛んに研究されてい

るレセプトデータであっても、ここ10年程度が現実的に利用可能な範囲であろう。したがって、限られた時系列情報、つまり数年程度のパネルもしくはクロスセクションの推定をベースにして、シミュレーションする以外に方法を見出しにくい。

第2の問題は、医療費の分布に由来する、推定とシミュレーション上の問題である。1年程度の期間であると、医療費が0の個人は無視できないほど存在し、また高医療費を発生させている個人も認められる。つまり、負の値が存在せず、0の頻度が多く、さらに著しく右に歪んだ分布を形成することとなる。このような医療費の推定には、タイプ2のTobitモデルがしばしば用いられる (Buntin and Zaslavsk (2004), Duan et al.(1983, 1984), Hay and Olsen (1984), Mullahy (1998))。タイプ2のTobitモデルとARMAモデルを組み合わせて、シミュレーションを行った研究には、Feenberg and Skinner (1994) や French and Jones (2004) などがあるが、これらの分析でも依然として問題を抱えることとなる。それはモデルで捉えきれないランダムショックを、パラメトリックにせざるを得ない点である。

ところが、Eichner et al.(1996, 2002) は、サンプルからのランダムショックを用いるというノンパラメトリックな方法で、上記の問題を巧

みに回避した。詳しい手順については後述するが、本稿では、Eichner et al. (1996, 2002)らの方法を取り入れ、組合健康保険のレセプトデータで、25-59歳という就業期の医療費の推移と累積医療費をシミュレーションする。さらに、医療貯蓄勘定の簡単な推計を試み、退職期における残高の分布も導出する。これらのシミュレーションを試みることで、医療保険の受益と負担の長期的な関係についての、基礎的資料の提示をできるものと考えている。つまり本稿のポイントは、長期的な視点で個人の医療費を評価し、医療費の個人間の差異、つまり累積医療費分布を導き、長期的な視点で受益と負担の関係を検証することである。ただし、限られた年数

のマイクロデータから個人の長期的医療費をシミュレーションする必要がある、さらにシミュレーションで要するランダムショックをノンパラメトリックに扱い、より分布に依存しない形で、シミュレーションを試みる。

以下、Ⅱ節で本稿のシミュレーションで用いる推定式とそのアルゴリズムを解説する。Ⅲ節ではデータの概要と推定結果について言及し、シミュレーションによる予測値の当てはまりについても議論する。Ⅳ節では、シミュレーションによる25歳から59歳までの累積医療費の個人間の差異を求め、これに基づき、医療貯蓄勘定の59歳時点での残高をごく簡単ではあるが計算する。Ⅴ節では、本稿のまとめを記す。

## Ⅱ. 推定モデル

### Ⅱ-1. セミパラメトリックな推定方法

累積医療費の分布を導出するには、年間の医療費を推計し、これを積み上げる作業が欠かせない。医療費推計の定式化は多々存在するが、ここでは医療費の大半は年齢や性別などの人口統計的な要素と、まれに起こるランダムなショックによって決定されると仮定する。第*i*個人の*t*年の医療費を $m_{i,t}$ としよう。任意の1年に医療費が0である個人も存在するので、これを考慮して医療費の期待値を表現すると、以下のようになる。

$$E(m_{i,t}) = \Pr(m_{i,t} \leq 0) \times 0 + \Pr(m_{i,t} > 0) \times E(m_{i,t} | m_{i,t} > 0) \quad (1)$$

すなわち期待値は、医療費0とそのときの確率の積と、医療費が0より大きい確率と、そのときの条件付き期待値との積を、足しあわせたものとなる。ここで医療費が0より大きいという受診率 $\Pr(m_{i,t} > 0)$ と、受診した後の医療費 $E(m_{i,t} | m_{i,t} > 0)$ が別々に推定できるものとし、さらに前者を線形に特定化し、後者の推定に対数線形モデルを用いると、推定式は以下のよう

に表すことができる。

$$q(m_{i,t} > 0) = d_i^{\gamma_{1,1}} + m_{i,t-1}^{\gamma_{1,2}} + m_{i,t-2}^{\gamma_{1,3}} + \dots + \varepsilon_1 \quad (2)$$

$$\ln(m_{i,t}) = d_i^{\gamma_{2,1}} + m_{i,t-1}^{\gamma_{2,2}} + m_{i,t-2}^{\gamma_{2,3}} + \dots + \varepsilon_2 \quad (3)$$

$q(m_{i,t} > 0)$ は医療費が正であるときに1の値をとる index function である。すなわち第*i*個人の*t*年の医療費 $m_{i,t}$ は、3つの要素から予測できる。1つ目が年齢や性別などの人口統計的な要素 $d_i$ であり、2つ目が*t*-1年や*t*-2年といった過去の医療費 $m_{i,t-j}$ である。そして3つ目の要素が、ランダムショックの $\varepsilon_p, p=1,2$ である。医療費の決定には個人の健康水準が深く関わっていると考えられるが、そのような変数が入手不可能である場合も少なくない。そこで、過去の医療費を健康水準の代理変数とすることで、慢性疾患患者の医療費の一部は近似できよう。さらに急性期の医療費や、説明変数以外の要因については、確率的な誤差項で表されるものとする。ここで、 $x_i = (d_i', m_{i,t-1}', m_{i,t-2}',$

…)  $\sim K \times 1$ ,  $\beta_p = (\gamma'_{p,1}, \gamma_{p,2}, \gamma_{p,3}, \dots)' \sim K \times 1$  である。

(2), (3)で表されるような、受診の有無と、受診した後に医療費をいくら使ったかが分離されたモデルは、タイプ2の **Toibt** モデル (Amemiya (1985)), もしくはサンプルセレクションモデル (Heckman (1979)) の一種である<sup>1)</sup>。このようなモデルでは、通常受診の有無を **Probit** や **Logit** モデルに特定化し、0で **truncate** された医療費部分は、正規分布などを仮定して最尤法で推定するか、受診の有無を説明変数に加え補正した線形回帰で推定を行う<sup>2)</sup> (Buntin and Zaslavsk (2004), Duan et al. (1983, 1984), Hay and Olsen (1984), Mullahy (1998) など)。

本稿では医療費のシミュレーションを行うが、そのときに予測値と現実の値の乖離が小さいほうが望ましい。シミュレーションの精度は、個人の属性変数だけでなく、ランダムショック  $\varepsilon_p$  にも依存し、タイプ2の **Tobit** モデルを採用すれば、正規分布からの乱数を用いることになる。ところが医療費の分布はどの年齢階層でも著しく歪んでおり、正規乱数であると、(たとえ0より大きい医療費の推定に対数線形モデルを用いても) シミュレーションの精度が悪化する可能性が高い。

加齢とともに個人の医療費も変化するが、個人の医療費データは長期間遡及することもできず、それゆえ推定は数年のパネルもしくはクロスセクションになる。当然のことながら、現在の医療費は過去の医療費の影響を受けており、

ランダムショックが各年齢で独立とする正規乱数は、かなり制約的なものである。Eichner et al. (1996) は、ランダムショックに対して特定の分布を仮定するのではなく、説明変数によってコントロールされた残差を用いるという、ノンパラメトリックな方法を提唱しており、本稿もこの方法を採用する<sup>3)</sup>。したがって、 $\Pr(m_{i,t} > 0)$  の推定に **Probit** や **Logit** でなく線形モデルを用いるのは、誤差項をノンパラメトリックに扱ったためであり、技術的な問題ではない。

## II-2. シミュレーションのアルゴリズム

II-1で議論した方法の推定値  $\hat{\beta}$  を用いて、 $t$ 年に  $R$ 歳である個人の  $R+S$ 歳までの医療費を1年ごとにシミュレーションする。ただし何度も述べているように、本稿で用いる方法は、ノンパラメトリック<sup>4)</sup>なものであることから、特定の確率分布に従う乱数を発生させてシミュレーションを行うという通常の方法とは、そのアルゴリズムが異なる。そこで以下で、ノンパラメトリックなシミュレーションのアルゴリズムを解説する。

まず、推定値  $\hat{\beta}_1$  と、 $t-1$ 年と  $t-2$ 年、…の医療費、さらに人口統計的な要素  $d_i$  から、 $t$ 年に  $R$ 歳の個人  $i$  の誤差項以外の受診率  $x_i' \hat{\beta}_1$  を計算する。これに加えて、シミュレーションの対象となっている個人と同じ説明変数のベクトル  $x_j$  をもつ個人  $j=1, \dots, J$  を全サンプルから抽出し、彼らの受診率  $x_j' \hat{\beta}_1$  と残差  $\hat{u}_{1j} = q(m_{i,t} > 0) - x_i' \hat{\beta}_1$  を計算する。そしてこの中からラン

1) 他にも、確率的閾値つき **Tobit**, **Probit** セレクション (Wooldridge (2002)) など様々な呼称がある。

2) タイプ2 **Tobit** モデルでは、 $m_{i,t} = 0$  のサンプルを未受診として処理してしまい、医療費の分布から除外する形で推定が行われる。この処理には数学的な取り扱いやすさのためであるが、医療費0のサンプルをそのまま用いる一般化線形モデルを用いた研究も存在する。一般化線形モデルについての議論は、Basu et al. (2004), Blough et al. (1999), Manning (1998), Manning and Mullahy (2001), Manning et al. (2005), Mullahy (1998, 2001) を参照せよ。

3) ただし Eichner et al. (1996, 2002) には、ノンパラメトリックなランダムショックを生成する方法の詳細な記述はない。本稿では可能な限り同一なアルゴリズムを作成したつもりであるが、これが2つの論文と一致しない可能性もある。

4) ここでいうノンパラメトリックとは、誤差項からの乱数の発生に対してである。医療費の推定式は線形であるので、推定自体はセミパラメトリックなものといえる。

ダムに1つを選択し、誤差項として個人*i*の予測受診率に加え、受診率  $\Pr(\hat{m}_{i,t} > 0) = x_i'\beta_1 + \hat{u}_{ij}$  を計算する。

$\Pr(\hat{m}_{i,t} > 0) < 0.5$ であれば受診率を0にし、その個人の*t*年の医療費を0とする。 $\Pr(\hat{m}_{i,t} > 0) \geq 0.5$ のときは受診率を1とし、医療費の計算に移る。推定値  $\beta_2$ と、*t*-1年と*t*-2年、…の医療費、さらに人口統計的な要素  $d_{i,t}$ から、*t*年に*R*歳の個人*i*の誤差項以外の医療費  $x_i'\beta_1$ を計算する。これに加えて、シミュレーションの対象となっている個人と同じ説明変数のベクトル  $x_i$ をもつ個人  $j=1, \dots, J$ を全サンプルから抽出し、彼らの医療費  $x_j'\beta_2$ と残差  $\hat{u}_{2j} = \ln(\hat{m}_{j,t}) - x_j'\beta_2$ を計算する。そしてこの中からランダムに1つを選択し、誤差項として個人*i*の医療費に加え、予測医療費  $\ln(\hat{m}_{i,t}) = x_i'\beta_2 + \hat{u}_{2j}$ を計算する。

以下、受診率と医療費の計算を逐次繰り返していく。このときに、年齢が1年ごとに上昇し、過去の医療費  $m_{i,t-j}$ も予測値で置き換えられる。すなわち、*t*年の予測医療費が  $\hat{m}_{i,t} = 0$ であれば、*t*+1年の医療費のシミュレーションに用いる過去の医療費も  $m_{i,t} = 0$ となる。

同一の説明変数ベクトルをもつサンプルの、残差を用いるというノンパラメトリックな方法であれば、分布の仮定に依存しないシミュレーションになる。上で述べたように、医療費の分布が特殊な形状になることと、過去の医療費との相関という問題を考えると、この方法はそれ

なりに頑健な方法といえるかもしれない。しかしこの方法にも、分析上の限界は存在する。それは「同一の説明変数ベクトルを持つサンプル」から、残差をランダムサンプリングするということは、これらが多数存在しないとシミュレーションにバイアスを発生させることとなる。例えば、説明変数として過去の医療費  $m_{i,t-j}$ を導入しているが、これをそのまま用いた場合にはどうなるであろうか？*t*-1年に医療費が15,000円であったとしても、これ以外に他の属性が全く同一のサンプルなどはごく少数になるに違いない。さらに*t*-2年の医療費までを考慮したらどうなるであろうか。このようなケースでは本人以外のサンプルなどは皆無であろう。

そのため、説明変数を連続変数とせず、カテゴリカルなものとして処理する必要が出てくる。今述べた過去の医療費の場合には、例えば単純に医療費の発生の有無を表すダミー変数、もしくは0円、1円から100,000円、100,000円以上というようなカテゴリーに分類するのである。しかしこのような処理は、カテゴリーを細かくすればするほど、ランダムサンプリングのときのサンプルが小さくなってしまふ。逆にカテゴリーを大きくしすぎても単に全サンプルからのランダムサンプリングに近くなってしまひ、シミュレーションの意義が薄れる。したがって、現実的な対応策はカテゴリーの定義を複数設定し、説明変数を変えながら、多数のシミュレーションを試みる他にはない。

### Ⅲ. 医療費関数の推定およびシミュレーション

#### Ⅲ-1. データおよび記述統計

本稿では、1997年4月から2000年3月までの、加入者が数万人規模の組合健康保険のデータを用いている。データは、医療機関が保険者に対して医療費の請求を行うさいに発生するレセプトデータと、保険者が被保険者（本人・家族）の加入情報をまとめたデータ（マスターデータ）

からなる。

レセプトデータには、個人ID番号・世帯ID番号・生年月日・年齢・性別・診療区分・受診年月・決定点数・薬剤一部負担金額・診療実日数が記載されている。マスターデータには、証記号・被保険者番号・続柄・性別・生年月日が記載されている。この中から就業世代である25

～59歳の個人を抽出する。組合健康保険のデータであるため、老人保健に適用される高齢者の加入者の数は少なく、また国民健康保険に比べると相対的に所得水準が高い可能性もある。しかしながら、本稿の目的は個人の長期的な医療費を明らかにすることであり、分析対象を就業者に限定した。所得水準を除けば、国民健康保険でなく組合健康保険のデータを用いても、就業期の医療費のみの分析であれば、それほど大きな問題は生じないと考えられる。

医療費の推移を分析するために、入院・外来・歯科・調剤のレセプトを個人ごとに集計し1年間の医療費とし、また集計したものとマスターデータの差分を取ることで、医療費が0である個人を特定化した。さらにマスターデータの情報から、女性ダミー、年齢ダミーを作成している。1997年度から1999年度までの医療費を把

握でき、一見するとパネルデータのような構造を有している。しかし、過去の医療費が現在の医療費にどの程度影響するのかを分析するので、被説明変数としては1999年度の医療費を用い、他の年度のものも全て説明変数として用いた。ただしⅡ節でも言及したように、過去の医療費を水準として説明変数に用いると、よいサンプリングをすることが困難となるので、カテゴリー化したデータを作成している。

表1は記述統計である。1999年度の医療費の平均値は94,741で、また1998年度・1997年度も約100,000円となっている。1999年度の医療費が0より大きい個人、つまり少なくとも1度以上何らかの医療機関で受診を行った個人は、81%にのぼる。男性が55%と多く、50-59歳の年齢階級が34%が一番多い<sup>5)</sup>。過去の医療費行動を表すカテゴリー変数としては、1998年

表1 記述統計

変数名	定義	平均	標準偏差
MED99	1999年度医療費	94,741.140	284,234.119
D99	MED99 > 0 の割合	0.807	0.394
MED98	1998年度医療費	101,117.052	3,309,689.020
MED97	1997年度医療費	99,242.434	322,375.290
SEX	女性ダミー	0.447	0.497
AGE99	1999年時点での年齢	42.872	10.170
AGE3039	30-39歳ダミー	0.276	0.447
AGE4049	40-49歳ダミー	0.255	0.436
AGE5059	50-59歳ダミー	0.342	0.474
D1	1998年の医療費 = 0 かつ1997年の医療費 > 0 のとき1, それ以外0	0.073	0.260
D2	1998年の医療費 > 0 かつ1997年の医療費 = 0 のとき1, それ以外0	0.088	0.284
D12	1998年の医療費 = 0 かつ1997年の医療費 = 0 のとき1, それ以外0	0.110	0.313
MEDZL	1998年の医療費 = 0 かつ1997年の医療費 > 0 かつ1997年の医療費 < 100,000 のとき1, それ以外0	0.064	0.244
MEDZH	1998年の医療費 = 0 かつ1997年の医療費 > 100,000 のとき1, それ以外0	0.009	0.096
MEDLZ	1998年の医療費 > 0 かつ1998年の医療費 < 100,000 かつ1997年の医療費 = 0 のとき1, それ以外0	0.074	0.262
MEDLL	1998年の医療費 > 0 かつ1998年の医療費 < 100,000 かつ1997年の医療費 > 0 かつ1997年の医療費 < 100,000 のとき1, それ以外0	0.389	0.487
MEDLH	1998年の医療費 > 0 かつ1998年の医療費 < 100,000 かつ1997年の医療費 > 100,000 のとき1, それ以外0	0.099	0.298
MEDHZ	1998年の医療費 > 100,000 かつ1997年の医療費 = 0 のとき1, それ以外0	0.014	0.117
MEDHL	1998年の医療費 > 100,000 かつ1997年の医療費 > 0 かつ1997年の医療費 < 100,000 のとき1, それ以外0	0.098	0.297
MEDHH	1998年の医療費 > 100,000 かつ1997年の医療費 > 100,000 のとき1, それ以外0	0.143	0.350

(出所) 筆者作成。

度と1997年度の医療費を用いて、表1のようなものを定義した。第1の定義は、1998年度と1997年度ともに医療支出が0より大きかったか、1998年度だけ(D1)、あるいは1997年度だけ(D2)医療支出をしたのか、さらにどちらの年度も医療支出をしなかったのか(D12)というダミー変数である。これらの構成割合は順に73%、7.3%、8.8%、11.0%となり、圧倒的に2年間医療費を発生した個人が多数派である。

第2の定義は、各年度の医療費の平均値が約100,000円であることに着目して、0円、1円から100,000円の間、100,000円を超える水準という3つのカテゴリーに分けたものである。先ほどと同様に1998年度と1997年度2つの年度カテゴリーを組み合わせると、9つに分類できる。詳細は表1に譲るが、この中で注目すべき点はいくつかある。1998年度、1997年度ともに1円から100,000円以下の医療費を行う個人(MEDLL)が38.9%と一番多く、続いて2年間ともに100,000円を超える個人(MEDHH)が14.3%、2年間ともに医療費が0の個人が11.0%となる。また医療費が0円から100,000円を超える水準になったり(MEDHZ)、これとは逆に100,000円を超えていた個人が翌年0円となる(MEDZH)ケースは、1.4%と0.9%ときわめて少ない。つまり、医療費が同じカテゴリーにとどまる個人が多数派を占め、2年間というタームでは医療費の持続性が示唆される。

表2と表3は、それぞれ医療費のカテゴリー化ごとに分類した推定結果である<sup>6)</sup>。表2は過去の医療費をダミー変数として扱ったもので、表3は0円、1円から100,000円、100,000円を超える医療費というようにカテゴリー化した結果である<sup>7)</sup>。2つの表ともに、左半分がクロス

ダミーを入れない場合の、そして右半分がクロスダミーがある場合の推定結果である。表の3行目の2項選択部分とは、医療費が0か1以上か、つまり受診の有無を表した推定式であり、本稿ではこれを線形近似しているため、係数自体が受診率となる。すぐ右側の医療費部分とは、受診するという条件の下での医療費(対数値)の推定式を表している。表2から、クロスダミーを入れない場合にはほとんどの変数が有意である。医療費の持続性を示す変数であるD1(1998年度のみ医療費が正)、D2(1997年度のみ医療費が正)、D12(2年間一度も医療費がない)の係数を吟味すると、これらは2項選択部分、医療費部分ともに、さらにクロスダミーの有無にかかわらず負で有意となっている。とりわけD12の係数は、2項選択部分でクロスダミーなしが-0.676、ありが-0.638であり、2年間一度も医療費がない個人の受診率は、2年間ともに医療費を発生させている個人よりも前者で67.6%ポイント、後方で63.8%ポイント低いこととなる。さらに医療費部分の係数も-0.760と-0.605であり、医療費も76.0%と60.5%低いと読み取れる。

医療費の持続性については、説明変数に加える過去の医療費をカテゴリー化した表3でも同様の傾向が見て取れる。表3では、1997年度・1998年度ともに医療費がない個人を基準としている。ダミー変数がない(ある)場合では、1999年度の受診率はこの基準よりも、上から順に41.1(37.0)、42.5(42.6)、49.2(51.5)、64.1(61.8)、68.0(63.7)、60.7(56.6)、71.1(68.1)、74.7(72.6)%ポイント高いことを意味する。また医療費についても、2年間ともに医療費がない個人の1999年度の医療費よりも、クロスダミーがない(ある)場合では、上から

5) 年齢ダミーの作成の仕方についても、10歳階級ごとのものと5歳階級ごとという2つのケースを試している。紙幅の制約と5歳階級のパフォーマンスが芳しくなかったため、本稿では10歳階級の結果のみを掲載する。

6) 推定およびシミュレーションには、Gauss 5.0を用いた。

7) もちろんカテゴリーの定義を変えたり、クロスダミーについても様々な組み合わせを試し分析を行っているが、本稿では紙幅の制約があるので、代表的な結果のみを記載する。

就業期累積医療費と医療貯蓄勘定

表2 医療費ダミーによる推定結果

	過去の医療費をダミー変数としたもの			
	クロスダミーなし		クロスダミーあり	
	推定式1		推定式2	
	2項選択部分	医療費部分	2項選択部分	医療費部分
CONSTANT	0.893*** (0.009)	10.595*** (0.021)	0.855*** (0.009)	10.418*** (0.032)
SEX	0.021*** (0.003)	0.096*** (0.014)	0.077*** (0.010)	0.354*** (0.040)
AGE3039	0.012* (0.006)	0.026 (0.023)	0.040*** (0.010)	0.160*** (0.038)
AGE4049	0.004 (0.006)	0.255*** (0.024)	0.047*** (0.010)	0.460*** (0.039)
AGE5059	0.027*** (0.006)	0.620*** (0.023)	0.077*** (0.009)	0.857*** (0.036)
D1	-0.263*** (0.009)	-0.684*** (0.028)	-0.263*** (0.027)	-0.530*** (0.077)
D2	-0.165*** (0.008)	-0.503*** (0.026)	-0.118*** (0.019)	-0.357*** (0.064)
D12	-0.676*** (0.007)	-0.760*** (0.040)	-0.638*** (0.018)	-0.605*** (0.104)
D1*AGE3039			0.012 (0.031)	-0.038 (0.089)
D1*AGE4049			0.001 (0.031)	-0.136 (0.092)
D1*AGE5059			-0.041 (0.031)	-0.226** (0.093)
D2*AGE3039			-0.043* (0.023)	-0.093 (0.076)
D2*AGE4049			-0.089*** (0.023)	-0.211*** (0.080)
D2*AGE5059			-0.096*** (0.023)	-0.357*** (0.078)
D12*AGE3039			0.019 (0.023)	-0.060 (0.126)
D12*AGE4049			0.012 (0.022)	-0.155 (0.128)
D12*AGE5059			-0.057*** (0.021)	-0.393*** (0.132)
AGE3039*SEX			-0.050*** (0.012)	-0.206*** (0.047)
AGE4049*SEX			-0.069*** (0.012)	-0.314*** (0.048)
AGE5059*SEX			-0.064*** (0.012)	-0.358*** (0.046)
D1*SEX			0.028 (0.019)	-0.072 (0.057)
D2*SEX			0.045*** (0.016)	0.107** (0.053)
D12*SEX			-0.065*** (0.014)	0.114 (0.085)

(注1) \*\*\*は1%有意水準, \*\*は5%有意水準, \*は10%有意水準で係数が0であるとすると帰無仮説が棄却されることを示す。

(注2) 括弧内はWhiteの一致性のある標準誤差である。

(出所) 筆者作成。



就業期累積医療費と医療貯蓄勘定

表3 医療費のカテゴリー化による推定結果

	過去の医療費をカテゴリカルデータとしたもの			
	クロスダミーなし		クロスダミーあり	
	推定式3		推定式4	
	2項選択部分	医療費部分	2項選択部分	医療費部分
CONSTANT	0.226*** (0.008)	9.955*** (0.042)	0.218*** (0.017)	9.823*** (0.101)
SEX	0.020*** (0.003)	0.089*** (0.013)	0.008 (0.017)	0.422*** (0.091)
AGE3039	0.010 (0.006)	0.004 (0.022)	0.060*** (0.022)	0.102 (0.122)
AGE4049	-0.003 (0.006)	0.144*** (0.022)	0.058*** (0.022)	0.285** (0.125)
AGE5059	0.008 (0.006)	0.345*** (0.022)	0.018 (0.021)	0.444*** (0.129)
MEDZL	0.411*** (0.012)	0.047 (0.048)	0.370*** (0.033)	0.055 (0.127)
MEDZH	0.425*** (0.026)	0.279*** (0.090)	0.426*** (0.081)	0.283 (0.255)
MEDLZ	0.492*** (0.011)	0.138*** (0.047)	0.515*** (0.026)	0.227* (0.118)
MEDLL	0.641*** (0.007)	0.347*** (0.040)	0.618*** (0.019)	0.372*** (0.105)
MEDLH	0.680*** (0.008)	0.656*** (0.043)	0.637*** (0.025)	0.623*** (0.123)
MEDHZ	0.607*** (0.017)	0.780*** (0.074)	0.566*** (0.051)	0.514** (0.217)
MEDHL	0.711*** (0.008)	0.988*** (0.044)	0.681*** (0.022)	0.918*** (0.120)
MEDHH	0.747*** (0.007)	1.761*** (0.042)	0.726*** (0.020)	1.767*** (0.124)
AGE3039*MEDZL			-0.008 (0.039)	0.032 (0.151)
AGE4049*MEDZL			-0.008 (0.039)	-0.016 (0.155)
AGE5059*MEDZL			0.026 (0.038)	0.178 (0.160)
AGE3039*MEDZH			-0.005 (0.091)	-0.066 (0.295)
AGE4049*MEDZH			-0.045 (0.090)	0.192 (0.291)
AGE5059*MEDZH			-0.053 (0.088)	0.022 (0.281)
AGE3039*MEDLZ			-0.072** (0.032)	-0.084 (0.143)
AGE4049*MEDLZ			-0.106*** (0.033)	-0.151 (0.147)
AGE5059*MEDLZ			-0.068** (0.032)	-0.093 (0.151)
AGE3039*MEDLL			-0.024 (0.023)	0.029 (0.126)
AGE4049*MEDLL			-0.032 (0.023)	-0.038 (0.129)
AGE5059*MEDLL			0.031 (0.022)	0.007 (0.133)

(続く)

(注1) \*\*\*は1%有意水準, \*\*は5%有意水準, \*は10%有意水準で係数が0であるとする帰無仮説が棄却されることを示す。

(注2) 括弧内はWhiteの一致性のある標準誤差である。

(出所) 筆者作成。

表3 医療費のカテゴリ化による推定結果(続き)

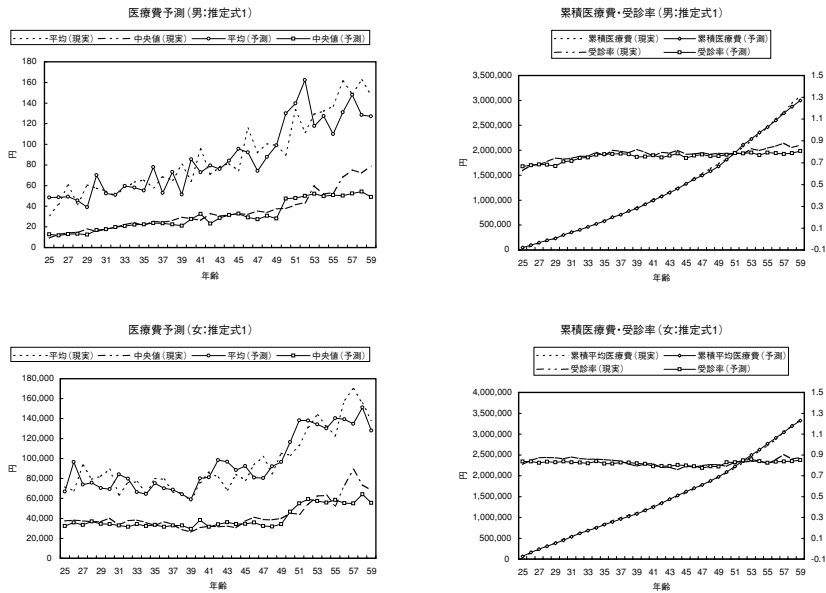
	過去の医療費をカテゴリカルデータとしたもの			
	クロスダミーなし		クロスダミーあり	
	推定式3		推定式4	
	2項選択部分	医療費部分	2項選択部分	医療費部分
AGE3039*MEDLH			-0.007 (0.028)	0.036 (0.142)
AGE4049*MEDLH			-0.008 (0.028)	0.045 (0.145)
AGE5059*MEDLH			0.045* (0.027)	0.092 (0.147)
AGE3039*MEDHZ			-0.007 (0.056)	0.165 (0.247)
AGE4049*MEDHZ			-0.091 (0.058)	0.284 (0.249)
AGE5059*MEDHZ			0.040 (0.052)	0.231 (0.238)
AGE3039*MEDHL			-0.025 (0.026)	0.105 (0.141)
AGE4049*MEDHL			-0.009 (0.026)	0.018 (0.144)
AGE5059*MEDHL			0.035 (0.024)	0.115 (0.145)
AGE3039*MEDHH			-0.023 (0.024)	-0.081 (0.145)
AGE4049*MEDHH			-0.015 (0.023)	0.081 (0.146)
AGE5059*MEDHH			0.030 (0.022)	0.106 (0.147)
AGE3039*SEX			-0.051*** (0.012)	-0.206*** (0.044)
AGE4049*SEX			-0.063*** (0.013)	-0.246*** (0.045)
AGE5059*SEX			-0.056*** (0.012)	-0.288*** (0.044)
MEDZL*SEX			0.094*** (0.025)	-0.191* (0.102)
MEDZH*SEX			0.076 (0.053)	-0.159 (0.182)
MEDLZ*SEX			0.105*** (0.022)	-0.043 (0.099)
MEDLL*SEX			0.066*** (0.015)	-0.111 (0.086)
MEDLH*SEX			0.072*** (0.016)	-0.101 (0.092)
MEDHZ*SEX			0.120*** (0.035)	0.095 (0.153)
MEDHL*SEX			0.063*** (0.015)	-0.069 (0.092)
MEDHH*SEX			0.048*** (0.014)	-0.189** (0.088)

(注1) \*\*\*は1%有意水準, \*\*は5%有意水準, \*は10%有意水準で係数が0であるとする帰無仮説が棄却されることを示す。

(注2) 括弧内はWhiteの一致性のある標準誤差である。

(出所) 筆者作成。

図1 医療費予測および累積医療費・受診率（推定式1）



(出所) 筆者作成。

順に4.7(5.5), 27.9(28.3), 13.8(22.7), 34.7 (37.2), 65.6 (62.3), 78.0 (51.4), 98.8 (91.8), 176.1 (176.7) %ポイント医療費が高くなることを意味する。ただし、医療費部分については一部有意でないケースが確認できるが、MEDHH などの高医療費については、いずれも有意となっている。

これらの変数の推定結果から、医療費には持続性が存在するということができよう<sup>8)</sup>。すなわち過去に高い医療費の個人は、現在においても相対的に高い医療費となる可能性がある。この持続性により特定の個人へと医療費が集中することで、25歳から59歳までの累積医療費に大きな格差が発生するかもしれない。この議論については、節を改めて行う。

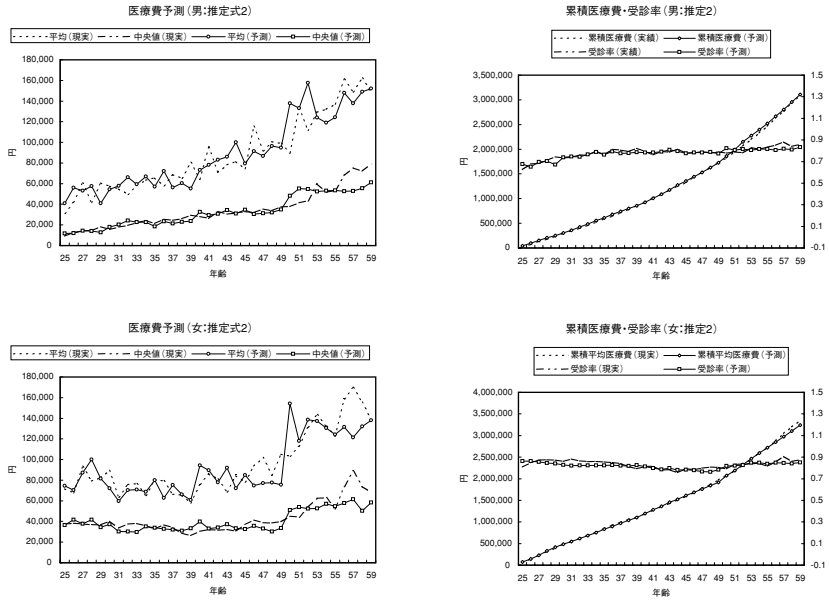
### III-2. シミュレーションの評価

前節で求めた推定結果とII-2で述べたアルゴリズムを用いて、医療費のシミュレーションを行った。しかしその結果がよい近似となっているかを、検証しなくてはならない。そこで最初にシミュレーションの結果と、各年齢における医療費を比較してみよう。

図1から図4は、男女別のシミュレーションによる年齢階級別の医療費・累積医療費・受診率と、それらの現実値を比較したものである。また左側の図が年齢階級別の医療費を、右側が年齢階級の累積医療費（平均値）と受診率を表している。図1は過去の医療費をダミー変数として説明変数に加えた推定式1を、図2は推定式1に加えクロスダミーを加えているが、シミュレーションの傾向はほぼ似通っている。サン

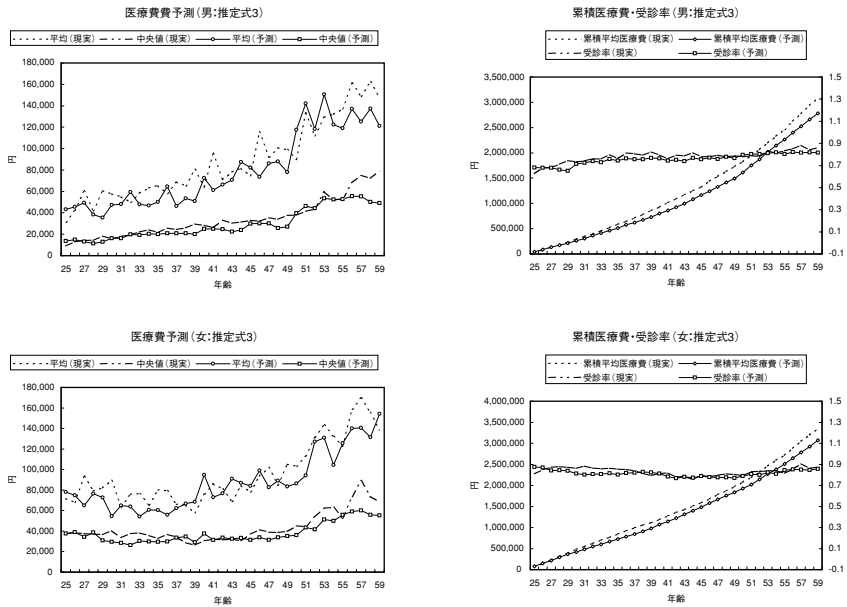
8) わが国の医療費の持続性については、老人保健に適用されていない組合健康保険のデータを用いて分析した管・鈴木(2005)がある。そこでは、一度医療費が高額になると、加齢とともにその持続性が高まることを指摘している。

図2 医療費予測および累積医療費・受診率（推定式2）



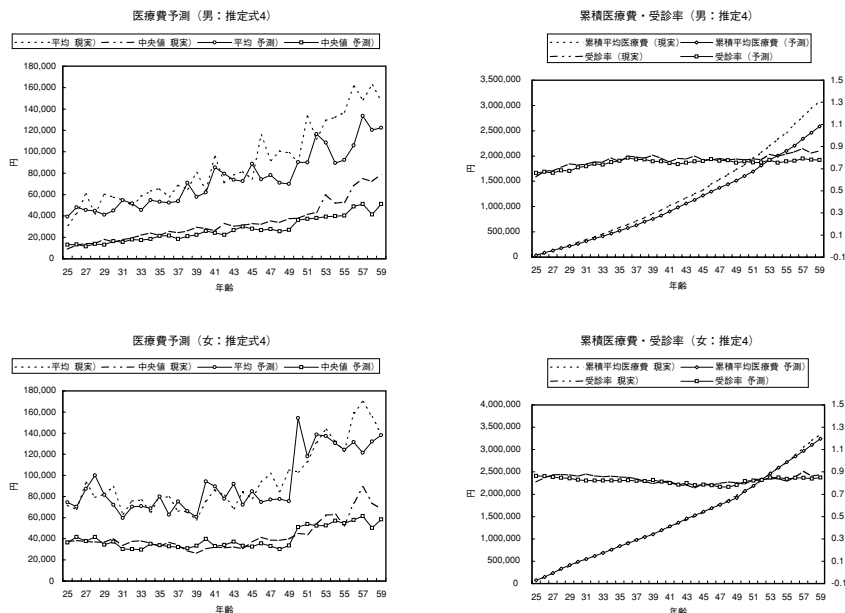
(出所) 筆者作成。

図3 医療費予測および累積医療費・受診率（推定式3）



(出所) 筆者作成。

図4 医療費予測および累積医療費・受診率（推定式4）



(出所) 筆者作成。

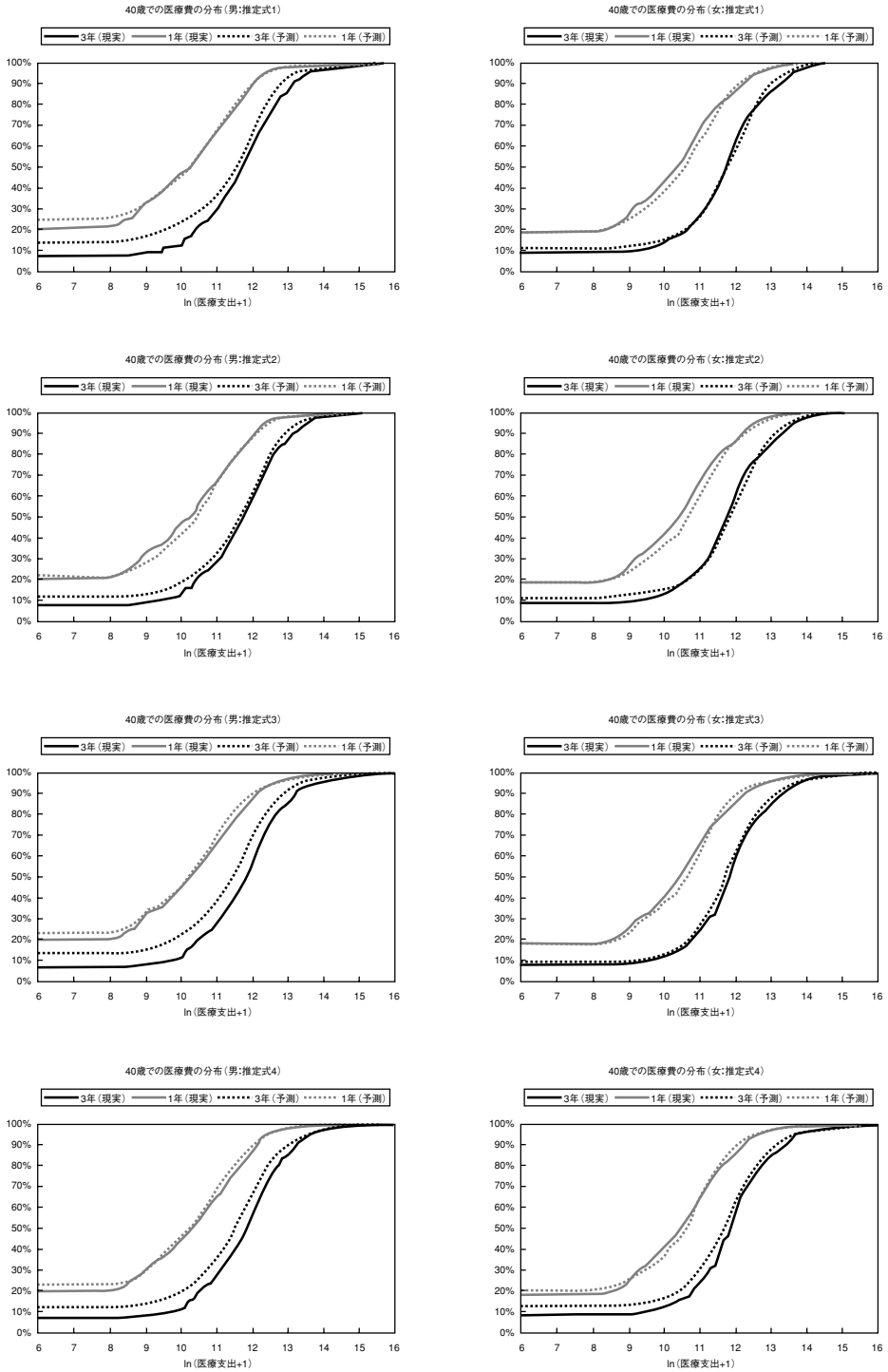
プルが数万とそれほど多くなく、したがってシミュレーションに用いた25歳のサンプルも多いとはいえないため、年齢階級別の予測医療費と実際の医療費が完全に一致しているわけでないが、医療費の現実値をよく近似しているといえる。また中央値についても、推定式1, 2, 男女ともに現実値とのフィットがよい。さらにフィットがよいのが、累積医療費、受診率であり、予測値と現実値がほぼ一致している。図3は過去の医療費をカテゴリー化して説明変数に加えたもので、図4はこれに加えクロスダミー変数を加えたものである。特徴的な点は、図4の男性以外はともに40歳までの医療費の予測値が現実値よりも低い傾向なことである。そのため、累積医療費の予測値も現実値よりも低くなっており、図1・2に比べると若干フィットが芳しくない。ただし、中央値と受診率のシミュレ-

ーションはそれほどの現実値とは乖離しておらず、カテゴリー化したことによる全サンプルからのサンプリングの減少の影響が発生している可能性がある。

ところで図1から図4までの予測値は、あくまでも単年度の年齢階級別の現実値に比較しているだけであり、そこでは過去の医療費という動的な影響は一切考慮していない。本稿で用いたデータは幸いにも3年間の医療費を把握することができるので、これを用いて予測値の評価をする必要がある。これを表したのが図5である。図5では1つの例として、40歳を取り上げている<sup>9)</sup>。図の中の1年は、40歳の医療費（現実値）と、40歳時点での予測医療費を比較し（それぞれ対数値<sup>10)</sup>）、累積分布として描いたものである。これを見ると推定式1から4まですべて予測値と現実値の重なりがよく、シミュレ-

9) 紙幅の制約から、本稿では他の年齢についての図を掲載しない。例えば50歳では40歳とほぼ同様の傾向をとっているが、3年間の医療費が0である個人を過剰に推定していた。59歳では3年間の医療費の分布のフィットはよかったが、1年間の医療費ではかなりの乖離がみられた。ただし、59歳のサンプルはかなり少数となるので、その点について解釈の注意が必要である。

図5 40歳におけるシミュレーションの妥当性



(出所) 筆者作成。

ションが分布としてよいものであるといえる。ただし、40歳時点での過去の3年間の医療費の合計、38歳と39歳と40歳の医療費の合計を比較した場合、分布の左側の平坦な部分、つまり医療費0の乖離は、男性で大きくなっており、過去3年間で医療費を1円も使っていない個人を、予測値では過大に推定している可能性がある<sup>11)</sup>。しかし総じてモデルによるシミュレーションの結果は、現実値の近似として十分機能しているといえる。

さてここで、前節で触れた医療費の持続性の問題について考えよう。医療費の持続性は推定結果で確認されたが、これが重大な問題を引き起こすこととは何であろうか。これが十分に大きいと、医療費が特定の個人によって消費され続け、結果として59歳時点での累積医療費に大きな格差が発生してしまうことである。格差が大きいのであれば、受益と負担のバランスが崩れ、公平性の観点からは望ましいとはいえない。

図6は、シミュレーション結果を用いて、年齢階級別の25歳からの累積相対医療費、つまりローレンツ曲線を描いたものである。点線で示された45度線よりも右側に行くほど、特定の個人によって医療費が消費され続けてきたことを意味する。図をみてあきらかなように、30歳よりも40歳の、40歳よりも50歳の、50歳よりも59歳の累積相対医療費の曲線は内側にきている。つまり加齢とともに、25歳からの累積医療費の

格差は減少している。この結果は、3年間というデータではあるがより強い医療費の持続性を指摘している管・鈴木(2005)の結果と必ずしも一致するわけではない。ただし図5で見たように、ある年齢における1年間と3年間の医療費と予測値については、それほど大きな乖離が生じておらず、図1から図4の現実値と予測でも平均値・中央値の乖離も小さかったので、本稿で用いたモデルに決定的な問題があるとは考えにくい。さらにクロスダミーを含んだ推定式の、年齢と過去の医療費ダミーの推定値はほとんどが有意でなかったため、少なくとも本稿のデータでは、加齢とともに医療費の持続性が高まるという事実は観察できなかった。

本稿で用いたモデルにおいて、59歳時点での累積医療費が拡大するケースとして考えるのは、過去の医療費のカテゴリーの設定の仕方である。カテゴリーを細かく、例えば10分位ぐらいまでにして、2年間の医療費の推移を表すダミーを作成すれば、常に高い医療費を要する個人がいるかもしれない。しかし前節で言及したように、ノンパラメトリックでシミュレーションを行う場合には、この方法はリスクが高いといわざるを得ない。

以上をまとめるならば、医療費の持続性は存在し、さらに累積医療費の格差は確かに存在するが、それが少なくとも本稿のデータに限っては、ローレンツ曲線でみた場合には、加齢とともに拡大するわけではない。

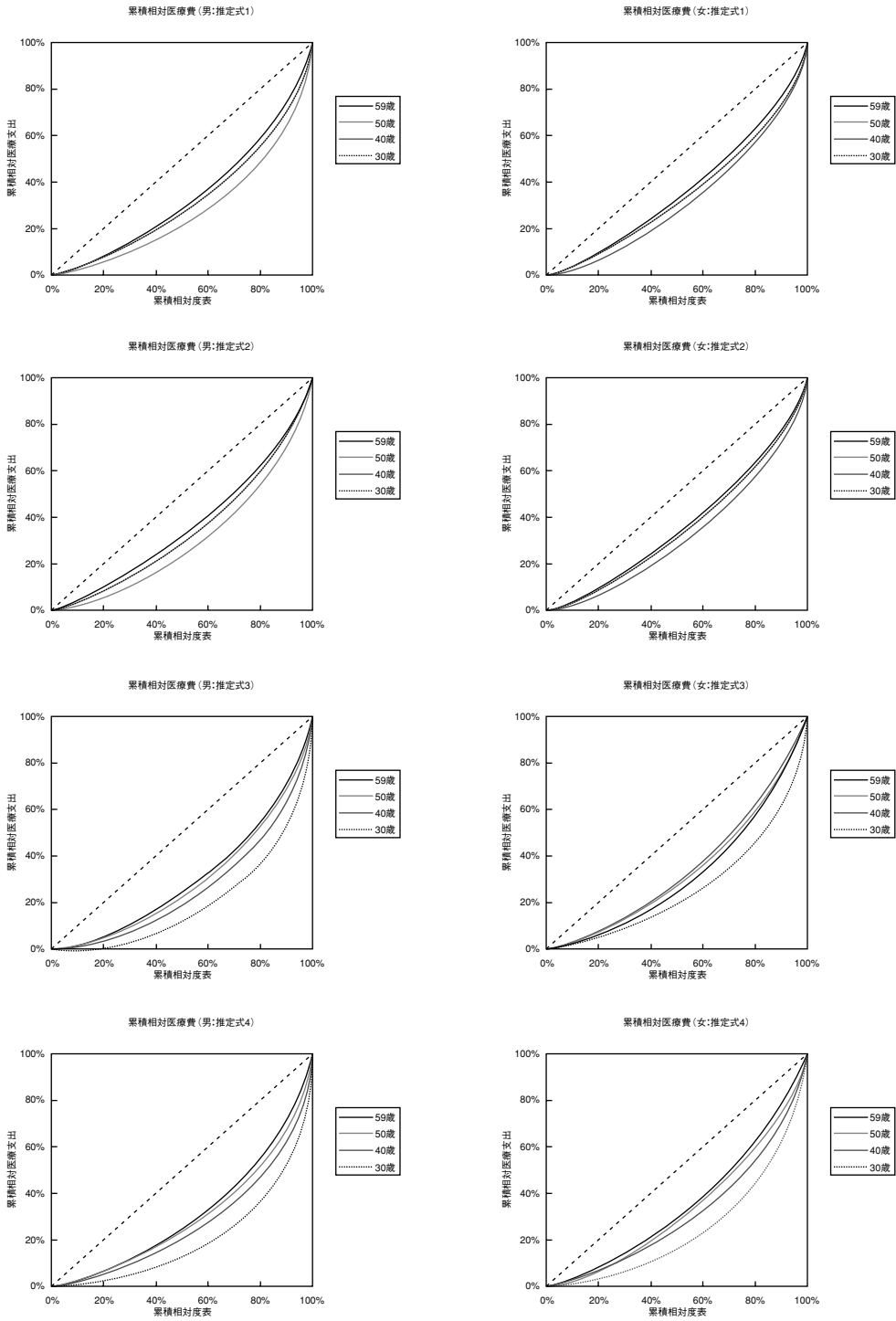
## IV. 医療貯蓄勘定のシミュレーション

### IV-1. 現行制度の下での医療貯蓄勘定シミュレーションに基づく医療貯蓄勘定の結

果に入る前に、まず図7の25歳から59歳までの累積医療費を見てみよう。図7では、この分布

- 10) 医療費をそのままであると右に歪んだ図となるため、医療費に1を足して対数をとったものを近似として使用した。
- 11) 本稿のデータは3年間しかないのであるが、推定はクロスセクションで行っているため、シミュレーションによる低医療費部分の乖離を検証することはできない。この問題は4年以上のデータを用いると分析できるが、将来的な課題として残したい。

図6 年齢階級別の累積医療費ローレンツ曲線



(出所) 筆者作成。



が描かれており、点線は相対度数が80%のときの男性(女性)の累積医療費を表し、推定式1から順に、3,992,750(4,169,922)円、4,016,158(4,078,530)円、3,843,974(4,192,170)円、3,504,570(4,125,550)円となる。すなわち80%の個人の59歳時点での累積医療費は、この水準以下で納まるということになる。

ここで結果を描写する前に、医療貯蓄勘定の簡単な概念に触れなければならないであろう。医療貯蓄勘定とは、現在および将来の自らの医療費を充足できるように、強制的な貯蓄をさせることである。もし医療費を自らの資産のみで賄わなければならないとすると、個人は健康を維持することに励み、結果として適正な医療費が達成されるという前提に基づいている。現在の医療保険制度が単年度のリスクという、静学モデルに相当するのであるが、医療貯蓄勘定は動学的な意思決定をも重視するものといえる。また、シンガポールもアメリカでも、医療貯蓄勘定は(毎年上限はあるが)非課税となっており、さらに免責を組み合わせることで、少しでも健康維持のインセンティブを与えようという仕組みとなっている<sup>12)</sup>。

本稿での医療費や累積医療費のシミュレーションは、基本的には推移式に基づくものである。インセンティブの観点<sup>13)</sup>からこれを明らかにすることはできないが<sup>14)</sup>、59歳時点での医療貯蓄勘定の残高を計算することで、負担を長期的な視点で明らかとする<sup>15)</sup>。そして、ある一

定の残高を達成するための保険料の負担について考えてみたい。

現行制度の下で、医療貯蓄勘定を導入したときに、59歳時点での残高は果たしていくらになるであろうか。ここでは、『賃金センサス』の学歴別の平均賃金を所得として用い、組合健康保険の平均保険料率8.503%で医療貯蓄勘定を計算した<sup>16)</sup>。また、医療貯蓄勘定への利子率、医療費上昇率、賃金上昇率を0%とした。これらの数値の設定により残高も変化するので、本稿におけるシミュレーション結果はあくまでも1つの例と捉えてもらいたい。しかしながら、利子率を(経済学的に下限と考えられる)0%とすることで、本稿におけるシミュレーションは下限に近いものとなり、比較的厳しい条件の下でのシミュレーション結果を考察することができる。

この結果は、図8に記載されている。大卒であれば性別に関わらず、80%の個人の残高は1,500万円を超える。80%の高卒男性の残高は1,360~1,411万円以上で、高卒女性であれば931~942万円以上となる。学歴による賃金格差があるため、現行制度と同じ保険料率であると、結果として医療貯蓄勘定にも大きな差が出る。

ところが今の計算では、わが国の医療保険制度に内包されている老人保健拠出金と退職者医療制度拠出金の影響をまったく考慮していない。これらは保険料の中の38.434%を占め、実質的な保険料率は5.235%となる。拠出金を考慮し

12) 医療貯蓄勘定、ないし Medical Saving Account はシンガポールで既に実施されており、川淵(2002)が簡潔な制度説明を行っている。また制度の評価については、Chia and Tsui(2005)がある。

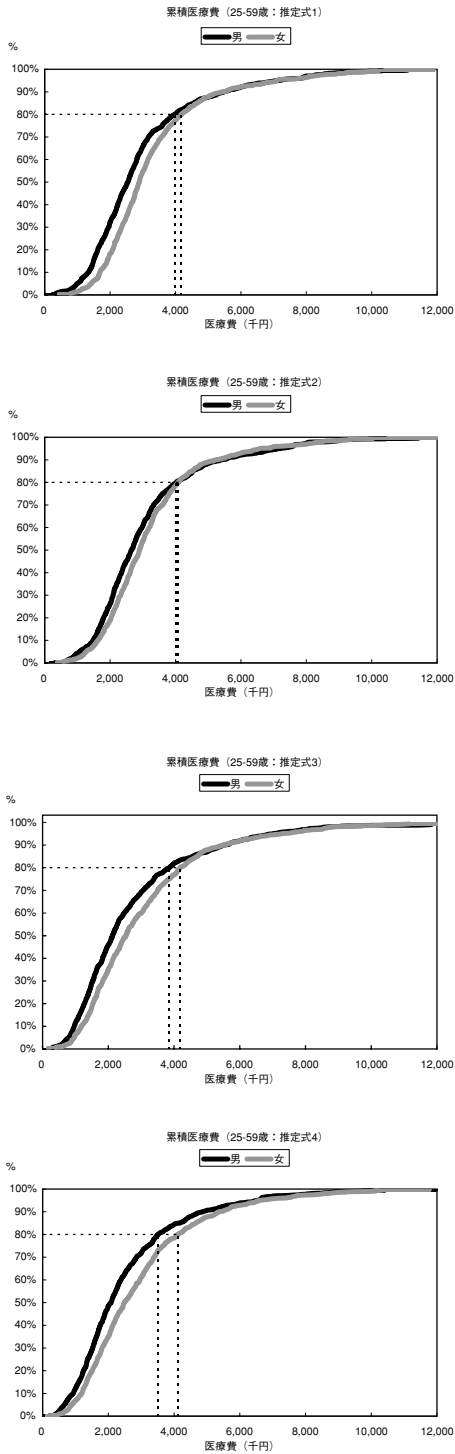
13) 医療貯蓄勘定を導入することにより、自己負担率が100%となるので、受診行動も変化する可能性がある。ところが本稿で用いたデータは、保険料が1997~1999年当時のものである。その結果については一定の留意が必要である。しかし多くの先行研究が示しているように、わが国における医療需要の自己負担率弾力性は一部例外もあるが、0.2~0.35程度であり、必需品的な性質が強い。したがってシミュレーションに対しても、それほど大きな変化は発生しない可能性も考えられる。

14) Deber et al.(2004)は、医療費の分布がどの年齢においても右裾の厚いものであることに着目し、仮に医療貯蓄勘定を導入しても、医療費削減効果は少ないと述べている。

15) アメリカにおける医療貯蓄勘定の議論については、Gruber, J.(1998)、Pauly and Herring(2002)、Pauly and Goodman(1995)を参照せよ。

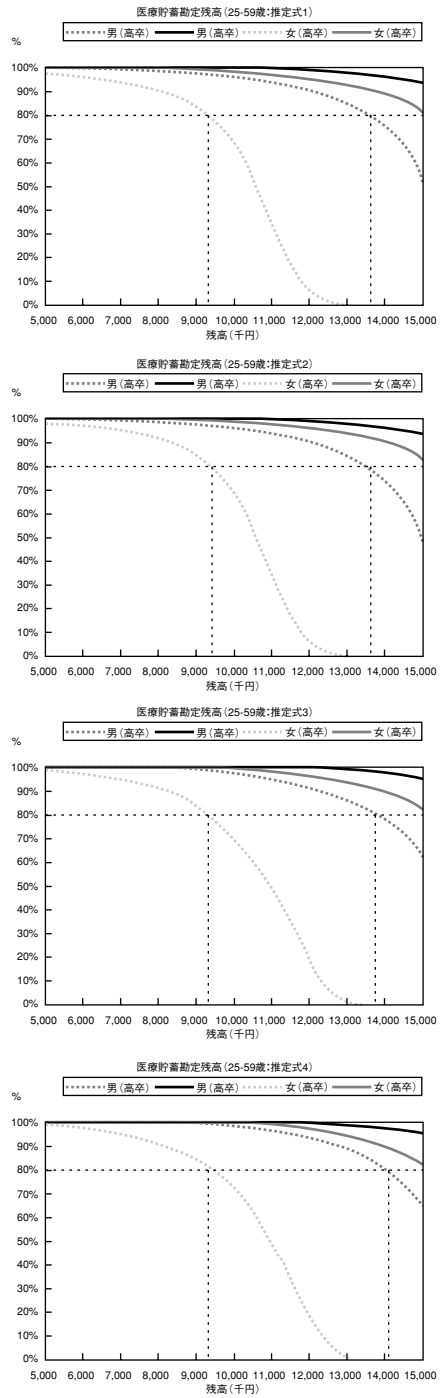
16) 厳密にいうと、「保険料率」ではなく強制的な「貯蓄率」である。ただし本稿では、現行制度との比較の意味合いを強めるために、保険料率という語句を用いる。

図7 25-59歳までの累積医療費



(出所) 筆者作成。

図8 医療貯蓄勘定残高 (保険料8.503%)



(出所) 筆者作成。

た場合の、医療貯蓄残高が図9である<sup>17)</sup>。保険料率が先ほどよりも低いので、当然のことながら59歳時点での医療貯蓄勘定の残高も低い。高卒の女性で500万円以上の残高を残す個人は8割にも満たない。高卒男性、大卒女性、大卒男性の80%が残せる残高は、683～734万円、772～783万円、948～999万円以上となる。

#### V-2. 医療貯蓄勘定における免責の効果

個人が近視眼的な行動をとるのであれば、医療貯蓄勘定を導入しても、退職直後の残高が低い水準となってしまい、高齢期で十分な医療支出を行うことができない。そのような場合に、免責を導入する手段が考えられる。つまり、年間ある一定水準までの医療支出に対しては医療貯蓄勘定から支出できず、それを超えた部分のみ支出できるのである<sup>18)</sup>。

図10は、老人保健拠出金と退職者医療制度拠出金を考慮した保険料率5.235%で、免責額を年間10万円にした場合の残高である。つまり図9に、免責を導入した「だけ」の結果であるが、残高は先ほどとは大きく異なる。高卒女性、高卒男性、大卒女性、大卒男性の80%が貯蓄できる水準は、762～773万円、1,032～1,084万円、1,122～1,133万円、1,298～1,349万円となる。

残念ながら所得に比例した保険料率を課す

と、59歳時点の残高もこれに大きく依存した結果となる。それでは学歴に依存せずに、男性・女性の80%が59歳時点の残高が約1,000万円となるような保険料はいくらであろうか。図11は、保険料を年間30万円とし、免責額を10万円とした場合の結果である。男性、女性の80%の残高は、998～1,050万円、981～992万円以上となる。ただし、この保険料には拠出金が考慮されていないので、これとは別に賃金の3.268%が別途必要となる。最後になるが、59歳時点で80%の個人の残高が1,500万円を超える保険料はどの程度であろうか？これを計算すると、年間約45万円となる。

生涯の医療費を本稿で用いたモデルでシミュレーションすることで、受益と負担の関係がよりはっきりとするであろうが、データの制約から本稿では行うことはできなかった。そこで『厚生白書（平成11年版）』の生涯医療費の推計と本稿の結果を対比させよう。『厚生白書（平成11年版）』には、医療費は約2,200万円で、そのうちの半分は70歳以上で必要になると記載されている。医療費の分布の特性を考えると、中央値はこれより下に来るものと思われるが、高齢期の医療費をまかなうために、59歳時点で80%の個人の医療貯蓄勘定の残高を1,000～1,500万円にするためには、おおよそ年間30～45万円程度の貯蓄をする必要があるといえる。

## V. おわりに

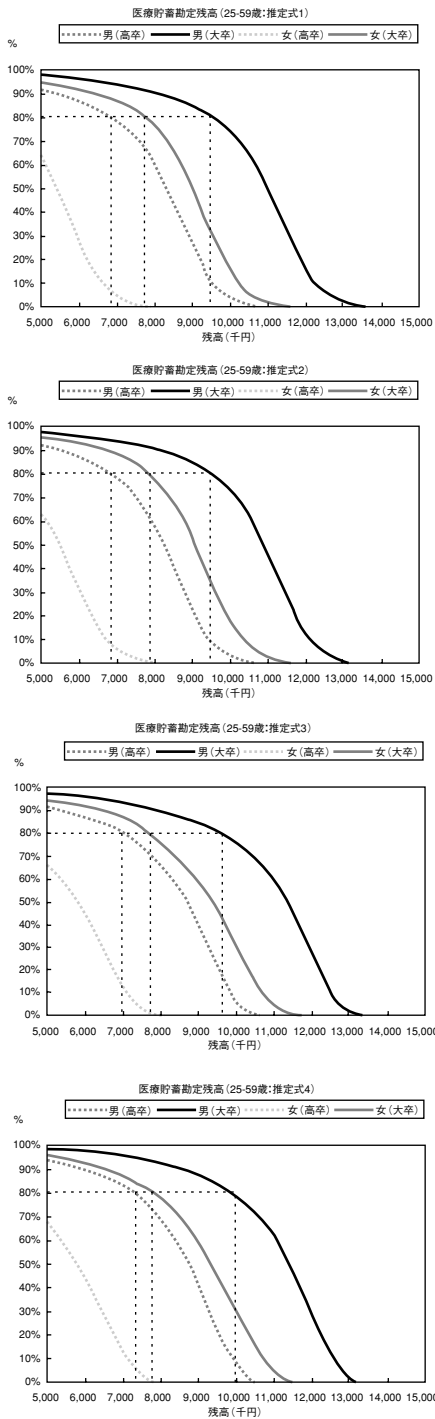
本稿では、組合健康保険のレセプトデータという限られた素材を用いて、25歳から59歳までの医療費をノンパラメトリックな乱数を用いて

シミュレーションした。そして医療貯蓄勘定を実施した場合の、59歳時点での残高を計算した。主要な結論は以下のとおりである。第1に、各

17) ただし、医療貯蓄勘定を全面的に導入すると、老人保健拠出金や退職者医療制度拠出金は年々減っていくので、最終的には0に収束する。しかし59歳時点でのこれらの額を求めることは困難であるので、ここでは一定と仮定する。

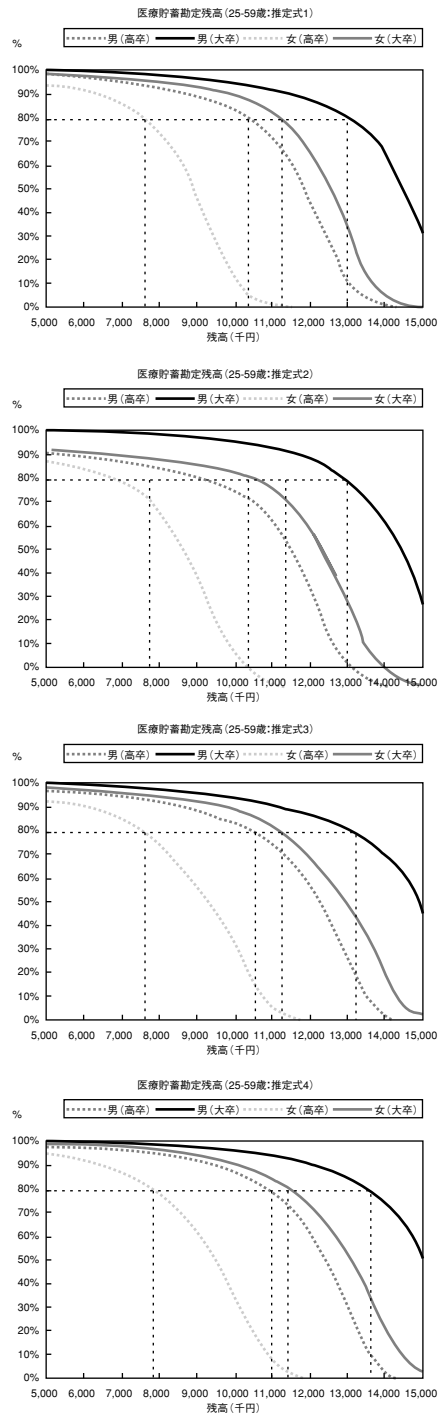
18) なおシンガポールでは高額で標準的でない医療費は、別途高額医療費保険があり、これに対して免責が適用される。これは Arrow 以来最も効率的と考えられている、高額医療保険と考えることもできよう。Eichner et al. (2002) は免責ではなく、この高額医療保険に焦点を当て、その効果をシミュレーションしている。

図9 医療貯蓄勘定残高（保険料8.503%、老人保健・退職者医療制度拠出金あり）



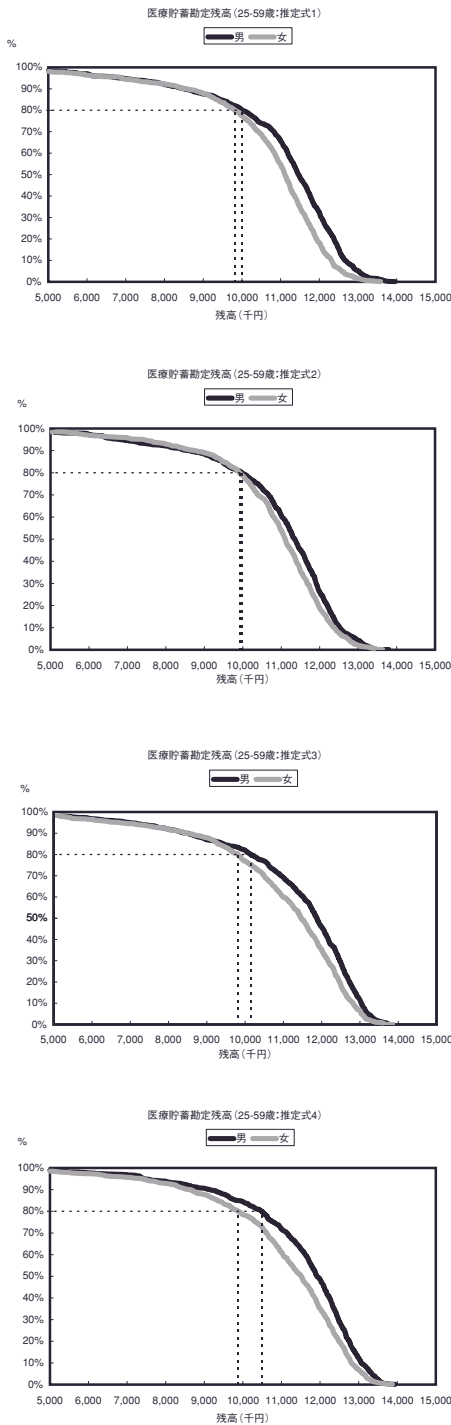
(出所) 筆者作成。

図10 医療貯蓄勘定残高（保険料8.503%、免責10万円、老人保健・退職者医療制度拠出金あり）



(出所) 筆者作成。

図11 医療貯蓄勘定残高（保険料30万円／年、免責10万円）



(出所) 筆者作成。

個人の医療費には持続性が存在するが、加齢するにつれて累積医療費の格差が大きくなるという事実は、ローレンツ曲線のみでみれば、本稿のデータからは観察されなかった。第2に、25歳から59歳までの累積医療費は、80%の男性（女性）が350～400（400～420）万円以下となるが、1,000万円以上を支出する個人が皆無というわけではない。第3に、59歳時点で80%の個人の医療貯蓄勘定の残高を1,000～1,500万円にするためには、免責が10万円の下では、おおよそ年間30～45万円程度の貯蓄をする必要があるといえる。

最後になるが、残された課題について言及する。第1に、推定にまつわる問題である。本稿では Eichner et al. (1996, 2002) と同様に、セミパラメトリックな推定を用いた。この方法は、シミュレーション部分で用いるランダムショックをノンパラメトリックなものとして扱うことができるという利点があるが、受診の有無と、受診後の医療費が独立であるというかなり強い仮定をおくことになる。タイプ2の Tobit モデルであれば、独立性の問題を回避できるが、今度はランダムショックがパラメトリックなものとなる。そこで、DeSarbo and Choi (1999) や増原 (2006) のようなセミパラメトリックな有限混合モデルを用いて、高医療費と低医療費の集団を識別して、シミュレーションする方法が考えうる。

第2に、経済的なインセンティブを考慮したシミュレーションモデルの問題である。本稿で用いたモデルは、実は医療費の遷移式でしかなく、制度変更などにより価格が変化したときの代替効果の影響を検証することはできない。小椋他 (2002) のようなマイクロシミュレーションモデルを用いる方法もあるが、彼らも指摘しているように、加齢と医療費の関係を分析する場合に、静学的なモデルでは十分とはいえない。Palumbo (1999) は動学的な最適化を組み込んだ方法を提唱しているが、寿命と医療技術の進歩、そして医療費を内生的に決定する動学モデルというのは、数学的な問題もあり、なか

なか解決に至っていない。これらの問題を回避しながら、より精緻に医療費のシミュレーションを行う必要があろう。

## 参 考 文 献

- Amemiya, T. (1985), *Advanced Econometrics*, Harvard University Press, Cambridge.
- Basu, A., W. G. Manning and J. Mullahy (2004), “Comparing alternative models: Log vs Cox proportional hazard?,” *Health Economics*, 13 (8), 749–765.
- Blough, D. K., C. W. Madden and M. C. Hornbrook (1999), “Modeling risk using generalized linear models,” *Journal of Health Economics*, 18(2), 153–171.
- Buntin, M. B. and A. M. Zaslavsk (2004), “Too much ado about two-part models and transformation?: Comparing methods of modeling Medicare expenditures,” *Journal of Health Economics*, 23(3), 525–542.
- Chia, N. C. and A. K. C. Tsui (2005), “Medical savings accounts in Singapore: How much is adequate,” *Journal of Health Economics*, 24 (5), 855–875.
- Deber, R. B., E. L. Forget and L. L. Roos (2004), “Medical savings accounts in a universal system: Wishful thinking meets evidence,” *Health Policy*, 70 (1), 49–66.
- DeSarbo, W. S. and J. Choi (1999), “A latent structure double hurdle regression model for exploring heterogeneity in consumer search patterns,” *Journal of Econometrics*, 89 (1–2), 423–455.
- Duan, N., W. G. Manning, C. N. Morris and J. P. Newhouse (1983), “A comparison of alternative models for the demand for medical care,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 1 (2), 115–126.
- Duan, N., W. G. Manning, C. N. Morris and J. P. Newhouse (1984), “Choosing between the sample-selection model and the multi-part model,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 2 (3), 283–289.
- Eichner, M. J., M. B. McClellan and D. A. Wise (1996), “Insurance or self-insurance?: Variation, persistence, and individual health accounts,” *NBER Working Papers*, No. 5640.
- Eichner, M. J., M. B. McClellan and D. A. Wise (2002) 「個人医療支出と医療貯蓄勘定：それらはうまく機能するのか」, 小椋正立・D. Wise 編『日米比較・医療制度改革—日本経済研究センター・NBER 共同研究』, 第2章, 日本経済新聞社。
- Feenberg, D. and J. Skinner (1994), “The risk and duration of catastrophic health care expenditures,” *Review of Economics and Statistics*, 76 (4), 633–647.
- French, E. and J. B. Jones (2004), “On the distribution and dynamics of health care costs,” *Journal of Applied Econometrics*, 19(6), 705–721.
- Gruber, J. (1998), “Insurance or self-insurance?: variation, persistence, and individual health accounts: comment”, Wise, D. A., ed. *Inquiries in the economics of aging. NBER Project Report series*, University of Chicago Press, pp. 45–49.
- Hay, J. W. and R. J. Olsen (1984), “Let them eat cake: A note on comparing alternative models for the demand of medical care,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 2 (3), 279–282.
- Heckman, J. J. (1979), “Sample selection as a specification error,” *Econometrica*, 47(1), 153–161.
- Manning, W. G. (1998), “The logged dependent variable, heteroscedasticity, and the retransformation problem,” *Journal of Health Economics*,

- 17(3), 283–295.
- Manning, W. G., A. Basu and J. Mullahy (2005), “Generalized modeling approaches to risk adjustment of skewed outcomes data,” *Journal of Health Economics*, 24(3), 465–488.
- Manning, W. G. and J. Mullahy (2001), “Estimating log models: To transform or not to transform?,” *Journal of Health Economics*, 20(4), 461–494.
- Mullahy, J. (1998), “Much ado about two: Reconsidering retransformation and the two-part model in health econometrics,” *Journal of Health Economics*, 17(3), 247–281.
- Mullahy, J. (2001), “Live long, live well: Quantifying the health of heterogeneous populations,” *Health Economics*, 10(5), 429–440.
- Palumbo, M. G. (1999), “Uncertain medical expenses and precautionary saving near the end of the life cycle,” *Review of Economic Studies*, 66(2), 395–421.
- Pauly, M. and J. C. Goodman (1995), “Tax credits for health insurance and Medical Savings Account,” *Health Affairs*, Spring.
- Pauly, M. V. and B. Herring (2002), *Cutting Taxes for Insuring: Options and Effects of Tax Credits for Health Insurance*, AEI Press.
- Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, Cambridge.
- 小椋正立・角田保・河村真 (2002) 「日本の医療保険制度の再構築について」, 小椋正立・D. Wise 編『日米比較・医療制度改革—日本経済研究センター・NBER 共同研究』, 第1章, 日本経済新聞社.
- 川渕孝一 (2002) 『医療改革—痛みを感じない制度設計を—』, 東洋経済新報社.
- 管万里・鈴木亘 (2005) 「医療消費の集中と持続性に関する考察」『医療と社会』, 第15巻第1号, 129–146.
- 厚生労働白書 (1999) 『厚生労働白書 (平成11年版)』, ぎょうせい.
- 増原宏明 (2006) 「有限混合タイプ2 Tobit モデルの比較と医療費の推定」, 未定稿.