

# 季刊 社会保障研究

貸  
出  
用

Vol. 36

Winter 2000

No. 3

## 研究の窓

社会保障コンファレンスについて……………尾形裕也 298

## 特集：社会保障の実証分析—マイクロ・データの応用

組合管掌保険のリスク分散機能について……………安部由起子 300

要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化……………岩本康志 321

介護保険の市場分析……………大日康史 338

## 医療における自然増と価格政策

—生化学的検査 I の分析—……………小椋正立・角田保 353

失業給付は失業を長期化させるか？……………小原美紀 365

私的医療保険の需要と公的医療保険……………滋野由紀子 378

## Differentials in the Demand for Health Check-up

……………山田直志・山田哲司 391

## 子育てと調和する働き方と政策ニーズ

—労働時間のリストラクチャリングに向けて—……………前田信彦 423

公平性の基準と厚生年金改革の効果……………金子能宏・山本克也 435

## 論文

包括支払制度の導入が治療レベルの選択に与える効果

—実験経済学的検証—

……………赤木博文・稲垣秀夫・鎌田繁則・森徹 454

## 動向

社会保障法判例……………堀勝洋 466

—国民健康保険の保険料の賦課徴収については、租税法律(条例)主義が直接に適用されることはないが、その趣旨を踏まえる必要があるとされた事例(杉尾訴訟控訴審判決)—

## 研究の窓

### 社会保障コンファレンスについて

本号の特集「社会保障の実証分析——マイクロ・データの応用」は、2000年7月に開催された第38回計量経済学研究会議（いわゆる「琵琶湖コンファレンス2000」）における報告及び討論に基づく論文がその大半を占めている。同コンファレンスにおいては、「社会保障の計量経済分析」をテーマに、10本の報告論文をめぐって、3日間にわたって熱心かつ活発な意見交換が行われた。本誌編集委員である岩本康志京都大学経済研究所助教授が全体のオルガナイザーをつとめられ、当研究所からは金子能宏室長が報告者として、また尾形が討論者として参加した。

コンファレンス全体は4つのセッションに分けられている。セッション1は「医療・介護のマイクロ計量分析」というテーマであり、橘木俊詔京都大学教授の座長の下に、初日の午後、3本の論文が報告された。セッション2は「社会保険の機能」というテーマで、小椋正立法政大学教授の座長の下に、同じく3本の論文が2日目の前半に報告された。セッション3は「診療報酬のインセンティブ」というテーマで大竹文雄大阪大学助教授の座長の下に2本の論文が2日目の後半に報告された。そして、3日目、最終日午前のセッション4において「公的年金の課題」というテーマで、岩本康志京都大学助教授の座長の下に2本の論文が報告された。

このように、実質2日間で10本の論文の報告及び討論という、きわめて密度の濃い、緊張感のあるコンファレンスが展開された。しかも取り上げられたテーマがいずれも理論的、実証的に興味のある問題であるばかりではなく、政策論の観点から見ても重要な意義を有する論文が多かったように思われる。

その成果は本号特集の各論文に見られるとおりでであるが、コンファレンスにおける真摯な議論を踏まえた、いずれも充実した内容の論文となっている。こうした試みは近年では初めてのことであるが、本誌編集委員会におけるご議論等を踏まえ、今回、コンファレンスと密接に関連した特集を組んでみた次第である。

ここで、本号特集からは少し離れるが、社会保障に関するコンファレンス一般ということについて考えてみたい。社会保障に関する研究状況という問題を考えるときにいつも筆者の念頭に浮かぶのはサミュエルソン教授の次のような言葉である。

「自分は、身動きできないほど繁茂してしまった茨の森の中で、1つの小さなナイフをもって、人の通れるような道をつくろうとしているようなものだと考えている。経済学というのは、経済学者の数の自乗に正比例するぐらいの繁雑さで、カテゴリーや体系の氾濫をみせてきているが、結局は概念規定や推理の過程をはっきりさせてつきつめてみると、原理的な骨格ともいべきものは、案外に簡単なものであり共通性をもったものであることが分かると思う」<sup>1)</sup>

サミュエルソンは、ここで経済学の状況ないしは自らの仕事の方向について論じているのであって、社会保障について論じているわけではもちろんない。しかしながら、論じられている文脈

は異なるものの、サミュエルソンの言葉は、社会保障の研究状況についてきわめて示唆的な内容を含んでいるように思われる。

社会保障は、その制度が「身動きできないほど繁茂してしまった」ジャングルにたとえることができる。社会保障の研究者は、経済学、社会学、法学、政治学をはじめとするさまざまな種類の、しかし「1つの小さなナイフ」をそれぞれの手に、このジャングルの奥深く分け入ろうとしている。多くは確かな地図とてない「人跡未踏」の地であり、立ちほだかるジャングルの広大さに比べて、手にしたナイフはあまりに小さく、か細く見える。しかし、とにかく社会保障を本格的に研究するからには、ジャングルの奥深く踏み込んでいく必要がある。そして、そうやって奥深く探検しているうちには、サミュエルソンの言葉ではないが、案外「つきつめてみると、原理的な骨格は簡単なものであり、共通性をもったものである」ということになるかもしれない。

いずれにせよ、社会保障は、広大な「新大陸」(「暗黒大陸」?)にも似た分野であり、われわれは、今ようやくその沿岸部にとりついたにすぎないと考えられる。これから一歩でも二歩でも奥地に分け入っていくためには、1人1人の探検者=研究者の勇気と努力とともに、相互の情報交換や意見交換が欠かせない。探検は、先人の努力を踏まえつつ、同時代人の貴重な情報や意見を最大限に活用するのだから、十分な成果をあげることはできないだろう。社会保障に関するコンファレンスの意義を筆者なりに解釈するとすれば、以上のようなことになる。

今後、国立社会保障・人口問題研究所においても、社会保障に関するコンファレンスをさまざまな形で展開していくことを考えていきたい。その際、「琵琶湖コンファレンス」のように、比較的近い分野の研究者が集まり、専門的な議論を深めることと同時に、異なった分野の研究者が集まって議論をすることが考えられてもよいだろう。手にした「ナイフ」の種類は異なるかもしれないが、対象となる「ジャングル」は共通のものだからである。

#### 注

- 1) 都留重人『近代経済学の群像：人とその学説』(1964)、日経新書。

尾形 裕也

(おがた・ひろや 国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部長)

## 組保管掌保険のリスク分散機能について

安部 由起子

### I はじめに——問題の背景——

1999年、サンリオ健康保険組合は、老人保健拠出金を半額の支払猶予を求めて審査請求を提出した。1999年8月26日には、東京都の城西地区にある55の健保組合が同種の不服審査請求を提出している(1999年8月27日、日本経済新聞朝刊)。厚生大臣はサンリオ健保組合の審査請求を棄却した(1999年8月13日)が、その裁決書には、

- ①保険料収入の17%に対応する予備費が予算に計上されており、拠出金を納めるのに「困難はない」、  
 ②拠出金が急増したのは同組合の老人医療費が急増したためであり、拠出金増加は「不当ではない」、

とされていると報道された(1999年8月14日、朝日新聞朝刊)<sup>1)</sup>。その後サンリオ健保組合は最

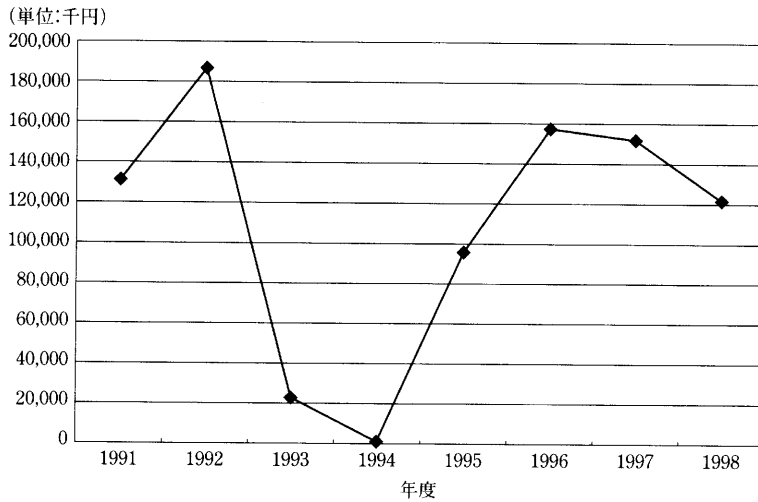
終的に拠出金を納付したと報道があった(1999年8月14日、日本経済新聞朝刊)。しかしサンリオ健保は、2000年度支払いの老人保健拠出金の納付の一部拒否を決定したと報道され(2000年5月9日、日本経済新聞朝刊)、同健保はこの問題に引き続いて強い反発を示している。

サンリオの老人加入者数、現役世代医療費(被保険者医療費、被扶養者医療費)、老人医療費、老人保健拠出金の推移を示したのが表1である。中でも注目に値するのが老人保健拠出金の額である(図1-1)。1993年度に2200万円であった拠出金は1995年に9500万円、1996年には1.57億円、1997年度には1.52億円、1998年度には1.22億円になっており、きわめて短期間の間に拠出金が大きく増加したことがわかる<sup>2)</sup>。これを若年層(被保険者および被扶養者)1人あたりの負担額に換算しても、1994年には7,464円であったものが、1996年には5.5万円、1997年には4.9万円になっている。

表1 サンリオ健康保険組合の状況

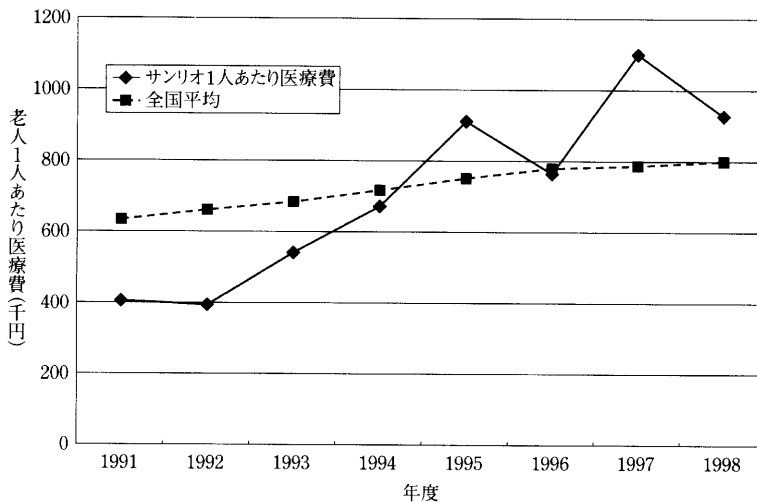
年	被保険者数計 (人)	被扶養者数計 (人)	保険料収入 (千円)	老人保健拠出金 (千円)	サンリオ老人 1人あたり 医療費(円)	全国平均 老人1人あたり 医療費(円)	拠出金若年1人あたり 負担(円)	
							含被扶養	被保険者のみ
1991	2266	1147	542,590	131,176	404,905	633,841	38,672	57,914
1992	2096	1146	527,861	186,731	393,625	661,440	58,027	89,132
1993	1898	1116	488,540	22,295	540,222	684,627	7,464	11,747
1994	1833	1111	481,937	231	675,069	719,244	79	126
1995	1768	1081	465,192	95,460	912,759	752,169	33,851	54,024
1996	1826	1083	485,986	157,308	768,233	781,643	54,640	86,243
1997	2036	1082	498,188	152,110	1,099,931	789,853	49,242	74,784
1998	2216	1089	569,593	121,841	929,941	800,694	37,249	55,057





出所) 健康保険組合事業年報(各年版)からの筆者の集計。

図 1-1 サンリオの老人 1 人あたりの医療費



出所) 健康保険組合事業年報(各年版)からの筆者の集計。

図 1-2 サンリオの老人保健拠出金

1997 年度までの間、サンリオ健保組合の老人保健対象者数は 20 人から 30 人の間で推移しており、このような大きな拠出金の変動は少数の老人の健康リスク(医療費の変動)によってもたらされている可能性が高い。サンリオの老人 1 人あたり医療費と、全国平均とを図示したものが図 1-2 である。その一方、サンリオの健康保険料率は、

1989 年から 1997 年まで、7%で一定である<sup>3)</sup>。

以上の例は、老人加入者数がきわめて少なく、加入者数が多い健康保険に関しては、老人保健拠出金が短期間に大幅に変動する(たとえば大幅に増加する)可能性があることを示している。

サンリオ以外でも、老人が少なく、現役加入者が多いために同じような問題を抱える保険者は

あると予想される。1995年における組合健保と国保の老人加入者数の分布を示したものが表2である。これから、健保全体のうち約4%において老人加入者数が30人以下、約24%において加入者数が100人以下であることがわかる。一方国保

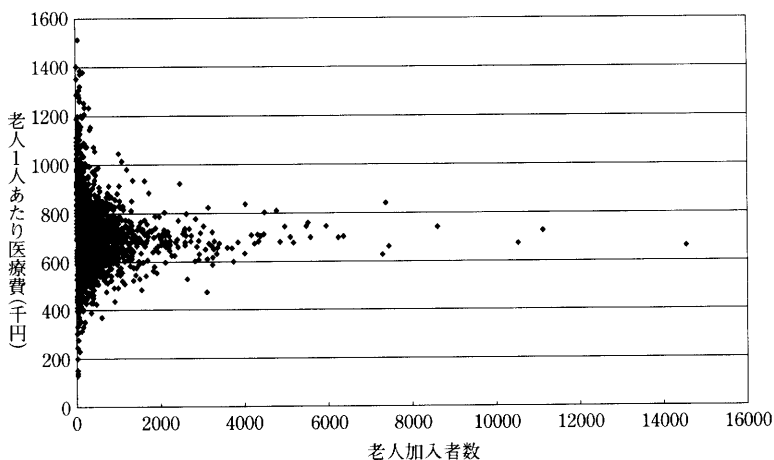
では30人以下の保険者は3保険者にすぎず、80%以上の保険者で老人加入者数は1,000人を超えている。老人加入者数と老人1人あたり医療費の関係を図示したものが図2である。老人加入者の少ない健保においては、老人の健康リスク(医療費リスク)が十分に平準化されず、老人1人あたり医療費が大きく散らばる傾向にあることが図から見て取れる。

本来、保険というものはリスクをプールし、保険集団全体で負担する医療費の額を平準化することにより、保険集団の構成員1人あたりの保険料を平準化させていても、病気やけがの際に保険給付を受けられることを可能にするものである。実際、組合健保は被保険者300人以上の場合にのみ設立されることとされており(健康保険法28条)、実際の認可基準はそれよりも多人数の場合にのみ設立が許可されることとなっている<sup>4)</sup>。このことは、ある程度保険集団を大きくすることによってのみリスクがプールされうることを前提に、組合健保の設立基準を設けているものと理解できる。

しかしながら、上のような例は、健保にとっての老人保健拠出金を含めた医療支出が、この保険集団としての機能を果たしていないことを示唆する。老人保健拠出金は、老人加入者数が少ない健保にとっては、加入している老人の健康リスクの

表2 組合健保・国保における老人加入者数の分布

組合健保		
老人加入者数	組合健保数	割合
30人以下	68	3.74
31~50	98	5.39
51~100	263	14.46
101~200	424	23.31
201~300	226	12.42
301~500	246	13.52
501~1000	264	14.51
1001~1500	93	5.11
1501人以上	137	7.53
国保		
老人加入者数	国保数	割合
30人以下	3	0.09
31~50	2	0.06
51~100	24	0.70
101~200	96	2.81
201~300	140	4.10
301~500	415	12.15
501~1000	1110	32.50
1001~1500	540	15.81
1501人以上	1085	31.77



出所) 健康保険組合事業年報からの筆者の集計(1995年度)。

図2 老人1人あたり医療費の分布

影響を大幅に膨張させている。これでは現行制度は“保険”としての機能を果たしていない可能性がある。本論では、組合健保の老人保健拠出金がどの程度のリスクを抱えているかをデータから分析する。用いられるデータは『健康保険組合事業年報』（健康保険組合連合会）からである<sup>5)</sup>。その上で、現在の制度をベースにして、再保険を使うことにより、リスクを分散できるかどうかを検討する。分析結果は、再保険が厚生の上昇を生み出す可能性はあるものの、結局は現行制度の問題点を抜本的に解決するには至らないこと、現行制度の問題点は再保険の設計にも矛盾を生み出すことを示唆している。

## II 健保組合にとってのリスクと保険財政

老人保健拠出金が健保の財政の圧迫要因であることは、随所で強調されている。平均的には、老人保健拠出金は保険料収入の25%を占めている(1995年)。その25%が、その他の支出と比較して、一部の健保に関しては大きな変動要因を持っていることを以下でいくつかの視点から示す。

### 1 老人保健拠出金の制度

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度には下限が1.4%、上限が

22%である。この上限は、1998年には30%まで上昇している。 $E/N$ 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、1998年度の値は0.10809985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1人平均の老人医療費( $y_j = Y_j/E_j$ )、 $F$ は定数であり、 $F = \left\{ f \cdot \frac{6}{12} + (1-f) \cdot \frac{7}{10} \right\} \cdot c$ である。この式は老人加入率が上限と下限の間にある場合の、医療費にかかわる部分の老人保健拠出金額である<sup>6)</sup>。

老人保健拠出金の健保財政における位置を確認するために、老人保健拠出金が健保の支出や収入に占めるシェアを計算した結果が表3に示されている(サンプルは東京都に立地する組合)。1995年には、保険料に占めるシェアは25%、支出(法定給付+老人保健拠出金)に占める割合は30%である。また、1995-1996年の上昇率も示しているが、そこでも、老人保健拠出金の上昇が現役世代医療費よりも支出増に寄与していることがわかる。

表3 老人保健拠出金と健保財政

老人保健拠出金のシェア (1995年)				
	平均	25分位	中央値	75分位
支出に占めるシェア	0.303	0.274	0.309	0.341
保険料収入に占めるシェア	0.254	0.214	0.257	0.292
支出(現役世代法定給付+老人保健拠出金)の上昇率と老人保健拠出金の上昇率 (1995-1996年)				
	平均	25分位	中央値	75分位
老人保健拠出金	0.145	-0.037	0.088	0.233
若年法定給付	0.047	0.007	0.044	0.085
支出計	0.064	0.008	0.061	0.112

注) サンプルは東京都に立地している組合健保。老人保健拠出金上昇率が100を超える健保(2健保)は除いている。

## 2 老人の健康リスクがどのように拠出金に反映されるか？

老人保健拠出金は上記のように決定される。ここで、 $Y_j$  ( $j$  保険者における老人医療費) が加入している老人の健康状態の変化によって変動すれば、当然拠出金も変動することになる。(2) 式を用いると、 $y_j$  ( $j$  保険者における老人1人あたり医療費) がどれだけ変動するかに応じて、拠出金がどれだけ変動するかが決まることになる。老人加入者数が少なければ、1人の老人の健康リスクが  $y_j$  を大きく変化させるであろう。また、 $N_j$  が大きいほど、一定の  $y_j$  の変動が拠出金総額 ( $X_j$ ) を大きく変動させることになる。

この変動の度合いを具体的に確認するために、例として、まったく同様の健康状態の変化が、その老人がどのような保険者に属していたかによってどのように拠出金に影響を与えるかを考えてみよう。仮想的に、個別の保険者に加入している1老人の医療費が  $Z_0$  円 (以下では300,000円を想定する) から  $Z_1$  円 (以下では800,000円, 1,000,000円, 3,000,000円を想定する) に上昇したとしよう。このとき、他の老人加入者の医療費は一定であると仮定する。このような老人の健康状態の変化が、各保険者の拠出金にどのような影響を与えるかを以下に示す。これによって、全く同様の健康リスクが、組合健保の属性に依存して、どの程度異なる金銭的帰結を生み出しているか、数値の上で確認することができる。具体的には、このような仮想的な1老人の健康状態の変化に伴い、①各保険者における  $y_j$  の変化、②各保険者における  $X_j$  の変化、③被保険者1人あたりの老人保健拠出金額の変化、④拠出金の変化の被保険者年収 (標準報酬月額×18) に対する割合がどの程度であるかを計算してみる<sup>7)</sup>。ここで、健保における老人の医療費の変化は老人である個人の健康リスクを反映していることから、この変化額は、個人の老人医療費の分布にある程度則した医療費の変化を想定することが適当である。小椋・鈴木(1998)では、個人の老人医療費の分布を、12の都道府県に属する市町村の老人保健対象者の医療費データから計算しているが、それに

よると老人1人あたり平均医療費(2年分)は120万円である反面、上位3%におけるそれは714.7万円であると報告されている(小椋・鈴木の表2, 162ページ)。したがって、ここで想定する30万円から80万円, 100万円, 300万円の変化とは、医療費が平均の半分弱である人が、平均を若干上回る水準(80万円), かなり上回る水準(100万円), 上位3%に近い水準(300万円)に変化した場合の拠出金の変化であると理解することができる。

分析結果を示したのが表4である。健保全体と、老人加入者数100人未満の健保のみとで別々に集計値を出している。これから、保険者によってこれらの変数の大きさにちらばりがあることがわかる。たとえば、30万円から80万円の変化は、比較的医療費の少なかった個人が平均を少し上回る水準の医療費を使うようになったことに対応しているが、老人加入者が100人未満の健保ではこのことが平均で178万円、老人保健拠出金を上昇させる(健保全体では同様の平均値は123万円である)。老人加入者100人未満の健保のうち約1/4では、200万円以上の拠出金の増加がある。このように、比較的健康であった1人の老人が平均なみに医療費を使うようになっただけで、組合としてはかなり多額の拠出金の増加を強いられることになる<sup>8)</sup>。1人の老人医療費の増加幅がより大きい場合には拠出金の増加額をもっと大幅である。30万円から100万円になった場合には老人数100人未満の健保で平均でも250万円の増加、多いところでは500万円を超える増加となる。30万円から300万円になると、老人数100人未満の健保では平均で960万円であり、拠出金の増加額の中央値は722万円である。このことから、全く同様の老人の健康リスクが、その老人がどの組合健保に属しているかによって、属している健保の拠出金に与える影響が大きく異なることがわかる。個別保険者が拠出金を減少させる努力をするものとする(実際、老人保健拠出金はその保険者の老人1人あたり医療費に比例するしくみをとる最大の理由は、個別保険者の医療費削減努力を促すためであろう)、同一の健康リスクが拠出金額に異

表4 健保に所属している1老人の医療費が変化したときの拠出金の変化

(1) 1老人の医療費の変化 300,000円→800,000円

健保組合全体 (N=1819)

	健保の老人1人あたり 医療費の変化(円)	老人保健拠出金額の 変化(千円)	被保険者1人あたりの 老人保健拠出金額の変化(円)	被保険者1人あたりの変化の 年取に対する割合(%)
平均値	4653.12	1234.73	593.14	0.0102
5%分位	248.78	512.60	32.68	0.0005
10%分位	417.36	602.96	54.67	0.0009
25%分位	909.12	778.63	120.26	0.0019
50%分位	2262.45	1014.50	307.49	0.0048
75%分位	4761.90	1423.00	627.90	0.0103
90%分位	9433.96	1987.25	1185.76	0.0211
95%分位	14285.71	2622.36	1735.75	0.0308

加入老人数100人未満の健保 (N=425)

	健保の老人1人あたり 医療費の変化(円)	老人保健拠出金額の 変化(千円)	被保険者1人あたりの 老人保健拠出金額の変化(円)	被保険者1人あたりの変化の 年取に対する割合(%)
平均値	1383.00	1781.30	1711.41	0.0306
5%分位	5154.66	583.35	643.39	0.0106
10%分位	5319.15	699.83	690.91	0.0114
25%分位	6097.53	906.18	789.00	0.0132
50%分位	8196.72	1337.66	1065.32	0.0178
75%分位	12820.50	2166.53	1579.24	0.0285
90%分位	22727.29	3107.69	2507.14	0.0452
95%分位	33333.31	4502.00	3767.23	0.0717

(2) 1老人の医療費の変化 300,000円→1,000,000円

健保組合全体 (N=1819)

	健保の老人1人あたり 医療費の変化(円)	老人保健拠出金額の 変化(千円)	被保険者1人あたりの 老人保健拠出金額の変化(円)	被保険者1人あたりの変化の 年取に対する割合(%)
平均値	6514.36	1728.62	830.40	0.0143
5%分位	348.27	717.66	45.74	0.0007
10%分位	584.29	844.14	76.54	0.0012
25%分位	1272.71	1090.13	168.36	0.0027
50%分位	3167.42	1420.00	430.49	0.0068
75%分位	6666.69	1992.25	879.06	0.0145
90%分位	13207.52	2782.25	1660.08	0.0295
95%分位	20000.00	3671.30	2430.06	0.0432

加入老人数100人未満の健保 (N=425)

	健保の老人1人あたり 医療費の変化(円)	老人保健拠出金額の 変化(千円)	被保険者1人あたりの 老人保健拠出金額の変化(円)	被保険者1人あたりの変化の 年取に対する割合(%)
平均値	19361.94	2493.82	2395.97	0.0428
5%分位	7216.49	816.70	900.74	0.0148
10%分位	7446.84	979.76	967.27	0.0160
25%分位	8536.56	1268.65	1104.60	0.0185
50%分位	11475.40	1872.72	1491.43	0.0250
75%分位	17948.73	3033.14	2210.94	0.0400
90%分位	31818.18	4350.77	3509.99	0.0633
95%分位	46666.69	6302.80	5274.12	0.1004



表4 つづき

(3) 1老人の医療費の変化 300,000円→3,000,000円

健保組合全体 (N=1819)

	健保の老人1人あたり 医療費の変化(円)	老人保健拠出金額の 変化(千円)	被保険者1人あたりの 老人保健拠出金額の変化(円)	被保険者1人あたりの変化の 年取に対する割合(%)
平均値	25126.82	6667.55	3202.98	0.0550
5%分位	1343.26	2768.09	176.42	0.0028
10%分位	2253.78	3255.97	295.24	0.0047
25%分位	4909.12	4204.63	649.39	0.0105
50%分位	12217.22	5478.00	1660.47	0.0261
75%分位	25714.29	7684.50	3390.65	0.0558
90%分位	50943.42	10731.00	6403.15	0.1138
95%分位	77142.82	14160.75	9373.04	0.1664

加入老人数 100人未満の健保 (N=425)

	健保の老人1人あたり 医療費の変化(円)	老人保健拠出金額の 変化(千円)	被保険者1人あたりの 老人保健拠出金額の変化(円)	被保険者1人あたりの変化の 年取に対する割合(%)
平均値	74681.75	9616.03	9241.59	0.1651
5%分位	27835.02	3150.12	3474.29	0.0571
10%分位	28723.39	3779.06	3730.88	0.0617
25%分位	32926.82	4893.36	4260.61	0.0713
50%分位	44262.27	7223.34	5752.67	0.0963
75%分位	69230.77	11699.24	8257.90	0.1541
90%分位	122727.30	16781.53	13538.53	0.2441
95%分位	180000.00	24310.80	20343.03	0.3872

なる影響を与えることは、いわば保険者によって価格が違っていることを意味する。全く同様の健康リスクが、異なる保険者にとって異なる価格に評価されることは、資源配分上望ましいとはいえない。

表4の右側2列は、拠出金増加額を被保険者1人あたりに直したものである。拠出金が多額増加する健保は加入者数が多いことが多いため、拠出金そのものの額が大きくても、被保険者1人あたりの負担は拠出金ほど多くはない。上で想定した30万円→80万円の場合、老人数100人未満の健保において、1年被保険者1人あたり老人保健拠出金の増加分の平均は、1,711円である。30万円→100万円の場合のそれは平均で2,396円、30万円→300万円の場合には9,241円である。これらは平均年取に対する割合で、0.03%~0.16%程度である。

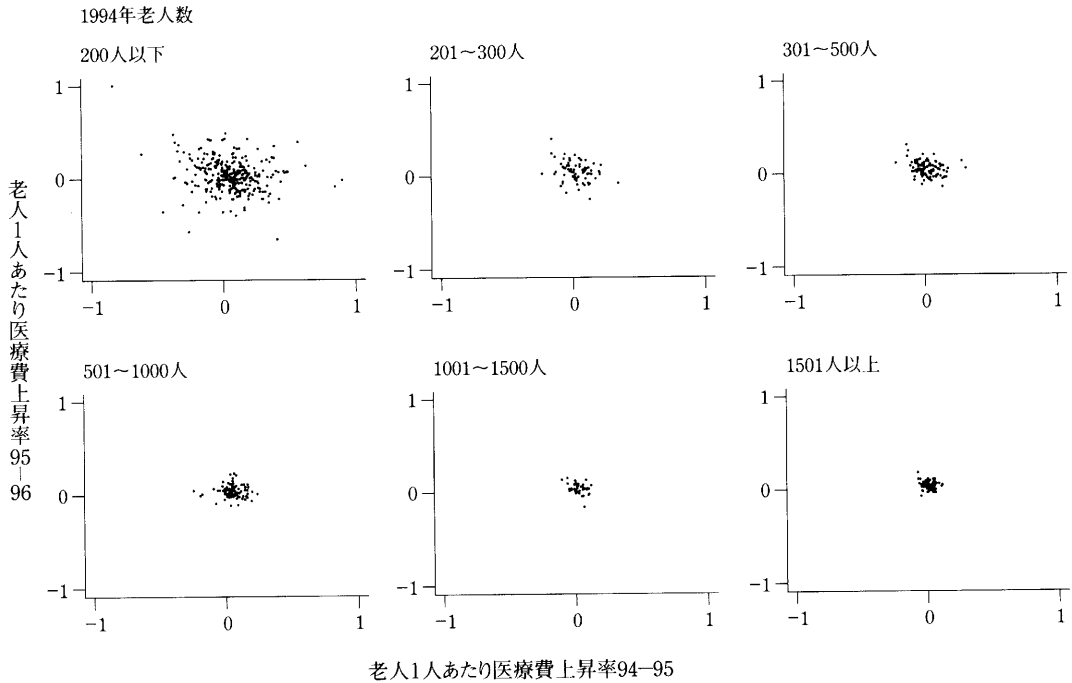
現在の老人保健拠出金制度では、ごく少数の老人の健康リスクが、多くの被保険者の負担に跳ね

返る。したがって老人数が少ないが人数の多い健保では、拠出金が短期間に大きく変動することになるのである。

### 3 老人医療費と現役世代医療費の上昇率の散らばり

健康保険組合の設立には被保険者の人数で制約があり、被保険者が一定数以上に達しないと設立は許可されない。しかし、それは被保険者(主として若年世代)の数であって、老人の数ではない。このため組合健保に関しては、若年世代の医療費は保険機能によって平準化されるが、老人のそれはされない可能性が高い。

このことを確認するために、1994、1995、1996年度の東京都に位置する健保組合のデータから、①1994-1995年の老人医療費の上昇率、②1995-1996年の老人医療費の上昇率、を計算し、①を横軸に、②を縦軸にプロットしたものが図3-1である。同様のものを若年世代の医療費についてプ



出所) 『健康保険組合事業年報』各年版からの筆者の集計。

注) グラフ上部の人数は1994年度の老人加入者数。

図3-1 老人1人あたり医療費の上昇率

ロットしたのが図3-2である。図3-1, 図3-2ともに, 老人加入者数でグループ分けした健保について別々に図を作成しているが, これは老人加入者の影響を見るためである。

図3-1, 図3-2とも, 同様の目盛を使っているが, 老人加入者が200人以下の健保では, 成長率の散らばりが若年層のそれに比べて大きい。若年層については老人加入者数にあまり関係なく, 1人あたり医療費の上昇率が比較的狭い範囲におさまっているが, 老人に関しては200人以下の健保での上昇率の散らばりが非常に大きく, 老人加入者数が増えるにしたがってそれが小さくなっている。組合健保では, 非老人世代の医療費はある程度平準化されているが, 老人医療費のそれは平準化されていない。

この図に表した形での“リスク”にさらされている拠出金は組合健保全体のシェアで見ると, 約10%程度であろう。老人加入者数200人未満であ

る健保は, 全組合健保の老人数の10%程度を占めている。そのような健保に属する加入者数は組合健保加入者の11%, 拠出金のシェアは10.5%程度である。したがって, 組合健保のうち10%程度(加入者, 拠出金の両面から)はこのようなりスクに直面している。

### III 再保険の可能性——老人保健拠出金再保険の数値例——

以上では, 老人保健拠出金の一部の健康保険組合にとっては大きなリスク要因になりうることを指摘した。リスクが存在するときには, 保険を用いることにより, それを多くの主体で分散すれば, リスク負担を減らすことができる。いわば, 「老人保健拠出金負担保険」とでもいうべきものが存在すれば, 老人加入者数が少ない健保にとって, リスクを軽減できる場合があるかもしれない。こ

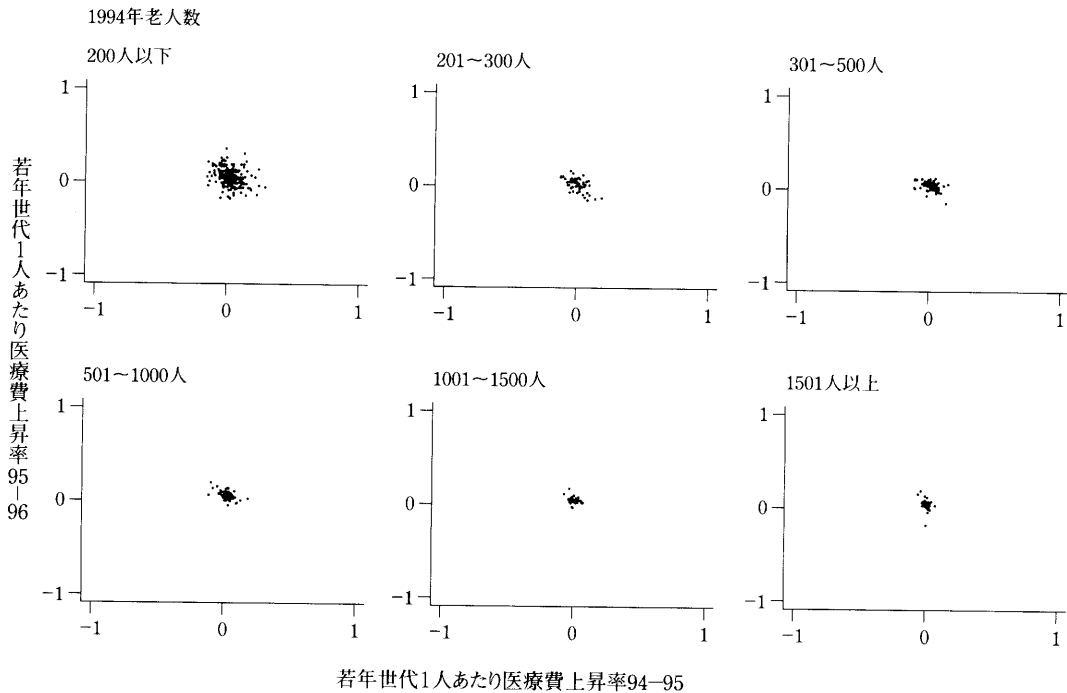


図3-2 若年世代1人あたり医療費の上昇率

出所) 『健康保険組合事業年報』各年版からの筆者の集計。

注) グラフ上部の人数は1994年度の老人加入者数。

ここでは、健康保険組合のうち、老人加入数が少ない保険者が、再保険というしくみを通じてリスク分散ができる可能性がないか、データを元に検討してみる<sup>9)</sup>。

老人保健拠出金をリスクという観点から考えた場合に問題なのは、老人の医療費リスクが、 $j$  保険者に加入している  $E_j$  人の老人の中では平準化されるが、それ以上に平準化される余地はなく、またそれが  $N_j$  人の加入者(ただしこの論文の分析上は、 $I_j$  人の被保険者によって負担されると想定している)に同様に負担されるため、 $N_j$  人の加入者が全く同じリスクに直面するという点である。 $N_j$  人は全く同様のリスクによって負担を決定させられているから、この  $N_j$  人の間でリスクを分散できる可能性は無い。組合健保においては  $E_j$  が小さく  $N_j$  が大きいところもあるから、その場合にはリスクが(保険の本来的な形で)十分に分散されないまま、その分散されていない額を基

準に多人数に負担をさせるという形で、いわばリスクが分散されるどころか増幅される場合がある。被保険者1人あたりの老人保健拠出金負担は年に数万円であり、年収に対する割合で見ると1%程度であっても、それが多人数の被保険者によって同様に負担されている点が、「リスクを増幅している」と表現されている内容である。老人医療費のリスクをより分散させることができれば、多数の被保険者によってわずかな効用の上昇が生ずることになる。被保険者1人のレベルでは効用上昇はわずかであっても、それが多数の被保険者にとって起こることを考慮すると、リスク分散により経済厚生が上昇する効果は、全体としては大きなものである可能性がある<sup>10)</sup>。

以下では、老人保健拠出金の負担が変動するリスクが健保組合の被保険者に与えている効用上のロス(負担金が増動することによるロス)を計算するために、簡単な効用関数を用いた分析を行う。

具体的には、老人加入数が少ない健保での実際の老人医療費の動きをもとに、老人保健拠出金負担がどれだけ変動しており、そのことの効用上のロスがどれだけかを集計する。さらに、老人加入者数が少ない保険者同士でリスクをプールした場合、老人保健拠出金負担がより安定することを通じてどれだけ効用が上昇するかを計算する。ここで用いた効用関数は、

$$U(C) = \ln(C)$$

というものである。Cは消費水準であるが、ここでは年収から年間の1人あたり老人保健拠出金を引いたものとしている。実際には、標準報酬月額×18を年収とし(18を掛けているのは6ヶ月分賞与が支給されると想定したことによるものである)、それから拠出金の予測値を1人あたりに換算したものを引いた額をCとして用いている。また、ここではリスクの分散が問題なので、収入としては1995年の標準報酬月額を用い、老人医療費の変動は実際の1993-1998年の実績値を元に、それによって予測される拠出金額を被保険者1人あたりに換算しなおして、各年における負担としている<sup>11,12)</sup>。

現実には単一の健保にも多数の被保険者・被扶養者が所属しており、老人保健拠出金を分担して負担している。拠出金のリスクを減らすことは、異なる被保険者には異なった影響を与えるであろう。しかし、①『健康保険組合事業年報』からは標準報酬月額などについては平均値しか得られず、標準報酬が被保険者の間でどのように分布しているかについての情報はないこと、②分析を簡単にすること、などの理由で、健保の平均標準報酬月額を受け取る個人を健保の代表的個人と想定し、その代表的個人がその健保の被保険者に等しい人数だけ、健保に所属していると想定する<sup>13)</sup>。

### 1 再保険の具体的構成

再保険は、保険者が合併するのは別の枠組みである。保険者が実際に合併する場合には、老人保健法上で、合併以後の拠出金負担は合併後にできた保険者のパラメーターに基づいて計算されるものとは異なるものになることが規定されている。

事実、補論に示されているように、このような規定が存在しなければ、単なる合併によって拠出金を減らせる場合もある。ここでの分析では、合併の可能性を考えるのではなく、老人加入者数が少ない組合の間で再保険をすることにより、リスクの分散を図る可能性を検討している。老人加入者数が少ない健保のみを対象としている理由は、老人加入者数が多い健保についてはリスク分散の必要性は薄いと考えられるからである。

再保険をした場合には、被保険者数に応じて負担をすると考える。たとえば、2つの組合健保がお互いに保険し合うケースでは、おのおのの拠出金は、

$$X_j = y_j N_j \frac{E}{N} F \quad (j=1, 2)$$

となる。再保険しないならば、被保険者1人あたりの負担は、

$$x_j = y_j \frac{E}{N} F \frac{N_j}{I_j}$$

となる。ここで $I_j$ はj保険者の被保険者数である。一方、再保険する場合には、再保険した後の被保険者1人あたりの負担は、

$$xr_j = \frac{X_1 + X_2}{I_1 + I_2} = \frac{y_1 N_1 + y_2 N_2}{I_1 + I_2} \frac{E}{N} F$$

となる。先に説明したように、ここでは健保が合併するわけではなく、個別健保レベルで老人医療費を基礎に計算される拠出金を、再保険に加入する被保険者が平等に負担するという想定である<sup>14)</sup>。したがって、実際の拠出金の納付は、従来どおり、個別健保がその老人医療費に応じて支払う形式をとることができる。ただし、その支払の一段階前に、再保険が存在し、実質上の被保険者の負担は現在の制度とは異なったものとなっている。

### 2 私的インセンティブに基づく再保険

新しく保険集団を作るにあたって問題となるのが、逆選抜である。どのような保険の場合でも、よりよいリスク状態にある保険集団は、より悪いリスク状態にある保険集団と同一の保険に属することで、不利益をこうむる場合が多い。この場合、より老人医療費が低い保険者は、それが高い保険

者と同一の保険集団を形成することで、負担が増してしまう可能性がある。そのような場合、リスク状態の良い保険者は、私的なインセンティブからは、再保険には参加しないであろう。これを逆選抜効果と呼ぶ。

一方、再保険をすると、老人加入者が少なく老人医療費リスクが多額の拠出金増につながってしまう保険者は、リスクを小さくできる可能性が高い。老人保健拠出金の算定式を前提とすると、同一保険者内で拠出金リスクを分散できるとは考えにくい(同様のリスクが全加入者にとって負担されるため)。被保険者が危険回避的であれば、再保険によるリスクの軽減は、効用を上昇させる。特に、老人医療費の相関が低い保険者同士が再保険グループを形成した場合は、リスク軽減によるメリットが大きくなる。これをリスク軽減効果と呼ぶ。

再保険が私的なインセンティブによって運営される場合、それに参加する保険者は、再保険にメリットがあると考えられる保険者のみに限られる。したがってこの場合、再保険に参加する保険者全部について効用が上昇する(所得補償によってそうなる場合も含む)ときにのみ、再保険が可能になる。再保険を行う保険者の中で老人医療費が高い健保にとっては再保険のメリットは明らかであるが、老人医療費が低い健保にとって逆選抜効果がさほど大きくないことが、私的なインセンティブから再保険が可能になる条件といえる<sup>15)</sup>。

しかしそのように、再保険が参加する個別保険者全員にとってメリットとなるようなケースは、限られている。以下で示す分析結果によれば、そのような組み合わせの数はごくわずかである。たいていの場合、再保険によってデメリットを経験する保険者(再保険に入らず、自保険者に課される拠出金を払っていたほうが代表的被保険者の期待効用が高い保険者)が1つ以上存在する。このような保険者は、効用低下を補償するしくみが無い限り、自発的には再保険に加入しない。

ここで、再保険のない場合の期待効用は、

$$EU_{j0} = E_t(U(\text{earnings}_j - x_{jt}))$$

である。 $t$ は、老人医療費が異なるいくつかの状

態を示し、それについて期待値をとっている。実際のデータ分析では、 $t$ は年度に対応している。つまり、実際には6年(1993-1998)の間に各健保が経験した老人医療費の変動を、あたかも事前には6つの状態が同様の確率で生じ得たものと解釈し、それぞれの状態(年度)の効用を計算し、それに1/6を掛けることによって、期待効用を計算する。

一方、再保険のもとでは、再保険に加入している保険者の被保険者全員が平等に再保険下での拠出金を負担すると想定するので、再保険の場合の期待効用は、

$$EU_{j1} = E_t(U(\text{earnings}_j - xr_{jt}))$$

である。 $EU_{j1} > EU_{j0}$ であれば再保険によって $j$ 保険者の代表的被保険者の期待効用が上昇するため、 $j$ 保険者が再保険に参加する意味がある。一方、 $EU_{j1} < EU_{j0}$ であれば、参加せずに従来どおりの1保険者として行動したほうが加入者の厚生水準が高い。 $EU_{j1} < EU_{j0}$ となるような保険者を再保険に加入させるためには、効用の上昇を経験する保険者が、効用の低下を補償する必要がある。

再保険からメリットを受ける保険者の効用の上昇分が、再保険によってロスを被る保険者に効用低下分を補償できるかどうかを検討するために、次の方法で再保険による期待効用の変化を确实等価で評価した。まず $j$ 保険者の代表的被保険者にとっての再保険による効用の上昇を确实等価に直したものは、

$$\text{gain}_j = U^{-1}(EU_{j1}) - U^{-1}(EU_{j0})$$

である<sup>16)</sup>。再保険によって期待効用が低下する場合には、 $\text{gain}_j$ はマイナスとなる。 $\text{gain}_j$ は代表的被保険者1人に生ずる便益なので、この便益が被保険者全員に生ずると、 $\text{gain}_j$ に被保険者人数を掛けただけの額が、1健保が再保険によって経験する便益(マイナスの場合は損失)の金銭評価である。再保険グループ $k$ に含まれる保険者の集合を $C_k$ とすると、グループ $k$ に含まれるすべての保険者についてこの価値を足し合わせたものは、

$$G_k = \sum_{j \in C_k} \text{gain}_j \cdot I_j$$



となる<sup>17)</sup>。 $G_k$ が正であるような再保険グループでは、保険者間の移転(サイド・ペイメント)によって、効用の低下する保険者に補償をすることにより、そのような保険者も再保険に加入させ、再保険を機能させられる可能性がある。 $G_k$ がプラスであれば、損失を被る保険者のロス額が、便益を享受する保険者の便益の額を下回っており、損失を受けた保険者に損失額を金銭で補填することができれば、再保険によって再保険加入の保険者すべての厚生を上昇させられる可能性がある。

一方、 $G_k$ が負であれば、すべての再保険参加者を、再保険なしのとき以上の効用水準に置くことは不可能である。その場合には、たとえ再保険参加者内で金銭の移転をすることができたとしても、少なくとも1つの保険者にとっては補償額が十分にならず、したがって再保険は成立しない。

### 3 データ分析

以下では、東京都に立地している組合健保から①老人加入者数が1994-1996年の間に50人以下であったことがあり、②1993-1998年の6年間継続しつづけている、という2条件を満たす健保45保険者のうち、ランダムに抽出した40保険者を、分析の対象とする。保険者の組み合わせ方については、以下の2つの方法を用いた。

- (1) 10保険者を選び、その間で2保険者以上を任意の組み合わせをした場合の保険機能を評価する。
- (2) 40保険者のうち、2あるいは3保険者が共同して再保険をした場合の保険機能を評価する。

(1)はあらゆる組み合わせを網羅しているので、再保険が機能する可能性を包括的に分析できるという利点がある(そのような組み合わせは、再保険に加入する保険者数を $N$ とすると、 $2^N - N - 1$ 個ある)。その反面、多くの保険者を分析に入れることにはコンピューター処理能力上の困難があり、ここでは10保険者に限定している。

10保険者を組み合わせて1013の再保険グループを作り、上で説明された方法で、期待効用の低下を、各保険者の代表的被保険者について計算し

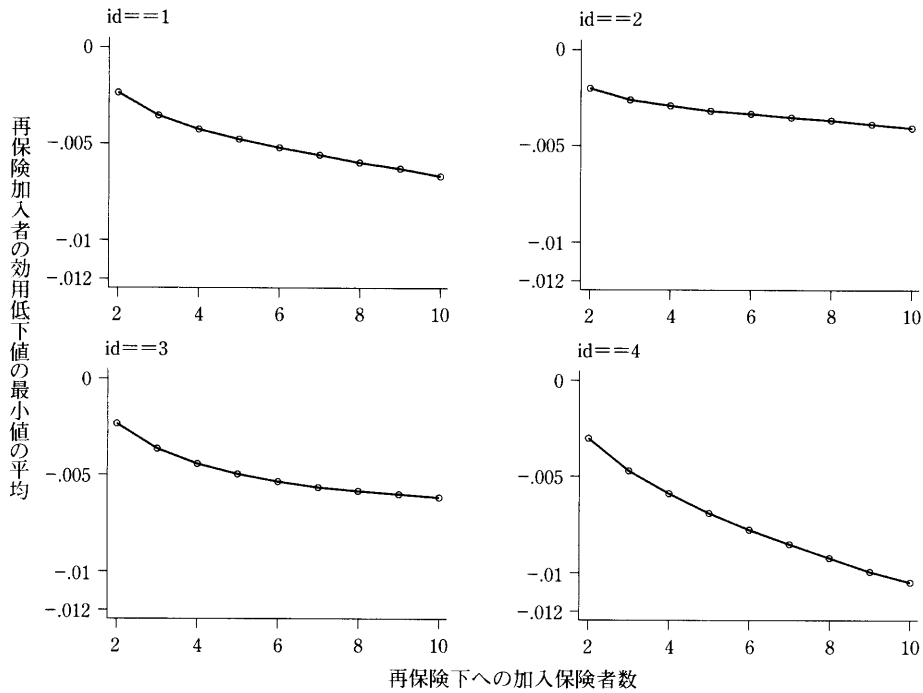
た。45保険者から同一保険者が2グループ以上に所属することのないように、10保険者のグループを4つ形成し、そのような分析を合計4回行った(これを、ケース1~ケース4と呼ぶ)。つまり合計では、4052の組み合わせを検討したことになる。

その上で、再保険グループの中で効用低下の度合いが最も大きい(再保険によってもっとも損をする)保険者の効用低下値の平均を計算したところ、それは再保険をする保険者数が少ないほど小さい(損をする度合いが小さい)傾向にあることが確認された(図4)。

効用が低下する保険者が全くいない組み合わせも、4052のうち1つだけ存在した。それは、2保険者で再保険グループを形成する場合のうち1つであった。

(2)は、再保険をする保険者の数を2または3という場合に限定しているが、40保険者をカバーできており、より広い範囲で再保険の可能性をチェックできている。ただし、保険者数2または3以外の組み合わせで再保険がうまく機能する場合は検出できない。ここで保険者数2,3を選択した理由は、私的インセンティブから形成される再保険について検討する場合には、そのような組み合わせが妥当と判断したからである。(1)で確認したとおり、再保険による効用低下の度合いは、2~3保険者くらいのほうが、4以上の保険者を組み合わせた場合よりも平均的には小幅である。私的なインセンティブからは、効用低下が小さいほうが再保険を形成しやすいであろう<sup>18)</sup>。さらに、再保険の対象となるべき保険者のうちの多くが再保険に加入するようなくみを取ろうとすれば、それは強制保険として運営するのが自然であり、その意味からも、私的なインセンティブからの再保険については、比較的少数の保険者の組み合わせを想定することとした。この場合、組み合わせ数は10660(2保険者の組み合わせが780, 3保険者の組み合わせが9880)である。そのうち、効用低下を経験する保険者がいない組み合わせの数は7であった。

10660の組み合わせに対して $G_k$ を計算し、そ



出所) 『健康保険組合事業年報』各年版からの筆者の集計。

注) 10 保険者を組み合わせて再保険を構成した場合に、参加保険者のうち最も効用が大幅に低下する保険者の効用低下値の平均を縦軸に、横軸に再保険参加保険者数をとったもの。

図 4 再保険下での効用低下の状況

表 5 再保険から生ずる便益の确实等価

(単位：千円)

	(1) すべての組み合わせ 総和の分布	(2) 総和が正の場合 の総和の分布	(3) 総和が正の場合 被保険者 1 人あたり	(4) 強制保険の場合	(5) 強制保険の場合 被保険者 1 人あたり
5%分位	-8886.21	128.96	0.045	—	—
10%分位	-4151.57	243.32	0.085	—	—
25%分位	-781.75	678.70	0.226	—	—
50%分位	543.24	1762.67	0.542	—	—
75%分位	2571.45	5211.92	1.511	—	—
90%分位	8634.91	11406.41	3.449	—	—
95%分位	12640.19	15145.32	4.411	—	—
平均	1229.81	3989.23	1.197	36313.31	0.734
N (組み合わせ数)	10660	6687	6687	1	1
健保の組み合わせ 方法	40 保険者から、 2~3 保険者	40 保険者から、 2~3 保険者	40 保険者から、 2~3 保険者	40 保険者	40 保険者

の分布の特性等を示したのが表 5 の左側である。37%の組み合わせにおいて、 $G_k$  は負であり、たとえサイド・ペイメントが可能であったとしても、再保険は成立しないことがわかる。残り 63%の

場合について、 $G_k$  の分布を示したものが (2) 列である。平均的には 400 万円程度の余剰が生じているが、中央値は 176 万円である。これらの余剰の額を被保険者数で割ったものが、(3) 列に示

されている。これから、 $G_k$ が正である場合には、サイド・ペイメントをしたとしても、被保険者1人あたり平均1,200円程度(中央値540円)の余剰が生ずることがわかる。

#### 4 強制保険のケース

逆選抜効果は潜在的には深刻である。前節の分析が示すように、再保険によって参加保険者全部が効用の上昇を経験できるケースは、きわめて少ない。しかもこの中には、たまたまここでのサンプルとして使った6年間ではそのような形になっているものの、扱う期間を変えた場合には全保険者にとって厚生が上昇するとはいえないケースも出てくるであろう。したがって、たしかに全保険者の厚生が上がるケースも存在しないわけではないが、事前にどこどこが組めば必ずすべてが効用の上昇を経験できるような組み合わせになるかを、客観的な基準から明確に判断することは困難であると考えられる<sup>19)</sup>。また、再保険の構成保険者のうち一部の保険者が効用の低下を経験するような場合、再保険を私的なインセンティブから推進することはより困難であろう。一方、たとえば高額医療費の再保険は、強制保険として運用されている。そのような理由もあり、強制保険がどのような性質を持っているか、検討しておくことは重要である。

強制保険の場合、 $G_c$ (強制であることから、 $c$ としている)は約3600万円であり、被保険者1人あたりでは730円の便益を生み出すことがわかる(表5)。上で検討した場合と比較しても、便益の額はさほど低くない。ただし、強制保険が運営可能なのであれば、そもそも高齢者医療費の負担に関する抜本的な改革を行い、現在の制度の矛盾点を根本的に克服することも、代替的な手段として十分検討されるべきである。というのは、以下で議論するように、現在の老人保健拠出金制度をベースとした再保険では、制度そのものに起因する問題点を解決することはできないからである。

#### 5 再保険についての留意事項

以上の分析は単純な再保険の枠組みで厚生の変

化を検討したものである。実際に再保険を運営する際には、いくつかの留意が必要である。以下ではそれらの一部について議論する。

##### (1) 再保険設計上のポイント1: 老人個人のリスクへの保険 vs. 拠出金への保険

保険の本来の性格からすると、1人の老人医療費が急激に上昇した場合に、それに対して保険を適用するのが最も一般的な形であろう<sup>20)</sup>。しかし上述のように、老人保健拠出金にはリスクを加入者数分だけ「増幅させる」効果があるから、高額な医療費が必要となった老人に対してその医療費分を給付することでは、拠出金の増加はまかなえない。とりわけ、老人加入率が低い健保とそうでない健保とでは、同額の老人医療費の増加があったとしてもそれが拠出金に与える影響が異なるので、再保険による保険給付は老人加入率の低い健保でより多額にならねばならない。しかしこれは健康リスクに対して保険する、という保険本来の形態とは異なっている<sup>21)</sup>。再保険をいかなる形で設計するにしても、この点に関して合理的なしくみを構築することは困難であろう。この根本的矛盾は、老人保健制度が抜本的に改革されることでしか、解決できないのではないかと考えられる。

##### (2) 再保険設計上のポイント2: 中間離脱の抑制

再保険形成の最大の障害は、老人医療費が低い保険者が高い保険者とともに再保険をすることを拒む、逆選抜の問題である。

ここでは、個別保険者が再保険に加入するかどうかの問題なので、個人の医療保険に関して生ずる、情報の非対称性の問題(個人が知っている情報を他人には隠している問題)は、さしあたり生じないと考えられる。各保険者の(老人)医療費は毎年(過去からも含め)公表されているし、再保険を運営するにあたっては、個々の保険者が、老人医療費の額を報告しなければならない。低い医療費を報告しても再保険給付が得られなくなるだけなので、低く報告するインセンティブはない。これらの理由から、高医療費の保険者が低医療費を(事前に)装うことは困難であろう<sup>22)</sup>。したがって、ここで考察している再保険の形成に関して

は、非対称情報はさほど問題にならない。開示された情報をもとに、どの保険者同士なら保険を作るメリットがあるか、が問題である。

しかし事後的には、たまたま医療費が低くて済んだ保険者が、再保険を離脱するインセンティブを持つことがある。再保険が強制保険でなく、任意の保険であれば、 $j$  保険者が  $t$  年度に法的に払わねばならない拠出金は  $X_{jt}$  であり、再保険によってこれを上回る拠出を求められることになる場合、そこで再保険を離脱したほうが有利である場合が有り得よう。これを防ぐには、供託金を取るなどして離脱を抑制する、といった方法が考えられる。強制保険であれば、定義により離脱の可能性はない。

#### IV 老人保健拠出金制度をめぐる根本的な問題点

以上では、組合健保の一部において、老人保健拠出金制度が老人の健康リスクを分散できていないことを示した。老人保健拠出金制度には、これ以外にも重大な問題点がある。本節では、自由診療とのかかわりについての議論を紹介し、なぜ現在の制度が根本的な矛盾をかかえているのかを説明する。

現行制度における財源調整の問題点の1つは、一部の保険者(典型的には被用者保険)が、自己の保険者に属する老人保健対象者が費した老人医療費の数倍(組合健保では平均的に3倍程度)の老人保健拠出金を負担しなければならないという点である。このことは、そのような負担を課せられている組合健保から強い反発を招いている。健保組合連合会が医療保険制度改革において主張している老人医療の“突き抜け方式”は、企業OBである高齢者の医療費を企業の健保組合が負担するものであり、突き抜け方式のもとでは被用者保険がほぼ自動的に自己の保険者に属する老人保健対象者が費した老人医療費の数倍を支払うという事態はなくなる。

このように現行制度が現役世代の負担を重くしていることは、以下のような脆弱性を持っている。自由診療(保険にかからないで診療を受け、かか

った費用を医療機関に支払うこと)がより一般化し、かつ医療保険者による医療費抑制活動に自由度が広がる場合(たとえば米国で一般的なマネージドケアのような制度)、自己の保険者に属する老人が費した老人医療費の3倍程度の拠出金を一部の健保から徴収するという制度は、現在のような状態では機能しなくなる。その理由は、自由診療が可能であれば、自己の保険者の老人にはすべて自由診療で医療サービスを受けてもらい、それにかかった費用をすべて健保が負担したほうが、かかった医療費の3倍の拠出金を払うよりも大幅なコスト削減となるからである<sup>23)</sup>。これは、前節でも議論された、老人医療費のリスクが増幅される問題と、基本的には同様の問題である。

#### V 政策的な含意

##### 1 リスク分散とモラルハザード

本論では、現在の健康保険制度のもとでは、老人の健康リスクが老人保健拠出金額に反映されることを通じ、一部の組合健保において健康リスクを分散させるという保険の本来の機能が果たされていない可能性を指摘した。

本来の保険としての機能を復活させるためには、少数の老人の健康リスクが一部の保険者にとって大きな拠出金の変動を生み出さないような制度設計が求められる。

しかしその一方で、保険集団が大きくなりすぎることまた問題であることを示唆する事実も存在する。それは、保険集団が大きすぎると、医療費を適正な水準に抑えるという行動がとられなくなりうる(あるいはとりにくくなる)可能性である。

政府管掌健康保険一般(以下、政管一般と略す)の老人医療費は一般的に組合健保のそれよりも高い。表6は1992年から1998年までの、政管健保および組合健保の1人あたり老人医療費の推移を示している。組合健保は1,800余りの保険者から構成されるが、政管一般は1つの大きな保険者である。これから、1997年度を除き、どの年度でも、政管一般の老人1人あたり医療費のほう

表6 政管一般と組合健保の老人1人あたり医療費の推移

年	老人1人あたり医療費 (円)		政管一般				組合			
			年齢分布				年齢分布			
	政管一般	組合	65~69	70~74	75~79	80~	65~69	70~74	75~79	80~
1992	682,496	656,489	0.0104	0.3605	0.2896	0.3395	0.0127	0.3060	0.3106	0.3707
1993	705,970	679,981	0.0114	0.3612	0.2837	0.3437	0.0212	0.3104	0.3028	0.3655
1994	740,359	714,667	0.0130	0.3678	0.2683	0.3510	0.0157	0.2985	0.3079	0.3779
1995	772,914	746,545	0.0151	0.3689	0.2677	0.3484	0.0260	0.3112	0.2883	0.3745
1996	802,353	781,545	0.0156	0.3685	0.2639	0.3520	0.0192	0.3056	0.2829	0.3923
1997	809,608	813,165	0.0162	0.3694	0.2607	0.3537	0.0102	0.2993	0.2727	0.4178
1998	821,538	812,648	0.0163	0.3684	0.2624	0.3530	0.0164	0.2734	0.2796	0.4306

出所) 老人医療事業年報(老人医療費), 被保険者調査(年齢分布)。

が、組合健保のそれよりも高いことがわかる。

政管健保で医療費が高いことはどのような要因によるのであろうか? これを考えるにあたって、まず考慮しなければならないのが、年齢構成である。政管一般が老人保健対象者の中でもより高齢な老人をより多く加入させていれば、その要因だけで政管一般の老人医療費が高くなる可能性がある。年齢構成の補正は医療費の高低を分析する際にはもっとも基本的な第1ステップであるといえる。

しかし残念ながら、政管一般と組合健保の年齢構成の補正を可能にするような十分なデータは公表されていないのが現状である。組合健保については、『健康保険組合医療給付実態調査報告』で、加入者の年齢構成および70歳以上の年齢階級別の医療費が公表されている。この調査は組合健保の医療給付の実態を調査する目的でなされる、レセプトのサンプル調査である。政管一般についても、『医療給付受給者状況調査』という、同種の調査が行われている。それにもかかわらず、政管一般の調査の報告書は、70歳以上の年齢階級別の医療費を公表していない<sup>24)</sup>。政管一般について、この情報が公開されることが強く望まれる。

各制度の加入者の年齢構成についての情報は、『被保険者実態調査』(厚生省)から得ることができる。これは、男女別・被保険者/被扶養者別に、組合および政管一般の加入者人数を推計している。この情報を用いて男女-被保険者被扶養者-年齢階級別のシェアを、組合健保全体および政管一般

について、推計することができる。この結果を示したのが表7である。組合健保に関しては、『健康保険組合医療給付実態調査報告』で、80歳以上についても被保険者・被扶養者人数が公表されているので、それも参考のために掲載している。これによると、政管のほうが組合健保に比べ、被保険者の割合が高い。政管は中小企業主体、組合は大企業主体であり、高齢者が大企業で就業できる機会は限られていることを反映している。年齢別の割合は、必ずしも政管のほうが高齢者に偏っているとはいえない。70~74歳のシェアは政管のほうが組合よりも7%程度高く、80歳以上のシェアは組合のほうが6%程度高い<sup>25)</sup>。したがって、政管のほうが高齢者に偏っているとは、この数字を見る限り、いえない。

上述のように、組合健保については、『健康保険組合医療給付実態調査報告』で、70歳以上の5歳刻みの年齢階層・被保険者/被扶養者別に、診療費(入院, 入院外, 歯科)が報告されている<sup>26)</sup>。医療費が年齢に大きく依存することはよく指摘されるが、医療費に関する統計資料(たとえば『医療費ハンドブック』、『厚生白書』等)では、若年世代と老人全体の医療費が比較されていることが多く、老人保健対象者のうち、年齢が高い人々と低い人々とで医療費がどのように異なるかは公表されていない。『健康保険組合医療給付実態調査報告』はそれを可能にしているという意味で、きわめて貴重な資料である。これに基づいて、老人保健対象者について、年齢階級・被保険者/被扶



表7 政府管掌健康保険・組合健康保険に加入する老人医療対象者の年齢構成

## 年齢別シェア

年齢	政管	組合
65～69	0.0162	0.0102
70～74	0.3694	0.2993
75～79	0.2607	0.2727
80歳以上	0.3537	0.4178

## 本人/被扶養別、男女別の人数シェア

年齢	政管				組合			
	本人	本人	被扶養	被扶養	本人	本人	被扶養	被扶養
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
65～69	0.0051	0.0026	0.0035	0.0051	0.0010	0.0000	0.0039	0.0053
70～74	0.0890	0.0335	0.0574	0.1895	0.0392	0.0087	0.0493	0.2021
75～79	0.0302	0.0145	0.0481	0.1678	0.0092	0.0068	0.0440	0.2128
80歳以上	0.0183	0.0086	0.0728	0.2540	0.0106	0.0044	0.0764	0.3264

出所) 被保険者実態調査(1997年度の数值)。

## 組合の老人加入者年齢構成

年齢	本人	被扶養	加入者全体
65～69	0.016	0.010	0.0105
70～74	0.613	0.274	0.2992
75～79	0.214	0.290	0.2842
80～84	0.104	0.249	0.2381
85～89	0.041	0.133	0.1263
90歳以上	0.013	0.044	0.0417
80歳以上	0.158	0.426	0.406

出所) 第41回健康保険組合医療給付実態調査からの筆者の推計(平成9年度10月の数值)。

養者別に老人1人あたり医療費を計算したものが表8である<sup>27)</sup>。これからわかることは、①70歳未満の老人保健対象者は65歳以上で寝たきりであることから、医療費がきわめて高く、1人平均で年間160万円にもなる、②90歳以降を例外として、高齢になればなるほど、医療費が上昇する、70～74歳と85～89歳では年間約30万円の差がある、③被保険者と被扶養者を比較すると、80歳より若い場合には被保険者のほうが診療費が低いものの、それ以降では被扶養者のほうが低くなる(ただし、80歳以上の被保険者のシェアは、組合健保の老人加入者のうち1%程度にすぎない)、④70歳代前半から80歳代後半までは老人1人あたり医療費は上昇していくが、90歳以上の平均値は80歳代よりはむしろ低い、などである。70歳代で被保険者の医療費が低いのは、就業している老人はより健康であることを反映していると解

釈できる。

政管一般と組合との老人1人あたり医療費の違いがどの程度年齢構成によって説明されるのかを考えるために、この組合の年齢階級別診療費の数值を、『被保険者実態調査』から得られる政管一般の被保険者/被扶養者一年齢階級別のウェイトを用いて加重平均し、政管一般の被保険者/被扶養者一年齢階級別の医療費が組合のそれと同一であったとした場合には政管の老人1人あたり医療費がいくらになるかを計算した。この結果診療費予測値は組合健保で671,330円(人数のウェイトは『被保険者実態調査』)、政管健保は665,633円となった(差は5,697円)。政管健保は年齢構成で見ると、組合健保よりも医療費が高くなる理由はないことになる。もっとも、この年度(1997年度)は、1992～1998年度の間で唯一、政管の老人医療費は組合のそれを下回った年である

表8 組管掌保険加入老人の被保険者・年齢階級別  
年間診療費

被保険者		
年齢	年間1人あたり 診療費	加入老人数に 占めるシェア
70歳未満	2,963,248	0.0012
70～74	451,256	0.0459
75～79	541,986	0.0160
80～84	1,087,833	0.0077
85～89	1,267,145	0.0031
90歳以上	895,138	0.0010
被扶養者		
年齢	年間1人あたり 診療費	加入老人数に 占めるシェア
70歳未満	1,475,108	0.0093
70～74	537,722	0.2533
75～79	590,026	0.2682
80～84	801,777	0.2304
85～89	824,426	0.1232
90歳以上	690,651	0.0407
被保険者・被扶養者計		
年齢	年間1人あたり 診療費	加入老人数に 占めるシェア
70歳未満	1,642,949	0.0105
70～74	524,467	0.2992
75～79	587,324	0.2842
80～84	811,085	0.2381
85～89	835,190	0.1263
90歳以上	695,508	0.0417

出所) 第41回健康保険組合医療給付実態調査からの筆者の推計(平成9年度10月の数値)。

組管健保・政管一般の老人1人あたり診療費の予測値  
(1997年度)

	組管健保	政管一般
診療費予測値	671,330	665,633
診療費実現値	668,651	—
医療費実現値	813,165	809,608

出所) 診療費予測値・診療費実現値は、第41回健康保険組合医療給付実態調査、健康保険被保険者実態調査からの筆者の推計。医療費実現値は老人医療事業年報。

(差は3,557円)。したがって、ここでの計算を前提とすると、診療費以外の部分で、政管の医療費が組合のそれよりも2,140円程度高いことになる。

以上の分析で必ずしも十分に年齢構成の補正ができたとはいえない部分もある(たとえば、男女別の医療費がわかっていないなど)。しかしなが

ら、ここでの結果に基づく限り、政管健保の老人医療費が組合健保に比べて高いことの原因が、主として年齢構成の違いにあるとはいえないであろう。年齢構成上は、組合健保のほうがより80歳以上の加入者の割合が政管一般と比べて高く、特に高齢(75歳以上)の女性被扶養者の割合が政管一般よりも高い<sup>28)</sup>。このことはむしろ、年齢要因からは組合健保の医療費が政管一般と比べて高くなることを予測させるものであるが、実際にはおおむね組合健保のほうが医療費が低めである。

政管一般の医療費が年齢構成要因によって高くなっているのではないとすると、政管一般の老人医療費が組合健保のそれと比較して高いのはどのような理由によるのであろうか? 安部(2000b)で示されているとおり、一定の基準を用いた場合、政管一般は老人医療費を抑制するインセンティブが全保険者の中で最も高い保険者であると考えられる。にもかかわらず政管一般の老人医療費が高い理由の1つは、政管一般の加入者数が多いために、きめ細かいコスト削減が行われにくいことがあると考えられる<sup>29)</sup>。政管一般は保険集団としてはきわめて大きく、老人加入者だけでも200万人程度に達する。リスク分散の機能は加入者数が多い場合には有効だが、かといって大規模な保険集団を作ることは医療費の管理において効果的とはいえない可能性もある。

## 2 今後の医療保険改革とのかかわり

現行の老人保健拠出金制度が問題を抱えていることは随所で指摘されており、現在のような拠出金の算定方法は早期に改正されるべきものである。本論のうちリスク分散の問題点を指摘した部分については、今後の老人医療制度の枠組みではそのような問題点が少ない制度設計が望ましいということを主張するものである。一方で、将来に予定されている制度は、①組合健保に退職者をすべて引き続き企業の健保に加入させる方式や、②地域別の高齢者医療保険、である。これらの方式では、少なくとも長期的には、老人数はある程度の規模以上になる場合が多いと考えられる。その意味では、本論で問題にしたような、老人の健康リスク

が分散されない問題は、長期的には深刻な問題にはならないかもしれない。

### 補論 組合健保の合併と老人保健拠出金

本文にも見られるとおり、現在の老人保健拠出金制度のもとでは、老人の健康リスクがきわめて高い健保が存在している。

その一方、保険集団を大きくすればリスクは分散されると考えられる。したがって、現状では老人加入者数が少ない組合健保が財政面で合併すれば、少なくともリスクのプールという点では、老人保健拠出金が短期に大きく変動する点を改善しようと予想される。これは、積立金によって将来のリスクに対処している現在の方法よりも直接的なリスクの分散方法である。

ただし、現行の老人保健拠出金制度は、2つの健保が合併した際の拠出金額が、必ずしもそれ以前の2健保の拠出金の和とは等しくならない構造をもっている<sup>30)</sup>。したがって、リスク分散のことを考慮に入れなくても、合併が拠出金を減少させるケースがありうる<sup>31)</sup>。言いかえると、リスク分散の効果を全く評価しないとしても、合併によって拠出金を減少できるようなケースがある。以下ではその条件を導出する。簡単のため、(1)式の中の $\frac{E}{N} \cdot F = \theta$ とおこう。2健保(健保1と健保2)が合併することを考える。別々でいる場合の2健保の拠出金総額は、

$$X_1 + X_2 = (y_1 \cdot N_1 + y_2 \cdot N_2) \cdot \theta \quad (\text{A 1})$$

である。合併した場合に、通常の方式で拠出金が決定されるとすると、合併した保険者の老人1人あたり医療費は、

$$\bar{y} = \frac{(y_1 \cdot E_1 + y_2 \cdot E_2)}{(E_1 + E_2)}$$

となり、

$$\begin{aligned} X &= \frac{(y_1 \cdot E_1 + y_2 \cdot E_2)}{(E_1 + E_2)} \cdot \theta \cdot (N_1 + N_2) \\ &= \frac{(y_1 \cdot p_1 N_1 + y_2 \cdot p_2 N_2)}{(p_1 N_1 + p_2 N_2)} \cdot \theta \cdot (N_1 + N_2) \end{aligned} \quad (\text{A 2})$$

となる。ここで $p_j$ は $j$ 保険者の老人加入率であ

る。(A 1)の右辺から(A 2)の右辺を引き整理すると、

$$\frac{(y_1 - y_2)}{(p_1 N_1 + p_2 N_2)} \cdot N_1 N_2 \cdot (p_2 - p_1)$$

となる。したがって、 $(y_1 - y_2)$ と $(p_2 - p_1)$ の符号が同じ場合には(A 1)よりも(A 2)のほうが小さいことになり、合併が有利であることとなる。具体的には、合併後に2保険者でサイド・ペイメントをすることにより、必ず拠出金額を減らすことができる。

以上はサイド・ペイメントを前提とした議論であるが、実際問題として、サイド・ペイメントは違法であり、合併は難しいと思われるかもしれない。しかし、平成7年度のデータで確認する限り、

①(\*)の条件を満たす

②保険料率が同一である

③近隣の県に立地している

という条件を満たす健保が存在する。

サイド・ペイメントということが明確に打ち出されなくとも、合併前の保険料率が同一であるから、合併後も同一の保険料を課し続ければ、合併前後で個々の被保険者の負担は変わらない。これまでと同様の保険料を払いつづけるが、健保財政は健全化するという選択肢に、加入者として異論があろうとは思われない。

### 謝 辞

本研究は、平成12年度垂細亜大学個人特別研究助成(個人研究)から補助を受けている。本稿の作成にあたり、岩本康志、大内講一、尾形裕也各氏、および琵琶湖コンファレンス参加者から有益なコメントをいただいた。ここに謝辞を申し上げます。残る誤りは筆者のものである。

### 注

1) 「」内は新聞報道からの直接引用。

2) この間の1994年度の拠出金金額は23万円となっており、きわめて少ない。これがどうしてか、健康保険組合連合会に問い合わせしてみた。その結果、これは、老人保健拠出金は概算のものを払ったのちに、2年後に確定したものを支払うしくみをとっており、この年のサンリオ健保組合の低い数値は2年前の概算時に多額納めず

- ぎていたことによる一時的なものであるとのことであった。筆者は以前の研究(安部(2000 a))でも、老人保健拠出金の影響についてデータ分析するには実際の拠出金額よりも老人1人あたり医療費を使うほうが適当であることを指摘してきたが、このような事例は、この点を正当化する具体例であるといえる。
- 3) この7%という数字は、健康保険料率としては低いほうである。全組合健保のうち、7%を下回る保険料を設定している健保は1995年には全体の2.2%、1996年には1.9%にすぎない。
  - 4) 実際には単独設立の場合で、被保険者700人以上、2以上の中小の多数事業主が共同して設立する総合健康保険組合については、通常3000人以上の被保険者というのが認可の基準である。
  - 5) 老人医療費については、1994年度以降は診療費、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(医療費の支給等は、入院時食事療養費(差額支給分)、医療費の支給、看護費・移送費を含む)を合計している。1993年については、診療費、薬剤支給、施設療養費、老人訪問看護、医療費の支給を合計して求めている。
  - 6) 実際には、調整対象外医療費、特別調整、調整金額、事業費拠出金、事務費拠出金等のため、老人保健拠出金額はこの式で計算されるものとは異なる。
  - 7) ここでの計算は(2)式に基づいている。実際には老人加入率1.4%未満の健保に関しては(2)式とは異なる方式で拠出金が算出されるので、以下の計算はそのような健保に関しては正確ではない。
  - 8) とりわけ、もともとの医療費の増加が50万円(80万円-30万円)であるにもかかわらず200万円近くも拠出金が増加すること自体、老人保健拠出金制度の矛盾を示しているという理解もありうる。このことについては、本論5.2節および安部(2000 b)を参照。
  - 9) ここでは、老人の医療費リスクは、健保が時間を通じて平準化するよりも、リスクが独立である他の保険者とプールしたほうが望ましいことを暗黙に仮定している。
  - 10) 健康保険組合は、高額医療交付金交付事業という形で、高額医療費の再保険を行っている。この再保険は、現在は強制加入であり、財源は調整保険料である。高額医療費は老人保健対象者以外で高額なレセプトが出てきた場合に本人負担を一定額に抑え、残りを保険が支払う制度である。高額医療費に関して再保険が存在するということは、健康保険組合が、現役加入者の人数規模でも高額医療費のリスクを処理しきれないことを示唆する。一般に健康保険組合は現役世代の人数は多く、老人の人数が少ない
- ため、高額医療費よりも老人保健拠出金のほうが、リスク分散が十分でない可能性がある。老人保健拠出金と高額医療費のリスク面での比較は有用であろうと思われるが、それは本論の範囲を超えている。
- 11) 現実にはある年度の老人医療費の影響が拠出金に反映するのは2年後であるが、ここでの目的はリスクがどの程度あるかなので、老人医療費の実績値からそれによる拠出金を予測し、その予測値を被保険者数で割ることで、1人あたりの負担を求めるという方法をとっている。したがって、ここでの予測値は事務費等は含んでいないし、概算値と確定値の違いによる影響も無視して、純粋に老人1人あたり医療費( $y_i$ )の変動のみを考察の対象としている。
  - 12) ここでは6年間のデータを使っているが、各年の医療費を何らかの方法で基準化することは行っていない。本来ならば、たとえば診療報酬の変化に起因する医療費の変動などは取り除くべきであろう。しかし、そのような補正をどのように行うべきかに関しては、必ずしも明確な基準があるわけではない。そこでここでは、実績値をそのまま用いている。ここでは、①再保険をしない場合、②再保険をする場合、の差を計測している。対象とするグループ全体に同様の影響を与える要因(たとえば診療報酬のマクロ要因など)は、①、②それぞれに同様に影響するため、その差にはあまり影響しないと考えられる。
  - 13) 社会保険の標準報酬月額には下限と上限があり、特に月間の給料が高い個人では標準報酬が給料よりも低い場合がある。ただし、公的年金の上限が59万円であるのに対し、健康保険の上限は98万円であるから、この問題は公的年金のケースほど深刻ではない。
  - 14) 実際には、再保険をこのように設計する必然性はないし、また後述するようなサイド・ペイメントまで含んだ場合、実際の負担はこれとは異なるものになる。ここでの目的は、もっとも単純な形での保険を設計した場合に、何が起こるかを検討することである。
  - 15) たとえば平均的な老人医療費が同額であり、その動きが完全には相関していない健保同士が再保険する場合には、逆選抜効果は存在せずリスク分散効果のみがあることになり、私的なインセンティブからも再保険が成立しうる。
  - 16) ここでは、もともとの保険者での期待効用、および再保険下での期待効用をそれぞれ確実等価に直し、その確実等価の差をとることにより、リスクプレミアムの近似値としている。この方法で計算された値は、通常のリスクプレミアムとは異なる。なぜなら、通常のリスクプレミアムは、

$$EU_{j0} = E(U(\text{earnings}_j - x_{jt})) \\ = E(U(\text{earnings}_j - \eta_j - xr_{jt})) \quad (*)$$

としたときの  $\eta_j$  となる。再保険をする場合に、 $\eta_j$  だけの保険料を払えば、再保険の無い場合と同様の期待効用となる。したがって、確実な貨幣価値で見れば、再保険は  $\eta_j$  だけの価値をもたらしていると解釈できる。しかし実際には、このような  $\eta_j$  を計算するのは、数多くの再保険の組み合わせを考慮するには計算上の負担が重くなってしまう。そこで、本文の  $\text{gain}_j$  のような形で  $\eta_j$  を近似した。これによる影響を確認するため、(\*) の一番右の式の  $\eta_j$  に  $\text{gain}_j$  を代入してその値を計算し、それを  $EU_{j0}$  と比較してみた。効用タームでその誤差は  $1 \times 10^{-10}$  程度、確実等価に直して 0.003 円程度であった。

- 17)  $I_j$  としては、1995 年の被保険者数を用いる。
- 18) 効用の低下を補償するしくみが容易に設計できれば、むしろ効用低下の度合いよりも、再保険によって得られる便益の大きさが問題になるかもしれない。ここでは、効用が下がる場合には参加しない可能性が高い(逆選抜効果)という側面をより重視した。
- 19) 老人 1 人あたり医療費の水準が比較的近く、また老人医療費の相関が低いような保険者同士では、再保険によって参加保険者全部が便益を受けるケースの可能性が高い。しかしたとえば、どの保険者同士が老人医療費の相関が低いかを、客観的に明らかな根拠から主張することは、難しいのではないと思われる。
- 20) たとえば高額医療費の再保険である「高額医療給付費共同負担事業」では、高額レセプトが出てきたときに給付を行うものである。
- 21) これは、本質的には、本論 II の議論を別の側面から説明したものである。
- 22) そもそも、老人医療費を低く装うことが可能であれば、組合健保の場合、実際にかかった医療費には実費を支払うなどする一方で、公表する医療費の額を低く抑えることができることになる。こういうことをすれば、拠出金負担は大幅に減らせるはずである(次節参照)。しかしそのようなことが大規模に行われているという兆候は全く無い。したがって、この方向での非対称情報の問題はさしあたり無いと考えてよいであろう。
- 23) この点に関する議論およびその財源調整への含意については安部(2000b)を参照。
- 24) たとえば社会保険庁事業年報にも、政管健保に関する情報はかなり掲載されているが、筆者の知る限り、70 歳以上の年齢階層別加入者分布や年齢階層別医療費は報告されていない。
- 25) 無論、80 歳以上でも 5 歳刻みで年齢別の人数が公表されていれば、より詳細な比較が可能なのだが、被保険者調査では、被扶養者について、

80 歳以上の人数をより細かく区切った形で公表していない。

- 26) ここでは「診療費」の情報について分析しており、これは医療費の一部にすぎない。組合健保の老人医療費に占める診療費の割合を健保毎に計算し、その平均をとると、それは 85% 程度である。
- 27) ただし、男女別の数字は得られない。
- 28) この傾向は最近になるほどより顕著になっている。被保険者実態調査によると、1992 年度には、老人保健対象者のうち 80 歳以上の占める割合は政管健保で 34%、組合健保で 37% であった。1998 年度には同様の割合が、政管健保で 35%、組合健保で 43% となっている。組合健保でより 80 歳以上が増加し、70~74 歳の割合が低下している。
- 29) このほかにも、①政管に国庫負担があるために医療費削減インセンティブが組合健保に比べると低い、②政管の加入者はもともとそれ以外の理由からも老人医療費が高い傾向がある、といった理由も考えられる。また、国保全体の老人 1 人あたり医療費の平均値は 1995 年度に 749,809 円、1996 年度に 779,447 円、1997 年度に 787,396 円であり、いずれも政管一般のそれよりも低い。国保も、1 制度の中に多数の保険者が加入している。
- 30) 実際には老人保健法上に規定があり、合併した場合の拠出金は新たにできた健保での基礎データを元に算出されるのではなく、別途に計算されるものとされている。
- 31) 無論合併によって拠出金が増えるケースもあるわけであるが、老人保健拠出金の軽減を理由として、そのような合併が行われる私的インセンティブは無いであろう。

## 引用文献

- 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』vol.7, 5-36。
- (2000b)「老人保健拠出金制度の医療費削減インセンティブについて」、未公開論文。
- 小椋正立・鈴木玲子(1998)「日本の老人医療費の分配上の諸問題について」『日本経済研究』36, 154-184。
- 健康保険組合連合会『健康保険組合事業年報』, 各年版。
- 健康保険組合連合会(1999)『第 41 回健康保険組合医療給付実態調査』。
- 厚生省監修『医療費ハンドブック』, 各年版, 法研。
- (2000)『厚生白書』, ぎょうせい。
- 厚生省『健康保険被保険者実態調査報告』, 各年版。
- 『老人医療事業年報』, 各年版。
- (あべ・ゆきこ 亜細亜大学助教授)



## 要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化

岩 本 康 志

### I 序 論

1995年の『国民生活基礎調査』(厚生省)によれば<sup>1)</sup>、在宅の要介護者の主たる介護者は同居者が96.4万人、別居の親族が6.9万人、ホームヘルパー・家政婦・その他が7.9万人で、前2者の81.9%は女性である。また、15歳以上の同居の主たる介護者の就業率は、男性で47.5%、女性で31.4%である。介護者のなかには、就労意欲をもちながらも介護のためにやむなく就業を断念している者がいるといわれる。2000年度から導入された介護保険に期待される効果の一つに、介護を社会化することにより、これまで介護のために家庭に縛りつけられていた世帯員(とくに女性)があらたに労働市場に参入することがあげられている。わが国の労働力人口は今後減少していくので、新規の労働供給を生み出す施策には強い関心が寄せられている<sup>2)</sup>。

介護保険の導入による就業促進効果を推定するためには、その裏返しとして、これまで介護の必要性のために就業を断念する者がどれだけ発生していたかを知る必要がある。しかし、IIでくわしく説明するように、官庁統計の公表集計表からは、この効果を推定するのに必要な情報が得られない。そのため例えば、木村(1998)が介護保険の導入により31万人の新規の労働供給が生じると推定したときには、24時間ケアが実施される場合に家族介護者が働き始めるという、人工的な仮定を置かざるを得なかった。

大守他(1998)は、『国民生活基礎調査』の個票

を再集計することによって、介護による就業低下効果を推計して、新ゴールドプランによる新規労働者創出を22.1万人と推定している。しかし、この再集計は、文字通りに介護の必要のための離職行動を分析したものではなく、また他の研究でも就業阻害効果を動的な影響ととらえた分析は存在しない。その理由は、こうした分析のためには就業行動の変化を調査したデータが必要であるのに対し、わが国で利用可能なデータの多くは一時点の状態を調査した横断面データであるためである。

横断面データを用いたときにおちいりやすい誤りは、介護保険の導入により、介護者の就業率が非介護者の就業率まで上昇すると推測することである。横断面で見た介護者の就業率が低いのは、介護のための離職の発生だけではなく、非就業者が介護者に選択される確率が高いことも原因となっている。このうち前者のみが、介護保険による就業促進効果と関係をもつ。したがって、非介護者と介護者の就業率の差を就業促進効果と見ることは、過大推定につながる。適切な推定のためには、要介護者の発生にともなって、介護者がどのように選択され、世帯員の就業がどのように変化するかをモデル化する必要がある。

本稿の第1の課題は、上にのべた問題を踏まえた上で、介護保険による新規労働供給の創出効果を推定するために必要となる、介護の必要による世帯員の就業率低下の効果を推定することである。この目的のためには、これまでのデータ面での制約を克服することが必要となるが、本稿では、『国民生活基礎調査』の調査票の設計上の特徴を

用いて、就業状態の変化を識別することを試みる。

本稿の第2の課題は、介護者の選択がどのような要因によって決定されているのかを考察することである。介護者の多数は、同居の女性家族である。この現象は女性に介護を押し付けている社会構造の歪みから生じているという指摘があり、今日の介護をめぐる問題の一つの焦点といえる。介護者の選択については、社会的・文化的な規範によって介護者となることを強制されるという要因と、家族のなかで一番機会費用の低い者が介護者となる経済合理的な要因の両者が考えられるであろう。介護者の多数が女性であるのは、社会的・制度的要因(女性であるから)であるのか、経済的要因(介護に費やす時間の機会費用が低いから)なのか、を識別することがここでの課題である。

この問題は、介護保険において家族介護に対する現金給付を認めるかどうかという論点と密接な関係がある。現金給付をおこない、家族介護とその他の選択肢(訪問介護・施設介護)とを介護保険で同等にあつかうべきだとする理論的背景には、介護の選択肢が経済合理性に基づいて決定されているという考え方がある。もし女性が介護者となることが金銭的誘因ではなく、社会的強制力であるならば、これとは違った理論的背景のもとで、現金給付の問題を論じる必要があるだろう<sup>3)</sup>。

本稿の構成は以下の通りである。IIでは、介護保険による就業促進効果を推定する手法についての先行研究の展望をおこなうとともに、要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化をモデル化し、これまでの推定手法の問題点を整理する。IIIでは、『国民生活基礎調査』の個票の再集計により、どれだけの介護者が介護を理由として離職するかを推定する。IVでは、要介護者が発生した場合に、同居世帯員のだれが介護者となるのかの選択がどのような理由によりおこなわれたのかを、性別、所得稼得状況、家族構成を説明変数とするモデルに基づき推定する。Vでは、本稿の結論が要約される。

## II 公的介護保険の就業促進効果

### 1 先行研究の展望

介護保険が労働市場に与える影響にはいくつかの経路がある。重要なものは、介護サービス従事者の増加の形態で労働需要が発生する効果と、介護に縛り付けられていた世帯員が新規の労働供給に転じる効果の2つである。本稿では、後者の問題を考察する。

大守他(1998, 第3章)では、おおむね以下のような手法で公的介護保険の導入による就業促進効果が推定されている。公的介護保険が整備された状態では、在宅の要介護者のいる世帯での就業をめぐる環境は、要介護者のいない世帯のそれと違いがなくなると仮定しよう。このとき、現状から公的介護保険が整備されたときの就業環境の変化は、同居世帯員に要介護者のいない状態から要介護者のいる状態への変化のちょうど逆になる。そこで、要介護者のいない世帯の世帯員の就業率と介護者の就業率との差に、在宅要介護者数を乗じたものを、介護から開放されて生じる新規の労働供給と見なす<sup>4)</sup>。

介護者と非介護者の就業率とを単純に比較するのであれば、公表集計表を用いることが可能である。『国民生活基礎調査』報告書記載の集計表から20歳以上の介護者の就業率を求めると、1992年が38.1%、1995年が34.3%となる。一方、『労働力調査』(総務庁統計局)から、『国民生活基礎調査』調査前月の20歳以上の非介護者の就業率(総人口から『国民生活基礎調査』推計の介護者人口を除く)を求めると、1992年が68.3%、1995年が66.5%となる<sup>5)</sup>。

しかし、このような就業率の差は、介護者と非介護者の個人属性の差を反映しているのかもしれない。こうした属性の違いを制御するために、大守他(1998)の実際の推定では、『国民生活基礎調査』の個票の再集計によって世帯構造別、世帯員の性別、年齢階層別に、2つの就業率の差を求めている。

しかし、公的介護保険の導入によって、介護者

の就業率が要介護者のいない世帯の世帯員の就業率まで上昇するとは限らない。それは、介護者の選択にあたって、非就業者が介護者に選ばれやすいという傾向があれば、たとえ介護による就業阻害効果がなかったとしても、介護者の就業率は要介護者のいない世帯の世帯員の就業率よりも低くなるからである。

介護者と非介護者の就業率の差が生じる原因には、以下の3つがある。

- (1) 介護者の個人属性(年齢, 性別等)がそれ以外の者と異なっている
- (2) 非就業者が介護者に選ばれやすい
- (3) 介護を理由とした離職が存在する

就業状態の変化の情報が得られない横断面データを用いて、第2と第3の影響を適切に処理する方法としては、介護者の就業率ではなく、世帯員全体の就業行動に着目することが考えられる。これは、要介護者の発生した世帯を実験群(experimental group)に、要介護者のいない世帯を対照群(control group)にとり、両世帯での就業率の差を要介護者の発生に起因する就業低下効果とするものである。大守他(1998)の推定にこの手法を適用するとすれば、要介護者のいる世帯については、介護者ではなく、世帯員全体の就業率をとって、要介護者のいない世帯の世帯員の就業率と比較する必要があった。この作業をおこなっていないという点で、大守他(1998)の新規労働者創出の推定値は過大になっている可能性がある<sup>6)</sup>。また、要介護者のいる世帯の就業率を示した集計表は報告書に掲載されていないので、あらたに個票の再集計をおこなわないと、この問題は修正できない。

八代他(1997)は、60歳未満の既婚女性を対象として、雇用者、自営業、非就業の3値選択のlogitモデルを推定しているが、要介護者のいる世帯とない世帯の世帯員をすべてサンプルに含めることで、第2、第3の影響を適切に処理していると見なせる。ただし、八代他(1997)では、介護保険による就業促進効果の分析までは踏み込んでいない。

別の手法から介護保険の就業促進効果を推定す

る試みとして、大日(1997, 1999)は、介護者のみを分析対象にして、居住地域で提供される介護サービス水準が介護者の就業率に与える影響を推定し、訪問看護の充実が就業に負の影響を、日帰り介護、短期入所サービスの充実が就業に正の影響を与えるという結果を得ている。大日(1997)によるシミュレーションでは、新ゴールドプランが100%達成された場合には、介護者の就業率が20%ポイント以上上昇することが示されている。95年の同居介護者96.4万人を基準にすると、約20万人の新規就業が生まれると推計される。

## 2 就業形態の変化

もし要介護者の発生前後の家族の就業状態の変化を追跡できるならば、第2と第3の要因が介護者の就業率に与える影響をより直接的にとらえることができる。その手順を示すために、介護者の就業状態の変化をモデル化してみよう。当初は要介護者が存在せずに、要介護者が発生したときに就業状態がどのように変化するかに着目しよう。要介護者をのぞく総人口を $N$ とし、要介護者が存在しなかった時点での就業率を $f_0$ とする。介護の必要が生じたときに、就業者から介護者が選ばれる確率を $p$ 、非就業者から介護者が選ばれる確率を $(1+\alpha)p$ としよう。 $\alpha > 0$ であれば、非就業者が介護者に選ばれやすい傾向があることになる。つぎに、当初の就業者のうち $\beta$ が介護者となることを理由として離職するものとしよう。また、当初非就業者であった介護者があらたに就業者となる確率を $\gamma$ とする。

以上の概念的モデルによれば、介護者の就業率 $f$ は、

$$\frac{(1-\beta)f_0 + \gamma(1+\alpha)(1-f_0)}{1+\alpha-\alpha f_0} \quad (1)$$

と表される。 $\alpha=\gamma=0$ ならば、 $f=(1-\beta)f_0$ となり、介護者と非介護者の就業率の差は介護を理由とした離職によって特徴づけられる。また、 $\beta=\gamma=0$ ならば、介護者と非介護者の就業率の差は分母の要因(非就業者がより高い確率で介護者に選ばれる)で生じることになる。

また、(1)式を、

$$\frac{f_0}{1+\alpha-\alpha f_0} - \frac{\beta f_0 - \gamma(1+\alpha)(1-f_0)}{1+\alpha-\alpha f_0} \quad (2)$$

のように分解すると、介護者と非介護者の就業率の差が生じる原因を理解しやすくなる。(2)式の第1項は、非就業者が介護者に選ばれやすくなる要因で就業率が低下する効果を表している(以下では、「非就業者選択効果」と呼ぶ)。また、第2項は、介護者のなかで就業の変化が生じた者の割合を表している(以下では、「介護者離職効果」と呼ぶ)。すなわち、Ⅲ1で就業率の格差を3分類したときの第2の理由が第1項、第3の理由が第2項に対応することになる。

さらに、介護者1名が要介護者1名を介護しているとすると、(2)式第2項は、要介護者1名あたりの介護者の就業の減少を表している。これは、介護保険による就業促進効果の推定に必要な情報に他ならない。したがって、介護者と非介護者の就業率の差から非就業者選択効果(第1項部分)を適切に除去しなければ、就業促進効果の推定は正しくおこなわれない。また、(2)式は、この介護者の就業変化が $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 等のパラメータの複雑な関数になっていることも示している。

### 3 『国民生活基礎調査』による就業変化の識別

筆者の知る限り、要介護者の発生により家族の就業形態がどのように変化したか、という問題を直接的にあつかった先行研究はない。その理由として、利用できるデータの多くがある一時点の就業状態を調査したものであり、就業状態の変化を調査していないという、データ上の制約があげられる。

例外として『就業構造基本調査』(総務庁)では、介護を理由とした離職者の推計値を得ることができる。97年では、家族の介護・看護のために離職した者は10.1万人(うち男性1.1万人、女性9万人)と推計されており、これは全離職者の3%になる。しかし、この調査では、介護しながら就業を継続している者についての情報がないため、介護を理由とした離職者が介護者のなかでどれだけの割合を占めるかを知ることができない。介護者の情報を得るのに最も適していると考えら

れる『国民生活基礎調査』の情報と接合しようとしても、同調査では要介護者の発生の時期がとらえられていないので、『就業構造基本調査』の概念に適した介護者数を求めることができない<sup>7)</sup>。

本稿では、要介護者の発生前後での同居家族の就業の変化を見ることによって、上で論じた3つの影響を直接的に検討することにしたい。使用するデータは、先行研究で横断面データとして利用されてきた『国民生活基礎調査』であるが、調査票の設計の特質を利用して、就業状態の変化を識別することにより、先行研究では試みられなかった分析をおこなう。『国民生活基礎調査』では、世帯票において調査時点(6月)の個人の就業状態が調査され、所得票において前年の所得が調査されている。したがって、前年1年間のうちに就業したことがある者は所得票に稼働所得が記入されることになる。そこで、本稿を通して、前年の就業を、所得票における稼働所得の有無で識別することに<sup>8)</sup>。

そして、調査年に入って要介護者が発生した世帯をとれば、前年の就業状態は要介護者の発生前、調査時点での就業状態は要介護者の発生後のものとなる。大規模調査年においては、寝たきりになった期間が調査されているので、これに6ヵ月未満と回答した者については、寝たきり状態の発生が調査年に入ってからであると知ることができる。ただし、寝たきりとなる前に介護を要する状態になっていた可能性を排除できないところに問題点がある。これについては、92,95年の調査では、寝たきりとなった理由を、脳卒中、心臓病、骨折・転倒、リウマチ・関節炎、老衰、その他の6種類に分けて調査しており、急性の原因と考えられるものに限定することにより、寝たきりになる前に要介護状態になかった者を(完全にではないが)より正確に識別することが可能である。また、98年調査では、介護が必要となった理由について、9種類に分けて調査している。これらの情報を利用して、6ヵ月未満の寝たきり者がいて、その理由が急性と見なされ(脳卒中、心臓病、骨折・転倒)<sup>9)</sup>、同居世帯員が介護者である世帯を実験群、要介護者のいない2人以上世帯を対照群

とした<sup>10)</sup>。

以上のように、要介護者の発生を外生変数とするような注意を払っているが、以下のような理由で実験群と対照群の構成に選択バイアスがかかる可能性がある。まず、要介護者を寝たきりに限定せざるを得なかったことで、実験群が要介護者のいる世帯を適切に代表できないおそれがある。また、別居の世帯員が介護をする世帯と施設介護を選択した世帯がサンプルから除外されることも、同種の問題をもたらす<sup>11)</sup>。さらに、両群ともに前年に世帯員が同居していたかどうかは確かでないため、介護の必要性により同居を開始した世帯が多く存在したならば、実験群と対照群の世帯構造が異なってくる<sup>12)</sup>。同居の選択と介護場所の選択行動を考慮して、サンプル選択バイアスを修正することは今後の課題としたい。

### III 就業への影響

#### 1 就業変化の実態

表1は、本研究で使用した個票データにより、調査年に20歳以上の要介護でない世帯員で、III 2でおこなわれる回帰分析で用いる変数に欠損値のない者を対象として計算された非就業者選択効果と介護者離職効果、およびその基礎となる $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ を示したものである。表1の(A)欄では、 $\alpha$ は、前年就業者と前年非就業者とが介護者となる確率の比として求められる。 $\beta$ は前年就業

の介護者が今年非就業者となる確率、 $\gamma$ は前年非就業の介護者が今年就業者となる確率である<sup>13)</sup>。 $\alpha$ の推計値より、非就業者は就業者に比較して、1.7~3.0倍介護者となりやすいことがわかる。このため、かりに介護のための離職が生じないとしても、非就業者選択効果だけで、非介護者の就業率は非就業者のそれよりも12.7~27.1%ポイント低くなる。また、介護者離職効果は、92年が3.1%ポイント、95年は9.2%ポイント、98年は14.5%ポイント、介護者の就業率を低下させる効果をもっていることがわかる。

就業形態の変化には介護発生以外の要因も影響を与えるので、介護者に関する $\beta$ 、 $\gamma$ では、それらの要因が適切に制御されていない可能性がある。労働市場からの退出は景気循環と相関をもつことが知られているが、介護者離職効果が92、95、98年の順に高まっているのはそのことを反映しているかもしれない。そこで、分析対象の世帯員すべてに同じ影響を与える要因(景気循環はその代表例)を除去するように、非介護者の数値との差をとったものを $\beta$ 、 $\gamma$ としたときの推定値を表1の(B)欄に示している。この場合には、介護者離職効果は、10.3~13.7%ポイントの範囲にあり、(A)欄の推定値よりやや狭い範囲でほぼ同水準の数値が得られている<sup>14)</sup>。また、(A)欄で見られた上昇傾向も消えており、景気循環要因の排除にある程度成功しているとの解釈も可能であろう。

表1 世帯員の就業状態の変化

	(A)			(B)		
	1992年	1995年	1998年	1992年	1995年	1998年
$f_0$ (当初の就業率)	0.657	0.642	0.631	0.657	0.642	0.631
非就業者選択効果	-0.127	-0.271	-0.244	-0.127	-0.271	-0.244
介護者離職効果	-0.031	-0.092	-0.145	-0.109	-0.137	-0.103
$f$ (介護者の就業率)	0.499	0.279	0.242	0.421	0.234	0.284
$\alpha$	0.696	2.038	1.703	0.696	2.038	1.703
$\beta$	0.300	0.467	0.375	0.213	0.370	0.267
$\gamma$	0.273	0.129	0.000	0.008	0.000	0.000

出所) 『国民生活基礎調査』(平成4年,平成7年,平成10年)に基づく筆者による計算。

注) 計算方法については、本文を参照。

## 2 回帰分析

つぎに、介護者離職効果の中心的パラメータといえる介護者の離職確率 $\beta$ に与える影響をより細かく制御するために、実験群、対照群の前年就業者について、調査年の就業状態（就業を1、非就業を0とするダミー変数）を説明するprobitモデルによる回帰分析をおこなった。標本は、表1と同様に、20歳以上、要介護者でない者、回帰分析で用いる説明変数に欠損値のない者に限定する<sup>15)</sup>。また、推定は男女別におこなった。

説明変数のなかの、要介護者の発生については、「要介護者が発生・非介護者」が、上でのべた要介護者発生の識別方法で要介護者がいて、かつ介護者とならなかったときに1、それ以外に0となるダミー変数、「要介護者が発生・介護者」が、要介護者がいて、かつ介護者となったときに1、それ以外に0となるダミー変数である。その他の説明変数としては、年齢、年齢の自乗、年齢の三乗、配偶者の有無、同居世帯員に0歳の子がいる、同居世帯員に6歳未満の子がいて0歳の子がいない、同居世帯員に60歳以上の者がいる、健康意識（よくない・あまりよくないが1、ふつう・まあよい・よいが0）、仕事への影響の有無、自覚症状の有無、傷病の有無、対数稼働所得、他の世帯員の対数所得、対数金融資産、対数負債、世帯人員数を用いた。

推定結果は男性が表2、女性が表3にまとめられている。要介護者の発生に関するダミー変数の変量が少ない場合には、説明変数に含めることができなことがある。その場合には、介護者と非介護者を区別することなく、要介護者が発生するときに1、それ以外に0となるダミー変数「要介護者が発生」とした推定結果を報告している。女性については、92,95年について介護者となることが就業に負の影響を及ぼすことが統計的に有意に推定されている。限界効果で見ると、92年では就業確率を38.0%ポイント、95年では46.2%ポイント低下させることになる。一方、非介護者と男性介護者については、就業への影響は負値で推定されているが、統計的には有意ではない。以上のことから、女性が介護者となることは就業に

負の影響となるが、その他の世帯員への影響は確定的ではないといえる。

表2, 3に報告された要介護者の発生に関するダミー変数の係数は、II 3のモデルでの $\beta$ に相当している。すでにクロス集計表を用いて表1で計算された数値と、ここで得られた数値（女性について）は近い範囲に求められており、両者の推計手法の妥当性を示唆するものと考えられる<sup>16)</sup>。

## 3 代替的推定

八代他(1997)でおこなわれているように、すべての世帯員を対象にすると、介護を理由とした就業の影響を見ることが可能である。この場合には、就業状態の変化の情報を使用する必要がないために、調査時から6ヵ月以内に要介護者が発生した世帯に実験群を限定しなくてもよい。そこで、期間を問わず要介護者のいる世帯を実験群とした推定をおこなうことで、III 2のように実験群において必要な変量が得られないことを回避できる。この点で、III 2の推定よりもすぐれていると考えられる。しかし、前年の非就業者が含まれるために、対数稼働所得を説明変数から除外するか、別途推定する必要が生じる。表2,3では、対数稼働所得は有意な影響をもっていたので、この変数が観察されないことが、推定結果に影響する可能性が存在する。また、介護の影響の係数は $\beta$ だけではなく、(2)式第2項のような複数のパラメータの関数となっているので、この手法で適切な推定ができるかどうかは別途検証する必要があるだろう。

推定をおこなったところ、6ヵ月以内に要介護者が発生した世帯に実験群を限定した場合、介護者の就業への影響は95年の女性のみしか統計的に有意でなかったのに対し、期間を問わず要介護者のいる世帯を実験群とした場合には、92,98年の男性をのぞき、有意な影響が見られた。そこで、後者の推定結果を表4(男性)、表5(女性)に報告する。なお、対数稼働所得は説明変数から除外している。女性についてはすべての年で、男性については95年について、要介護者の発生は介護者の就業確率を低下させる効果をもつ。非介護者

表2 就業継続関数の推定結果(前年就業者に限定, 男性)

変数の説明	1992年	1995年	1998年
同居世帯員に要介護者が発生(=1)	-1.54 (3.72)		1.44 (2.31)
同居世帯員に要介護者が発生し, 介護者でない(=1)		-2.22 (4.47)	
介護者(=1)		-10.02 (10.01)	
年齢	1.40 (0.13)**	1.54 (0.17)**	2.61 (0.21)**
年齢の2乗	-0.03 (0.00)**	-0.03 (0.00)**	-0.05 (0.00)**
年齢の3乗/100	0.02 (0.00)**	0.02 (0.00)**	0.03 (0.00)**
有配偶(=1)	2.37 (0.46)**	1.65 (0.49)**	1.68 (0.51)**
同居世帯員に0歳の子がいる(=1)	0.20 (0.46)	0.61 (0.62)	0.22 (0.79)
同居世帯員に6歳未満の子がいて, 0歳の子がいない(=1)	0.09 (0.29)	0.40 (0.36)	-0.31 (0.48)
同居世帯員に60歳以上の者がいる(=1)	-0.58 (0.20)**	-1.13 (0.32)**	-2.05 (0.35)**
健康意識(よくない, あまりよくない=1)	-0.98 (0.34)**	-1.44 (0.52)**	-1.35 (0.52)**
仕事への影響(=1)	-0.73 (0.42)*	-0.62 (0.61)	0.72 (0.50)
傷病(=1)	-0.37 (0.20)*	-0.40 (0.28)	-0.60 (0.30)*
自覚症状(=1)	-0.02 (0.19)	0.12 (0.27)	0.61 (0.27)*
稼働所得の対数	1.08 (0.10)**	1.79 (0.14)**	1.86 (0.15)**
他の世帯員の所得の対数	0.08 (0.03)**	0.14 (0.05)**	0.12 (0.04)**
金融資産の対数	-0.06 (0.04)	-0.06 (0.05)	-0.11 (0.06)
負債の対数	0.05 (0.02)*	0.10 (0.03)**	0.10 (0.04)**
世帯人員数	0.11 (0.06)	0.11 (0.09)	0.35 (0.10)**
標本数	25,492	22,853	20,235
擬似R <sup>2</sup>	0.23	0.19	0.20

注) 数値は限界効果, 括弧内の数値は標準誤差で, いずれも%。

被説明変数は, 就業=1, 非就業=0の2値変数。

\*\*は1%水準で有意。

\*は5%水準で有意。

表3 就業継続関数の推定結果(前年就業者に限定, 女性)

変数の説明	1992年	1995年	1998年
同居世帯員に要介護者が発生(=1)			-5.17 (10.40)
同居世帯員に要介護者が発生し, 介護者でない(=1)	-8.07 (17.87)	-25.42 (16.45)	
介護者(=1)	-37.99 (21.21)*	-46.19 (19.80)*	
年齢	1.32 (0.55)*	1.53 (0.66)*	2.53 (0.64)**
年齢の2乗	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.04 (0.01)**
年齢の3乗/100	0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
有配偶(=1)	-9.40 (0.85)**	-10.92 (0.85)**	-9.92 (0.91)**
同居世帯員に0歳の子がいる(=1)	-19.19 (2.99)**	-20.34 (2.96)**	-16.83 (3.11)**
同居世帯員に6歳未満の子がいて, 0歳の子がいない(=1)	-4.15 (1.27)**	0.05 (1.20)	0.61 (1.28)
同居世帯員に60歳以上の者がいる(=1)	1.43 (0.77)	1.35 (0.80)	-0.05 (0.84)
健康意識(よくない, あまりよくない=1)	-1.25 (1.21)	-0.72 (1.22)	-2.73 (1.38)*
仕事への影響(=1)	-0.68 (1.74)	-0.26 (1.98)	-1.02 (1.98)
傷病(=1)	-1.99 (0.84)*	-1.90 (0.87)*	-0.19 (0.86)
自覚症状(=1)	2.03 (0.77)**	-0.35 (0.80)	2.06 (0.80)*
稼働所得の対数	8.33 (0.42)**	9.44 (0.43)**	9.45 (0.40)**
他の世帯員の所得の対数	-0.39 (0.23)	-0.35 (0.25)	-0.55 (0.26)*
金融資産の対数	0.01 (0.14)	0.04 (0.16)	-0.03 (0.16)
負債の対数	0.15 (0.09)	0.05 (0.10)	-0.01 (0.10)
世帯人員数	1.09 (0.29)**	1.19 (0.29)**	1.60 (0.30)**
標本数	14,914	13,112	12,267
擬似R <sup>2</sup>	0.11	0.12	0.10

注) 数値は限界効果, 括弧内の数値は標準誤差で, いずれも%。

被説明変数は, 就業=1, 非就業=0の2値変数。

\*\*は1%水準で有意。

\*は5%水準で有意。



表4 就業関数の代替的推定(男性)

変数の説明	1992年	1995年	1998年
同居世帯員に要介護者が発生し、介護者でない(=1)	1.89 (0.77)*	0.75 (1.13)	0.02 (1.44)
介護者(=1)	-3.06 (2.26)	-13.47 (4.36)**	-4.29 (3.04)
年齢	6.93 (0.21)**	8.19 (0.27)**	10.65 (0.30)**
年齢の2乗	-0.13 (0.00)**	-0.15 (0.01)**	-0.20 (0.01)**
年齢の3乗/100	0.07 (0.00)**	0.08 (0.00)**	0.11 (0.00)**
有配偶(=1)	10.59 (0.89)**	10.28 (0.92)**	11.78 (1.06)**
同居世帯員に0歳の子がいる(=1)	0.04 (0.95)	2.83 (1.06)*	1.38 (1.49)
同居世帯員に6歳未満の子がいて、0歳の子がいない(=1)	-0.46 (0.60)	0.04 (0.72)	-0.10 (0.93)
同居世帯員に60歳以上の者がいる(=1)	-2.99 (0.38)**	-3.77 (0.48)**	-4.89 (0.57)**
健康意識(よくない、あまりよくない=1)	-4.60 (0.66)**	-4.91 (0.80)**	-3.87 (0.77)**
仕事への影響(=1)	-1.62 (0.72)*	-2.31 (0.98)**	-0.91 (1.06)
傷病(=1)	-1.93 (0.36)**	-3.63 (0.48)**	-3.57 (0.51)**
自覚症状(=1)	-0.08 (0.34)	0.13 (0.43)	0.06 (0.49)
他の世帯員の所得の対数	-0.16 (0.06)**	-0.07 (0.09)	-0.11 (0.08)
金融資産の対数	0.29 (0.06)**	0.28 (0.08)**	0.43 (0.09)**
負債の対数	0.33 (0.04)**	0.39 (0.05)**	0.63 (0.06)**
世帯人員数	0.50 (0.12)**	0.48 (0.15)*	0.81 (0.17)**
標本数	32,417	29,417	26,957
擬似R <sup>2</sup>	0.39	0.35	0.35

注) 数値は限界効果、括弧内の数値は標準誤差で、いずれも%。

被説明変数は、就業=1、非就業=0の2値変数。

\*\*は1%水準で有意。

\*は5%水準で有意。

表5 就業関数の代替的推定(女性)

変数の説明	1992年	1995年	1998年
同居世帯員に要介護者が発生し、介護者でない(=1)	7.50 (3.00)*	-8.16 (3.13)*	1.54 (3.45)
介護者(=1)	-9.79 (2.40)**	-15.07 (2.31)**	-9.86 (2.58)**
年齢	-0.14 (0.85)	2.34 (0.67)**	3.87 (0.62)**
年齢の2乗	0.03 (0.02)	-0.02 (0.01)	-0.05 (0.01)**
年齢の3乗/100	-0.05 (0.01)**	-0.02 (0.01)**	0.00 (0.01)
有配偶(=1)	-20.52 (0.91)**	-21.37 (1.00)**	-20.75 (1.00)**
同居世帯員に0歳の子がいる(=1)	-31.30 (1.13)**	-28.15 (1.17)**	-27.33 (1.39)**
同居世帯員に6歳未満の子がいて、0歳の子がいない(=1)	-22.86 (0.84)**	-22.10 (0.85)**	-21.91 (0.95)**
同居世帯員に60歳以上の者がいる(=1)	3.98 (0.84)**	5.56 (0.83)**	5.67 (0.90)**
健康意識(よくない、あまりよくない=1)	-4.19 (1.06)**	-3.71 (1.11)**	-4.59 (1.09)**
仕事への影響(=1)	-1.88 (1.57)	-2.07 (1.82)	-3.02 (1.60)
傷病(=1)	-4.20 (0.75)**	-3.91 (0.76)**	-3.23 (0.81)**
自覚症状(=1)	1.91 (0.74)**	0.14 (0.73)	0.22 (0.79)
他の世帯員の所得の対数	-4.57 (0.28)**	-3.51 (0.26)**	-3.89 (0.27)**
金融資産の対数	0.93 (0.14)**	0.87 (0.15)**	0.98 (0.15)**
負債の対数	1.00 (0.09)**	0.88 (0.10)**	0.74 (0.10)**
世帯人員数	3.26 (0.28)**	3.10 (0.28)**	3.21 (0.30)**
標本数	35,748	32,330	29,468
擬似R <sup>2</sup>	0.15	0.15	0.16

注) 数値は限界効果、括弧内の数値は標準誤差で、いずれも%。

被説明変数は、就業=1、非就業=0の2値変数。

\*\*は1%水準で有意。

\*は5%水準で有意。

の就業は、92年で正に有意、95年の女性で負に有意、それ以外では有意でない、と確定的な結果になっていない。統計的に有意な介護者への影響を男女について合計すると、92年で6.6%ポイント、95年で14.6%ポイント、98年で8.4%ポイントの就業確率の低下となっており、III 1の推定値と近い範囲に求められている。

#### 4 まとめ

介護による離職の発生の推定結果は、対象年や定式化の違いによって違っている。要介護者の発生する世帯数が少数なことが、推定値の幅が生じた主たる原因であると考えられる。結果の頑健性を見るため、IIIではいくつかの接近方法でこの問題を考察したが、その結果をまとめてみよう。表1(A)、(B)、表4と5において、9つの推定値が0.03から0.15の範囲に得られており、中央値は0.1である。また、推定値の半数は0.08から0.14の範囲におさまっている。中間値を代表的推定値とすると、要介護者1名につき、0.1名の離職が発生するといえる。このことを裏返すと、公的介護保険の導入により、在宅要介護者数の1割の新規労働者が創出されると推定される。

本稿の結果を先行研究と比較してみよう。本稿の推定値をもとにすると、かりに現在要介護者のいる世帯の就業が要介護者のいない世帯と同等になったとしたら、約10万人の新規雇用が創出されることになる。大守他(1998)は、新ゴールドプランによる新規労働者創出を22.1万人と推定しているが、介護保険の効果は措置制度のもとでの新ゴールドプランのそれよりも大きいとされる。したがって、本稿の推定値は大守他(1998)のそれよりも小さくなっている。その乖離の主たる原因は、IIで説明したように大守他(1998)の推定が過大となる理由によるものと考えられる。一方、本稿の表4と類似した推定手法をとった八代他(1998)では、要介護高齢者の存在が女性家族の就業率を9.9%ポイント低下させると推定しているが、この数値は本稿の推定結果に近いものと解釈される。

大日(1997)による推定値(新ゴールドプラン

により約20万人の新規労働者創出)は、大守他(1998)のそれに近く、本稿よりも大きな効果となっているが、IIでのべた過大推定の議論は、大日(1997)には当てはまらない。したがって、就業促進効果については、本稿の推定値と大日(1997)の推定値の幅が存在するといえる。両者の推定手法には一長一短がある。大日(1997)では居住地域ごとの介護サービス供給水準の違いを考慮しているため、本稿の推定でも、要介護者の発生が就業に与える影響が居住地域の介護サービス供給水準によって異なることを考慮に入れることが望ましいだろう。一方、居住地域での介護サービスが充実していれば就業者でも介護者になりやすいという傾向があれば、介護者の選択過程を考慮していない大日(1997)は就業促進効果を過大推定する可能性がある。また、居住地の市町村コードが得られないため、都道府県でのサービス供給水準を説明変数としたことが変数の測定誤差の問題を生じさせているかもしれない。現時点では、両推計の優越に決着はつけられず、今後の研究にさらなる改善をゆだねたい。

## IV 介護者選択の経済的要因と制度的要因

### 1 分析の枠組み

IIでは、介護者而非介護者の就業率格差の理解には、非就業者選択効果が重要であることを指摘した。IVでは、同居世帯員が主たる介護者となる場合に、どのような理由で介護者が選ばれるかを考察する。介護者選択の理由としては、

- (1) 性別要因 「女性だから」
- (2) 血縁要因 「配偶者または実子だから」
- (3) 所得要因 「機会費用が一番低いから」
- (4) 能力要因 「介護が得意だから」

の4種類をあげることができる。(1)と(2)は制度的要因で、(3)と(4)は経済的要因と考えられる。どの要因で介護者が選択されたかを調査する最も直接的な手法は、アンケート調査でその理由をたずねることである。しかし、「機会所得の損失が最も低い」という質問項目がないと、経済的要因による選択が示されないという限界点が

ある。ここでは、アンケート調査による研究を補完する意味で、『国民生活基礎調査』を用いて、介護者選択における経済的要因と制度的要因の影響を考察する。

4要因のうち、(1)、(2)は『国民生活基礎調査』で該当する情報が得られる。(3)については、所得票の稼働所得をもって、介護に従事することの機会費用の代理変数とする。介護者の候補者のなかで、稼働所得が最も低い者を「最低所得者」とした。(4)については、適当な情報を得ることが困難であるので、候補者の能力は同等であると仮定する。調査票で利用できる能力要因としては、個人の健康状態に関する情報が考えられる。ただし、健康が良好な者ほど介護に適しているのか、介護以外の活動に適しているのかは定かではない。また、健康状態は調査年での状態であり、本来は介護者選択の理由としては、前年の情報をとりたい。前年の情報となり得る項目としては通院期間があるが、残念ながら95、98年しか調査されていない。

なお、女性が介護者となることを経済的要因と制度的要因に区別する試みには、いくつかの困難がある。第1に、最低所得者の多くが女性であるため、多くの事例について両要因の区別ができない。第2に、制度的要因によって男女間の賃金格差が生じている場合には、最低所得者であることが制度的要因の影響である可能性があり、最低所得者が介護者になることをもって経済合理的とする考え方には問題が生じる。すなわち、制度的要因であるものを経済的要因と誤認してしまう<sup>17)</sup>。第3に、介護の能力に統計的な性別格差が存在し、かりに女性の能力が高いとすれば、能力に関する情報を欠いている本稿の分析は、経済的要因を過小評価することになる。

上記の問題点についてさらに議論を深め、真の制度的要因の範囲を確定していくことは重要な課題であるが、本稿の考察範囲を超えるものである。本稿では、かりに上にのべた形で要因分解を試みたとすると、どのように現状の介護者選択の行動が説明できるのかについての情報を提供し、読者には要因の定義自体に問題点があることに十分に

留意して結果を解釈すべきことに注意を促したい。

## 2 介護者選択のパターン

最初の分析では、介護者選択の状況を簡明にするために、子供夫婦と同居する老親が要介護者となり、介護者の選択が配偶者、子、子の配偶者の3つとなる世帯を対象を限定する。また、老親の親は同居していない、子供夫婦の子供は未婚である、という条件を満たすものとした。施設での介護、訪問介護、別居の親族か上記の3種以外の世帯員が介護している世帯は除外した。要介護者のいる世帯をできるだけ多数とるために、『国民生活基礎調査』の92、95、98年のデータをプールしている。名目変数は、1995年基準の消費者物価指数で実質化した。

さらに、以下の3種類の標本を作成して、それぞれについて分析をおこなった。

サンプル1：6ヵ月未満の寝たきりで、その原因が急性である者がいる世帯<sup>18)</sup>

サンプル2：要介護者がいる世帯

サンプル3：サンプル2で、かつ共働き世帯（子夫婦の所得がいずれも200万円以上）

以下ではとくに説明のない場合は、標本数の最も多いサンプル2の結果をとりあげている。

また、老親が有配偶かどうかで、介護者の選択の様相は異なってくるので、世帯A（老親は単身）、世帯B（老親は有配偶）の2つに類型化した。

2類型別に、介護者の属性が性別要因、血縁要因、所得要因に当てはまるかどうかで場合分けをし、サンプル2の発生件数順にならべたものが、表6である<sup>19)</sup>。まずこの表から読み取れることは、最低所得者である女性が配偶者の親を介護する事例がもっとも多いことである。このことは血縁要因が性別要因または所得要因のどちらかに優越されているものと解釈できる。第2、3位の事例ではどの要因が優越しているかを識別することはできない。一方、最低所得者でない男性である子が老親を介護する事例が第4位であり、性別要因、所得要因よりも血縁要因が優先しているという、第1位の事例とは逆の関係が出ている。また第5

表6 介護者選択のパターン

性別要因	血縁要因	所得要因	サンプル1	サンプル2	サンプル3
○	×	○	17	405	38
○	○	○	7	150	37
○	○	○	4	99	14
×	○	×	4	44	8
○	×	×	1	43	15
×	○	○	1	26	2
○	○	×		17	4
○	○	×	2	14	3
×	○	×		12	1
×	○	○	1	11	1
×	×	○		1	1
×	×	×			

注) 計算方法については、本文を参照。  
 サンプル2での出現度数で順位づけた。

位は、性別要因が血縁要因、所得要因を優越している。そして共稼ぎ世帯に限定したサンプル4では、このパターンは第3位に浮上することも興味深い。第1位と第5位の事例を見ると、性別要因の優越がうかがえる。所得要因が性別要因、血縁要因をともに優越する事例はわずか1例であった。

3 質的選択モデルによる推定

IV 2の分析を補完するために、McFadden (1974) の質的選択モデルに基づく条件付き logit モデルを用いて、介護者の選択に対する各要因の影響を考察する。世帯員  $i$  が介護者となった場合の世帯の効用  $U$  を

$$U_i = bx_i + \epsilon_i \quad (3)$$

と表す。ここで  $x$  は世帯員  $i$  に依存する属性ベクトル、 $\epsilon$  は攪乱項である。(3) 式による効用が最も高くなる世帯員が介護者に選択されと考える。各選択肢の効用に付加される攪乱項が独立 Weibull 分布にしたがうときに、世帯員  $i$  が介護者になる確率は、

$$\Pr(y_i = 1) = \frac{e^{bx_i}}{\sum_j e^{bx_j}} \quad (4)$$

となり、この効用最大化問題は、条件つき logit モデルとして表現される。

推定に際しては、 $x$  としては、性別要因 (女性を1とするダミー変数)、血縁要因 (配偶者を1

とするダミー変数と子を1とするダミー変数)、所得要因 (最低所得者を1とするダミー変数) を説明変数に含めた。基準ケースは、最低所得でない子の配偶者である男性である。その他の個人属性として、年齢、年齢の自乗を説明変数に加えた。

条件付き logit モデルは、世帯員のなかから1人を選ぶという問題を表現することに使用できるので、介護者候補の構成をそろえる必要はなく、ここではIV 1の冒頭にある、「介護者の選択が配偶者、子、子の配偶者の3つとなる世帯に限定する」作業と、「配偶者、子、子の配偶者以外の同居世帯員が介護者となる世帯を排除する」作業をおこなわない標本を用いる (それ以外の作業はおこなわれている)。

推定結果は、表7に報告されている。性別要因はいずれのサンプルでも有意であり、女性であることが介護者になりやすいといえる。血縁要因は、要介護者の配偶者ダミーがサンプル2で有意である他はいずれも有意ではなく、全体的に有意な影響をもつとはいえない。所得要因はサンプル2を除いては、有意な係数は得られなかった。サンプル2では、介護期間が長期にわたる標本が含まれており、前年の所得がかならずしも要介護者の発生前の状態をとらえていない可能性が考えられる。以上をまとめると、やはり女性であることが介護者となる理由としてもっとも強いものであること、機会費用によって介護者を選択するという行動は

表7 介護者選択の条件付き logit モデルの推定結果

	サンプル 1	サンプル 2	サンプル 3
女性 (=1)	5.61 (4.38)*	10.72 (1.99)**	10.35 (4.70)**
要介護者の配偶者	1.20 (2.30)	4.11 (2.03)**	4.89 (8.92)
要介護者の子	1.68 (1.24)	1.45 (0.28)	1.47 (0.68)
最低所得者 (-1)	1.19 (0.88)	1.83 (0.36)**	1.21 (1.35)
年齢	1.32 (0.26)	1.45 (0.06)**	1.49 (0.20)**
年齢の2乗	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)**	1.00 (0.00)*
標本数	94	2,096	291
擬似 R <sup>2</sup>	0.37	0.58	0.57

注) 数値はオッズ比, 括弧内の数値は標準誤差。

被説明変数は, 介護者=1, 非介護者=0 の2値変数。

\*\* は1%水準で有意。

\* は5%水準で有意。

弱いと結論づけられる。

#### 4 介護保険への含意

介護者の多くは女性である事実から, ただちに介護が女性に押し付けられていると結論づけることはできない。しかし, 女性の稼働所得が低いので介護者となることには経済合理的な理由があるのではないかと推論は上にのべた結果から否定される。また, IIでは非就業者が介護者に選ばれやすいことが示されたが, その原因としては経済的要因ではなく, 制度的要因が重要であることになる(ただし, 正確には, 本稿では十分に考慮されていない能力要因が決定的ではない限りにおいて, という留保がつく)。

IVの分析は, 家族介護が選択されたあとの介護者の選択を対象としているので, 施設介護, 訪問介護, 家族介護の選択が経済合理的であるかどうかを議論しているものではない。しかし, 家族介護の機会費用が経済合理的でない要因で決定されているとすれば, 介護場所と介護者の選択を経済合理性に基づくモデルだけで割り切ることは適当でないだろう。

介護保険において, 家族介護への現金給付の是非が一つの争点となり, 現金給付が女性に介護を

押し付ける現状を固定化することになるというのが, 反対論の根拠であった。一方, 肯定論は, 介護場所・介護者の選択に経済合理性が存在することを前提として, 家族介護と訪問介護の間に給付格差を設けず, 両者の選択に歪みを生じさせないことが必要であると考えていると解釈できるであろう。本稿の実証結果は, 肯定論の理論的基礎を支持しない。

ただし, 反対論が妥当かどうかは, さらに世帯の行動原理を解明する必要がある。かりに, どのような機会費用であっても介護者は女性, という行動原理であったならば, 現金給付の有無によって介護者選択は影響を受けない。しかし, 女性の機会費用が本来の値以下に評価されるような形で世帯の意思決定がおこなわれるものであるならば, 家族介護と訪問介護の誘因を攪乱することも正当化される可能性がある。どちらが妥当するかは, 本稿の分析だけでは判断できず, 今後の研究課題といえる。

#### V 結 論

本稿の主要な結論は, 以下のようにまとめられる。

(1) かりに公的介護保険の導入により、介護者の労働市場への参入障壁が解消したとしても、非介護者と同水準の就業率に達すると考えることはできない。介護保険による労働創出効果の測定のためには、介護者の選択過程と離職過程の双方を考慮した分析枠組みとデータが必要である。

(2) 『国民生活基礎調査』の調査票の設計上の特徴を利用して、個人の就業変化の動向を識別する手法を開発し、要介護者の発生が同居の就業者に与える影響を推定したところ、女性が介護者となることは就業へ負の影響をもつが、介護者とならない世帯員と男性の介護者への影響は確定的ではないという結果が得られた。

(3) 点推定で、要介護者1名の発生につき、介護者の0.1名が就業を断念する。このことを裏返すと、公的介護保険の導入により、在宅要介護者数の1割の新規労働者が創出されると推定される。

(4) 介護者となった女性の多くは最低所得者でもあり、介護者選択における性別要因(女性だから)と経済的要因(機会費用が低いから)を区別することはけっして容易ではない。しかし、本稿では、(1)介護者の選択肢が同質的である世帯に限定し、介護者選択パターンを順位づけし、各要因の影響を考察する分析と、(2)介護者選択に関する世帯の効用最大化モデルを推定する分析をおこない、性別要因が介護者選択に大きな影響をもつという結果を得た。さらに、介護者となることの機会費用が小さいと思われる最低所得者が介護者として選ばれやすいという傾向は、(2)の分析では否定されるという結果が得られた。また、子の配偶者(嫁)が介護者となる事例が多いことが示唆する通り、血縁要因も有意ではなかった。

本稿の分析結果は、介護の社会化による介護者の就業促進の効果、家族介護に対する現金給付の効果の評価するための有益な情報を与えるものである。最後に、今後へのこされた課題を4点指摘しておきたい。

(1) 介護者選択の理由と就業形態の変化をとらえるためには、調査年から半年以内の要介護者

の発生という、非常に稀な事例を実験群とせざるを得ず、大標本を誇る『国民生活基礎調査』を用いても、その集計数は小さくなった。この点が、本稿の推定結果の精度に影響を与えている可能性は否定できない。本稿では複数の手法を用いることによって、頑健な結果を得ようとしたが、介護保険の導入以降は、介護保険サービス利用者からの標本抽出によって、要介護者をとりまく環境をより正確な精度で測定することが可能になってくると思われる。あらたなデータによる研究は、今後の重要な課題となるだろう。

(2) 本稿での分析対象は同居家族のなかでの介護者選択であったが、介護の形態を選択する問題として、家族介護、訪問介護、施設介護の選択における経済的要因と制度的要因の関係を考察することも課題としてのこされている。

(3) 介護リスクと世帯員の就業をめぐるこれまでの議論は、家族の経済学に立脚して、要介護者の発生にともなう家族間の賦存時間の再配分としてとらえられてきた。しかし、本稿の分析が示唆するように、介護者の選択において制度的要因が経済的要因よりも優越するとすれば、経済合理的な世帯行動を前提とした介護の経済分析全体に大きな影響を与えるものと考えられる。制度的要因も考慮にいった理論的な分析が進展することも望まれる。

(4) 女性が介護者となることを経済的要因と制度的要因に識別しようとする試みには、多くの困難がともなう。本稿の識別手法の限界点を理解した上で、上にのべた結果を注意深く解釈する必要がある。経済的要因と制度的要因の識別方法を改善していくことも今後の重要な課題である。

## 付記

本稿は、1999年度厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業「家族形成の構造変化と社会保障の家計行動への影響に関する研究」での筆者の研究成果をもとにした、第38回計量経済学会議(2000年7月13~15日、ラフォーレ琵琶湖)報告論文を加筆修正したものである。『国民生活基礎調査』の個票を用いた分析は、上記研究事業

における目的外使用(総務庁告示第51号, 2000年3月17日)によって, 筆者が再集計したものである。本稿作成の過程で, 大日康史, 大竹文雄, 小椋正立, 駒村康平, 滋野由紀子, 永瀬伸子, 中西悟志, 西村周三, 福重元嗣, 山内太, 山田直志氏から有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。

## 注

- 1) 本稿脱稿時点で, 98年調査の報告書のすべてが刊行されていなかったため, 報告書からの引用は95年の数値に基づいている。
  - 2) 労働力人口の動向と就業促進政策についての議論は, 岩本(1998)を参照。
  - 3) 現金給付に反対する別の理由として, 国枝(1999)は, 政策当局が虚偽の要介護認定を完全に排除することができない場合には, 現金給付が不正受給を生み出してしまうことを指摘している。
  - 4) 正確には, 大守他(1998)では, 在宅要介護者ではなく, 在宅介護サービスの利用者数を乗じる。介護保険創設前には, この区別はさほど重視されていなかった。しかし, 介護保険によるサービス利用者が施行前の見通しを大きく下回ったことから, サービスを利用しない世帯の存在が注目されている。本稿では, サービスを利用する機会があるのにそれを選択しない世帯の状況は, 要介護者のいない世帯に近いと考えて, 在宅要介護者数を乗じるという解釈をとる。しかし, 介護保険創設前になされた先行研究との比較では, この区別はとくに重要ではない。
  - 5) 『国民生活基礎調査』の世帯票・健康票は, 6月第1木曜日現在の状況を調査しているため, 最終週の状況を調査している『労働力調査』は前月のものと接合させるのが, 時間的隔たりが一番小さい。
  - 6) 過大推定となるもう一つの要因として, 三世帯世帯での高齢者の健康状態が女性の就業率に与える影響が制御されていない可能性がある。三世帯世帯では, 祖父母が幼児の世話をすることにより, 母親の就業率が高くなることから, 多くの研究で確認されている(例えば, 樋口・早見(1984), Nagase(1997), 高山・有田(1992), Yoshikawa and Ohtake(1989))。
- 一方, 高齢者の健康状態を制御した八代他(1997)では, 92年の『国民生活基礎調査』の個票を用いて, 60歳未満の既婚女性の就業率が世帯に女性高齢者がいる場合に2.8%ポイント上昇するが, 要介護者がいる場合には9.9%ポイント低下するという結果を得ている。前田(1998)は, 1991年に日本労働研究機構によって実施された

- 『職業と家庭生活に関する全国調査』の個票を用いて, 75歳までの親と同居することは就業に対して促進的であるが, それ以上の年齢の親と同居することは就業に負の影響をもつという結果を得ている。高齢者の健康状態の情報は直接には得られないが, 親の介護の必要性が理由であると推測している。このように, 要介護者のいない世帯と要介護者のいる世帯での女性の就業率格差には, 介護の必要性和祖父母の育児担当の効果が含まれていると考えられる。公的介護保険によって除去される要因は, 前者のみである。
- 7) 98年調査ではじめて介護の期間が調査されているので, 集計報告書が刊行されれば, 両調査を接合できる可能性がある。なお, 本稿で使用したデータにはウエイトが含まれていないので, 実数の推計をおこなうことは不可能であった。
  - 8) Fukui and Iwamoto(2000)は, 同じ手法を用いて, 健康状態の悪化が就業に影響を与える影響を分析している。
  - 9) 98年調査は寝たきりの理由が得られず, 要介護となった理由を用いた。
  - 10) 介護者が同居していることから実験群は2人以上の世帯となるので, 対照群でも単身者世帯を除外した。
  - 11) 永瀬(2000)は, 1992年の『就業構造基本調査』の個票を用い, 45~64歳の女性を対象に, 要介護者との同居決定が就業を抑制する効果をもつことを報告している。また, 介護場所の選択を考察した研究に, 大日(1999)がある。
  - 12) 要介護者の発生が同居の確率を高めることが, 高山・有田(1996), 八代他(1997), 舟岡・鮎沢(2000), 岩本・福井(2000)等で報告されている。ただし, 舟岡・鮎沢(2000), 岩本・福井(2000)では要介護者が有配偶である場合には有意な影響はないとしている。
  - 13) これらの数値を計算する前提となるクロス集計表は, 筆者のホームページ(<http://www.kier.kyoto-u.ac.jp/~iwamoto>)に掲載されている。
  - 14) なお, 介護者と非介護者の数値の差をとった場合に $\gamma$ が負値になることがあるが, 負値は意味がとりにくいので, ゼロで置換した。
  - 15) 自営業世帯では雇用者に比較して, 就業と介護を両立させやすいと考えられる(例えば, 八代他(1997))ので, 世帯員に自営業主, 家族従業者がいる世帯を除外した標本による推定もおこなったが, 推定値は大きくは違わなかった。
  - 16) 以上の推定は, 個人単位での就業への影響を見たものである。一方で, 世帯の有業人員が要介護者の発生によってどのように変化するのにも興味をもたれる。例えば95年では, 要介護者が発生した世帯での前年の1世帯当たり有業業者数は男性が0.205人(非介護者), 0.477人(介



護者), 女性が0.114人(介護者), 0.273人(非介護者)であった。これに表3で得られた就業率の低下の推定値を乗じると, 有業者数の低下は0.207人と計算される。なお, 統計的に有意な結果が得られている女性だけに限定すると, 有業者数の低下は0.155人と推定される。そして, 要介護者の就業率が0.071%ポイント低下するので, 要介護者を含む有業人員数の低下は0.226人と計算される。

- 17) わが国の男女間賃金格差は先進諸国に比較して大きい, 学歴, 勤続年数, 職種等の違いによって説明される部分も大きい。しかし, これらの要因を除去した上でもなお説明できない男女間賃金格差はこのころ。男女間賃金格差については大沢(1988), 樋口(1991)等を参照。
- 18) 98年調査では, 寝たきりでなく介護が必要となった原因しか調査されていないため, やむなくその情報を代用した。
- 19) 表6の基礎となるクロス集計表は, 筆者のホームページに掲載されている。

#### 参考文献

- 舟岡史雄・鮎沢光明(2000)「高齢者の同居の決定要因の分析: 家族の生活状況と保障機能」, 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』, 東京大学出版会。
- 樋口美雄(1991)『日本経済と就業行動』, 東洋経済新報社。
- 樋口美雄・早見均(1984)「女子労働供給の日米比較」, 『三田商学研究』, Vol. 27, No. 5。
- 岩本康志(1998)「2020年の労働力人口」, 『経済研究』, Vol. 49, No. 2。
- 岩本康志・福井唯嗣(2000)「同居選択における所得の影響」, 京都大学経済研究所ディスカッション・ペーパー, No. 0004。
- 木村陽子(1998)「介護費用の推計とその経済効果」, 八田達夫・八代尚宏編『社会保険改革: 年金, 介護・医療・雇用保険の再設計』, 日本経済新聞社。
- 国枝茂樹(1999)「介護保険の現金給付について」, 『医療・介護・年金の各システムが経済活動に与

える影響に関する調査研究報告書』, 医療経済研究機構。

- 前田信彦(1998)「家族のライフサイクルと女性の就業: 同居親の有無とその年齢効果」, 『日本労働研究雑誌』, No. 459。
- 永瀬伸子(2000)「家族ケア・女性の就業と公的介護保険」, 『季刊社会保障研究』, Vol. 36, No. 2。
- 大日康史(1997)「新ゴールドプランによる労働供給創出効果に関する研究」, 『医療と社会』, Vol. 7, No. 2。
- (1999)「介護場所の選択と介護者の就業選択」, 『医療と社会』, Vol. 9, No. 1。
- 大守隆・田坂治・宇野裕・一瀬智弘(1998)『介護の経済学』, 東洋経済新報社。
- 大沢真知子(1988)「男女間賃金格差の要因とその変遷: 女性の社会進出がなぜ賃金格差を縮小しないのか」, 『三田商学研究』, Vol. 31, No. 1。
- 高山憲之・有田富美子(1992)「共稼ぎ世帯の家計実態と妻の就業選択」, 『日本経済研究』, No. 22。
- (1996)『貯蓄と資産形成: 家計資産のマクロデータ分析』, 岩波書店。
- 八代尚宏他(1997)「高齢化の経済分析」, 『経済分析』, No. 151。

Fukui, T. and Y. Iwamoto (2000), "An Estimation of Income Losses due to Health Shocks," mimeo.

McFadden, D. (1974) "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior," in Paul Zarembka ed., *Frontiers in Econometrics*, New York: Academic Press.

Nagase, N. (1997) "Wage Differentials and Labor Supply of Married Women in Japan: Part-Time and Informal Sector Work Opportunities," *Japanese Economic Review*, Vol. 48, No. 1.

Yoshikawa, H. and F. Ohtake (1989), "An Analysis of Female Labor Supply, Housing Demand and the Saving Rate in Japan," *European Economic Review*, Vol. 33, No. 5.

(いわもと・やすし 京都大学経済研究所助教授)

## 介護保険の市場分析

大 日 康 史

### I はじめに

介護保険が導入されてから間がないにもかかわらず、お手伝いのようなサービスを求める利用者が見られる一方、利用者の選択を事実上せばめてしまう供給者の行動とそれに対する苦情が問題として取り上げられるようになった。このように、どの程度の自己負担でどの程度のサービスを受けるかについての不安は、介護保険の導入からまだ十分な期間が経っていないだけに依然大きい。本稿では、介護保険導入後の状況についての統計調査には時間がかかるので、介護保険導入直前の時期の情報に基づきながら、Conjoint Analysisを用いてその需要予測を行う。需要予測は需要曲線の導出もさることながら、供給側の情報と合わせて最適な価格設定、また、設定された介護報酬における厚生評価、あるいは超過需要の評価に不可欠な基本的な情報である。

しかし、まだそれほど顕在化してない市場における需要動向の調査は、必然的に仮想的な意識調査にならざるを得ない。これらは、主にマーケティングの分野での手法が用いられる。介護需要に関してもいくつかの調査が行われている(阿部1996, pp. 60-79)が、このような手法は単に仮想的な価格における需要を調査しているに過ぎず、それがいかなる要因によって決定されるかについての考察は一切なされていない。その意味で調査結果を日本あるいは地域経済全体に拡大して考えることは非常に危険である。他方、経済学的な視点からの福祉サービス需要に関する研究は多くは

ないが、(大日 1997, pp. 71-88) (大日 1999 a) が例外的な研究である。(大日 1997, pp. 71-88) は国民生活基礎調査基本調査('86, '89, '92)の個票に基づいて在宅における要介護者の介護者を親族が行うか、ホームヘルパーが行うかという分析を通じて、そのホームヘルパーの利用は通常の財・サービスと同じ意味での需要要因に基づいており、行政による福祉サービスの割り当てとしてのホームヘルパーではないことを明らかにした。また、マージナル効果でその影響を測ると、所得水準が1%上がると0.03~1.4%ホームヘルパーの利用率は高まる。また、公的介護保険がこうしたホームヘルパーもカバーすると仮定し、その内容が自己負担1割のケースではホームヘルパー需要が2.8~1.2倍に、自己負担5割のケースでも1.95~1.14倍ホームヘルパーの需要が増加することを明らかにしている。

他方、(大日 1999 a) は財団法人日本中小企業福祉事業財団(通称:日本フルハップ)が1997年2月に加盟企業経営者に対して実施した介護需要に関する調査と、厚生省大臣官房政策課調査室主宰の社会保障の経済分析研究会(代表:跡田直澄大阪大学教授)によって1996年9月に実施された「高齢者福祉サービスに関する実態調査」によって明らかにされた公的老人福祉サービスの実態とを併せるような形で、民間福祉サービス需要の構造並びに公的サービスとの代替性を分析している。その結果、民間福祉サービス需要は所得あるいは資産に強い影響を受け、特に所得弾力性は15%を上回る場合もあることを確認している。また、公的福祉サービスの代替性は見いだせていな

い。(大日 1999 a)では、仮想的な設問に対する Willingness to Pay を用いて需要曲線を導出している。その意味で本稿の目的意識と非常に近い。他方で、(大日 1999 a)は中小企業経営者の世帯に限定されていること、また必ずしも65歳以上の同居者あるいは親族がいるわけではないこと、Willingness to Pay は必ずしも適切な質問方法ではないといった問題を含んでいる。

本稿では、こうした調査、研究の流れをふまえて、アンケートを実施し、分析を行う。まず、アンケートは特定地域の65歳以上全世帯に調査を行う。また、仮想的な質問法としては Willingness to Pay より適切な手法である Conjoint Analysis を用いる。その上で、介護需要がいかなる要因によって決まっているのかを経済学的に考察する。

本稿は以下のように構成されている。IIでは用いるアンケートのデータについてまとめられている。IIIでは推定モデルが Conjoint Analysis を中心に示されている。推定結果はIVでまとめられ、供給側の情報も用いた市場均衡分析がVで行われる。最後に今後の研究について触れられる。

## II データ

本稿で用いるデータは1999年7月に実施した「公的介護保険に関する住民意識・実態把握のためのアンケート調査」で、特定地域の65才以上全世帯に対して郵送法でおこなった調査である。アンケート用紙は2833枚郵送され、そのうち481枚の有効回答を得ている。有効回答率は約17%である。

同調査では、家族構成、同居世帯員の就業状況、所得、資産、公的・民間の高齢者福祉サービスの利用状況、ADL、公的介護保険の認知の程度に加えて仮想的な状況(単位あたり価格、時間)における高齢者福祉サービス利用希望の有無を尋ねている。

要支援あるいは要介護度は、ADLが次のような状況が満たされた場合に分類している<sup>1)</sup>。

### 要支援者

- ・立ち上がる動作が、何かにつかまればできる
- ・歩行が、何かの支えがあればできる

### 要介護度1

- ・排泄行為(排便・排尿)について、一部介助を要する
- ・入浴(浴槽の出入りや体を洗う)について、一部介助を要する

### 要介護度2

- ・要介護度1の基準を満たしている
- ・立ち上がる動作ができない
- ・歩行ができない

に加えて、

- ・排泄行為(排便・排尿)について一部介助を要する、もしくは介助を要する

または、

- ・入浴(浴槽の出入りや体を洗う)について一部介助を要する、もしくは介助を要する

### 要介護度3

- ・要介護度2の基準を満たしている
- ・排泄行為(排便・排尿)について、介助を要する
- ・入浴(浴槽の出入りや体を洗う)について、介助を要する

### 要介護度4

- ・要介護度3の基準を満たしており、次のような状況が少なくとも一つが成り立っている
- ・直前の行為を思い出せない
- ・まわりのことに関心がない
- ・毎日の日課をきちんと理解できない
- ・生年月日、年齢や自分の名前を答えることができない
- ・火の始末や火元の管理ができない
- ・大声を出すことがある
- ・一人で外へ出たり目が離せないことがある

### 要介護度5

- ・要介護度4の基準を満たしている
- ・他者への意思の伝達や介護者への指示がまったくできない
- ・食事の摂取について一部介助を要する、もしくは介助を要する

表1 記述統計量

全標本	平均	標準偏差	最小値	最大値
要支援者	.1117479	.3152819	0	1
要介護度 1	.0386819	.1929741	0	1
要介護度 2	0	0	0	0
要介護度 3	.025788	.1586159	0	1
要介護度 4	.012894	.1128981	0	1
要介護度 5	.0143266	.1189187	0	1
所得	700.3223	597.4891	0	4400
資産	3985.591	4017.523	0	12500
要介護者数	.1862464	.4281822	0	3
無業者ダミー	.3137536	.4643503	0	1
高齢者年齢	85.08889	8.357964	65	98
公的ホームヘルパー	.0075529	.0866439	0	1
公的給食サービス	.0089955	.0944879	0	1
公的看護訪問	.023988	.1531265	0	1
民間介護サービス	.0088106	.0935189	0	1
民間家事サービス	.0014837	.0385186	0	1
民間給食サービス	.0118694	.1083789	0	1

要支援者以上標本	平均	標準偏差	最小値	最大値
要支援者	.5492957	.2475699	1	1
要介護度 1	.1901408	.3938012	0	1
要介護度 2	0	0	0	0
要介護度 3	.1267606	.3338823	0	1
要介護度 4	.0633803	.2445082	0	1
要介護度 5	.0704225	.2567635	0	1
所得	666.7254	665.0049	0	4400
資産	3766.604	4118.516	0	12500
要介護者数	.5070423	.5017201	0	1
無業者ダミー	.6338028	.5770907	0	2
高齢者年齢	85.90909	7.526468	71	98
公的ホームヘルパー	.0155039	.1240272	0	1
公的給食サービス	.0294118	.1695823	0	1
公的看護訪問	.0882353	.2846854	0	1
民間介護サービス	.0359712	.1868919	0	1
民間家事サービス	0	0	0	0
民間給食サービス	.0583942	.2353478	0	1

注) 要介護状態の分布は標本における記述統計量, その他の変数は要介護状態の分布が母集団での分布に等しくなるように抽出率を調整した補正後の記述統計量である。

表1には以下の分析に用いる記述統計量がまとめられている。上段には健康な高齢者を含めた全標本における記述統計量を, また, 下段には上の基準で要支援者あるいは要介護者と分類された標本のみにおける記述統計量がまとめられている。

以下の分析でも, この2種類の標本を用いる。

以下の分析で重要となる Conjoint Analysis に関する情報は, 次のような想定での利用希望を尋ねている。

#### 介護サービス

- ・週1回2時間ずつ週あたり料金600円の場合
- ・週1回2時間ずつ週あたり料金2000円の場合
- ・週1回2時間ずつ週あたり料金3000円の場合
- ・週2回2時間ずつ週あたり料金1200円の場合
- ・週2回2時間ずつ週あたり料金4000円の場合
- ・週2回2時間ずつ週あたり料金6000円の場合
- ・週3回2時間ずつ週あたり料金1800円の場合
- ・週3回2時間ずつ週あたり料金6000円の場合
- ・週3回2時間ずつ週あたり料金9000円の場合

#### 家事サービス

- ・週1回2時間ずつ週あたり料金300円の場合
- ・週1回2時間ずつ週あたり料金2000円の場合
- ・週1回2時間ずつ週あたり料金3000円の場合
- ・週2回2時間ずつ週あたり料金600円の場合
- ・週2回2時間ずつ週あたり料金4000円の場合
- ・週2回2時間ずつ週あたり料金6000円の場合
- ・週3回2時間ずつ週あたり料金900円の場合
- ・週3回2時間ずつ週あたり料金6000円の場合
- ・週3回2時間ずつ週あたり料金9000円の場合

#### 在宅給食サービス

- ・週1回週あたり料金400円の場合
- ・週1回週あたり料金600円の場合
- ・週1回週あたり料金800円の場合
- ・週3回週あたり料金1200円の場合
- ・週3回週あたり料金1800円の場合
- ・週3回週あたり料金2400円の場合
- ・毎日週あたり料金2800円の場合
- ・毎日週あたり料金4200円の場合
- ・毎日週あたり料金5600円の場合

#### 訪問看護

- ・週1回週あたり料金500円の場合
- ・週1回週あたり料金1000円の場合
- ・週1回週あたり料金2000円の場合
- ・週2回週あたり料金1000円の場合
- ・週2回週あたり料金2000円の場合
- ・週2回週あたり料金4000円の場合

- ・週3回週あたり料金 1500 円の場合
- ・週3回週あたり料金 3000 円の場合
- ・週3回週あたり料金 6000 円の場合

### III 推定モデル

本稿では、Conjoint Analysis と呼ばれる手法を用いる。これは、アンケート調査を用いて財やサービスに対する個人の効用を表明させる技法の一つである。具体的には、

- ・いくつかの想定的なシナリオとそれともなう選択肢からなる質問を作り、最も好む選択を回答させる。
- ・想定シナリオや個人属性を説明変数、選択行動を被説明変数にして統計モデルを推定し
- ・効用の変化や代替性を測定する

という手順からなる。従来、医療経済学の分野では、新薬や新技術の便益を評価する際に、患者に対するアンケートから、Willingness to Pay (Tolley et al. 1994) と呼ばれる方法を用いて便益金額を計算したり、Standard gamble や Time trade-off あるいは Rating Scale 等の方法により患者の効用水準を測定することが行われてきた。しかしながら、これらの手法は理論的にも技術的にもさまざまな問題を抱えている。例えば、Willingness to Pay により得られる金額はもちろん効用水準とは異なる概念であるし、Standard gamble, Time trade-off, Rating Scale もそれぞれ正確に効用水準を測定しているとは言いがたい。また、そもそも序数的な効用概念に従えば、効用水準は個人間で比較したり集計したりすることが可能かという理論的問題もある。これに対して、Conjoint Analysis では、直接に効用水準をみるのではなく、効用の差によって選ばれる選択行動をみているので理論的な問題点を回避している。また、Willingness to Pay に比較して、選択することを前提としておらず、さらに経済学的にもまた多くの実際の意思決定の場面とも整合的に価格を所与としているなどの利点もある。さらに、統計モデルを用いて推定するために、説明変数の変化に対する政策シミュレーションを直接的に行う

ことができる<sup>2)</sup>。

従来、Conjoint Analysis は、環境経済学や交通の経済学の分野で主に用いられてきたが、最近、医療経済学の分野でもいくつかの研究例がみられるようになってきた [Ryan (1999a), (1999b), Bryan (1999), Telser and Zweifel (1999), Ratcliffe (1999), San Miguel and Ryan (1999), Johnson et al. (1999), Ryan and Farrar (1994), Ryan and Hughes (1997), Van der Pol and Cairns (1997), (1999), Bryan et al. (1998)]。その多くは、新規医療技術の導入の是非を問う分析である。例えば、Ryan (1999a) は試験管受精、Ryan and Farrar (1994) は歯科矯正技術、Ryan and Hughes (1997) は中絶技術、Van der Pol and Cairns (1997) では輸血技術、Bryan et al. (1998) では膝の損傷に対する MRI の使用について Conjoint Analysis を用いた分析を行っている。わが国においては、残念ながら Conjoint Analysis を用いた研究例はほとんどない<sup>3)</sup>。

Conjoint Analysis の分析は通常、random effect を含む probit 推定法が用いられる。これは、Conjoint Analysis の構造そのものから由来している。つまり、被説明変数が選択行動であるので、基本的には二値変数である。これにおける適切な推定方法が probit 推定法である。また、同じ個人が想定 (価格やその他の諸条件) を微妙に変えた質問に回答しているために、同一個人の回答が複数存在する。当然のことながら同一個人であるということは、調査された分析で用いることのできる情報 (多くの場合説明変数を構成する) 以上の情報を持っていると考えられるが、それは観察不可能である。こうした観察不可能な個人に由来する効果は individual effect として知られているが、それを除去するには固定効果モデルと random effect モデルがある。しかし、ここでは固定効果モデルを用いることはできない。なぜならば、Conjoint Analysis では微妙に変えられた想定 (価格やその他の諸条件) 以外の個人の情報は不変であるために、選択行動への影響が考えられる説明変数と固定効果の間には完全な多重共線性が生じる。そのために固定効果モデルでは

そうした説明変数の影響を評価できない。他方、random effect モデルでは individual effect を確率変数としているので固定効果モデルのような多重共線性は生じない。また、通常の random effect モデルでは説明変数と確率変数である individual effect との無相関が一致性のために仮定される。しかし、Conjoint Analysis 以外での random effect モデルではしばしば、この仮定に対する Hausman 検定 (Hausman 1978, pp. 1251-1271) が棄却され、random effect モデルの妥当性が失われる。ところが Conjoint Analysis では、微妙に変えられた想定 (価格やその他の諸条件) 以外の個人の情報は不変なので固定効果モデルでは識別できず、また微妙に変えられた想定 (価格やその他の諸条件) は設定上すべての個人で同じように変化するので確率変数との相関はそもそも 0 である。そのために Conjoint Analysis では random effect モデルは棄却されない<sup>4)</sup>。

本稿でも伝統に従って random effect を含む probit 推定法をも用いることはもちろん可能である。しかし、本稿での分析目的は需要予測であり、そのためには利用を希望するだけでなくその希望回数も重要な要因であること、また、たとえば週 2 回であれば利用を希望したくないが、週 3 回であれば利用を希望したいという選択行動は必ずしも矛盾していないことから、利用希望のみではなく、その頻度も被説明変数に組み込む。具体的には、単価 (1 時間あるいは 1 回あたり料金) が同じグループで、そのうち利用希望の中で最も頻度が高い回数を希望回数とする。従って、利用希望回数は週 0 回から 3 回までに分布する。

このようなデータの構造から伝統的な probit 推定法ではなく、ここで用いる利用希望回数のようなカウント・データに適切なポアソン推定法に random effect を加えた推定法を用いる。

カウント・データの場合、誤差項の分布に正規分布を仮定して最小自乗法を用いて推論することはできない (King 1998)。真のモデルの被説明変数がポアソン分布に従う場合に、最小自乗推定量は不偏推定量ではない。これはデータの非線形性から由来する。

ポアソン推定法は、

$$Prob[T=k] = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} \quad k=0, 1, 2, \dots \quad (1)$$

なるポアソン分布において、 $\lambda = e^{X\beta}$  なる関数形を想定し、 $\beta$  を最尤法を用いて推定する。ポアソン分布における期待値は  $\lambda$  なので、推定された  $e^{X\beta}$  がその個人の利用希望回数の期待値になる。また、ポアソン分布の特性から分散も期待値と同じになる。

また、ここではポアソン推定に random effect を想定しているので、期待値が  $e^{X\beta+v}$  と改められる。ここで、 $v$  は同一主体間では一定であるが、事前には二つのパラメーターがともに  $1/a$  である対数ガンマ分布  $\log\Gamma(1/a, 1/a)$  に従っているとす。この時、 $\exp(v)$  の期待値は 1、分散は  $1/a$  となる。この時、対数尤度関数は、

$$\sum_i^n \left\{ \lambda_{i,j}^{y_{i,j}} - \log(y_{i,j}!) - \exp(a) \sum_{j=1}^{m_i} \lambda_{i,j} + a \sum_{j=1}^{m_i} y_{i,j} \right\} \quad (2)$$

で与えられる。この時に、ポアソン分布の特性から分散も期待値と同じになるという特性は維持されず、random effect の分散だけ分散が期待値を上回り、over diversification が表現される (Liang and Zeger 1986, pp.13-22)<sup>5)</sup>。なお、zero inflated model あるいはもとの分布自身を負の二項分布とし、それにベータ分布に従う random effect を加えたモデルは、有意ではなく、本稿でのモデルが選択されている。

なお、表 1 にもあるように本標本での分布は必ずしも母集団と等しいとは限らない。特にそれは要介護状態において深刻な問題となりうる。標本が抽出されたこの特定地域における要介護状態の分布は不明であるが、仮にそれが全国における分布と等しいと仮定して、抽出率の補正をしながら以下の推定を行う。全国における分布は 2000 年 3 月末時点で要支援者が 0.9572%、要介護度 1 が 11.5153%、要介護度 2 が 21.0113%、要介護度 3 が 30.6896%、要介護度 4 が 40.6117%、要介護度 5 が 50.5634% である。

説明変数は具体的には、 $T_{i,j}$  を価格  $p_j$  におけ

第  $i$  世帯の希望利用回数とする。また説明変数には、 $I_i$  を世帯所得、 $A_i$  を世帯の資産、 $G_i$  をその世帯に無業者 (20 歳以上 65 歳未満で職業に従事していないもの) がいる場合には 1、そうでない場合には 0 となるダミー変数、 $N_i$  を要介護者の人数、 $H_i^k (k=0, 1, 2, \dots)$  をその世帯における要介護度が最も高い要介護者における要介護度が要支援の場合には  $k=0$  で 1、要介護度 1 の場合には  $k=1$  で 1、要介護度 2 の場合には  $k=2$  で 1、そうでない場合にはいずれも 0 となるダミー変数、 $S_i^{pub}$  を同種の公的サービスを利用した経験がある場合に 1、そうでない場合には 0 となるダミー変数、 $S_i^{priv}$  を同種の民間サービスを利用した経験がある場合に 1、そうでない場合には 0 となるダミー変数を用いる。

仮説は次のようになる。介護サービス需要も通常の財と同じであれば、価格に関して減少関数となる。所得と資産はその世帯の経済的状態を示すものであり、所得効果や資産効果を評価できる。もし介護需要が正常財であれば、所得は需要を拡大させるであろう。無業者の存在、要介護者の人数、要介護度の程度はいずれも家庭の外から供給される介護サービスに対する密接な代替財としての家庭内生産の能力を意味している。とくに、無業者の存在は高い家庭内生産能力を意味するので、無業者が存在している世帯では介護サービス需要は減少するであろう。他方、要介護者の人数や要介護度の程度が高いと、家庭内生産能力との代替関係が薄れ、介護サービス需要は増加するであろう。同種の公的・民間サービスの利用経験は、一種の習慣を形成することが考えられ、特に介護サービスの利用に応じて家庭内生産能力の減退が生じると予想される。従って、他の条件を一定として介護サービス需要を増加させると予想される。

#### IV 推定結果

表 2~5 は、健康な高齢者も含んだ全標本における介護サービス、家事サービス、給食サービス、訪問看護サービスがまとめられており、表 6~9 は、要支援者以上の標本を用いた推定結果がまと

められている。なお表中の推定値は  $\beta$  であるので、利用回数の影響の程度の解釈にあたっては指数変換を行わなければならない。

全ての表について共通しているのが、価格が有意であるという点である。全標本を用いた推定結果では、介護サービスと家事サービス及び給食サービスについて二次の係数まで有意であり、訪問看護サービスでは二次の係数が有意でないのを含められていないものの、一次の係数は有意に負である。介護サービス、家事サービス、給食サービスと価格についても、一次の係数は正で有意、二次の係数は負で有意であるので凹型の関係にある。要支援者以上標本においてもほぼ同様で、違いは給食サービスに関して二次項が有意でない点だけである。図 1~4 に表 2~5 に基づく需要関数が、図 5~8 に表 6~9 に基づく需要関数が図示されている。図には実線を中心に点線と波線の 3 本のほぼ右下がりの線が示されているが、それらはそれぞれ推定値、90%信頼区間下限値を示している。図から分かるように、価格に関しては凹型の関係になっている場合でも大域的には右下がりであることが確認できる。

所得、資産については、多くの場合でいずれかが正で有意である (要支援者以上の標本における介護サービスのみが例外である)。これは所得効果、あるいは富効果の存在を意味する。しかしその影響は全標本を用いた推定結果で、10%の所得 (資産) 格差に対して、1.0044~1.0073 倍利用希望回数が増える程度である。要支援者以上の標本においては弾力性は増すが、それでも 10%の所得 (資産) 格差に対して、1.024~1.051 倍利用希望回数が増える程度である。これは、大日 (1999 a) で見いだされた Willingness to Pay の所得弾力性が 12~17%にも達し、資産の場合でも弾力性が 5~8%であるという結果と大きく異なる。大日 (1999 a) と本研究では、用いているデータ、調査客体、仮想的質問の方法、分析手法の全てが異なり単純な比較は禁物であり、一層の精査が必要である。もし仮に今回の結果に基づくのであれば、介護保険によって一定の価格が定められるとある所得水準以下の世帯は需要しなくなるという

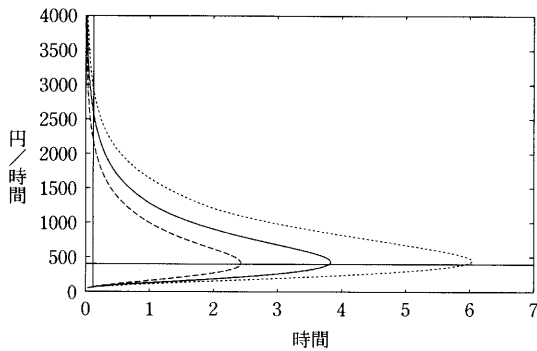


図1 介護サービスに関する推定結果に基づく需要関数

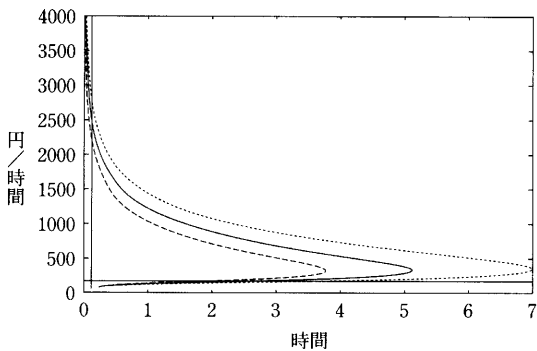


図2 家事サービスに関する推定結果に基づく需要関数

ことは生じにくいと言えよう。

さらに無業者の存在は全標本の場合での介護サービス、家事サービス、給食サービスの需要を有意に減少させる。その程度も大きく、無業者がいる場合にはいない場合よりも利用回数が0.70~0.80倍になる。これは在宅介護支援サービスが家計内生産によって代替されていることを示している。

要支援者以上の標本の場合では全てのサービスで需要を有意に減少させる。その程度もさらに大きく、無業者がいる場合にはいない場合よりも利用回数が0.43~0.56倍になる。これは介護の必要度が高いほど、在宅介護支援サービスと家計内生産の代替の程度が高くなっていることを示しており、仮説とは逆である。この一見矛盾する結果

表2 介護サービスに関する推定結果

	推定値	t 値	確率値
価格 (対数)	14.50578	3.155	0.002
価格 (対数) <sup>2</sup>	-1.076307	-3.311	0.001
所得 (対数)	.0440032	0.943	0.346
資産 (対数)	.0701775	2.721	0.007
無業者	-.3148701	-2.524	0.012
要介護者数	-.2766061	-1.445	0.148
要支援	-.0349961	-0.212	0.832
要介護度 1	.4474875	1.309	0.191
要介護度 3	-.345217	-0.857	0.391
要介護度 4	.3774546	0.825	0.409
要介護度 5	.6527702	1.667	0.095
公的サービス	.2091438	0.552	0.581
民間サービス	.6683192	1.468	0.142
定数項	-48.90683	-3.037	0.002

注) 1. 推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は 633、世帯数は 281 である。対数尤度は -823.2707、定数項を除く全ての係数が 0 であるという帰無仮説とする Wald 統計量は 139.34 で、その確率値は 1% 以下である。

2. random effect のパラメーター  $\alpha$  の推定値は .7322559 で、 $\alpha=0$  を帰無仮説とする Wald 統計量は 29.63 で、その確率値は 1% 以下である。

表3 家事サービスに関する推定結果

	推定値	t 値	確率値
価格 (対数)	11.69551	3.588	0.000
価格 (対数) <sup>2</sup>	-.908801	-3.742	0.000
所得 (対数)	.0411779	0.789	0.430
資産 (対数)	.0453842	1.829	0.067
無業者	-.2932475	-2.205	0.027
要介護者数	-.1797901	-0.802	0.423
要支援	-.1241839	-0.675	0.500
要介護度 1	.6443051	1.627	0.104
要介護度 3	-.3604188	-0.894	0.372
要介護度 4	-.1984415	-0.189	0.850
要介護度 5	.4537309	1.157	0.247
公的サービス	.4434354	1.306	0.191
民間サービス	-.8526015	-1.728	0.084
定数項	-37.1615	-3.478	0.001

注) 1. 推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は 628、世帯数は 279 である。対数尤度は -775.9748、定数項を除く全ての係数が 0 であるという帰無仮説とする Wald 統計量は 116.35 で、その確率値は 1% 以下である。

2. random effect のパラメーター  $\alpha$  の推定値は .9181331 で、 $\alpha=0$  を帰無仮説とする Wald 統計量は 28.71 で、その確率値は 1% 以下である。



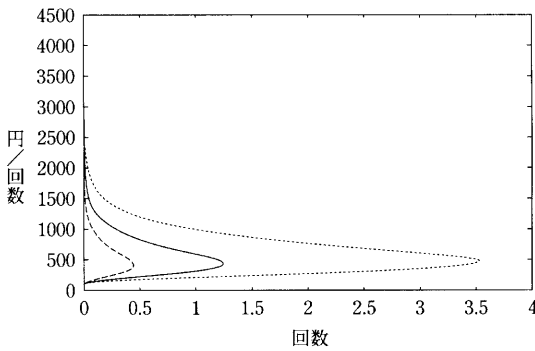


図3 給食サービスに関する推定結果に基づく需要関数

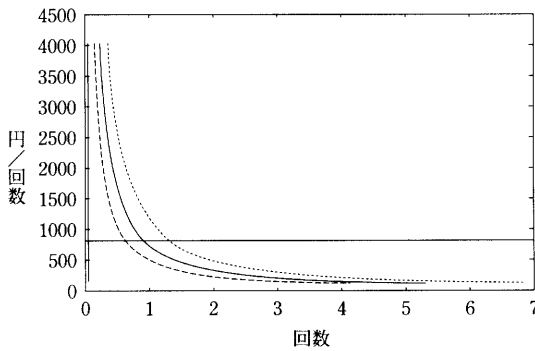


図4 訪問看護サービスに関する推定結果に基づく需要関数

は次のように理解できよう。つまり、ここでの分析は介護の必要性が高いにもかかわらず、なお在宅で介護している世帯が対象となっているので、そもそも家庭内生産能力が高いと予想される。もし、介護の必要性が高いにもかかわらず、家庭内生産能力が低い場合には、現行上の制度下では施設介護になる可能性が高い。実際に『国民生活基礎調査』を用いての大日(1999b)での分析ではそのことを明確に示している。逆に、介護の必要性が薄い場合には、もちろん施設入所が難しいので、たとえ家庭内生産能力が低くても在宅介護を選択せざるを得ない。もしそれがここでも成り立っているとすると、高い家庭内生産能力を持つ世帯における在宅介護支援サービスとの代替性は、介護の必要性が薄い場合よりもより高まっている

表4 給食サービスに関する推定結果

	推定値	t 値	確率値
価格(対数)	24.59639	2.121	0.034
価格(対数) <sup>2</sup>	-2.032768	-2.202	0.028
所得(対数)	.0370124	0.726	0.468
資産(対数)	.0719818	2.426	0.015
無業者	-.3515451	-2.442	0.015
要介護者数	-.4033972	-1.553	0.120
要支援	-.120059	-0.548	0.583
要介護度1	.1124631	0.215	0.830
要介護度3	-.4189869	-1.152	0.249
要介護度4	-1.506936	-1.510	0.131
要介護度5	.5901478	1.060	0.289
公的サービス	.1393902	0.340	0.734
民間サービス	.5793079	1.367	0.172
定数項	-74.77047	-2.055	0.040

- 注) 1. 推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は638、世帯数は285である。対数尤度は-836.0894、定数項を除く全ての係数が0であるという帰無仮説とするWald統計量は57.11で、その確率値は1%以下である。
2. random effectのパラメーター $\alpha$ の推定値は1.130314で、 $\alpha=0$ を帰無仮説とするWald統計量は86.71で、その確率値は1%以下である。

表5 訪問看護サービスに関する推定結果

	推定値	t 値	確率値
価格(対数)	-.8527095	-7.772	0.000
所得(対数)	.0762093	1.829	0.067
資産(対数)	.0354689	1.223	0.221
無業者	-.2269737	-1.694	0.090
要介護者数	-.4144492	-1.918	0.055
要支援	.0639386	0.354	0.724
要介護度1	.4705989	1.114	0.265
要介護度3	-.4382933	-1.472	0.141
要介護度4	.5091018	0.936	0.350
要介護度5	.6827649	1.334	0.182
公的サービス	.0937776	0.199	0.842
定数項	4.972156	6.325	0.000

- 注) 1. 推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は640、世帯数は286である。対数尤度は-794.0242、定数項を除く全ての係数が0であるという帰無仮説とするWald統計量は88.78で、その確率値は1%以下である。
2. random effectのパラメーター $\alpha$ の推定値は.9562654で、 $\alpha=0$ を帰無仮説とするWald統計量は59.74で、その確率値は1%以下である。

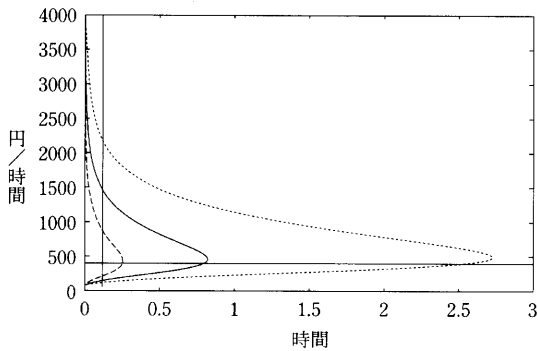


図5 介護サービスに関する推定結果（要支援者以上標本）に基づく需要関数

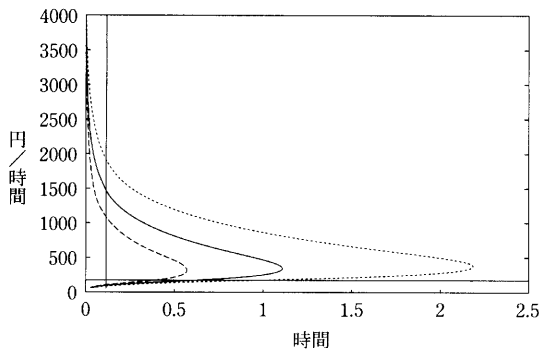


図6 家事サービスに関する推定結果（要支援者以上標本）に基づく需要関数

ようにみえるであろう。このことは、要支援者以上の標本では訪問看護サービスも有意で、家庭内生産によって代替されていることの理解にもつながろう。

要介護者数は全標本での訪問看護サービスで負で有意である一方、要支援者以上標本における給食サービスでは正で有意である。全標本での結果は仮説と整合的ではないが、健康な高齢者も含まれているので割引いて評価すべきかもしれない。高齢者のADLに関しては、全標本においては介護サービスでの要介護度5の場合、有意に健康な高齢者よりも需要が高まっている。逆に要支援者以上の標本では、要介護度4の高齢者の給食サービスに対する需要は要支援者よりも有意に低い。全標本では仮説と整合的であり、要支援者以上の

表6 介護サービスに関する推定結果  
（要支援者以上標本）

	推定値	t 値	確率値
価格 (対数)	20.03962	1.692	0.091
価格 (対数) <sup>2</sup>	-1.468518	-1.760	0.078
所得 (対数)	.2030956	1.546	0.122
資産 (対数)	.0875575	1.580	0.114
無業者	-.5901529	-2.366	0.018
要介護者数	.2097508	0.895	0.371
要介護度1	.0959463	0.245	0.806
要介護度3	-.2746549	-0.649	0.516
要介護度4	.0533559	0.135	0.892
要介護度5	.1471859	0.472	0.637
公的サービス	.6197054	1.979	0.048
民間サービス	.5938418	1.294	0.196
定数項	-69.44205	-1.669	0.095

- 注) 1. 推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は119、世帯数は55である。対数尤度は-141.4147、定数項を除く全ての係数が0であるという帰無仮説とする Wald 統計量は78.96で、その確率値は1%以下である。
2. random effect のパラメーター  $\alpha$  の推定値は.4214276で、 $\alpha=0$  を帰無仮説とする Wald 統計量は24.95で、その確率値は1%以下である。

表7 家事サービスに関する推定結果  
（要支援者以上標本）

	推定値	t 値	確率値
価格 (対数)	13.15748	1.860	0.063
価格 (対数) <sup>2</sup>	-1.017361	-1.941	0.052
所得 (対数)	.2536227	1.851	0.064
資産 (対数)	.0467948	0.796	0.426
無業者	-.6978986	-2.588	0.010
要介護者数	.2889919	1.232	0.218
要介護度1	.3728278	0.968	0.333
要介護度3	-.1048615	-0.240	0.810
要介護度4	-.557903	-0.629	0.529
要介護度5	.0688908	0.218	0.828
公的サービス	.6995135	2.038	0.042
定数項	-43.39119	-1.862	0.063

- 注) 1. 推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は119、世帯数は55である。対数尤度は-136.0260、定数項を除く全ての係数が0であるという帰無仮説とする Wald 統計量は57.35で、その確率値は1%以下である。
2. random effect のパラメーター  $\alpha$  の推定値は.8757326で、 $\alpha=0$  を帰無仮説とする Wald 統計量は19.38で、その確率値は1%以下である。

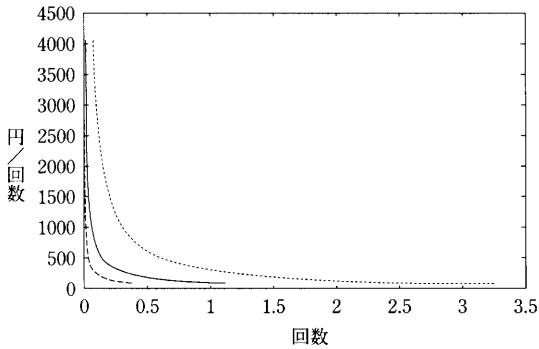


図7 給食サービスに関する推定結果(要支援以上標本)に基づく需要関数

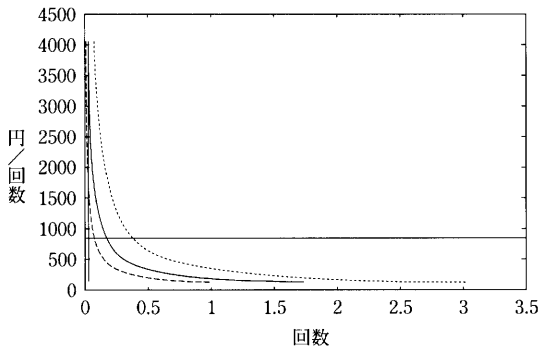


図8 訪問看護サービスに関する推定結果(要支援以上標本)に基づく需要関数

標本では仮説と矛盾する結果であるが、特定の要介護度のみしか有意でないので、要介護度と需要との関係はそれほど明確には示されていない。最後に公的サービスあるいは民間サービスの利用経験は、全標本における家事サービス(民間)、要支援者以上標本における介護サービス(公的)、家事サービス(公的)において需要に有意な影響を及ぼす。特に、要支援者以上の標本においては符号は正であるので、これまでの利用による習慣効果は一定程度確認される。

### V 市場均衡分析

次に供給側の情報も用いて、市場均衡分析を行う。具体的には均衡価格の算定、公定される介護

表8 給食サービスに関する推定結果  
(要支援者以上標本)

	推定値	t値	確率値
価格(対数)	-1.271908	-2.722	0.006
所得(対数)	.5220436	3.777	0.000
資産(対数)	-.020636	-0.428	0.669
無業者	-.8472025	-2.672	0.008
要介護者数	.4845009	1.708	0.088
要介護度1	-.5414921	-1.191	0.234
要介護度3	-.2116671	-0.567	0.571
要介護度4	-1.898677	-1.978	0.048
要介護度5	-.2874209	-0.636	0.525
公的サービス	.4643094	0.914	0.361
民間サービス	.6583469	1.563	0.118
定数項	4.705493	1.603	0.109

- 注) 1. 推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は126、世帯数は59である。対数尤度は-128.6312、定数項を除く全ての係数が0であるという帰無仮説とする Wald 統計量は38.50で、その確率値は1%以下である。
2. random effect のパラメーター  $\alpha$  の推定値は.4506898で、 $\alpha=0$ を帰無仮説とする Wald 統計量は24.91で、その確率値は1%以下である。

表9 訪問看護サービスに関する推定結果  
(要支援者以上標本)

	推定値	t値	確率値
価格(対数)	-1.112242	-4.591	0.000
所得(対数)	.4681688	3.859	0.000
資産(対数)	.0151176	0.241	0.809
無業者	-.5752766	-2.211	0.027
要介護者数	.0314915	0.111	0.912
要介護度1	-.0666267	-0.188	0.851
要介護度3	-.4583284	-1.509	0.131
要介護度4	.0661424	0.151	0.880
要介護度5	.0348619	0.073	0.942
公的サービス	-.0582334	-0.236	0.813
定数項	4.50876	2.646	0.008

- 注) 1. 推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は128、世帯数は60である。対数尤度は-139.9141、定数項を除く全ての係数が0であるという帰無仮説とする Wald 統計量は56.04で、その確率値は1%以下である。
2. random effect のパラメーター  $\alpha$  の推定値は.243862で、 $\alpha=0$ を帰無仮説とする Wald 統計量は21.96で、その確率値は1%以下である。

表 10 供給側の状況

	1999年7月現在	2000年4月見込み	備考
ホームヘルパー	139	249	社協および代表的業者計、常勤換算
訪問看護	19	19	日本医師会訪問看護ステーション計
デイサービス	114	116	代表的業者計、常勤換算
在宅入浴	16	16	社協把握

報酬価格における超過需要の評価およびその厚生上の損失を評価する。

当該地域における供給側の状況は表10のように要約される。表10における1999年7月の供給状況と回収率で補正した実際の利用状況との関係から、2000年4月段階での供給量を求める。ちなみに、Conjoint Analysis以外の標本を含めた全標本における公的ホームヘルパーの週あたり利用時間数は.0642361時間、訪問看護の週あたり利用回数は.0314645回となっている。ここで調査への協力に関する意思決定が確率的に行われていると考えられるのであれば<sup>6)</sup>、これが当該地域での平均的な公的福祉サービスの利用状況となる。これに1999年7月から2000年4月にかけての供給体制の充実の程度を乗じたもの、つまり公的ホームヘルパーの週あたり利用時間数は.1151時間、訪問看護の週あたり利用回数は.0314645回が、2000年4月時点での供給体制ということになる。この供給量で供給が固定される、つまり、供給曲線は垂直であるとして以下の分析を行う<sup>7)</sup>。

図では右下がりの需要関数の他に、垂直線と平行線があるが、垂直線は供給曲線を、平行線は介護報酬価格の位置を示している。図の見方あるいは以下の厚生分析には以下の仮定がおかれている。

介護報酬単価は、介護サービスが1時間で4020円、家事サービスが1530円、訪問看護が訪問看護ステーションからとして8300円となっている。これの1割が自己負担であるので、それが需要者の直面している価格である<sup>8)</sup>。

ホームヘルパーの場合には、供給側を介護と家事に分けることは不可能である。実際には、ホームヘルパーの供給能力の内一部が介護、一部が家事に振り分けられるわけだが、ここでの精度がそうした細かい設定に耐えられるものではないので、

いずれの場合にも.1151時間とした。

図5~8においては、要支援者以上標本に基づいているので、推定された予想利用回数に、全標本での世帯数と要支援者以上標本の比率(例えば介護サービスの場合には55/281)を乗じる。

現在予定されている利用制限あるいは要介護度に応じた総額の制限は、分析を複雑にするだけなので明示的には組み込まない。

### 1 均衡価格の算定

まず、均衡価格を求める。図では見やすさのために需要曲線と供給曲線が交差していない場合も多いが、厳密に計算可能であり、求められた均衡価格は表11の第1列に示してある。これによると全標本では介護・家事サービスに対しても2500円前後の価格がついている。また、訪問看護サービスでは4万円以上の価格となっている。

また、より現実的な要支援者以上標本においても介護サービス、訪問看護サービスで仮単価の3.5倍、家事サービスに至っては9倍の格差がある。また、この結果は家事サービスは確かに高度の専門性は要求されないかもしれないが、その日常性ゆえに需要が非常に旺盛で、介護サービスと単価的には遜色のない価格を出している。介護報酬点数では、介護サービスを非常に高く評価した価格付けがされているが、そうした差別化は市場には支持されていない。

### 2 超過需要の評価

公定される介護報酬価格における超過需要の評価が表11の第2列に示してある。評価は、図の需要・供給が平均で示されているために、平均的な超過需要にこの地域における65歳以上人口を乗じている。全標本では約8800~10000時間のホ

表 11 市場均衡分析

	均衡価格	超過需要	消費者余剰	消費者余剰の損失
全標本				
介護サービス	2564 [2173, 3007]	10465 [6534, 16649]	0.1196 [0.1114, 0.1287]	3.8382 [2.2325, 6.5706]
家事サービス	2403 [2126, 2711]	8826 [6688, 11617]	0.1954 [0.1795, 0.2131]	5.2887 [3.6818, 7.5906]
訪問看護サービス	41374 [27160, 85930]	2404 [1635, 3516]	0.2673 [0.2315, 0.3104]	7.2245 [4.2555, 12.2691]
要支援者以上標本				
介護サービス	1458 [875, 2168]	1928 [376, 6905]	0.1098 [0.0939, 0.1300]	0.6494 [0.1084, 2.7534]
家事サービス	1429 [1045, 1894]	1461 [674, 2843]	0.2063 [0.1731, 0.2481]	0.9242 [0.3599, 2.1719]
訪問看護サービス	3724 [1660, 10172]	383 [120, 977]	0.1423 [0.1108, 0.1880]	0.6133 [0.1498, 2.0649]

注) 1. 超過需要は、平均超過需要に人口を乗じたものである。消費者余剰及びその損失は、平均的消費者余剰(の損失)に人口を乗じ、また年間で表したもので、単位は億円である。  
 2. [ ] は推定値の90%信頼区間を示している。

ームヘルパーが不足している。また、訪問看護サービスでは約 2400 回の超過需要が発生している。

要支援者以上標本においても週あたり約 1460~1900 時間のホームヘルパーが、また 380 回の訪問看護の供給が不足している。これらはホームヘルパーで現状の供給能力の 4.5~6 倍、訪問看護の 4.5 倍以上であるので、現状の供給体制では少なく見積もっても需要の 1/5 も満たせない。

### 3 厚生上の損失

超過需要の発生に伴う厚生上の損失を議論する前に、それを評価する基準となる消費者余剰を求めておく。これは、一般的には図における供給曲線(垂直線)と水平線(仮単価)で区切られた左上の領域における需要関数(右下がりの曲線)で囲まれた領域の面積で表される。意味的には、低い価格が設定されていることによって需要者が得た効用の総和である。数式的には、需要関数の価格以外の係数を  $\alpha_0$ 、価格の一次の係数を  $\alpha_1$ 、二次の係数をそれぞれ  $\alpha_2$ 、介護報酬単価の一割を  $\underline{p}$ 、上で導出された均衡価格を  $p^*$ 、供給量を  $S$  とすると、消費者余剰とその損失はそれぞれ、

$$\int_{p^*}^{\infty} e^{\alpha_0 + \alpha_1 \log p + \alpha_2 (\log p)^2} dp + S(p^* - \underline{p})$$

$$\int_{\underline{p}}^{p^*} e^{\alpha_0 + \alpha_1 \log p + \alpha_2 (\log p)^2} dp + S(p^* - \underline{p}) \quad (3)$$

で与えられる。

しかしながらこのような通常の財と同様に、Willingness to Pay が高い需要者から順に財が割り当てられるという前提で消費者余剰やその損失を求めているが、この仮定が在宅介護支援サービスに関しても成り立っているかどうか疑わしい。つまり、もし割り当てが Willingness to Pay と関係なく行われているのであれば、この計算方法は誤りである。正しくは、供給量は単価の水準で水平であり、その意味で供給は完全に価格弾力的であるとした上<sup>9)</sup>で、消費者余剰とその損失の合計を利用できる需要者とできない需要者の比率で鞍分することになる(Kaserman and Barnett 1991, pp. 57-63)。従って、本稿では、消費者余剰とその損失を次のようにして評価する。つまり、

$$\int_{\underline{p}}^{\infty} e^{\alpha_0 + \alpha_1 \log p + \alpha_2 (\log p)^2} dp \times \frac{S}{e^{\alpha_0 + \alpha_1 \log p^* + \alpha_2 (\log p^*)^2}} + \int_{\underline{p}}^{\infty} e^{\alpha_0 + \alpha_1 \log p + \alpha_2 (\log p)^2} dp \times \left(1 - \frac{S}{e^{\alpha_0 + \alpha_1 \log p^* + \alpha_2 (\log p^*)^2}}\right) \quad (4)$$

で与える。これらは一般的には明示的に解けないので数値積分で求める。

消費者余剰(の損失)も図では高齢者1人週あたりなので、それにこの地域の人口を乗じて求め、それを年間で示した数値が表11の第3,4列に示してある。

まず消費者余剰では、全標本においては、介護サービスで1196万円、家事サービスで1954万円である。また、訪問看護サービスでは2673万円である。他方、消費者余剰の損失は、得られた消費者余剰の30倍前後に達しており、それぞれ3.8, 5.2, 7.2億円の消費者余剰の損失が生じていることになる。

仮にこの地域が平均的であるとみなして、日本全体の施設介護者を除く高齢者人口を1900万人として、それを乗じると日本全体での消費者余剰及びその損失が求められる。それによると消費者余剰はそれぞれ、0.08, 0.13, 0.18兆円で、逆に損失は2.5, 3.5, 4.8兆円に達する。

要支援者以上標本においては消費者余剰は、それぞれ1100万円, 2100万円, 1423万円程度になる。逆に消費者余剰の損失は減って、0.6, 0.9, 0.6億円となり全標本よりもかなり小さくなる。

これを日本全体での消費者余剰及びその損失に戻すと、消費者余剰はそれぞれ、0.07, 0.13, 0.1兆円で、逆に損失は0.4, 0.6, 0.4兆円程度になる。

## VI おわりに

本稿では特定地域の65歳以上の高齢者に行ったアンケートのデータを用いて、介護需要を分析した。しかし、まだ現時点では介護サービス市場に関する既知の公表データはまだ存在していないので、そうした仮想的な市場分析に有効なConjoint Analysisを用いた。また、推定はrandom effectを含むポアソン推定法を用いた。

推定の結果、いずれの場合でも需要曲線は大域的に右下がりであり、また、家庭内生産能力との強い代替性が確認された。また、この推定結果を用いて、市場均衡分析を行った。標本を実際に介

護保険が利用可能となるであろう標本に限定した場合には、均衡価格は仮単価の3.5~9倍、現状の供給体制では少なく見積もっても需要の1/5も満たせないことが明らかになった。さらに、消費者余剰の損失は日本全体で年間、介護や家事サービス、訪問看護サービスでそれぞれ5兆円前後生じるであろうことが明らかにされた。

今後の研究課題としては、同種の分析を他地域にも広げ、あるいは標本数を増やして、本稿で得られた結果の信頼性を高める必要がある。また、逆にこの地域で継続的に調査することによって、介護保険導入前後の推定値の変化を通じて本稿の結果の信頼性を高めることができよう。さらに、本稿では供給量は一定であると仮定したが、長期的にはこの仮定はきつく、非現実的である。むしろ供給側の行動も定式化した上での社会的厚生議論につなげていくのが建設的な方向であろう。

## 付記

本稿の初期の論文は名古屋市立大学経済研究所主催の「医療と介護に関するプロジェクト」研究会、社会保障政策研究会、2000年度日本経済学会春期大会(於 横浜市立大学)、琵琶湖コンファレンスで報告された。京都大学の西村教授、岩本助教授、名古屋市立大学の下野教授、広島国際大学の安川助教授をはじめ学会・研究会の出席者による有意義な議論に感謝する。また、研究を補助して頂いた長瀬知子さんに感謝する。なお、本稿は1999年度文部省科学研究費補助金(奨励研究)の助成を受けている。

## 注

1) 実際の要介護度の認定基準は、各行為毎の介護に必要な基準時間を求め、それを基準に判断するので、ここでの基準は大まかなもので実際に行われる要介護度の認定基準とは異なる。この基準はほぼ医療保険福祉審議会老人保険福祉部会厚生省提出資料「各要介護状態区分の状態像の例(平成10年度)」(1998年7月27日)に準拠している。

2) このようにConjoint Analysisは従来の手法に対して優れていると考えられているが、アンケート調査を用いて想定的な行動を質問してい

る以上、想定質問を用いることによる誤謬が存在すると考えられる。その誤謬は、実際の選択行動ではなく「選択行動を想像することに伴う誤謬」と「想定的シナリオの想像しにくさに伴う誤謬」の二つに分けることができると考えられる。(大日 2000, pp.125-144)では、両者を明示的に区別し、それぞれの誤謬に対しても分析を行っている。その結果、両者の誤謬は無視し難く大きく、特に「想定的シナリオの想像しにくさに伴う誤謬」は非常に重要であり、想定的質問を用いることによる問題点を定量的に評価している。

- 3) 例外的研究として(大日 2000, pp.125-144)以外には、公刊はされていないが1999年度病院管理学会で(福田・木下・武村・八巻 1999)が報告されている。
- 4) すべての設問にすべての被験者が回答していればこれは厳密に成り立ち、検定の必要はない。しかし、実際にはかならずしもすべての設問にすべての被験者が回答しているわけではないので、そのことから微妙に変えられた想定(価格やその他の諸条件)と random effect との相関が生じる可能性がある。
- 5)  $\rho$  が全ての標本毎に異なれば、つまり、random effect ではなく不均一分散として機能すれば、分布は負の二項分布になることが知られている。この負の二項分布は医療経済学の分野でも特に受診回数分析で広く用いられている(Deb and Trivedi 1997, pp. 313-336), (Street, Jones and Furuta 1999, pp. 429-441)。
- 6) この仮定が成立していなければ、調査への協力と他の変数とが高い相関をもつことになり、本稿での分析に系統的なバイアスをもたらすことになる。その妥当性、あるいは成立していない場合における修正のためには、ここで用いたデータではなく、当該地域の全数を調査したデータが必要である。この問題は非常に重要であるけれども現時点では、その妥当性の確認あるいはバイアスの程度の確認を行うことはできないので、将来の課題としたい。
- 7) この地域は公的介護保険の単位である市区町村によって定義されるものではない。また、たとえ市区町村であっても、他地域にある供給主体からのサービスの提供は排除されない。逆にこの地域の供給主体から他地域にいる利用者にサービスが提供されることも当然のことながらありうる。従ってこの地域にある供給主体の情報だけでは、この地域において提供される供給能力の実際であるとはみなすことはできない。そこで、ここではホームヘルパーの人数や訪問看護婦の人数そのものの情報は重視せず、あくまでもその成長率をもって供給体制の整備状況と考える。この仮定は、すべての地域で同じ成

長率で整備が進められれば、現状を正しく反映しており非常に妥当なものとなる。その水準は、本文でも説明されているように、1999年7月時点での利用状況の情報を用いる。

- 8) 介護・家事サービスに関して値引きも認められているので、公示価格は上限価格とすべきである。しかし、実際にどれほどの値引きが生じるかは全く分からないので、本稿では公示価格に基づいて評価する。
- 9) 公的保険の建て前からも完全な公平性が担保されなければならないので、供給曲線は完全に価格弾力的であると考えべきである。

## 参考文献

- Bryan, S., M. Buxton, R. Sheldon, A. Grant (1998) "The Use of Magnetic Resonance Imaging for The Investigation of Knee Injuries: A Discrete Choice Conjoint Analysis Exercise," *Health Economics* 7, pp. 595-604.
- Bryan, S. (1999) "Structural Reliability of Conjoint Analysis Applied to Health Care: An Empirical Investigation," presented in IHEA 2nd World Conference.
- Deb, P. and P. Trivedi (1997) "Demand for Medical Care by the Elderly: A Finite Mixture Approach," *Journal of applied Econometrics* vol. 12.
- Hausman, J. (1978) "Specification Test in Econometrics," *Econometrica* 46.
- Johnson, F., W. Desvousges, and M. Ruby (1999) "Willingness to Pay to Avoid Cardiovascular and Respiratory Conditions: Consensus Estimates of Task-Specific Stated Preferences," presented in IHEA 2nd World Conference.
- Kaserman, D. L. and A. H. Barnett (1991) "An Economic Analysis of Transplant Organs: A Comment and Extension," *Atlantic Economic Journal* vol. XIX.
- King, G. (1998) *Unifying Political Methodology: The Likelihood Theory of Statistical Inference*, Cambridge University Press.
- Liang, K. and S. Zeger (1986) "Longitudinal Data Analysis using Generalized Linear Model," *Bionometrika* 73.
- Ryan, M. (1999a) "Using Conjoint Analysis to Take Account of Patient Preferences and Go Beyond Health Outcomes. An Application to In-Vitro Fertilization," *Social Science and Medicine* 48, pp. 535-546.
- (1999 b) "Measuring Benefits in Health Care: The Role of Discrete conjoint analysis," presented in IHEA 2nd World Conference
- Ryan, M. and S. Farrar (1994) "A Pilot Study

- Using Conjoint Analysis to Establish the Views of Users in the Provision of Orthodontic Services in Grampian," Health Economics Reserch Unit Discussion Paper No. 07/94, Aberdeen, University of Aberdeen.
- Ryan, M and J. Hughes (1997) "Using Conjoint Analysis to Assess Women's Preference for Miscarriage Management," *Health Economics* 6, pp. 261-274
- Ratcliffe, J (1999) "Patients Preferences Regarding the Process and Outcomes of Life Saving Technology: An Application of Conjoint Analysis to Liver Transplantation," presented in IHEA 2nd World Conference.
- San Miguel, A. and M. Ryan (1999) "Testing the Assumptions of Completeness and Stability of Preferences in Health Care Using Discrete Choice Models," presented in IHEA 2nd World Conference.
- Street, A., A. Jones, and A. Furuta (1999) "Cost-Sharing and Pharmaceutical Utilization and Expenditure in Russia," *Journal of Health Economics* vol. 18.
- Telser, H. and P. Zweifel (1999) "Conjoint Analysis as a Method for Measuring Willingness to Pay for Risk Reductions," presented in IHEA 2nd World Conference.
- Tolley, G., D. Kenkel, and R. Fabian (1994) *Valuing Health Policy: An Economic Approach*, University of Chicago Press.
- Van der Pol, M. and J. Cairns (1997) "Establishing Patient's Preferences for Blood Transfusion Support: An Application of Conjoint Analysis," *Journal of Health Services Research and Policy* 3, pp. 70-76.
- (1999) "Using Conjoint Analysis to Estimate Time Preference for Other's Health," presented in IHEA 2nd World Conference.
- 阿部信子 (1996) 「介護サービスの需要構造から見たシルバーサービス振興課題」『医療と社会』 vol. 6, no. 1。
- 大日康史 (1997) 「在宅介護者の選択に関する意思決定——ホームヘルパーに対する需要分析——」『医療経済研究』第4巻。
- (1999a) 「介護需要関数の推定」『1998年度中小企業の経営者の実態に関する調査研究会研究報告書』。
- (1999b) 「介護場所の選択と介護者の就業選択」『医療と社会』 vol. 9, no. 1。
- (2000) 「Conjoint Analysisを用いた医療需要行動の分析」『医療と社会』 vol. 10, no. 1。
- 福田敬・木下弘貴・武村真治・八巻心太郎 (1999) 「患者の医療機関選好に関するコンジョイント分析を用いた調査研究」『1999年度病院管理学会報告論文』。
- (おおくさ・やすし 大阪大学社会経済研究所 助教授)



## 訂 正

季刊社会保障研究第36巻第3号に掲載された大日康史著「介護保険の市場分析」について、大日康史氏から、その内容の一部について訂正の依頼がありました。

大日康史氏からの訂正依頼を受けて調査の結果、季刊社会保障研究第36巻第3号に掲載された大日康史著「介護保険の市場分析」を、以下のように訂正いたします。

- ① 338頁の著者名「大日康史」を「大日康史・鈴木 亘」に改める。
- ② 351頁左上から6行目及び13行目中「大日 2000」を「鈴木・大日 2000」に改める。
- ③ 352頁右上から21行目中「——— (2000)」を「鈴木 亘・大日康史 (2000)」に改める。
- ④ 352頁右上から27行目「(おおくさ・やすし 大阪大学社会経済研究所助教授)」の次に「すずき・わたる 大阪大学社会経済研究所助手」を加える。

## 医療における自然増と価格政策 ——生化学的検査 I の分析——

小 椋 正 立  
角 田 保

### I はじめに<sup>1)</sup>

わが国の公的医療保険は、原則として、医療機関に対して患者ごとに診療費用を償還するという出来高払いを採用してきた。これまでも、医療機関に対する出来高払いの償還は、必要性が高くない医療行為を誘発することが指摘されてきており、とくにアメリカにおいては、1980年代に、出来高払いから、DRGなどの包括払い方式への移行が進んだ。日本においても、1980年代後半に、老人医療の一部に包括払いの導入が行われたが、一般保険診療においては、まだ出来高払いの原則が維持されている。しかも、わが国の医療保険が医療機関に償還する診療費用は、医療機関の実際の経費に基づいて算出されたものではなく、診療行為ごとに政府が定めた償還価格(診療報酬)を集計したものである。したがって、これまでのわが国の出来高払いの制度は、出来高払いそのものの医療問題点のほかに、公定価格と市場価格の乖離がもたらす問題点の両方を抱えていたことになる。

私たちがこの論文で分析する生化学的検査 I は、これらの二つの問題点が表面化し、出来高払いの原則が大きく修正された一つの典型的な例である。生化学的検査 I は、わが国の医療においてもっとも日常的に実施されている検査である。この検査は、わが国の医療保険の点数表で、「生化学的検査 I・血液化学検査」として分類される検査であり、患者から採取した尿や血液を検体として行う検査である。たとえば血液検査は、化学的反応等

により血液中の蛋白酵素、ブドウ糖、脂質(コレステロール等)等多種類の成分の濃度を測定し、その結果から医師は、患者の体内の各臓器機能が健康かどうかについて情報を得ることができる。点数表では、昭和63年以降、現在の分類名が維持されてきているが<sup>2)</sup>、それを構成する個別の検査項目や内容はかなり変化している。

この検査についても、1981年以前は、出来高払いの原則が適用されており、医療機関は、それぞれの単価に毎月の実施回数をかけたものを医療保険から受け取っていた。また、現実にも、生化学自動分析装置が導入される以前は、ほとんどの医療機関では、専門技術者が手作業で検体検査をひとつずつ実施していたのである。しかし、これを大きく変えたのが、1970年代にわが国の医療機器メーカーが開発した、比較的安価な生化学自動分析装置であったといわれている。

この新しい生化学自動分析装置は、多項目の検体検査を一度に自動的に実施する能力をもち、しかも、一つの検査項目を追加しても、それによるコストの増加は、試薬のコスト程度にとどまることになった。この装置を導入した医療機関では、専門技術者の数を増やさずに、検査能力を飛躍的に増加させることが可能になった。こうした医療機関は、検査項目数と検査回数とを増加させることで、この新しい技術のもたらす規模の利益を享受できたため、多項目の検査を多数回、実施するようになった。また、装置を導入できない医療機関についても、検体検査については外部委託が認められていたが、手作業を前提に設定されていた高い点数のもとで、専門機関による臨床検査業の

市場は急速に拡大し、やがて医療費を押し上げる要因の一つとなった。

このような状況に鑑みて、政府が導入したのが、マルメ制度である。すなわち政府は、昭和57年の点数表から、血液化学検査のうちとくに頻度の高い検査を対象として、その診療報酬額について、出来高払いの例外として、特別な算定方法を決めた。この制度の下では、診療報酬点数は、①項目数が少数のばあいは従来どおりの項目数に比例するが、②ある数を超える項目数の検査については、少数の階段状関数(ステップ関数)とされ、③各ステップごとの報酬の増加額は、項目数が増加するとともに逓減することになった。この②と③がいわゆるマルメ制度である。マルメが適用される最小の項目数は、当初は6であったが昭和60年から現在の5になった。これに対して、項目数の上限は当初から20項目であったが、平成6年度に10項目となった。

各マルメ項目について、1988年以降の単価の推移を表1に示している。平成2年・4年・6年にはそれぞれの項目について単価が引き下げられた<sup>3)</sup>。さらに平成6年度には項目が大きく統合され、それまで「10から14項目」、「15から19項目」、「20項目以上」という三つの項目が、「10項目以上」という一つの項目となり、マルメの事実

上の上限は10項目となった。この結果、現在ではマルメ項目は、「5から7項目」、「8,9項目」、「10項目以上」の三種類となり、平成6年以降は10項目以上の件数が、ほとんどを占めることになったり。

このような生化学的検査報酬の包括化と急ピッチの単価引き下げにともない、最近では、多くの医療機関でこの検査の外注化と市場化が進みつつあり、しかも検査市場では急速な集中が進んでいるといわれるが、これまでのところデータ面の制約もあり、わが国の医療経済学の文献には、検査市場の分析はほとんど見当たらない。

唯一の例外は、マルメ制度のもとでの医療機関の検査行動について分析した河村(1996)である。河村は昭和63年、平成3年、同5年の『社会医療診療行為別調査』の外来患者の個票データから、生化学的検査Iのマルメ検査を受けた患者のデータだけを抽出し、患者属性や、医療機関属性を用いて、各項目の実施確率について、多項ロジット分析を行った。河村によれば、①患者属性をコントロールしても、医療機関の属性は、医療機関がどのマルメ項目を選択するかに影響を与えており、医療機関や病床数の多い機関、生化学自動分析装置を保有する機関では多項目の検査を選択する傾向が強いが、②自動分析装置を保有していない機

表1 生化学的検査I血液化学的検査マルメ検査単価の推移

(単位:点)

年	項目数					
	1~4	5~7	8~9	10~14 (1994以降は 10~)	15~19	20~
1988 (S 63)	25, 40	190	240	260	270	280
1989 (H 1)	25, 40	195	245	260	270	280
1990 (H 2)	20, 35	195	245	250	255	260
1991 (H 3)	20, 35	195	245	250	255	260
1992 (H 4)	20, 30, 35	180	230	235	240	245
1993 (H 5)	20, 30, 35	180	230	235	240	245
1994 (H 6)	18~35	170	210	215	N	N
1995 (H 7)	18~35	170	210	215	N	N
1996 (H 8)	18~35	170	190	200	N	N

出所) 厚生省大臣官房統計情報部『社会医療診療行為別調査』, 昭和63年~平成8年各年。

社会保険研究所『医科診療報酬点数表』, 昭和63年~平成8年各年。

注) 1994年以降は、10項目以上のみ入院・初診の場合に加算制度あり。

関ではマルメ項目の実施率に大きな差はなく、また、③多項目の検査の選択頻度には、報酬点数にプラスの影響を受ける、などが指摘されている。しかしながら、他方では、河村の分析は、①マルメ検査を受けた外来患者だけを対象としており、マルメ検査全体の実施頻度の変動要因を分析していない、②マルメ各項目の選択に対して経済的なインセンティブがどれくらい強く影響を及ぼしているかが不明である、③推定において外来患者の診療日数の違いがコントロールされていないため、推定結果にバイアスが存在すると考えられる、等の問題点を指摘できる。

このような点を考慮して、この研究で私たちは、昭和63年から平成8年までのすべての『社会医療診療行為別調査』の個票データを用いて、経済的なインセンティブの強さを明示的に考慮しながら、何項目の検査を行うのかを推定することを試みた。私たちが用いたのは逐次プロビット・モデルと呼ばれるもので、この推定の結果、わが国の医療には多項目の検査を選択するつよいタイムトレンドが働いてきており、マルメ価格の引き下げがこれまでのところそれを打ち消す働きをしてきた、という結論が得られた。

## II マルメ項目医療費・項目数分布の推移

私たちが分析に使用したのは、『社会医療診療

行為別調査』の1988年から1996年までの入院外全ての医科診療レセプトデータである。このデータの各年について、医療費総点数・検査総点数・生化学的検査I総点数・マルメ対象の検査の総点数、およびマルメ対象となる検査のそれぞれに対する割合などを表2に示している。表2によれば、この9年間で、総点数は442億点から675億点へと、46%も増加したが、マルメの対象となる生化学的検査Iの総点数はあまり変わっていない。このため、表2によれば、9年間でマルメの対象となる検査の点数は、医科診療行為総点数の2.2%から1.5%に、検査全般に占める割合は15.9%から10.7%と、それぞれ約3分の2の大きさまで、かなり顕著に低下している。またマルメの対象となる検査が生化学的検査Iに占める割合も、89.2%から82.0%に、若干ではあるが、やはり低下している<sup>5)</sup>。

また、はじめに表1で見たとおり、平成2年・4年・6年・8年には、マルメ項目の点数の大幅な引き下げが実施されている。また表3は、マルメ対象検査の点数の内訳を、表4は表2と同様のものを日数について示している。これらから以下のことがいえる。

- (1) 各年のマルメ対象検査の総点数については、マルメ項目の点数が引き下げられたこれらの年のうち、平成2年だけは980百万点から1059百万点に増加したが、その後

表2 入院外生化学的検査Iマルメ対象検査の点数

(単位：百万点)

年	生化学的				D/A	D/B	D/C
	総点数 (A)	検査合計 (B)	検査I小計 (C)	マルメ対象 検査(D)			
1988 (S 63)	44,178	6,075	1,085	968	2.19%	15.9%	89.2%
1989 (H 1)	46,466	6,251	1,091	980	2.11%	15.7%	89.9%
1990 (H 2)	51,249	7,175	1,278	1,059	2.07%	14.8%	82.9%
1991 (H 3)	55,059	7,514	1,349	1,127	2.05%	15.0%	83.5%
1992 (H 4)	53,083	7,510	1,167	972	1.83%	12.9%	83.3%
1993 (H 5)	56,264	7,629	1,234	1,008	1.79%	13.2%	81.7%
1994 (H 6)	58,261	8,368	1,205	989	1.70%	11.8%	82.0%
1995 (H 7)	64,139	8,884	1,276	1,063	1.66%	12.0%	83.4%
1996 (H 8)	67,505	9,294	1,209	991	1.47%	10.7%	82.0%

出所) 『社会医療診療行為別調査報告』, 昭和63年～平成8年各年。

表3 入院外マルメ対象検査点数内訳

(単位：%)

年	総ビリブリン・ GOT など単独	5~7 項目	8~9 項目	10~14 項目	15~19 項目	20項目 以上	10項目 以上
1988 (S 63)	7.0	10.1	10.5	26.5	22.3	23.6	72.4
1989 (H 1)	6.8	11.0	10.4	25.9	22.5	23.5	71.8
1990 (H 2)	5.8	9.3	10.9	25.6	23.8	24.6	74.0
1991 (H 3)	5.6	9.2	10.0	23.6	23.9	27.6	75.2
1992 (H 4)	5.8	8.9	9.0	24.9	24.3	27.1	76.3
1993 (H 5)	4.4	8.0	8.6	23.8	26.8	28.5	79.1
1994 (H 6)	6.0	8.1	10.4	N	N	N	75.5
1995 (H 7)	6.1	8.0	9.3	N	N	N	76.6
1996 (H 8)	5.7		18.1	N	N	N	76.2

出所) 『社会医療診療行為別調査報告』, 昭和63年~平成8年各年より筆者作成。

表4 入院外生化学的検査 I マルメ対象検査の回数

(単位：千回)

年	総回数 (A)	検査合計 (B)	生化学的 検査 I 小計		D/A	D/B	D/C
			検査 I 小計 (C)	マルメ対象 検査 (D)			
1988 (S 63)	1,171,270	73,365	7,095	5,881	0.50%	8.02%	82.9%
1989 (H 1)	1,235,778	73,994	7,088	5,934	0.48%	8.02%	83.7%
1990 (H 2)	1,337,431	84,657	9,534	6,686	0.50%	7.90%	70.1%
1991 (H 3)	1,423,544	87,613	9,943	6,997	0.49%	7.99%	70.4%
1992 (H 4)	1,366,747	86,078	9,038	6,337	0.46%	7.36%	70.1%
1993 (H 5)	1,434,508	87,199	9,384	6,633	0.46%	7.61%	70.7%
1994 (H 6)	1,475,825	91,631	9,859	7,018	0.48%	7.66%	71.2%
1995 (H 7)	1,606,385	95,295	10,032	7,238	0.45%	7.60%	72.1%
1996 (H 8)	1,601,655	97,529	10,220	7,477	0.47%	7.67%	73.2%

出所) 『社会医療診療行為別調査報告』, 昭和63年~平成8年各年より筆者作成。

は、平成4年は1127百万点から972百万点に、平成6年は1108百万点から989百万点に、平成8年は1063百万点から991百万点に、それぞれ減っている。とくに平成4年の減少幅は大きい。

- (2) マルメ検査の実施回数については、総点数とはかなり異なった結果となっている。表4によれば、マルメ項目の総点数が下落した平成4年・6年・8年のうち、実施回数が減少しているのは平成4年だけであり、この年は回数が9.4%減っている。これに対して平成6年度は6%近く回数が増えており、8年度は3%増と前年並みである。また、点数の引き下げがない年については、

平均して6%ていどの回数が増加している。

- (3) また、表3からマルメ対象の検査の項目の構成比を見ると、マルメに達しない項目数の検査や、小さなマルメ項目数の検査の総点数は、次第に減少してきている反面、マルメの最大項目数の検査の総点数は、次第に増加してきている。

### III 分析の枠組み

#### 1 多項ロジットモデルとその欠点

河村論文では、5~7項目、8~9項目、10~14項目、15~19項目、20項目以上の5通りのマルメ区分について、多項ロジットモデルを用いて分

析を行った。

しかしながら、マルメ項目の選択の分析に、多項ロジットモデルを用いることには、いくつかの問題点がある。まず、項目数に応じた診療報酬点数を説明変数に用いると、点数の変動が十分ではなく、これらの点数が選択を完全に説明してしまうため、ロジット推定ができなくなる。しかし、これを避けるために点数以外の外生変数で推定すれば、点数設定の変化がどのような影響をもたらすかを分析することができなくなる。また、人工的にノイズを点数に加えて十分な変動を作り出したとしても、たとえば、医療機関が10項目を選択する確率と、15項目を選択する確率は、この両者の点数だけではなく、それに隣接している8項目の点数と、20項目の点数にも依存しており、かつその影響は10項目と15項目のどちらを選択するかについても、中立的ではない可能性が大きい。したがって、この選択行動について多項ロジットモデルを推定することには、かなりの問題がある。

## 2 Sequential Probit モデルと尤度関数

多項ロジットモデルの持つこの問題を回避するために、私たちはprobitモデルをトーナメント型に組み合わせて用いることを考えた。Amemiya (1985) にはこれと類似したモデルがsequential probit モデルとして紹介されている。ここでは実用性も考慮して、全体のトーナメントを三段階にとどめることにし、しかも第一段階では、マルメ対象の検査を行うか否かを選択することにした。またトーナメントを三段階にとどめるために、検査項目数の選択については {1,2,3,4} を第一グループ、{5,8} を第二グループ、そして {10,15,20} を第三グループとし、それぞれの検査項目は各グループ内のバリエーションとして処理した。

第一段階だけは、検査をするかしないかを決定すると仮定するが、そのあとの二段階については、どのようなトーナメント構造にするかは、かなりの自由度が存在する。私たちはトーナメント構造には、できるだけ尤度の高いものを選択することにした。私たちが結果的に選択したのは、図1のようなトーナメントである。これによれば検査を

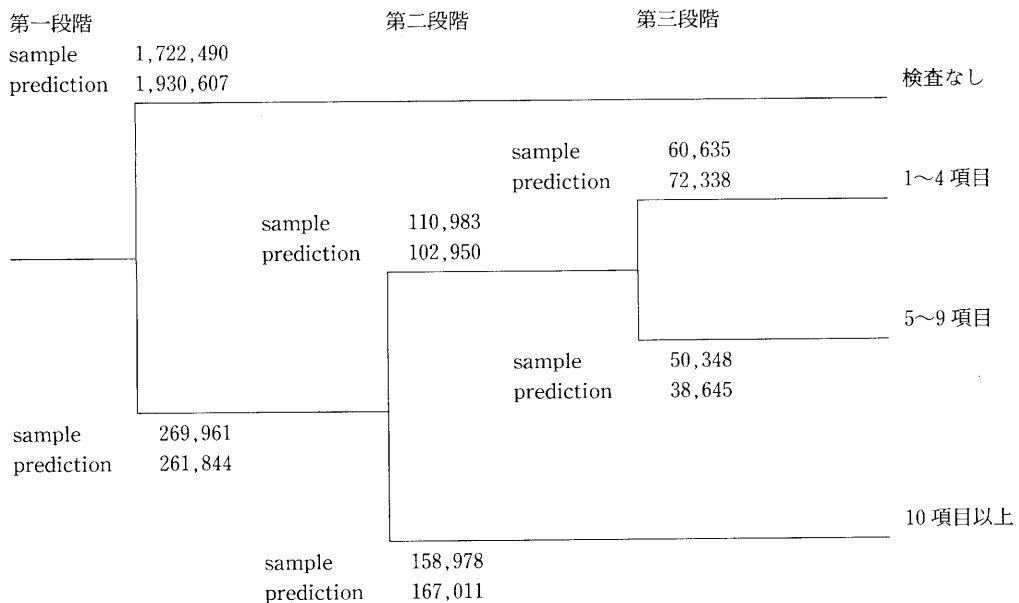


図1 逐次プロビット・モデルを構成するための prediction

行うことが決まると、第二段階では10項目以上の検査を行うか否かが決定される。そして10項目未満の検査を行うことが決まった時にのみ、第三段階で1~4項目(つまり丸め未満)の検査を行うか、あるいは5~9項目の検査を行うかが決められる。

このトーナメントに対応した尤度関数を表すために、サンプル*i*について、第一段階のindex functionの推計に用いられるデータセットを $x_1$ 、第二段階のindex functionの推計に用いられるデータセットを $x_2$ 、第三段階のindex functionの推計に用いられるデータセットを $x_3$ とする。これら三つの標本において、被説明変数である選択指標は、少ない項目数を選択(敗退)すれば0、多い方を選択(勝利)すれば1とする。まず、第一段階の0と1の選択に関わるindex functionの係数ベクトルを $b_1$ 、第二段階のindex functionの係数ベクトルを $b_2$ 、第三段階のindex functionの係数ベクトルを $b_3$ とする。

0が選択される確率を $P_0$ とすると、

$$P_0 = [1 - \Phi(b_1 x_1)]$$

である。つぎに1, 2, 3, 4のいずれかが選択される確率を $P_1$ とすると、

$$P_1 = \Phi(b_1 x_1) [1 - \Phi(b_2 x_2)] [1 - \Phi(b_3 x_3)]$$

であり、5または8が選択される確率は

$$P_2 = \Phi(b_1 x_1) [1 - \Phi(b_2 x_2)] \Phi(b_3 x_3)$$

10以上が選択される確率は

$$P_3 = \Phi(b_1 x_1) \Phi(b_2 x_2)$$

となる。

よって、サンプル*i*について、{0}, {1, 2, 3, 4}, {5, 8}, {10, 15, 20}が選択をされた回数を $Y_0$ ,  $Y_1$ ,  $Y_2$ ,  $Y_3$ とすると、サンプル*i*の対数尤度は、

$$\sum_{j=0}^3 Y_j \ln P_j$$

となる。全標本についてこの和をとり、 $b_1$ ,  $b_2$ ,  $b_3$ について最大化する。

#### IV 推計結果

##### 1 パラメーターの推定結果

ゲーム変数のレファレンスグループは、私的病

院・再診・女性・年齢40~49歳・主傷病が循環系の疾患である。

第一段階の推計は、生化学的検査Iを実施するか否かの選択についての推計であり、その結果を表5に示している。ここでは検査を行うことを1としている。医療機関属性については、公的病院・医育機関ダミーの係数は正であり、診療所の係数は負である。自動分析装置の台数の係数はどの時期も正の値をとっており、分析装置を保有している医療機関は検査を実施する傾向があることが分かる。患者属性では、初診・男性・高齢者に検査をする傾向がある。主傷病については、内分泌、栄養および代謝疾患並びに免疫障害や泌尿生殖系の疾患で検査を行う傾向があり、反対に、損傷および中毒や精神障害などでは検査をしない傾向がある。

第二段階の10項目以上か否かの選択関数の推定結果は、表6に示している。ここでは10項目以上の選択が1である。医療機関属性について、第一段階と異なり、公的病院と診療所は、10項目未満を選択する傾向がある。分析装置の保有台数が多いほど10項目以上を選択する傾向があるが、その大きさは徐々に小さくなってきている。

患者属性については、初診・男性の方が10項目以上を選択する傾向がある。年齢については、60歳代までは、第一段階と同様、年齢が高いほど10項目以上の検査を行う傾向が見られる。主傷病については、精神障害や新生物については、10項目以上の検査を行う傾向が大きく、反対に、内分泌、栄養および代謝疾患並びに免疫障害や損傷および中毒などは10項目未満の検査を行う傾向がある。

価格差のデータとしては、実行した項目の点数とマルメ5項目の点数差を用いた。したがって、10項目以上の診療報酬が大きくジャンプしていればいるほど、10項目以上の選択確率が大きくなることが期待される。この変数の係数は、0.169と正になっており、理論通りの結果となっている。

第三段階の1~4項目か5~9項目かの選択関数の推定結果については、表7に示している。ここ

表5 検査する, または, しないの選択

(Number of obs=1,992,451)

	Coef.	Std. Err.	z	P> z
診療実日数	0.0657	0.0003	200.014	0
トレンド	-0.0086	0.0006	-15.217	0
クロスダミー変数				
分析装置台数×(年ダミー-S63-H1)	0.0256	0.0035	7.231	0
分析装置台数×(年ダミー-H2-H4)	0.0154	0.0023	6.628	0
分析装置台数×(年ダミー-H5-H8)	0.0129	0.0020	6.552	0
入院管理承認病院(病床数)	5.61 E-08	3.49 E-05	0.002	0.999
療養型病床群(病床数)	1.94 E-04	4.58 E-05	4.238	0
精神病院(病床数)	-2.77 E-04	2.26 E-05	-12.261	0
特別許可老人病院(病床数)	-1.59 E-04	3.33 E-05	-4.784	0
特別許可外老人病院(病床数)	1.69 E-04	4.94 E-05	3.42	0.001
一般病院基準看護特2・特3(病床数)	4.47 E-05	8.96 E-06	4.991	0
一般病院基準看護特1(病床数)	-7.98 E-09	3.20 E-05	0	1
一般病院基準看護なし(病床数)	-2.82 E-07	2.64 E-05	-0.011	0.991
一般病院基準看護その他(病床数)	3.31 E-04	4.58 E-05	7.241	0
ダミー変数				
公的病院	0.0332	0.0042	7.99	0
医育機関	0.0567	0.0086	6.62	0
診療所	-0.3117	0.0038	-81.512	0
初診	0.2357	0.0034	68.948	0
男性	0.0874	0.0025	34.431	0
年齢階層 0~9 歳	-0.6404	0.0093	-68.95	0
年齢階層 10~19 歳	-0.3106	0.0090	34.644	0
年齢階層 20~29 歳	-0.1803	0.0073	-24.564	0
年齢階層 30~39 歳	-0.0843	0.0068	-12.436	0
年齢階層 50~59 歳	0.0365	0.0055	6.687	0
年齢階層 60~69 歳	0.0639	0.0051	12.508	0
年齢階層 70~79 歳	0.0927	0.0049	19.019	0
年齢階層 80 歳~	0.0511	0.0056	9.114	0
感染症および寄生虫症	-0.2932	0.0072	-40.791	0
新生物	0.2400	0.0063	37.838	0
内分泌, 栄養および代謝疾患並びに免疫障害	0.8566	0.0048	178.517	0
血液および造血器の疾患	0.6417	0.0149	43.17	0
精神障害	-0.2853	0.0068	-42.132	0
神経系および感覚器の疾患	-0.9852	0.0059	-166.721	0
呼吸系の疾患	-0.7391	0.0058	-128.43	0
消化系の疾患	0.1788	0.0046	39.263	0
泌尿生殖系の疾患	0.1933	0.0052	37.44	0
妊娠, 分娩および産じょくの合併症	-0.2116	0.0223	-9.469	0
皮膚および皮下組織の疾患	-0.9287	0.0081	-115.19	0
筋骨格系及び結合組織の疾患	-0.5969	0.0045	-132.125	0
周産期に発生した主要病態	0.5380	0.0598	8.997	0
先天異常または, 症状・兆候及び診断名不明確の状態	-0.3208	0.0111	-28.923	0
損傷および中毒	-1.1082	0.0107	-103.385	0
定数項	-1.0249	0.0063	-161.914	0

出所) 「社会医療診療行為別調査報告」, 昭和63年~平成8年各年。

厚生省大臣官房統計情報部「医療施設調査」, 昭和62年, 平成2年, 平成5年より筆者推計。



表6 10項目以上検査する, または, 1~9項目検査をするの選択

	Coef.	Std. Err.	z	P> z
診療実日数	0.0051	0.0008	6.056	0
価格差	0.1697	0.0007	252.638	0
トレンド	0.7213	0.0033	219.499	0
クロスダミー変数				
分析装置台数×(年ダミー-S63-H1)	0.2161	0.0125	17.302	0
分析装置台数×(年ダミー-H2-H4)	0.0069	0.0062	1.116	0.265
分析装置台数×(年ダミー-H5-H8)	-0.0005	0.0048	-0.112	0.911
入院管理承認病院(病床数)	2.70 E-05	8.62 E-05	0.313	0.754
療養型病床群(病床数)	8.76 E-04	1.04 E-04	8.439	0
精神病院(病床数)	4.18 E-04	6.87 E-05	6.086	0
特別許可老人病院(病床数)	-5.39 E-05	9.71 E-05	-0.556	0.579
特別許可外老人病院(病床数)	-2.68 E-03	1.10 E-04	-24.267	0
一般病院基準看護特2・特3(病床数)	4.39 E-04	2.32 E-05	18.945	0
一般病院基準看護特1(病床数)	3.78 E-04	9.39 E-05	4.027	0
一般病院基準看護なし(病床数)	2.60 E-04	7.19 E-05	3.615	0
一般病院基準看護その他(病床数)	9.47 E-05	1.14 E-04	0.834	0.404
ダミー変数				
公的病院	-0.0325	0.0103	-3.156	0.002
医育機関	0.2685	0.0222	12.068	0
診療所	-0.0238	0.0099	-2.395	0.017
初診	0.1766	0.0092	19.22	0
男性	0.0580	0.0066	8.761	0
年齢階層0~9歳	-0.7601	0.0336	-22.608	0
年齢階層10~19歳	-0.2725	0.0281	-9.681	0
年齢階層20~29歳	-0.0297	0.0217	-1.369	0.171
年齢階層30~39歳	0.0080	0.0192	0.419	0.675
年齢階層50~59歳	0.0015	0.0145	0.106	0.916
年齢階層60~69歳	-0.0368	0.0135	-2.731	0.006
年齢階層70~79歳	-0.0304	0.0129	-2.356	0.018
年齢階層80歳~	-0.0073	0.0148	-0.494	0.621
感染症および寄生虫症	0.1471	0.0209	7.023	0
新生物	0.3853	0.0163	23.609	0
内分泌, 栄養および代謝疾患並びに免疫障害	-0.5792	0.0098	-59.066	0
血液および造血器の疾患	-0.4967	0.0138	-15.601	0
精神障害	0.3219	0.0213	15.143	0
神経系および感覚器の疾患	0.2112	0.0225	9.403	0
呼吸系の疾患	-0.0397	0.0180	-2.212	0.027
消化系の疾患	0.2214	0.0117	18.894	0
泌尿生殖系の疾患	-0.0825	0.0133	-6.196	0
妊娠, 分娩および産じょくの合併症	-0.5233	0.0690	-7.584	0
皮膚および皮下組織の疾患	-0.1679	0.0284	-5.915	0
筋骨格系及び結合組織の疾患	-0.1419	0.0126	-11.25	0
周産期に発生した主要病態	0.0422	0.1498	0.282	0.778
先天異常または, 症状・兆候及び診断名不明確の状態	0.0452	0.0339	1.331	0.183
損傷および中毒	-0.0465	0.0380	-1.223	0.221
定数項	-11.3407	0.0491	-231.093	0

出所) 『社会医療診療行為別調査報告』, 昭和63年~平成8年各年。

『医療施設調査』, 昭和62年, 平成2年, 平成5年より筆者推計。

表7 5～9項目検査する、または、1～4項目検査をするの選択

	Coef.	Std. Err.	z	P> z
診療実日数	0.0029	0.0011	2.561	0.01
価格差	0.0292	0.0021	14.134	0
トレンド	0.0466	0.0003	135.67	0
クロスダミー変数				
分析装置台数×(年ダミー S 63-H 1)	0.2512	0.0124	20.22	0
分析装置台数×(年ダミー H 2-H 4)	-0.1860	0.0099	-18.861	0
分析装置台数×(年ダミー H 5-H 8)	0.0255	0.0077	3.333	0.001
入院管理承認病院(病床数)	2.51 E-05	1.37 E-04	0.183	0.855
療養型病床群(病床数)	5.35 E-04	1.58 E-04	3.387	0.001
精神病院(病床数)	-3.32 E-04	1.03 E-04	-3.218	0.001
特別許可老人病院(病床数)	-4.84 E-04	1.33 E-04	-3.638	0
特別許可外老人病院(病床数)	1.71 E-03	1.53 E-04	11.165	0
一般病院基準看護特2・特3(病床数)	-1.28 E-04	3.37 E-05	-3.809	0
一般病院基準看護特1(病床数)	-3.07 E-04	1.17 E-04	-2.614	0.009
一般病院基準看護なし(病床数)	-2.97 E-05	9.33 E-05	-0.318	0.75
一般病院基準看護その他(病床数)	-6.13 E-04	1.63 E-04	-3.76	0
ダミー変数				
公的病院	-0.1336	0.0148	-8.999	0
医育機関	0.1318	0.0336	3.923	0
診療所	0.1358	0.0137	9.894	0
初診	0.0426	0.0133	3.198	0.001
男性	-0.0090	0.0092	-0.982	0.326
年齢階層 0～9 歳	-0.0399	0.0365	-1.093	0.274
年齢階層 10～19 歳	0.0460	0.0358	1.286	0.198
年齢階層 20～29 歳	0.0832	0.0297	2.806	0.005
年齢階層 30～39 歳	0.1622	0.0260	6.235	0
年齢階層 50～59 歳	0.0234	0.0198	1.179	0.238
年齢階層 60～69 歳	-0.0103	0.0184	-0.559	0.576
年齢階層 70～79 歳	0.0051	0.0178	0.284	0.776
年齢階層 80 歳～	0.0813	0.0208	3.904	0
感染症および寄生虫症	0.1940	0.0304	6.37	0
新生物	0.0818	0.0272	3.01	0.003
内分泌、栄養および代謝疾患並びに免疫障害	-0.6682	0.0131	-50.989	0
血液および造血器の疾患	-0.6001	0.0389	-15.413	0
精神障害	0.3958	0.0353	11.212	0
神経系および感覚器の疾患	0.0772	0.0338	2.283	0.022
呼吸系の疾患	-0.0143	0.0248	-0.574	0.566
消化系の疾患	0.1126	0.0178	6.331	0
泌尿生殖系の疾患	0.2424	0.0177	13.666	0
妊娠、分娩および産じょくの合併症	-0.6982	0.0818	-8.525	0
皮膚および皮下組織の疾患	0.0967	0.0385	2.514	0.012
筋骨格系及び結合組織の疾患	-0.1277	0.0173	-7.374	0
周産期に発生した主要病態	-0.8351	0.1888	-4.423	0
先天異常または、症状・兆候及び診断名不明確の状態	-0.0100	0.0478	-0.209	0.834
損傷および中毒	-0.0413	0.0523	-0.791	0.429
定数項	-3.9397	0.0354	-111.251	0

出所) 『社会医療診療行為別調査報告』, 昭和63年～平成8年各年。

『医療施設調査』, 昭和62年, 平成2年, 平成5年より筆者推計。

では5~9項目の選択が1である。医療機関属性について、公的病院が負、医育機関・診療所ダミーの係数は正であり、第一段階と同じ符号である。自動分析装置の係数は、平成2年~平成4年のみ負となっており、自動分析装置が多ければ、すべての段階で検査項目が多いとはいえない結果になっている。

患者属性については、初診は5~9項目以上を選択する傾向がある。年齢については、80歳以上について、5~9項目以上を選択する傾向が強い。主傷病については、精神障害や泌尿生殖系の疾患については、5~9項目以上を選択する傾向が大きく、反対に、内分泌、栄養および代謝疾患並びに免疫障害は1~4項目を選択する傾向がある。

価格差については、実行した項目の点数と4項目の点数との差をとっているが、推定された係数が0.0292で有意であり、第二段階と同様、価格差が大きくなればより大きい項目を選択する傾向にあることが観察された。

## 2 限界効果の評価

これらのパラメーターの推計結果に基づいて、サンプル平均で評価した各変数の限界効果を、表8に示している。例えば昭和63年または平成元年で分析装置が限界的に1台増えた場合、 $P_0$ ,  $P_1$ ,  $P_2$ ,  $P_3$ のそれぞれの限界的な増分は $-0.0041$ ,  $-0.0055$ ,  $-0.0002$ ,  $0.0098$ であるので10項目以上だけが增加することが分かる。また公的病院や医育機関の限界効果は10項目以上について大きく、診療所については、検査なしについて大きな効果をもっていることが観察された。年齢階層については、50歳代と60歳代が、10項目以上の実施確率に大きな効果を持ち、その他の年齢階層は、検査なしについて大きな限界効果を持っている。主傷病では、内分泌、栄養および代謝疾患並びに免疫障害が10項目以上について効果が大きく、精神障害や損傷および中毒は、検査なしについて限界効果が大きかった。

なお、限界効果でとくに注目されるのが、タイムトレンドと価格政策の効果である。タイムトレ

ンドは10項目以上の実施確率を年率2%ポイント以上も増加させており、1~4項目、5~9項目はこれに吸収されてきているかたちとなっている。価格については、表1で見たように、マルメ全体の水準が引き下げられてきたが、それと同時に項目間の価格差も小さくなってきている。例えば10項目と5項目の点数は、昭和63年に70点もの差があったが、平成8年にはそれが30点差となっており、格差は40点も小さくなっている。この例では、10項目以上の実施確率は、この切り下げによって $-40 \times 0.56\%$ 、つまり22%ポイントも引き下げたことになる。これに対して、5~9項目の確率については、 $-40 \times (-0.32)\%$ 、つまり約13%ポイントも引き上げたことになる。つまり、マルメ価格の引き下げは、タイムトレンドをほとんど打ち消す働きをした、という結果が得られた。

Predictionと相関係数については図1と表9にあり、第一段階のPredictionには、まだ当てはまりの改善の余地があるといえる。また、誤差の相関係数については許容できる範囲に収まっているといえる。

## V ま と め

この論文では、医療機関の選択をこれまでの多項ロジット分析に代わって、トーナメント型のモデルを用いて推定を行った。このモデルは、多項ロジットモデルの欠点をもっておらず、また、Ordered Probitなどと異なり、価格変数を説明変数に加えることも比較的簡単に可能である。また単純化されたモデルでは、推定もそれほど難しくはない。この推定の結果、わが国の医療には多項目の検査を選択するつよいタイムトレンドが働いてきており、マルメ価格の引き下げがこれまでのところそれを打ち消す働きをしてきた、という結論が得られた。残された課題としては、推定式の誤差の相関が第一段階と第三段階でやや大きいので、これを許容するような推計方法を新たに試みる必要があるかもしれない。

表8 限界効果

標本の割合と予測値	検査無し	1～4項目	5～9項目	10項目～
割合	0.8645	0.0304	0.0253	0.0798
予測値(平均値で評価)	0.9106	0.0132	0.0176	0.0586
限界効果(平均値で評価)	検査無し	1～4項目	5～9項目	10項目～
日数	-0.0106	0.0015	0.0020	0.0071
トレンド	0.0014	-0.0107	-0.0135	0.0228
台数×(年ダミー-S63-H1)	-0.0041	-0.0055	-0.0002	0.0098
台数×(年ダミー-H2-H4)	-0.0025	0.0025	-0.0019	0.0019
台数×(年ダミー-H5-H8)	-0.0021	6.0E-06	0.0007	0.0013
入院管理承認病院	-9.1E-09	-6.8E-07	-2.0E-07	8.9E-07
療養型病床群	-3.1E-05	-1.4E-05	-3.9E-06	4.9E-05
精神病院	4.5E-05	-8.5E-06	-2.1E-05	-1.6E-05
特別許可老人病院	2.6E-05	2.8E-06	-9.9E-06	-1.9E-05
特別許可外老人病院	-2.7E-05	2.1E-05	7.6E-05	-7.0E-05
一般病院基準看護特2・特3	-7.2E-06	-3.6E-06	-8.4E-06	1.9E-05
一般病院基準看護特1	1.3E-09	-1.6E-06	-1.1E-05	1.2E-05
一般病院基準看護なし	4.6E-08	-3.3E-06	-5.3E-06	8.5E-06
一般病院基準看護その他	-5.4E-05	1.4E-05	1.4E-06	3.8E-05
公的病院	-0.0054	0.0029	0.0001	0.0024
医育機関	-0.0092	-0.0040	-0.0017	0.0148
診療所	0.0503	-0.0087	-0.0078	-0.0338
初診	-0.0381	0.0026	0.0047	0.0308
男性	-0.0141	0.0014	0.0016	0.0112
年齢階層0～9歳	0.1035	-0.0041	-0.0066	-0.0928
年齢階層10～19歳	0.0502	-0.0041	-0.0042	-0.0419
年齢階層20～29歳	0.0291	-0.0049	-0.0042	-0.0201
年齢階層30～39歳	0.0136	-0.0041	-0.0009	-0.0087
年齢階層50～59歳	-0.0059	0.0006	0.0014	0.0039
年齢階層60～69歳	-0.0103	0.0022	0.0026	0.0056
年齢階層70～79歳	-0.0150	0.0026	0.0036	0.0088
年齢階層80歳～	-0.0082	0.0003	0.0027	0.0052
感染症および寄生虫症	0.0474	-0.0114	-0.0098	-0.0262
新生物	-0.0388	-0.0007	0.0014	0.0381
内分泌、栄養および代謝疾患並びに免疫障害	-0.1384	0.0366	0.0301	0.0716
血液および造血器の疾患	-0.1037	0.0295	0.0226	0.0516
精神障害	0.0461	-0.0161	-0.0104	-0.0196
神経系および感覚器の疾患	0.1591	-0.0273	-0.0344	-0.0974
呼吸系の疾患	0.1194	-0.0168	-0.0230	-0.0796
消化系の疾患	-0.0289	-0.0002	0.0029	0.0262
泌尿生殖系の疾患	-0.0312	0.0028	0.0106	0.0178
妊娠、分娩および産じょくの合併症	0.0342	0.0108	-0.0053	-0.0396
皮膚および皮下組織の疾患	0.1500	-0.0209	-0.0253	-0.1039
筋骨格系及び結合組織の疾患	0.0964	-0.0107	-0.0179	-0.0679
周産期に発生した主要病態	-0.0869	0.0223	0.0063	0.0584
先天異常または、症状・兆候及び診断名不明確の状態	0.0518	-0.0081	-0.0112	-0.0325
損傷および中毒	0.1790	-0.0252	-0.0349	-0.1189
価格差(5項目との差)		-0.0024	-0.0032	0.0056
価格差(4項目との差)		-0.0006	0.0006	

出所) 『社会医療診療行為別調査報告』, 昭和63年～平成8年各年。

『医療施設調査』, 昭和62年, 平成2年, 平成5年より筆者推計。

表9 相関係数

	相関係数
第1段階と第2段階	0.0314
第2段階と第3段階	0.0516
第1段階と第3段階	0.2013

出所) 『社会医療診療行為別調査報告』(S 63~H 8)・  
『医療施設調査』(S 62, H 2, H 5) より筆者推計。

## 注

- 1) 本論文は、医療経済研究機構「自然増に関する研究」プロジェクトと、小椋の総理府社会保障制度審議会における高齢福祉研究会(主査 高山憲之・一橋大学経済研究所教授)での成果をもととしている。
- 2) 昭和61年の点数表では、生化学的検査・血液化学検査がこれに対応するものと考えられるが、今回は分類が安定した63年以降を分析の対象とした。
- 3) ただし、平成2年から検体検査判断料という項目が新たに加わり、医療機関は生化学的検査Iについては、検査を実施した患者につき固定点数(平成2年95点, 4年100点, 6年105点)を追加的に請求できることになった。
- 4) さらに、このようなマルメ制度のほかにも、とくに老人の検査の実施回数について、経済的な制約が加えられている。そのもっとも重要な

ものは、老人で定額制の入院医療管理料の適用を受ける患者については、看護、検査、投薬および注射の費用はこの入院医療管理料の中に含まれているため、原則として、たとえ検査を実施しても、それを保険者に請求することはできないことである。

- 5) もっとも、『社会医療診療行為別調査報告』の集計量だけから、このような変動の大きさを判断することには、若干の危険がともなう。『社会医療診療行為別調査報告』は標本調査であり、年ごとに医療機関の属性でみた標本の構成が変動することが避けられないからである。

6) 主査 小椋正立。

## 参考文献

- 医療経済研究機構(1998)『自然増に関する研究』。  
河村 真(1996)「生化学的検査I」『政府管掌健康保険の医療費動向に関する調査研究』<sup>6)</sup>, 医療経済研究機構。  
社会保険研究所『医科診療報酬点数表』各年版, 社会保険研究所。

Amemiya, T. (1985) *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.

Greene, W. (1999) *Econometric Analysis*, 4th ed., Prentice Hall.

(おぐら・せいりつ 法政大学教授)  
(かどだ・たもつ・大東文化大学専任講師)

## 失業給付は失業を長期化させるか？

小原美紀

### I はじめに

雇用保険法では、「政府は失業等給付、雇用安定事業、能力開発事業、雇用福祉事業を行える」と定める。このうち失業等給付は、失業保険法(昭和49年改正で雇用保険法に改名)以来設けられ、現在では、求職者給付、就職促進給付(昭和59年改正より)、雇用継続給付(平成6年改正より)、教育訓練給付(平成10年改正より)などがある。

失業等給付の中心は、求職者給付の中の、一般被保険者に支給される基本手当である。基本手当の支給期間(所定給付日数)は、昭和49年改正では年齢のみに応じて定められていたが、昭和59年改正で被保険期間も考慮されるようになり、平成6年改正では高齢者に手厚いものに再変更された(表1)。

基本手当を手厚くする政策は、「失業時のコストを低下させ、失業者の求職活動を容易にし就職を促進する」という雇用保険法の考えに基づく。しかしながら、これまでに多くの研究が、失業給付は失業者の就職のインセンティブを抑制し、失業期間を長期化させると報告している。理論モデルによれば、失業給付は失業者の留保賃金を上昇させ、仕事を探す時間や努力を低めるので失業期間を延長させる。そして、失業給付の切れる時点で再就職率は最も高くなる(Mortensen(1977), Moffitt and Nicholson(1982)など)。この結果は、実証分析においても、たとえばMoffitt(1985), Katz and Meyer(1990), Meyer(1990)

はアメリカ、Ham and Rea(1987)はカナダ、Carling et al.(1996)はスウェーデンの研究により支持している。

Mortensenによれば、失業給付期間(所定給付日数)の増加も同様の効果を持つ。一方、失業給付水準の増加は、新たに失業プールに入った人の留保賃金を上げるが、給付終了間近の人の留保賃金を下げるので、理論的には失業期間が長期化するかどうか決まらない。Poterba and Summers(1995)は、失業給付水準が高まると失業期間が

表1 基本手当の所定給付日数(日)

昭和49年改正(昭和50年-昭和58年)					
	被保険期間				
	1年未満	1年以上			
30歳未満	90	90			
30-44歳	90	180			
45-54歳	90	240			
55歳以上	90	300			

昭和59年改正(昭和59年-平成6年)					
	被保険期間				
	1年未満	1-4年	5-9年	10年以上	
30歳未満	90	90	90	180	
30-44歳	90	90	180	210	
45-54歳	90	180	210	240	
55歳以上	90	210	240	300	

平成6年改正(平成7年-)					
	被保険期間				
	1年未満	1-4年	5-9年	10-19年	20年以上
30歳未満	90	90	90	180	180
30-44歳	90	90	180	210	210
45-59歳	90	180	210	240	300
60歳以上	90	240	300	300	300

長期化するという実証結果を示す。Narendranathan, Nickell and Stern (1985) は、特に所定給付日数の短い者や若年者で、失業給付水準が失業期間を長期化させる影響が大きいとする。Katz and Meyer (1990) によれば、失業給付期間(所定給付日数)の延長も失業期間を長期化させる。日本については、橋木(1984)が、失業給付の満期受給者の多さを挙げて、失業給付期間の延長が失業期間を長期化させる可能性を指摘する。

これらは失業給付受給者の行動を説明しているが、失業給付を受給していない失業者が多い場合には、失業給付受給者と非受給者での失業期間の差を検討することも重要である。受給者と非受給者の差を分析した研究は、受給者サンプルでの分析に比べて数が少ないが、Fallick (1991) や Kettunen (1996) などは、アメリカについて、失業給付受給者は非受給者より失業期間が長いことを示している。日本では、大日(2000)が、1998年の『転職者総合実態調査』を用いて、受給者の方が70%近くも就職確率が低いとしている。

このように、失業給付の存在や失業給付の手厚さが失業期間を長期化させているならば、就職を促進するという雇用保険法の本来の目的に反する。本論文は、日本の失業給付が失業期間を長期化させているかを明らかにする。分析には、1999年に大阪府が行った『「成長が期待される産業分野における人材の確保・育成」に関するアンケート調査』の従業員調査の個票データを用いる。個票データにより日本の失業給付の影響を分析したものは大日(2000)を除いてほとんど例がない。本論文の新しい点は、さらに、失業給付の影響を失業給付の内容や、失業期間に応じて詳細に分析する点にある。

個票データによる実証分析に先立ち、論文の前半では、マクロデータを用いて、日本における失業等給付の受給状況と失業率の全体像を示す。日本では、失業給付の受給についてマクロデータを用いた分析でさえも数が少ない。その中で、[大竹(1987)は、失業給付の受給者と非受給者の失業率を定義し、昭和40年代から50年代の変遷をまとめた貴重な研究である。本論文でも失業率を

同様に定義し、昭和57年度から平成10年度までの変遷を明らかにする。昭和57年以降、詳細なデータが公開されているので、変遷の背景についても深く議論できる。

以下、Ⅱでマクロデータによる分析結果を、Ⅲでマイクロデータによる分析結果を示す。Ⅳには全体のまとめを示す。

## Ⅱ 雇用保険受給者と非受給者の変化——マクロデータによる分析

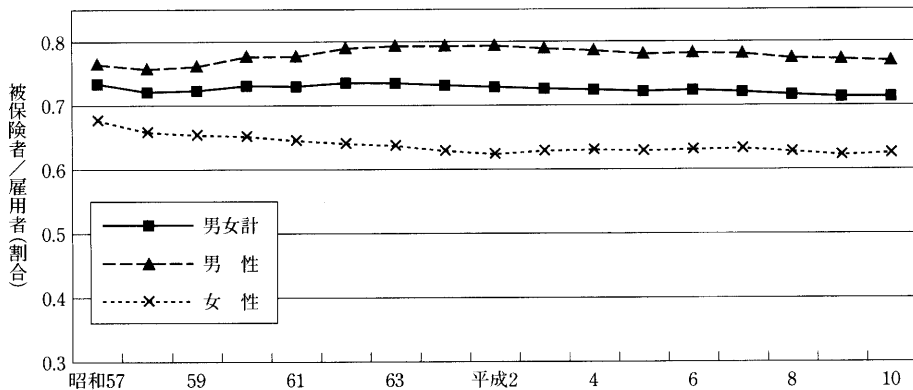
### 1 どれぐらいの労働者が保険されているか？

図1は雇用保険被保険者の雇用者に対する割合の変遷を示す。昭和57年度から示したのは、この年から男女別、年齢別、所定給付日数別にデータが入手できるためである。被保険者数には、『雇用保険事業年報』より、全被保険者(一般被保険者と特例被保険者の和)の月末被保険者数(年度平均)を用いた。雇用者は『労働力調査年報』を使用し、官公庁勤務者数を除いた。

雇用保険被保険者の雇用者に対する割合は約71%で、この値は昭和57年度から変化していない。また、女性の被保険者割合が低い。就業者に対する割合としても計算したが、緩やかな上昇傾向にあるが、大きな変化ではない。その値は平成10年度でも57.2%に留まる。雇用保険非加入者の割合は比較的多く、長期間変化していない。

### 2 保険されている者とされていない者で失業率は異なるか？

Burtless (1983) は、アメリカの雇用保険加入者の失業率(IUR: Insured Unemployment Rate)が1960年代前半より完全失業率(TUR: Total Unemployment Rate)から乖離し始め、70年代後半以降は完全失業率を大幅に下回ったことを示す。失業手当が課税所得の対象になったため、失業者のうち失業給付の受給申請を行う者が大きく減少したことや、失業手当給付期間が短くなったことを理由に挙げている。この分析は、失業者を雇用保険受給者と非受給者に分けることで雇用保険制度の影響を見る新しいものであるが、



出所) 『雇用保険事業年報』, 『労働力調査年報』。

図1 被保険者割合の変遷

使用している統計への疑問や政策の内生性の問題があり、政策変更の影響による説明は弱い。

大竹 (1987) は IUR, TUR に加えて雇用保険非加入者失業者 (UUR) を定義し、UUR と IUR の変化の差を議論している。本論文でも同じ定義を用いて、雇用保険加入者失業率と非加入者失業率の推移を示す<sup>2)</sup>。ある時点での就業者を  $L$ 、失業者を  $U$ 、雇用保険被保険者を  $CE$ 、雇用保険受給者を  $BU$  とすると、IUR, UUR, TUR は、

$$TUR = \frac{U}{U+L} \cdot 100$$

$$IUR = \frac{BU}{BU+CE} \cdot 100$$

$$UUR = \frac{U-BU}{U-BU+L-CE} \cdot 100$$

と書ける<sup>3)</sup>。就業者と失業者数には『労働力調査年報』の値を使用した。雇用保険被保険者数と受給者数には、『雇用保険事業年報』から、一般被保険者の月末被保険者数 (年度平均) と、基本手当基本分受給者実人数を使用する<sup>4)</sup>。

図2は昭和57年度以降の変遷を示す。IURは増減の波はあるものの2-3%の間にあるのに対し、UURは急上昇している。平成5年度以降は、UURの増加率がTURの増加率を上回っている。大竹によれば、昭和40年代から50年代でも、UURはIUR以上に増加しており、昭和40年の0.11%から昭和59年には2.1%に及んだ。図2

と合わせれば、UURは昭和57年以降、さらに急激な伸びを続け、昭和59年にはIURを上回り、平成10年には5%に達したことになる。

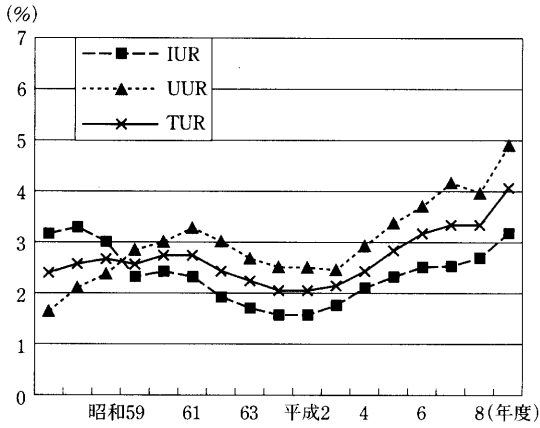
性別にみると、女性では、もともと非常に低かったUURはIURと差がなくなるほど伸びている。女性以上に男性でのUURの上昇が顕著で、初めはIURと同じ水準だったUURは急上昇し、IURと大きく乖離している。

大竹は、UURの急上昇の背景として(1)受給期限を超えて失業プールに残り続ける人が増加したこと、(2)パートタイム労働者(雇用保険加入率が低く、失業頻度が高い)が増加したこと、(3)女性の労働力化率の増加により、非労働力から労働力市場へと参入し現在失業プールにある者が増加したことを挙げている。ただし、昭和40年度から56年度までは全体の合計のデータしか存在しないので、これらの推測を検証できなかった。

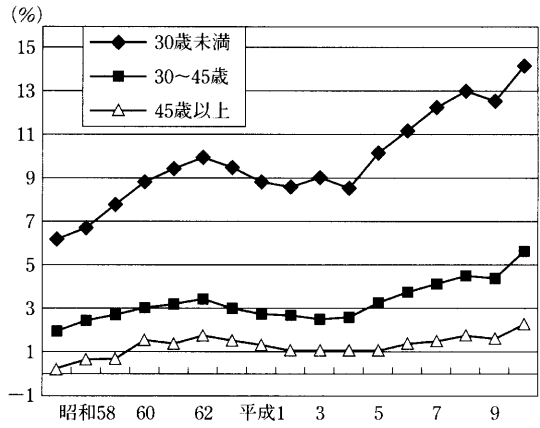
図2によれば、UURは確かに女性で増加しており、昭和57年度以降も上記の(2)(3)の説明は妥当だといえる。しかしながら、図2では、男性でのUURの急上昇が大きな特徴だった。男性で、新規に労働力化しながら失業している者、雇用保険に加入していない者としては、近年上昇傾向にあるフリーアルバイターや新卒者失業者の存在が考えられる。もし彼らの存在がUUR上昇の主因ならば、UURの急上昇は若年層で特徴的



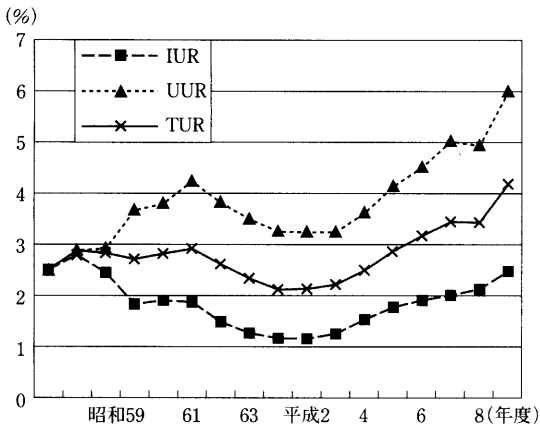
男女計



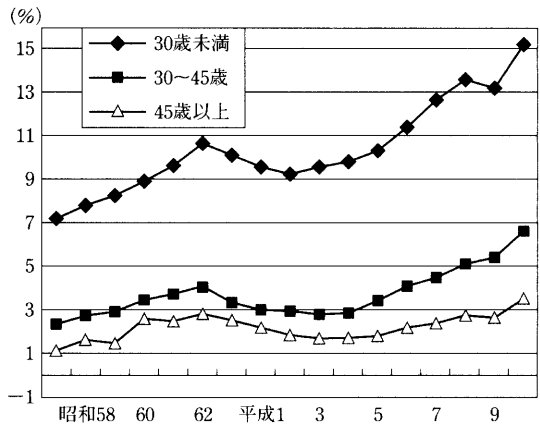
年齢階層別(男女計)



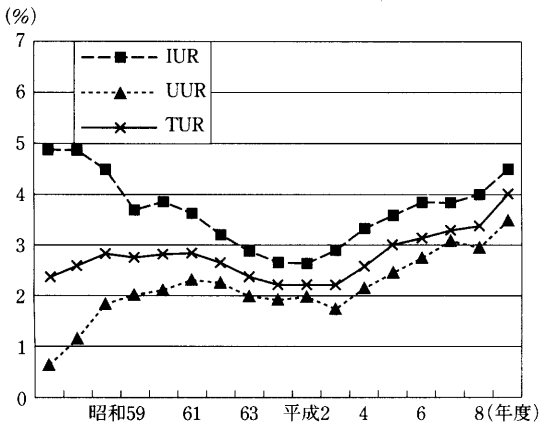
男性



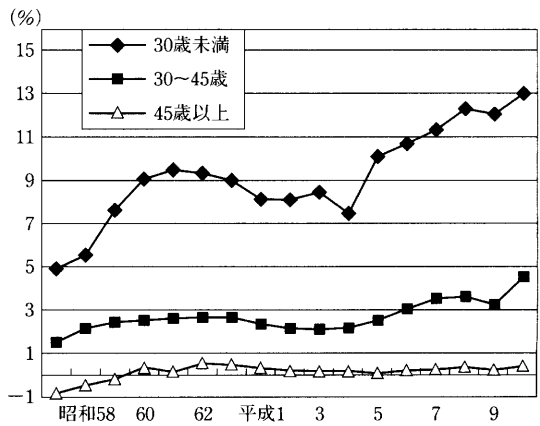
年齢階層別(男性)



女性



年齢階層別(女性)



出所) 『雇用保険事業年報』, 『労働力調査年報』。

図2 TUR, IUR, UUR

出所) 『雇用保険事業年報』, 『労働力調査年報』。

図3 UUR

に見られるはずである。そこでUURを年齢別に描いてみた(図3)。確かに、高いUURも平成5年からの急上昇も、30歳未満で確認される。男女共に見られる傾向であるが、男性の方が高い水準にある。

UURの急上昇の可能性として(1)の「受給期限を超えて失業プールに残り続ける人が増加した」という説明はどうか。これを検討するためには、満期受給者(所定給付日数が切れるまで受給した者)の変化を見るのが一案である。『雇用保険事業月報』を用いれば、所定給付日数(潜在的に受け取れる給付期間)別に各月の新規受給者数と満期終了者数が分かる。これにより、所定給付日数受給できる者(予定者)に占める、結果的に最後まで受給した割合が分かる。各年の*i*月の新規受給者を  $S_i$ 、満期終了者を  $T_i$  とすれば、所定給付日数90, 180, 210(昭和59年度以降), 240, 300日について、*i*月に受給を開始した満期受給者の割合  $B^i$  を、

$$B^i_{90} = T_{i+3}/S_i, B^i_{180} = T_{i+6}/S_i,$$

$$B^i_{210} = T_{i+7}/S_i, B^i_{240} = T_{i+8}/S_i,$$

$$B^i_{300} = T_{i+10}/S_i$$

と定義できる。所定給付日数と月次データの誤差(90日は正確には3ヵ月ではない)は小さいと仮定する。

図4は、各年について*i*を4月として計算した結果である<sup>5)</sup>。90日(最短)と300日(最長)で満

期受給者が多い。満期受給者の割合は約60%から90%の割合であり小さな割合ではない。性別に求めると、男性の方が女性より全体的に低く、日数の長い方で顕著となっている<sup>6)</sup>。しかしながら、平成5年度以降に満期受給者の割合が急増したという事実は、全体でも男女別でも見られない。満期受給後に就職する者が増加したことはUURの上昇の説明にはならない。

日本では、昭和50年代後半以降、雇用保険非受給者の失業率が急増したことがわかった。背景には、保険に加入していないパートタイム労働者の失業率の増加や、平成5年以降は、特に若年男性での非加入者失業率の増加があった。Burtlessがアメリカについて指摘するように、受給資格がありながら受給申請しない者が増加している可能性もあるが、既存のデータからは把握できない。

分析結果は、「受給しているかどうか」が失業期間の分析に重要であることを示唆する。IIIでは、雇用保険のうち失業等給付の求職者給付—基本手当(以下、失業給付と呼ぶ)の受給が失業者の再就職行動にどのような差をもたらすのか、個票データを用いて分析する。

所定給付日数別(男女計)

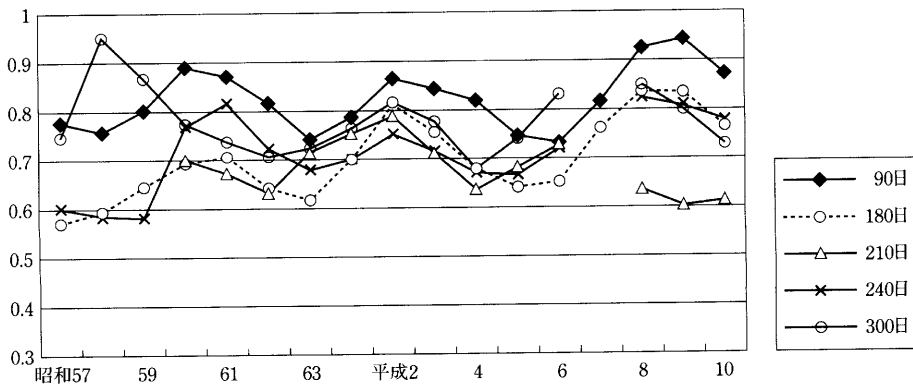


図4 満期受給者の割合

### Ⅲ 失業保険給付は失業を長期化させるか？—— マイクロデータによる分析

#### 1 推定モデル

失業期間に関する実証分析は、Proportional Hazard Model に基づくものが多い。失業プールから退出する確率（再就職確率）を

$$\lambda(t_i) = \phi(\beta, x_i) \cdot \lambda_0(t_i) \quad (1)$$

と定義する。 $\lambda_0$ は個人*i*ごとに異なる部分で baseline hazard と呼ぶ。ここで

$$\phi(\beta, x_i) = \exp(-x_i' \beta) \quad (2)$$

とすると、 $\partial \ln \lambda / \partial x_k = \beta_k$  となり、推定された係数を通常の線形モデルのように容易に解釈できる。失業期間が  $T_j$  以上であるサンプル ( $R_j$ ) の中で、個人 *i* が失業期間  $T_j$  で再就職する条件付確率は、 $P(t_i = T_j | R_j) = \lambda(t_j) / \sum_{i \in R_j} \lambda(t_i)$  となり、これが各期間 *j* について存在し尤度を構成する。最大化する対数尤度関数は、(2) 式から

$$\ln L = \sum_{j=1}^n \left\{ x_j' \beta - \sum_{i \in R_j} \exp(x_i' \beta) \right\} \quad (3)$$

となる。(3) 式の最大化から  $\beta$  を求めれば baseline hazard を推定する必要がない。baseline hazard の特定化を誤るバイアスを受けない点がモデルの長所である。

このモデルは、説明変数が再就職確率に与える影響が期間を通じて一定という強い仮定を置いている。再就職率が給付終了時に高まるとする理論モデルの主張を推定の前提から認めていないことになる。失業給付受給の影響は給付期間終了まで続き、終了後は小さくなる可能性があるし、特に期間の初期には、失業期間の短い人は失業給付を受け取らずに再就職するという内生性の影響を強く受ける可能性がある。これらの場合、期間を通じて係数が一定を仮定した推定は、失業給付受給の影響を過少評価してしまう。

この問題を考慮するために、いくつかの方法がとられてきた。Katz and Meyer (1990), Meyer (1990) は、給付終了までの残り期間を説明変数に入れて、残り期間ごとに再就職確率が異なることを部分的にコントロールし、残り2週間から1

週間になることで再就職確率が78%も上昇することを示す。

失業給付が再就職確率に与える影響が時間に応じて異なることを明示的にモデル化する方法として、Follmann, Goldberg and May (1990) は、失業給付が切れる時点とそれ以外の時点で再就職確率を表す関数形が異なるモデルを設定する。Fallick (1991) は、失業給付受給が hazard (再就職確率) に与える影響と baseline hazard の両方が時間と共に変化するモデルを推定している。Kettunen (1996) では、時間に依存して説明変数の再就職確率に与える影響が異なるモデルを、Weibull 分布を仮定してパラメトリックに推定する。これらの分析によれば、失業保険受給の影響は、失業期間の最初の数ヵ月までに限定的であり、これまで推定されてきたよりも失業給付が失業を長引かせる影響は小さい。

最も単純な方法としては、失業期間を区切る方法が考えられる。説明変数の影響が異なるグループが分かるならばグループごとに分けて推定すればよい (Kiefer (1988))。区切られた時点で期間が切断される点に注意すれば、この方法により、時間ごとに失業給付が再就職確率に与える影響を測定できる。

#### 2 データ

使用するデータは、1999年に大阪府が行った『成長が期待される産業分野における人材の確保・育成』に関するアンケート調査』の従業員調査である。大阪府下のあらゆる規模や産業の事業所に調査票を送付し、各事業所に勤務する転職経験を持つ者に配布してもらった。回答は事業所を通さず従業員から直接返信してもらった。回答数は726である。

この調査で失業期間を分析することは次の利点を持つ。失業給付非受給者も含まれるので、受給・非受給の差を検定できる。また、全ての人が失業期間を終了しているため、調査時点で期間が打ち切られることにより調査以降の再就職状況が不明となる問題を回避できる。さらに、失業前の就業状況が詳しく分かり、給付水準など失業給付

に関する追加的な情報も含むので、失業給付の内容を検証できる。

調査では、「前の会社を辞めてから今の会社に勤めるまでに期間があったか」、あった場合には「その期間(月)」を尋ねている。これを失業期間とする。説明変数には、失業給付受給ダミー(失業給付を受給したならば1となる変数)の他に、個人の属性と前事業所の属性を用いる。自己都合退職の場合には3ヵ月間の待機期間が存在するので、自己都合退職ダミー(自己都合により辞めたと本人が回答した場合1となる変数)を入れる。また、選択する再就職先の雇用形態が非正社員か正社員で就職行動は異なる可能性を考え、再就職後の雇用形態が正社員かどうかを入れる。失業給付の受給が失業期間を延長させていけば、失業給付受給ダミーの係数は正となり、延長させていなければ0となる。

給付内容を分析する際には所定給付日数を示すダミー変数を使う。これは前職を離職した時の年齢と前職での勤続年数から求めた。給付額には受給日額を用いる。調査は、受給日額または月額を訊いている。月額での回答は30で割り日額とした。推定には対数値を用いる。

失業期間を経ずに再就職した者は、受給機会の無かった者であり性質が異なるので分析対象から外す。また、失業給付を受給したが失業期間は0と回答する者、前職での勤続年数が半年未満にも関わらず受給したと回答する者、65歳以上の者をサンプルから落とした<sup>7)</sup>。これらの選別と、推定に使用する全ての変数が存在するものに限るとサンプル数は330となる。失業給付受給者のサンプルは135である。表2のa)とb)に記述統計を示す。

図5に、失業給付の受給別に、再就職率を失業期間ごとにプロットした(Kaplan-Meyerのproduct limit estimator)。失業期間が長くなると残存サンプルが少なくなり、異常値の変動が就職確率を過大に見せるので25ヵ月までを示す。3ヵ月以内では、失業保険を受け取っていないサンプルでの再就職率が圧倒的に高い。6, 12, 24ヵ月での再就職率の高まりが顕著であるが、これら

表2 記述統計

	a) 全サンプル (330)		b) 失業給付受給サンプル (135)	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
失業期間(月)	6.77	8.40	9.27	8.91
失業給付受給	0.41	0.49	1	0
自己都合退職	0.71	0.46	0.57	0.50
過去の転職回数	2.06	1.39	2.21	1.48
性別	0.57	0.50	0.56	0.50
年齢	35.11	10.71	37.6	11.8
勤続期間(月)	78.50	97.22	97.5	108.4
中学卒	0.02	0.14	0.04	0.19
高校卒	0.21	0.41	0.27	0.44
専修学校卒	0.15	0.36	0.13	0.34
短大・高専卒	0.18	0.39	0.16	0.37
大学・大学院卒	0.43	0.50	0.40	0.49
正社員(前職)	0.85	0.36	0.90	0.31
正社員(現職)	0.82	0.39	0.79	0.41
役職(役員)	0.03	0.17	0.04	0.19
(部長)	0.04	0.19	0.07	0.26
(課長)	0.07	0.26	0.13	0.33
(係長)	0.09	0.28	0.07	0.26
(専門職)	0.22	0.42	0.19	0.39
事業所規模(1000人以上)	0.27	0.45	0.29	0.45
(500-999)	0.09	0.28	0.10	0.31
(300-499)	0.09	0.29	0.09	0.29
(100-299)	0.15	0.36	0.18	0.38
(30-99)	0.14	0.35	0.12	0.32
(5-29)	0.19	0.39	0.19	0.40
(1-4)	0.05	0.22	0.03	0.17
産業(鉱業)	0.06	0.24	0.08	0.27
(建設)	0.26	0.44	0.26	0.44
(製造)	0.01	0.11	0.01	0.09
(電気・ガス・水道)	0.03	0.18	0.03	0.17
(運輸・通信)	0.17	0.38	0.24	0.43
(卸売・小売)	0.08	0.28	0.07	0.26
(金融・保険)	0.01	0.11	0.00	0.00
(不動産)	0.32	0.47	0.28	0.45
(サービス)	0.04	0.20	0.01	0.12
所定給付日数(90日)			0.56	0.50
(180日)			0.10	0.31
(210日)			0.16	0.37
(240日)			0.06	0.24
(300日)			0.11	0.32
受給日額(千円)			6.39	2.25
対数受給日額			1.79	0.37

注) 1. 役職, 規模, 産業は前職での状況。  
 2. 年齢と勤続年数は離職した時点のもの。  
 3. 給付日額に(正の値で)回答しているものは90サンプル。

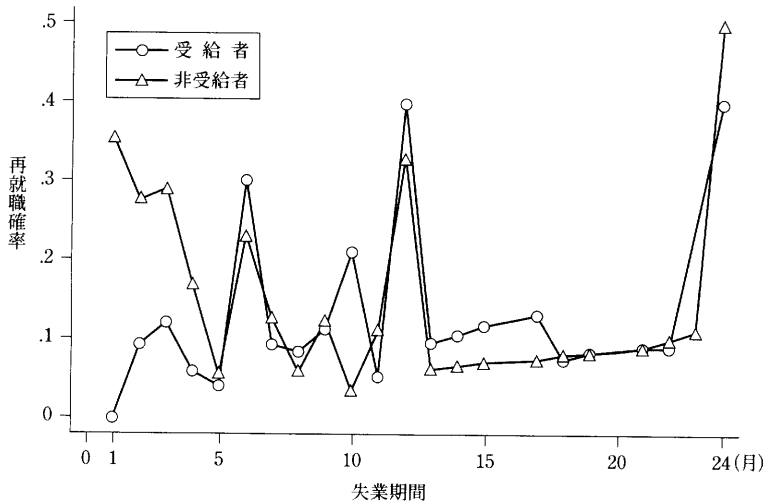


図5 失業給付と再就職確率

の時点では失業給付を受給していないサンプルでも高まっており、単に回答上の“区切りのよさ”を反映している可能性が高い。むしろ興味深いのは、受給していないサンプルと受給しているサンプルの再就職確率が大きく乖離している10ヵ月目である。10ヵ月目の高まりは失業保険を受給した人だけに見られる。10ヵ月(約300日)は失業保険給付の最長期間にあたり、失業給付受給者が給付の終了時まで失業を長期化させている可能性を示唆する。ただし、この図は、受給しているかどうか以外の属性はコントロールされていない。結論を得るためにはProportional Hazard Modelの推定が必要になる。

### 3 推定結果

(1) 失業給付の存在は再就職確率を低下させるか？

表3は再就職確率をProportional Hazard Modelで推定した結果である。失業給付の受給は再就職確率に有意に負の影響を与え、受給者の方が非受給者より58.5% ( $1 - \exp(-0.856)$ )も再就職確率が低い(失業期間が長い)。推計値はより多くのサンプルを用いて分析した大日(2000)の示す値(-0.782)に近い。

モデルの妥当性を検定する方法の一つとして、

Grambsch and Therneau (1994)に従い、失業保険受給の係数が時間を通じて一定であるか(proportionalityの仮定が満たされるか)をテストした。仮説は棄却され、受給が再就職確率に与える影響は時間を通じて一定でないといわれる。よって、III-3-(3)で、この仮定を緩めた分析を行う。

受給の有無と同時に興味深いのは、給付期間の長さが再就職確率に与える影響である。理論モデルが示すように、失業保険が切れる時点まで再就職を延ばしているならば、所定給付日数が長い者ほど再就職は遅くなるはずだ。所定給付日数は、年齢と失業前に雇用されていた勤務先での勤続年数で決まる。表3の結果によれば、失業給付期間を決めるはずの年齢や勤続年数は有意ではない。失業給付は再就職確率を下げ、失業期間を長期化させるものの、給付期間は影響しないことを示唆する<sup>8)</sup>。

(2) 失業給付の手厚さは再就職確率を低下させるか？

所定給付日数や給付水準など失業給付の内容が再就職確率に与える影響を、正確に把握するためには、失業給付受給者に限定したサンプルで分析する必要がある。給付内容が影響するのは受給者に限られるので、受給者と非受給者が混在したサ

表3 失業給付受給の失業期間に与える影響

再就職確立の推定	推定値 (Beta)	標準偏差
失業給付受給	-0.856	0.140***
自己都合退職	-0.328	0.153**
過去の転職回数	0.004	0.055
性別	0.110	0.137
年齢	-0.003	0.063
年齢 2 乗	0.000	0.001
勤続期間	0.003	0.006
年齢 * 勤続年数	0.000	0.000
高校卒	-0.713	0.428*
専修学校卒	-0.842	0.458*
短大・高専卒	-0.763	0.463*
大学・大学院卒	-0.726	0.448
正社員 (前職)	-0.372	0.184**
正社員 (現職)	0.185	0.178
役職 (役員)	0.847	0.383**
(部長)	0.995	0.388***
(課長)	0.717	0.297**
(係長)	0.787	0.252***
(専門職)	0.262	0.159*
事業所規模 (1000 人以上)	-0.184	0.300
(500-999)	-0.567	0.341*
(300-499)	0.031	0.333
(100-299)	-0.061	0.309
(30-99)	-0.655	0.314**
(5-29)	-0.523	0.296*
産業 (建設)	-0.122	0.262
(製造)	0.578	0.579
(電気・ガス・水道)	-0.415	0.409
(運輸・通信)	0.127	0.269
(卸売・小売)	-0.103	0.318
(金融・保険)	-0.059	0.577
(不動産)	-0.218	0.256
(サービス)	-0.861	0.482*
サンプル数	330	
対数尤度	-1582.3	
尤度比	78.4	
G=T Test	15.30***	

注) 1. 表2の注を参照。

2. 学歴は中卒以下、役職は一般職、規模は5人未満、産業は農・鉱業が基準となっている。

3. 尤度比検定により全ての係数が0であるという仮説は1%の有意水準で棄却される。

4. G=T Test は, Grambsch and Therneau (1994) に従い, Proportionality の仮定の妥当性をテストしたもの。

統計量は自由度1のカイ2乗分布に従い, 帰無仮説の受容は, 失業給付受給の影響が期間を通じて一定であることを示す。

ンプルでは影響を過少評価するからだ。

表4は, サンプルを失業給付受給者に限定して, 所定給付日数や給付水準の影響を分析している。所定給付日数や給付水準の変数との高い相関を避け, 年齢と勤続年数の交差項は説明変数から落としている。表4の(a)は, 所定給付日数ダミーの係数は負で, 所定給付日数が長いと再就職確率が低下すること示すが, どれも有意でない。表4の(b)は, 給付日額の影響を推定しているが係数は有意ではない。表4の(c)で所定給付日数ダミーと日額の両方を入れた場合にも失業を長期化させる影響は確認されない。

所定給付期間も水準も失業期間を長期化させないといえる。ただし, 分析にはいくつかの問題がある。給付水準は前職での状況を表す説明変数と強い相関を持つかもしれない。雇用保険法によれば, 「基本手当の日額は, 賃金日額に, 賃金日額に応じた一定率 (賃金が低い人ほど高くなるように定められる, 0.6 から 0.8 の値) をかけたもの」となる。よって前職での所得の高さを表す変数は給付水準と相関する。前職での状況が給付水準の高さを表すものとして再就職確率に影響しているのか, 個人属性の差として再就職確率に影響しているのかは区別が難しい。給付水準の高さを表すと予想される変数を落とす方法もあるが, それらの変数が個人の異質性として再就職確率を説明するものであれば, 説明力のある変数を落とすという別の問題となる。

もう一つの問題はサンプル数が少なく, 検定のパワーが小さいことである。モデルの整合性を示す指標の一つである尤度比も小さい。

これらは分析上回避できないので, 統計の詳細により結果を補完する。所定給付日数240日まででは平均失業期間が延びるが, 300日の平均は90日の平均以下である。さらに, 所定給付日数が切れる直前まで就職しないならば, 所定給付日数と失業期間は近い値が予想されるが, 240日のサンプルを除いて両者の値は大きく乖離している。この結果は年齢をコントロールしても同じである。また, 年齢をコントロールした上で, 受給日額が高くなっても, 平均失業期間は短くなるか横ばい

表4 失業給付内容の失業期間に与える影響(失業給付受給者に限定)

再就職確立の推定	(a) 所定給付日数の影響		(b) 給付水準の影響		(c) a, b の影響	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
所定給付日数 180 日	-0.166	0.475			-0.556	0.738
210 日	0.032	0.622			0.390	0.736
240 日	-0.241	0.849			-0.317	1.027
300 日	-0.281	1.322			-0.951	1.531
対数受給日額			0.114	0.639	0.002	0.649
自己都合退職	-0.277	0.250	-0.041	0.336	-0.1937	0.343137
過去の転職回数	0.055	0.087	0.049	0.137	0.060933	0.144041
性別	0.347	0.260	0.495	0.477	0.628933	0.498755
年齢	-0.022	0.122	0.007	0.134	-0.05675	0.14975
年齢 2 乗	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000	0.002
勤続期間	0.001	0.003	0.001	0.002	0.003	0.004
高校卒	-0.514	0.628	-0.156	0.737	-0.234	0.785
専修学校卒	-0.601	0.694	0.140	0.860	0.138	0.910
短大・高専卒	-0.118	0.713	0.201	0.903	0.271	0.968
大学・大学院卒	-0.185	0.612	0.374	0.707	0.470	0.756
正社員(前職)	-0.587	0.393	-0.465	0.645	-0.634	0.666
正社員(現職)	-0.001	0.298	0.149	0.374	0.313	0.401
役職(役員)	1.865	0.673***	2.072	0.898**	2.234	0.920**
(部長)	1.236	0.559**	1.527	0.655**	1.892	0.710***
(課長)	0.685	0.422	0.360	0.508	0.450	0.521
(係長)	0.310	0.454	0.995	0.836	1.024	0.823
(専門職)	0.185	0.308	0.137	0.393	0.307	0.400
事業所規模(1000人以上)	-1.175	0.620*	-1.302	0.717*	-1.534	0.740**
(500-999)	-1.042	0.656	-1.575	0.724**	-1.789	0.778**
(300-499)	-0.608	0.632	-1.140	0.736	-1.014	0.740
(100-299)	-0.908	0.632	-0.914	0.673	-1.088	0.688
(30-99)	-1.425	0.670**	-0.926	0.740	-1.170	0.779
(5-29)	-0.731	0.616	-0.567	0.723	-0.815	0.757
産業(建設)	-0.401	0.403	0.182	0.624	0.296	0.635
(製造)	-0.257	1.246	-0.878	1.322	-1.030	1.358
(電気・ガス・水道)	0.105	0.844	2.566	1.082**	2.669	1.099**
(運輸・通信)	-0.018	0.424	-0.024	0.669	0.069	0.678
(卸売・小売)	0.151	0.514	0.627	0.751	0.535	0.747
(不動産)	-0.401	0.404	-0.374	0.596	-0.545	0.604
(サービス)	-0.963	0.883	-0.967	1.190	-1.059	1.194
サンプル数	135		90		90	
対数尤度	-526.2		-312.5		-310.6	
尤度比	33.1		30.1		34.1	

注) 1. 表3の注参照。

2. 尤度比検定では全ての係数が0であるという仮説は棄却されない。

である。以上の統計は、給付日数や給付日額が失業期間を長期化させないという実証結果を支持する。

(3) 失業給付受給の影響が時間を通じて異なる場合

次に、失業期間を区切ることで、表3の推定の仮定を緩め、受給の再就職確率に与える影響が時間を通じて異なることを認めた推定を行う。どこで期間を区切るかが重要だが、所定給付日数に対応させれば、3, 6, 7, 8, 10ヵ月の区切りが考

表5 期間別再就職確率の推定

再就職確率の推定	失業給付受給 ダミーの係数	サンプル数	完結数	対数尤度	尤度比	G=T Test
a) 2 ヶ月以下	-1.765*** (0.299)	330	121	-652.2	75.14***	1.47
b) 3 ヶ月以下	-1.559*** (0.233)	330	162	-864.7	88.16***	2.26
c) 6 ヶ月以下	-1.141*** (0.176)	330	226	-1186.1	87.38***	12.52***
d) 2 ヶ月以上 3 ヶ月以下	-1.352*** (0.282)	256	38	-1186.1	87.38	0.15
e) 4 ヶ月以上 6 ヶ月以下	-0.247 (0.343)	168	64	-307.4	27.33	7.75***
f) 7 ヶ月以上	0.009 (0.229)	144	144	-570.3	40.35	1.11

- 注) 1. それぞれの推定には、表3と同じ説明変数が入っているが、ここでは掲載を省略している。  
 2. a) b) については尤度比検定により全ての係数が0であるという仮説1%の有意水準で棄却する。  
 3. 表3の注を参照。

えられる。内生性の問題が期間の初期で大きいことを考慮すれば、期間の最初の方で区切ることが望ましい。これらの中で、一定のサンプル数を維持しなければならない。

まず、「2 ヶ月以下」「3 ヶ月以下」「6 ヶ月以下」のサンプルで推定する。サンプル数は330である。この区分では、期間の最終時点で完結しない(失業プールから退出しない)人の失業期間が切断される。よって右側の切断を考慮して推定する。

表5の上段に結果を示す。それぞれの推定には、表3で使用した説明変数を入れているが、表には失業給付受給ダミーの係数だけを列挙している。係数は全て有意であるが、期間が長くなるにつれて推計値は小さくなる。これは、失業給付受給の影響が、期間が長くなるにつれて弱まることを示す。G=Tテストは、3 ヶ月までは失業給付受給の影響がそれぞれの期間について一定であることを受容するが、6 ヶ月以下では棄却される。4 ヶ月以上のサンプルを混在させて Proportional Hazard Model で推定すると結果を誤る可能性がある。

さらに詳しく見るために、「2 ヶ月以上 3 ヶ月以下」「4 ヶ月以上 6 ヶ月以下」で区切る。ここでは、区切られた期間の最初の時点でもサンプルが切断される。よって左側の切断も考慮して、2 ヶ

月(4 ヶ月)まで失業状態が続いたという条件付で推定する。結果を表5の中段に示す。「2 ヶ月以上 3 ヶ月以下」では、失業給付受給ダミーは有意に負の影響を持ち、受給者の方が依然として再就職確率が低い。ただし、「2 ヶ月以下」の場合よりも影響は小さくなる。「4 ヶ月以上 6 ヶ月以下」では推計値は大きく減少し有意でなくなる。

表5下段は「7 ヶ月以上」での推定結果を示すが、受給の影響は有意でない。「7 ヶ月以上」ではサンプル数が少ないので、4 ヶ月以上や6 ヶ月以上を一区切りにしたサンプルでも推定したが、結果は同じで受給の影響は確認されない。

このように、失業給付の受給は失業期間を長引かせる影響を持つが、その影響が大きいのは3 ヶ月までに限定されるといえる。この結果は、より精巧な手法で分析したアメリカでの結果に近い。Fallick (1991) は失業給付の受給が失業期間を長期化させる影響は20日までとしているし、Kettunen (1996) は2-3 ヶ月としている。本論文の分析は、サンプル数が少ないという問題を抱えているが、少なくとも所定給付日数の180日(約6 ヶ月)以上では、受給していることで失業期間が長期化するという事実は見られない。



#### IV おわりに

本論文では、失業給付と失業について日本の状況を考察した。論文の前半は、昭和57年から平成10年の間のマクロデータにより、失業等給付の受給状況と失業率の変遷を明らかにした。日本では、昭和50年代後半以降、雇用保険非受給者の失業率が急増していた。その背景には、保険に加入していないパートタイム労働者の失業率の増加や、平成5年以降は、特に若年男性での非加入者失業率の増加があった。雇用保険を受給していない者の多さと急増は、「受給しているかどうか」が失業期間の分析に重要であることを指摘した。

論文の後半は、1999年の『成長が期待される産業分野における人材の確保・育成』に関するアンケート調査』の従業員調査(個票データ)を用いて、失業給付の存在が失業期間を長期化させているかを検証した。失業給付の受給は失業期間を長引かせる影響を持つが、その影響は3ヵ月までの限定的なものであった。また、今回の分析では、給付額や所定給付日数が失業を長期化させる影響は見られなかった。失業給付が失業期間を長期化させるものの、長期化の程度や給付内容の影響は限定されているといえる。

#### 謝辞

本論文作成にあたり、福重元嗣神戸大学助教授、Colin McKenzie 大阪大学助教授、橘木俊詔京都大学教授、田口晶子政策研究大学院大学助教授、第38回計量経済学研究会参加者より貴重なコメントを頂いた。また、大竹文雄大阪大学助教授、大日康史大阪大学助教授には論文作成のあらゆる段階で助言を頂いた。ここに記して感謝したい。

#### 注

- 1) 図1から図4に示す数値は全て筆者の計算によるもの。必要であれば請求されたい。
- 2) Burtlessは、IURとして、 $t$ 月の雇用保険受給者数の、雇用保険被保険者数の $t-7$ 月からさかのぼった1年間の月平均に占める割合と定義する。失業保険受給資格(州によって異なるが、

給付条件は過去の被保険(就業)状況を含むことが多い)を考慮していると思われる。しかしながら、現在の受給者がどの月の被保険者であったかをマクロデータで知ることは不可能であり、この操作により得られるものは少ない。マクロデータにより概観を眺めるものとしては、大竹の定義が適切だと考える。

- 3) この定義により、雇用保険受給資格を持ちながら受給していない失業者は、雇用保険加入者失業率から落とされる。
- 4) 被保険者数として「全被保険者」ではなく「一般被保険者」を使用することで、雇用保険受給者数が「一般被保険者の基本手当基本分の受給者」であることに合わせている。基本手当の合計ではなく、基本分を用いるのは、性別、年齢別などが詳細に分かるからである。
- 5) 法改正による旧法対象者は分析から外した。また、平成7年度改正では、所定給付日数210、240、300日を決める年齢が45-55歳から45-60歳に変更され、これらのカテゴリーで大きなバイアスが生じるため、値を落とした。昭和59年度と平成7年度は、法改正で定義が変更したことによる測定バイアスがある可能性が高い。
- 6) 男女別のグラフは割愛した。必要であれば筆者に請求されたい。
- 7) 計算した所定給付日数よりも回答した失業給付日数の方が多い者が37名いるが、給付期間を延長された者もいるのでこれは異常値として扱わない。
- 8) 本論文で使用する調査は、転職に成功した者のみが対象で、離職後非労働力化した者を無視している。離職後非労働力化する者が多い時には、これは問題になる。そこで、離職後非労働力化する確率の低い層(55歳以下の男性)に限定した推定も試みた。サンプル数は176で、失業給付受給の係数は-0.9818で1%の有意水準で有意となる。失業給付の受給が再就職確率を下げるという表3の結果はさらに強まる。

#### 参考文献

- Burtless, Gary (1983) "Why Is Insured Unemployment So Low?" *Brookings Papers on Economic Activity* No. 1, pp. 225-249.
- Carling, Kenneth et al. (1996) "Unemployment Duration, Unemployment Benefits, and Labor Market Programs in Sweden," *Journal of Public Economics* Vol. 59 No. 3, pp. 313-334.
- Fallick, Bruce C. (1991) "Unemployment Insurance and the Rate of Re employment of Displaced Workers," *Review of Economics and Statistics* Vol. 73 No. 2, pp. 228-235.
- Follmann, Dean A., Goldberg, Matthew S., and May, Laurie (1990) "Personal Characteristics,

- Unemployment Insurance, and the Duration of Unemployment," *Journal of Econometrics* Vol. 45 No. 3, pp. 351-366.
- Grambsch, P. M. and T. M. Therneau (1994) "Proportional Hazards Tests and Diagnostics Based on Weighted Residuals," *Biometrika* Vol. 81, pp. 515-526.
- Ham, John C. and Rea, Samuel A., Jr. (1987) "Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada," *Journal of Labor Economics* Vol. 5 No. 3, pp. 325-353.
- Katz, Lawrence F. and Meyer, Bruce D. (1990) "The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment," *Journal of Public Economics* Vol. 41 No. 1, pp. 45-72.
- Kettunen, Juha (1996) "Duration Dependent Features of Unemployment Insurance," *Economics Letters* Vol. 51 No. 1, pp. 115-121.
- Kiefer, Nicholas E. (1988) "Economic Duration Data and Hazard Functions," *Journal of Economic Literature* Vol. XXVI, pp. 646-679.
- Meyer, Bruce D. (1990) "Unemployment Insurance and Unemployment Spells," *Econometrica* Vol. 58 No. 4, pp. 757-782.
- Moffitt, Robert (1985) "Unemployment Insurance and the Distribution of Unemployment Spells," *Journal of Econometrics* Vol. 28 No. 1, pp. 85-101.
- Moffitt, Robert and Nicholson, Walter (1982) "The effect of unemployment insurance on unemployment: The Case of Federal Supplemental Benefits," *The Review of Economics and Statistics* Vol. LXIV, pp. 1-11.
- Mortensen, Dale (1977) "Unemployment Insurance and Job Search Decisions," *Industrial and Labor Relations Review* Vol. 30, pp. 501-517.
- Narendranathan, W., Nickell, S., and Stern, J. (1985) "Unemployment Benefits Revisited," *Economic Journal* Vol. 95 No. 378, pp. 307-329.
- Poterba, James M.; Summers, Lawrence H. (1995) "Unemployment Benefits and Labor Market Transitions: A Multinomial Logit Model with Errors in Classification," *Review of Economics and Statistics* Vol. 77 No. 2, pp. 207-216.
- 大日康史 (2000) 「失業給付のモラルハザードに関する実証分析」, 三谷直紀編『21世紀への労働市場と雇用システムの構図(II)』, 雇用促進事業団(財)関西経済研究センター。
- 大竹文雄 (1987) 「失業と雇用保険制度」 *Economic Studies Quarterly* Vol. 38 No. 3, pp. 245-257.
- 橋本俊詔 (1984) 「失業期間の計測と国際比較」, 小池和男編『現代の失業』, 同文館, pp. 89-115。  
(こはら・みき 政策研究大学院大学助教授)

## 私的医療保険の需要と公的医療保険

滋野由紀子

### I はじめに

我が国の医療保険制度は、1961年以來、全ての国民が強制的に医療保険に加入することが義務づけられており、そのときの保険料は病気のリスクに依存せずに決定される社会保険方式が採られている。また、混合診療も禁止されており、所得格差によって医療アクセスに不平等が生じるのを回避することを最重視した仕組みとなっている。その結果として確かに、保健医療水準を測るバロメータにしばしば用いられる平均寿命、乳児死亡率<sup>1)</sup>はともに日本は世界最高水準であり、この点から医療保険制度は一定の成果をあげていると言って良いだろう。しかしながら、既に高齢社会を迎え、今後なお一層スピードを増していく高齢化のなかで、国民医療費の増加スピードも激しく、医療保険財源の逼迫は社会の大問題であり、医療保険制度の抜本改革が緊急の課題となっている。その議論の中では、急性疾患から慢性疾患へのシフトや価値観の多様化という理由もあり、医療保険のカバー範囲の縮小、一部民営化という意見も出されている。

現在のところ、我が国では、先にも述べたように国民皆保険制度がとられている上に、保険業の規制で病気の治療に要した医療費の一部分を補償するタイプの医療保険の販売が禁止されているので、例えばアメリカのHMOのような私的医療保険は発達していない。しかしながら、「ガン保険」、「生命保険の疾病特約」や「各種共済の医療保険」というような、ガンなどのある特定の病気

にかかったと診療されたら一時金の給付を受けられる、入院したときに入院日数に応じて給付金が受け取れる、手術したときに給付金が受け取れるという仕組みの保険は普及している。実に様々な種類の保険が提供されているが、本稿ではそれらを一括りにして「私的医療保険」と呼ぶことにする。

私的医療保険の果たしている役割としては、現金給付が主体であることから、

- ①病気の治療に要するコスト負担のリスク回避
- ②差額ベット代や付添看護料のため
- ③病気の期間の所得保障（休職や離職のリスク）

が考えられる。①については、保険診療を受けた際に自己負担しなければならない部分である。②については、公的保険でカバーされないものである。遠藤(1998)では、先進国では公的医療保険と私的医療保険を組み合わせることで医療保険が行われ、日本のような自己負担率が低く、混合診療が禁止されているケースでは、私的保険は奢侈性の高い財であると指摘されている。また、南部(1992)は、私的医療保険は、公的保険の対象外になるようなサービス（標準外の治療やアメニティ的なサービス）の配分を効率的にすることを示している。③については、病気で床につき休職もしくは、離職しなければならなくなった際の所得喪失のリスクに対応するものである。

そこで、本稿では、私的医療保険に対する需要について分析し、決定要因を明らかにするとともに、我が国で私的医療保険の果たす役割を検証する。とりわけ、公的医療保険を代替するものなの

かどうかに焦点を当てる。また、(私的)保険加入行動ではつとに指摘される逆選択が行われているかどうか<sup>2)</sup>についても検証する。本論文の結果は、今後の医療保険システムへ市場原理の導入を考える議論を行う際の、基礎的材料にもなり得るであろう。

本稿の構成は、以下の通りである。IIでは、使用するデータについての説明を行う。IIIでは、私的医療保険への加入状況を概観する。IVでは、推定モデルの提示を行い、Vではその結果を示す。VIで、本稿のまとめと今後の課題を述べる。

## II データ

本稿で使用するデータは、1999年11月に行われたアンケート調査から得られたものである。アンケートの対象は、ある調査会社とモニター契約を結んでいる、首都圏(東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県)と関西地区(大阪府、京都府、奈良県、兵庫県)在住の世帯から無作為抽出された1,300世帯である。そのうち、有効回答数は1,299世帯である。ただし、モニター契約を結ぶという意味決定を行った世帯という点では、サンプルに偏りが生じる可能性があり、結果の解釈を行う際には留意が必要である。

調査票は、世帯票、個人票、症状記録票の3部構成である。本稿では、そのうち世帯票と個人票によって得られる情報のみを使用する。世帯票は、世帯の「主婦」によって回答されていて、全ての世帯員の年齢、性別、慢性疾患の有無というような客観的に判別可能な情報や、世帯所得、資産、負債、住居の所有形態といった世帯単位で把握することが可能な情報が含まれている。世帯票に記載されている世帯員を足し合わせた、個人の総数は、4,282である。また、世帯票の設問から、私的医療保険に毎月世帯で支払っている保険料とその保険によってカバーされる世帯員は誰かということが、保険1契約ごとに知ることができる。これが、この調査を使用する最大の利点である。なぜならば、我が国で代表的な消費行動の調査である『家計調査』や『全国消費実態調査』では、保

険掛金はわかるが、それが医療保険なのか、生命保険なのか、あるいは火災保険なのか判別不能であり、当然のことながら、世帯員の誰を対象としたものであるかも特定することができないからである。

一方、個人票は20歳以上70歳未満の世帯員、各々によって回答されている。回答者総数は、2,787である。そこには、就業状態、労働所得、学歴、生命保険の加入状況(加入していない、死亡時給付金5,000万円未満の生命保険に加入、死亡時給付金5,000万円以上)、何歳まで生きられると想定して生活設計しているか、公的医療保険に加入しているか否か、加入している場合にはその種類(国民健康保険、政府管掌健康保険、組合管掌健康保険、共済組合、その他の健康保険)といった情報が含まれる。前述したように、制度上、我が国には公的医療保険の未加入者は存在しないはずである。しかしながら、退職後国民健康保険への加入手続きを行わなければならないが怠っている、あるいは保険料を滞納している等の理由で、事実上未加入の状態になっている人が存在する。その人々をここでは、「未加入者」として分類する。個人票にはさらに、被用者保険<sup>3)</sup>に加入している場合には、被保険者か被扶養者かの別、実質的な患者自己負担の割合または上限額といった情報が含まれる。現行では、被用者保険による医療費の自己負担率は、被保険者が2割、被扶養者が入院2割、外来3割である。しかし、実際には、健保組合、あるいは職場が自己負担額の一部を払い戻すことで、患者の自己負担率が実質的に低くなる場合がある。そのような制度の有無、一定率の払い戻しがある場合には実質的に何割負担になっているか、自己負担には一定の上限額<sup>4)</sup>があるか、についても分かる。これらの情報によって、実質上の自己負担率は何割なのか、医療費が高額になった場合に、法定よりも少額の負担で済まされるのか否かという、それぞれの人が直面している医療サービスの価格に相当するものが厳密に把握できる。

以下の分析では、サンプルを20歳以上60歳未満に限定する。なぜならば、医療保険の加入条件

に60歳未満という年齢制限を加えているものが見受けられ、そのことによるバイアスを避けるためである。

### Ⅲ 私的医療保険への加入状況

ここでは、Ⅱで説明したデータを使って、私的医療保険への加入状況を概観する。各個人を対象とした私的医療保険にいくらの保険料が支払われているかで捉える。複数人を対象とした保険の場合には、その保険料を対象者人数で、単純に平均する<sup>5)</sup>。図1は、サンプル全体の状況をみたものである。私的医療保険に全く加入していない人(保険料が0円の人)の割合は約26%であり、このことから逆に7割を超える人々が何らかの私的医療保険に加入していることがわかる。日本は公的保険が充実していると言われていた割には、公的保険だけでは、広い意味での病気のリスクには不十分であると考えている姿がうかがえる。

男女別に加入状況をみたものが、図2である。加入していない人の割合は、女性が約30%、男

性が約22%で、女性よりも男性の方が加入割合が高い。毎月支払われている保険料の額でも、女性より男性の方が多い。平均値でみると男性13,179円、女性8,841円、medianでみると男性10,145円、女性5,280円である。

図3は、世帯の中で最多所得者であるか否かで分類したものである。加入していない人の割合は、最多所得者が約23%、それ以外の方が約29%で、最多所得者の方が加入割合が高い。保険料の額をみても最多所得者の方が多い。平均値は最多所得者13,145円、最多所得者以外8,950円、medianは最多所得者10,000円、最多所得者以外5,299円である。

図4は、加入している公的医療保険の種類別にみたものである。公的医療保険は、自己負担の割合の違い等を考慮して、国民健康保険、被用者保険の被保険者、被用者保険の被扶養者、それに加えて未加入者に分類する。先にも述べたように制度上、我が国には公的医療保険の未加入者は存在しない。しかしながら、加入手続きを行っていない人、あるいは保険料を滞納していて事実上未加

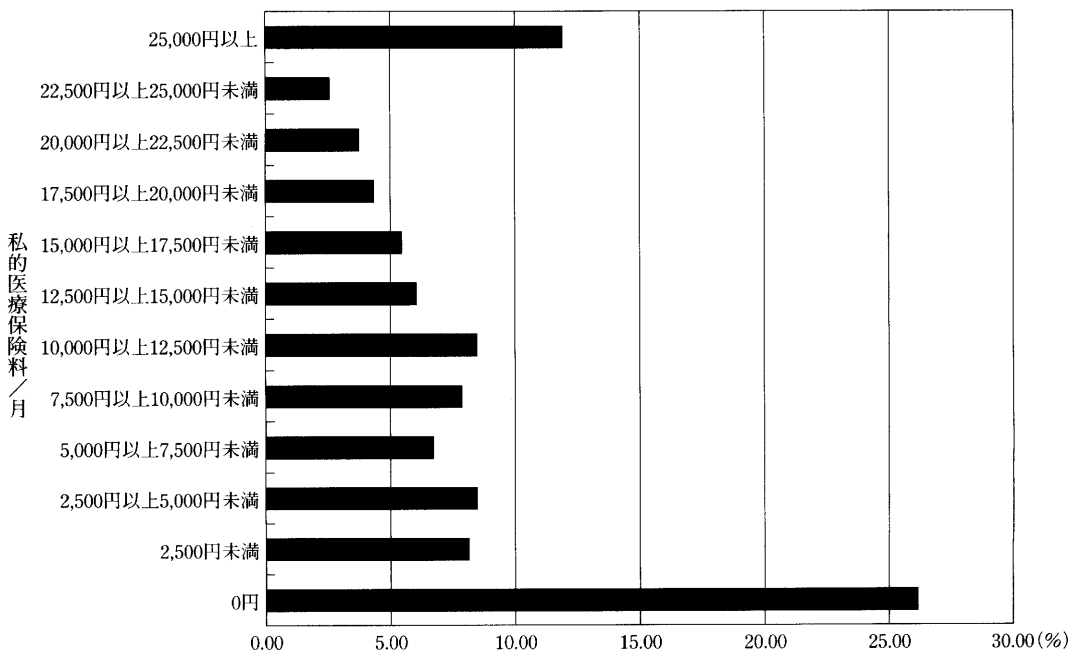


図1 全体

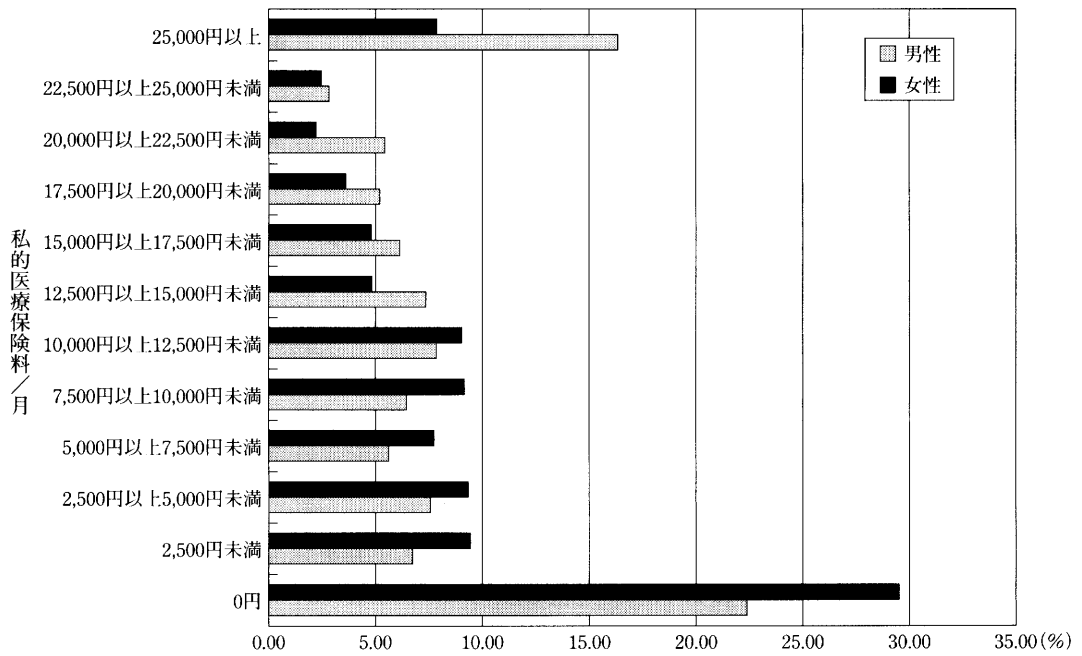


図2 男女別

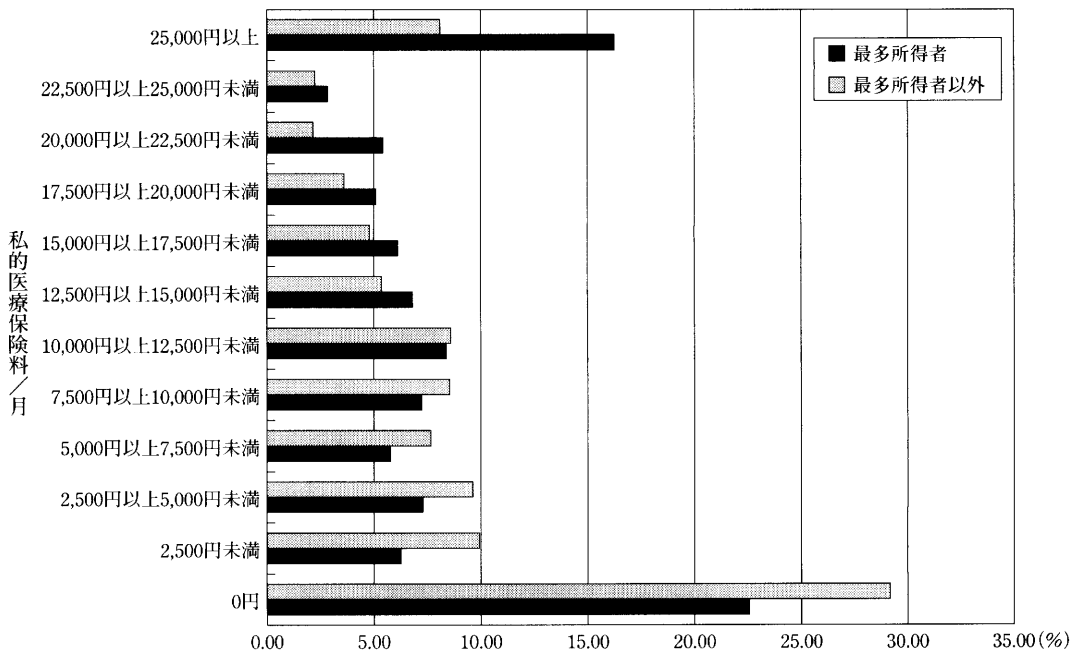


図3 最多所得者か否か

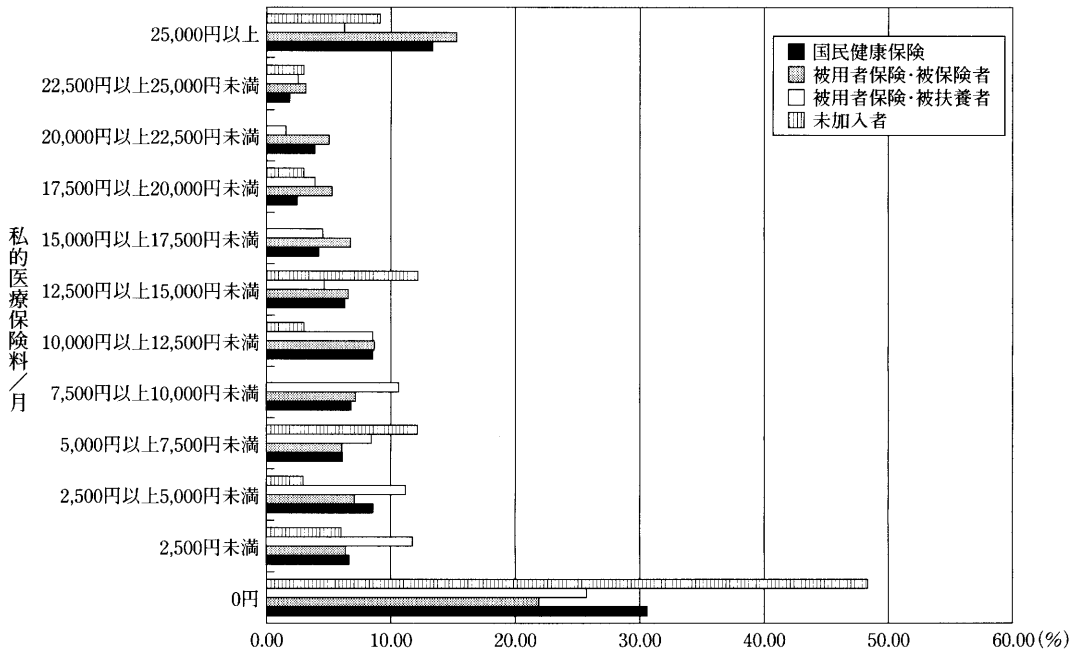


図4 公的医療保険の種類別

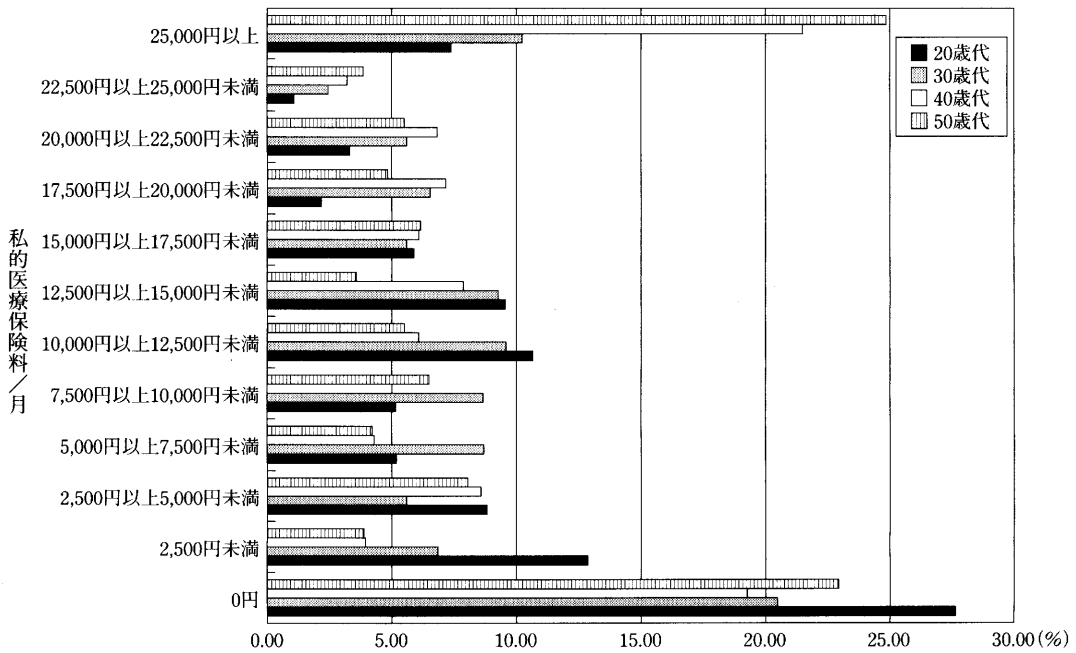


図5 男性年齢階層別

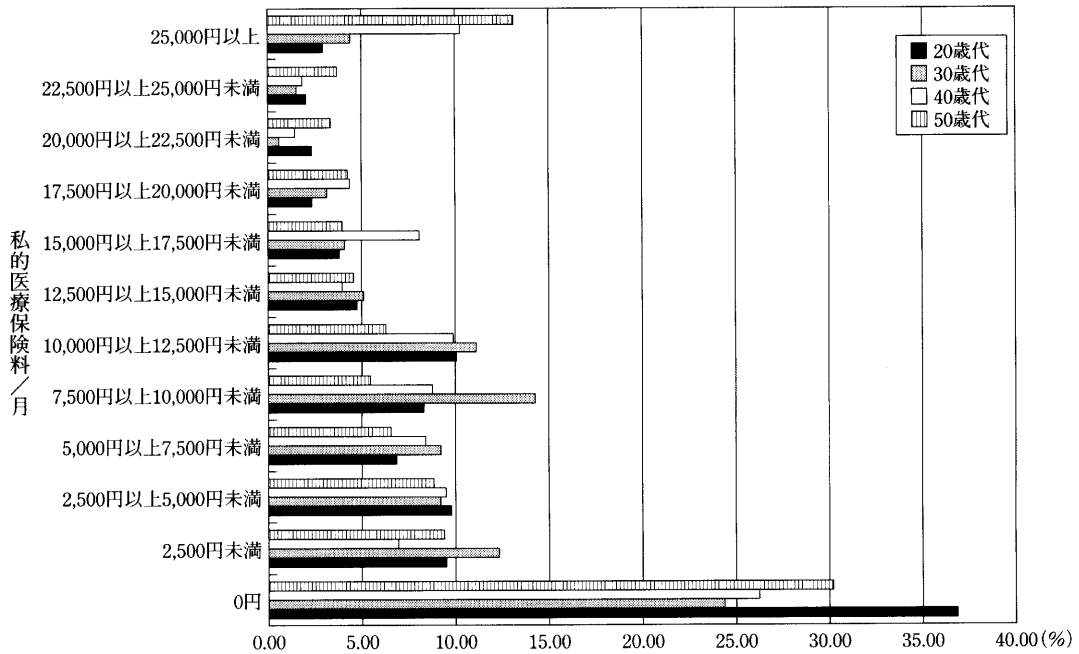


図6 女性年齢階層別

入の状態になっている人が存在する。その人々をここでは、未加入者として分類する。図4をみると、被用者保険・被保険者の加入割合が最も高く、支払い保険料も高い。国民健康保険加入者については、私的医療保険に加入している者の割合は相対的に低い。月当たり25,000円以上という高額な保険に加入している者の割合は相対的に高い。公的医療保険未加入者については、約半分が私的医療保険にも加入していないことがわかる。しかしながら、加入している人々については、その保険料は被用者保険・被扶養者に比べて高いことがわかる。

図5、図6ではそれぞれ男性、女性の年齢別に私的医療保険の加入状況を示している。加入割合は、男性は40歳代まで加齢と共に増加する傾向にあり、女性は30歳代まで増加し、40歳代以上は減少する傾向にある。保険料は、概ね男女ともに加齢と共に増加している。

#### IV 推定モデル

次に、私的医療保険への加入行動をさらに精緻に分析するために、私的医療保険の需要関数を推定する。我が国では、私的医療保険は主契約である生命保険の特約として契約するケースが多く、またIIIでみたように私的医療保険の保険料として回答され金額がかなり高い水準であり、生命保険の保険料を含んだ金額を答えている人々が多いのではないかと推察される。私的医療保険と生命保険とは一体として考えられているのではないだろうか。確かに生命保険は、生命の危機のリスクに備えるものであり、私的医療保険がカバーするリスクと重なる部分が多いし、リスクに対して回避的なのか中立的なのかという、リスクへの態度は当然のことながら医療保険需要と生命保険需要の両者に影響する。

そこで私的医療保険への加入選択と生命保険への加入選択が同時決定であるとする、bivariate probitモデルを用いる。すなわち、私的医療保



険に加入している場合を1(=y<sub>1</sub>), 加入していない場合を0, また生命保険に加入している場合を1(=y<sub>2</sub>), 加入していない場合を0とする二つの二値変数を被説明変数とし, 誤差項が二変量正規分布に従うと仮定する以下のような定式化を行う。

$$\begin{aligned}
 y_1^* &= \alpha X_1 + \varepsilon_1 \\
 y_1 &= 1 \quad \text{if } y_1^* > 0 \\
 y_1 &= 0 \quad \text{otherwise} \\
 y_2^* &= \beta X_2 + \varepsilon_2 \\
 y_2 &= 1 \quad \text{if } y_2^* > 0 \\
 y_2 &= 0 \quad \text{otherwise} \\
 E[\varepsilon_1] &= E[\varepsilon_2] = 1 \\
 \text{Var}[\varepsilon_1] &= \text{Var}[\varepsilon_2] = 1 \\
 \text{Cor}[\varepsilon_1, \varepsilon_2] &= \rho
 \end{aligned}$$

ここで $\alpha, \beta$ は係数ベクトル,  $X_i$ は説明変数ベクトルである。また,  $\rho$ の $t$ 値はWald検定の統計量と同値であり, 帰無仮説「 $\rho=0$ 」が棄却できれば選択 $y_1$ と $y_2$ は同時決定である。

私的医療保険需要関数の具体的な説明変数( $X_1$ )は, 自己負担率, 自己負担上限ダミー, 勤労所得(対数値), 最多所得者ダミー, 金融資産(対数値), 負債(対数値), 持ち家ダミー, 子供数, 長寿予想ダミー, 持病ダミー, 年齢ダミー(30歳代ダミー, 40歳代ダミー, 50歳代ダミー, 規定値は20歳代), 関西ダミー(規定値は首都圏)である。自己負担率の代わりに, 自己負担率に現れない各保険ごとの差異による効果も考慮して, 健保の種類ダミー(被用者保険・被保険者ダミー, 被用者保険・被扶養者ダミー, 健保未加入者ダミー, 規定値は国民健康保険加入者)と法定以下自己負担率ダミーを加えた推定も行う。

他方, 生命保険需要関数の具体的な説明変数( $X_2$ )は, 勤労所得(対数値), 勤務先ダミー(雇用者ダミー(民間企業, 従業員規模別), 公務員ダミー, 自営業ダミー, パートダミー, 規定値は無職), 最多所得者ダミー, 金融資産(対数値), 負債(対数値), 持ち家ダミー, 子供数, 長寿予想ダミー, 持病ダミー, 年齢ダミー(30歳代ダミー, 40歳代ダミー, 50歳代ダミー, 規定値は20歳代), 関西ダミー(ベースは首都圏)である。

以下では私的医療保険需要関数を中心に個別の

説明変数についてみていこう。自己負担率は, 国民健康保険加入者は0.3, 被用者保険加入者で被保険者の場合は0.2, 被用者保険加入者で被扶養者の場合も入院の自己負担率を用いて0.2, 健保組合や職場から自己負担額の払い戻し制度があり実質的に自己負担率が法定より低い場合にはその実質の割合, (事実上の)未加入者は1としている。法定以下上限ダミーは, 自己負担額が法定の63,600円/月よりも低い, ある一定額を超えた場合に, 健保組合や職場でその超過部分の払い戻しが受けられる制度がある場合に1, 法定通りの場合に0とするダミー変数である。これらの変数は, 病気になったときに我々が直接的に直面する, 医療サービスの価格を示す変数として捉える。そうすると, 病気になって公的保険でカバーされる医療サービスが必要となる場合に要するコストに対してのリスクの大きさと考えられる。したがって, 私的医療保険が公的医療保険を代替する役割を果たしているならば, 正の符号が期待される。

健保の種類ダミーと法定以下自己負担ダミーも同じであるが, 被用者保険の被保険者と被扶養者間における外来の自己負担率格差や, 自己負担率以外の制度間格差, 例えば健康増進プログラムの差なども含んだものである。財務状態が比較的良好な被用者保険については負, 未加入者については正の符号が予想される。

勤労所得は, 病気で休職および離職せざるを得なくなったときの損失所得の大きさをあらわすものとし, 私的医療保険が休職および離職時の所得保障としての役割が大きければ, 正の符号が期待される。また, 私的医療保険が入院時の個室の利用や, 付添人の雇用, あるいは通院の際のタクシー利用等, 医療以外の支出への備えであるとしても, 勤労所得(最多所得者以外の場合は世帯所得)が多ければ, 予算制約が緩くなるために正の符号が期待される。

金融資産, 持ち家ダミーも同じ効果が期待される。しかしながら, 金融資産・持ち家は医療保険を代替するものとも考えられ, その場合は負の効果も期待される。したがって, 符号はあらかじめ定まらない。負債は, その返済の義務が生じてお

り、病気で所得喪失したときの返済リスクの回避という役割を考えると正の符号が期待される。また、借入には審査があるため、負債が生涯所得の代理変数であるとしても正の効果が期待される。逆に、返済のため予算制約がタイトになると考えると、負の効果が期待される。よって、負債の効果もあらかじめ定まらない。

子供数は、扶養者の人数をあらわすもので、教育費等でもっとも負担が大きい18歳以下の人数を取り上げる。18歳以上であれば自分で稼ぐことが可能になるので除いている。子供数が多いほど、休職および離職による所得喪失のリスクが高いと考えると、正の符号が予想される。

長寿予想ダミーは平均寿命よりも長く生きると

想定して生活設計をしている場合を1、平均寿命以下を想定している場合を0とするダミー変数である。持病ダミーは定期的に通院したり服薬しなければならない病気がある場合には1、特にない場合には0とするダミー変数である。何れの変数も病気にかかると予想する確率をあらわすものである。長寿予想ダミーは、病気にかかる確率が低いと予想しているため長生きできると想定していると解釈すると、私的医療保険需要への効果は負と予想される。一方、持病があれば予想される病気にかかる確率が高いと考えると、符号は正と予想される。

推定はまず全サンプルを使用して行い、次にサンプルを世帯の中で最も勤労所得の多い人(最多

表1 記述統計量

変数名	全サンプル				最多所得者				最多所得者以外			
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値
民間医療保険加入の有無	0.7521	0.4318	0	1	0.7946	0.4041	0	1	0.7142	0.4519	0	1
生命保険加入の有無	0.8671	0.3395	0	1	0.9471	0.2238	0	1	0.7959	0.4032	0	1
自己負担率	0.2576	0.1095	0	1	0.2180	0.0909	0	1	0.2929	0.1126	0	1
自己負担上限ダミー	0.028	0.1654	0	1	0.0338	0.1810	0	1	0.0230	0.1501	0	1
国民健保ダミー	0.2478	0.4318	0	1	0.2442	0.4298	0	1	0.2511	0.4338	0	1
被用者健保・被保険者ダミー	0.429	0.495	0	1	0.6999	0.4585	0	1	0.1881	0.3909	0	1
被用者健保・被扶養者ダミー	0.3093	0.4623	0	1	0.0498	0.2177	0	1	0.5403	0.4985	0	1
健保未加入者ダミー	0.013	0.1159	0	1	0.0059	0.0771	0	1	0.0204	0.1414	0	1
法定以下自己負担ダミー	0.1319	0.3384	0	1	0.1884	0.3912	0	1	0.0816	0.2739	0	1
勤労所得(万円)	336.7	395.4	0	3500	615.6	404.1	0	3500	88.50	139.3	0	850
世帯所得(万円)	885.9	529.2	50	4500	827.2	486.4	50	4500	938.2	559	50	4500
雇用者(29人以下)ダミー	0.0948	0.2930	0	1	0.1505	0.3577	0	1	0.0452	0.2079	0	1
雇用者(30~99人)ダミー	0.0629	0.2428	0	1	0.0997	0.2997	0	1	0.0301	0.1711	0	1
雇用者(100~999人)ダミー	0.1342	0.3410	0	1	0.2283	0.4199	0	1	0.0505	0.2192	0	1
雇用者(1000人~)ダミー	0.1093	0.3122	0	1	0.1994	0.3997	0	1	0.0292	0.1686	0	1
公務員ダミー	0.041	0.2001	0	1	0.0777	0.2679	0	1	0.0097	0.0983	0	1
自営業ダミー	0.0901	0.2864	0	1	0.1196	0.3247	0	1	0.0638	0.2446	0	1
パートダミー	0.1624	0.3689	0	1	0.0488	0.2156	0	1	0.2635	0.4407	0	1
就業ダミー	0.7014	0.4577	0	1	0.9341	0.2480	0	1	0.4942	0.5001	0	1
金融資産(万円)	1033	1235	50	4500	977.9	1204	50	4500	1083	1259	50	4500
負債(万円)	860.2	1223	0	4000	848.3	1211	0	4000	870.8	1234	0	4000
持ち家ダミー	0.7478	0.4343	0	1	0.7248	0.446	0	1	0.7684	0.4220	0	1
子供数	0.9323	1.021	0	4	1.020	1.048	0	4	0.8535	0.9914	0	4
長寿予想ダミー	0.2924	0.4550	0	1	0.4217	0.4940	0	1	0.1774	0.3822	0	1
持病ダミー	0.1441	0.3513	0	1	0.1395	0.3467	0	1	0.148	0.3554	0	1
30歳代ダミー	0.2615	0.4395	0	1	0.3010	0.4589	0	1	0.2262	0.4185	0	1
40歳代ダミー	0.2187	0.4135	0	1	0.2542	0.4356	0	1	0.1872	0.3902	0	1
50歳代ダミー	0.2755	0.4469	0	1	0.3030	0.4598	0	1	0.2511	0.4338	0	1
関西ダミー	0.3915	0.4882	0	1	0.3998	0.4901	0	1	0.3842	0.4866	0	1

表2 推定結果 (Bivariate probit モデル, 全サンプル)

変数名	推定値	t 値	確率値	推定値	t 値	確率値
私的医療保険需要						
定数項	0.5350	2.490	0.012	0.29315	1.485	0.137
自己負担率	-0.5258	-1.842	0.065			
自己負担上限ダミー	0.2932	1.493	0.135			
被用者健保・被保険者ダミー				0.0882	1.000	0.317
被用者健保・被扶養者ダミー				0.1218	1.408	0.159
健保未加入者ダミー				-0.2649	-1.057	0.290
法定以下自己負担ダミー				0.1297	1.423	0.154
勤労所得 (対数値)	0.0032	0.223	0.823	0.0094	0.550	0.582
最多所得者ダミー	0.1651	2.014	0.044	0.1846	2.198	0.027
金融資産 (対数値)	-0.0020	-0.078	0.937	-0.0007	-0.028	0.978
負債 (対数値)	0.0325	2.652	0.008	0.0312	2.534	0.011
持ち家ダミー	-0.0771	-0.958	0.338	-0.0817	-1.014	0.310
子供数	-0.0325	-0.850	0.395	-0.0344	-0.891	0.373
長寿予想ダミー	-0.0068	-0.097	0.922	-0.0090	-0.129	0.897
持病ダミー	0.0457	0.507	0.611	0.0431	0.479	0.632
30歳代ダミー	0.2806	3.051	0.002	0.2733	2.952	0.003
40歳代ダミー	0.2657	2.652	0.008	0.2548	2.518	0.011
50歳代ダミー	0.1268	1.454	0.145	0.1227	1.378	0.168
関西ダミー	-0.0667	-1.078	0.280	-0.0636	-1.026	0.305
生命保険需要						
定数項	-0.1041	-0.430	0.667	-0.1099	-0.453	0.650
勤労所得 (対数値)	0.1189	3.095	0.001	0.1180	3.065	0.002
雇用者 (29人以下) ダミー	-0.3847	-1.534	0.124	-0.3848	-1.534	0.124
雇用者 (30~99人) ダミー	-0.2733	-0.999	0.317	-0.2686	-0.980	0.327
雇用者 (100~999人) ダミー	-0.3372	-1.335	0.181	-0.3335	-1.318	0.187
雇用者 (1000人~) ダミー	-0.3560	-1.365	0.172	-0.3519	-1.349	0.177
公務員ダミー	-0.3714	-1.165	0.244	-0.3680	-1.153	0.248
自営業ダミー	-0.2117	-0.894	0.371	-0.2128	-0.892	0.372
パートダミー	-0.4904	-2.623	0.008	-0.4828	-2.572	0.010
最多所得者ダミー	0.4535	4.485	0.000	0.4554	4.493	0.000
金融資産 (対数値)	0.0605	1.848	0.064	0.0614	1.868	0.061
負債 (対数値)	0.0399	2.558	0.010	0.0402	2.577	0.009
持ち家ダミー	-0.1173	-1.207	0.227	-0.1180	-1.213	0.225
子供数	0.0637	1.244	0.213	0.0638	1.246	0.212
長寿予想ダミー	-0.0305	-0.338	0.735	-0.0302	-0.333	0.739
持病ダミー	-0.0971	-0.844	0.398	-0.0960	-0.834	0.404
30歳代ダミー	0.3804	3.318	0.000	0.3796	3.313	0.000
40歳代ダミー	0.3793	3.047	0.002	0.3782	3.032	0.002
50歳代ダミー	0.5629	5.129	0.000	0.5636	5.117	0.000
関西ダミー	0.1699	2.096	0.036	0.1695	2.089	0.036
$\rho$	0.5565	14.815	0.000	0.5564	14.72	0.000
対数尤度	-1827.535			-1826.633		

サンプル数=2,130

表3 推定結果 (Bivariate probit モデル, 最多所得者に限定)

変数名	推定値	t値	確率値	推定値	t値	確率値
私的医療保険需要						
定数項	0.6525	1.630	0.103	0.4157	1.191	0.233
自己負担率	-0.6792	-1.088	0.276			
自己負担上限ダミー	0.4780	1.598	0.110			
被用者健保・被保険者ダミー				0.0849	0.704	0.481
被用者健保・被扶養者ダミー				0.0208	0.084	0.932
健保未加入者ダミー				-0.0145	-0.016	0.986
法定以下自己負担ダミー				0.2459	1.917	0.055
勤労所得(対数値)	0.0025	0.077	0.938	-0.0021	-0.056	0.955
金融資産(対数値)	-0.0031	-0.078	0.937	0.0040	0.099	0.921
負債(対数値)	0.0564	2.969	0.002	0.0568	2.971	0.002
持ち家ダミー	-0.0641	-0.524	0.600	-0.0696	-0.576	0.564
子供数	-0.0376	-0.672	0.501	-0.0368	-0.655	0.512
長寿予想ダミー	0.0346	0.349	0.726	0.0237	0.238	0.812
持病ダミー	0.0811	0.553	0.580	0.0843	0.577	0.563
30歳代ダミー	0.2036	1.333	0.182	0.1900	1.239	0.215
40歳代ダミー	0.2039	1.215	0.224	0.1884	1.116	0.264
50歳代ダミー	0.0421	0.267	0.789	0.0415	0.260	0.794
関西ダミー	-0.0203	-0.209	0.834	-0.0302	-0.311	0.755
生命保険需要						
定数項	-1.227	-2.273	0.023	-1.221	-2.238	0.025
勤労所得(対数値)	0.3068	2.286	0.022	0.3082	2.313	0.020
雇用人(29人以下)ダミー	-1.034	-1.266	0.205	-1.053	-1.299	0.194
雇用人(30~99人)ダミー	-1.130	-1.293	0.195	-1.138	-1.310	0.190
雇用人(100~999人)ダミー	-0.9539	-1.097	0.272	-0.9653	-1.119	0.263
雇用人(1000人~)ダミー	-1.032	-1.273	0.203	-1.044	-1.303	0.192
公務員ダミー	-1.372	-1.462	0.143	-1.391	-1.498	0.134
自営業ダミー	-0.8485	-0.970	0.332	-0.8625	-0.992	0.321
パートダミー	-1.269	-1.818	0.069	-1.282	-1.858	0.063
金融資産(対数値)	0.2090	2.913	0.003	0.2090	2.891	0.003
負債(対数値)	0.0844	2.553	0.010	0.0849	2.567	0.010
持ち家ダミー	-0.1911	-0.868	0.385	-0.1915	-0.864	0.387
子供数	0.0410	0.357	0.720	0.0403	0.351	0.725
長寿予想ダミー	0.1859	0.866	0.386	0.1843	0.856	0.392
持病ダミー	-0.0095	-0.041	0.967	-0.0050	-0.021	0.983
30歳代ダミー	0.5638	2.191	0.028	0.5562	2.148	0.031
40歳代ダミー	0.5208	1.671	0.094	0.5164	1.628	0.103
50歳代ダミー	0.3803	1.513	0.130	0.3798	1.502	0.133
関西ダミー	0.4935	1.981	0.047	0.4920	1.973	0.048
$\rho$	0.5436	5.626	0.000	0.5472	5.562	0.000
対数尤度	-647.8055			-647.4548		

サンプル数=1,003

所得者)とそれ以外の人々のグループに分割して、それぞれのサンプルで推定を行う。これは、最多所得者は病気による所得喪失のリスクが大きい、最多所得者でなければそのリスクはあまり大きく

ないというように、病気のリスクの質が違っていると考えられるからである。とりわけ、サンプルを最多所得者に限定することによって、私的医療保険および生命保険の所得保障としての機能をより明確

表4 推定結果 (Bivariate probit モデル, 最多所得者以外に限定)

変数名	推定値	t値	確率値	推定値	t値	確率値
私的医療保険需要						
定数項	0.2851	0.502	0.616	0.1531	0.277	0.781
自己負担率	-0.3856	-1.186	0.235			
自己負担上限ダミー	0.1285	0.464	0.642			
被用者健保・被保険者ダミー				0.0699	0.543	0.587
被用者健保・被扶養者ダミー				0.1643	1.728	0.083
健保未加入者ダミー				-0.2915	-1.089	0.276
法定以下自己負担ダミー				-0.0205	-0.150	0.880
世帯所得 (対数値)	0.0514	0.576	0.564	0.0364	0.406	0.684
就業ダミー	0.0546	0.657	0.511	0.0994	1.086	0.277
金融資産 (対数値)	-0.0075	-0.195	0.845	-0.0023	-0.061	0.951
負債 (対数値)	0.0130	0.779	0.436	0.0117	0.701	0.483
持ち家ダミー	-0.0989	-0.886	0.375	-0.0967	-0.861	0.388
子供数	-0.0379	-0.698	0.484	-0.0471	-0.854	0.393
長寿予想ダミー	-0.0646	-0.605	0.545	-0.0592	-0.555	0.578
持病ダミー	0.0347	0.291	0.770	0.0227	0.190	0.849
30歳代ダミー	0.3322	2.633	0.008	0.3135	2.465	0.013
40歳代ダミー	0.2704	2.017	0.043	0.2508	1.842	0.065
50歳代ダミー	0.1437	1.292	0.196	0.1236	1.086	0.277
関西ダミー	-0.0917	-1.072	0.283	-0.0888	-1.034	0.301
生命保険需要						
定数項	-0.0454	-0.074	0.940	-0.0618	-0.101	0.919
世帯所得 (対数値)	0.0690	0.680	0.496	0.0709	0.700	0.484
就業ダミー	0.1179	1.313	0.189	0.1168	1.301	0.193
金融資産 (対数値)	0.0092	0.217	0.828	0.0098	0.230	0.818
負債 (対数値)	0.0243	1.239	0.215	0.0244	1.242	0.214
持ち家ダミー	-0.0928	-0.792	0.428	-0.0945	-0.805	0.420
子供数	0.0359	0.577	0.563	0.0363	0.583	0.559
長寿予想ダミー	-0.1809	-1.589	0.111	-0.1794	-1.572	0.115
持病ダミー	-0.1251	-0.932	0.351	-0.1247	-0.929	0.352
30歳代ダミー	0.3110	2.258	0.023	0.3115	2.259	0.023
40歳代ダミー	0.2741	1.937	0.052	0.2747	1.942	0.052
50歳代ダミー	0.5844	4.459	0.000	0.5854	4.448	0.000
関西ダミー	0.0683	0.711	0.477	0.0698	0.725	0.468
$\rho$	0.5646	13.05	0.000	0.5637	12.994	0.000
対数尤度	-1156.887			-1154.972		

サンプル数=1,127

にとらえることができるだろう。なお、推定に用いた変数の記述統計量は表1の通りで、左欄が全サンプル、中央が最多所得者に限定したサンプル、右欄が最多所得者以外のサンプルの値である。

## V 推定結果

以下では、推定結果についてみていこう。まず、

全サンプルを用いた推定結果は、表2の通りである。 $\rho$ のt値より、「 $\rho=0$ 」、の帰無仮説は棄却される。すなわち、私的医療保険と生命保険の需要が同時決定であるというモデルは妥当であることが確認できる。

個別の説明変数の結果をみると、私的医療保険需要で統計的に有意な結果が得られた変数は、自己負担率、最多所得者ダミー、30歳代ダミー、

40歳代ダミーのみである。最多所得者ダミーは正であり、最多所得者は病気による所得喪失のリスクが大きく、そのリスクに備えて私的医療保険に加入していることがうかがえる。これは、最多所得者とそうでない人々とは、私的医療保険の需要行動が異なることを示唆する結果である。

そこで、最多所得者に限定したサンプルの推定結果を表3にみてもよい。私的医療保険需要関数について、統計的に有意な変数は負債と右欄の法定以下自己負担ダミーだけである。自己負担率や公的健康保険に関するダミー変数は何れも有意ではなく、法定以下自己負担ダミーの符号は正で、自己負担が法定以下の低い割合である人々ほど私的医療保険にも加入しているという結果となっている。これにより、我が国では私的医療保険は病気になったときの医療費負担リスクを分散させることを目的に加入されているわけではない、すなわち公的医療保険を代替するものではないということが明らかになった。

負債の符号は正であり、勤労所得、金融資産、持ち家ダミーが何れも有意ではないことから、病気のリスクで最も大きなものは稼得所得の減少で負債の返済が滞ることであることがうかがわれる。長寿予想ダミー、持病ダミーはともに有意ではなく、逆選択が行われるという理論は支持されない結果となっている。

他方、生命保険需要関数については、勤労所得、金融資産、負債が有意に正、パートダミーが有意に負という結果が得られている。また、年齢に関する変数では30歳代ダミーと40歳代ダミーが有意に正である。関西ダミーも有意に正である。

表4は最多所得者以外の人々についての推定結果である。私的医療保険需要と生命保険需要をあわせて統計的に有意な変数は、被用者健保・被扶養者ダミーと年齢に関する30歳代ダミーと40歳代ダミーだけである。最多所得者以外の人々にとっても、国民健康保険より被用者保険の被扶養者の方が、入院の自己負担率が低く、私的医療保険は病気になったときの医療費負担リスクを分散させることを目的に加入されているわけではないことを支持する結果が得られている。

## VI おわりに

本稿では、マイクロ・データを用いて、日本における私的医療保険の需要について分析を行った。その結果、第一に、自己負担率が高いほど直接的な病気のコストは高くなり、そのリスクを回避するために、私的医療保険の需要は大きくなると考えられるが、実際の分析では自己負担率とは無差別か、逆に自己負担率が低いほど私的医療保険の需要が大きくなるという結果が得られた。これにより我が国では私的医療保険は公的医療保険を代替するものではないことが明らかにされた。ひいては、現在の公的医療保険で、治療費負担に対するリスクは、十分カバーされていると言えるのではないだろうか。あるいは、それを名目を実施されてきた保険業の規制で病気の治療に要した医療費の一部を補償する医療保険の販売が禁止されているため、私的医療保険が整備されていないことのあらわれとも考えられる。したがって、公的医療保険のカバー範囲を縮小する場合には、まず私的医療保険の整備が不可欠である。

第二に、生命保険は所得や金融資産、負債が多いほどその需要も大きくなるが、医療保険は所得や金融資産とは無差別で負債のみ正の関係があることが確認された。このことから、病気のリスクで最も大きなものは稼得所得の減少で、負債の返済が滞ることであることが示唆される。

第三に、病気になるリスクの高さを示す持病の有無、長寿予想に関する変数は何れの結果をみても有意ではなく、通常、保険で問題となるリスクが高いと予想される人ほど保険に加入するという、逆選択は行われているとは言えないことを支持する結果が得られた。

ただし、私的医療保険の需要は、本来ならば給付水準の大きさを測るべきであるが、ここでは加入の有無の分析のみに留まっている。しかしながら、給付の方法は、病名、原因(事故か、病気か)、入院日数、手術の有無等、多岐にわたる尺度に依存しているため、給付水準の指標作りから行わなければならない。ここで使用したアンケート

ト調査からは、給付水準に関する情報を得ることはできないので、この点は今後の課題としたい。

### 謝 辞

本稿は第38回計量経済学研究会議の報告論文を加筆・修正したものである。遠藤久夫教授(学習院大学)をはじめ、同会議参加者より有意義なコメントをいただいた。また、本研究は1999-2000年度文部省科学研究補助金「医療保険制度改革の可能性に関する医療経済分析」の助成を受けている。同研究グループの代表：瀬岡吉彦教授(関東学院大学)、宮本守教授(関東学院大学)、大日康史助教授(大阪大学)にも有意義なコメントをいただいた。ここに記して厚く感謝申し上げたい。

### 注

- 1) 1977年の平気寿命は、男性が77.19歳、女性が83.82歳であり、同年の乳児死亡率は、出生1000対3.8である(『厚生白書』平成11年度版参照)。
- 2) 逆選択の問題に関しては、これまでに多くの研究が蓄積されている。例えば、Hurd and McGarry (1997)では、個人保険の購入を行っているか否かというダミー変数を被説明変数とし、説明変数に健康状態、公的保険の状態、病気のダミー、所得・資産、年齢、性別、教育レベルなどを用いてプロビット分析を行い、健康状態は有意な説明力を持たないことが示されている。また、被説明変数を個人保険への支払いを\$450以上行っているか否かというダミーにしたところ、健康状態の良い人ほど高額を支払いをしているという仮説とは逆の結果が明らかにされている。他方、Wolfe and Goddeeris (1991)では、

過去に医療費に大きな支出のある人々は、私的医療保険により加入していることが確認されている。Eggers and Prihoda (1982)においても逆選択を支持する結果が得られている。

- 3) ここでは、政府管掌健康保険、組管管掌健康保険、共済保険、その他保険を被用者保険とする。
- 4) 法定では、高額療養費の支給として、月に63,600円を越える部分の還付を受けることができる。ここでは、これよりも低い上限がある場合を指す。
- 5) 本人への給付額が比較的多い保険の場合には、バイアスを生じる可能性がある。その点には留意が必要である。

### 参考文献

- 遠藤久夫 (1998) 「医療における市場原理と計画原理の相互補完性」『医療と社会』Vol. 8, pp. 183-205.
- 南部鶴彦 (1992) 「国民医療費の構造と私保険の役割」, 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』, pp. 233-246, 有斐閣。
- Eggers, P. W. and R. H. Prihoda (1982) "Pre-enrollment reimbursement: Patterns of Medicare beneficiaries enrolled in at-risk HMOs," *Health Care Financing Review* Vol. 4, pp. 55-74.
- Greene, W. H. (1997) *Econometric Analysis*, 3rd. ed., London: Prentice-Hall International.
- Hurd, M. D. and K. McGarry (1997) "Medical insurance and the use of health care services by the elderly," *Journal of Health Economics* Vol. 16, pp. 129-154.
- Wolfe, J. R. and J. H. Goddeeris (1991) "Adverse selection, moral hazard, and wealth effects in the medigap insurance market," *Journal of Health Economics* Vol. 10, pp. 433-459.
- (しげの・ゆきこ 大阪市立大学助教授)

## Differentials in the Demand for Health Check-up

山田直志 (Tadashi Yamada)

山田哲司 (Tetsuji Yamada)

---

〔要旨〕 人が健康である場合、働く時間が増加するので労働市場における稼得能力が高まる。また、労働市場以外の生産性も高まるので家庭内生産（例えば家事、育児など）に使える時間も増加する。健康診断は、このような健康状態を維持するのに適切な方法である。この論文の目的は、わが国の20歳以上64歳以下の人々を対象に、健康診断に対する受診行動を解明することである。この分析では、性別や健康保険の種類別にみた健康診断需要の相違に注目しながら、実証分析を行った。使用したデータは『平成7年 国民生活基礎調査』のマイクロ・データであり、健康診断需要の社会・経済的要因並びに人口学的要因として取り上げた変数は、年齢、性別、所得、健康保険の種類、企業規模、職業である。実証分析の結果、これらの変数及び健康状態の指標は、個人の健康診断需要に対して統計的に有意な影響を及ぼしているが、人々の間に見られる健康診断需要に対する相違をもたらしている要因は、健康診断コストの相違であることが明らかになった。従って、健康診断を一層普及させるためには、健康診断を受けるのに必要なコストを政府が様々な方法で軽減することが求められる。そして、この目標を達成するためには、現状では健康診断を受けることが困難な面をもつ人々、すなわち既婚女性や国民健康保険加入者や中小企業の従業員などに焦点を合わせた対策が必要である。

---

### Abstract

Good health enhances market earnings by increasing healthy days for work, and by increasing non-market productivity allows for more time available for household production. The health check-up is a good strategy to secure good health. This study aims to explain the behavior toward the demand for health check-up by the population aged 20-64 in Japan. We focus on the effects of different health insurance coverage, gender responses, with special emphasis on National Health Insurance coverage, on the demand for the health check-up. Using sample data from the *Comprehensive Survey of the Living Conditions of People on Health and Welfare* in 1995, we find a number of socio-economic and demographic factors to be the determinants of the health check-up. These determinants include: age, gender, earnings, types of health insurance coverage, firm size, occupation, and objective evaluation measures of health conditions. These variables are shown to be mostly significant in our models. Our empirical study shows that differentials in the demand for health check-up among the Japanese population aged 20-64 are mainly due to differences in the costs of accessing the health check-up. Government policies that are able to mitigate health check-up costs in various forms are highly recommended. These can be accomplished through the effective targeting of disadvantaged groups such as married women, National Health Insurance insureds and employees of relatively smaller-sized firms.



## I Introduction

Good health is by itself of great value. It enhances market earnings by increasing healthy days for work (Grossman 1972), and by increasing non-market productivity, it allows for more time available for household production (Becker 1976). Health check-up is a good strategy to secure and maintain good health. However, a survey by the Japanese government, the *Comprehensive Survey of the Living Conditions of People on Health and Welfare* in 1995 (Kokumin Seikatsu Kiso Chosa, in Japanese), not only shows that about half of the population take the health check-up, but also that the demand for health check-up substantially varies among the population. The reasons behind the low demand as well as the differentials in the demand for health check-up under the comprehensive Japanese medical health care system await clarification.

Health check-up has at least two aspects. First, under uncertainty, one can likely obtain more objective diagnostic health information over subjective health evaluation. Second, the health check-up will lead to a further demand for preventive medical care when necessary. Consequently, early medical care often curtails serious illnesses. In general, individuals demand less health information when they are young, but their demand increases as age rises (Kenkel 1990). The individual's decision to take the health check-up depends on accessibility; the costs of health check-up including both the insurance coverage of the medical costs and the time costs become the major determinants of the demand for health check-up, where the latter has a larger time-price elasticity in the demand for medical inputs (Phelps and Newhouse 1974, Coffey 1983). While income has a positive effect on the demand for preventive medical care (Kenkel 1994), and better information on one's own health increases the demand for preventive medical care (Hsieh and Lin 1997), better health itself gives less incentive for individ-

uals to collect health information. These aspects of the individual's behavior toward the demand for health check-up are due to involved uncertainty (Arrow 1963).

This study focuses on the differentials in the demand for the health check-up as differentiated by gender and by different types of health insurance. Its purpose lies in attempting to clarify the reasons behind the low demand for the health check-up among females more than males, and among persons covered by the National Health Insurance more than those covered by other types of health insurance in Japan. There had been few empirical studies, precedent to this study, which focused on this issue that uses micro-data from the *Comprehensive Survey of the Living Conditions of People on Health and Welfare* in 1995. Our study takes a sample of 449, 051 people ages 20-64 from the entire 746, 592 observations of all ages 12 and over in the Survey.<sup>1)</sup> Based on the empirical results, we find that the gender differential in the demand for health check-up exists after controlling other socio-economic and demographic variables. Age is one other major factor that determines the demand for the health check-up. Types of health insurance coverage as well as sizes of organizations the individual works for are also robust factors that affect individual demand for the health check-up.

This paper is organized as follows. The next section provides the aspects of the health check-up based on the aforementioned survey. Section III presents our theoretical model that shows comparative static analysis of the demand for health check-up, as well as the explanation of the variables of interest in this study. We then report our empirical results in Section IV and our summary in Section V.

## II Aspects of the Health Check-up

Japan's Medical Insurance System is a comprehensive system covering the entire population through the National Health Insurance, the

Employees' Health Insurance, and the Seamen's Insurance.<sup>2)</sup> Of the Employees' Health Insurance, there are three types: (1) the Society-managed Health Insurance, provided for by an employer with 700 employees or more,<sup>3)</sup> (2) the Health Insurance managed by the Government, provided for by an employer with less than 700 employees, and (3) the Mutual Aid Associations Health Insurance covering public employees, and teachers and personnel of private schools. The medical care benefits under the Employees' Health Insurance cover 80 percent and 70 percent of medical costs for insured persons and their dependents, respectively. The National Health Insurance is a community-based insurance plan for local residents who are not covered by the Employees' Health Insurance. It pays for 70 percent of the medical costs incurred by all insured persons.<sup>4)</sup>

Of the various health check-ups provided by firms, there are three classifications: the compulsory health check-up instituted by law, the recommended health check-up, and the discretionary ones in the firms. The general health check-up is usually compulsory prior to the commencement of employment, and then again once every year throughout the duration of employment. It includes the following items: (1) report of medical history, (2) self-evaluation and objective evaluation of medical symptoms, (3) height, weight, optesthesia, color vision (chromatopsia), and audiometry, (4) chest X-ray radiography, (5) blood pressure, (6) urine examination, (7) anemia, (8) liver function, (9) blood lipids, (10) blood sugar, and (11) electrocardiogram.

Besides these various health check-ups, firms often provide their employees another type of health check-up as a fringe benefit: half day, one-day or two-day thorough health check-up in hospital once a year in order to find the employee's sickness at an early stage as well as to promote the employees' health condition.<sup>5)</sup> This type of medical service for employees, called "Nin-gen Dock (in Japanese)", is not covered by the Employees'

Health Insurance. According to *The Situations of Fringe Benefits* (Fukuri Kosei Jizyo, in Japanese: Institute of Labor Administration, 1998), about 81 percent of the surveyed 5,000 firms, sampled from across the industries, subsidize about 70 percent or more of the incurred medical costs of the comprehensive health check up in hospital.<sup>6)</sup> The average amount of the coverage is about \$ 350, within the range of \$ 100 to \$ 900.<sup>7)</sup> About 89 percent of the firms with 3,000 employees or more provide this subsidy, about 84 percent of those with 1,000-2,999 employees, and about 74 percent of those with less than 1,000 employees.

In a similar way, the National Health Insurance also provides for various types of health check-up to local residents who are not covered by the Employees' Health Insurance and other types of health insurance.<sup>8)</sup> Generally, the local government notifies their residents about the schedules for the health check-up. These health check-up periods are scattered throughout the year in order to avoid the busy periods for their residents, e. g., farmers. Residents usually go to one of the health centers within the vicinity for their health check-up but go to hospitals and clinics for certain types of medical check-ups. They pay the minimum fee according to the type of health check-up they take.

The types of health check-up provided by local governments are as follows: (1) group health check-up at local health centers and individual visits to hospitals or clinics,<sup>9)</sup> and (2) comprehensive medical health check-up in hospitals, i.e., the "Nin-gen Dock". The former includes the basic health check-up items mentioned earlier for a fee of about \$ 10, and tests for the following: gastric cancer (\$ 8), carcinoma of the colon and rectum (\$ 5), lung cancer (no fee; \$ 5 for examination of sputum), tuberculosis (no fee), carcinoma cancer uteri (\$ 6), osteoporosis (\$ 5), breast cancer (\$ 10), and other types of women's medical tests (\$ 5). The latter is inclusive of the basic health check-up items plus other services depending on the length of hospital stay. The subsidies by local

governments are, for example, \$ 175 for general medical examination (own out-of-pocket expenses are about \$ 190 ; that is, the total costs are about \$ 365), \$ 250 for brain examination (own expenses are about \$ 274), and \$ 375 for comprehensive examination, i. e., general plus brain examinations, (private expenses amount to about \$ 410). The provisions for the above-mentioned health check-up have age restrictions, such as the general medical examination for people aged 30 or more, and the brain and comprehensive examinations for those aged 40 or more.

Now, we will report on how people aged 20 to 64 in Japan have the health check-up, based on the *Comprehensive Survey of the Living Conditions of People on Health and Welfare* in 1995 ("Kokumin Seikatsu Kiso Chosa" in Japanese ; hereafter the Survey). Of people aged 20-64 in the Survey, the sample sizes are : overall N=449,051, male N=219,983, and female N=229,068. The overall average of the health check-up is 0.557, that is, 55.7 percent of the population has had the health

check-up (see Table 1). The proportion of males taking the health check-up is 0.607, which is about 10 percentage points above the 0.509 of females. Let us now refer to the sample means of the proportion of people having their health check-up by different types of health insurance and different age groups. We show the averages for each type of insurance cover for each age group in Table 1 and Figure 1. We note that the health check-up proportion is highest (0.692) for Mutual Aid Associations Health Insurance (MUTUHI, i.e., public employees, and teachers and personnel of private schools) in almost all of the different age groups, and second highest (0.647) for Society-managed Health Insurance (SOCIHI, i.e., 700 employees or more in a firm).<sup>10)</sup> Meanwhile, National Health Insurance (NHI) insurants have the lowest proportion of health check-up takers (0.419). For example, the difference in the health check-up rate between males with the National Health Insurance and those with the Mutual Aid Associations Health Insurance is nearly 40 percent-

Table 1 Health Check-up Rate by Health Insurance Type for both Males and Females

		Years Old	20~64	20~29	30~39	40~49	50~60	61~64
<b>Overall Number</b>	n=449,051		<b>0.557</b>	<b>0.457</b>	<b>0.521</b>	<b>0.597</b>	<b>0.620</b>	<b>0.585</b>
MALES	n <sub>male</sub> =219,983		0.607	0.487	0.630	0.652	0.653	0.583
FEMALES	n <sub>female</sub> =229,068		0.509	0.429	0.415	0.543	0.590	0.587
<b>National Health Insurance</b>			<b>0.419</b>	<b>0.269</b>	<b>0.311</b>	<b>0.396</b>	<b>0.490</b>	<b>0.550</b>
MALES	n <sub>male</sub> =67,320		0.409	0.286	0.346	0.397	0.458	0.523
FEMALES	n <sub>female</sub> =74,104		0.429	0.252	0.278	0.396	0.517	0.573
<b>Government-Managed Insurance</b>			<b>0.582</b>	<b>0.474</b>	<b>0.532</b>	<b>0.630</b>	<b>0.668</b>	<b>0.654</b>
MALES	n <sub>male</sub> =69,743		0.635	0.504	0.633	0.682	0.705	0.684
FEMALES	n <sub>female</sub> =75,709		0.535	0.448	0.438	0.584	0.635	0.623
<b>Society-Managed Insurance</b>			<b>0.647</b>	<b>0.550</b>	<b>0.610</b>	<b>0.704</b>	<b>0.733</b>	<b>0.666</b>
MALES	n <sub>male</sub> =55,112		0.739	0.590	0.763	0.809	0.808	0.715
FEMALES	n <sub>female</sub> =51,481		0.549	0.510	0.455	0.595	0.644	0.612
<b>Mutual Aid Associations Insurance</b>			<b>0.692</b>	<b>0.563</b>	<b>0.648</b>	<b>0.755</b>	<b>0.775</b>	<b>0.690</b>
MALES	n <sub>male</sub> =24,797		0.789	0.598	0.808	0.848	0.841	0.709
FEMALES	n <sub>female</sub> =25,183		0.598	0.534	0.503	0.662	0.697	0.675

Note : The overall number includes people with Seamen's Health Insurance (n=5,602).

age points ; the former is 0.409 and the latter is 0.789. For females in the same two categories, the differential becomes somewhat smaller : 0.429 for females with the National Health Insurance, and 0.598 for their counterparts with Mutual Aid Associations Health Insurance.

A reason for the high health check-up rates for employees covered by either MUTUHI or SOCIHI is that they enjoy better and more fringe benefits, and with easier access to the health check-up, they incur lesser costs. In fact, firms with 1,000 or more employees, by law, must have their industrial doctor and medical assistance such as nurses in their work places. On the other hand, smaller firms may provide less medical facilities and services at their working sites, and sometimes they may not want employees to leave their jobs simply for the health check-up. In response to this problem, branches of the Supervision of Labor Standards often facilitate informing the employers, as well as providing on-site health check-up by parking medical vehicles with X-ray radiation equipment near or at their work sites. Also, people with the National Health

Insurance have less accessibility to health check-up facilities compared to those working at large firms even if both groups are notified regarding the health check-up days and places by local governments. As observed in Table 1 and Figure 1, we notice that there are variations in the health check-up rates among different health insurance coverages as well as among different age groups of each health insurance. The apparent reason that people of older age groups have higher health check-up rate is their higher risk of sickness as compared with younger age groups. Thus, these differences in health check-up rate by the type of health insurance and by the age factor must be underlined.

Now, we examine in detail the health check-up rate of females. Except for those with the National Health Insurance, females have a similar pattern of the health check-up rate with regard to each other, as shown in Figure 1. Their health check-up rates dip at the age of 30-34 years old.<sup>11)</sup> This reduction in the health check-up rate probably reflects the timing of marriage and the delivery of a child.

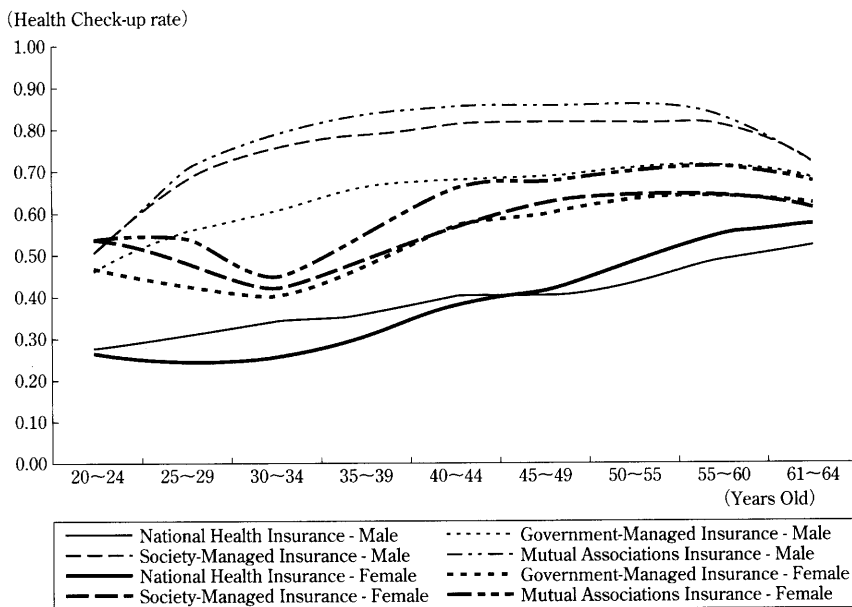


Figure 1 Health Check-up Rate by Health Insurance Type

During pregnancy, these women meet doctors on a regular basis so they are likely to be well informed regarding their health conditions and do not necessarily need to take their health check-up. Furthermore, they are likely to be advised not to take X-ray during the period of maternity. Although we do not see any dip in the health check-up rate of females with the National Health Insurance, the average rate for those aged 30-39 is far lower (0.278) than those covered by other types of health insurance. Thus, we observe there exist variations in the opportunities for health check-up for different health insurance types, gender, and age groups. The low health check-up rate of females aged 30-39 very likely reflects the risk of maternity.

Concerning the difference in health check-up rate between married and single women (not shown in the Table for brevity), first we note that the rate among women is generally lower for married than for single women in all types of health insurance except for women insured under the National Health Insurance. For example, the health check-up rates for married women aged 30-39 are 0.277 (NHI), 0.409 (Government-managed Health Insurance: GOVTHI), 0.419 (SOCIHI) and 0.479 (MUTUHI), whereas the respective rates for single women are 0.280, 0.588, 0.712, and 0.731. Second, the difference in health check-up rate between married and single women under a given health insurance narrows at the ages of 61-64. The health check-up rates of married and single women for the 61-64 age are, respectively, 0.585 and 0.530 under NHI, 0.625 and 0.619 under GOVTHI, 0.614 and 0.607 under SOCIHI, and 0.696 and 0.626 under MUTUHI. Third, concerning males, the health check-up rate is always higher for married than for single men. The fear of losing their income due to illness seems to be giving strong incentives for married men to have their health check-up.

An explanation for the higher health check-up rates among single women is probably due to a

larger loss in income should they become ill and have no one to ask for help.<sup>12)</sup> On the other hand, the generally low health check-up rates for married women can be partially explained by the following reasons. First, as mentioned previously, married women aged 20 to 39 have a high risk of damaging the fetus by having X-ray during the pregnancy period. Second, married women with young children and those living with their parents face higher opportunity costs of having their health check-up unless they get supportive assistance for household work when they visit clinics and hospitals. Finally, the reason why the health check-up rates are similar among different types of health insurance, but where the check-up rate lowers at the ages of 61-64, can be attributed to the retirement age. That is to say, most women are already retired from employment.

Finally, we will examine the attitude of people with National Health Insurance by employment status because these NHI insureds have the lowest rates of the health check-up. We have argued earlier that people having greater accessibility to health check-up facilities are more likely to take their health check-up than otherwise. If this hypothesis is correct, people with the same National Health Insurance but have different employment settings will have different health check-up rates. For example, those with National Health Insurance but employed at large-sized firms (e.g. those with over 1,000 workers) should have higher health check-up rates compared to those working at a relatively small-sized firm with less than 30 workers.<sup>13)</sup> The over-all health check-up rate from ages 20 to 64 is 0.343 for female insureds of the National Health Insurance but working at a firm with 1 to 4 workers, while the rate (0.624) is highest for those working at a firm with over 1,000 workers. The respective rates for working male insureds of the National Health Insurance are 0.331 at a firm with 1 to 4 workers and 0.784 at a firm with over 1,000 workers. The low rate of health check-up among people working

at a firm with 1-4 workers reflects that smaller firms provide less medical facilities and services at their work sites than larger firms and sometime the former may not want employees to leave their jobs simply for the health check-up. Of household workers who have the National Health Insurance, they have one of the lowest health check-up rates among the various categories of employment: 0.393 for NHI female and 0.383 for NHI male. Additional evidence is also seen in related household-categories, such as the self-employed, family workers, etc.

For this section, what we have learned from the sample of approximately 450,000 people, aged 20 to 64, obtained from the *Comprehensive Survey of the Living Conditions of People on Health and Welfare* in 1995 may be summarized as follows.

- (1) As people grow older, they are more likely to take the health check-up.
- (2) People with National Health Insurance are less likely to take the health check-up than those covered by either Society-managed Health Insurance or Mutual Aid Associations Health Insurance.
- (3) Males and females have distinctly different attitudes toward the health check-up.
- (4) Single women are more likely to take the health check-up than married ones; for the males, the opposite is true.
- (5) Among people with National Health Insurance, those employed by larger-sized firms have the health check-up more than those employed at home and in smaller-sized firms.

We shall try to incorporate these observations into our theoretical model and to clarify the factors that contribute to the low health check-up rate of insureds under the National Health Insurance, which has the lowest health check-up rate among the different health insurances.

### III Theoretical Model

#### 1 Model

As was mentioned in the previous section, the average proportion of 20 to 64 year-old Japanese, who had the health check-up in 1995, is about 56 percent. Nearly half of the population did not take their health check-up despite the fact that the purpose of the health check-up is to provide information on the individual's health status by identifying symptoms and illnesses at their early stages.

There are a number of possible explanations as to why people do not take the health check-up. One of the possible reasons could be that most people are risk-lovers, but this is hardly an acceptable explanation. Or that, on the contrary, most people are risk-averse but they feel they have adequate knowledge of their health condition; thus, the marginal benefits of having the health check-up are too little relative to its costs. There are many other explanations that are possible but too many to be mentioned. However, irrespective of the reasons, people are faced with the uncertainty problem of the incidence of an illness. Generally, a person could prevent future financial losses and psychological burdens by having more and better information with regard to her present health condition. This kind of information could be provided by the health check-up.

In this section, we would like to show an application of the theory of insurance under uncertainty. This aims to explain the individual's choice on whether to have or not to have the health check-up in response to the exogenous changes the individual is faced with.

Let us assume that an individual's preferences can be represented by a utility function,

$$U = U(S_1, S_2; \pi_1, \pi_2). \quad (1)$$

Here, utility is defined over the contingent earning capacity  $(S_1, S_2)$ .<sup>14)</sup> The corresponding probabilities  $\pi_1, \pi_2$  are parameters of the utility function, since the value of a state-contingent earning capacity depends on how likely the state is to occur.

Suppose there is an event  $S_1$ , where an individual is faced with probability  $\pi_1$ : she maintains her initial health-related endowment  $S_0$  by incurring the cost  $(P+C)$  per unit of health check-up  $b$ ; <sup>15)</sup>  $P$  is the price of health check-up per unit; and  $C$  is pecuniary as well as non-pecuniary costs other than  $P$  of health check-up.  $P$  differs according to the individual's health insurance. Then,  $S_1$  is defined as,

$$S_1 = S_0 - (P+C) b. \quad (2)$$

In the second event  $S_2$ , the individual is now faced with the probability  $\pi_2$ : she suffers loss  $L$  of her earning capacity. We assume further that the value of loss increases as her age  $A$  progresses. That is, the individual's opportunity costs rise (at a diminishing rate) as age does. <sup>16)</sup> Her stock of health eventually depreciates as age increases. Also, we assume an additional factor in the argument of loss  $L$ : the individual may take some health promoting activities  $H$  to increase her health stock  $HS$ . Loss  $L$  is defined as follows:

$$L = L(A, H),$$

$$\frac{\partial L}{\partial A} > 0 \text{ and } \frac{\partial L}{\partial H} = \frac{\partial L}{\partial HS} \frac{\partial HS}{\partial H} > 0. \quad (3)$$

In equation (3), the size of loss  $L$  depends on types of illnesses. <sup>17)</sup> Different illnesses show different measurable symptoms (although some show similarities) such as high blood pressure, high cholesterol, proteinuria, and high white blood cell. Each symptom  $s_j$  is associated with a particular illness and, hence, with a particular loss  $L_j$ . Having the health check-up is influenced by subjective and/or objective symptoms such that,

$$b = b(s_j), \quad j = 1, \dots, n. \quad (4)$$

If symptoms are subject to a probability distribution such as  $\pi_j(s_j)$ , we can assume that having the health check-up is an inverse function of symptoms,

$$\pi_j^{-1}(b) = (s_j). \quad (5)$$

Therefore, we can show the relationship between health check-up  $b$  and loss  $L_j$  as,

$$\pi_j^*(b) L_j, \quad (6)$$

where  $\pi_j^*$  is probability associated with loss  $L_j$ . The expected loss due to illness can be expressed

as,

$$\begin{aligned} \text{Expected Loss} &= \pi^*(b) L(A, H) \\ &= \sum_{j=1}^n \pi_j^*(b) L_j(A, H). \end{aligned} \quad (7)$$

Finally, if event 2 occurs, the individual receives medical care, which can be considered as earning-capacity-augmenting benefits  $M$ . However, the individual may not be able to receive benefits without some negative aspects. That is, during the interim when she is sick and is treated by a medical doctor, she visits the clinic or hospital; she waits for her turn with fatigue. <sup>18)</sup> The psychological burden should be considered in the calculation of costs such that  $-gM$ , where  $0 < g < 1$ . Now, we define event 2 in terms of loss and benefits in money-equivalent units,

$$\begin{aligned} S_2 &= S_0 - (P+C) b \\ &\quad - \pi^*(b) L(A, H) + (1-g) M, \end{aligned} \quad (8)$$

Finally, concerning the probabilities attached to events 1 and 2,  $\pi_1$  and  $\pi_2$  are functions of an individual's age  $A$ . In other words, as she becomes older, say in her 50s as compared to her 20s or 30s, she becomes more contingent to illness. We express the individual's preference for an uncertain prospect in the form of an expected utility function, a Von Neumann-Morgenstern utility function, as follows: <sup>19)</sup>

$$\begin{aligned} EU &= (1 - \pi(A)) \\ &\quad U(S_0 - (P+C) b) \\ &\quad + \pi(A) U(S_0 - (P+C) b \\ &\quad \quad - \pi^*(b) L(A, H) + (1-g) M) \end{aligned} \quad (9)$$

The value of  $b$  that maximizes  $EU$  satisfies the following first-order condition:

$$\begin{aligned} (1 - \pi(A)) U_x(x) (P+C) \\ + \pi(A) U_y(y) [ (P+C) \\ + \pi_h^* L(A, H) ] = 0, \text{ at } b > 0, \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \frac{(P+C) + \pi_h^* L(A, H)}{(P+C)} = \\ \frac{(1 - \pi(A)) U_x(x)}{\pi(A) U_y(y)}, \end{aligned} \quad (11)$$

$$x \equiv S_0 - (P+C) b,$$

$$\begin{aligned}
 y &\equiv S_0 - (P+C) b - \pi^*(b) L(A, H) \\
 &\quad + (1-g) M, \\
 U_x &= \frac{\partial U}{\partial x} > 0, \\
 U_y &= \frac{\partial U}{\partial y} > 0, \text{ and} \\
 \pi_h^* &= \frac{\partial \pi^*(b)}{\partial b} < 0.
 \end{aligned}$$

In equation (11), the left-side expression is interpreted as the marginal productivity of health check-up and the right-side one is the slope of the indifference curve (Ehrlich and Becker 1972, p. 634).<sup>20</sup> The equilibrium condition requires  $(P+C) + \pi_h^* L(A, H) < 0$ . That is, an additional dollar spent on health check-up must reduce the expected loss by more than a dollar.<sup>21</sup> In other words, if an individual does not expect the benefits from the reduction of her expected loss to be greater than the health check-up cost, she will not take the health check-up. Putting it differently, based on equation (10), if the maximum of  $EU$  occurs when  $b=0$ , rather than  $b>0$ , then necessarily  $EU' \leq 0$ ; hence, we will have a corner solution. Furthermore, even if  $b>0$  to start with, there may be some range of  $EU$ , where  $EU' \leq 0$ . This may be the case when  $-1 \leq [\pi_h^* L(A, H) / (P+C)] \leq 0$ . Then, the individual will not have her health check-up, hence,  $b=0$  at which  $EU(b=0) > EU(b>0)$ . For example, when the individual already has adequately good information on her current health condition, it does not make any sense for her to see a medical doctor in hospital for a slight cough.

The second-order condition of equation (10) requires,

$$\begin{aligned}
 D &= (1-\pi(A)) U_{xx} (P+C)^2 \\
 &\quad + \pi(A) U_{yy} \Phi^2 < 0, \quad (12) \\
 U_{xx} &= \frac{\partial U_x}{\partial x} < 0, \\
 U_{yy} &= \frac{\partial U_y}{\partial y} < 0, \\
 \frac{\partial \pi_h^*}{\partial b} &\equiv \frac{\partial^2 \pi^*(b)}{\partial b^2} = 0 \\
 &\quad (\text{assumed without loss}), \text{ and}
 \end{aligned}$$

$$\Phi = [ (P+C) + \pi_h^* L(A, H) ] < 0.$$

We can now find the effect of an individual's age  $A$  on the demand for the health check-up  $b$  by partially differentiating the first-order optimality condition, equation (10), with respect to  $A$ :

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial b}{\partial A} &= \frac{1}{D} [ \pi_A (-U_x (P+C) \\
 &\quad + U_y \Phi) + \pi(A) L_A (U_y \pi_h^* \\
 &\quad - U_{yy} \pi^*(b) \Phi) ] > 0 \quad (13)
 \end{aligned}$$

where

$$\begin{aligned}
 \pi_A &\equiv \frac{\partial \pi(A)}{\partial A} > 0, \text{ and} \\
 L_A &\equiv \frac{\partial L(A, H)}{\partial A} > 0.
 \end{aligned}$$

The above positive sign shows that, as an individual grows older, she is more likely to have her health check-up.

Let us now consider the case of an increase in the price  $P$  of health check-up. That is, the coverage of medical costs by health insurance decreases in clinics and hospitals. The effect of an increase in  $P$  on the health check-up is negative as the following shows:

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial b}{\partial P} &= \frac{1}{D} [ (1-\pi(A)) U_{xx} (-b) \\
 &\quad (P+C) + \pi(A) U_{yy} (-b) \Phi \\
 &\quad + (1-\pi(A)) U_x \\
 &\quad + \pi(A) U_y ]. \quad (14)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial b}{\partial P} < 0 \text{ is guaranteed if } (1-\pi(A)) \\
 U_{xx} (P+C) + \pi(A) U_{yy} \Phi < 0. \quad (22)
 \end{aligned}$$

In other words, as the coverage of medical costs by health insurance increases, i.e., a decrease in  $P$ , an individual is more likely to have her health check-up. Then, if the above condition is satisfied, then we can also say that an increase in pecuniary and non-pecuniary costs,  $C$ , will give a disincentive for an individual to have her health check-up. For example, in the case of a pregnant woman, having chest X-ray radiography by her health check-up is likely to damage her fetus. Thus, she is very unlikely to have her health check-up during the period of pregnancy.

The effect of an increase in an individual's initial



endowment  $S_0$  may be found to be positive as,

$$\frac{\partial b}{\partial S_0} = \frac{1}{D} [ (1 - \pi(A)) U_{xx} (P + C) + \pi(A) U_{yy} \Phi ] > 0. \quad (15)$$

This result (15) shows that an individual with higher earning power, for instance, one with a larger stock of human capital, is willing to have the health check-up to secure her earnings loss.

Here, let us see whether an individual who is willing to have health stock augmenting activities will have her health check-up or not. By partially differentiating the first-order optimal condition, we have the following result :

$$\frac{\partial b}{\partial H} = \frac{1}{D} [ \pi(A) L_H (\pi_h^* U_y - \pi^*(b) U_{yy} \Phi) ] > 0, \quad (16)$$

$$L_H = \frac{\partial L(A, H)}{\partial H} > 0.$$

Hence, an increase in health stock augmenting activities, which raises earning capacities through an increase in the individual's health stock, will tend to encourage the individual to have the health check-up in order to avoid the earnings loss due to sudden illness.

We can also evaluate the effect of the psychological burden  $g$  in terms of  $(1-g)M$  in equation (9), which is a burden incurred by an individual due to her illness. When an individual is sick and has to wait many hours at a busy hospital, this creates for her psychological costs, e. g., fatigue. In case of heavy illness, she may have to be hospitalized for cure with medical treatments that may take several hours or days. The effect of an increase in  $g$  on  $b$  will be positive,

$$\frac{\partial b}{\partial g} = \frac{1}{D} [ -\pi(A) U_{yy} \Phi M ] > 0. \quad (17)$$

The above result can be interpreted as: when an individual believes she may be more prone to some serious illness, say, through her job, she is more willing to have her health check-up in order to avoid greater psychological burden should she become ill. On the other hand, the effect of an increase in the medical benefits  $M$  on health check-up is negative,

$$\frac{\partial b}{\partial M} = \frac{1}{D} [ \pi(A) U_{yy} \Phi (1-g) ] < 0. \quad (18)$$

Hence, the individual becomes less self-protective as benefits increase, which is an aspect of the moral hazard present.

Finally, we will discuss the effect of gender difference on the health check-up. In the formulation of equation (7), the expected loss,  $\pi^*(b) L(A, H)$ , can be defined as,

$$\begin{aligned} \bar{L}^f &= \pi^f(b) L^f(A, H) \text{ or} \\ \bar{L}^m &= \pi^m(b) L^m(A, H), \end{aligned} \quad (19)$$

where  $\bar{L}^i$  is a gender-specific expected earning loss, ( $i=f, m$ ):  $f=female$ , and  $m=male$ .  $\bar{L}^i$  is a positive function of both  $\pi^i(b)$  and  $L^i(A, H)$  such as,

$$\frac{\partial \bar{L}^i}{\partial \pi^i(b)} > 0, \text{ and } \frac{\partial \bar{L}^i}{\partial L^i(A, H)} > 0.$$

The effect of an increase (or a shift) in the probability distribution on the health check-up is found to be,

$$\frac{\partial b}{\partial \pi^i(\bar{b})} = \frac{1}{D} [ -\pi(A) U_{yy} L^i(A, H) \Phi^i ] > 0, \quad (20)$$

where  $\Phi^i = (P + C) + \pi_h^* L^i(A, H) < 0$ ,

following the assumption,  $\frac{\partial \pi_h^*}{\partial \pi^i(\bar{b})} = 0$ . This result indicates that individuals who are more prone to illness are more likely to have the health check-up than those who are not. This positive relationship can also be applied to  $\bar{L}^i$ ; that is,  $\frac{\partial b}{\partial \bar{L}^i} > 0$ .

That is, an individual with higher expected loss is more likely to have her health check-up than one with less. Therefore, when both female and male are in the labor market and the former earns less than the latter such as  $L^f(A, H) < L^m(A, H)$ , females are less likely to have the health check-up than males do since  $\pi^f(b) < \pi^m(b)$  in general. The same applies to equally healthy females for a female who earns more. This indicates that a single woman in the labor market is more likely to have her health check-up than a married woman in the

household when both are equally healthy. We may also say that if a married woman were to have some interruption in her career, a single woman is more likely to have her health check-up than a married woman even although both are currently in the labor market and are equally healthy.

All these comparative static results must then be evaluated and be operational in an empirical study. For our empirical specifications, we suppose that the decision of an individual to have the health check-up or not depends on an unobservable utility index  $I_i$ , defined as,

$$I_i = X\beta + u_i, \tag{21}$$

$X$ : a  $(1 \times k)$  row vector of explanatory variables that determines  $I_i$ ,

$\beta$ : a  $(k \times 1)$  column vector of parameters to estimate, and

$u_i$ : a normally distributed random term.

In equation (21), the larger the value of the index  $I_i$ , the greater the probability of the individual to have the health check-up. Here, we assume that for the individual there is a critical level of the index  $I_i^*$ , such that if  $I_i$  exceeds  $I_i^*$ , she will have health check-up, otherwise she will not. To put it differently, in terms of the notations in our comparative static analyses,  $\Phi = [ (P + C) + \pi_h^* L (A, H) ] < 0$  and  $\frac{\partial EU}{\partial b} = 0$  at  $b > 0$  imply  $I_i - I_i^* \geq 0$ .

Therefore, let  $b = 1$  if the individual has the health check-up, and  $b = 0$  if he does not. Since  $I_i, I_i^*$ , and  $\Phi$  are not observable, if we assume  $I_i$  and  $I_i^*$  to be normally distributed with the same mean and variance, the probability that the individual has the health check-up may be expressed as,

$$\begin{aligned} \text{Prob}(b = 1) &= \text{Prob}(I_i^* \leq I_i) \\ &= F(I_i) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{X\beta} e^{-t^2/2} dt, \tag{22} \end{aligned}$$

where  $F(\cdot)$  is the cumulative distribution function, and  $t$  is a standardized normal variable, i.e.,  $t \sim N(0, 1)$ .<sup>23)</sup> We estimate a probit model of the demand for the health check-up. The next section mentions variables of interest in this study.

## 2 Variables

We show the comparative static analyses of the effects of variables of interest on the demand for the health check-up with the previous theoretical model described. The dependent variable used in this study is whether individuals have the health check-up or not, thus, we use a dummy variable ( $= 1$ ) if the individual has her health check-up, otherwise, the value is 0.<sup>24)</sup>

One of the major explanatory variables to explain the variation in the demand for medical health check-up is the age of individuals. Its relationship is theoretically positive. The relationship between age and the medical health check-up observed from our sample is slowly increasing at a diminishing rate until the age of 60 and then declines. The reason for this decline in the demand for medical health check-up is the retirement age at 60 years old for those working in relatively large-sized firms. It needs to be mentioned here that persons who retire are still eligible for a type of health insurance that is part Society-managed Insurance or Government-managed Insurance for the two years following the retirement. Otherwise, these individuals may choose the National Health Insurance coverage.

Gender is another major explanatory variable in this analysis, such that the males' health check-up rate always exceeds the females' across the 20-64-age range. The differentials in their health check-up rates certainly result from their biological differences such that males are more prone to illness or have shorter life longevity than females. We have theoretically shown that males are more likely to have their health check-ups than females due to the higher expected loss for the former than the latter. We will examine the effect of gender difference on the demand for health check-up, *ceteris paribus*.

Besides the effects of the above demographic variables, the explanatory variable that can be considered as a policy-implication variable is health insurance coverage. This includes the National

Health Insurance (NHI), Government-managed Health Insurance (GOVTHI), Society-managed Health Insurance (SOCIHI), and Mutual Aid Association Health Insurance (MUTUHI). The NHI coverage rate is 70% for everyone, while the coverage rates of other three types of insurance are 80 percent (the coverage rate for spouse and family is 70 percent).

To examine the effect of an individual's initial endowment on health check-up, we use the dummy variable for the household's highest income earner (i.e., breadwinner). In addition, we include the household's monthly expenditures, which will have the income effect on the demand for the health check-up. When monthly expenditures are not reported, we use a dummy variable for the individual who did not report the values, since the regression results may be biased if we exclude all who did not report this for the study.

For the measurement of health stock augmenting activities by individuals, we use the frequency of daily practices such as eating regular meals, nutritiously balanced meals and not-too-salty meals, not eating excessively, having physical exercise, adequate hours of sleep, and time to refresh oneself during the activities of the day. We expect that the effect of this variable on the demand for health check-up is positive, shown previously to be theoretically positive.

To evaluate the effect of the psychological burden when the individual becomes ill and also to evaluate the behavior of individuals who are more prone to illness, the numbers of illnesses the individual has had is included as an explanatory variable. This variable is also shown to be theoretically positive. This number includes diseases of the circulatory system, respiratory system, digestive system, genitourinary system, and so forth. Although the illnesses of each system can be explanatory variables in our regression, we decided not to use this approach because of the difficulty in evaluating the differences of their effects, besides the numbers are too many to be meaningful for our

interest. In addition to the illness variable, we also include the number of stressful events the individual has had to face. These three explanatory variables are considered as objective variables in evaluating the individual's health condition. To avoid specification errors, the subjective evaluation of an individual's health condition is also included in the regression analysis. In doing so, we use three dummies to represent this: excellent health if one feels his health to be excellent, good health when he considers it good, and fair health if he feels he possesses fair health conditions.

As for the effect of the medical benefits on the demand for health check-up, we use the variable on life insurance as proxy for benefits. The effect of this variable is expected to be negative on the health check-up. There are various types of life insurance sold these days. Some provide coverage only for costs incurred upon hospitalization and for injuries.

To examine the effect of a change in the likelihood of illness on health check-up, we use a dummy variable for the individual whether he has visited either clinics or hospitals for the past year. If the individual did not visit those institutions at all for one year, we consider the individual healthy, *ceteris paribus*. Thus, her tendency to become ill is smaller than a counterpart who had been to either a clinic or hospital more often.

Other than these explanatory variables mentioned above, we include the variables on education, sizes of firms, types of employment, sizes of population, and regional dummies. The definition and statistics of the variables used in this study are reported in Table 2.<sup>25)</sup> In the next section, we will report our empirical results.

#### IV Empirical Results

Results for the probit analyses regarding the demand for the health check-up are reported in Table 3 for both males and females of the 20-64 age range. Table 4 shows the results for popula-

Table 2 Description of Variables and Gender-Specific Statistics of Sample Used in the Study

Variables	Description	Males	Sample	Females	Sample
		Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
HCHECKUP	If the individual has health check-up, HCHECKUP=1; otherwise=0.	0.607	0.488	0.509	0.500
AGE	Age	42.22	12.69	42.41	12.78
AGESQ	Age squared.	1943.19	1070.22	1961.80	1082.10
MATERNITY	If the female observation's age falls within the average maternity age group 30-39, MATERNITY=1; otherwise=0.	—	—	0.203	0.402
MARRIED	If the individual is married, MARRIED=1; otherwise=0.	0.714	0.452	0.731	0.444
WAGE	Wage rate per hour (in 1,000 Yen) <sup>a</sup>	1.796	0.430	1.196	0.224
BREADWIN	If the individual is the highest income earner in the household, BREADWIN=1; otherwise=0.	0.753	0.431	0.135	0.342
MONTHEXP	Monthly expenditures (in 10,000 yen)	28.77	38.21	29.04	37.99
MOEXPDUM	If monthly expenditures are not reported, MOEXPDUM=1; otherwise=0.	0.063	0.242	0.061	0.238
NHI	If the individual has National Health Insurance, NHI=1, otherwise=0.	0.306	0.461	0.324	0.468
GOVTHI	If the individual has Health Insurance managed by Government, GOVTHI=1; otherwise=0.	0.317	0.465	0.331	0.470
SOCIHI	If the individual has Health Insurance managed by Associations, SOCIHI=1; otherwise=0.	0.250	0.433	0.225	0.417
MUTUHI	If the individual has Mutual Aid Associations Insurance, MUTUHI=1; otherwise=0.	0.113	0.316	0.110	0.313
PROPRIET	If the individual works as a proprietor, or self-employed, PROPRIET=1; otherwise=0.	0.155	0.362	0.035	0.183
FAMILYWK	If the individual works for a family-owned business, FAMILYWK=1; otherwise=0.	0.024	0.154	0.075	0.263
SIZE1	If the individual is an employee of a firm with 1-4 employees, SIZE1=1; otherwise=0.	0.026	0.159	0.023	0.150
SIZE5	If the individual is an employee of a firm with 5-29 employees, SIZE5=1; otherwise=0.	0.132	0.339	0.096	0.295
SIZE30	If the individual is an employee of a firm with 30-99 employees, SIZE30=1; otherwise=0.	0.120	0.325	0.082	0.274
SIZE100	If the individual is an employee of a firm with 100-499 employees, SIZE100=1; otherwise=0.	0.117	0.322	0.070	0.254
SIZE500	If the individual is an employee of a firm with 500-999 employees, SIZE500=1; otherwise=0.	0.041	0.197	0.018	0.133
SIZE1000	If the individual is an employee of a firm with 1,000 or more employees, SIZE1000=1; otherwise=0.	0.123	0.329	0.040	0.195

PUBEMPLY	If the individual is a public employee, PUBEMPLY=1; otherwise=0.	0.081	0.272	0.038	0.190
PARTTIME	If the individual works part time, PARTTIME=1; otherwise=0.	0.016	0.124	0.043	0.203
HUSWRKR	If the individual is a home-based employee, HUSWRKR=1; otherwise=0.	0.009	0.092	0.026	0.159
NOJOB	If the individual is not working, NOJOB=1; otherwise=0.	0.103	0.304	0.440	0.496
PROFES	If the individual is a professional such as engineer, PROFES=1; otherwise=0.	0.142	0.349	0.082	0.274
ADMINI	If the individual is an administrator, ADMINI=1; otherwise=0.	0.081	0.272	0.015	0.123
CLERIC	If the individual is a clerk, CLERIC=1; otherwise=0.	0.111	0.314	0.136	0.343
SALES	If the individual is a sales person, SALES=1; otherwise=0.	0.088	0.283	0.075	0.263
SERVIC	If the individual is an employee of the service industry, SERVIC=1; otherwise=0.	0.064	0.244	0.082	0.274
AGRICU	If the individual works in the agricultural sector, AGRICU=1; otherwise=0.	0.036	0.186	0.027	0.162
FOREST	If the individual works in the forestry sector, FOREST=1; otherwise=0.	0.003	0.050	0.001	0.030
FISHER	If the individual works in the fishery sector, FISHER=1; otherwise=0.	0.008	0.087	0.002	0.049
TRANSP	If the individual is an employee of the transportation industry, TRANSP=1; otherwise=0.	0.046	0.210	0.003	0.054
CRAFTM	If the individual works in the crafts-making indus- try, CRAFTM=1; otherwise=0.	0.265	0.441	0.106	0.308
DOCTOR	The number of physicians per 100,000 population in a prefecture.	186.58	35.99	187.47	35.66
SICKNUMB	The number of injuries and illnesses.	0.323	0.739	0.407	0.838
STRESS	The number of stressful events had been/being experienced.	0.815	1.437	1.069	1.653
NOTVISIT	If the individual did not visit medical institutions for the past year, NOTVISIT=1; otherwise=0.	0.077	0.267	0.091	0.287
HLTHPRAC	The number of health-related daily practices.	2.348	1.909	2.659	1.882
HLTHEXCE	Self-evaluation of the individual's health: if excellent, HLTHEXCE=1; otherwise=0.	0.338	0.473	0.295	0.456
HLTHGOOD	Self-evaluation of the individual's health: if good HLTHGOOD=1; otherwise=0.	0.175	0.380	0.175	0.380
HLTHFAIR	Self-evaluation of the individual's health: if fair, HLTHFAIR=1; otherwise=0.	0.368	0.482	0.401	0.490

EDU	The average proportion of high school graduates who went to either college or university in a prefecture.	0.296	0.061	0.439	0.078
LIFEINSU	The average amount of life insurance's contract (in 10,000 Yen) in a prefecture.	781.57	64.93	779.91	65.03
POP1M	If a resident of a city with a population of 1 million or more, POP1M=1; otherwise=0.	0.139	0.346	0.138	0.345
POP150	If a resident in a city with a population of more than 150,000 & less than 1 million, POP150=1; otherwise=0.	0.266	0.442	0.269	0.444
POP50	If a resident in a city with a population of more than 50,000 but less than 150,000, POP50=1; otherwise=0.	0.094	0.291	0.095	0.293
POPCUNTY	If a resident in a city or town with a population less than 50,000, POPCUNTY=1; otherwise=0.	0.290	0.454	0.287	0.452
REGIOND1	Regional Dummy: Hokkaido=1; otherwise=0.	0.020	0.141	0.022	0.148
REGIOND2	Regional Dummy: Tohoku=1; otherwise=0.	0.139	0.346	0.138	0.345
REGIOND4	Regional Dummy: Kanto II=1; otherwise=0.	0.115	0.318	0.108	0.310
REGIOND5	Regional Dummy: Hokuriku=1; otherwise=0.	0.087	0.282	0.087	0.282
REGIOND6	Regional Dummy: Toukai=1; otherwise=0.	0.073	0.261	0.071	0.256
REGIOND7	Regional Dummy: Kinki I=1; otherwise=0.	0.046	0.209	0.046	0.210
REGIOND8	Regional Dummy: Kinki II=1; otherwise=0.	0.061	0.240	0.061	0.240
REGIOND9	Regional Dummy: Cyugoku=1; otherwise=0.	0.103	0.304	0.104	0.305
REGIOND10	Regional Dummy: Shikoku=1; otherwise=0.	0.075	0.263	0.078	0.268
REGIOND11	Regional Dummy: Kita Kyushu=1; otherwise=0.	0.087	0.282	0.092	0.290
REGIOND12	Regional Dummy: Minami Kyusyu=1; otherwise=0.	0.073	0.260	0.077	0.267

tions grouped according to type of health insurance. In Table 5 we report results for male and female insureds of the National Health Insurance. Table 6 shows the results for the NHI male sample for different age groups, while Table 7 shows their female counterparts'. About our empirical results in the Tables, we will mainly discuss those factors of interest that contribute to the differentials in the demand for health check-up.

### 1 Health Check-up Results of Males and Females of the 20-64 Age Group

First, we consider the respective results of the

males (N=214,948) and the females (N=223,958) in Table 3. The age variable (AGE) is highly significant in both males (0.046) and females (0.032). The positive estimated coefficients on AGE and the negative estimated coefficients on AGESQ for both males and females indicate that the profile of their health check-up rate is concave as age increases.<sup>26)</sup> The marginal effects of AGE on the demand for health check-up are 0.015 for males and 0.011 for females.<sup>27)</sup> The age elasticity of health check-up without the AGESQ term is about 1.67 for males and about 1.20 for females at the sample means. After

Table 3 Health Check-up Rate : Gender-Specific PROBIT Results (Age Group 20-64)

Variable	Males			Females		
	Estimate	t-statistic*	Marginal	Estimate	t-statistic*	Marginal
C	-1.398	-16.684	—	-1.159	-14.764	—
AGE	0.046	13.506	0.015	0.032	14.800	0.011
AGESQ	0.000	-11.068	0.000	0.000	-5.319	0.000
MATERNITY	—	—	—	-0.142	-17.633	-0.030
MARRIED	0.146	17.156	0.048	-0.086	-9.281	-0.049
WAGE	-0.099	-5.600	-0.032	-0.042	-1.964	-0.015
BREADWIN	0.105	12.273	0.034	-0.028	-2.767	-0.010
MONTHEXP	0.000	2.871	0.000	0.000	4.257	0.000
MOEXPDUM	-0.105	-8.528	-0.034	-0.065	-5.323	-0.022
NHI	-0.130	-5.096	-0.043	0.053	1.970	0.018
GOVTHI	0.201	7.930	0.064	0.229	8.527	0.079
SOCIHI	0.309	11.962	0.099	0.328	12.070	0.112
MUTUHI	0.335	11.799	0.105	0.326	11.558	0.112
PROPRIET	-0.330	-19.768	-0.110	-0.199	-7.036	-0.069
FAMILYWK	-0.383	-15.634	-0.127	-0.262	-9.816	-0.090
SIZE1	-0.363	-15.929	-0.120	-0.246	-8.176	-0.085
SIZE5	-0.063	-3.970	-0.020	0.061	2.425	0.021
SIZE30	0.256	15.816	0.080	0.347	13.487	0.119
SIZE100	0.447	27.316	0.138	0.558	21.258	0.188
SIZE500	0.498	24.046	0.149	0.636	19.735	0.210
SIZE1000	0.622	36.284	0.188	0.824	28.881	0.266
PUBEMPLY	0.481	21.464	0.147	0.673	22.675	0.223
PARTTIME	-0.085	-3.135	-0.027	0.060	2.193	0.021
HUSWRKR	-0.189	-5.593	-0.062	-0.174	-5.917	-0.060
NOJOB	-0.175	-8.275	-0.058	-0.317	-11.119	-0.116
PROFES	0.016	1.036	0.005	0.110	5.762	0.038
ADMINI	0.111	6.363	0.035	-0.075	-2.587	-0.026
CLERIC	0.071	4.462	0.023	0.077	4.261	0.027
SALES	-0.080	-4.905	-0.026	-0.098	-5.124	-0.034
SERVIC	-0.098	-5.667	-0.032	-0.125	-6.638	-0.043
AGRICU	0.230	11.040	0.072	0.235	9.474	0.081
FOREST	0.068	1.157	0.022	-0.078	-0.809	-0.027
FISHER	-0.030	-0.834	-0.010	0.025	0.430	0.009
TRANSP	-0.024	-1.246	-0.008	-0.054	-0.992	-0.019
CRAFTM	-0.009	-0.641	-0.003	-0.044	-2.407	-0.015
DOCTOR	0.000	2.233	0.000	0.000	0.764	0.000
SICKNUMB	0.145	32.685	0.047	0.133	35.677	0.046
STRESS	0.060	27.306	0.019	0.043	23.929	0.017
NOTVISIT	-0.142	-13.060	-0.046	-0.178	-18.155	-0.062
HLTHPRAC	0.078	47.390	0.026	0.086	54.173	0.030

HLTHXCE	0.503	46.462	0.155	0.353	33.779	0.120
HLTHGOOD	0.571	49.484	0.172	0.409	37.558	0.139
HLTHFAIR	0.542	53.502	0.169	0.392	41.632	0.134
EDU	-0.616	-7.637	-0.198	-0.810	-10.592	-0.280
LIFEINSU	0.000	-6.473	0.000	0.000	-5.979	0.000
POP1M	-0.033	-2.827	-0.011	-0.052	-4.580	-0.018
POP150	-0.035	-4.080	-0.012	-0.081	-9.816	-0.028
POP50	0.052	4.444	0.017	0.132	11.905	0.045
POPCUNTY	0.160	18.502	0.051	0.264	32.301	0.092
REGIOND1	-0.176	-7.198	—	-0.307	-11.707	—
REGIOND2	0.056	3.512	—	0.062	3.197	—
REGIOND4	-0.008	-0.581	—	0.009	0.681	—
REGIOND5	0.079	4.325	—	0.058	3.926	—
REGIOND6	0.022	1.270	—	0.015	1.021	—
REGIOND7	-0.149	-8.402	—	-0.083	-4.695	—
REGIOND8	-0.196	-11.721	—	-0.142	-8.644	—
REGIOND9	-0.054	-3.121	—	-0.038	-2.254	—
REGIOND10	-0.267	-14.004	—	-0.154	-8.497	—
REGIOND11	-0.143	-7.943	—	-0.125	-6.913	—
REGIOND12	-0.125	-6.741	—	-0.080	-3.967	—
R-squared	0.19463			0.16283		
Log Likelihood	-121879			-135856		
N	214,948			223,958		

Notes : \* Asymptotic t-statistics : the critical value at 1% significance level=2.576 ; the critical value at 5% significance level=1.960 ; and the critical value at 10% significance level=1.645.

controlling for other socio-economic and demographic variables, we find that both males and females become more concerned with their health as age increases ; this may be due to the individual's loss of health stock.

Earlier we hypothesized that individuals tend not to have the health check-up as pecuniary and non-pecuniary costs rise, especially with women aged 30-39 (MATERNITY) who get married, expect a child, and raise their children at this stage in life. The costs of health check-up are not only the price of health check-up in clinics and hospitals, but also the opportunity costs. The women of this age group then are less likely to have the health check-up when the costs are not negligible. The sign of the MATERNITY variable is negative (-0.142) and highly significant. The marginal effect is -0.030, which indicates that the married

women of this 30-39 age group will have a substantially lower probability of taking the health check-up by about 8 percentage points than single females of other age groups, since the sum of the marginal effects of MATERNITY and MARRIED is -0.079.<sup>28)</sup>

The health check-up is a time-consuming health input. An individual has to give up working hours or days for the sake of the health check-up, thus the wages (WAGE) can be considered a proxy for the opportunity costs to some extent. The sign of WAGE is negative for males (-0.099) and females (-0.042) ; both are significant. The marginal effects are -0.032 and -0.015 for males and females, respectively ; the respective wage elasticities of the health check-up are -0.10 and -0.04. High opportunity costs, or higher wages, are a major deterrent in the demand for



Table 4 Health Check-up Rate : Insurance Type-Specific PROBIT Results

Variable	NHI		GOVTHI		SOCIHI		MUTUHI	
	Estimate	t-statistic*	Estimate	t-statistic*	Estimate	t-statistic*	Estimate	t-statistic*
C	-0.746	-8.648	-1.106	-12.982	-1.491	-13.821	-1.199	-7.467
AGE	0.015	5.118	0.042	15.218	0.051	14.232	0.066	11.689
AGESQ	0.000	0.169	0.000	-8.989	0.000	-9.620	-0.001	-8.330
FEMALE	0.042	4.793	-0.024	-2.999	-0.029	-2.664	-0.066	-4.302
MARRIED	0.087	9.304	-0.045	-4.630	-0.050	-3.915	-0.085	-4.049
WAGE	-0.142	-7.916	-0.104	-5.867	-0.062	-2.963	-0.189	-5.675
BREADWIN	0.087	8.090	0.062	6.005	0.127	9.673	0.106	5.426
MONTHEXP	0.000	2.696	0.000	2.824	0.000	4.038	0.000	2.520
MOEXPDUM	-0.037	-2.583	-0.128	-8.253	-0.100	-5.420	-0.036	-1.190
PROPRIET	-0.197	-6.760	-0.298	-11.046	-0.495	-11.204	-0.556	-6.346
FAMILYWK	-0.205	-6.654	-0.286	-9.206	-0.526	-8.752	-0.238	-1.927
SIZE1	-0.188	-5.628	-0.319	-11.465	-0.533	-10.863	-0.708	-6.941
SIZE5	-0.020	-0.627	0.050	2.658	-0.197	-6.555	-0.236	-3.718
SIZE30	0.216	6.170	0.358	18.895	0.083	2.892	0.017	0.269
SIZE100	0.529	13.020	0.549	28.089	0.299	10.814	0.116	1.946
SIZE500	0.676	10.106	0.625	22.572	0.373	12.453	-0.051	-0.668
SIZE1000	0.998	19.345	0.710	24.974	0.503	18.921	0.293	4.954
PUBEMPLY	0.380	3.840	0.528	9.372	0.373	5.637	0.251	4.868
PARTTIME	-0.029	-0.825	0.043	1.569	-0.151	-4.263	-0.304	-4.758
HUSWRKR	-0.186	-5.064	-0.176	-5.057	-0.356	-8.385	-0.390	-5.452
NOJOB	-0.204	-5.964	-0.310	-11.622	-0.532	-15.767	-0.734	-12.623
PROFES	0.061	2.726	0.110	4.988	0.043	1.739	-0.018	-0.620
ADMINI	0.044	1.396	0.094	3.612	0.131	4.304	0.030	0.878
CLERIC	0.001	0.050	0.131	6.146	0.085	3.598	0.041	1.428
SALES	-0.104	-4.788	-0.068	-3.090	0.008	0.320	-0.179	-3.346
SERVIC	-0.107	-4.857	-0.085	-3.741	-0.063	-2.317	-0.079	-1.875
AGRICU	0.181	8.005	0.202	4.336	0.182	2.570	0.014	0.180
FOREST	-0.003	-0.039	0.008	0.094	-0.253	-1.456	0.082	0.356
FISHER	-0.103	-2.661	-0.099	-1.006	-0.126	-0.846	-0.518	-2.490
TRANSP	-0.061	-1.632	-0.036	-1.287	-0.051	-1.450	0.061	1.302
CRAFTM	-0.018	-0.883	0.012	0.583	-0.034	-1.450	-0.126	-2.755
DOCTOR	0.000	2.628	0.000	-0.308	0.000	-0.273	0.000	0.067
SICKNUMB	0.157	35.798	0.128	24.592	0.130	19.168	0.121	11.715
STRESS	0.042	17.430	0.044	18.210	0.059	20.357	0.049	11.623
NOTVISIT	-0.182	-14.466	-0.136	-10.890	-0.177	-11.381	-0.159	-6.636
HLTHPRAC	0.089	46.169	0.078	39.018	0.080	32.434	0.070	19.270
HLTHXCE	0.347	27.346	0.417	31.306	0.531	33.007	0.440	18.311
HLTHGOOD	0.408	30.292	0.464	32.972	0.584	34.681	0.549	21.973
HLTHFAIR	0.379	33.356	0.456	36.966	0.566	37.627	0.528	23.546
EDU	-0.643	-7.950	-0.805	-10.406	-0.490	-4.610	-0.482	-3.394
LIFEINSU	-0.001	-9.375	0.000	-3.663	0.000	0.775	0.000	0.228
POP1M	0.011	0.773	-0.081	-5.501	-0.048	-3.218	-0.063	-2.430
POP150	-0.067	-6.171	-0.063	-6.065	-0.050	-4.214	-0.057	-3.027
POP50	0.102	7.411	0.105	7.827	0.077	3.991	0.045	1.810
POPCUNTY	0.274	26.559	0.206	20.443	0.137	10.395	0.142	7.601
R-squared	0.12064		0.14146		0.18251		0.19170	
Log Likelihood	-85409.0		-86020.5		-57768.9		-25520.1	
N	138,308		142,069		104,113		48,873	

Notes : All equations include the 11 regional dummy variables.

\* Asymptotic t-statistics : the critical value at 1% significance level=2.576 ; the critical value at 5% significance level=1.960 ; and the critical value at 10% significance level=1.645.

Table 5 Health Check-up Rate : PROBIT Results for Male and Female NHI Insurants

Variable	NHI Males			NHI Females		
	Estimate	t-statistic*	Marginal	Estimate	t-statistic*	Marginal
C	-0.510	-3.565	—	-0.940	-6.982	—
AGE	0.007	1.106	0.002	0.009	2.521	0.003
AGESQ	0.000	0.339	0.000	0.000	2.467	0.000
MATERNITY	—	—	—	-0.168	-10.195	-0.058
MARRIED	0.146	9.916	0.051	0.044	2.948	0.015
WAGE	-0.070	-2.316	-0.025	0.012	0.315	0.004
BREADWIN	0.167	10.832	0.059	-0.004	-0.249	-0.002
MONTHEXP	0.000	1.783	0.000	0.000	1.992	0.000
MOEXPDUM	-0.052	-2.560	-0.018	-0.030	-1.496	-0.010
PROPRIET	-0.232	-6.846	-0.081	-0.016	-0.284	-0.006
FAMILYWK	-0.299	-7.410	-0.102	-0.110	-1.952	-0.038
SIZE1	-0.240	-5.961	-0.082	-0.049	-0.791	-0.017
SIZE5	-0.046	-1.222	-0.016	0.085	1.443	0.030
SIZE30	0.216	5.076	0.078	0.278	4.375	0.098
SIZE100	0.509	10.102	0.184	0.602	8.446	0.210
SIZE500	0.757	9.005	0.268	0.523	4.571	0.183
SIZE1000	1.051	16.660	0.360	0.862	9.287	0.292
PUBEMPLY	0.298	2.046	0.107	0.568	4.102	0.198
PARTTIME	-0.082	-1.829	-0.029	0.132	2.181	0.046
HUSWRKR	-0.184	-3.583	-0.063	-0.082	-1.326	-0.028
NOJOB	-0.113	-2.640	-0.040	-0.153	-2.507	-0.053
PROFES	0.059	2.041	0.021	0.052	1.422	0.018
ADMINI	0.069	1.802	0.024	-0.061	-1.021	-0.021
CLERIC	0.031	0.732	0.011	-0.001	-0.035	0.000
SALES	-0.090	-3.089	-0.032	-0.125	-3.782	-0.043
SERVIC	-0.101	-3.240	-0.035	-0.131	-4.030	-0.045
AGRICU	0.204	6.863	0.073	0.198	5.606	0.070
FOREST	0.110	1.372	0.039	-0.139	-0.960	-0.048
FISHER	-0.106	-2.274	-0.037	0.033	0.462	0.012
TRANSP	-0.069	-1.649	-0.024	-0.041	-0.381	-0.014
CRAFTM	0.000	0.002	0.000	-0.042	-1.265	-0.015
DOCTOR	0.000	2.147	0.000	0.000	0.440	0.000
SICKNUMB	0.173	25.455	0.061	0.146	25.208	0.051
STRESS	0.047	12.768	0.017	0.042	13.110	0.014
NOTVISIT	-0.177	-9.549	-0.061	-0.182	-10.636	0.063
HLTHPRAC	0.079	28.487	0.027	0.099	36.853	0.033
HLTHEXCE	0.398	21.596	0.140	0.307	17.410	0.106
HLTHGOOD	0.465	23.519	0.166	0.364	19.666	0.127
HLTHFAIR	0.412	24.379	0.145	0.354	22.908	0.123
EDU	-0.750	-5.365	-0.265	-0.496	-3.645	-0.017
LIFEINSU	-0.001	-8.092	0.000	-0.001	-5.826	0.000
POP1M	0.021	0.992	0.007	-0.024	-1.168	-0.008
POP150	-0.034	-2.166	-0.012	-0.101	-6.809	-0.035
POP50	0.081	4.025	0.029	0.127	6.657	0.045
POPCUNTY	0.245	16.290	0.088	0.308	21.547	0.109
R-squared	0.11028			0.13884		
Log Likelihood	-40781.2			-44235.1		
N	65,856			72,452		

Notes: All equations include the 11 regional dummy variables.

\* Asymptotic t-statistics: the critical value at 1% significance level=2.576; the critical value at 5% significance level=1.960; and the critical value at 10% significance level=1.645.

Table 6 Health Check-up Rate : PROBIT Results for NHI Male Insurants by Age Group

Variable	20~29		30~39		40~49		50~60		61~64	
	Estimate	t-statistic*	Estimate	t-statistic*	Estimate	t-statistic*	Estimate	t-statistic*	Estimate	t-statistic*
C	-0.279	-0.244	3.593	1.620	0.190	0.063	0.090	0.025	28.350	0.579
AGE	0.014	0.159	-0.194	-1.513	-0.016	-0.119	-0.033	-0.250	-0.918	-0.586
AGESQ	0.000	0.100	0.003	1.644	0.000	0.111	0.000	0.336	0.007	0.591
MARRIED	-0.023	-0.601	0.154	4.781	0.187	6.629	0.209	6.383	0.156	3.370
WAGE	-0.306	-1.687	-0.285	-1.984	0.040	0.408	-0.055	-0.894	-0.028	-0.196
BREADWIN	0.341	10.441	0.127	3.519	0.047	1.333	0.081	1.890	0.082	2.200
MONTHEXP	0.000	0.190	0.000	-0.397	0.000	0.730	0.000	1.923	0.000	1.303
MOEXPDUM	-0.138	-2.845	-0.054	-0.973	-0.003	-0.065	-0.033	-0.864	-0.073	-1.312
PROPRIET	-0.218	-1.958	-0.352	-4.393	-0.218	-3.572	-0.220	-3.473	-0.213	-2.104
FAMILYWK	-0.274	-2.471	-0.272	-3.064	-0.285	-3.671	-0.276	-2.872	-0.445	-3.222
SIZE1	-0.234	-2.067	-0.276	-2.986	-0.184	-2.492	-0.276	-3.487	-0.204	-1.553
SIZE5	-0.091	-0.840	-0.024	-0.274	0.008	0.120	-0.035	-0.484	-0.128	-1.104
SIZE30	0.223	1.920	0.257	2.622	0.197	2.466	0.253	3.016	0.063	0.480
SIZE100	0.487	3.877	0.581	5.364	0.568	5.763	0.473	4.234	0.061	0.357
SIZE500	0.540	3.174	1.035	5.213	0.748	4.822	0.753	3.700	1.367	2.338
SIZE1000	0.928	6.778	1.205	8.385	1.031	8.533	1.082	7.162	0.565	1.772
PUBEMPLY	0.246	0.737	0.307	0.957	0.255	0.546	0.837	2.231	-0.032	-0.119
PARTTIME	-0.048	-0.398	-0.130	-1.107	-0.131	-1.389	-0.114	-1.309	-0.042	-0.362
HUSWRKR	-0.202	-1.475	-0.159	-1.200	-0.169	-1.586	-0.230	-2.308	-0.168	-1.308
NOJOB	0.007	0.060	-0.196	-1.831	-0.295	-3.418	-0.082	-0.974	-0.261	-2.210
PROFES	0.153	1.955	-0.008	-0.113	0.055	0.997	0.115	2.127	-0.087	-1.058
ADMINI	-0.109	-0.747	-0.176	-1.766	0.137	1.921	0.144	2.142	0.065	0.636
CLERIC	0.060	0.649	-0.160	-1.663	-0.010	-0.115	0.129	1.393	0.186	1.361
SALES	-0.110	-1.374	-0.251	-3.386	-0.078	-1.383	0.002	0.043	-0.144	-1.796
SERVIC	-0.187	-2.370	-0.306	-3.901	-0.088	-1.451	0.054	0.942	-0.087	-0.943
AGRICU	0.066	0.629	-0.036	-0.447	0.153	2.591	0.338	6.269	0.139	1.897
FOREST	-0.532	-1.097	-0.438	-1.259	0.016	0.093	0.266	2.107	0.142	0.585
FISHER	0.012	0.076	-0.433	-3.271	-0.090	-0.974	0.031	0.375	-0.217	-1.947
TRANSP	-0.118	-1.105	-0.254	-2.472	-0.059	-0.731	0.114	1.457	-0.167	-1.215
CRAFTM	0.095	1.358	-0.069	-1.039	-0.019	-0.358	0.059	1.193	-0.084	-1.191
DOCTOR	0.001	0.975	0.000	0.156	0.002	3.399	0.000	-1.123	0.000	0.558
SICKNUMB	0.141	4.356	0.003	2.013	0.190	11.942	0.166	15.015	0.181	14.550
STRESS	0.035	3.373	0.043	4.897	0.037	5.559	0.053	7.436	0.083	7.595
NOTVISIT	-0.003	-0.065	-0.105	-2.046	-0.205	-5.966	-0.245	-7.137	-0.211	-4.357
HLTHPRAC	0.066	8.704	0.065	8.650	0.056	9.957	0.095	18.173	0.108	16.983
HLTHXCE	0.323	5.873	0.316	6.196	0.379	9.995	0.403	12.101	0.405	9.478
HLTHGOOD	0.408	6.937	0.348	6.352	0.407	10.026	0.482	13.434	0.523	11.613
HLTHFAIR	0.360	6.620	0.284	5.749	0.364	10.426	0.437	14.779	0.454	12.514
EDU	-0.772	-1.952	-0.834	-2.175	-1.232	-4.324	-0.453	-1.723	-0.609	-1.827
LIFEINSU	-0.001	-4.078	-0.001	-2.751	-0.001	-4.423	0.000	-2.293	-0.001	-2.914
POP1M	0.039	0.789	0.053	0.938	-0.084	-1.883	0.078	1.870	-0.035	-0.625
POP150	0.001	0.016	0.019	0.457	-0.079	-2.473	-0.024	-0.786	-0.095	-2.442
POP50	0.001	0.012	0.043	0.779	0.132	3.379	0.096	2.556	0.076	1.623
POPCUNTY	0.134	3.224	0.251	6.217	0.242	8.123	0.261	9.278	0.309	8.647
R-squared	0.08392		0.09370		0.08229		0.10132		0.11750	
Log Likelihood	-5927.91		-5748.80		-10333.0		-11556.5		-6933.40	
N	10,629		9,631		16,420		18,166		11,010	

Notes: All equations include the 11 regional dummy variables.

\* Asymptotic t-statistics: the critical value at 1% significance level=2.576; the critical value at 5% significance level=1.960; and the critical value at 10% significance level=1.645.

Table 7 Health Check-up Rate : PROBIT Results for NHI Female Insurants by Age Group

Variable	20~29		30~39		40~49		50~60		61~64	
	Estimate	t-statistic*	Estimate	t-statistic*	Estimate	t-statistic*	Estimate	t-statistic*	Estimate	t-statistic*
C	-2.254	-1.893	-1.631	-0.735	-0.783	-0.258	-2.553	-0.846	40.711	0.904
AGE	0.168	1.782	0.063	0.491	-0.036	-0.266	0.059	0.542	-1.292	-0.897
AGESQ	-0.003	-1.721	-0.001	-0.279	0.001	0.459	0.000	-0.363	0.010	0.887
MARRIED	-0.300	-8.454	-0.013	-0.341	0.154	4.139	0.152	5.202	0.101	2.803
WAGE	-0.054	-0.253	-0.105	-0.775	0.210	2.601	-0.014	-0.241	0.100	1.055
BREADWIN	0.258	6.382	-0.042	-0.786	-0.046	-1.081	-0.003	-0.085	-0.011	-0.262
MONTHEXP	0.000	0.330	0.000	0.514	0.000	-0.317	0.001	2.364	0.000	0.688
MOEXPDUM	-0.039	-0.769	0.065	1.198	-0.027	-0.661	-0.074	-2.082	-0.067	-1.246
PROPRIET	-0.065	-0.427	0.011	0.074	0.001	0.007	0.133	1.271	-0.173	-0.902
FAMILYWK	-0.198	-1.352	-0.183	-1.304	-0.175	-1.687	0.065	0.622	-0.194	-1.016
SIZE1	-0.116	-0.794	-0.085	-0.559	-0.022	-0.191	0.117	0.997	-0.281	-1.258
SIZE5	-0.022	-0.152	0.094	0.648	0.083	0.754	0.244	2.206	-0.130	-0.632
SIZE30	0.248	1.676	0.310	1.965	0.158	1.305	0.409	3.412	0.148	0.662
SIZE100	0.621	3.925	0.538	3.077	0.696	5.030	0.556	4.001	0.120	0.460
SIZE500	0.359	1.700	0.578	2.069	0.706	2.825	0.409	1.708	0.358	0.603
SIZE1000	0.957	5.298	0.819	3.825	0.775	3.834	0.600	3.015	0.286	0.666
PUBEMPLY	0.724	2.591	0.392	1.343	0.547	1.768	0.594	1.932	0.131	0.302
PARTTIME	-0.015	-0.102	0.043	0.289	0.141	1.225	0.368	3.247	-0.032	-0.157
HUSWRKR	-0.237	-1.495	-0.092	-0.594	-0.133	-1.147	0.170	1.487	-0.203	-1.003
NOJOB	-0.182	-1.220	-0.258	-1.670	-0.252	-2.195	0.135	1.207	-0.308	-1.520
PROFES	0.081	0.932	0.104	1.151	0.008	0.115	0.116	1.656	-0.293	-2.411
ADMINI	-0.206	-1.078	0.164	1.037	-0.199	-1.750	0.060	0.587	-0.109	-0.631
CLERIC	0.019	0.231	0.010	0.110	-0.019	-0.278	0.013	0.184	-0.333	-2.533
SALES	-0.281	-3.201	-0.136	-1.578	-0.147	-2.380	-0.010	-0.170	-0.082	-0.807
SERVIC	-0.298	-3.525	-0.163	-1.909	-0.169	-2.774	0.035	0.607	-0.145	-1.417
AGRICU	0.256	1.621	0.017	0.173	0.235	3.401	0.326	5.330	0.089	0.913
FOREST	-0.227	-0.351	-0.412	-0.935	-0.510	-1.769	-0.079	-0.334	0.725	1.712
FISHER	-0.622	-1.576	-0.296	-1.461	0.005	0.038	0.232	1.994	0.041	0.207
TRANSP	0.054	0.233	-0.325	-1.233	0.097	0.473	0.089	0.428	-1.166	-2.122
CRAFTM	-0.069	-0.717	-0.050	-0.565	-0.072	-1.156	0.076	1.293	-0.148	-1.466
DOCTOR	0.001	0.943	0.001	1.412	-0.001	-1.434	0.000	-1.174	0.001	1.238
SICKNUMB	0.110	4.437	0.106	4.598	0.136	9.605	0.141	15.761	0.172	15.287
STRESS	0.037	3.998	0.022	3.119	0.040	6.325	0.049	8.329	0.073	7.647
NOTVISIT	-0.105	-2.006	-0.070	-1.562	-0.175	-5.367	-0.252	-8.180	-0.227	-5.116
HLTHPRAC	0.063	7.875	0.057	7.214	0.086	14.625	0.105	22.833	0.144	24.257
HLTHXCE	0.324	5.873	0.176	3.414	0.253	6.595	0.331	11.041	0.334	8.310
HLTHGOOD	0.329	5.640	0.221	4.094	0.357	8.742	0.394	12.488	0.375	9.129
HLTHFAIR	0.311	5.860	0.178	3.692	0.298	8.615	0.404	15.940	0.395	12.120
EDU	-0.530	-1.378	-1.221	-3.294	0.166	0.545	-0.445	-1.829	-0.683	-2.230
LIFEINSU	-0.001	-3.007	0.000	-1.562	0.000	-1.329	-0.001	-3.180	-0.001	-3.207
POP1M	0.011	0.217	-0.007	-0.114	-0.021	-0.485	-0.079	-2.170	-0.019	-0.377
POP150	-0.049	-1.194	-0.160	-3.832	-0.104	-3.293	-0.111	-4.263	-0.100	-2.853
POP50	0.060	1.007	0.071	1.341	0.167	4.119	0.133	4.046	0.152	3.500
POPCUNTY	0.239	5.680	0.284	7.239	0.314	10.396	0.300	12.019	0.375	11.312
R-squared	0.07749		0.06600		0.08276		0.10206		0.13514	
Log Likelihood	-5471.05		-5724.49		-9900.48		-14628.1		-8056.22	
N	10,383		10,252		15,737		22,900		13,180	

Notes : All equations include the 11 regional dummy variables.

\* Asymptotic t-statistics : the critical value at 1% significance level=2.576 ; the critical value at 5% significance level=1.960 ; and the critical value at 10% significance level=1.645.

health check-up and the effect works much stronger against males than females. On the other hand, the estimated coefficient on the variable BREADWIN is significantly positive for males (0.105) and the robust effect shows, as previously hypothesized, that the highest earner of a household is more willing to have the health check-up to secure loss of earnings that would arise from becoming ill. The negative and significant coefficient is a little puzzling in the case of females (-0.028); since the marginal effect for males is about 0.034 while that for females is -0.010, this difference becomes another factor resulting in the male-female differentials with respect to the health check-up. From the estimated coefficient on monthly household expenditures (i.e., MONTH-EXP), we see that the income elasticity of the demand for health check-up is positive. Although the estimated coefficients for both males and females are reported to be substantially small (0.000) and both marginal effects are about 0.0001, the income (or expenditure) elasticity of demand for health check-up is inelastic—about 0.01 for both males and females.

As a policy variable, we include the types of individual's health insurance coverage in the model: NHI, GOVTHI, SOCIHI, and MUTUHI. As expected, the estimated coefficient of the NHI (National Health Insurance) for males is negative (-0.130) while positive for the rest: 0.201 for GOVTHI, 0.309 for SOCIHI, and 0.335 for MUTUHI. Their respective marginal effects are -0.043, 0.064, 0.099, and 0.105. The marginal effects for females are 0.018 (NHI), 0.079 (GOVTHI), 0.112 (SOCIHI), and 0.112 (MUTUHI). All estimates are statistically highly significant. These large differences in the marginal effect between males (or females) with NHI and those with the other types of health insurance indicate that people with either SOCIHI or MUTUHI have advantages in accessing the health check-up by about 10 percentage points or more. Hence, the higher the coverage of the health

check-up costs is, the more the individual is likely to have the health check-up. We consider that the difference in the coverage is one of the major causes that differentiates the health check-up of people with NHI from those with other types of health insurance.

Next, we evaluate the effects of firm size on the demand for health check-up. Firms are legally bound to provide the health check-up to their employees. Firms with a larger number of employees are subject to more legal bindings or rules regarding employees' working conditions. In addition, the firms face their well-organized and stronger labor unions. Therefore, large firms usually provide more and better fringe benefits as compared to small firms. In our study, we use various sizes of firms, such as SIZE1 for those with 1-4 employees, SIZE1000 for institutions with 1,000 employees or more, and PUBEMPLY for public employees.<sup>29)</sup> In addition, we also include other employment-status variables: PROPRIET, FAMILYWK, PARTTIME, HUSWRKR and NOJOB. Among all these variables, the estimated coefficients on the variables SIZE30 to SIZE1000 and PUBEMPLY are positive and statistically highly significant for both males and females. For example, the marginal effects for males are 0.080 (SIZE30), 0.138 (SIZE100), 0.149 (SIZE500), 0.188 (SIZE1000) and 0.147 (PUBEMPLY); those for females are 0.119 (SIZE30), 0.188 (SIZE100), 0.210 (SIZE500), 0.266 (SIZE1000) and 0.223 (PUBEMPLY). In comparison to these large effects, one of the negative marginal effects of employment status, say HUSWRKR, is -0.062 for males and -0.060 for females. Furthermore, if an individual does not have a job (NOJOB), the marginal effects are -0.058 for males and -0.116 for females. We say that the difference in the demand for health check-up will be about 0.33 between females with SIZE1000 and female of a home-based employee (HUSWRKR). Instead of HUSWRKR, if NOJOB is used, then the difference is about 0.38 for females.<sup>30)</sup> These results are

indicative of the provision of better working environments for employees in larger-sized firms and the firms' high degree of compliance with the law. These provisions create the major differences in the health check-up rates among females with different employment environments, and between females and males.

Regarding the effects of an individual's health conditions on the demand for health check-up, holding constant the subjective evaluation of an individual's health condition (HLTHEXCE, HLTHGOOD, and HLTHFAIR); these variables are highly significant for both males and females. The sign of the estimated coefficient on NOTVISIT (did not visit medical institutions for the past year) is negative, while the one on HLTHPRAC is positive:  $-0.142$  and  $0.078$  for males and  $-0.178$  and  $0.086$  for females, respectively.<sup>31)</sup> The marginal values of NOTVISIT and HLTHPRAC are  $-0.046$  and  $0.026$  for males, and  $-0.062$  and  $0.030$  for females, respectively. That is, individuals with better health or more health stock (NOTVISIT), are less likely to have the health check-up. On the other hand, health conscious people, individuals who practice health stock augmenting activities (HLTHPRAC), are likely to have the health check-up more than otherwise. For health conscious people, the health check-up is another means of preventing health deterioration.

We hypothesized in the previous discussion that the psychological burdens of being in queue in hospitals and of being ill will pressure the individual not to become ill. It is thus possible that the individual will tend toward having the health check-up so as to avoid becoming a patient. The variables of SICKNUMB (the number of injuries and illnesses) and STRESS (the number of stressful events encountered) are included as proxy for psychological burden. The estimated coefficients of SICKNUMB and STRESS are significantly robust and those are  $0.145$  and  $0.060$  for males, respectively; the respective values for females are

$0.133$  and  $0.043$ . The marginal effects of SICKNUMB are about  $0.047$  for males and  $0.046$  for females; those of STRESS are about  $0.019$  for males and  $0.017$  for females. These marginal effects are very similar between males and females.

Finally in Table 3, we discuss the estimated coefficients on education (EDU) and life insurance (LIFEINSU).<sup>32)</sup> Both variables have negative signs on their estimated coefficients. The level of an individual's education is considered a factor in the increased efficiency of health production. Normally, the variable has a positive effect on the demand for preventive medical care (Coffey 1983, Kenkel 1994, and Hsieh and Lin 1997). However, the coefficient of education depends on the elasticity of the MEC schedule, or the demand for health stock. The sign of an individual's education level is negative if the elasticity is less than one in absolute values (Grossman 1972). In this respect, our estimated negative coefficient is not necessarily wrong.<sup>33)</sup> The estimated effect of LIFEINSU on the demand for health check-up is negative, as theoretically predicted. That is, an individual with life insurance is less likely to have the health check-up. This result is like an old story about an individual who buys insurance but who gambles at the same time, as often discussed within the pages of a regular textbook regarding behavior under uncertainty (see Silberberg 1990, p. 453). From another perspective, it also may be viewed that the significantly negative coefficient reflects the moral hazard of an individual's behavior.

## 2 Health Check-up Results by Health Insurance Type

Now, we highlight the results of NHI in comparison with those of the GOVTHI, the SOCIHI, and the MUTUHI in Table 4. The effect of AGE is significantly positive across the different types of health insurance; the respective marginal effects (not shown in Table 4) are  $0.005$  (NHI),  $0.015$  (GOVTHI),  $0.016$  (SOCIHI), and  $0.020$  (MUTUHI). Thus, the increments of NHI as age

increases are one third or less that of the other types of health insurance. Again, the type of insurance, representing the coverage of medical costs, is really an important factor in determining for an individual whether to have health check-up or not. Consequently, NHI insurants have lower health check-up rates as compared to those covered by other health insurance schemes.

FEMALE and MARRIED variables under the NHI are some of the few variables that have different signs on the estimated coefficients from those of other types of health insurance. The effects of FEMALES (0.042) and MARRIED (0.087) are both significant and positive, while negative in the other health insurances; the corresponding marginal effects are 0.015 and 0.031. Under the NHI, married females are more likely to have the health check-up more than single females, married males, and single males. This last group, the single males, has the least demand for health check-up under the NHI scheme. On the other hand, the results are opposite for GOVTHI, SOCIHI and MUTUHI: married females have the least demand for the health check-up. Since firms are very unlikely to discriminate only against married women, the low rate of health check-up among married women covered by those health insurances are probably due to individual-decision making. Therefore, as long as these demographic factors are concerned, policy makers need to understand the basic needs that motivate married women to take the health check-up.

The employment status variables, PROPRIET, FAMILYWK, SIZE1, HUSWRKR and NOJOB are negative regardless of the type of health insurance. These workers are highly disadvantaged in terms of health check-up opportunities relative to those employed in large-sized firms or by public institutions. For example, in the NHI model, the marginal effects (not shown in Table 4) are  $-0.068$  (PROPRIET),  $-0.071$  (FAMILYWK),  $-0.065$  (SIZE1),  $-0.064$  (HUSWRKR) and  $-0.071$  (NOJOB), in comparison with the 0.339 of

SIZE1000. Naturally, people who have the NHI but are employed in large-sized firms must be quite small in their number, while the majority of people with the NHI are likely in either one of the other above-mentioned employment-status categories. Hence, the average health check-up rate must be low relative to those with GOVTHI, SOCIHI and MUTUHI. We also note among various occupations that those of SALES and SERVIC are faced with similar disadvantages in the health check-up. The estimated coefficients of SALES and SERVIC under NHI are  $-0.104$  and  $-0.107$  and the respective marginal effects are  $-0.036$  and  $-0.037$ . In comparison, their respective marginal effects are  $-0.024$  and  $-0.029$  for GOVTHI,  $0.003$  and  $-0.020$  for SOCIHI and  $-0.055$  and  $-0.024$  for MUTUHI. Hence, regardless of different types of health insurance, people employed as either SALES or SERVIC are disadvantaged groups with respect to health check-up.

As previously observed from the results of males and females in Table 3, health related variables such as SICKNUMB, STRESS, HLTHPRAC, HLTHXCE, HLTHGOOD and HLTHFAIR are all highly significant and their estimates are positive. That is, regardless of the type of health insurance cover, individuals who are prone to illness as well as those who are conscious about their health conditions demand more health check-up than otherwise. Both objective and subjective measures of own health awareness motivate individuals to have the health check-up. Subjective information on health conditions, HLTHXCE, HLTHGOOD and HLTHFAIR, seems to be an important factor in determining whether one takes the health check-up or not. That is, an individual who is subjectively keen about her own health condition is more willing to collect objective health information as well.

### 3 Health Check-up Results of National Health Insurance (NHI) by Gender

Now, let us compare the behavioral difference in the health check-up demand by males with the National Health Insurance and their female counterparts in Table 5.<sup>34)</sup> A quick comparison of the results in the Table gives us an impression that many variables in both male and female regressions have similar signs on their estimated coefficients with varying sizes of their marginal effects. The female-specific MATERNITY variable is dominant and the marginal effect is  $-0.058$ . The variables on AGE and AGESQ are statistically significant in the female regression, but the marginal effects are quite similar between males' and females'. Among the other variables, those responsible for the differentials in the health check-up between males and females are, for example, WAGE, BREADWIN and PARTTIME in terms of the qualitative sign and PROPRIET, FAMILYWK, SIZE1, SIZE500, SIZE1000, PUBEMPLY and EDU in terms of the size of marginal effect. The former group has different signs on their estimated coefficients (and consequently their marginal effects) between males and females; and the latter group has the same sign on the estimated coefficients but the magnitude of the respective marginal effects are quite different.

First, the variables of WAGE and BREADWIN are no longer one of the major deterrent factors for females with the NHI, but they are statistically significant for males with the NHI. For example, a male household head (BREADWIN) is likely to have his health check-up by about 6 percentage points higher than other males. Since the same variable for females is not significant, being a household head or not can be considered as a factor to differentiate the health check-up behavior between males and females. Similarly, we can consider the effect of WAGE as another factor. The male with higher wages is less likely to have his health check-up, *ceteris paribus*, than one with lower wages. However, the effect is not true for

females, indicating that the hourly opportunity costs are not a major factor on the health check-up decision. Another factor responsible for these differentials is PARTTIME, whose effect is negative on the male health check-up while positive for the female behavior. We can consider that males with unstable jobs or those who are not fully committed to their job are less likely to have the health check-up; while in the case of females, the opposite is true. For the latter, female part-time workers may find more time available for their health check-up.<sup>35)</sup>

Second, let us see the variables with relatively large differences between males and females in their marginal effects. For example, regarding the type of employment status, male proprietors (PROPRIET), male family workers (FAMILYWK), males employed by small-sized firms (SIZE1) and male house worker (HUSWRKR) are less likely to have their health check-up than otherwise. Their marginal effects are from approximately  $-6$  to  $-10$  percentage points. Males and females who work at relatively large-sized firms such as SIZE500 and SIZE1000 are more likely to have the health check-up due to easier and better access to medical facilities than those working at smaller-sized firms or at home. The marginal effects of SIZE500 and SIZE1000 are 0.268 and 0.360 for males and 0.183 and 0.292 for females, respectively. Since a larger proportion of males are working at large-sized firms than females, the former have naturally the higher health check-up rate than the latter.

Third, the effect of education (EDU) on health check-up is negative for both males and females, while the marginal effect on the former ( $-0.265$ ) is substantially larger than on the latter ( $-0.017$ ) in absolute values.<sup>36)</sup> Therefore, in the case of males, a one-percentage point increase in EDU causes a decrease in male health check-up by 0.265 percentage points.

Finally, the effect of place of residence on health check-up may seem puzzling at first. That is,



POP150 has a negative sign on the estimated coefficient, while the estimated coefficients of POP50 and POPCUNTY are positive, although the differentials in the marginal effects between males and females are negligible (see Table 5). The positive coefficients on POP50 and POPCUNTY, and the negative one on POP150 indicate that people living in less populated areas are more likely to have the health check-up than those in big cities. One probable explanation may be that the people in a county have generally less access to medical facilities when needed in comparison to people in big cities. Thus, the former are probably more willing to take the opportunity of health check-up when local governments or firms provide this service.

#### 4 Health Check-up Results of National Health Insurance (NHI) by Age Group

In grouping males and females into several smaller age groups as respectively shown in Tables 6 and 7, the variable AGE seems to lose its significance for both males and females except for the 20-29 female age group in Table 7. This means that the age segmentation is too narrowed for the age evaluation. MARRIED is one of the major factors that differentiate health check-up behavior between younger and older age groups for both gender groups. For example, the sign is strongly negative for married women of the 20-29 age group, whereas it is positive for the 40-49 and older age groups. The sign is positive for the 30-39 and older male age groups. This is certainly indicative of the high costs these persons incur in having the health check-up when they are younger. MARRIED is not significant for females in the 30-39 age group: no significant differential exists between single and married women. Both have lower health check-up rates than any other age groups. On the other hand, married men aged 30 and over are more likely to have the health check-up more than their unmarried counterparts.

Again as frequently mentioned, it does matter

what type of employment status is held, for both male and female NHI insureds. Those employed in firms with 100 workers or more (SIZE100, SIZE500, and SIZE1000) are generally more likely to have the health check-up than those with other types of employment status. These firm sizes are highly significant, as shown in both Tables 6 and 7. For example, the differences in the marginal effects (not shown in Tables) between females in SIZE1000 and those in SIZE1 under the different age group categories are: 0.372 (20-29), 0.321 (30-39), 0.289 (40-49), 0.163 (50-60), and 0.195 (61-64).<sup>37)</sup> The corresponding values for the male counterparts are: 0.404 (20-29), 0.512 (30-39), 0.429 (40-49), 0.454 (50-60), and 0.265 (61-64). These large differences in the marginal effects show that those employed by large-sized firms are much better off with regard to the health check-up than those working in smaller-sized firms.

According to occupation types, the coefficients of SALES and SERVIC are negative and significant for females in the 20-29, 30-39, and 40-49 age groups. The same job categories are also significant only for some of the male age groups. A reason why people in these occupations have less health check-up probably reflects the disadvantaged position they have in their working conditions with regard to accessing health check-up. The variables related to health conditions are highly significant across all age groups: SICKNUMB, STRESS, NOTVISIT, HLTHPRAC, HLTHXCE, HLTHGOOD, and HLTHFAIR. Among these, the deterrent variable is consistently NOTVISIT. That is, if individuals are objectively in good health condition, they find it unnecessary to have the health check-up.<sup>38)</sup> Other variables like EDU, LIFEINSU and POPCUNTY are statistically significant across the different age groups: the first two variables have negative effects on the health check-up; the last has a positive effect.

In sum, we find that the deterrent factors and motivating factors for the health check-up decision

by males and females are largely common and are also similar across different types of health insurance and different age groups. Their behavior is subject to the degree of accessibility, the amount of opportunity costs as well as subject to objective and subjective health conditions.

## V Summary

This study aims to explain the behavior toward the demand for health check-up of the 20–64-year-old population in Japan. More specifically, there exist large differentials in the demand for the health check-up as differentiated by gender, by age and by types of health insurance. According to the sampled micro data from the *Comprehensive Survey of the Living Conditions of People on Health and Welfare* in 1995, the overall average health check-up rate is about 56 percent: 61 percent for males and 51 percent for females. Furthermore, the difference in the health check-up rate is more than 20 percentage points between National Health Insurance (NHI) insurants and those with Society-managed Health Insurance (SOCHI) insurants. The difference is further widened to about 27 percentage points between the NHI people and those with Mutual Aid Associations Insurance.

In our analyses, we focused first on the impact of gender difference in the demand for health check-up behavior. Next, we specifically analyzed the differentials by the types of health insurance with an emphasis on people with NHI. Finally, the behavior of male NHI insurants was compared to that of female NHI insurants. By focusing our analyses narrowly toward the various categories of the population, our empirical results will have direct policy implications for the prevention of illness among the population in Japan. In knowing the cause-and-effect of the health check-up, policy makers as well as employers (or firms) can carefully implement specific and appropriate policies to promote people's health, and assist in containing their growing medical expenditures.

We apply a probit model not only to a gender-specific sample but also to a health insurance type specific and a NHI-classified age group-specific sample with regard to the individual decision on the health check-up. Among the socio-economic and demographic variables studied in the models, the major explanatory variables of interest are: age, gender, wage rate, health insurance coverage, affiliated firm size, and objective evaluations of the individual's health condition.

In our empirical results on the demand for the health check-up, most of the estimated coefficients of the aforementioned variables have the theoretically predicted signs and are highly significant. The estimated coefficients on age and age-squared are positive and negative, respectively. This reflects that the incentive for an individual to have the health check-up increases at a diminishing rate as her stock of health rises. In other words, an individual's stock of health accumulates as her age increases, and so does the loss of earning ability rise, thus the incentive for the health check-up rises. Gender also plays an important role for the individual's decision on the health check-up. Males are more likely to have their health check-up than females because of genetic and biological differences. Especially, females of the age group of 30–39 significantly decrease their demand for health check-up, which is probably due to the timing of marriage and maternity.

Normally, health check-up is a time-consuming health input. For this reason, the opportunity costs for giving up working hours or days should be considered a major determinant in the health check-up decision. The sign of the individual's wage rate is negative and highly significant and the wage elasticity of the health check-up is  $-0.10$  for males and  $-0.04$  for females. Family expenditures have positive effects on both males and females and their expenditure elasticity is nearly the same, about 0.01.

Health insurance coverage is one of the major factors analyzed in the models. We find the

significantly positive and robust effects of the Government-managed Health Insurance (GOVTHI), the Society-managed Health Insurance (SOCHIHI), and the Mutual Aid Associations Health Insurance (MUTUHI) on health check-up. Our findings show that the higher the coverage of medical costs is, the more the individuals are willing to have the health check-up. Furthermore, based on the significantly positive effects of firm sizes with more employees on the health check-up for both males and females, larger-sized enterprises are witnessed to be more encouraging of their employees regarding the health check-up than the smaller-sized enterprises. This may be attributed to the fact that fringe benefits and working conditions for employees in the former are much more favorable than for those in the latter. Thus, in order to promote the health check-up among the population irrespective of gender, a public policy that improves the accessibility of health check-up and consequently lowers the opportunity costs of health check-up is needed.

For the effects of the individual's objective as well as subjective health conditions, the estimated coefficients are always statistically robust for both males and females. The more the number of illnesses are (the same applies to number of stressors), the more the individual is likely to have the health check-up. Furthermore, an individual who practices health promoting activities and is highly evaluative of her own health tends toward the health check-up. On the other hand, when an individual has had no experience of visiting clinics and hospitals for the past year, which here we consider as reflecting her higher stock of health, the individual has less incentive to have the health check-up, *ceteris paribus*.

Next, when we highlight the differentials of the health check-up by the types of health insurance such as NHI, GOVTHI, SOCHIHI and MUTUHI, the basic signs and significance in these models do not differ so much from the above results of the gender-specific model. However, an evaluation of

each variable in its marginal effect does provide different aspects of its effect on the behavior of the health check-up. For example, the positive marginal effect of age for people with NHI is one third or one fourth of that for those employed in large-sized firms; persons who are proprietors, family workers or house workers, covered by the NHI, are the most disadvantaged groups with respect to accessibility to the health check-up. Therefore, the coverage of medical costs is another major factor that differentiates the health check-up behavior of the population.

Females of the maternity age have substantially low demand for health check-up across the different health insurance types. On the other hand, as far as the males are concerned, some of the major factors across the health insurance types are wages and being a breadwinner: the former have strong negative effects on the health check-up and the latter has positive effects. The negative wage elasticity is more elastic for male NHI insureds. In addition, a change in employment status that is reflected by a change in insurance coverage, e.g., SOCHIHI to NHI, lowers the demand for the health check-up. It will be more natural to interpret the decrease as substantial changes in the opportunities of health check-up rather than a change in preference. Another major deterrent factor is job opportunity: once individuals are unemployed they decrease the demand for the health check-up. Females are more responsive to an incidence of losing jobs than males, shown by the reduction in the demand for the health check-up.

In our final models, we have examined factors that might cause the low demand for health check-up among male and female NHI insureds alike. In so doing, we group the males and the females into 10-year age ranges such as 20-29, 30-39, and so forth. In these analyses, the types of employment status, such as employment at large-sized firms, is a dominant factor that motivates both male and female NHI insureds to take the health check-up.

Occupation types, like sales and services, are also major factors, that, however, reduce the demand for health check-up among females in their 20s, 30s, and 40s. The effects are highly and positively significant for individual health conditions: sickness, stress, health practice, health excellent, and others.

As a concluding remark, the differentials in the demand for the health check-up are reflective of the opportunities in accessing the health check-up. Among the working population of the society, people employed by large firms or public institutions are a highly advantaged group, while those working in small firms or households are at a disadvantage with respect to accessibility. If the health check-up does play its role as a means of detecting illnesses and thus a means of preventive medical care, the individuals who take the health check-up are less likely to be caught off guard by serious illness. The high longevity rate of the Japanese may be attributed to the current health check-up program under the comprehensive health insurance system. Maintaining such a tendency among the population requires certain adjustments with regard to the prevalent preventive health care system with attention placed on the disadvantaged members of society.

#### Acknowledgements

This research was originally a part of the report, "Studies on Natural Increases in the Medical Expenditures," made by the Japanese Center for Economic Research (JCER) to the Institute for Health Economics and Policy. This paper is prepared for the Biwako Conference on Issues of Social Insurance of Japan held on the 13th through 15th of July 2000, and is an extension of the work presented at the joint meeting of JCER and the National Bureau of Economic Research (NBER) in Hawaii, U. S., 20-23 January 2000; as such, this study is similar in many aspects to the work presented in Hawaii and a part of this paper was

presented at the 75th Annual W. E. A. International Conference in Vancouver, B. C., Canada, 29-June to 3-July 2000. This research is supported by the Japanese Center for Economic Research; the Nomura Foundation for Social Science, the Japan Ministry of Education, Science, Sports and Culture (Grant # 11630034), and the Research Council Grant of Rutgers University, USA. The authors would like to thank Jane C. Buenaventura for her research assistance. The views presented here are those of the authors and do not necessarily represent those of the funding agencies nor those of the affiliated institutions.

#### Notes

- 1) For the detailed description, see the *Japan Statistical Yearbook 1999* (Statistic Bureau, Management and Coordination Agency, 1998, p. 616). The total number of correspondents in the 1995 Survey is 746,592: N (aged 19 and less) = 177,430; N (aged 20-64) = 449,051; and N (aged 65 and more) = 120,111.
- 2) In addition to these insurance systems, there is the health service system for the elderly aged 70 or more, who receive medical care services at minimum cost. The detailed outline of Japan's Medical Care Security System is described in the *Outline of Social Insurance in Japan 1998* (Social Insurance Agency, Government of Japan, 1999), which this section summarizes.
- 3) The number of employees is not rigid in practice.
- 4) The contribution rate levied on basic wages of employees varies among different types of health insurance: half of the total contribution rate (8.5%) of the Health Insurance managed by Government is paid by the employers (4.25%); employees under the Society-managed Health Insurance are responsible for 3.658% of their total contribution rate (8.394%), the rest (4.736%) being paid for by their employers. National government employees, on the other hand, pay half of their total contribution rate (7.8%). Source: *Outline of Social Insurance in Japan 1998* (Social Insurance Agency, Government of Japan, 1999), pp. 140-143.
- 5) This health check-up is often extended to the

- employee's spouse, parents and children.
- 6) The Institute of Labor Administration (1998), *Situations of Fringe Benefits*, pp. 278-285 and pp. 334-347. The survey period was from October 19 to December 28 in 1995.
  - 7) All dollar values in this paper are calculated based on the exchange rate of \$1=100 yen, for brevity. We note that, according to OECD HEALTH DATA 98, per capita health expenditures incorporate the purchasing power parity (PPP), \$1=195.35 yen, in calculation. However, ours use \$1=100 yen for two reasons: first, the dollar values in PPP seem to underestimate the reality in Japan; and second, our dollar values can be easily translated into the PPP values if those values are halved.
  - 8) Spouses of employees, covered under the Employees' Health Insurance as dependents, may receive this service upon their request to the corresponding local government.
  - 9) The following items of health check-up and the corresponding fees vary with the locality involved, reflecting the budgetary constraints of their respective local governments.
  - 10) One of the possible reasons why persons covered by the Mutual Aid Associations Health Insurance have higher health check-up rates maybe due to the fact that those working at schools or universities have medical offices at the work place.
  - 11) We note a similar dip with Japanese female labor force participation rate: 73.4% (ages 20-24), 68.2% (25-29), 56.2% (30-34), 62.3% (35-39), 70.9% (40-44), and 72.2% (45-49), as of 1997: Government of Japan, Ministry of Labor (1999), *Whitepaper on Female Labor*, F11.  
This dip is a typical phenomenon of female labor force participation in Japan.
  - 12) Difference in rate of time preference between married and single women may be also another explanation. However, the health check-up rate is reversed between them at the late age of 61-64. Thus, a consistently low rate of time preference for single women may not be a good explanation.
  - 13) A firm with over 1,000 workers usually provides a Society-managed Health Insurance.
  - 14) Normally in a text like Silberberg (1990), wealth rather than earning capacity is used in a typical uncertainty model. However, since we are applying the theory of household production to the model, we prefer the use of "earning capacity," which is assumed to be reflecting monetary units like wealth. This simple application of the theory of insurance under uncertainty is based on Pauly (1989), pp. 309-319, and Silberberg (1990), pp. 445-447.
  - 15) Here, we avoid putting subscript  $i$  to represent the individual, for brevity.
  - 16) We implicitly assume here that there is an accumulation of health stock up to a certain age.
  - 17) For example, the major diseases among the fifty- and sixty-year old Japanese are diseases of the digestive system, circulatory system, musculo-skeletal system and connective tissue, and nervous system and sense organs (*Japan Statistical Yearbook 1999*, pp. 670-671).
  - 18) About 49% of patients in large-sized hospitals wait for at least an hour and a half; and about 15% wait for more than 3 hours. In medium-sized hospitals, those who wait for more than an hour and a half account for about 44%, and account for 28% in small-sized hospitals. In both hospitals, the patient rates for those who wait for more than three hours are 17.2% and 15.6%, respectively (*Movements in National Sanitation*, 1999. p. 84). However, medical examinations in hospitals last very short: almost 64% of patients in large-sized hospitals take only 10 minutes or less for their examinations, and 18% take less than 3 minutes. About 61% and 57% of patients, respectively in medium-sized and small-sized hospitals, take less than 10 minutes or less for their medical examinations.
  - 19) Here, we change our notations, such that  $1 - \pi = \pi_1$  and  $\pi = \pi_2$ .
  - 20) According to Ehrlich and Becker (1972), the left-side expression in equation (11) in our presentation is viewed as the slope of the production transformation curve; and the right side is the slope of the indifference curve of  $S_1, S_2$ . Hence, both sides must be equal in equilibrium for  $b > 0$ .
  - 21) The reduction in this context might be due to "self-protection." In Ehrlich and Becker (1972), "... self-insurance [is] a reduction in the size of a loss, and self-protection [is] a reduction in the probability of a loss (p. 633)."
  - 22) Hereafter, we assume that this condition holds.
  - 23) The presentation of this probit model is from Gujarati (1995, pp. 563-564).
  - 24) As we mentioned earlier, the variables pertaining to individuals in this study are all from the

*Comprehensive Survey of the Living Conditions of People on Health and Welfare in 1995.*

- 25) In our regression analyses, we grouped the sample population ages 20-64 into different categories by health insurance and also by gender, since we focus our study mainly on differentials in the demand for health check-up.
- 26) In Table 3 as well as in other Tables, when the sign of t-statistic is negative and the estimated coefficient is 0.000, the estimated coefficient is in fact negative. The reported value is simply due to the text format used.
- 27) These marginal effects are based on the values without the AGESQ term. The inclusion will give the following formulas: the marginal effect for males =  $0.015 - 2 \times 0.0001 \text{AGE}$ , and that for females =  $0.011 - 2 \times 0.00005 \text{AGE}$ .
- 28) The marginal effect of discrete variable  $x_i$  in this paper is obtained by the following:
- $$\frac{\partial \text{HCHECKUP}}{\partial x_i} = F(x_i = 1, X_j) - F(x_i = 0, X_j), \text{ where } F(\bullet)$$
- is the cumulative distribution function and  $X_j$  is a vector of all other variables,  $i \neq j$ .
- 29) The omitted dummy variable for firm size is company directors.
- 30) The difference in the marginal effects between SIZE1000 and HUSWRKR (or NOJOB) is about 0.25 for males.
- 31) The HLTHPRAC variable is the number of health-related daily practice (e.g., eating regular meals, nutritiously balance meals and not-too-salty meals, having physical exercise, adequate hours of sleep, so on).
- 32) These two variables are two of the few aggregate variables in the models.
- 33) The definitive sign must await further study using micro data on education variable.
- 34) The gender-specific results of other health insurances are also estimated, but they are not reported for brevity and are available upon request from the authors.
- 35) Although the variable of firm size is controlled in the regression, when large-sized firms hire female part-time worker, they have more and better opportunities for their health check-up than those in smaller-sized ones.
- 36) The EDU variable is a continuous aggregate variable on the prefectural level.
- 37) The values are the probabilities of health

check-up for individuals in SIZE1000 in comparison to those in SIZE1. The marginal effects are not reported in Tables 6 and 7 for brevity.

- 38) One may say that the relationship between having the health check-up and NOTVISIT is not causal, but both are in fact similar variables. That is, one who does not want to visit medical institutions does not have their health check-up anyway. We have few arguments to defend the inclusion of the variable in the models. First, if not-health-check-up means not-visit-hospital, then the variable should have a nearly perfect prediction of the health check-up behavior but that is not the case here. Second, the t-value of NOTVISIT is not always overwhelming. Lastly, and probably more importantly, NHI insurants usually have the health check-up at health centers, which are not considered medical institutions.

#### REFERENCES

- Arrow, Kenneth J. (1963) Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care, *American Economic Review* 53, no. 5: 941-73.
- Basmann, R. L. (1960) On Finite Sample Distributions of Generalized Classical Linear Identifiability Test Statistics, *Journal of the American Statistical Association* 55, nos. 289-292: 650-59.
- Becker, Gary S. (1976) A Theory of the Allocation of Time, In *The Economic Approach to Human Behavior*, Chicago: University of Chicago Press.
- Coffey, Rosanna M. (1983) The Effect of Time Price on the Demand for Medical-Care Services, *Journal of Human Resources* 18, no. 3: 407-24.
- Ehrlich, Issac and Gary S. Becker (1972) Market Insurance, Self-Insurance, and Self-Protection, *Journal of Political Economy* 80, no. 4: 623-48.
- Greene, William H. (2000) *Econometric Analysis*, 4th Edition, New Jersey: Prentice-Hall, Inc.
- Grossman, Michael (1972) On the Concept of Health Capital and the Demand for Health, *Journal of Political Economy* 80, no. 2: 223-55.
- (1999) The Human Capital Model of the Demand for Health, Working Paper no. 7078, Cambridge, Mass.: NBER.
- Gujarati, Damodar N. (1995) *Basic Econometrics*, 3rd Edition, New York: McGraw-Hill, Inc.
- Hausman, Jerry A. (1983) Specification and Estimation of Simultaneous Equation Models, In *Handbook of Econometrics*, Vol. 1, ed. Zvi Griliches and Michael D. Intriligator, Amsterdam: North-

- Holland Publishing Company.
- Health and Welfare Statistics Association (1999) *Movements in National Sanitation, 1999* (Kokumin Eisei no Doko, in Japanese), Tokyo: Health and Welfare Statistics Association.
- Hsieh, Chee-ruey, and Shin-jong Lin (1997) Health Information and the Demand for Preventive Care among the Elderly in Taiwan, *Journal of Human Resources* 32, no. 2: 308-33.
- Institute of Labor Administration (1998) *Situations of Fringe Benefits* (Fukuri Kosei Jijou, in Japanese), '98 issue, Tokyo: Institute of Labor Administration (Roumu Gyosei Kenkyujo, in Japanese).
- Kenkel, Donald S. (1990). Consumer Health Information and the Demand for Medical Care, *Review of Economics and Statistics* 72, no. 3: 587-95.
- (1991) Health Behavior, Health Knowledge, and Schooling, *Journal of Political Economy* 99, no. 2: 287-305.
- (1994) The demand for preventive medical care, *Applied Economics* 26, no. 4: 313-25.
- Ministry of Labor, Government of Japan (1999) *Whitepaper on Female Labor 1998*, Tokyo: the 21 Century Vocation Foundation.
- Pauly, Mark V. (1989) Overinsurance and Public Provision of Insurance: the Roles of Moral Hazard and Adverse Selection, In *Uncertainty in Economics: Readings and Exercises*, ed. Peter Diamond and Michael Rothschild, London: Academic Press, Inc.
- Phelps, Charles E. and Joseph P. Newhouse (1974) Coinsurance, the Price of Time, and the Demand for Medical Services, *Review of Economics and Statistics* 56, no. 3: 334-42.
- Silberberg, Eugene (1990) *The Structure of Economics: A Mathematical Analysis*, 2nd Edition, New York: McGraw-Hill, Inc.
- Social Insurance Agency, Government of Japan (1999) *Outline of Social Insurance in Japan 1998*, Tokyo: Japan International Social Security Association.
- Statistics Bureau, Management and Coordination Agency, Government of Japan (1998) *Japan Statistical Yearbook*, 48th Edition (1999), Tokyo: Japan Statistical Association.

(やまだ・ただし 筑波大学教授)

(やまだ・てつじ Tetsuji YAMADA: Prof. of  
Rutgers University, The State University  
of New Jersey)

## 子育てと調和する働き方と政策ニーズ ——労働時間のリストラクチャリングに向けて——

前田 信彦

### I はじめに

日本の女性の就業率はM字型曲線を描くことで知られている。特に出産・子育て期にある30歳台の就業率の低下が著しい点で特徴的である。最近のデータでみてもやはりM字型のカーブは維持されており、20～24歳層では71.0%、25～29歳層では64.3%、35～34歳層では54.4%まで低下する。以下5歳きざみで61.9%、70.3%、72.8%と再上昇し、中年期の55～59歳層で再び59.8%に低下するという曲線を描いている(労働省女性局, 1999)。つまり若年期と中・高年期に挟まれて、30歳台においては就業率が最も低い水準となっているのである。この就業率の低下が、出産・育児という家族のイベントと連動していることはこれまでも多くの分析が繰り返し指摘している点である<sup>1)</sup>。ところが、平成9年の『就業構造基本調査』(総務庁統計局)を用いた分析によれば、この著しく低下する30歳台の女性の就業率に「無業者のうちの就業希望者」の割合を加算すると、ほぼM字型カーブは解消することも明らかにされている<sup>2)</sup>。つまり、女性の就業率は30歳台に急激に減少し、いわば労働市場から撤退して無業となるが、実際はそのような無業者の多くは何らかの形で「働きたい」という就業希望をもっているものであり、無業の女性に潜在的な労働力を加算すると日本の女性の就業率はM字型から台形型に変化する。ここから、日本においては30歳台の女性の多くは就業意欲も高く、いわゆる「潜在的有業率」は高いが、女性

の多くは働く意欲を持ちつつも、就業を控えているという構図が浮かび上がってくるのである(労働省女性局, 1999)。

このようにマクロなデータによれば、30歳台の女性の多くは出産と子育てという役割を担うために就業を中断するが、多くは子育てをしながら働きたいという希望を持っている一方で、しかし現実には、多くの女性は「働きたくても働けない」という現実に直面していることが推測できる。このように子育て期間中も社会的な制約から「働きたくても働けない」という女性が多いのであれば、就業を制約する諸条件を改善し、子育てと調和しながら働けるような環境を整備することは、働きながら「子どもを生み・育てる」ことを可能にするとともに、子育てのような家族的責任をもつ労働者の「働く権利」を認めていく上での重要な政策課題となろう<sup>3)</sup>。

このような背景から、本稿では大都市圏に居住の30歳台の女性を対象としたマイクロデータを用いて、主に二つの点について検討してみたい。その第一は、30歳台の女性のうち、子育てをしながらも働きたいという女性がどのくらい存在するかを明らかにした上で、子育てをしながらの就業を控えている層、つまり「子育て期間中も働きたい」と考えているにもかかわらず、実際は就業を控えている無業層の女性の諸特性を明らかにする。第二に、育児期において「働きたくても就業を控える」という無業の女性は、どのような就業支援を望んでいるかを明らかにする。日本においては「子育てをしながら就業する」というライフコースは、働く環境や家庭環境の制限から選択さ



れにくいものとなっていることも事実である。子育て期にあって就業希望を持ちつつも就業を控えている女性がどのような政策的ニーズを持っているかを明らかにし、子育てと調和するような働き方を可能にするような就業支援を検討する上でいくつかの政策的インプリケーションを得ることにしたい。

## II 用いるデータ

本稿の分析はすべて、連合総合生活開発研究所によって実施された「少子化社会における勤労者の家族観についての調査」の女性票のデータを用いる。この調査は1999年に行われたもので、サンプルは大都市圏(京浜地区)に居住する30歳台の男女を対象としている。調査台帳にあらかじめ登録された男女1,200名にアンケート調査を配布し、自記式の方法によって情報を収集した。有効回収率は91.1%(1,094名)であった。あらかじめ調査台帳に登録されたサンプルを対象としているため、一般的に用いられる住民台帳による抽出方法と異なる。そのため、データ上の若干のバイアスが生じている可能性は否定できない。しかし、用いるデータは家族構成や職業といった諸属性の他に、少子化に対する意識、家族に対する考え方、

政策に対する要望などの詳細な情報が入手されており、本稿の分析目的にも適合性が高い。データの内容やサンプル特性については『少子社会における勤労者の家族観について』(平成11年厚生省科学研究報告書)を参照されたい。

## III 子育て期における働き方の希望

まず最初に、30歳台女性が子育て期間中はどのような働き方をしたいかを検討してみよう。図1は、対象者の子育て期間中における働き方の希望を示したものである。これをみてわかるように、最も高い割合は「仕事よりも育児に使える時間を優先して働く」というものであり(53.9%)、これは「働かずに育児に専念する」(34.7%)や「育児よりも仕事を優先して働く」(10.6%)よりも高い。つまり半数以上の女性は育児を優先しつつ就業を希望しており、それは育児専念志向や仕事優先志向をはるかに凌いでいるのである。子育てをしながらも同時に働きたい、すなわち子育て期における潜在的な有業率が高いことがここで改めて確認できるであろう。

では、このような子育て期に「育児を優先しつつ働きたい」と希望する女性は、どのような社会的背景を持っているのだろうか。表1は育児期の

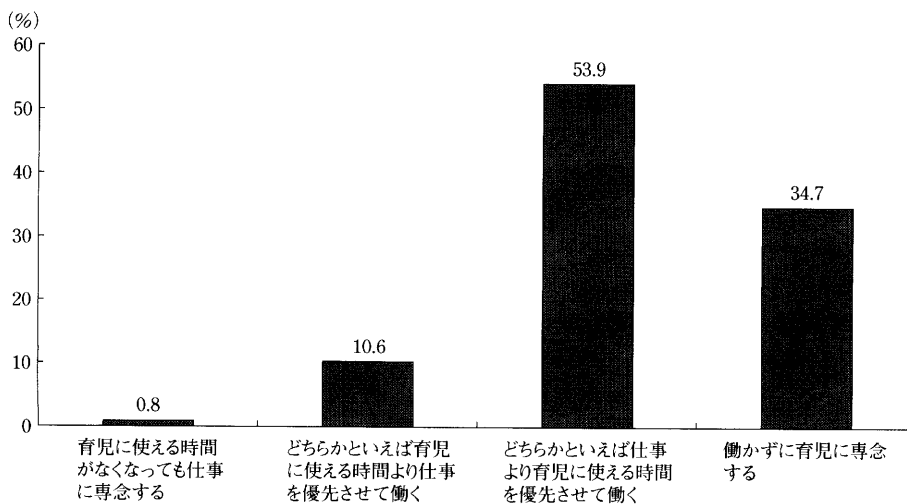


図1 子育て期の希望する働き方

表1 育児期の働き方の希望と諸属性(%)

	育児期の働き方の希望			(N)
	仕事を優先したい	育児を優先しつつ働きたい	育児に専念したい	
<b>学歴</b>				
高校卒以下	11.7	50.8	37.4	(179)
専門学校・短大卒	9.6	54.1	36.2	(218)
大学卒以上	13.5	58.6	27.9	(111)
<b>就業形態</b>				
正規社員(フルタイム)	18.3	64.6	17.1	(175)
非正規社員(パートタイム等)	11.3	64.5	24.1	(141)
自営・家族従業	6.7	66.7	26.7	(15)
無職	5.1	34.3	60.7	(178)
<b>職種</b>				
現業・技能職	10.3	76.9	12.8	(39)
事務職	14.0	62.9	23.1	(143)
営業・販売・サービス職	11.1	65.4	23.5	(81)
技術・研究・専門・管理職	24.0	58.0	18.0	(50)
<b>夫の年収(万円)</b>				
～400未満	12.2	48.8	39.0	(41)
400～600未満	13.5	51.1	35.5	(141)
600～800未満	13.8	51.5	34.6	(130)
800～1000未満	6.3	56.3	37.5	(48)
1000以上	16.7	55.6	27.8	(18)
<b>6歳未満の子どもの有無</b>				
なし	11.9	53.7	34.4	(285)
あり	10.7	54.2	35.1	(225)

働き方の希望と諸属性との関連をみたものである。これによると、「学歴」と「就業の有無」の効果が大きい。大卒以上の学歴の女性ほど「育児を優先しつつ働きたい」という割合が高まるが、逆に「育児に専念したい」は専門学校・短大卒以下の学歴に多くなる傾向がみられる。また、就業形態のクロスをみると、有職と無職の差が大きい。つまり無職の女性は「育児に専念」の割合が最も高い(60.7%)が、無職の女性のうち「育児を優先しつつ働きたい」という割合は34.3%である。つまり無職でありながらも、育児を優先しつつ働きたいと希望する女性は3割以上存在する。以上の検討から、30歳台の女性の多くは「子育てを優先しつつ働きたい」という就業希望が強く、またそのような女性は比較的学歴の高い層に存在す

ることが確認できるものと思われる。

#### IV 子育てとの調和志向と就業の現実

このように多くの女性は、子育て期間中は「子育てを優先しつつ働きたい」という希望が多い。つまり、育児に専念したいと希望する女性も存在するが、半数以上の女性は、育児との調和を図りつつ就業したいという希望を持っている。しかし本稿の冒頭でも確認したように、日本の女性の就業はM字型カーブを描くのであり、30歳台女性の多くは就業を希望しつつも無業でいる割合が高い。つまり実際は育児を優先するような働き方を希望しつつも、就業していない女性も多いのが現実である。また表1でもみたように、現在、無職

		育児期の働き方の希望	
		働きたい <sup>(注)</sup> (両立志向)	育児に専念したい (育児専念志向)
就業の有無	有職	I (N=179)	II (N=30)
	無職	III (N=65)	IV (N=93)

注) 「働きたい」(両立志向)は「育児に使える時間がなくなっても仕事に専念する」+「どちらかといえば育児に使える時間より仕事を優先させて働く」+「どちらかといえば仕事より育児に使える時間を優先させて働く」。

図2 子どものいる30台女性の就業の有無と就業希望別の類型(N=367)

であるにもかかわらず「育児を優先しつつ働きたい」という女性の割合は34.3%であり、無職の女性のうち3割以上は、育児との調和を計りながら働きたいことを示していた。ここで一つの疑問が湧いてこよう。つまり、なぜ育児との調和を考えて「働きたい」という希望を持ちながらも現実には就業していないのであろうか。子育て期に就業を希望するにもかかわらず、実際は就業を控える女性はどのような特徴を持っているのかを以下で検討してみよう。

図2は、子どものいる女性サンプル(年齢は30歳台)に限定して、子育てにおける働き方の希望を横軸にとり、実際の(現在の)就業の有無を縦軸として作成したものである。この図から次の四つのタイプの類型が抽出される。左上の象限は「育児期には働きたい」と希望して、現実においても就業しているタイプ(I群)である(N=179)。右上の象限は「育児期には育児に専念したい」と希望しながらも、現実には就業しているタイプ(II群)を表している(N=30)。左下の象限は「育児期には働きたい」と希望しているにもかかわらず、現実には就業していないタイプ(III群)を表している(N=65)。そして右下の象限は「育児期には育児に専念したい」と希望して、実際にも就業していない(専業主婦)のタイプ(IV群)を表している。すでに述べたように、この類型で用いるサンプルは、「子どものいる30歳台の

女性」として抽出したものであるため、いずれの女性も子育てをしながら就業の選択を考える状況にあることが想定できる。例えばI群の女性は育児をしながら就業している両立タイプ、IV群は育児に専念したいと希望して、実際にも就業しない専業主婦タイプとして位置づけることが可能である。これに対してII群及びIII群は働き方の希望と現実とのミスマッチを起こしているグループである。ここで注目すべきはIII群のタイプである。つまり「育児期には就業したい」と希望するにもかかわらず、現実には就業していないのがIII群の類型であり、「無職・両立志向群」として位置づけることができる。以下では、特にこのIII群(無職・両立志向群)の特徴を検討してみよう。

表2は四つの類型の特徴と諸属性をクロスしたものである。まず学歴による相違をみると、I群(有職・両立志向群)とIII群(無職・両立志向群)は高校卒以下よりも大学卒以上の割合が高まる。つまり学歴の高い方がI群・III群を選択する傾向がみられる。子どもの数をみるとIV群(無職・育児専念志向群)において増加する傾向があるが、その他の群では、子どもの数に顕著な相違はみられない。むしろ「6歳未満の子どもの有無」がそれぞれの群に及ぼす影響の方が強い。例えば6歳未満の子どものいる場合はIII群(無職・両立志向群)は24.0%であり、6歳未満も子どもがいない場合はIII群が選択される割合は7.7%に減少する。つまり6歳未満の子どものいることがIII群(無職・両立志向群)の選択を高める傾向が強い。またIV群(無職・育児専念志向)においてもその影響力はIII群と同傾向であり、「6歳未満の子どもの存在が女性が無職を選択する傾向を強めていることがわかる。

次に、III群(無職・両立志向群)の選択に強く及ぼす「夫の諸属性」に関する変数の影響をみてみよう。ここでは「夫の年収」<sup>4)</sup>「夫の週労働時間」<sup>5)</sup>「夫の家事・育児参加」という三つをとりあげてみる。まず「夫の年収」をみると特にIII群(無職・両立志向群)での差が大きい。つまり夫の年収が高くなるほどIII群(無職・両立志向群)を選択する割合が高まる。また「夫の週労働時

表2 育児期の働き方と諸属性(%)

	有 職		無 職		(N)
	I 両立志向	II 育児専念志向	III 両立志向	IV 育児専念志向	
<b>学歴</b>					
高校卒以下	45.0	12.1	17.9	25.0	(140)
専門学校・短大卒	48.7	7.1	16.0	28.2	(156)
大卒以上	55.1	2.9	21.7	20.3	(69)
<b>就業形態</b>					
正規社員(フルタイム)	92.6	7.4	—	—	(94)
非正規社員(パートタイム等)	80.4	19.6	—	—	(102)
自営・家族従業	76.9	23.1	—	—	(13)
無職	—	—	41.1	58.9	(158)
<b>職種</b>					
現業・技能職	96.0	4.0	—	—	(25)
事務職	86.5	13.5	—	—	(74)
営業・販売・サービス職	82.0	18.0	—	—	(61)
技術・研究・専門・管理職	81.8	18.2	—	—	(33)
<b>子どもの数</b>					
1人	56.3	6.3	18.8	18.8	(112)
2人	46.3	9.6	17.0	27.1	(188)
3人以上	43.3	7.5	17.9	31.3	(67)
<b>6歳未満の子どもの有無</b>					
なし	61.3	14.1	7.7	16.9	(142)
あり	40.9	4.4	24.0	30.7	(225)
<b>夫の年収(万円)</b>					
～400未満	46.4	14.3	14.3	25.0	(28)
400～600未満	50.9	9.8	15.2	24.1	(112)
600～800未満	49.1	6.6	17.9	26.4	(106)
800～1000未満	36.4	4.5	27.3	31.8	(44)
1000以上	41.2	5.9	35.3	17.6	(17)
<b>夫の週労働時間</b>					
～40時間	54.7	9.4	18.9	17.0	(53)
41～50時間	44.0	5.7	19.9	30.5	(141)
51時間以上	42.7	8.5	20.5	28.2	(117)
<b>夫の家事・育児への参加</b>					
ほとんどしない	39.6	8.3	20.7	31.3	(217)
夫が3割, 妻が7割	55.9	6.3	16.2	21.6	(111)
夫が半分もしくはそれ以上	81.8	4.5	9.1	4.5	(22)

間]をみるとI群(有職・両立志向群)とIII群(無職・両立志向群)との違いが大きい。つまり夫の労働時間が短いほどI群(有職・両立志向群)の割合が高まるが、逆に夫の労働時間が長い

ほどIII群(無職・両立志向群)の割合が高まる。さらに「夫の家事・育児への参加」をみると、夫の家事・育児参加はI群(有職・両立志向群)に多いが、III群(無職・両立志向群)やIV群(無

職・育児専念志向)では夫の家事・育児参加が減少する傾向がみられる。このように夫の諸属性からみると、とりわけⅢ群(無職・両立志向群)の場合、夫の高収入、夫の長時間労働、そして夫の低調な家事・育児参加といった特徴がある。

このようなクロス集計から「育児期に就業したい」と希望しつつ就業を控えている女性(ここではⅢ群(無職・両立志向群)と位置づけた)は、比較的学歴の高い大卒以上のケースが多く、また6歳未満の子どもがいる場合が多い。さらに夫の高収入のみならず、夫の長時間労働、夫の低調な家事・育児参加というような夫の諸属性にも強く規定されている傾向が確認できる。

## V 子育てと調和する働き方を阻む要因

ここで、より詳細に女性(妻)の就業に及ぼす夫の諸属性の影響を検討してみよう。表3は夫の属性に関する三つの変数の関係をみたものである。これは妻の就業行動の四つの類型別に、「夫の育児・家事参加」の有無をとり、それぞれ八つのグループごとに「夫の週労働時間」と「夫の年収」をみたものである。今ここで注目すべきはⅢ群(無職・両立志向群)である。これをみると、Ⅲ群(無職・両立志向群)のうち「夫の家事・育児参加」のある場合には、週労働時間は48.5時間であり、他のグループと比較しても最も低い水準

である。年収は約617.7万円で、平均的な位置にあるとみてよいだろう。しかし同じくⅢ群(無職・両立志向群)において「夫の家事・育児参加」のない場合は、夫の労働時間が最も長く(54.1時間)、年収も最も多い(707.3万円)。つまり、Ⅲ群(無職・両立志向群)においては、夫の家事参加の低さは、夫の労働時間の長さや収入の高さと密接な関係を持っている。先の分析(表2)では、妻(女性)が子育て期間中にも働きたいと希望しつつも無職でいる層は、夫の育児・家事参加も低調であったことが確認されたが、そのような「夫の家事・育児への不参加」と「夫の長い労働時間」、「夫の高収入」とが相互に関連することが確認されるといえよう。

確かに、夫の収入が高いことは、妻の就業のインセンティブを低下させることは容易に推測できる。なぜなら、夫の収入が高ければ妻が就業しなくても世帯における一定の経済的水準を維持することができるからである。しかしそのような「夫の収入の高さが妻の就業確率を低下させる」という女性の就業行動の背後に、「夫の長時間労働」と「家事・育児分担率の低さ」という問題が潜んでいる可能性は表3の分析からみても否定できない。つまり「夫の家事・育児参加」は、夫の労働時間が長く、収入が高い場合に著しく低下する傾向が読みとれるが、Ⅲ群(無職・両立志向群)においてこの傾向が顕著であることは、単に夫の取

表3 夫の家事・育児参加別にみた夫の週労働時間と年収

	夫の家事・育児参加	夫の週労働時間(時間)	夫の年収(万円)
I (有職・両立志向群)	なし <sup>1)</sup>	52.1 (N=72)	616.6 (N=74)
	あり	49.9 (N=69)	614.1 (N=71)
II (有職・育児専念志向群)	なし	48.4 (N=14)	576.5 (N=17)
	あり	51.8 (N=8)	585.7 (N=7)
III (無職・両立志向群)	なし	54.1 (N=44)	707.3 (N=41)
	あり	48.5 (N=18)	617.7 (N=17)
IV (無職・育児専念志向群)	なし	53.2 (N=62)	664.9 (N=57)
	あり	50.3 (N=23)	586.4 (N=22)

注) 「夫の家事・育児参加なし」は「家事・育児は妻がほとんどする」。  
「夫の家事・育児参加あり」は「家事・育児を夫が3割以上する」。

入の高いことが女性の就業のインセンティブを低下させているという点だけではなく、その背後に「夫の長時間労働」と「夫の低調な家事・育児参加」という問題が潜んでいることをここで指摘する必要がある。このような傾向は大規模なデータから再検証する必要があるが、仮説的に考えれば、「夫の収入が高さ」と「夫の長時間労働」および「夫の家事・育児負担の低さ」が相互規定関係を持ちつつ、育児期における女性の就業を阻む構造的な要因となっていることが確認できる。

## VI 政策ニーズの分析

では育児期において就業を希望しながらも就業を控える層は、どのような就業のための支援を望んでいるのだろうか。表4はそのような政策ニーズを項目ごとに検討したものである。ここでは必要とされている就業支援の各項目の選択率を示している。これによれば、III群(無職・両立志向群)の女性は、その他の群の女性に比べて「育児のための短時間勤務制度」(47.7%)、「在宅勤務の充実」(26.2%)、「子育て後の再雇用・再就職支援制度」(35.4%)といった就業支援のニーズが高まっている。

このような政策ニーズを、他の変数をコントロールしてみたのが表5である。ここではロジット

分析により、III群(無職・両立志向群)の選択に対する就業支援に関する政策ニーズの相対的効果を検証した。ここではIII群(無職・両立志向群)を従属変数として、三つのモデルによってロジット分析を行う<sup>6)</sup>。第一のモデルは「本人と夫の属性」を独立変数としたもので、第二のモデルはさらに「子どもに関する変数」を加味したモデル、そして第三のモデルは最終ステップとして「就業支援の政策ニーズ」の諸変数を加味したものである。従属変数の第一群である「本人と夫の属性」は、 $X_1$  = 「本人年齢」、 $X_2$  = 「本人学歴」、 $X_3$  = 「夫の年収」、 $X_4$  = 「夫の週労働時間」、 $X_5$  = 「夫の家事・育児参加」を用いた。第二群である「子どもに関する変数」には、 $X_6$  = 「6歳未満の子どもの有無」、 $X_7$  = 「子どもの数」を用いた。そして第三群の「就業支援に関する政策ニーズ」( $X_8 \sim X_{20}$ )は、13項目の政策ニーズを独立変数として用いた。独立変数は「本人学歴」「夫の家事・育児参加」をカテゴリー変数とし、それぞれに対照カテゴリーを設け、この対照カテゴリーとの対比によってEXP(効果)を算出した。この結果ではいずれの従属変数を用いた場合も-2LLの尤度(-2 log likelihood)は有意であり、モデルの適合度は高い。

表5において、まず「本人と夫の属性」の変数群に着目しよう。そこでは「夫の年収」が有意な

表4 育児期の働き方別にみた就業支援の選択率(%) (N=367)

	有 職		無 職	
	I 両立志向	II 育児専念志向	III 両立志向	IV 育児専念志向
育児休業中の賃金保障拡大	14.0	13.3	1.5	8.6
育児休業後の職場復帰保障	36.3	23.3	29.2	39.8
育児休業期間延長	12.8	13.3	12.3	7.5
パート労働の賃金・雇用保障の充実	15.1	16.7	10.8	8.6
育児のための短時間勤務制度	39.1	23.3	47.7	37.6
残業含めた労働時間短縮	6.7	23.3	9.2	6.5
フレックスタイム制の適用	15.1	20.0	10.8	10.8
在宅勤務の充実	11.2	13.3	26.2	21.5
職場保育の充実	27.4	30.0	29.2	33.3
子供が急病になったときの看護休暇	49.2	46.7	47.7	46.2
子育て後の再雇用・再就職支援制度	15.6	16.7	35.4	22.6
職種によるコース別雇用管理	1.1	—	3.1	1.1
育児期間中の上司や同僚の理解	40.2	43.3	35.4	45.2

表5 女性の働き方と政策ニーズ(ロジット分析)

	III群(無職・両立志向)の選択					
	モデル1		モデル2		モデル3	
	$\beta$	EXP( $\beta$ )	$\beta$	EXP( $\beta$ )	$\beta$	EXP( $\beta$ )
本人年齢	-.111**	(.895)	-.034	(.967)	-.015	(.985)
本人学歴 (vs 高校卒以下)						
専門・短大卒	-.004	(.996)	-.203	(.816)	-.301	(.740)
大学卒以上	.597	(1.816)	.262	(1.299)	.061	(1.063)
夫の年収	.002**	(1.002)	.002***	(1.002)	.002*	(1.002)
夫の週労働時間	.011	(1.011)	.015	(1.015)	.011	(1.011)
夫の家事・育児参加 (vs 半分以上参加)						
ほとんど参加しない	1.568	(4.795)	1.657	(5.241)	1.527	(4.606)
3割程度参加	1.076	(2.933)	1.150	(3.158)	1.028	(2.796)
6歳未満の子どもの有無			1.335***	(3.801)	1.422***	(4.145)
子どもの数			-.082	(.921)	-.183	(.833)
就業支援の政策ニーズ						
育休中の賃金保障					-.158	(.854)
育休後の職場復帰保障					1.545	(4.687)
育児休業の期間延長					1.658	(5.250)
パートタイム制度					1.542	(4.674)
短時間勤務制度					1.862*	(6.435)
労働時間の短縮					1.953*	(7.050)
フレックスタイム制度					1.026	(2.790)
在宅勤務制度					1.959*	(7.095)
職場保育の充実					1.182	(3.261)
子どもの看護休暇					1.600	(4.953)
再雇用・再就職の支援					2.425**	(11.300)
コース別管理					3.042**	(20.947)
同僚・上司の理解					1.697	(5.459)
Constant	-.957	(.384)	-4.726*	(.009)	-9.271**	(.000)
-2 Log Likelihood	261.975		249.690		226.873	
Mode 1 Chi-Square	16.451**		27.824***		50.642***	
N	276		274		274	

注) 有意水準\*\*\* < .10 \*\* < .05 \* < .01。

影響力を持っていることが判明する。モデル1からモデル3のいずれにおいても夫の収入が高いほど、III群(無職・両立志向)を選択する傾向が有意である。つまり夫の年収が高いほど、妻は育児

期に就業希望をしながらも、実際は就業を控えていることが確認される。「夫の週労働時間」および「夫の家事・育児参加」は、いずれも正の方向での影響は認められるものの、有意な直接効果は

みられなかった。

次に第二の変数群である「子どもに関する変数」についてみてみよう。ここでは「6歳未満の子どもの有無」がモデル2およびモデル3においても有意な影響力を持つ。これに対して「子どもの数」は有意な効果はみられなかった。妻の育児期における就業の有無は、子どもの数よりも子どもの年齢によって強く規定されることを示唆している。

第三に「就業支援の政策ニーズ」の独立変数群をみてみよう。ここでは「育児のための短時間勤務制度」「残業時間を含めた労働時間の短縮」「在宅勤務制度の充実」「子育て後の再雇用制度や再就職の支援制度」「職種によるコース別雇用管理」の五つの変数が有意な関係を持っている<sup>7)</sup>。ここで注目すべきは、就業支援の内容である。ここでは「育児休業中の賃金保障」や「育児休業期間の延長」といった変数は有意ではなく、どちらかといえば「短時間勤務」や「労働時間の短縮」といった労働時間に関する変数と有意な関係を持っている。つまり子育て期間中に就業を希望する女性で、実際は就業を控えている女性の政策的ニーズは、育児休業の賃金保障や育児休業の期間延長といったものよりも、むしろ育児期間中の短時間勤務や労働時間の短縮といった労働時間の柔軟化を求めている点に注目すべきであろう。「在宅勤務の充実」も、勤務場所を家庭内におくことによって育児との調和を図りながらも働きたいという「両立志向」が強く反映されているとみることができる。これらの女性は、労働時間を工夫しながらも、子育てと仕事の調和を図りたいという希望を強く持っていることが明らかであり、労働時間の柔軟化を中心とした就業支援の望まれていることが推測できる。

## VII 考察——労働時間のリストラクチャリングに向けて

本稿の目的は、大都市圏に居住の30歳台の女性を対象としたマイクロデータを用いて、子育てをしながらも働きたいという女性がどのくらい存

在するかを明らかにした上で、子育てをしながらの就業を控えている層、つまり「子育て期間も働きたいと」考えているにもかかわらず、実際は就業を控えている無業層の女性の諸特性を明らかにすることであった。そしてさらに、そのような女性がどのような就業支援を望んでいるかという政策的ニーズを明らかにした。これまでの分析から得られた知見を集約すると、以下のようになるだろう。

①30歳台の女性が子育て期間中はどのような働き方をしたいかを検討したところ、半数以上の女性は「育児を優先しつつ就業」を希望しており、それは「育児専念志向」や「仕事優先志向」の割合を凌いでいる。子育てをしながらも同時に働きたい、すなわち子育て期における潜在的な有業率の高いことが確認できる。

②子育て期に「育児を優先しつつ働きたい」と希望する30歳台の女性の多くは、大学卒以上の学歴の高い層に存在することが確認できる。

③育児期に就業の有無と就業希望によって四つのタイプの類型を抽出して検討したところ、「育児期に就業したい」と希望しつつ就業を控えている女性（ここではⅢ群（無職・両立志向群）と位置づけた）は、比較的学歴の高い大卒以上のケースが多く、また6歳未満の子どもがいる場合が多い<sup>8)</sup>。さらに夫の高収入のみならず、夫の長時間労働、夫の低調な家事・育児参加というような夫の諸属性にも強く規定されている傾向が確認できる。

④育児期に就業を希望する女性のうち、実際は就業を控えている女性の「就業支援の政策ニーズ」を検討したところ、「育児のための短時間勤務制度」「残業時間を含めた労働時間の短縮」「在宅勤務制度の充実」「子育て後の再雇用制度や再就職の支援制度」の四つの変数が有意な関係を持っていた。これらの女性の政策的ニーズは、育児休業の賃金保障や育児休業の期間延長といったものよりも、むしろ育児期間中の短時間勤務や労働時間の短縮といった労働時間の柔軟化を求めている点にあると推測できる。

これらの結果から、子育てと調和する働き方に



関する政策的なインプリケーションについてのいくつかの考察を試みて本稿の結びとしよう。

第一に注目すべきは、Ⅲ群(無職・両立志向群)の選択に対して、夫の収入が有意な影響力を持っていた点である。これは夫の収入が増加すると、子育て中の妻は就業を控えるという現象を示している。つまり、夫の収入の妻の就業に対する直接的な負の効果がみられる。しかし、表3の分析にみられるとおり、夫の収入の増加は、夫の家事・育児分担の大幅な低下と結びついており、またそれは夫の長時間労働とも連動していた。このようなことから、夫の収入の増加によって、妻が働かなくても世帯内での一定の経済的水準を維持できるという「経済的効果」という解釈が成立する一方で、「夫の収入の高さ」と、「夫の低い家事・育児参加率」「夫の長い労働時間」という他の要因が構造的な規定変数として妻の就業行動の背後に存在していることを理解する必要がある。子育てをしながら「働きたい」と希望しながら「働くことを控える」女性の就業行動の背景に、夫の高収入という経済的要件のみでは説明できない、明瞭な「性別による役割分業システム」が存在していることをここで指摘する必要がある。つまり、妻が専業主婦という役割を遂行しながら子育てに専念する一方で、「夫の家事・育児への不参加」や「長い労働時間」によって可能となっている夫の(高い)収入への依存という、性別役割分業のシステムが成立していることが確認できるものと思われる。しかしそのような性別役割分業に基づく家族や就業システムは、男女の両性による育児への男女共同参画を前提とした場合には、もはや成立するとはいい難い。子育てしながらも「働きたい」と希望する女性の就業を促進するためにも、また「男女」の育児への共同参画のためにも、性別役割分業の見直しと、男性の長時間労働に対する改善策が早急に検討されるべきであろう。

第二に注目すべきは、就業支援に関する政策ニーズの分析において、Ⅲ群(無職・両立志向群)の女性は「育児のための短時間勤務制度」「労働時間の短縮」「在宅勤務の充実」「子育て後の再雇

用・再就職支援」を望んでいる点である<sup>9)</sup>。このような政策ニーズの中心の一つは、子育てと仕事の両立のための「労働時間の短縮」である。子育てをしながら「働きたい」と希望する女性の多くは、子育てと両立するような仕事が見つからないために「働きたくても働けない」という状況に直面する。労働市場において男女の賃金格差や昇進差別といった性別による処遇の差別問題も緊急に解決すべき問題であるが、それと同時に、子育てと調和するような働き方を労働市場において積極的に評価し、子育てのための短時間勤務やパート労働などの働き方を整備することが急務である。従来の日本の労働市場においては、世帯主であり、かつ世帯の唯一の稼ぎ手(bread winner)である夫=男性が正規社員として就業するシステムを前提としており、パートタイム労働者や短時間勤務の労働者は非正規社員として処遇されてきた。そして男性=正規社員=雇用の安定という前提のもとで、賃金や社会保障という点で正規社員と非正規社員との間には厳然とした格差が存在している<sup>10)</sup>。しかし、子育てをしながら短時間勤務のような形態で「働きたい」と考える女性が多いことは本稿の分析でも明らかである。「短時間勤務」や「パートタイム労働」「在宅勤務」といった労働時間の柔軟な非正規雇用の処遇を改善していくことが、子育てをする女性の就業のインセンティブを高めていく上での、早急に取り組むべき政策課題となろう。

第三に、しかしながらこのような短時間勤務やパートタイム労働のような非正規社員の処遇に対する是正は、女性労働者に限られたことではないことに注意すべきである。つまり、家族によっては、夫がパートタイム労働で働き、妻がフルタイムで働くような選択肢も考えられよう<sup>11)</sup>。男女の性別役割分業を前提として、夫=正規労働=長時間労働、妻=非正規労働=短時間労働という構図から脱却し、労働時間の適正な再配分を男女間で行っていくことが重要である。大切なことは、男性も女性も性別に関わりなく、ジェンダー・フリーなシステムを前提として子育てとの調和を図るような働き方が提供されるという点である<sup>12)</sup>。こ

のような仕事と子育てとの調和を可能にするための一つの政策的なインプリケーションは、「労働時間の再配分」という視点である。男性の長時間労働を減らすこと、男性のパートタイム労働を可能にすること、そして短時間労働やパートタイム労働のような非正規雇用の処遇を改善し女性の就業を促進することが、育児への男女の共同参画を可能にする一つの条件である<sup>13)</sup>。そのためにも社会全体での労働時間の減少(労働から育児への時間のシフト)と、男女間の労働時間の再配分を世帯内で行うことが必要であろう。ネックとなる「性別役割分業」システムの見直しはいうまでもないが、「お金」と同様、資源(resource)としての「時間(労働・育児・家事時間)」を男女間で適正に再配分するような発想が政策にとって重要である。時間の再配分による「労働時間のリストラクチャリング」が、子育てと調和する働き方を考えていく上での重要な戦略の一つになるものと思われる。

#### 注

- 1) 例えば大淵(1995)、小島(1995)を参照。また女性の継続就業についての議論は今田(1996)を参照。
- 2) 労働省女性局(1999)のp.39を参照。そこでは30~34歳の女性の就業率は54.4%であるが、「無業者のうちの就業希望者」を合わせると82.7%となり、M字型から台形型へと変化する。
- 3) 育児・介護等の家族的責任と就業権についてはILO(1992a, 1992b, 1993)を参照。
- 4) 夫の年収は、調査票上は「100~200万円未満」というようなカテゴリー変数として示してあるが、それぞれの中央値をとり量的変数としてコード変換した。
- 5) 夫の週労働時間は1日の労働時間×週労働日数とした。なお、調査票上は「勤務時間不定」が10.8%の割合であったが、サンプル全体の週労働時間の平均値に換算し、最終的な週労働時間として推計した。
- 6) ロジット分析の各モデルにおいては、III群(無職・両立志向群)を従属変数として以下のような式が成立する。

$$\log(P_i/1-P_i) = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + \dots + b_nX_n \quad (1)$$

$$i=1$$

$P_i$ は事象が発生する確率で、この場合は女性が「III群(無職・両立志向)」を選択する確率

( $P_i$ )をさす。このロジット分析では、III群(無職・両立志向群)以外を選択する確率( $1-P_i$ )に対するIII群(無職・両立志向群)を選択する確率( $P_i$ )の比率、つまり見込み( $P_i/1-P_i$ )を対数により定式化する。

- 7) ロジット分析によれば「職種によるコース別雇用管理」も有意な効果がみられるが、表4でみたように、実際はその選択率はきわめて少なく3.1%に過ぎない。このことから、就業支援の政策ニーズは「育児のための短時間勤務制度」「残業時間を含めた労働時間の短縮」「在宅勤務制度の充実」「子育て後の再雇用制度や再就職の支援制度」という四つの項目に注目すべきであろう。
- 8) 本稿の分析では、高学歴女性に「働きたい」という希望を持ちつつも就業を控える傾向がみられた。高学歴女性に対しては、比較的高度な職業能力を必要とするような仕事を短時間労働やパートタイム労働の就業形態で提供する必要がある。この点に関しては、労働省によるパートタイムの雇用に関する指針を参照(労働省女性局, 2000)。
- 9) 今回の分析では、育児休業の「期間延長」や「賃金保障」といった変数に関しては有意な関係がみられなかった。このことは、子育て中に無業の女性の多くは育児休業期間の延長よりも、短時間労働や労働時間の短縮を望んでいることを示唆している。また、実際に育児休業期間を長期化すると、職業能力の低下を招くことも予想される。そのため、企業側にとっては長期の育児休業取得後の職場復帰後に、教育訓練に対する再投資を余儀なくされる恐れもある。企業側のコストを考えても、育児休業の長期化よりも、短時間勤務等の労働時間の柔軟化によって、就業継続を前提とした就業形態を考えていくことのメリットの方が大きいものと思われる。この点について、永瀬(1994)、大沢(1999)を参照。
- 10) 子育てと働き方との調和の問題は、日本的な雇用慣行と密接な関わりを持つ。従来の日本的な雇用慣行のもとでは、男女ともに子育てと就業を両立するようなライフコースを選択することは難しく、社会学のみならず経済学的アプローチからも多くの問題が指摘されている。日本的雇用慣行とその変化の方向性については、経済学的アプローチの最近の代表作として八代(1997)、社会学のアプローチの最近の代表作として稲上(1999)を参照。
- 11) この点でパートタイム労働を積極的に推進しているオランダも一つの参考となる(前田, 2000a)。欧米におけるパートタイムの増加に関する議論はDe Grip, et al. (1997)、上林(1999)を参照。
- 12) ジェンダーと子育てについての議論は

Bussemaker and Van Kersbergen (1994), Gustaffson (1994), 船橋 (1998) を参照。なお、最近わが国でも議論が活発になっている少子化問題について、ジェンダーの視点から検討したものと目黒 (1998) を参照。

- 13) 子育て支援において、保育システムの充実が必要であることはいうまでもない。就業支援と保育支援の政策ニーズの関連については前田 (2000 b) を参照。

#### 参考文献

- Bussemaker, J., Van Kersbergen, K. (1994) "Gender and welfare states: some theoretical reflections", Sainsbury (ed.) *Gendering welfare states.*, Sage Modern Politics Series, Vol. 35: 8-26.
- De Grip, A., Hoenenbergh, J., Willems, E. (1997) "Atypical employment in the European Union", *International Labour Review*, Vol. 136 (No. 1): 49-71.
- Gustaffson, S. (1994) "Childcare and Types of Welfare states", Sainsbury (ed.) *Gendering Welfare States*, Sage Modern Politics Series, Vol. 35.
- ILO (1992 a) "Convention No. 156, Convention concerning Equal Opportunities and Equal Treatment for Men and Women Workers: Workers with Family Responsibilities", *International Labour Conventions and Recommendations 1919-1991*, International Labour Office, Geneva, 1244-1247.
- (1992 b) "Recommendation No. 165, Recommendation concerning Equal Opportunities and Equal Treatment for Men and Women Workers: Workers with Family Responsibilities", *International Labour Conventions and Recommendations 1919-1991.*, International Labour Office, Geneva, 1248-1254.
- (1993) *Workers with Family Responsibilities*, International Labour Office, Geneva.
- 船橋恵子 (1998) 「育児休業制度のジェンダー効果」『家族社会学研究』第 10 (2) 号, 55-70 頁。
- 今田幸子 (1996) 「女子労働と就業継続」『日本労働研究雑誌』No. 433, 37-48 頁
- 稲上 毅 (1999) 「総論 日本の産業社会と労働」, 稲上毅・川喜多喬編著『講座社会学・労働』, 東京大学出版会, 1-31 頁。
- 上林千恵子 (1999) 「多様化する就業形態——日本と欧米諸国のパートタイム労働を中心として」, 稲上毅・川喜多喬編著『講座社会学・労働』, 東京大学出版会, 143-175 頁。
- 小島 宏 (1995) 「結婚, 出産, 育児および就業」, 大淵寛編『女性のライフサイクルと就業行動』, 大蔵省印刷局, 61-87 頁。
- 前田信彦 (2000 a) 『仕事と家庭生活の調和——日本・オランダ・アメリカの国際比較』, 日本労働研究機構。
- (2000 b) 「少子化と政策ニーズ」『少子化と家族観に関する調査研究』, 連合総合生活開発研究所 (近刊)。
- 目黒依子 (1998) 「少子化現象のジェンダー論——性別分業社会とリプロダクティブ・ライツ」『人口問題研究』No. 54-2, 1-12 頁。
- 永瀬伸子 (1994) 「既婚女子の雇用就業形態の選択に関する実証分析——パートと正社員」『日本労働研究雑誌』No. 418, 31-42 頁。
- 大淵 寛 (1995) 「女性のライフサイクルと M 字型就業」大淵寛編『女性のライフサイクルと就業行動』, 大蔵省印刷局, 13-35 頁。
- 大沢真知子 (1999) 「仕事と家庭の調和のための就業支援——日本の雇用慣行の変化のなかで」『季刊社会保障研究』Vol. 34 No. 4, 385-391 頁。
- 連合総合生活開発研究所 (2000) 「『少子社会における勤労者の家族観について』(平成 11 年厚生省科学研究報告書)」, 211-254 頁。
- 労働省女性局 (1999) 『平成 10 年版 女性労働白書——働く女性の実情』, 21 世紀職業財団。
- (2000) 『パートタイム労働に係る雇用管理研究会報告』, 21 世紀職業財団。
- 八代尚宏 (1997) 『日本的雇用慣行の経済学——労働市場の流動化と日本経済』, 日本経済新聞社。  
(まえた・のぶこ 日本労働研究機構 副主任研究員)

## 公平性の基準と厚生年金改革の効果

金子能宏  
山本克也

### I はじめに

21世紀に向けた社会保障制度改革について、「社会保障構造のあり方について考える有識者会議」（首相の諮問機関）が、2000年10月に報告書『21世紀に向けての社会保障』を提出した。それは、社会保障制度における世代間の公平性と世代内の公平性を両立する必要性を指摘しながら、これまで一律に優遇されてきた面がある高齢者に対して、低所得者に配慮しながらも社会保障費用の「応分の負担」を求めて行く立場をとっている。『平成12年版 厚生白書』第3章が明らかにしているように、高齢者の経済状況は、所得等のフローの経済指標で見ると現役世代と遜色の無い状況にあり、住宅などのストック指標で見ると平均的には若年世代よりも大きな資産を持っている。その一方で、高齢者世帯の78.7%が、公的年金・恩給の総所得に占める割合が60%以上となっており、社会保障制度は、高齢者の生活保障にとって不可欠な役割を果たしている。このような現実を踏まえて、有識者会議の報告書は、高齢者の経済的実情が一様ではないことを認識しつつ、世代間の公平性を確保しながら社会保障制度の長期的かつ安定的な運営を可能にするために、「高齢者それぞれの経済的能力に見合った税負担や、社会保障制度における保険料負担、自己負担を求め、これから増加する負担を若い世代とともに分かち合うことが必要である」ことを指摘している。

『21世紀に向けての社会保障』が「経済的能力に見合った税負担や、社会保障制度における保険

料負担、自己負担」を求めていることは、ここで導かれた社会保障制度改革の理念に、社会保障の費用負担において垂直的公平性が配慮されていることを意味している。また、年金制度の給付の適性化についても高額所得者に対する年金給付の制限などが挙げられており、社会保障給付の面でも垂直的公平性が配慮されていることがわかる。しかし、「持続可能な社会保障」制度を構築する観点から重視されている理念は、世代間の公平性である。この報告書においても、『平成11年版 厚生白書』が取り上げた「1999年1月社会保障制度に関する調査」に基づいて、社会保障の将来について世代間の不公平感が強く意識されている状況が指摘されている。従って、世代間の公平性を確保することのできる年金制度を構築するために、保険料引き上げスケジュールが検討され現行の保険料率の凍結の見直しや、年金給付の適正化などが具体的に検討されている。ただし、年金制度の財源方式については、世代間の公平性の観点から望ましいとされる積立方式の移行には二重の負担問題があることを踏まえて、報告書は社会保険方式を維持する立場をとっている。

このように、『21世紀に向けての社会保障』は、高齢者の経済状況の多様性を意識して垂直的公平性に配慮した税制・社会保障制度改革のあり方を述べているものの、年金制度改革については、どの世代の人々も拠出に見合った給付が受けられるという社会保険方式による加入インセンティブを確保しつつ、世代間の不公平感を克服して持続的な年金制度の運営を可能にするために世代間の公平性に基づく給付と負担の見直しを行っている。

しかしながら、こうした税制、社会保障制度とくに年金制度の改革が、所得再分配にどのような影響を及ぼすかについては、世代間の公平性に関する議論ほどには十分検討されているとは言えない。

これに対して、今から十数年前の消費税導入に当たっては、消費税の逆進性を憂慮した財政学者らによって、ある目標水準の税収を確保しながら所得分布の公平性を配慮した所得税率を推計する最適所得税のシミュレーション分析が行われた。そして、わが国の所得分布の不平等化の程度が国際的に見ても無視できない水準に達しつつあることが橘木(1999)によって指摘されたことを契機に、今日、わが国における所得分布や消費分布の不平等化傾向とこれらに対する所得再分配政策のあり方に関する研究が改めて注目されるようになった。まず、大竹(1997)は、『家計調査年報』、『就業構造基本調査』、『国民生活基礎調査』に基づく所得のジニ係数の時系列データと、『全国消費実態調査』に基づく消費のジニ係数の時系列データを比較して所得分布と消費分布の不平等化傾向を指摘した。また、大竹・斎藤(1998)は、最近の消費分布の不平等化は、コホート別にみた高齢化による消費の不平等化と、前の世代の不平等が遺産などにより次世代に引き継がれてしまうコホート効果とが相まって拡大しつつあることを、『全国消費実態調査』に基づいて検証した。さらに、所得の不平等化もコホート別にみた高齢化効果とコホート効果とが相まって拡大していることが、1981年と1993年の『所得再分配調査』を用いた大竹・斎藤(1999)、及び平成1年から平成7年の『国民生活基礎調査』を再集計した岩本(1999,2000)によって検証されている。一方、大石・伊藤(1999)はジニ係数の国際比較においては国ごとの所得の定義の相違に注意した比較を行う必要性を指摘して、橘木(1999)の結論に対する留保を明らかにしながら、わが国における所得の不平等化傾向の特徴をまとめている。

このように所得分布の不平等化は重要な研究領域であるにも拘わらず、最近の年金改革の議論では、世代間の公平性に配慮した年金改革が所得分配政策の観点からどのような意味をもっているか

あまり十分な検討がなされていない。高齢化がコホート効果とコホート別の高齢化効果を通じて所得分布や消費分布の不平等化をもたらす可能性があるとしても、その不平等化をある一定水準以下に収めることが望ましいと判断される場合には、所得や消費の分布を何らかの再分配政策を用いて是正することが求められるだろう。

本稿の目的は、世代間の公平性を提唱しながら進められてきた近年の年金改革の効果を、所得分配政策の視点から再検討することである。まず、近年、所得の不平等化が指摘されていることについて、『所得再分配調査』(1981年、1993年及び1996年)のマイクロ・データを用いて、時系列的な変化を跡付ける。次に、こうした所得分布の不平等化をもたらした要因を見いだすために、所得の構成要素ごとに所得分配の指標(ジニ係数)を分解する。そして、平成11年度の厚生年金制度改革が世代間の公平性と世代内の公平性双方の観点からどのような影響を及ぼすのかを見るために、学歴別賃金格差により代表される所得階層別に見た年金給付の生涯平均収益率をコホート毎に推計する。そして、厚生年金の生涯平均収益率(生涯で計算した保険料拠出総額に対する(年金給付総額-保険料拠出総額)の比率)が、所得階層が低い場合の方が所得階層が高い場合よりも大きい値をとるような報酬比例部分の割合を求めることによって、厚生年金の給付のあり方について検討する。最後に、本稿の結果をまとめ、今後の課題を述べる。

## II 年金制度の給付と負担が所得分配に及ぼす影響

### 1 所得の不平等度の要因分解

所得の不平等化要因を明らかにする基準には、世帯主や個人のコホート別・年齢別に分けることのみならず、その要因を所得源泉別に分けたり世帯主の就業形態(世帯業態)別に分けることなどがある(高山(1980))。最近の研究が所得の不平等化要因をコホート効果と高齢化効果に分解する手法を用いていることは、Iで述べた通りである。

しかし、所得再分配政策を社会保障の効果、とくに年金制度の効果と関係付けて考察するために、近年注目されているのが、所得の不平等度の要因分解である。その端緒となったジニ係数の要因分解の一つの方法は、Lerman and Yitzhaki (1985, 1989, 1994) が提示した方法である。これはジニ係数の定義式における共分散を所得要素毎の共分散に分解できることを利用して次のように導き出される。世帯所得を  $y \in [a, b]$ ,  $a$  と  $b$  を最低世帯所得と最高世帯所得,  $m$  を世帯所得  $y$  の平均値,  $F(y)$  を平均  $1/2$ , 区間  $[0, 1]$  の一様分布関数とすると, 所得  $y$  のジニ係数 (GINI) は,  $GINI = 2 \text{cov}[y, F(y)]/m$ , である。この式から, 世帯所得の所得源泉が  $K$  種類ある場合のジニ係数が次のように導かれる。

$$GINI = 2 \times \sum_{k=1}^K \text{cov}(y_k, F(y_k))/m, \quad (1)$$

ただし,  $y_k$  は  $k$  番目の所得源泉の所得額,  $\text{cov}(y_k, F(y_k))$  は  $k$  番目の所得源泉の所得額  $y_k$  とこの所得源泉内の累積度数との共分散であり,  $y = \sum_{k=1}^K y_k$  である。さらに, 平均世帯所得に対する第  $k$  所得源泉の平均所得額の比率  $S_k = m_k/m$ , 第  $k$  所得源泉の所得額と世帯所得額との相関係数  $R_k = \text{cov}(y_k, F(y))/\text{cov}(y_k, F(y_k))$  を用いて, (1) 式は,

$$\begin{aligned} GINI &= \sum_{k=1}^K [\text{cov}(y_k, F(y))/\text{cov}(y_k, F(y_k))] \\ &\quad \times [2 \text{cov}(y_k, F(y_k))/m_k] \\ &\quad \times [m_k/m], \\ &= \sum_{k=1}^K R_k G_k S_k, \end{aligned} \quad (2)$$

と表すことができる。ここで,  $G_k = 2 \text{cov}(y_k, F(y_k))/m_k$  は第  $k$  所得源泉の所得分布に関する相対ジニ係数と呼ばれる。 $m_k$  は第  $k$  所得源泉を有する者の中での第  $k$  所得平均額なので,  $m_k/m$  の  $k$  に関する合計は必ずしも 1 にならない。また, 世帯所得のジニ係数に対する第  $k$  所得源泉の所得分布の寄与度は,  $I_k = R_k G_k S_k / GINI$ , として表される。定義から,  $\sum_{k=1}^K I_k = 1$  である。この指標  $I_k$  がプラスならば, 第  $k$  番所得源泉の所得

分布は世帯所得の分布に対する不平等化要因とみなされるのに対して, それがマイナスならば世帯所得に対する平等化要因とみなされる。

Lerman and Yitzhaki による方法の特徴は, ある一時点における世帯 (あるいは個人の) 総所得の不平等を所得の構成要素別に分解する点である。その前提には, 所得源泉が複数あるのに対して, 世帯属性は捨象されあかかも所得のみが異なる単一属性の世帯があるという仮定がある。この仮定を緩めて, Lerman and Yitzhaki によるジニ係数の要因分解を異なる世帯属性をもつ複数の世帯グループからなる場合に拡張したものが, Wodon (1999) による要因分解である。

この他に, ある一時点における所得の不平等度を所得の構成要素別に分解する方法として, 変動係数 (CV) の二乗を用いた要因分解がある (J'a'ntti (1997))。これは, 可処分所得の平均値とその所得を構成する第  $k$  番目の所得源泉額の平均値をそれぞれ  $\mu$ ,  $\mu_k$  とすると,

$$\begin{aligned} CV^2 &= \sum_k \frac{\mu_k}{\mu} CV_k^2 + \sum_{j=1}^k \sum_k \frac{\mu_j}{\mu} \frac{\mu_k}{\mu} \\ &\quad \times \rho_{jk} CV_j CV_k, \end{aligned} \quad (3)$$

となる。

これに対して, 所得の不平等度を一時点の世帯間の所得不平等度とそれぞれの世帯における通時的な所得変動に基づく不平等度に分解する方法として, Salas and Rabadan (1998) が提案した要因分解がある。これは所得の不平等度に関するアトキンソン指標 ( $I(A)$ ) を, 社会的厚生関数を世帯の通時的な所得変動を含むように再構成して導出したものである。これによって, アトキンソン指標は, ある時点内の世帯間の垂直的な不平等度 ( $I(A)_{*t}^w$ ) と, それぞれの世帯の ( $t$  時点を中心にした) 通時的な所得変動による不平等化要因 ( $I(A)_{*t}^B$ ) とに分解される。その結果は次のように表される。

$$1 - I(A) = (1 - I(A)_{*t}^w)(1 - I(A)_{*t}^B). \quad (4)$$

## 2 垂直的公平性から見た年金給付の効果

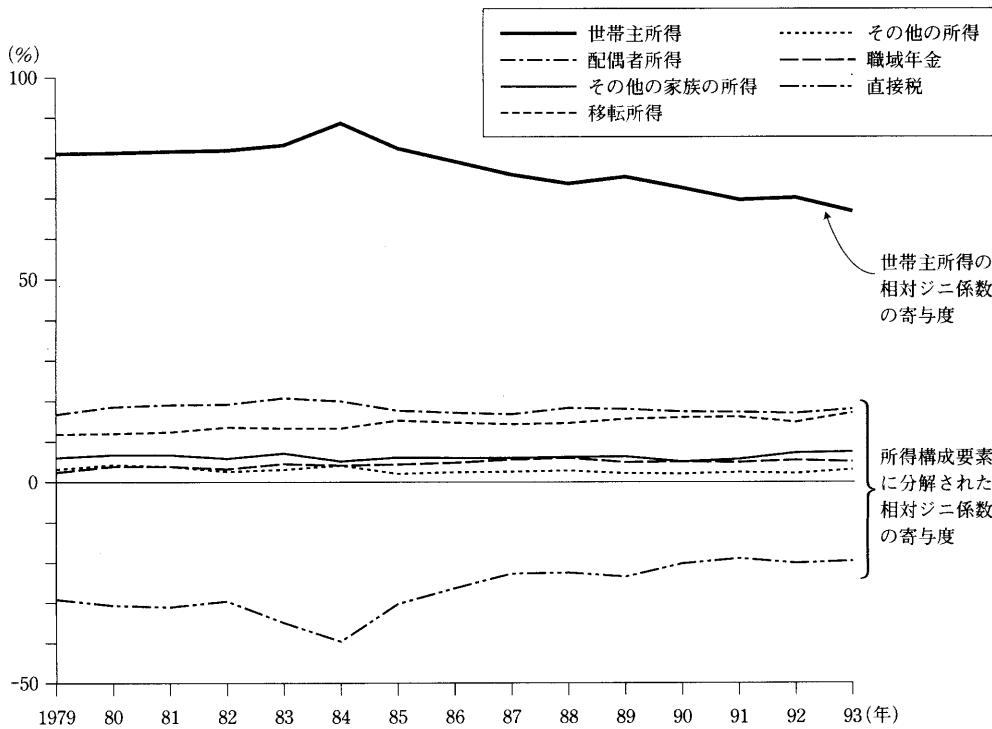
このように所得の不平等度の要因分解は, 垂直

的公平性の観点のみならず、ある世帯の通時的な所得変動がもたらす不平等化をも測れるように拡張されてきたが、世代会計が主張するような世代間の公平性と完全に整合的な指標を得るまでには至っていない。そのような限界がある中で、年金制度が所得再分配政策に及ぼす影響を検証するために用いられている所得不平等度の要因分解は、Lerman and Yitzhaki (1985,1989,1994) の方法と J'a'ntti (1997) の方法である。

Achdut (1996) は、イスラエル中央統計局の『所得調査』を用いて、1979年から1993年までの期間を対象に Lerman and Yitzhaki (1985,1989,1994) によるジニ係数の要因分解を行った。まず、イスラエルのジニ係数は1980年から1983年にかけて低下したが、その後少しずつ増加した。このようなジニ係数の変化を説明するために、Achdut は世帯の可処分所得の構成要

素を世帯主所得、配偶者所得、その他の稼得所得、移転所得、その他の家族からの所得、職域年金、直接税に分け、それぞれの所得要素ごとの相対ジニ係数と所得分布への寄与度 ( $I_k$ ) を求めた (図1)。その結果、図1に見られるように、移転所得と直接税は税引き前所得と負の相関を示しているため所得の平等化要因になっているのに対して、職域年金はこれとは逆に所得の不平等化要因になっていることが示された。

また、J'a'ntti (1997) は、『ルクセンブルク所得調査』を用いてカナダ、オランダ、スウェーデン、イギリス、アメリカそれぞれの世帯所得の構成要素を、世帯主所得、配偶者所得、自営業所得、財産所得、その他の私的所得、公的年金からの所得、生活保護による所得、所得税、(公的年金を賄う社会保険料に相当する) 給与税に分けて、これら所得源泉のうちいずれが不平等化要因として



出所) Achdut (1996)。

図1 イスラエルにおける所得構成要素に分解された相対ジニ係数の世帯所得に対する寄与度の推移 (1979~93年)

表1 所得源泉別に要因分解した所得の不平等度(全世帯)

所得源泉	所得源泉の世帯所得に占める割合 $100 \times (\mu_k/\mu)$		変動係数 $100 \times CV^2$		寄与度 $100 \times S_k$		相対的寄与度 $100 \times S_k$		
	$t_1$	$t_2$	$t_1$	$t_2$	$t_1$	$t_2$	$t_1$	$t_2$	
カナダ									
世帯主所得	63	70	70	69	13	18	49	65	
配偶者所得	16	22	302	205	6	8	24	30	
自営業所得	5	6	2539	1974	3	4	13	14	
財産所得	7	4	918	1695	4	4	17	13	
その他私的所得	21	14	347	455	7	5	28	18	
社会保険	6	7	248	244	-0	-0	-1	-1	
公的扶助	1	1	737	853	-0	-0	-1	-2	
所得税	-19	-24	101	91	-7	-10	-29	-37	
給与税(社会保険料)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	
可処分所得	100	100	26	28	26	28	100	100	
オランダ									
世帯主所得	130	107	42	43	19	17	82	79	
配偶者所得	21	21	489	424	11	10	50	49	
自営業所得	7	7	2881	3633	8	6	34	28	
財産所得	1	1	10743	9556	0	1	2	3	
その他私的所得	19	11	626	995	6	4	26	19	
社会保険	12	10	361	530	2	1	7	5	
公的扶助	1	4	6865	954	-0	1	-0	4	
所得税	-19	-22	185	236	-9	-11	-42	-53	
給与税(社会保険料)	-71	-38	23	38	-13	-7	-59	-35	
可処分所得	100	100	23	21	23	21	100	100	
スウェーデン									
世帯主所得	110	116	46	53	16	21	122	81	
配偶者所得	41	47	137	128	11	14	81	55	
自営業所得	4	4	1890	2029	-1	-1	-6	-3	
財産所得	4	4	741	8277	1	13	5	48	
その他私的所得	1	2	1544	650	0	-0	1	-0	
社会保険	21	25	218	202	2	3	12	10	
公的扶助	5	1	671	1277	-0	-0	-1	-1	
所得税	-42	-48	59	67	-8	-13	-58	-48	
給与税(社会保険料)	-44	-53	36	42	-8	-11	-56	-42	
可処分所得	100	100	13	26	13	26	100	100	
イギリス									
世帯主所得	83	79	51	70	15	21	73	74	
配偶者所得	19	21	248	277	6	8	30	29	
自営業所得	4	6	2228	1695	1	4	6	13	
財産所得	2	3	2980	1589	2	3	8	10	
その他私的所得	21	20	341	354	7	7	31	25	
社会保険	10	9	138	150	-0	-0	-0	-1	
公的扶助	1	2	1201	832	-0	-0	-1	-1	
所得税	-19	-22	74	94	-5	-9	-25	-32	
給与税(社会保険料)	-22	-19	34	51	-5	-5	-22	-18	
可処分所得	100	100	21	28	21	28	100	100	
アメリカ合衆国									
世帯主所得	93	76	64	82	26	28	90	73	
配偶者所得	21	22	283	261	8	11	29	28	
自営業所得	6	6	2075	2051	3	4	10	10	
財産所得	5	6	1988	1896	5	7	16	18	
その他私的所得	15	14	476	495	5	6	17	16	
社会保険	4	4	865	765	1	1	3	2	
公的扶助	1	1	1791	1850	-0	-0	-2	-1	
所得税	-22	-21	218	258	-12	-15	-42	-39	
給与税(社会保険料)	-24	-8	52	49	-6	-3	-21	-7	
可処分所得	100	100	28	38	28	38	100	100	

注)  $t_1$ と $t_2$ :カナダは1981と1987;オランダは1983と1987;スウェーデンは1981と1987;イギリスは1979と1986;アメリカは1979と1986.第k所得源泉の世帯所得に占める割合は,第k所得源泉の平均値が平均世帯所得に占める割合である.  
出所) J'a'ntti (1997)「ルクセンブルグ所得調査」に基づく推計。



表2 所得の構成要素別に見た平均所得額と公的再分配所得額(全世帯・年齢計)

(単位:万円/年)

	1981年		1993年		1996年	
	Mean	Std Dev	Mean	Std Dev	Mean	Std Dev
当初所得	393.85	303.60	660.90	555.50	668.70	533.10
雇用者所得	322.80	239.40	630.70	489.50	644.60	454.90
事業所得	329.20	349.30	406.90	487.70	413.70	593.40
農耕・畜産所得	164.90	133.30	112.30	157.80	105.60	185.80
財産所得	247.40	414.10	187.80	348.00	154.10	299.70
その他の収入	125.20	123.20	81.60	82.30	88.40	76.80
再分配所得	377.45	241.48	589.00	453.76	606.02	459.63
租税	-37.12	102.16	-63.10	129.39	-63.04	115.44
社会保険料負担	-24.70	73.44	-45.52	33.64	-47.33	39.06
年金給付	137.10	365.55	57.54	102.36	69.32	116.90
医療給付	264.56	904.26	47.67	150.76	55.33	172.70
その他の社会保障給付	109.71	305.89	3.04	20.72	3.35	20.99
サンプル数	7141		8709		8089	

筆者推計) 1981年, 1993年, 1996年「所得再分配調査」より作成。

作用しているのかを検証した。表1からわかるように、どの国においても所得税は所得の不平等度を緩和する作用を示しているのに対して、年金制度は国ごとに異なる影響をもたらしている。表2の所得の構成要素別に見た不平等化の相対的影響を見ると、カナダとイギリスでは、公的年金が所得の不平等化を緩和しているのに対して、アメリカでは公的年金がわずかではあるが所得の不平等化要因として作用しており、スウェーデンとオランダでは更に大きく公的年金が所得の不平等化要因として作用していることがわかる。

カナダの公的年金は税方式の基礎年金(定額)と報酬比例部分から成るが、後者の1人当たり年金額は基礎年金の半分程度である。イギリスの公的年金は社会保険方式であるが、その給付に占める基礎年金(定額)の割合は高い。これに対して、アメリカの公的年金の給付算定方式では、基本年金額が逡減的ではあるが報酬に比例して増加する。すなわち、最低生活保障のため報酬額が月額45ドルまではその90%が年金額に反映され、これを超える報酬に対してはより高いカット率が適用

されて年金額が決まる<sup>2)</sup>。スウェーデンの公的年金は、わが国の公的年金と同様に報酬比例部分の割合が比較的高く、最近では報酬比例部分のうち一定部分が確定拠出年金として積み立てられるようになった。このような年金制度の各国間の相違に注目すると、報酬比例部分がある国々においては、公的年金の給付が所得の不平等化に影響する可能性があることが理解される。

わが国の厚生年金の報酬比例部分を定める算定式は、

$$\begin{aligned} & \text{報酬比例年金額} = \text{平均標準報酬月額} \\ & \times \text{給付乗率} \left( \frac{7.125}{1000} \right) \times \text{加入期間} \times \text{物価上昇率}, \end{aligned} \quad (5)$$

であり、標準報酬月額の算定基礎となる厚生年金加入者の賃金(現金給与)が高いほど、また加入期間(言い換えれば勤続年数)が長いほど、厚生年金額が高くなる仕組みになっている。従って、勤労所得と年金所得は正の相関を示す傾向があり、所得の不平等化要因として勤労所得が作用すると同様に、年金からの所得もまた所得の不平等化

表3 所得源泉別に見たジニ係数の要因分解

1981年					
GINI 0.34448	1: 雇用者所得	2: 事業所得	3: 農耕畜産所得	4: 財産所得	5: その他の所得
$R_i$	0.76047	0.12974	0.03017	0.13667	0.02339
$G_i$	0.38893	0.41098	0.40709	0.56741	0.48514
$S_i$	0.81968	0.83604	0.41879	0.62827	0.31794
$I_i$	0.70377	0.12940	0.01493	0.14143	0.01047
1993年					
GINI 0.37897	1: 雇用者所得	2: 事業所得	3: 農耕畜産所得	4: 財産所得	5: その他の所得
$R_i$	0.94442	0.10417	0.01399	0.11012	0.00228
$G_i$	0.36083	0.49334	0.60754	0.66456	0.47787
$S_i$	0.95434	0.61575	0.17002	0.28427	0.12348
$I_i$	0.85815	0.083503	0.00381	0.05489	0.00036
1996年					
GINI 0.37427	1: 雇用者所得	2: 事業所得	3: 農耕畜産所得	4: 財産所得	5: その他の所得
$R_i$	0.96139	0.11161	0.01543	0.06946	0.00273
$G_i$	0.35140	0.52156	0.64608	0.67889	0.43428
$S_i$	0.96400	0.61861	0.15797	0.23039	0.13225
$I_i$	0.87014	0.09622	0.00421	0.02902	0.00042

筆者推計) 「所得再分配調査」(1981年, 1993年, 1996年)より作成。

- 注) 1.  $R$ : 要因分解されたジニ係数と当初所得のジニ係数の相関指標,  $G$ : 要因分解されたジニ係数指標,  $S$ : 要因分解された所得の平均額と当初所得の平均額の比率, 各変数に付された数字は次の所得源泉を表す。1: 雇用者所得, 2: 事業所得, 3: 農耕畜産所得, 4: 財産所得, 5: その他の所得。
2.  $R_i$ ,  $G_i$ ,  $S_i$ ,  $I_i$  の添え字  $i$  は要因分解するそれぞれの構成要素1から5を示す。

要因として作用する可能性がある。『賃金構造基本調査』の学歴別・企業規模別に見た決まって支給される現金給与と勤続年数を用いて両者の間の相関係数を求めると、平成10年では、学歴計・男女計が0.457、中学卒業者が0.882、高校卒業者が0.916、専門学校卒業者が0.963、大学卒業者が0.988という値となっている。このように、学歴が高くなるほど現金給与と勤続年数との相関が大きくなる傾向があり、これと学歴が高いほど平均的な現金給与が高い学歴間賃金格差とが相互に作用すると、(5)によって決められる報酬比例部分にもまた、所得格差が反映されてしまう可能性がある。

この問題を見るために、この節では、金子(2000)と同様に、『所得再分配調査』を用いて、Lerman and Yitzhaki (1985, 1989, 1994)による世帯所得の要因分解について検討する。ここでは、金子(2000)の1981年と1993年の計測結果に、

1996年の計測結果を加えて検討する。世帯所得として用いた所得は、『所得再分配調査』における世帯の当初所得(雇用者所得, 事業所得, 農耕畜産所得, 財産所得, その他の所得の合計)である<sup>3)</sup>。これらの基本統計量は表2に示されている。世帯所得の要因分解((2)式)をこれらの所得源泉別に計測した結果が、表3である。世帯所得(当初所得)のジニ係数は、1981年の0.34448から1993年の0.37897に増加したが、1996年には0.37427に低下した。それぞれの時点のジニ係数の要因のうち、平均世帯所得に対する所得源泉別平均所得額の比率 $S_k(=m_k/m)$ を見ると、雇用者所得の比率が最も高く、次いで事業所得が高い。資産格差の拡大で注目されている財産所得の比率は3番目に高い。財産所得の比率は、バブル経済の崩壊以後の時期に当たる1993年と1996年では1981年の値よりも大きく低下している。不平等化の一因として資産格差の影響が指摘されること

表4 公的再分配所得のジニ係数の要因分解(全世帯・年齢計)

1981年							
GINI	0.31654	1:当初所得	2:租税	3:社会保険料負担	4:年金	5:医療給付	6:その他の移転
$R_i$		0.93474	-0.80770	-0.68794	0.10871	0.41612	0.04554
$G_i$		0.34448	-0.60008	-0.32243	0.41033	0.68974	0.49889
$S_i$		1.04305	-0.10354	-0.068607	0.17421	0.12325	0.11753
$I_i$		1.06188	-0.15854	-0.048076	0.024550	0.11175	0.00844
1993年							
GINI	0.36406	1:当初所得	2:租税	3:社会保険料負担	4:年金	5:医療給付	6:その他の移転
$R_i$		0.95126	-0.80572	-0.77442	0.02578	0.41146	0.00980
$G_i$		0.37897	-0.59403	-0.36222	0.38742	0.66970	0.63967
$S_i$		1.11510	-0.11850	-0.083016	0.27112	0.13958	0.07828
$I_i$		1.10802	-0.15579	-0.063964	0.00744	0.10565	0.00135
1996年							
GINI	0.36217	1:当初所得	2:租税	3:社会保険料負担	4:年金	5:医療給付	6:その他の移転
$R_i$		0.93319	-0.73236	-0.63746	0.042762	0.42888	0.01251
$G_i$		0.37427	-0.59393	-0.38536	0.37343	0.66494	0.59582
$S_i$		1.09769	-0.11265	-0.087115	0.30226	0.14723	0.08668
$I_i$		1.10802	-0.13529	-0.059087	0.001333	0.11593	0.00178

筆者推計) 1981年, 1993年, 1996年「所得再分配調査」より作成。

注) 1.  $R$ : 要因分解されたジニ係数と当初所得のジニ係数の相関指標,  $G$ : 要因分解されたジニ係数指標,  $S$ : 要因分解された所得の平均額と当初所得の平均額の比率, 1: 当初所得=雇用者所得+事業所得+農耕畜産所得+財産所得+その他の所得, 2: 租税, 3: 社会保険料負担, 4: 年金, 5: 医療給付, 6: その他の社会保障所得移転(生活保護を含む)。

2.  $R_i$ ,  $G_i$ ,  $S_i$ ,  $I_i$ の添え字  $i$  は要因分解するそれぞれの構成要素1から6を示す。

もあるが、財産所得の世帯所得に占める比率が低いために、財産所得の不平等度が世帯所得のジニ係数に及ぼす影響は、雇用者所得の不平等の影響に比べて相対的に小さいことがわかる。

雇用者所得には累進所得税と社会保険料が課せられて可処分所得が定まり、累進所得税や相続税や間接税などによる政府歳入に基づく国庫負担と社会保険料収入とによって賄われる社会保障給付を可処分所得に加えることによって、所得再分配後の公的再分配所得が決まる。次に、公的年金の影響に注目しながら、J'a'ntti (1997) の結果と比較するために、世帯所得(当初所得)から租税と社会保険料負担を引き、これに年金給付、医療給付等、及びその他の社会保障給付(公的扶助や児童手当等)を加えた公的再分配所得の動向を見る。公的再分配所得の構成要素の全世帯平均額(年齢計)は、表2の通りである。ここで、租税の金額には所得税、住民税、相続税に加えて自動車重量

税などの世帯に課税される目的税額が含まれる。社会保険料負担は公的医療保険負担、公的年金保険料及び雇用保険料等からなる。年金給付には、厚生年金、国民年金、共済組合金等が含まれる。

引退によって勤労所得や自営業者の営業所得が減少するのを補うために年金給付が支給されることに見られるように、公的再分配所得は当初所得の不平等化を抑制するように機能している。すなわち、表4で当初所得のジニ係数と公的再分配所得のジニ係数を比較するとそれぞれ、1981年では0.34448と0.31654、1993年では0.37897と0.36406、1996年では0.37427と0.36217である。公的再分配所得のジニ係数も世帯所得のジニ係数も1981年から1993年の間に増加したが、1996年は1993年に比べて若干ではあるが低下した。これらの3時点を通じて言えることは、公的再分配所得のジニ係数の方が低い値を示しており、公的再分配によって所得分布が平等化されたことで

ある。

このようなジニ係数の変化を公的再分配所得の構成要素に分解した結果が表4の2番目から6番目の項目である。相対ジニ係数の符号がマイナスの租税は世帯所得の不平等化をうち消す役割を果たしていることを示している。公的再分配所得が世帯所得と同様に1981年から1993年の間に増加した理由は、公的再分配所得のジニ係数に対する所得構成要素の寄与度の中で当初所得の寄与度が最も大きいからである。これに対して、公的再分配所得が1993年から1996年の間に低下した理由は、当初所得のジニ係数が低下したことに加えて、年金給付の相対ジニ係数がその他の要因に比べて大きく低下したことが考えられる。

年金制度が所得再分配に寄与しているかどうかは、年金給付と社会保険料負担の相対ジニ係数を比較することにより判断することができる。厚生年金の給付に報酬比例部分があり過去の雇用者所得の水準に依存して年金給付が決まるために、年金給付にも所得の不平等化要因があり相対ジニ係数はプラスの値を取る。他方、社会保険料は年金給付が無ければ当初所得がゼロになる年金受給者から徴収されず、当初所得がある現役世代から徴収されることを反映して、社会保険料負担の相対ジニ係数は不平等化を小さくする要因としてマイナスの値を取る。年金制度は、稼得所得のある勤労者から稼得所得の無い引退した高齢者へ所得を移転する制度として所得再分配効果が期待される制度であるが、現実には、年金制度に加入する誘引を与えるための報酬比例部分があるために十分な再分配効果が発揮されているとは言えず、年金制度が公的再分配所得のジニ係数に及ぼす影響はこれを増加させるものとなっている。この結果は、年金給付に占める報酬比例部分の影響がかならずしも一様ではないことに留意する必要があるものの、J'a'ntti (1997) が示したアメリカ、スウェーデン及びオランダの結果と符合する結果である。

しかし、昭和56年の年金制度改革による基礎年金の導入以後、年金改革の度に年金給付に占める基礎年金給付の割合が増加する改正が行われてきた。昭和56年には基礎年金の導入に加えて、

報酬比例部分の給付算定乗率が引き下げられたため、旧法厚生年金に比べて現行の厚生年金給付に占める報酬比例部分の割合が低下した。平成6年(1994年)の年金改革では、給付と負担のバランスを確保する観点からネット所得スライド制が導入された一方で、年金給付に占める報酬比例部分の割合が低下する要因となる老齢基礎年金、障害基礎年金、遺族基礎年金の引き上げが行われた。さらに、平成11年の年金改革でも、世代間の公平性を図るために、保険料引き上げを抑制しその代わりに報酬比例部分の給付乗率を7.5/1000から7.125/1000に引き下げて年金給付額を5%ほど適正化することとなった。この改正により、将来の年金給付に占める報酬比例部分は今よりも若干低下し、基礎年金を含む年金給付を通じた所得再分配効果が今後大きくなることが期待される。

IIIでは、このような厚生年金の年金給付を通じた再分配効果が、賃金階級別・コホート別に見た給付と負担の関係に及ぼす影響をシミュレーション分析によって考察する。

### III 年金改革が世代間の公平性と世代内の公平性に及ぼす影響——厚生年金保険の場合——

#### 1 分析の目的

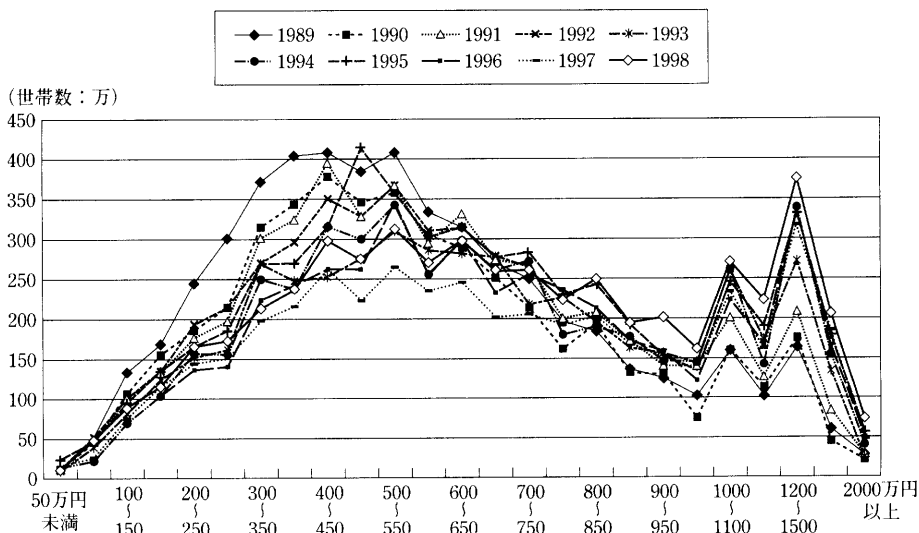
世代間の公平性を保つために保険料率の引き上げが抑制される一方で、給付の適正化が報酬比例部分の適正化によって達成されるならば、基礎年金額が維持される限り再分配効果が発揮されて、世代内の公平性も同時に達成されることになる。確かに、八田・小口(1999)が明らかにしているように、世代間の公平性は厳密には即座に保険料率を引き上げない限り実現しない。平成11年度改革による給付の適正化によって、生涯における保険料拠出額に対するネットの給付額(年金給付額-保険料拠出額)の比率(平均収益率)がどの生まれ年の人にとっても一様な値をとるようになるまでに、時間の経過が必要である。もしこのような世代間の公平性が達成されたとしても、このような年金の平均収益率が低所得者層では低く高所得者層では高い場合には、世代内の公平性は充

分には達成されていないことになる。世代内の公平性も同時に満たされるためには、基礎年金を通じた再分配効果が平均収益率の格差を是正する結果が見いだされなければならないだろう。

このような結果の有無を見るためには、年金給付に占める報酬比例部分の割合が異なることによって、所得階層別・コホート別に見た平均収益率にどのような相違が生じるかを調べる必要がある。報酬比例部分の割合が低下するほど、定額給付の特徴が強い基礎年金部分の影響が大きくなり、年金給付を通じた所得再分配効果が現れるようになると期待される。Ⅲの目的は、シミュレーション分析により、世代間の公平性を考慮して給付と負担の関係がどのコホートも公平になるように保険料率を引き上げる保険料引き上げスケジュールを踏まえながらも、コホート別に見ると所得の低い所得階層の平均収益率がより高い所得階層の平均収益率よりも大きくなるような報酬比例部分の削減率（現行報酬比例部分に対して何%削減するか）を推計することである。確かに、『21世紀に向けての社会保障』においても、給付の適正化が検討されているが、このような意味で世代間の公

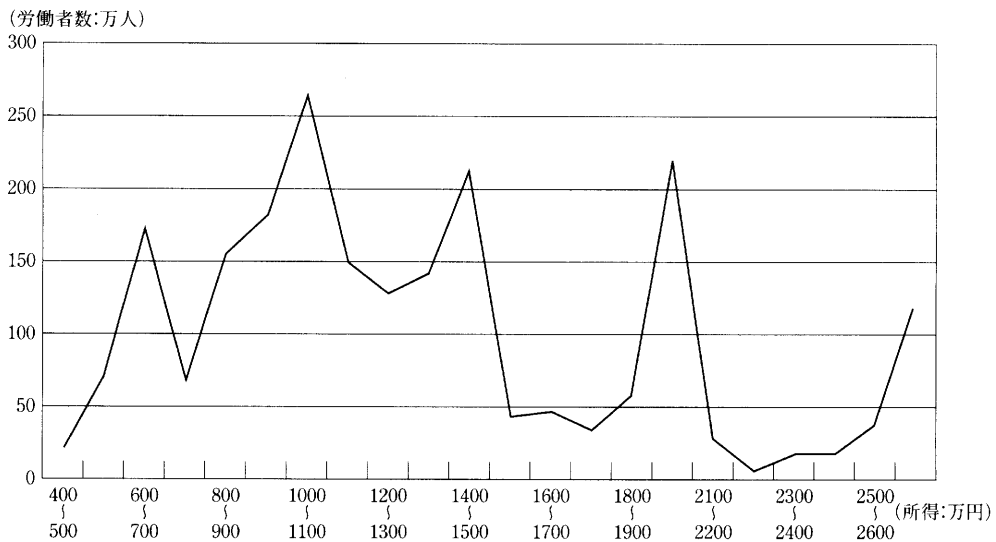
平性を配慮しながら所得階層の低い加入者の平均収益率がより高い所得階層の加入者のそれを上回るという意味で所得再分配的な効果を持つ給付体系のシミュレーション分析はなされていない。したがって、このⅢで行う推計作業の目的は、世代間の公平性と世代内の公平性という異なる公平性の基準を矛盾無く満たす年金制度の負担と給付の仕組みを具体的に求める手法の一例を提示することである。以下、厚生年金を対象に所得階層別・コホート別に分けた被保険者数、保険料額、受給者数、年金給付額の推計方法の概略を述べ、ついでこのような望ましい性質を持つ報酬比例部分の削減率について具体的に検討する。

なお、推計作業に当たっては、所得階層の区分として学歴別賃金に見られる賃金格差を用いた。その理由は、将来の企業規模の分布については不確実性が高いため賃金の企業規模間格差も変動しやすいと考えられるのに対して、学歴分布は大学進学率が50%に近づいた今日では将来ある一定水準に落ち着くと予想され、賃金の学歴間格差の方がより安定した区分であると考えたからである。こうした学歴間の賃金格差と世帯主の所得格差を



出所) 『国民生活基礎調査』各年版より筆者作成。

図2 所得階級別にみた一般常雇者世帯数  
(1989~1998 各年・男女計)



出所) 『賃金構造基本調査』各年版より筆者作成。

図3 現金給与所得階級ごとの労働者数  
(1989～1998年平均・男女計)

見るために、『所得再分配調査』所得票の基礎となる『国民生活基礎調査』の所得階級別に見た世帯主の雇用所得分布と、『賃金構造基本調査』から求めた男子常用労働者の現金給与分布を比較したグラフが図2、図3である。いずれの分布においても、最頻値は平均値よりも小さいけれども、高所得あるいは高い現金給与水準においてももう一つの分布の山が見られるという共通した特徴が見いだされる。

## 2 厚生年金の被保険者数、受給者数等の推計方法

厚生年金の生涯平均収益率を所得階層(学歴)別・コホート別に求めて、年金財政収支を制約としながら、低所得層の平均収益率が高所得層のそれを上回るような報酬比例部分を推計するためには、厚生年金の被保険者数、受給者数、1人当たり年金額などを推計する必要がある。以下、これらの推計方法を簡単に述べる。

年齢別の被保険者の推計は、年齢別人口に総務庁統計局『労働力調査』による男女別・年齢階級の労働力率、厚生省年金局監修『年金白書』掲載の公的年金加入率で案分する方法をとる<sup>4)</sup>。な

お、労働力人口を労働力率を掛けて求める基礎となる年齢別の人口推計については、1997年1月の国立社会保障・人口問題研究所の中位推計を用いた。被保険者の算出式を示すと次のようになる。

$$wpim(i, k, t) = popm(i, t) \times lprf(i, k, t) \times pprm(i, t) \quad (6)$$

$$wpif(i, k, t) = popf(i, t) \times lprf(i, k, t) \times pprf(i, t) \quad (7)$$

ただし、 $wpim(i, k, t)$ は $t$ 年に $k$ 所得階層に属する $i$ 歳の男子の被保険者数、 $wpif(i, k, t)$ は $t$ 年に $k$ 所得階層に属する $i$ 歳の女子の被保険者数を表す。記号 $i, k$ 、及び $t$ の意味を同じとして、 $popm(i, t)$ は男子の人口、 $popf(i, t)$ は女子の人口を意味し、 $lprm(i, k, t)$ は $t$ 年に $k$ 所得階層に属する $i$ 歳の男子の労働力率、 $lprf(i, k, t)$ は $t$ 年に $k$ 所得階層に属する $i$ 歳の女子の労働力率、 $pprm(i, t)$ は男子の公的年金加入率、 $pprf(i, t)$ は女子の公的年金加入率を指す。公的年金加入率を考慮するのは、任意適用事業所があるためである。

$wpim(i, k, t)$ 、 $wpif(i, k, t)$ を用いると、保険料収入の算出式は次のように表せる。

$$\text{rwr}(i, k, t) = \text{wpim}(i, k, t) \times \text{maem}(i, t) \times \text{crm}(t) \quad (8)$$

$$\text{rwr}(i, k, t) = \text{wpif}(i, k, t) \times \text{maef}(i, t) \times \text{crf}(t) \quad (9)$$

ただし、 $\text{rwr}(i, k, t)$ と $\text{rwr}(i, k, t)$ は各々、 $t$ 年の $k$ 所得階層に属する $i$ 歳の男子と女子それぞれの保険料総額、 $\text{crm}(t)$ と $\text{crf}(t)$ は各々、 $t$ 年の男女それぞれの保険料率である。

厚生年金の受給者数は、『事業年報(社会保険庁編)』に掲載されている厚生年金の受給者状況の既裁定と新規裁定の資料を用いて、既裁定の年齢別受給者に失権率を乗じ、これに新規裁定の受給者を65歳以降生存したもの数に加えていくことによって推計する。ただし、旧法の受給者数は、既裁定者を失権率で減少させていくことにより求める。すなわち、受給者数の算出式は、

$$\text{wpbm}(i, k, t) = \text{wpim}(i-1, k, t-1) \times \text{lprrm}(i-1) \quad (10)$$

$$\text{wpbf}(i, k, t) = \text{wpif}(i-1, k, t-1) \times \text{lprrf}(i-1) \quad (i=65\cdots\text{歳}) \quad (11)$$

となる。ただし、 $\text{wpbm}(i, k, t)$ は、 $k$ 所得階層に属する $t$ 期に $i$ 歳の男子の受給者数、 $\text{wpbf}(i, k, t)$ は、 $k$ 所得階層に属する $t$ 期に $i$ 歳の女子の受給者数を表す。また、 $\text{wpim}(i-1, k, t-1)$ は、 $t-1$ 期に $i-1$ 歳の男子の被保険者数、 $\text{wpif}(i-1, k, t-1)$ は、 $t-1$ 期に $i-1$ 歳の女子の被保険者数を意味する。 $\text{lprrm}(i-1)$ は、 $i-1$ 歳の男子の失権率、 $\text{lprrf}(i-1)$ は $i-1$ 歳の女子の失権率を指す。

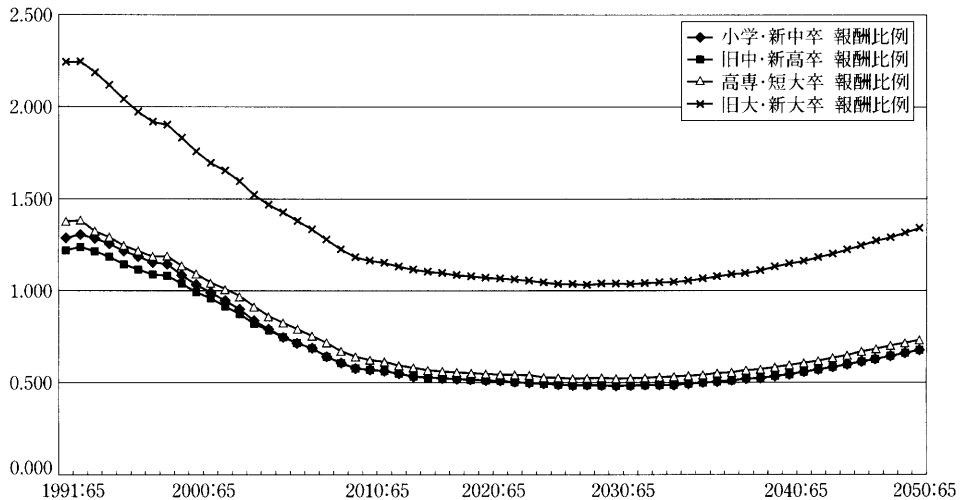
厚生年金の受給額については、1997年分までは男女別・年齢階級別の既裁定者1人当たり年金額を用い、1998年以降の分は1999年の年金改革に示された基礎年金額と報酬比例部分((5)式)を合わせて推計した。

以上のような厚生年金の被保険者数、保険料額、保険料総額、受給者数、年金給付額、年金給付総額を用いて、所得階層(学歴)別・コホート別に見た厚生年金の平均生涯収益率、及び年金財政収支の推移を推計することができる。

### 3 世代間の公平性と世代内の公平性を両立させる報酬比例部分の推計方法

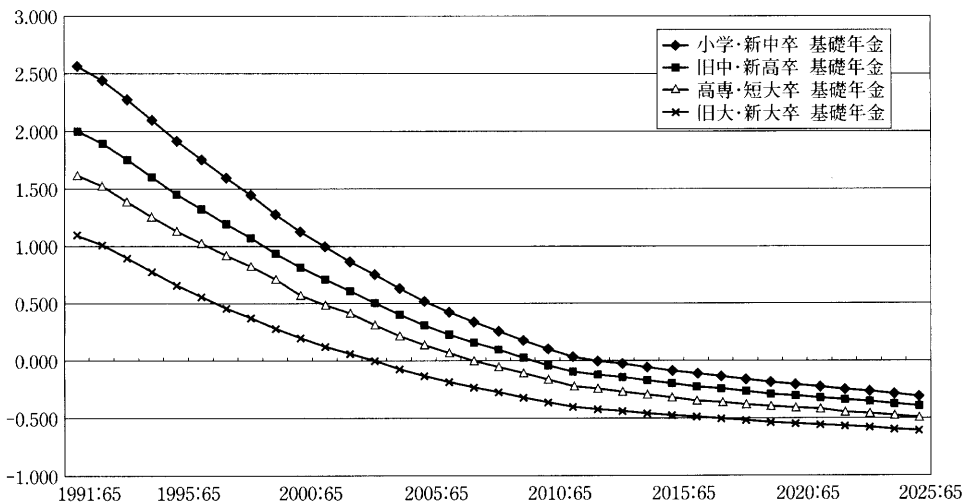
まず、1で提案した世代間の公平性と世代内の公平性を両立させる報酬比例部分を推計する第1段階として、保険料引き上げスケジュールなどについて平成11年の年金改革を前提して<sup>5)</sup>、男女計の学歴別・コホート別に見た厚生年金の生涯平均収益率(すなわち生涯保険料拠出額に対する(生涯年金給付額-生涯保険料拠出額)の比率)を推計した<sup>6)</sup>。本稿では、生涯保険料拠出額を推計するに当たり、企業による保険料の労働者への転嫁がないと仮定して、労使折半された保険料率(例えば、1999年であれば17.35%の1/2, 8.675%)を適用した<sup>7)</sup>。図4-1、図4-2と図5はそれぞれ報酬比例部分、基礎年金に関する生涯平均収益率と、報酬比例部分と基礎年金の合計に関する生涯平均収益率である。縦軸は生涯平均収益率を、横軸は各コホートが65歳に達する年を示している(例えば、2000:65は2000年に65歳になる1935年生まれのコホートを示す)。これらの図では、世代間の公平性を配慮した平成11年の年金改革において決められた保険料引き上げスケジュールを前提しているため、早く生まれたコホートの生涯平均収益率は高いけれども、コホートが若くなるに従って次第に生涯平均収益率がある一定値に近づくことがわかる。生涯平均収益率が一定値で安定することは生涯平均収益率がコホートから独立していることを意味するので、図5は長期的には厚生年金において世代間の公平性が実現する可能性があることを示唆している。

これに対して、世代内の公平性に関わる所得再分配効果を視点に図4-1、図4-2を見ると、報酬比例部分だけでは学歴別に見た所得階層が上になるほど(学歴が長いほど)生涯平均収益率が高くなっているのに対して、基礎年金部分ではこれが逆転して、所得階層が低くなるほど(学歴が短くなるほど)生涯平均収益率が高くなっていることが分かる。しかし、報酬比例部分と基礎年金を合わせた年金給付で見ると、報酬比例部分の割合が相対的に大きいために基礎年金を通じた再分配効果が十分には発揮されず、2005年に65歳になる



注) 1999年の年金改革による保険料上昇スケジュール達成度100%, 報酬比例部分削減0, 0, 0, 0%。  
出所) 筆者推計。

図4-1 厚生年金の生涯平均収益率(報酬比例部分・男女計)



注) 1999年の年金改革による保険料上昇スケジュール達成度100%, 報酬比例部分削減0, 0, 0, 0%。

図4-2 厚生年金の生涯平均収益率(基礎年金・男女計)

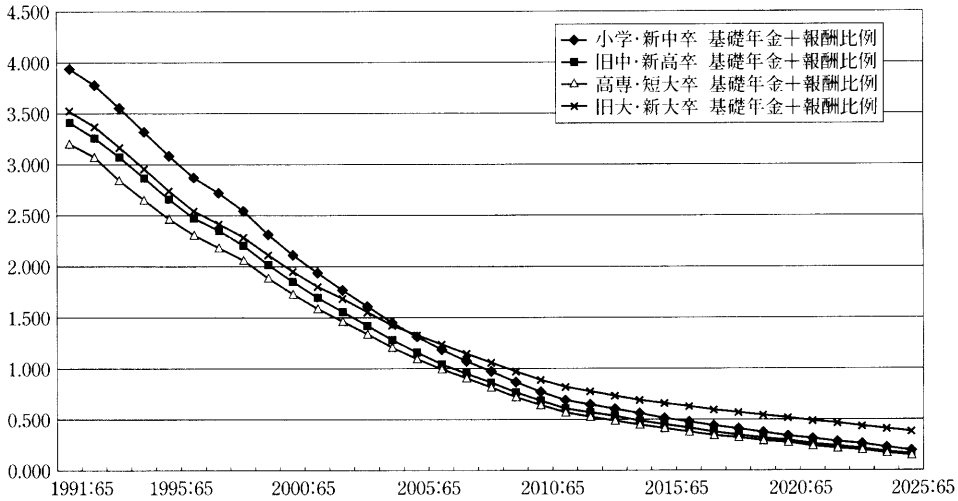
コホート(1940年生まれの人)より若いコホートでは所得階層が上になるほど(学歴が長いほど)生涯平均収益率が高くなっている(図5)。

そこで、男女計で見た年金給付の生涯平均収益率が、基礎年金部分の再分配効果を通じて所得階

層が低い場合の方が高い場合よりも大きい値をとるような報酬比例部分の割合を導くために、現行の報酬比例部分を逐次削減するシミュレーションを行った結果が、図6である。

図6は、これまでの年金改正で給付の適正化が





注) 1999年の年金改革による保険料上昇スケジュール達成度100%, 報酬比例部分削減0, 0, 0, 0%。  
出所) 筆者推計。

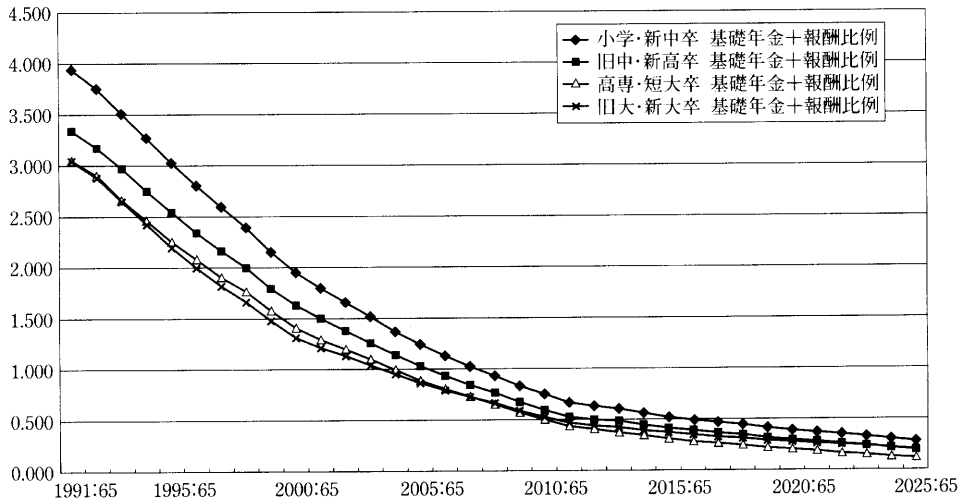
図5 厚生年金の生涯平均収益率(報酬比例部分+基礎年金・男女計)

給付の5%カットのように一律に行われてきたことを踏襲して、報酬比例部分を現行水準に比べて一律60%削減した場合である。この場合には、どのコホートをとって、所得階層が下になるほど(学歴が短いほど)平均生涯収益率が高い結果となった。しかし、これに至る削減率、例えば10%、20%では平均収益率が所得階層が下にある者ほど高くなる結果は得られなかった。この第1段階の推計では保険料引き上げスケジュールを平成11年の年金改革によるものとしているため、報酬比例部分を削減した分だけ年金給付総額が少なくなり、年金財政の積立金が増加することに対する保険料の修正については考慮されていない。確かに、年金制度の持続的な運営のためには厚生年金の積立金の確保は必要ではあるが、その増加が著しい場合には保険料率を引き下げるなどの措置により、年金加入者の可処分所得を増加させて、加入者の経済厚生を高める配慮も必要であると考えられる。

そこで、将来における厚生年金財政の単年度収支が赤字化することがないことを制約として報酬比例部分の削減により財政収支が好転した部分を保険料率の引き下げに反映させるようにしながら、

年金給付の平均収益率(男女計)が、所得階層が低い場合の方が高い場合よりも大きい値をとるような報酬比例部分の割合を導くために、現行の報酬比例部分を逐次削減する推計作業を行った。保険料引き下げを含むシミュレーション分析を行った背景には、高山(2000)が世代間の公平性を保つ一つの方法として、保険料引き上げスケジュールを緩和して若年世代の可処分所得を引き上げ、代わりに厚生年金給付を抑制することを提唱しているからである。ただし、高山(2000)ではこうした保険料拠出水準と給付抑制の組み合わせと所得再分配との関係については明示的には取り上げられていない。そこで、本稿では、年金給付の適正化が垂直的公平性を満たすように、より高い所得階層の報酬比例部分に対する削減率が所得階層の低いものよりも大きい値となるように、所得階層別の削減率を推計した。

保険料率引き上げスケジュールの緩和は将来世代の年金給付の生涯平均収益率を上昇させる影響を及ぼすために、所得階層が低い場合の方が生涯平均収益率が所得階層の高い場合よりも高くなる報酬比例部分の削減率は、これまでの結果と異なる値となる。保険料率引き上げの緩和の程度と所



注) 1999年の年金改革による保険料上昇スケジュール達成度 100%, 報酬比例部分削減 60, 60, 60, 60%。  
出所) 筆者推計。

図6 厚生年金の生涯平均収益率(報酬比例部分+基礎年金・男女計)

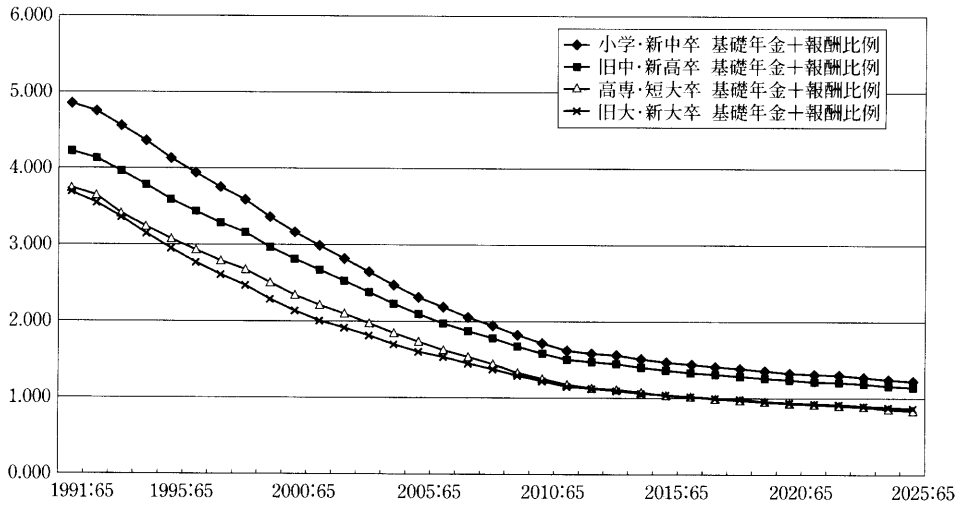
得階層別(学歴別)にみた削減率の組み合わせ次第で多様な推計結果が導かれるが、ここでは、二つの組み合わせを示す。まず、図7は、平均所得の低い所得階層とみなされる中卒者と高卒者の現行報酬比例部分を削減せず、その代わり平均所得が最も高い所得層(大卒者)とその次に所得が高い層(高専・短大卒者)の場合に、報酬比例部分をそれぞれ30%、15%削減することにより、生涯平均収益率が所得が低い階層ほど高くなる結果である。この場合、年金財政収支の制約を満たしつつ、1999年の年金改革に伴う保険料率引き上げ幅を15%ほど引き下げることができる(ピーク時の保険料率は約23.5%)。これに対して、図8は、保険料率引き上げスケジュールを25%ほど緩和する(ピーク時の保険料率は約20.7%)代わりに、報酬比例部分の削減を逡減的に全ての所得階層について実施した場合である。この場合の報酬比例部分の削減率は、大卒者、高専・短大卒、高卒、中卒それぞれについて40%、30%、20%、10%である。この場合にも、厚生年金の生涯平均収益率は所得が低い階層ほど高くなる。

ただし、以上の推計から得られた現行水準と比べた報酬比例部分の削減率は、学歴別賃金格差に

より代表される所得階層の存在を仮定して求めている点について留保する必要がある。確かに、所得格差に配慮して給付を適正化することは、『21世紀に向けての社会保障』で検討することとされた課題、すなわち年金給付の適正化に当たっては給付の一律カットではなく何らかの再分配効果を配慮した適正化に努めることに応えたものである。しかしながら、このような所得階層の想定は、所得分布の実証研究や社会階層論からみて議論の余地を残すものである。従って、より一般的には、給付算定方式(5)に見られる給付乗率を標準報酬月額が上がるほど逡減させることによって累進的な構造を持った報酬比例部分をつくることとここで行った推計作業を合わせて、より精度の高い世代間の公平性と世代内の公平性を両立させることのできる年金給付額の算出方法を提示することが必要であると考えられる。

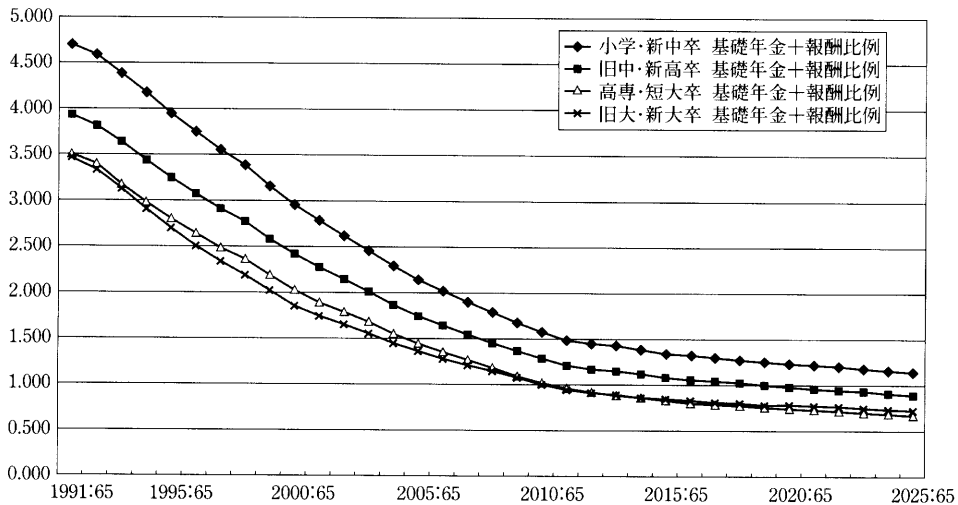
#### IV 世代間と世代内の公平性を確保する年金制度改革の課題

今日、高齢化に伴い世帯所得や世帯消費の不平等化が指摘されている。確かに、世帯所得の分布



注在 1999年の年金改革による保険料上昇スケジュール達成度85%，報酬比例部分削減0，0，15，30%。  
出所) 筆者推計。

図7 厚生年金の生涯平均収益率(報酬比例部分+基礎年金・男女計)



注) 1999年の年金改革による保険料上昇スケジュール達成度75%，報酬比例部分削減10，20，30，40%。  
出所) 筆者推計。

図8 厚生年金の生涯平均収益率(報酬比例部分+基礎年金・男女計)

を平等化させるための所得再分配政策が高齢社会における経済運営の効率性やインセンティブを維持する観点からどの程度必要なのかはそれ自体重要な理論的及び実証的研究課題である。また、所得再分配政策がかえって世代間の公平性を阻害す

るような場合には、後者の視点から所得再分配政策を見直す必要がある。したがって、社会保障政策の理念として、世代間の公平性と世代内の公平性を両立させるように社会保障政策を展開していくことが、今後の重要な課題となる。

このような問題意識は、海外においても広く認識されるようになった。今日、先進諸国では、世代間の公平性を確保するために年金制度における給付と負担の関係を見直し、積立方式の利点を生かした確定拠出年金を活用するような改革を含む、多様な年金制度改革が試みられている。その一方で、公的年金の給付が果たしてどの程度再分配政策に寄与するものなのか、実証分析が試みられていることは、IIで見たとおりである。『所得再分配調査』のマイクロ・データを用いたジニ計数の要因分解によってわが国の年金給付の効果を見ると、年金給付は所得の平等化に寄与する程度が低く、租税制度を通じた再分配効果の方が大きいことが示された。ただし、基礎年金部分が再分配効果を発揮することが期待されている年金給付の影響を見ると、昭和56年の年金改正以後、報酬比例部分が給付に占める割合が低下するような改正が逐次行われたため、公的所得再分配所得のジニ係数に対する年金給付の影響は低下する傾向が見られる。これは、基礎年金を通じた再分配効果が次第に発揮されてきたことを示唆している。厚生年金給付に占める報酬比例部分の割合は平成11年度の年金改正においても低下することとなった。

年金制度が世代間の公平性と世代内の公平性を両立させるものとなっているかどうかを検討するためには、もちろん制度全体のシミュレーション分析が必要である。しかし、本稿では、その第一歩として、年金給付の生涯平均収益率が、基礎年金部分の再分配効果を通じて所得階層が低い場合の方が高い場合よりも大きい値をとるような報酬比例部分の割合を導くために、現行の報酬比例部分を逐次削減するシミュレーション分析を行った。その結果、平成11年の年金改革による保険料引き上げスケジュールを前提とした場合には、現行水準よりも報酬比例部分を60%削減しなければ、世代間の公平性を配慮した生涯平均収益率の推移を維持しながら所得階層の低い場合の方が生涯平均収益率が所得階層が高い場合よりも大きくなるという結果を得た。これは、現行の報酬比例部分の逆進性を除くためにはかなりの給付適正化が必要であることを示している。これに対して、

保険料率を厚生年金財政の単年度収支が赤字化しないことを制約として、報酬比例部分の削減に応じた保険料率引き上げスケジュールの緩和を実施する場合には、所得階層が高いほどより大きい削減率を適用しても、厚生年金の生涯平均収益率が所得の低い階層ほど高くなる結果が得られた。

これらの推計結果を踏まえると、世代間の公平性を観点とした年金改革に伴う給付抑制方法として報酬比例部分の適正化は所得再分配政策の観点から評価されるべきであると考えられる。今日、年金改革は給付の適正化があたかも将来の給付がなくなっていくような印象を与えるように議論され、国民の年金に対する不安が助長されている。しかし、平成11年の年金改革の給付の適正化は、実は報酬比例部分を抑制して年金給付に占める基礎年金部分の割合を高めて、世代内の公平性を高める効果を発揮する可能性をもつものである。この意味で、世代間の公平性と世代内の公平性とが相互に関連した年金改革が今行われつつあることを、改めて認識する必要があるのではなからうか。また、現行の報酬比例部分の給付算定方式((5)式)には再分配機能がないが、アメリカの老齢遺族障害年金(OASDI)の基本的な給付額の算定式(primary insurance amount (PIA)の算定式)は、給付算定基礎となる所得(スライド済平均月収)が上昇するほどには給付額が伸びない逓減的なものとなっている<sup>7)</sup>。こうした諸外国の動向から見ても、給付の適正化を報酬比例部分の望ましいあり方を観点に検討することは重要であると考えられる。

もちろん、報酬比例部分が所得再分配効果を発揮するように改めるといっても、年金給付の適正化を補う老後の所得保障の手段をいかに確保するかという重要な問題がある。この問題に対する一つの解決策は、生涯における職業選択に柔軟に対応できしかも老後の所得保障を個人の選択に応じて設計することのできる企業年金の活用ではなからうか。生涯における職業や消費と貯蓄の選択を多様化することに対応した企業年金として確定拠出企業年金が注目されているが、こうした企業年金の普及と公的年金改革の効果とを、世代間の公平

性と世代内の公平性双方から考察することは今後の課題である。また、ここで取り上げた二つの公平性概念は、経済哲学によって提起されている多くの公平性概念の一部に過ぎない。こうした問題を経済理論と経済哲学とによって解明しつつ、その斬新な成果をこのような年金制度改革の考察に結びつけることも、今後の重要な課題であると考えられる。

## 謝 辞

本稿は、国立社会保障・人口問題研究所の「社会保障の社会経済への効果分析モデル開発事業」における研究成果の一部を「琵琶湖コンファレンス」において発表し、そこで頂いたコメントをもとに改訂したものである。コメンテータであった大竹文雄先生（大阪大学）を始め、同コンファレンスでコメントして下さった諸先生方に心からお礼申し上げたい。また、上記のプロジェクト研究において「所得再分配調査」の使用許諾を与えて下さった厚生省大臣官房政策課並びに統計情報部の方々にも心からお礼申し上げたい。そして、本稿における厚生年金のシミュレーション分析で協力して下さった、岡田壮一郎氏、佐藤格氏、齋藤真二氏（以上、慶應義塾大学経済学部）、前田有司氏（一橋大学大学院）にも謝意を表したい。なお、本稿における見解は筆者ら個人のものであり、ありうべき誤りは筆者の責任となることをお断りしておきたい。

## 注

- 1) 65歳以上の者のみで構成するか、又はこれに18歳未満の未婚の人が加わった世帯。
- 2) 基本年金額(PIA)は、スライド済平均月収(average indexed monthly earnings: AIME)に次のような漸減的な給付算定方式を当てはめることによって算定される。基本年金額(PIA) = (AIMEの最初の455ドルまでの90%) + (455ドルを超えて2741ドルまでのAIMEの32%) + (2741ドルを超えるAIMEの15%)。(SSA(1997) § 706, 金子(1999)参照)。ここで、スライド済平均月収は、21歳到達の翌年から62歳到達までの算定期間中における適用対象者の収入を再評価した値のうち最も低い5年分を除いた合計額を、算定期間で割った値で

ある。

- 3) わが国の所得に関するデータを用いてジニ係数を推計する際の問題と国際比較の際の問題それぞれについては、梅溪(2000)と太田(2000)を参照。
- 4) 被保険者の推計に関しては、労働力率の変化、特に男子高齢労働者、女子の労働力率の変化をどのように推計に織り込んでいくかが重要事項となるであろう。以上の点を留保しながら、この推計では1997年以降の男女別・年齢階級別労働力率が一定であると仮定した。
- 5) 厚生年金の保険料率の引き上げスケジュール(将来見通し)は、現行17.35%、2005年から19.85%、2010年から22.35%、2015年から24.85%、2020年から27.35%、そして2025年以降27.6%となっている。
- 6) 本稿では、『賃金構造基本調査』の学歴別に見た賃金の格差による厚生年金の生涯平均収益率の格差に注目したが、標準的な個人を想定して、これに比べて所得が30%高い場合と低い場合を比較することにより、厚生年金給付の問題を考察した研究として、石川(1999)がある。
- 7) 田近・金子・林(1996)、八田・小口(1998)では、厚生年金の生涯平均収益率や内部収益率を計算するに当たって企業による保険料の労働者への転嫁があると仮定している。一方、厚生省年金局監修(1994)『年金と財政』では企業による年金保険料の労働者への転嫁がないと仮定してこれらの指標を計算している。年金保険料の転嫁に関する仮定は、その相違から厚生年金の収益率の大きさが異なり、加入インセンティブの有無が議論される重要な問題である。本稿では、厚生省年金局監修(1994)の仮定に従った。7) 注2)を参照

## 参考文献

- 岩本康志(2000)「ライフサイクルから見た不平等度」, 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』, 東京大学出版会。
- 石川達哉(1999)「世代別に見た個人の生涯税・社会保険料負担と年金給付——99年度年金制度改革案を踏まえて」『ニッセイ基礎研究所報』第11巻(秋の号)。
- 梅溪健児(2000)「所得調査の特徴とジニ係数」『日本労働研究雑誌』2000年7月, 第480号。
- 太田 清(2000)「国際比較からみた日本の所得格差」『日本労働研究雑誌』2000年7月, 第480号。
- 牛丸聡・吉田充志・伊藤寛・瀬沼雄二・飯山養司・草嶋隆行(2000)「公的年金制度の考え方と抜本改革の方向性」『経済分析』, 経済企画庁経済研究所編。
- 大石亜希子・伊藤由樹子(1999)「所得分配の見方と統計上の問題点」『日本経済研究センター会

- 報』1999年7月号。
- 大竹文雄(1994)「1980年代の所得・資産分布」『季刊理論経済学』Vol. 45, No. 5, pp. 385-402。
- 大竹文雄・斎藤誠(1996)「人口高齢化と消費の不平等」『日本経済研究』No. 33, pp. 11-35。
- (1999)「所得不平等化の背景とその政策的含意——年齢階層内効果, 年齢階層間効果, 人口高齢化効果」『季刊社会保障研究』第35巻第1号。
- 大竹文雄(2000)「90年代の所得格差」『日本労働研究雑誌』2000年7月, 第480号。
- 金子能宏(1999)「年金制度」『先進諸国の社会保障アメリカ』塩野谷祐一・藤田伍一編, 東京大学出版会。
- 厚生省(1999)『厚生白書 平成11年』。
- (2000)『厚生白書 平成12年』。
- 厚生省年金局監修(1995)『年金と財政』。
- 厚生省年金局(1999)『平成11年版 年金白書——21世紀の年金を「構築」する』。
- 社会保険庁『事業年報』, 各年版。
- 高山憲之(1980)『不平等の経済分析』, 東洋経済新報社。
- (2000)『年金の教室』, PHP研究所。
- 田近栄治・金子能宏・林文子(1996)『年金の経済分析——保険の視点』, 東洋経済新報社。
- 橘木俊昭(1998)『日本の経済格差——所得と資産から考える』, 岩波書店。
- 西崎文平・山田泰・安藤栄裕(1997)「日本の所得格差」『経済分析 政策研究の視点シリーズ11』。
- 八田達夫・小口登良(1999)『年金改革論——積み立て方式への移行』, 日本経済新聞社。
- 林 宏昭(1995)『租税政策の計量分析 家計間・地域間の負担配分』, 日本評論社。
- 府川哲夫(2000)「世帯の収支と所得分配」, 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』, 東京大学出版会。
- 松浦克己・滋野由紀子(1996)『女性の就業と富の分配』, 日本経済評論社。
- 文部省監修『文部統計要覧』, 各年版。
- 八木 匡(2000)「所得と資産の不平等——年金資産不平等度貢献度の時系列変化」2000年7月, 第480号。
- 八代尚宏・小塩隆士・井伊雅子(1997)「高齢化の経済分析」『経済分析』No. 151。
- 労働省大臣官房政策調査部『賃金構造基本調査』, 各年版。
- Achdut, L. (1996) "Income Inequality, Income Composition and Macroeconomic Trends: Israel, 1973~93", *Economica*, Vol. 63, pp. s1-s27.
- J'a'ntti, M. (1997) "Inequality in Five Countries in the 1980s: The Role of Demographic Shifts, Markets and Government Policies", *Economica*, Vol. 64, pp. 415-40.
- Karoly, Lynn A. (1994) "Trends in Income Inequality: the Impact of, and Implications for Tax Policy", in edited by J. B. Slemrod, *TAX PROGRESSIVITY AND INCOME INEQUALITY*, Cambridge University Press, U. K.
- Lambert, P. J. (1993) *THE DISTRIBUTION AND REDISTRIBUTION OF INCOME*, Manchester Univ. Press.
- Lerman, R. and S. Yitzhaki (1985) "Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, pp. 151-156.
- (1989) "Improving the Accuracy of Estimates of Gini Coefficients", *Journal of Econometrics*, Vol. 42, pp. 43-47.
- Salas, R. and Rabada'n, I. (1998) "Lifetime and Vertical Intertemporal Inequality, Income Smoothing, and Redistribution: A Social Welfare Approach", *Review of Income and Wealth*, Vol. 44, No. 1.
- (かねこ・よしひろ 国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部第3室長)
- (やまもと・かつや 国立社会保障・人口問題研究所社会保障基礎理論研究部研究員)

## 包括支払制度の導入が治療レベルの選択に与える効果 ——実験経済学的検証——

赤木博文  
稲垣秀夫  
鎌田繁則  
森 則徹

### I はじめに

中央社会保険医療協議会は、診療報酬の制度改革に関する中間報告の中で、診療報酬における投薬や検査などが増加するほど医療機関の収入が増える出来高払いを減らし、どのような治療をしても報酬が一定である包括支払を疾病治療に段階的に導入していく方向を示している。疾病治療に対して診療報酬の包括支払が適用されると、医療機関が治療から利益を得ようとするれば低い費用の治療方法を選択することになる。この包括支払額が疾病治療に要する真の費用に等しく設定されていれば、医療機関の利潤最大化行動は疾病の治療レベルの低下を招くことになる。このことは包括支払制度の導入が医療費を抑制する効果を持つことを示唆しているが、同時に疾病に対する治療レベルの大幅な低下を招く可能性を内包していることを意味していると言える。

本研究の目的はこのような包括支払の導入による治療レベルの低下がどれほど現実的かを検証することである。こうした検証には、従来、実際の経済データを用いて経済効果を推計する計量経済学的手法が多く用いられてきた。しかし、計量経済学的手法は、包括支払がわが国にまだ本格的に導入されていない現状では適用することはできない。このため、本研究では、実験経済学的手法を用いて上記の問題を検証する。すなわち、単純化された包括支払制度下での医療機関による治療レベルの選択の理論モデルを構築し、このモデルで

想定された環境条件を人為的に作り出し、実在の人間を被験者として医療機関と患者の役割を割り振り、適切な報酬を支払うことより治療レベルの選択に関する意思決定実験を行う。そして実験結果によって、包括支払の導入による治療レベルの低下がどれほど深刻な問題であるかを検討する。

我々は、既に赤木・稲垣・鎌田・森(1999)において、この種の実験経済学的検討を行い、医療機関の役割を割り当てられた被験者(医療機関被験者)は、包括支払制度下での彼らの利潤にリンクした報酬を与えられたにも拘わらず、利潤最大化行動の下では理論的に予想されるゼロ水準に比べ有意に高い治療レベルを選択するという実験結果を得ている。

本研究では、まず、赤木・稲垣・鎌田・森(1999)と全く同じ実験設定の下で異なる被験者に治療レベルの選択を行わせ、同様な実験結果が得られるかどうかを検証する。そして、このケースをベンチマークとして、次に、「医療」現場を想定した実験設定が医療機関被験者の治療レベルの選択に与える影響を考慮して、被験者に対し医療経済実験であることをいっさい告知しない状況で、同様な実験を行う。さらに、医療経済実験であることは告知するが、医療機関被験者への報酬を、彼らの利潤のみならず、患者の役割を演ずる被験者(患者被験者)の得る便益にも均等なウェイトでリンクさせる状況下での実験を行い、この状況下で理論的に予想される必ずしもゼロ水準でない治療レベルに近い選択がされるか否かを検討する。

本研究での実験結果を要約すると、まず、医療機関の利潤最大化行動を想定した実験環境では、医療経済実験であることを告知した場合、赤木・稲垣・鎌田・森 (1999) の実験と同様、治療レベルは、ゼロ水準より有意に高く、理論的には自己の利潤に比べ患者被験者の便益にほぼ2倍のウェイトを付した効用最大化行動をとった場合に導出されるレベルとなることが観察された。医療経済実験であることを告知しない場合には、理論的予想通りゼロ水準に近い治療レベルを選択した医療機関被験者も観察されたが、平均的には、治療レベルはゼロを有意に上回っている。そして、医療経済実験であることを告知した上で、医療機関被験者に自己の利潤と患者被験者の便益との和からなる効用にリンクした報酬を与えた実験では、理論的予想通りに治療レベルの選択を行った被験者は1名にとどまり、他の医療機関被験者は理論的想定以上に、患者便益に大きなウェイトをおいた効用の最大化行動を行った。

以上のような実験結果を前提とすると、包括支払制度の導入は、しばしば懸念されるような極端な「過少診療」を導くとは考えられない。

以下、本稿の構成は次の通りである。まず、IIでは、医療経済実験の基礎となる包括的支払制度の簡単な定式化とこの支払制度の下での医療機関の行動様式の記述を行う。その際、医療機関は自己の利潤と患者便益とに依存する効用を最大にするように行動すると仮定する。ここでの定式化はEllis and McGuire (1986, 1990) に依拠しており、このモデルに基づいて実験で検証すべき包括支払制度下での医療機関の治療レベルに関する理論的帰結を提示する。

次に、IIIではIIで得られた包括支払制度下の医療機関による治療レベル選択に関する理論的帰結を実験経済学的手法を用いて検証する際の実験設定について述べる。この節の末尾では、医療現場を想定した状況下で、医療機関が自己の利潤あるいは自己の利潤と患者の得る便益との和からなる効用の最大化行動をとる場合に予想される実験結果の仮説が提示される。また、医療現場を想定しない状況における医療機関の利潤最大化行動下で

予想される実験結果について1つの仮説が提示される。

IVでは、実験結果の提示とその統計的解析が行われる。ここでは、まず、実験結果が上記の実験仮説とは著しく乖離したものであることが示され、その主たる原因が医療機関被験者の患者被験者の便益への配慮にあることが主張される。次いで、実験で得られたデータを用いて、医療機関被験者が自己の利潤に比べて患者被験者の便益にどの程度ウェイトをおいているかを示す「代理人係数」の大きさが推計される。

最後のVでは、包括支払制度導入の効果に関して本研究の結果から導かれる政策的含意を述べ、診療報酬制度のあり方に関する今後の理論的・実験的研究の方向について考察する。

## II 包括支払制度における医療経済実験モデル

ここで考える包括支払制度は、分析の簡単化のために患者の疾病の程度に応じて事前に定められた診療報酬が医療機関に支払われる制度であると仮定する。患者の疾病の程度を $q'$ で表し「疾病レベル」と呼ぶ。疾病レベル $q'$ に対して事前に設定される診療報酬額 $R(q')$ は患者の疾病レベルに一致する治療に必要な医療費の大きさに設定され、疾病レベル $q'$ に施される治療レベル1単位当たり治療費を定数 $c (>0)$ として、 $R(q') = cq'$ と表すことができるものとする<sup>1)</sup>。

以下の分析では、医療機関は診察する患者の疾病レベル $q'$ を正確に診断でき、包括支払制度下での診療報酬額 $R(q')$ を正確に知ることができる。一方、患者は医療機関の一方向的な治療水準決定を受け入れることしかできないとする。また、医療機関が疾病レベル $q'$ の患者を診察し、この患者に施す治療レベル $q$ を決定する時、医療機関はこの治療行為から生ずる利潤と患者が享受する便益を勘案し治療レベルを選択すると仮定する。

医療機関が疾病レベル $q'$ を持つ患者に対してレベル $q$ の治療を行う時の利潤は、

$$\pi(q) = cq' - cq \quad (1)$$

と表される。他方、この患者が医療機関によりレ



ベル  $q$  の治療を施されることから得る便益を、Ellis and McGuire (1990) に従って、

$$B(q) = B_0 - \gamma(q - q')^2 \quad B_0 > 0, \gamma > 0 \quad (2)$$

と定式化する。この式では、医療機関の治療が患者の疾病レベルに適合して行われる場合 ( $q = q'$ )、患者は完全に健康を回復し  $B_0$  の便益を享受する。これ以外の場合には、過少治療 ( $q < q'$ ) によって十分に健康状態を回復できないか、あるいは過剰治療 ( $q > q'$ ) により疾病状態を悪化させる可能性があるから、健康時に比較し低い便益しか享受できないことを示している。

包括支払制度における医療機関は自己の利潤と患者の便益を変数とする効用を最大化するように治療レベルを決定するものとしよう。医療機関の効用関数を Ellis and McGuire (1990) に従い、次の加法的分離可能な関数に特定化する<sup>2)</sup>。

$$u(\pi(q), B(q)) = \pi(q) + \alpha B(q) \quad \alpha \geq 0 \quad (3)$$

$\alpha$  は患者の便益と医療機関の利潤との間の限界代替率を示し、Ellis and McGuire (1986, 1990) における「代理人係数」である。 $\alpha = 0$  のケースでは、医療機関は自己の利潤のみに関して効用を最大化しているから、「利潤最大化行動」をとっていると言うことができよう。 $\alpha > 0$  の場合は医療機関が治療レベルを選択する際、利潤のみならず患者が治療から享受する便益も考慮に入れて決定することを示している。このケースを先ほどの利潤最大化のケースと区別するため、医療機関が「効用最大化行動」をとるケースと呼ぶことにしよう。

医療機関が選択できる治療レベル  $q$  を経済的意味づけが可能な非負の範囲に限定すれば、包括支払制度が導入された場合、医療機関が (3) 式の効用関数最大化行動をとる時、その理論的帰結として次の命題が得られる。

### 命題

医療機関が (3) 式で示される加法的分離可能な効用を最大化するように患者に施す治療レベルを選択するならば、

(i)  $\alpha = 0$  の場合 (利潤最大化ケース)、医療

機関が選択する患者治療レベルは、

$$q^* = 0$$

となり、

(ii)  $\alpha > 0$  の場合 (効用最大化ケース) には、医療機関が選択する患者治療レベルは、

$$q^* = \max\left(q' - \frac{c}{2\alpha\gamma}, 0\right)$$

となる。

命題 (i) は、包括支払制度下で利潤最大化行動をとる医療機関は患者の疾病レベル  $q'$  に関係なく  $q^* = 0$  の治療レベルを選択することを示している。すなわち、医療機関は患者の疾病レベルがどのようなものであろうと、治療行為をほとんど行わないような極端な「過少診療」の状況を選択する。

命題 (ii) の  $\alpha > 0$  のケースには、医療機関は自己の利潤のみならず患者の便益も配慮しながら選択可能な範囲内で疾病の治療レベルを選択する。この場合、代理人係数が大きいほど医療機関が選択する治療レベルは患者の疾病レベルに近づく。

## III 医療経済実験の設定

### 1 医療実験の区分

実験は II で提示した命題におけるの  $\alpha$  値、および医療実験であることの告知の有無に従って表 1 のように 3 つのセッションに区分して行われた。

医療機関が利潤最大化行動をとる場合 ( $\alpha = 0$ )、医療機関が選択する治療レベルが  $q^* = 0$  であるかどうかをセッション①で検証する。セッション②はセッション①と同じ実験設定の下で患者被験者の便益に対する医療機関被験者の配慮が「医療」という言葉に影響されているかどうかを検証するため、被験者に医療実験であることを告知しない状況で行われた。このセッションでは医療機

表 1 医療経済実験の設定

実験区分	代理人係数	医療実験
セッション①	$\alpha = 0$	告知
セッション②	$\alpha = 0$	非告知
セッション③	$\alpha = 1$	告知

表2 医療機関用データ表(セッション① [ $\alpha=0$ , 告知], セッション② [ $\alpha=0$ , 非告知])

患者の 疾病レベル		医療機関の治療レベル										
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	医療機関の利潤	40	0	-40	-80	-120	-160	-200	-240	-280	-320	-360
	患者の満足度	95	100	95	80	55	20	-25	-80	-145	-220	-305
2	医療機関の利潤	80	40	0	-40	-80	-120	-160	-200	-240	-280	-320
	患者の満足度	80	95	100	95	80	55	20	-25	-80	-145	-220
3	医療機関の利潤	120	80	40	0	-40	-80	-120	-160	-200	-240	-280
	患者の満足度	55	80	95	100	95	80	55	20	-25	-80	-145
4	医療機関の利潤	160	120	80	40	0	40	-80	-120	-160	-200	-240
	患者の満足度	20	55	80	95	100	95	80	55	20	-25	-80
5	医療機関の利潤	200	160	120	80	40	0	-40	-80	-120	-160	-200
	患者の満足度	-25	20	55	80	95	100	95	80	55	20	-25
6	医療機関の利潤	240	200	160	120	80	40	0	-40	-80	-120	-160
	患者の満足度	-80	-25	20	55	80	95	100	95	80	55	20
7	医療機関の利潤	280	240	200	160	120	80	40	0	-40	-80	-120
	患者の満足度	-145	-80	-25	20	55	80	95	100	95	80	55
8	医療機関の利潤	320	280	240	200	160	120	80	40	0	-40	-80
	患者の満足度	-220	-145	-80	-25	20	55	80	95	100	95	80
9	医療機関の利潤	360	320	280	240	200	160	120	80	40	0	-40
	患者の満足度	-305	-220	-145	-80	-25	20	55	80	95	100	95
10	医療機関の利潤	400	360	320	280	240	200	160	120	80	40	0
	患者の満足度	-400	-305	-220	-145	-80	-25	20	55	80	95	100

関を「ホスト」、患者を「ビジター」と呼んでいる。

セッション③では医療機関被験者による治療レベル選択における自己の利潤と患者便益を配慮する行動を誘発するように報酬を与えた場合に前節の命題(ii)に示されたような治療レベルの選択が行われるかどうかを検証する。そのため、このセッションでの $\alpha$ は0ではなく1に設定される。

## 2 パラメータ設定

(1)~(3)式によって構成される理論モデルに含まれる4つのパラメータ、すなわち単位治療費 $c$ 、患者便益の最高水準 $B_0$ 、患者の便益関数のパラメータ $\gamma$ および患者の疾病レベル $q'$ の値は次のように設定された。まず、最初の3つのパラメータについては、 $c=40$ 、 $\gamma=5$ 、 $B_0=100$ とした。最後の疾病レベル $q'$ については、実験の各ラウンドごとに1~10の範囲の整数で患者被験者に与えている。患者に治療を施す役割の医療機

関被験者にとって、選択可能な治療レベル $q$ の範囲は0~10の範囲の整数に限定された。代理人係数 $\alpha$ はセッション①と②では $\alpha=0$ 、セッション③では $\alpha=1$ と設定された。

以上のように4つのパラメータと代理人係数 $\alpha$ が設定されると、前節の(1)および(2)式によって患者の疾病レベルと医療機関の治療レベルの組み合わせから医療機関の利潤および患者の満足度の値を計算することができる。これらの値はセッション①および②については表2、セッション③については表3のように表される。これら2つの表が「医療機関用データ表」として各実験セッションの医療機関被験者のみに配布され、治療レベル選択時の参考データとされた<sup>3)</sup>。

## 3 被験者

実験は1999年7月26日に四日市大学で行われ、公募によって集められた同大学の実験に参加した被験者は環境情報・経済学部生30名である。被

表3 医療機関用データ表(セッション③ [ $\alpha=1$ , 告知])

患者の疾病レベル		医療機関の治療レベル										
		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	医療機関の利潤	40	0	-40	-80	-120	-160	-200	-240	-280	-320	-360
	患者の満足度	95	100	95	80	55	20	-25	-80	-145	-220	-305
	医療機関の得点	135	100	55	0	-65	-140	-225	-320	-425	-540	-665
2	医療機関の利潤	80	40	0	-40	-80	-120	-160	-200	-240	-280	-320
	患者の満足度	80	95	100	95	80	55	20	-25	-80	-145	-220
	医療機関の得点	160	135	100	55	0	-65	-140	-225	-320	-425	-540
3	医療機関の利潤	120	80	40	0	-40	-80	-120	-160	-200	-240	-280
	患者の満足度	55	80	95	100	95	80	55	20	-25	-80	-145
	医療機関の得点	175	160	135	100	55	0	-65	-140	-225	-320	-425
4	医療機関の利潤	160	120	80	40	0	-40	-80	-120	-160	-200	-240
	患者の満足度	20	55	80	95	100	95	80	55	20	-25	-80
	医療機関の得点	180	175	160	135	100	55	0	-65	-140	-225	-320
5	医療機関の利潤	200	160	120	80	40	0	-40	-80	-120	-160	-200
	患者の満足度	-25	20	55	80	95	100	95	80	55	20	-25
	医療機関の得点	175	180	175	160	135	100	55	0	-65	-140	-225
6	医療機関の利潤	240	200	160	120	80	40	0	-40	-80	-120	-160
	患者の満足度	-80	-25	20	55	80	95	100	95	80	55	20
	医療機関の得点	160	175	180	175	160	135	100	55	0	-65	-140
7	医療機関の利潤	280	240	200	160	120	80	40	0	-40	-80	-120
	患者の満足度	-145	-80	-25	20	55	80	95	100	95	80	55
	医療機関の得点	135	160	175	180	175	160	135	100	55	0	-65
8	医療機関の利潤	320	280	240	200	160	120	80	40	0	-40	-80
	患者の満足度	-220	-145	-80	-25	20	55	80	95	100	95	80
	医療機関の得点	100	135	160	175	180	175	160	135	100	55	0
9	医療機関の利潤	360	320	280	240	200	160	120	80	40	0	-40
	患者の満足度	-305	-220	-145	-80	-25	20	55	80	95	100	95
	医療機関の得点	55	100	135	160	175	180	175	160	135	100	55
10	医療機関の利潤	400	360	320	280	240	200	160	120	80	40	0
	患者の満足度	-400	-305	-220	-145	-80	-25	20	55	80	95	100
	医療機関の得点	0	55	100	135	160	175	180	175	160	135	100

験者は3セッションに均等に分割され、各セッションの被験者はくじにより医療機関被験者に5名、患者被験者に5名を割り振られた。患者被験者には実験の各ラウンドごとに訪問すべき医療機関番号と疾病レベル(提示する数値)を予め指定した「受診票(連絡票)」が配布された。

指定した疾病レベル(提示数値)はセッション①, ②, ③のいずれにおいても各患者被験者ごとに1~10の整数で設定された。

#### 4 実験手順<sup>4)</sup>

くじによる割り振りによって、被験者が参加するセッションとプレイをする役割が確定し、指定された座席に被験者が着席した後、前もってテープに録音しておいた各セッションの「実験説明」が再生された。

実験は次の手順を10ラウンド繰り返す形で行われた。まず、患者被験者は毎回異なる医療機関被験者を訪問し、自己の疾病レベルの書かれた「受診表」を医療機関被験者に提示する。受診票の提示を受けた医療機関被験者は、表2または表

3の「医療機関用データ表」を参考にして治療レベルを決定し、患者被験者の提示した治療レベルと自分の選んだ治療レベルとの組み合わせの下での患者被験者の満足度を読みとって治療レベルとともに受診票に記入して患者被験者に返す。そして患者被験者は自分の席に戻った後、そのラウンドの治療レベルと受診先医療機関番号とともに受診票に書き込まれた治療レベルと患者の満足度を実験記録用紙に書き写し、医療機関被験者は患者被験者の提示した疾病レベルと自己の選んだ治療レベルおよびこれらの組み合わせの下でデータ表から得られる自己の利潤と患者被験者の満足度を実験記録用紙の該当欄に記入する。以上の手続きを10回繰り返した後、実験は終了する。

実験終了後、セッション①、②の医療機関被験者は利潤の合計、セッション③の医療機関被験者は「利潤+患者満足度」の合計、各セッションの患者被験者は満足度の合計を計算し記録用紙の該当欄に記入した。なお、セッション②では、実験が医療に関する意思決定実験であることを秘匿するため、患者被験者を「ビジター」、医療機関被験者を「ホスト」、受診票を「連絡票」、疾病レベルや治療レベルを「提示する数値」等と呼び替えた。

この実験の中で被験者に与えられる情報は、上記の実験手順の中で示されたもののほか、患者被験者に対し、患者の満足度は治療レベルと疾病レベルが一致した時に100の最大値をとり、両者が乖離するほど低下することが予め提供されている。実験の間、被験者は相互間で会話等で意思疎通を行うことは禁止されており、とくに医療機関被験者は「医療機関用データ表」を患者被験者に見せないよう指示された。また、各セッションの実験は各セッション間の被験者の会話等の意思疎通を避けるため同一時刻に開始された。この実験に要した時間は、実験説明が約20分、実験の実施が約30分、報酬の支払等の後処理に要した時間が約20分の合計70分程度であった。

## 5 実験報酬支払

実験で支払われた医療機関被験者への報酬は、

セッション①、②の被験者には利潤の合計値に「医療機関被験者の定額実験参加料」を加算した貨幣額(円)、セッション③の被験者には「利潤+患者満足度」の合計値に「医療機関被験者の定額実験参加料」を加算した貨幣額(円)である。患者被験者に支払われる報酬は患者満足度の合計値に「患者被験者の定額実験参加料」を加えた貨幣額(円)である。各被験者の役割に従って定額実験参加料が支払われることは予め実験説明で知らされていた。しかし、医療機関被験者の意思決定にバイアスを与えることを避けるため、実験参加料の金額そのものは事前には知らせなかった。ただし、実験参加料の金額は実験者が各被験者の利潤または「利潤+患者満足度」および患者満足度の合計値を知る前に、発表され、その額は医療機関被験者は800円、患者被験者は2,000円であった<sup>5)</sup>。

実験で各グループの参加被験者に支払われた報酬額平均の組み合わせ(医療機関被験者、患者被験者)は、セッション①(1,540円、2,720円)、セッション②(2,000円、2,130円)で、セッション③では(2,220円、2,780円)であった。

## 6 実験仮説

上述のように、本研究の実験においては、(S)医療機関被験者に対して、利潤あるいは「利潤+患者満足度」の大きさに応じて貨幣報酬が支払われている。この設定に加えて、(M)医療機関被験者の貨幣報酬額に関する限界効用が正(医療機関被験者は貨幣報酬額が多いほどよいと考えている)であり、(D)医療機関被験者の意思決定に貨幣報酬額以外の要因が与える影響は無視するという2条件が充足されているならば、感応性(Salience)、単調性(Monotonicity)、優越性(Dominance)というSmith(1976)の提示した価値誘発理論(Induced Value Theory)の3つの前提条件がすべて充足されることになり、この理論から本研究の実験においては、医療機関被験者の効用最大化行動を誘発できることになる。

従って、本研究の実験において上記の(M)および(D)が充足されていると考える限り、実験

結果についてIIで提示した命題によって、表2,3から明らかなように、医療機関被験者が自己の利潤のみを最大にする治療レベルを選択するならば、患者被験者の疾病レベルに関係なくゼロを選択するのが最適な行動である。また、医療機関被験者が自己の利潤と同程度に患者被験者の満足度も配慮して治療レベルを選択するならば( $\alpha=1$ )、患者の疾病レベルが1~3の時にはゼロ、疾病レベルが4以上であればそれより4だけ小さな治療レベルを選択するのが最適である。従って、次の仮説1, 2が成立する。

〔仮説1〕  $\alpha=0$ と設定された実験(セッション①)での治療レベル $q$ は疾病レベル $q'$ に関係なくゼロとなる。

〔仮説2〕  $\alpha=1$ と設定された実験(セッション③)での治療レベル $q$ は疾病レベル $q'$ が3以下の時にはゼロに近く、4以上では疾病レベル $q'$ を4だけ下回る値となる。

上記の2つの仮説は医療機関と患者という医療現場を想定しているが、この場合医療サービスにおける供給者と需要者の間に特有な配慮、すなわち医者としての患者への配慮が働き、これが経済的誘因を凌駕して仮説1が成立しない可能性が考えられる。この可能性の妥当性を検討するため次の仮説3を設けることにする。

〔仮説3〕 医療実験非告知の実験(セッション②)における治療レベル(ホストの提示する数値) $q$ は、医療実験告知の実験(セッション①)より低い。

#### IV 実験の結果と解釈

##### 1 実験仮説の検討

実験結果から、III 6で示した3つの実験仮説の検討を行ってみよう。実験で医療機関被験者が患者被験者に対して選択した治療レベルの平均値は表4に示されている。

医療機関被験者の利潤最大化行動を想定する( $\alpha=0$ )実験では、選択した治療レベルの平均値はセッション①で3.64、セッション②で2.50に

表4 治療レベルの平均値 $\bar{q}$ と治療レベルの母平均の差の検定

実験区分	平均値		母平均の差の検定	
	$\bar{q}$	$\bar{q}=0$	セッション②	セッション③
セッション①	3.64	棄却	×	○
セッション②	2.50	棄却	—	×
セッション③	3.90	棄却	—	—

- 注) 1. 「 $\bar{q}=0$ 」の欄は、治療レベルの母集団平均がゼロであるという帰無仮説の検定結果を示す(有意水準1%)。  
2. ○は帰無仮説(母平均に差がない)が採択、×は棄却されることを示す(有意水準5%)。

達しており、「仮説1」のゼロ水準をかなり上回っている。セッション①, ②別に、50個の治療レベルデータについて「治療レベル=0」とする帰無仮説を検定してみると、いずれのセッションも有意水準1%で帰無仮説は棄却され実験データによって支持されないことが検証される。以上から、経済的(貨幣的)誘因を与えても包括支払制度下で医療機関が、理論モデルの想定するような利潤最大化行動をとる可能性は低いと考えることができる。

次に、効用最大化行動( $\alpha=1$ )を想定したセッション③の実験では、選択された治療レベルの平均は3.90で、理論的に予想される2.1を有意に上回っている。セッション③に関して前節で示した実験仮説2も有意水準1%で棄却され支持されない。ただし、治療レベルの平均値はセッション③の方が高い。これは、セッション③において医療機関被験者に対し患者被験者の満足度にも配慮した効用最大化行動をとるインセンティブが与えられたことの当然の結果である。

実験根拠に関する前述の議論を踏まえると、実験結果が実験仮説と乖離した原因は(M)または(D)の条件が充足されていないか、(S)の実験設定が医療機関被験者に十分認識されていないか、あるいはその双方に求められる。貨幣報酬が利潤の合計あるいは「利潤+患者満足度」の合計に応じて支払われることは実験説明で明確に述べられており、学部学生にとって貨幣報酬が魅力的でないとは言い難い。従って、実験結果と実験仮説が

乖離した主たる原因は、条件(D)の欠如、すなわち、医療機関被験者の意思決定に貨幣報酬額以外の要因が与える影響が無視できない点に求められよう。

もし医療機関被験者の意思決定に貨幣報酬額以外に影響を与える要因があるとすれば、医療機関被験者は自己の利潤を最大化するインセンティブを与えられたにも拘わらず、患者被験者の満足度に配慮し効用最大化する行動をとったことが、実験仮説とは乖離した実験結果を生む主要な要因であったと考えられる。

このような医療機関被験者の患者被験者満足度への配慮は、医療現場を想定した実験設定によるものであろうか。この点を検討するために、医療現場を想定したセッション①と医療現場を意識させない状況で行ったセッション②における治療レベルデータを用いてその母平均の差の検討を行い、実験仮説3の検証を試みた。

表4に示されたように、両セッションにおける治療レベルの母平均に差がないとする帰無仮説は、有意水準5%で棄却される。従って、この限りでは仮説3は支持され、医療現場の想定が医療機関被験者の治療レベルの選択に有意な影響を与えていると見ることができる。

しかし、セッション②における治療レベルの平均値は2.5であり、利潤最大化行動を仮定した場合のゼロ水準より有意に高い水準にあることを考えると、医療機関被験者の患者満足度への配慮がすべて「医療」という状況設定により生じたものと判断することはできない。フェイス・ツー・フェイスの状況で接触する人間関係において、他者の利益に配慮する傾向は必ずしも医療現場に限定されないと見ることが妥当であると言えよう。

## 2 患者満足度への配慮——代理人係数の推計

それでは、本研究の実験において医療機関被験者は患者被験者の便益(満足度)にどの程度配慮して治療レベルを決定したのであろうか。この点を、下記のような線形の推計式を仮定して検証しよう。

$$q = \beta_0 + \beta_1 q' + \varepsilon \quad (4)$$

(4)式で、 $q'$ は患者被験者の疾病レベルを、 $q$ はこの疾病レベルに対し医療機関被験者が選択した治療レベルを表し、これら2変数は非負と仮定される。また、 $\varepsilon$ は誤差項である。

(4)式を推計した結果、 $\beta_0 = \beta_1 = 0$ が得られたならば、医療機関被験者は疾病レベルに関係なくゼロの治療レベルを選択することを意味し、IIに示した命題の(i)(利潤最大化)の行動をとったことになる。他方、 $\beta_1 > 0$ が得られたならば、医療機関被験者は患者の疾病レベルに配慮して治療レベルを選択していると考えることができ、命題の(ii)(IIの(3)式で示される効用関数の最大化)の行動をとったと判断できる。この場合、疾病レベルの係数が $\beta_1 = 1$ である時には、命題の(ii)で示された式と(4)式の定数項の間には $\beta_0 = -c/2a\gamma$ という関係が成立する。この関係式は本研究の実験では $c=40$ 、 $\gamma=5$ と設定されていることから、 $\beta_0 = -4/\alpha$ と簡単に書き直される。この式に $\beta_0$ の推定値を代入することにより、医療機関被験者が治療レベルを決定する時に患者満足度への配慮の程度を示す代理人係数の推定値が得られる。

(4)式を推計する際に、実験で得られた治療レベルのデータが非負の値に限定されていることを考慮して、切断データによる誤差項の平均値のずれを補整できるTobit分析法を用いた。3つのセッション別に、50組(医療機関被験者5名×10ラウンド)の( $q'$ ,  $q$ )データを用いて行われた(4)式の推計結果は表5に記され、定数項( $\beta_0$ )および疾病レベルの係数( $\beta_1$ )の推定値、代理人係数の推定値( $\alpha$ )とこれらから推測される行動の類型が示されている。

定数項( $\beta_0$ )および疾病レベルの係数( $\beta_1$ )の推定値はいずれのグループでも有意水準1%で有意であった。表5で $\beta_1$ の推定値を見ると、セッション①では1.013で、1に近い値となっており、このセッションの医療機関被験者のほとんどすべてが(3)式で表される効用関数の最大化行動をとったと解釈できる。このセッションでは $\beta_1 = 1$ と見なしてよいから、表5に示されている定数項( $\beta_0$ )の推定値で4を割ることによって得られる代

表5 Tobit分析の結果

セッション① (医療告知, $\alpha=0$ ), ダミー変数なし				
被験者番号	定数項	疾病レベルの係数	$\alpha$ の推定値	行動の類型
全員 (1~5)	-2.19834	1.01305	1.81955	効用最大化 ( $\alpha=2$ )
セッション② (医療非告知, $\alpha=0$ ), 切片ダミー, 傾きダミー設定				
被験者番号	定数項	疾病レベルの係数	$\alpha$ の推定値	行動の類型
被験者1	3.30693	0.19753	意味なし	ランダム選択 (アンケート)
被験者2	-4.68199	1.32323	0.85434	効用最大化 ( $\alpha=1$ )
被験者3	-10.44905	1.32323	0.38281	利潤最大化
被験者4	-4.68199	0.93054	0.85434	効用最大化 ( $\alpha=1$ )
被験者5	0.38443	0.26996	意味なし	利潤最大化
セッション③ (医療告知, $\alpha=1$ ), 切片ダミー, 傾きダミー設定				
被験者番号	定数項	疾病レベルの係数	$\alpha$ の推定値	行動の類型
被験者1	-4.11616	1.00400	0.97178	効用最大化 ( $\alpha=1$ )
被験者2	-2.36053	1.00400	1.69453	効用最大化 ( $\alpha=2$ )
被験者3	0.46667	0.80606	意味なし	患者満足度最大化
被験者4	-1.49600	1.00400	2.67380	効用最大化 ( $\alpha=3$ )
被験者5	-0.45799	1.00400	8.73382	患者満足度最大化

理人係数の推定値は意味を持つ。こうして得られたセッション①の代理人係数は1.820であり、医療機関被験者は、自己の利潤が最大になるように治療レベルを選択する誘因を与えられたにも拘わらず、患者被験者の満足度にかなり配慮した行動を示している。代理人係数が $\alpha=2$ であることは、本研究の実験設定の下では、自己の利潤と患者被験者の満足度とを均等にするように治療レベルを選択することを意味している<sup>9)</sup>。

セッション②とセッション③では(4)式の $\beta_i$ の推定値は1をかなり下回り、(3)式で示されるタイプの効用関数の最大化行動をとっていない被験者が存在していることを示唆していた。そこで、同一グループ内の被験者ごとに $\beta_0$ および $\beta_i$ の推計を行うために、 $i$ が当該医療機関被験者の番号と一致するならば1をとり一致しなければ0をとるダミー変数 $D_i$  (「切片ダミー」)、および患者の疾病レベルと $D_i$ との交差項 (「傾きダミー」)をも加えて、次の推計式によって各グループの被験者ごとの行動の違いを考慮に入れて推計を行った。

$$q = \rho_0 + \sum_{i=1}^4 \rho_i D_i + \theta_1 q' + \sum_{i=1}^4 \theta_2 D_i q' \quad (5)$$

この推計においては、医療機関被験者 $i$ について、(4)式の $\beta_i$ に相当する疾病レベルの係数は $\theta_1 + \theta_2 i$ で、 $\beta_0$ に相当する定数項は $\rho_0 + \rho_i$ でそれぞれ表される。(5)式の推計式に従い、セッション②とセッション③に関する $\beta_0$ および $\beta_i$ の推計結果は表5に示されている。

セッション②の被験者2, 4は $\beta_i$ の推定値がほぼ1に近く、代理人係数の推定値も1に近い。自己の利潤と患者被験者の満足度の和を最大にするように治療レベルを選択する行動 (効用最大化行動) をとっていると考えられよう。被験者3の $\beta_i$ 推定値は被験者2, 4と同様に1に近いが代理人係数の推定値は0.383と低いことから、被験者3は患者満足度より自己の利潤をかなり重視して治療レベルを選択する利潤最大化行動をとったものと解釈してよからう。被験者5については、 $\beta_i$ の推定値が0.270と低く、 $\beta_0$ の推定値も0.384と低いことから、やはり利潤最大化行動をとったと考えることができよう。被験者1についてはその行動を特定化することは難しいが、「医療機関実験記録用紙」のアンケートに、治療レベルを「ランダムに選択」したことが記載されていた。以上のセッション②における被験者の行動をまと

めれば、2名が自己の利潤と満足度に均等に配慮し治療レベルを決定する効用最大化行動、別の2名が利潤最大化行動、そして残る1名がランダムな選択行動をとったと解釈できる。

最後に、セッション③における治療レベルの選択行動について検討しよう。被験者3を除く4名の被験者については、 $\beta_1$ の推定値が極めて1に近く、IIの(3)式で示される効用関数の最大化行動をとったと考えられる。このうち被験者5は代理人係数の推定が8.734と非常に高く、自己の利潤より患者満足度を最優先して治療レベルを選択する行動をとっており、「患者満足度最大化行動」をとったと解釈できよう。被験者1, 2そして4の代理人係数推定値はそれぞれ1.0, 1.7および2.7であり、自己の利潤への配慮に対する患者満足度への配慮の割合がこれらの数値と一致するような効用最大化行動をとったと言えよう。最後の被験者3については、 $\beta_1$ の推定値が0.806で、(3)式で示される効用関数の最大化行動をとったと考えることはできない。 $\beta_1$ の推定値が1に近いものの、 $\beta_0$ の推定値がプラスでこれをもとに代理人係数を推定することは意味がない。しかし、選択された治療レベルを見ると、ほぼ患者被験者の満足度が最も大きくなる値が選ばれていることから、この被験者はほぼ患者満足度最大化行動をとったと考えられよう。このセッションにおける医療機関被験者の行動をまとめれば、2名が患者満足度最大化行動を、3名が効用最大化行動をとったことになる。

## V おわりに

以上のように、各医療被験者の行動にまで遡って実験データを解析してみると、セッション①では全員が自己の利潤に対し患者便益に2倍のウェイトを付した効用最大化行動をとったと解釈されるのに対して、セッション②では2名が利潤最大化行動をとったことがわかる。両セッションにおける治療レベルの平均値に有意な差が見られる原因はこの点に求められ、医療現場の想定が医療機関被験者に有意な影響を与えていることが確認で

きる。

しかし、セッション②においてもなお、自己の利潤と患者便益とに均等に配慮した効用最大化行動をとる医療機関被験者(ホスト)が2名おり、また、実験上の想定では、利潤と患者便益とに均等なウェイトを置く効用最大化行動をとるはずのセッション③の被験者の中に患者満足度のみに配慮して治療レベルを選択したと考えられる者が2名もあったことを考えると、「医療」現場の想定のみならず、人間の一般的行動として、フェイス・ツー・フェイスの関係の中では他者への配慮を行うという要素が働いているのではないかと考えられる。

このような実験結果とそれに基づく要素を前提とすると、現実に医療機関において治療行為に当たる医師達が一般の人々に比べて著しく利己的でない限り、包括支払制度の導入は、しばしば懸念されるような極端な過少診療を導くとは考えられない<sup>7)</sup>。

ところで、本研究においては、包括的支払制度に限定してそれが治療レベルに与える影響を実験的に検討してきた。本研究における実験結果から推測すると、わが国においてこれまで行われてきた個別出来高払い制度の下でも、患者の視点から見て極端な過剰診療が行われるとは言えないのではないかと考えられるが、この点は今後改めて実験的検討を行う必要がある<sup>8)</sup>。

さらに、本研究の実験結果は、包括支払制度下でも著しい過少診療は発生しないことを示唆しているものの、患者便益の最大化という観点からは、必ずしも十分な治療が行われないことを示していることも事実である。アメリカやイギリスの医療改革が出来高払いと包括支払の適切な組み合わせによる混合支払制度を目指していると解釈できること、わが国における診療報酬制度改革においても急性疾患については従来通り出来高払いを、現在、高齢者の入院治療など非常に限定的に導入されている包括支払を慢性疾患に適用するといった両者の適切な組み合わせを提言していることを考え合わせると、今後、治療レベルの選択に関する実験経済学的研究において、患者の便益を高める



という視点から両支払制度のどのような組み合わせが望ましいのかという問題を明らかにする方向に研究を進めていく必要があると言えよう。

## 謝 辞

本稿は平成11年度科学研究費補助金(課題番号10630062)より助成を受けている共同研究の成果の一部である。新しい制度の導入効果の検証手段として用いた実験経済学的手法に理解を示し、多くの有益なコメントを頂いた匿名のレフェリーに感謝を申し上げます。

## 注

- 1)  $R(q')$  は  $q'$  に依存しない実験であれば以下の理論は事前的に言えない。
- 2) 医療機関の効用関数が利潤と便益に関して加法的であれば、情報の非対称性があっても、最適解が存在することが Selden (1990) で示されている。
- 3) 表3の「得点」は「医療機関の利潤」と「患者の満足度」の合計である。
- 4) 実験で用いられた「実験説明」については、読者の請求により送付する。実験説明の請求は inagaki@yokkaichi-u.ac.jp 宛にされたい。
- 5) 定額実験参加料は、医療機関被験者が常に「利潤最大化行動」をとり、ゼロの治療レベルを選択し続ける場合でも患者被験者の報酬が1,075円と1,000円を上回り、医療機関被験者の報酬が3,000円に抑えられる点、および、医療機関被験者が後述する「患者満足度最大化行動」をとり続ける場合でも、報酬は3,000円にとどまる(医療機関被験者の報酬は800円)点を考慮に入れて設定された。
- 6) 自己の利潤と患者の満足度を等しくする治療レベル  $q$  は  $\pi(q)=B(q)$  を満足しているから、この関係式と(1)式および(2)式から、

$$q' - q = (-c + \sqrt{c^2 + 4B_0\gamma}) / 2\gamma$$

を得る。ところが、実験では、 $c=40$ 、 $B_0=100$ 、 $\gamma=5$ と設定されるから、 $q=q'-2$ となる。他方、(3)式の効用関数を最大化する治療レベル  $q$  を選択する場合、命題(ii)より  $q=q'-c/4\gamma$ であり、実験設定下でも  $q=q'-2$ となる。

- 7) 今回の実験被験者が大学学部学生であり医療機関従事者でないため、実験結果をそのまま一般化してよいかという点に疑問が生じるかもしれない。しかし、前回の実験も含め実験結果は理論的予想より患者被験者の便益を重視したものとなっている。患者とのフェイス・ツー・フェイスの関係の中で治療行為を行う医療従事者

は実際においては被験者以上に倫理観を要求される立場にあると考えられる。このため、治療に当たる医師達が一般の人々に比べて著しく利己的でない限り、包括支払制度の導入は、しばしば懸念されるような極端な過少診療を導くとは言えない。

しかしながら、大規模な医療機関においては検査部門のように患者との密接なフェイス・ツー・フェイスの関係を持つことがなく医療行為に従事する関係者も存在している。この点を考えると実際の医療現場の方が、患者の便益に十分に配慮しない治療行為が行われる可能性もある。

- 8) 今回の医療実験では患者被験者に医療機関選択の自由を与えていない。しかし、患者が医療機関の自由な選択を通して、医療機関が提供する治療レベルに与える影響を検証することが重要であろう。

## 参考文献

- 赤木博文・稲垣秀夫・鎌田繁則・森徹(1999)「医療機関の意思決定行動と包括支払制度下での医療サービス水準——実験経済学的研究」、『医療と社会』(財団法人 医療科学研究所), Vol. 9 No. 3, pp. 93-110.
- 稲垣秀夫・鎌田繁則・森徹(1998)「米英の診療報酬制度改革の実状と日本の展望」、『オイコノミカ』(名古屋市立大学経済学会), 第35巻 第1号, pp. 51-63.
- (1999)「診療報酬支払制度に関する理論的研究: 展望」、『四日市大学論集』(四日市大学学会経済学部部会), 第12巻 第1号, pp. 29-44.
- Davis, D. D. and C. A. Holt (1993) *Experimental Economics*, Princeton University Press.
- Ellis, R. P. and T. G. McGuire (1986) "Provider behavior under prospective reimbursement; Cost sharing and supply," *Journal of Health Economics* 5, pp. 129-151.
- (1990) "Optimal payment systems for health services," *Journal of Health Economics* 9, pp. 375-396.
- (1993) "Supply-side and demand-side cost sharing in health care," *Journal of Economic Perspectives* 7, pp. 135-151.
- Friedman, D. and S. Sunder (1994) *Experimental methods; A primer for economists*, Cambridge University Press. (邦訳: 秋永利明・内木哲也・川越敏司・森徹訳『実験経済学の原理と方法』同文館出版, 1999年.)
- Newhouse, J. P. and D. J. Byrne (1988) "Did Medicare's prospective payment system cause

- length of stay to fall?," *Journal of Health Economics* 7, pp. 413-416.
- Selden, T. M. (1990) "A model of Capitation," *Journal of Health Economics* 9, pp. 397-409.
- Smith, V. L. (1976) "Experimental economics: Induced value theory," *American Economic Review* 66, pp. 274-279.
- (あかぎ・ひろぶみ 名城大学助教授)  
(いながき・ひでお 四日市大学教授)  
(かまた・しげのり 名城大学助教授)  
(もり・とおる 名古屋市立大学教授)

## 社会保険法判例

堀 勝 洋

国民健康保険の保険料の賦課徴収については、租税法律(条例)主義が直接に適用されることはないが、その趣旨を踏まえる必要があるとされた事例(杉尾訴訟控訴審判決)

札幌高等裁判所平成11年12月21日判決(平成10年(行コ)第8号,第12号,国民健康保険料賦課処分取消等請求控訴,同附帯控訴事件)『判例地方自治』202号,70頁

### I 事実の概要

1 X(原告,被控訴人,附帯控訴人)及びその妻訴外Aは,平成6年4月12日,Y<sub>1</sub>(旭川市,被告,控訴人,附帯被控訴人)が保険者である国民健康保険事業の一般被保険者となった。

2 国民健康保険法(以下「法」という)の保険料は世帯主から徴収されるが(法76条),世帯主であるXに対する平成6年度の保険料賦課額は2万7380円と決定され,同年7月14日付けでその納入通知書がXに送付された。Xは同年8月3日収入が少ないことを理由に保険料の免除を申請したが,Y<sub>2</sub>(旭川市長,被告,控訴人,附帯被控訴人)は同月10日Xに対し減免事由に該当しないとする通知をした。

平成7年度分の保険料賦課額は9万9310円と決定され,同様に保険料減免の申請をしたが,減免非該当の通知を受けた。平成8年度分の保険料賦課額は2万4730円と決定され,保険料減免の申請に対し減免非該当の通知を受けた。

3 Xは,平成6年度の賦課処分及び減免非該当処分を不服として,同年9月5日,訴外B(北海道国民健康保険審査会)に対して審査請求をした。これに対し,Bは平成7年2月24日Xの請求を棄却する裁決をした。Xは,平成7年度の処分については審査請求をしなかったが,平成8年度分の処分については審査請求をし,同様に棄却する裁決を受けた。

4 Xは,平成7年4月5日,旭川地方裁判所に次のような請求を内容とする訴えを提起した(平成7年(行ウ)第1号,第2号,平成8年(行ウ)第5号,国民健康保険料賦課処分取消等請求事件)。まず,主位的に,Y<sub>1</sub>及びY<sub>2</sub>を被告として平成6年度ないし平成8年度の国民健康保険料賦課処分(以下「本件各賦課処分」という)の取消しを求めた(以下「主位的請求」という)。この請求に理由がないときは,予備的に,Y<sub>2</sub>を被告として本件各賦課処分の無効確認を求めた(以下「予備的請求(一)」という)。この請求に理由がないときは,予備的に,Y<sub>2</sub>を被告として平成6年度ないし同8年度の国民健康保険料減免非該

当処分(以下「本件各減免非該当処分」という)の取消しを求めた(以下「予備的請求(二)」という)。この請求に理由がないときは、予備的に、 $Y_2$ を被告として本件各減免非該当処分の無効確認を求めた<sup>1)</sup>(以下「予備的請求(三)」という)。

これらの請求の理由は、旭川市国民健康保険条例(昭和34年旭川市条例5号。以下「本件条例」という)の規定は租税法律(条例)主義を規定した憲法84条等に違反し、このような違憲・違法な規定に基づいてなされた本件各賦課処分及び減免非該当処分は違法・無効であるからなどというものである。

これに対し、同裁判所は、平成10年4月21日、 $X$ の主張を認めて $Y_1$ による本件各賦課処分を取り消す判決を下した。そして、 $Y_2$ に対する主位的請求に係る訴えは却下し、予備的請求については判断しなかった(判時1641号29頁)。

5  $Y_1$ は、平成10年5月1日、原判決中の $Y_1$ に関する部分の取消し等を求めて札幌高等裁判所に控訴した。 $X$ は、上記4の予備的請求(一)～(三)を内容とする附帯控訴を行った。これに対し、同裁判所は、平成11年12月21日、本件条例の規定は憲法84条等に違反しないなどとして原判決中の $Y_1$ に関する部分を取り消すとともに、平成7年度国民健康保険料賦課処分の取消しを求める訴えを却下することなどを内容とする判決を下した。

6  $X$ は、この判決を不服として、平成11年12月27日、最高裁判所に上告した。

## II 判 旨

1 (1) 「憲法八四条は、国の財政処理の基本原則である国会中心主義(憲法八三条)の収入面における具体化としていわゆる租税法律主義を定める。この租税法律主義は、本来、特別の給付に対する反対給付としてではなく、一方的・強制的に賦課徴収する租税を、行政権が法律に基づかずに賦課徴収することができないとすることにより、行政権による恣意的な課税から国民を保護するための原則である。そして、地方自治の本旨に基づ

いて行われるべき地方公共団体による地方税の賦課徴収についても、住民の代表である議会の制定した条例に基づかずに地方税を賦課徴収することができないという租税(地方税)条例主義が要請されることは、憲法九二条、八四条の立法趣旨から明らかである。

ここで、租税法律(条例)主義は、①課税要件及び賦課徴収の手續は法律(条例)によって規定されなければならないという原則(課税要件法定主義)と、②法律や条例によって課税要件及び賦課徴収の手續に関する定めをする場合、その定めはできる限り一義的かつ明確でなければならないという原則(課税要件明確主義)を主たる内容とする。」

(2) 「控訴人市の国民健康保険事業に要する経費が上記の程度の公的資金によってまかなわれているからといって、その社会保険としての性格や保険料の対価性が失われるものとは認められないものというべきところ、……租税法律(条例)主義は、本来、特別の給付に対する反対給付としての性質を有しない租税について、行政権による恣意的な課税から国民を保護するための原則であるから、……保険料について、租税法律(条例)主義が直接に適用されることはないというべきである。」「保険料について租税法律(条例)主義が直接に適用されることはないが、強制的に賦課徴収されるという点では租税と共通するところがあるから、憲法八四条の、一方的・強制的な金銭の賦課徴収は民主的なコントロールの下におくという趣旨は保険料についても及ぶものと解される。」

(3) 「条例において、保険料率算定の基準・方法を具体的かつ明確に規定した上、右規定に基づく具体的な保険料率の決定を下位の法規に委任し、現に下位の法規でその内容が明確にされている場合には、課税要件法定主義・課税要件明確主義の各趣旨を実質的に充たしているものというべく、保険料率自体を条例で明記しなくとも租税法律(条例)主義の趣旨に反するものではなく、したがって、憲法八四条違反の問題は生じないものというべきである。」

(4) 「本件条例八条、一二条は、控訴人市長

に対し、保険料率の決定とその告示を委任し、控訴人市長がどのような方法により保険料率を決定すべきかについて具体的かつ明確な基準を規定しており、法規たる性質を有する告示において保険料率が具体的に公示されているのであるから、その法律上の効力においても、保険料率の具体的な数値を条例において直接規定する場合と異なるところはなく、課税要件法定主義・課税要件明確主義の各趣旨を充たしているものというべきであって、租税法律(条例)主義の趣旨に反するものとは認められない。」

(5) 「法八一条は、「賦課額、料率、賦課期日、納期、減額賦課その他保険料の賦課及び徴収等に関する事項は、政令で定める基準に従って条例又は規約で定める。」と規定しているが、この規定は、保険料の賦課及び徴収等に関する事項の定めを条例に委任したものと解され、具体的な保険料率を条例又は規約自体で定めなければならず、これを下位の法規に委任することを制限しているものとは認められない。」

(6) 「以上のとおりであって、本件条例八条、一二条は、憲法八四条、法八一条に違反するものではなく、本件各賦課処分が違法、無効であるという事はできない。」

2 (1) 法77条の「規定内容からいって、条例又は規約により保険料の減免規定を設けるか否か、減免実施の基準・範囲等をどのように定めるかは、保険者の裁量に委ねられているものと解される。」

(2) 「法七七条の保険料の減免制度は、国民健康保険の被保険者が何らかの事情により一時的に生活が困窮したような場合に、前年の所得等に基づいて算出された保険料が課せられると保険料の納入が困難となる場合があるので、これを救済する目的で設けられた制度であり、同条にいう「特別の理由がある者」は右のような状態にある者と解するのが相当である。」

(3) 「本件条例一九条一項が、その申請により保険料の減免を受けることができる者について、「災害等により生活が著しく困難となった者又はこれに準ずると認められる者」(一号)、「当該年

において所得が著しく減少し、生活が困窮となった者又はこれに準ずると認められる者」(二号)と規定したことは相当であり、恒常的に生活が困窮している者について、保険料減免の対象者としていないことをもって、法七七条の解釈を誤り、同条の委任の範囲を超えたものということとはできない。」

(4) 「以上のとおりであるから、本件条例一九条一項所定の減免事由に該当しないとしてなされた本件各減免非該当処分が違法、無効であるという事はできない。」

3 (1) 「本件条例一二条は、保険料につき、いわゆる四賦課方式(所得割、資産割、被保険者均等割、世帯別平等割から構成される)を採用しているが、この方式が不合理であり、法により委任された裁量の範囲を著しく逸脱しているとは認められず、もとより憲法二五条の規定の趣旨に反するという事もできないこと、生活が困窮し最低生活を維持することが困難な状態にあって、保険料を負担することができない者については、憲法二五条の規定する理念に基づく生活保護法による医療扶助等の保護の機会が保障されているものと解されていることを総合すると、自らの意思によって右保障の機会を利用しない者について、保険料の負担を求めることが憲法二五条に違反するものという事はできないというべきである。」

(2) 「被控訴人が生活保護基準以下の収入しかなく、住民税が非課税、国民年金保険料も免除されているとしても、被控訴人に対し、被保険者の均等割・世帯別平等割によって算出される保険料を賦課することが、憲法二五条に違反するという事はできない。」「よって、本件各賦課処分及び減免非該当処分は憲法二五条に違反し、無効である旨の被控訴人の主張は理由がない。」

### III 解 説

#### 1 はじめに

結論には賛成するが、論旨の一部に賛成できないところがある。

本件訴訟は、国民健康保険の保険料の減免を求

めたにもかかわらず認められなかったため、その賦課処分の取消し等を求めて訴えたものである。これに対し、第一審判決は、保険料賦課の根拠である本件条例の規定は憲法 92 条、84 条及び法 81 条に違反するとし、このような違憲・違法な規定に基づいて行われた本件各賦課処分は違法であるとして取り消した。本件条例の規定を憲法違反とした理由は、当該規定は、重要な賦課要件である「賦課総額」の確定を広範な裁量の余地のあるまま賦課権者に委ねた点で賦課要件条例主義に違反し、また「賦課総額」は一義的に明確でないという点で賦課要件明確主義に違反する、というものであった。この第一審判決に係る評釈・解説（本稿末の参考文献）は、おおむねこの判旨を支持している。

これに対し、本控訴審判決は、この第一審判決の被告敗訴部分を取り消した。その主な理由は、①保険料については、租税法律（条例）主義は直接に適用されることはないが、その趣旨を踏まえる必要がある、②条例に保険料率算定の基準・方法を明確に規定した上、具体的な保険料率を内容が明確な下位の法規に委任したとしても、租税法律（条例）主義・憲法 84 条の趣旨に反しない、③本件条例の規定は課税要件法定主義・課税要件明確主義の各趣旨を充たしており、租税法律（条例）主義の趣旨に反するものではない、というものである。①②の判旨は社会保険の保険料に関しておそらく初めての司法判断であり、この点に本判決の意義がある。

なお、国民健康保険の保険税についてはあるが、本件訴訟と同じような問題が争われた訴訟として鈴木等訴訟がある。その第一審判決（秋田地判昭和 54 年 4 月 27 日行集 30 巻 4 号 891 頁）も控訴審判決（仙台高裁秋田支部判昭和 57 年 7 月 23 日行集 33 巻 7 号 616 頁）も、秋田市国民健康保険税条例の規定は憲法 92 条・84 条に違反するとし、この違憲・無効な規定に基づいてなされた賦課処分は違法であるとして取り消した。この鈴木等訴訟は途中で和解したため最高裁判決は出されていないが、本件訴訟は現在最高裁で争われており、最高裁がどのような判断を示すか注目される。

る。

本件訴訟の主たる争点は次の 3 点であり、以下それぞれ節を分けて解説する。

（1）本件条例の規定は、租税法律（条例）主義を規定した憲法 84 条に違反するか、また保険料の賦課徴収について条例で定めるとした法 81 条に違反するか。

（2）恒常的な生活困窮者を保険料減免の対象者とししない本件条例の規定は、保険料の減免について規定した法 77 条に違反するか。

（3）本件各賦課処分及び減免非該当処分は憲法 25 条に違反するか。

なお、本件訴訟においては次のような訴訟要件に関しても争われ、これらも興味深い論点を含むものであるが、本稿では判決の結論を紹介するにとどめる。訴訟要件に関し、第一審においては、①被告として適格なのは、旭川市  $Y_1$  か旭川市長  $Y_2$  か、②保険料に関する処分の取消しの訴えは国民健康保険審査会の審査請求に対する裁決を経た後でなければ提起することができないとされているが（法 103 条・91 条）、審査請求に対する裁決を経していない平成 7 年度の保険料賦課処分の取消しを求める訴えは適法か、が争われた。控訴審においては、①②のほか、③ X による附帯控訴が適法かも争われた。

上記の①については、第一審判決も本控訴審判決も、 $Y_1$  のみ被告として適格であるとし、 $Y_2$  に対する訴えを却下した。なお、国民健康保険の保険料の賦課処分が争われた過去の裁判例では、被告を市町村長とするもの<sup>2)</sup>と、市町村とするもの<sup>3)</sup>とがあるが、これらの裁判では被告適格自体は争われていない。上記の②については、平成 7 年度の処分の取消請求について、第一審判決は適法と認め、本控訴審判決は不適法として却下した。上記の③については、本控訴審判決は附帯控訴を基本的に適法と認めた。

## 2 国民健康保険料と租税法律（条例）主義

X は、本件条例の規定は憲法 84 条及び法 81 条に違反し、したがってこの違憲・違法な規定に基づいてなされた本件各賦課処分は違法であると

してその取消しを求めた。これに対し、上述したように、第一審判決は本件各賦課処分を取り消し、本控訴審判決はこの第一審判決の被告敗訴部分を取り消した。第一審判決と控訴審判決とでは、①保険料にも租税法律(条例)主義が適用されるか否か、②本件条例の規定は租税法律(条例)主義に違反するか否か、の2点において結論を異にしている。したがって、本節ではこの点を中心に解説する。

### (1) 社会保険料と租税法律主義

憲法84条は、「あらたに租税を課し、又は現行の租税を変更するには、法律又は法律の定める条件によることを必要とする」と、租税法律主義を規定している。本条により、課税客体、課税標準、税率、賦課徴収手続等すべて法律で定めるのが原則とされる(最大判昭和37年2月21日刑集16巻2号107頁)。ただし、法律の定める明確な基本的決定の下で、細目的事項について命令で定めることも許されると解されている(佐藤幸治(1995, p. 181), 樋口他(1988, p. 1313))。

憲法84条は「租税」について規定しているが、憲法学の通説である広義説は、本条の趣旨は、固有の意味の租税のみならず、公権力により一方的・強制的に賦課徴収される金銭についても適用されると説いている(樋口他前掲, p. 1315)。そして、この租税以外の金銭の賦課徴収については、たとえ憲法84条の趣旨が適用されるとしても、租税のようにすべて厳格に法律で定めることまで要求されていないと解されている(同書, p. 1317)。ただし、どのような金銭に憲法84条の趣旨が適用されるかについて、学説は必ずしも一致しているわけではない<sup>4)</sup>。しかも、社会保険の保険料に適用されるか否かについては、上記の鈴木等訴訟に対する判決の評釈の中で若干言及されているにとどまり、ほとんど検討されていない<sup>5)</sup>。

租税法では、租税の特徴として、①国家による公共サービスを提供するための資金の調達を目的とすること(国家資金調達性)、②特別の給付に対する反対給付(対価)ではないこと(非反対給付性・非対価性)、及び③一方的・権力的に徴収されること(強制性)、が挙げられている。し

たがって、使用料、手数料等対価性のある金銭は租税から除外されている(金子(1990, pp. 8~9))。

他方、憲法学では、主として上記③の強制性に着目して、一方的・権力的に徴収される金銭に憲法84条の趣旨が適用されるとする考えが強い。特別の給付に対する反対給付としての金銭であっても、一方的・権力的に徴収されるものについては、憲法84条が適用されるとするのが通説のようである(樋口他(1988, p. 1315以下), 宮澤・芦部(補訂1978, p. 710以下))。しかし、近年、学説によってニュアンスの差はあるものの、憲法84条の適用範囲を限定しようとする意見が強まっているようであり(芦部(1993, p. 277), 甲斐(1995 a), 小嶋(1987, p. 508), 阪本(1999, p. 304), 佐藤幸治(1995, p. 180), 長尾(1997, p. 494)), 手数料等対価性のある金銭については憲法84条を適用するのではなく、憲法83条の財政民主主義(財政立憲主義)の問題としてとらえる考えもある。なお、三階訴訟は特別区の区長の規則に基づく保育料の徴収が憲法84条に違反するとして争われたものであるが、その上告審判決(最判平成2年7月20日集民160号343頁)は「いわゆる保育料は、保育所へ入所して保育を受けることに対する反対給付として徴収するものであって、租税には当たらない」と判示している<sup>6)</sup>。

社会保険においては、保険料拠出の見返りとして保険給付を受ける権利が生じるため、保険料は保険給付に対する反対給付(対価)としての性質を有する<sup>7)</sup>。したがって、上述した租税法の定義からすれば、保険料は租税ではない。ところで、租税法律主義は「代表なければ課税なし(No taxation without representation)」の原則を表すものであるが、この原則がたてられたのは租税がしばしば権力を背景に無制限かつ恣意的に徴収される傾向があったためである。このような租税とは異なって、保険料は保険給付のためにしか用いられず、したがっておのずからその賦課徴収額には限度がある。また、租税法律主義は現代の取引社会において法的安定性と予測可能性を与えるという重要な機能があるとされるが(金子(1990,

p. 75)), 使途が限定されている保険料はそもそもこの二つの機能を損なうおそれも少ない。以上のことから、社会保険の保険料については、租税法律主義を厳格に適用する必要は必ずしもないといふべきであり、その旨を判示した本判決(II判旨1(2)(3))に基本的に賛成したい。

このことについて、社会保険の本来の性格にまでさかのぼって考えてみたい。保険は、将来起こり得る事故に備えて保険加入者が保険料を拠出し、事故が起きたときに保険者が給付を行う仕組みであり、本来保険加入者と保険者の契約ないしは自治に任されるべきものである。公的責任で保険を行う社会保険では公益に配慮した様々な制限が課されるとはいえ、保険のこのような当事者自治的要素を看過すべきではない。現に、我が国の健康保険組合、厚生年金基金等やフランス、ドイツ等の社会保険には、このような当事者自治の仕組みが組み込まれている。昭和13年に制定された旧国民健康保険法では、保険者はすべて国民健康保険組合とされ、組合の運営は組合会と理事によって行われていた。市町村公営に移行するのは昭和23年からである(以上、厚生省保険局国民健康保険課(1989, p. 6以下))。国民健康保険には市町村の住民すべてが加入するわけではなく、健康保険・共済組合の加入者及びその被扶養者だけでなく、自営業者等であっても国民健康保険組合の組合員も国民健康保険に加入していない。このような住民の一部しか加入しない国民健康保険については、住民すべてを代表する市町村議会ではなく、本来はその加入者の自治に委ねるのが適当ともいえる。保険者が組合等である場合は租税法律(条例)主義が適用されない<sup>8)</sup>のに、保険者が国(又は地方公共団体)である場合には租税法律(条例)主義が適用されるとするのは、論理が一貫しない。

保険者が国(又は地方公共団体)である場合は、租税法律(条例)主義とは別の観点——このような公権力を有する主体が国民に義務を課し権利・自由を制限するには法律の根拠を要するとする法治主義(憲法41条・59条1項、内閣法11条、地方自治法14条2項)の観点又は財政民主主義(憲法83条)の観点——から、保険料の賦課徴収に

ついて法律(又は条例)の根拠を要するとすべきであろう(堀(1994, p. 189))。本判決は、「恣意的な保険料の決定及びそれに基づく賦課徴収を排除するために、国民健康保険の目的・性質に応じた民主的なコントロールが確保されることが必要である」ため、保険料については憲法84条の趣旨を踏まえる必要があるとしているが(II判旨1(2))、上述した趣旨からこの判旨には疑問がある。この判示の後、本判決は本件条例の規定が課税要件法定主義・課税要件明確主義を充たしているかどうかを審査しているが(II判旨1(3))、この審査も上述した趣旨から本来必要なかったのではないかと考える。

本判決のいう「保険料については、憲法84条が直接に適用されることはなく、その趣旨を踏まえる必要がある」ことの法的効果は、II判旨1(3)で示唆されているように、保険料には租税法律主義を厳格に適用する必要はないということである。筆者もかねてから「社会保障法上の金銭の徴収については、法律上の根拠を要するとしても、租税のように税目、課税客体、課税標準、税率、納税義務者その他すべて法定されなくても違憲の問題は生じない」と述べており(堀(1994, p. 190))、この旨の判旨に賛成したい。現行法にも、保険料率(額)を政令、規則等の命令に委任するのを認めた規定が少なからずみられる<sup>9)</sup>。

ただし、賦課客体、賦課標準、保険料率(額)、賦課徴収手続等のどれについてどの程度まで法律で規定し、どれについてどの程度まで命令に委任できるかについて一律に論ずることは困難であり、個別の法制度ごとに判断していかざるを得ない。本件訴訟で問題になっているのは旭川市の本件条例であり、その規定を以上のような観点から具体的に検討する必要がある。しかし、その検討の前にいわゆる地方税条例主義について簡単に論じておきたい。

## (2) 地方税と租税法律(条例)主義

国民健康保険の保険料は市町村が課すものであるため、それが租税にあたるかすれば地方税ということになる。地方税については、憲法84条が適用されるか否か、どのように適用されるかなど



について、様々な議論がある。すなわち、①地方税についても法律で定めなければならないか若しくは条例でも定め得るのか、又は法律ではなく条例で定めなければならないのか、②地方税については条例で定めなければならないとした場合の憲法上の根拠は、84条若しくは92条・94条のいずれか又はその双方か、これらの問題とかかわって③憲法84条の「租税」には「地方税」を含むか、また同条の「法律」には「条例」を含むか、といった議論である。

上記の①について、本判決は、「住民の代表である議会の制定した条例に基づかずに地方税を賦課徴収することができない」という意味での「地方税条例主義」によるべきだとする(II判旨1(1))。これと同じ趣旨を説く学説もあるが(金子(1990, p. 89), 樋口他(1988, pp. 1319~1320)), 租税については法律の定めによることを要し(憲法30条・84条), 地方公共団体の組織及び運営に関する事項は法律が定め(憲法92条), 法律の範囲内で条例を定めることができる(憲法94条)とする現行憲法の構造からみて、このように法律ではなく条例が地方税の根拠であるという意味での「地方税条例主義」は行き過ぎではないかという感が否めない。やはり地方税についても、国全体として納税者の負担の公平を図る等の観点から、基本的には法律の根拠を必要とするとした上で、条例で税目, 課税客体, 課税標準, 税率等を定める(地方税法3条1項)とするのが妥当ではないかと思われる(堀(1994, pp. 193~194))<sup>10)</sup>。

上記の②について、本判決は、「地方税条例主義」の根拠を「憲法九二条, 八四条の立法趣旨」に求めている。憲法84条の「法律」を地方税に関しては「条例」と読み替えて、「地方税条例主義」の根拠を直接同条に求める考えもあるが(本件訴訟第一審判決), 同条が国の財政の基本原則を定めた憲法第7章に規定されていることを考えると, 同条が直接地方税に適用されると解釈するよりも, 地方自治の本旨について規定した憲法92条と租税法律主義を規定した84条の両条の趣旨から地方税については条例に基づくべきことを

導き出す方が妥当である。したがって, 上記の③については, 憲法84条の「租税」には「地方税」を含まず, 「法律」には「条例」を含まないと解すべきであろう<sup>11)</sup>。

(3) 本件条例の規定と租税法律(条例)主義  
旭川市の本件条例8条は「賦課総額」の算定方法を規定し, 同条例12条1項はこの「賦課総額」を基礎に保険料の所得割, 資産割, 被保険者均等割及び世帯別均等割の算定方法を規定している。そして, 同条3項は市長が保険料率を決定し告示すべき旨を規定している。本件訴訟の第一審判決は, 旭川市が行っている賦課総額の具体的確定作業を詳細に検討した結果, 同条例8条は賦課総額の確定を広範な裁量の余地のあるまま賦課権者に委ねている点で, 同条は賦課要件条例主義にも賦課要件明確主義にも違反するとして, 同条は憲法92条・84条及び法81条にも違反すると判示した。同条例12条も, このような賦課総額を基礎として料率を決定する点において, 同様に違憲・違法であると判示した。

これに対し, 本控訴審判決は, 保険料率等を下位の法規に委任できるとした上で, 本件条例は, 控訴人である市長に保険料率の決定を委任し, かつ, 市長がどのような方法により保険料率を決定すべきかについて具体的かつ明確な基準を条例で規定しているため, 課税要件法定主義・課税要件明確主義の趣旨を充たしているとして, 租税法律(条例)主義の趣旨に反しないと判示した(II判旨1(3)(4))。

保険料率算定の基礎となる賦課総額は, 第一審判決が判示したようにその算定の際市長がかなりの裁量判断を加えているとしても, それは将来の見込みに係るものが多く, 年度が終われば賦課総額はほぼ客観的に定まるものである<sup>12)</sup>。また, 保険料は, 他の費用に充てられるわけではなく, 基本的に当該年度における療養の給付等のみ充てられるため, おのずから限度がある。したがって, 市長が賦課総額について相当程度裁量判断を加え, かつ, 本件条例の規定が具体的な料率の決定を市長に委ねたとしても, 租税法律(条例)主義に反するとはいえない。本判決の判旨は妥当である。

#### (4) 本件条例の規定と法 81 条

X は、法 81 条が「賦課額、料率、賦課期日、納期、減額賦課その他保険料の賦課及び徴収等に関する事項は、政令で定める基準に従って条例又は規約で定める」と規定していることを理由に、保険料率の決定を市長に委任した本件条例の規定は同条に違反すると主張した。これに対し、本判決は、同条は具体的な保険料率を下位の法規に委任することを制限しているものとは認められないとして、X の主張を退けている (II 判旨の 1 (5))。この判旨は妥当である。

### 3 本件条例の保険料減免規定と法 77 条

X は、本件条例 19 条は恒常的な生活困窮者に対する保険料の減免規定を欠落させているが、これは法 77 条の解釈を誤り、委任の範囲を超えたものであるとして、本件各減免非該当処分は違法・無効であると主張した。

法 77 条は、「保険者は、条例又は規約の定めるところにより、特別の理由がある者に対し、保険料を減免し、又はその徴収を猶予することができる」と規定している。この規定に基づき本件条例 19 条 1 項は、災害等により生活が著しく困難となった者等を保険料減免の対象者としているが、恒常的な生活困窮者は対象者としていない。

本判決は、II 判旨 2 に引用したように、X による上記の主張を退けたが、その理由は以下のようなものである。すなわち、①法 77 条は保険料減免の範囲等についてどのように定めるかを保険者の裁量に委ねていると解されること、②そもそも保険料を負担することができない恒常的な生活困窮者は生活保護法による保護を予定していること (法 6 条 6 号は生活保護を受けている世帯に属する者を国民健康保険の被保険者から除外している)、③生活に困窮する者に関し、法 81 条が別に保険料の減額賦課の制度を設けることを認め、これを受けて本件条例 17 条は被保険者均等割額及び世帯別平等割額を減額することとしていること、④法 77 条の保険料の減免制度は一時的に生活が困窮した者を救済する目的で設けられた制度であること、である。

立法論としては恒常的な生活困窮者について保険料減免の対象者とすることは考えられるとしても、法 77 条の解釈としては本判決の判旨は妥当であろう。なお、注 3 で取り上げた東京地判昭和 43 年 2 月 29 日判時 525 号 42 頁も、保険料減免の対象者を「災害その他特別の事情により生活が著しく困難となった者」に限った東京都杉並区国民健康保険条例の規定について、法 77 条の委任の範囲を超えた違法があると解することはできない、と判示している。また、行政解釈も、法 77 条は一時的に保険料負担能力を喪失した者に対する保険料の減免・徴収猶予を規定したものだとしている (厚生省保険局国民健康保険課 (1983, p. 332))。

### 4 本件各賦課処分及び減免非該当処分と憲法 25 条

X は、生活保護基準以下の収入しかない同人に保険料の納付を求めるのは、X の世帯の健康で文化的な最低限度の生活を営む権利を侵害するため、本件各賦課処分及び減免非該当処分は憲法 25 条に違反し、無効であると主張した。これに対し、本判決は、II 判旨 3 に引用したように、この主張を退けた。

最低生活を営み得るほどの所得のない者に保険料を課したり、保険料を課することによって所得が最低生活以下の水準に下がる場合に、そのような保険料の賦課徴収が健康で文化的な最低限度の生活を営む権利を保障した憲法 25 条 1 項に違反するとするかは、一つの問題である。

租税の賦課徴収についても同じ問題が生じ、いわゆる総評サラリーマン税金訴訟ではこの点が争点となった。その上告審において上告人は給与所得に係る課税制度は給与所得者の健康で文化的な最低限度の生活を侵害すると主張したのに対し、最判平成元年 2 月 7 日判時 1312 号 69 頁は、憲法 25 条について堀木訴訟上告審判決 (最大判昭和 57 年 7 月 7 日民集 36 巻 7 号 1235 頁) と同様の立法裁量論を展開した上で、上告人は立法府の裁量の逸脱・濫用について具体的に主張していないとして、上告人の主張を退けている。

最低生活を営み得るほどの所得がなくても、貯蓄等の資産が相当程度あれば最低生活を営むことができる。また、資産等がない場合であっても、現在の我が国では生活保護法により最低生活が保障されている。憲法 25 条 1 項の人間的最低生活権は、個々の法制度がそれぞれで保障する必要は必ずしもなく、我が国の法制度全体を通して保障していれば足りると解される(堀(1994, p. 144))。そうすると、生活保護法が健康で文化的な最低限度の生活を保障している限り、他の立法や行政措置について憲法 25 条 1 項違反を問うことは基本的に困難である。この意味で、憲法 25 条の規定は、同条についての最高裁判決による広い立法裁量論と相まって、裁判規範性は極めて弱いといわざるを得ない(堀(1994, p. 152))。本判決の II 判旨の 3(1) は、まさにこのことを示している。

### 5 本判決の射程

国民健康保険の保険料は保険税としても徴収することができるが(法 76 条ただし書, 地方税法 703 条の 4), この国民健康保険税にも, ①保険料には租税法律(条例)主義は直接に適用されることはないが, その趣旨を踏まえる必要がある, ②保険料率は法律(条例)以下の法規に委任することができる, といった本判決の判旨の射程が及ぶであろうか。国民健康保険税は地方税法に規定された租税であるから, 租税法律(条例)主義が厳格に適用されると解するとすれば, 本判決の射程は直接には及ばない。しかし, 保険税として徴収する場合であっても国民健康保険の社会保険としての性格が変わるわけではなく, しかも保険税も保険料もその内容等はほとんど差異がない(便宜的に税として徴収しているにすぎない)。歴史的にも昭和 26 年度から保険税の形での徴収が認められるまでは, すべて保険料として徴収されてきた(厚生省保険局国民健康保険課(1983, p. 311))。本判決の上記の判旨①②は, 保険料は保険給付の反対給付であること等を理由とするものであるが, それは保険税であっても違いはなく, 両者を区別して取り扱うべき理由はない。したが

って, 国民健康保険税についても本判決の射程内にあると考えられる。しかし, 上述したように秋田市国民健康保険税条例(以下「秋田市条例」という)についての鈴木等訴訟に係る第一審判決及び控訴審判決は本判決と反対の趣旨を判示し, 学説の多くはこの判決を支持しており, しかもこの判決の趣旨が国民健康保険料にも及ぶとしている(山田洋(1999, pp. 174~175))。ただし, 本件条例と秋田市条例とでは, ①本件条例には保険料率の決定権限を市長に委任する規定があるのに対し, 秋田市条例にはこのような委任規定はなく, ②保険料(税)率の算定の基礎となる賦課(課税)総額の算定方法に関し, 本件条例と比べて秋田市条例は極めて不明確である, という大きな違いがある。

国民健康保険以外の社会保険の保険料に本判決の射程が及ぶであろうか。市町村が保険者となる介護保険の保険料のうち, 市町村が徴収することとされている第 1 号被保険者の保険料は, 本判決の射程内にあるといえる。国が保険者である政府管掌健康保険(第 2 号被保険者に係る介護保険を含む), 国民年金, 厚生年金保険, 労災保険, 雇用保険等の保険料については, 租税条例主義ではなく本来の租税法律主義が問題となるが, 本判決の射程内にあると考えるべきであろう。本判決は, 国民健康保険に限定せず, 一般的に「保険料について, 租税法律(条例)主義が直接に適用されることはない」と判示しているからである。現に, 注 9 で紹介したように, これらの制度の幾つかは保険料率(額)について政令, 規則等の命令に委任している。

保険者が国民健康保険組合, 健康保険組合, 国民年金基金, 厚生年金基金, 農業者年金基金, 共済組合等である場合は, これらの保険者は租税を課し得る国及び地方公共団体ではないため, そもそも憲法 84 条が適用されず, したがって本判決の射程外にあると考えるべきであろう(注 8 参照)。

### 6 おわりに

X が本件訴訟を提起したのは, 低所得のため国民健康保険料の減免を申請したにもかかわらず,

それが認められなかったためである。本来社会保険は、私的保険と異なって、負担能力に応じて保険料を拠出するようにすることが可能であり、現に我が国の被用者保険（健康保険、厚生年金保険、雇用保険等）では、原則として被用者の負担能力を示す賃金に定率の保険料が課されている。したがって、国民健康保険の保険料が負担能力に応じた適切なものであったならば、このような訴訟は起こらなかったはずである。しかし、自営業者等を被保険者とする国民健康保険においては、その所得把握の困難性、保険による受益等を考慮して、応能負担部分（所得割・資産割）のほか、応益負担部分（被保険者均等割・世帯別平等割）の保険料があるため、低所得のため保険料の拠出が困難な者が出てくる。このため、国民健康保険法は77条で保険料の減免を規定し、81条に保険料の減額賦課の根拠を設けている。しかし、実際には保険料免除の対象者を狭く限定しているため、やはり保険料の拠出困難者が生じる。このことは、生活保護を受けている世帯に属する者を国民健康保険から適用除外している（法6条6号）ことと相まって、立法論・政策論としては再考を要するところである。

## 注

- 1) 最初Xは旭川市長Y<sub>2</sub>を被告として本件各賦課処分及び減免非該当処分の取消しを請求したのであるが、後に被告及び請求の追加・変更を行った結果、最終的に本文に示したとおりの請求となったものである。  
最初XがY<sub>2</sub>を被告としたのは、行政事件訴訟法11条1項が処分をした行政庁取消訴訟の被告とし、しかも本件条例19条が保険料減免の処分権者を旭川市長と規定しているからであろう。ところが、法76条1項は国民健康保険の保険料は保険者が徴収すると規定し、法3条1項が保険者を市町村と規定しているため、Xは旭川市長Y<sub>1</sub>をも主位的請求の被告とするよう変更したものと考えられる。第一審判決は、Y<sub>1</sub>に対する主位的請求を適法とし、Y<sub>2</sub>に対する主位的請求は不適法であるとして却下した。
- 2) 山口地判昭和44年3月31日行集20巻2・3号323頁。なお、本文で取り上げた鈴木等訴訟では、保険税に関してではあるが、市長を被告としている。
- 3) 東京地判昭和43年2月29日判時525号42頁、

静岡地判昭和45年10月6日訟月17巻2号302頁、静岡地判昭和47年10月27日行集23巻10・11号774頁、東京高判昭和49年4月30日行集25巻4号330頁。

- 4) 租税法律主義の適用範囲に関し、栗木他編（1997, p. 335）は学説を最広義説、広義説及び狭義説に分け、阪本（1999, p. 304）は学説をABCの3説に分けている。甲斐（1995 a）は、憲法84条の租税概念の外延に関する学説のサーベイを行っている。
- 5) ただし、例外的に次のように述べているものがある。確井（1979, p. 126）は、「国民健康保険税と保険料は選択的となっているのであるが……、固有の意味の租税であるかどうかにかかわらず……、〔憲法84条の〕「租税」に含まれると解すべきは当然である」と述べている（〔 〕内は筆者挿入）。畠山（1984, p. 28）は、憲法84条の「租税」には「加入が強制される各種の社会保険等」が含まれると述べている。北野（1992, pp. 25～26）は、「憲法84条（租税法律主義）にいう「租税」のなかに社会保険料が含まれる」とし、その理由を詳細に述べている。樋口（1994, p. 204）は、「多くの学説では、租税以外の金銭については——たとえば、……加入強制のある社会保険の保険料などの賦課徴収についても——、それぞれの性質に応じて〔租税法律主義の適用に関し〕多少緩やかな取扱いが認められているようである」と述べている（〔 〕内は筆者挿入）。甲斐（1995 b）は、社会保険料等が憲法84条の租税にあたるか否かを検討し、その結果、医療保険料、労働保険料及び児童手当の事業主拠出金は租税にあたり、年金保険料及び社会福祉・公衆衛生の費用徴収金は租税にあたらぬとしている。
- 6) 同様の趣旨を判示したものとして清水訴訟上告審判決（最判平成2年9月6日保育情報165号34頁）がある。この判決を評釈した堀（1991）を参照されたい。
- 7) 本件訴訟の第一審判決は、国民健康保険が強制加入であること、保険料が強制徴収されること、保険料収入は総収入の3分の1にすぎないこと等を理由に対価性は希薄だとし、保険料を租税と同一視できるとしている。社会保険では私的保険と異なって給付反対給付均等の原則が必ずしも成立しないが（堀（1994, pp. 44～45））、等価ではなくても対価であることはあり得るのであり、等価でないことを理由に保険料の対価性を否定すべきではない。また、北野（1992, p. 26）は保険料を租税とみなす理由の一つとして社会保険ではすべての者が給付を受けるとは限らないことを挙げているが、これは保険事故に遭った者のみ給付を行うという保険の特殊性によるものである。このことを理由に保険料の対

価性を否定するのなら、民間の保険商品の保険料も対価性がないことになってしまう。本控訴審判決(II判旨1(2))及び甲斐(1995b, p. 41)も保険料の対価性を認め、堀(1999)は社会保険が依拠する保険原理には対価性が含まれているとし、原田(1999, pp. 1289~1290)は保険料と租税の違いを5点にわたって指摘している。なお、太田(1998)は社会保険における対価性、自治の要素等に関するドイツの学説を紹介しており、ここでの議論に大変参考になる。

- 8) たとえこれらの組合等の保険者が国又は地方公共団体が行うべき社会保険を代行すると理解しても、組合等に保険の自主的な運営を任せただけ以上、保険料率等を法律又は条例で規定することは妥当ではないし、また多数の保険者に係る保険料率等をいちいち法律又は条例で規定するのは困難でもある。
- 9) 政府管掌健康保険の一般保険料率は健康保険法71条ノ4第1項に具体的に定められているが、同条6項はこの保険料率を変更する権限を厚生大臣に与えている。ただし、保険料率を変更するには、①政府管掌健康保険事業がおおむね5年を通じ財政の均衡を保つことができなくなったこと(同条2項・3項)、②保険料率を引き上げる場合は保険給付の内容の改善若しくは診療報酬の改定を伴うときに限るか、又は老人保健拠出金若しくは退職者給付拠出金の増加があった場合に限られること(同条4項、5項)、③審議会の議を経ること(同条6項)、④事後的に国会に報告すること(同条7項)など、かなり厳格な要件が付されている。

労働保険の保険料率は、労働保険の保険料の徴収等に関する法律12条が規定している。労災保険の保険料率については、その算定方法が同条2項・3項及び同法施行令2条に規定されているが、保険料率自体は労働大臣が定めるとされており(同法12条2項)、同法施行規則16条に具体的に規定されている。雇用保険の保険料率については、同法12条4項が具体的に定めているが、一定の要件の下で保険料率を変更する権限を労働大臣に与えている(同条5項)。

介護保険の第1号被保険者の保険料については、介護保険法129条2項が「政令で定める基準に従い条例で定めるところにより算定された保険料率により算定された保険料額によって課する」と規定している。介護保険の第2号被保険者の保険料については、例えば健康保険法71条ノ4第10項は、保険料率の算定方法のみ定め、実際の決定は保険者に委ねている(政府管掌健康保険の場合は、社会保険庁長官。同条11項)。

保険料ではないが、それに類似したものとして、児童手当拠出金がある。被用者に対する児童手当の財源の一部である事業主拠出金の率は、

児童手当法21条2項に算定方法のみが規定され、具体的な率は同項の規定に基づいて政令で定められている。

- 10) 佐藤功(1984, p. 1105)も同旨。水野(1985, p. 231)も、地方税に関し、①国民としての負担を公平に保つこと、②資源配分に関する租税の中立性のため、地域間の統一性を維持することが要請されることなどから、法律を根拠とすべき旨を示唆している。
- 11) 金子(1990, p. 90)は、いわゆる「地方税条例主義」の趣旨から同旨。人見(1999, p. 131)は、学説では憲法84条の「法律」には条例が含まれないとするのが有力であると述べている。
- 12) 山田二郎(1981, p. 128)は、鈴木等訴訟に係る秋田地裁判決に関してではあるが、保険税の課税総額の算定要素となる見込額等は「いずれ客観的に分かるもので」あること等を理由に、課税総額の不確定を理由に秋田市の条例を違憲無効とした判旨に疑問を呈している。

#### 参考文献

- (本件訴訟第一審判決の主要な評釈・解説)
- 工藤達朗(1999)「国民健康保険と租税法律主義——旭川市国民健康保険条例違憲訴訟」『ジュリスト 平成10年度重要判例解説』1157号。
- 西山由美(1999)「国民健康保険と租税法律主義——旭川市国民健康保険条例事件」『ジュリスト』1163号。
- 原田啓一郎(1999)「社会法判例研究(第二〇回)国民健康保険料と租税法律(条例)主義——旭川市国民健康保険条例違憲訴訟第一審判決」『法政研究』66巻3号。
- 人見 剛(1999)「行政判例研究 国民健康保険条例の保険料賦課総額規定が憲法九二条、八四条、国民健康保険法八一条に違反するとされた事例」『自治研究』75巻8号。
- 福田素生(1999)「社会保障法判例 国民健康保険条例の保険料の賦課総額や料率を定めた規定が憲法92条、84条、国民健康保険法81条に違反するとされ、それに基づく国民健康保険料の賦課処分が取り消された事例」『季刊社会保障研究』34巻4号。
- 増井良啓(2000)「国民健康保険条例と租税法律主義」『別冊ジュリスト 社会保障判例百選[第三版]』153号。
- 山田 洋(1999)「旭川市国民健康保険条例八条の保険料賦課総額規定が、憲法九二条、八四条、国民健康保険法八一条に違反するとされた事例」『判例評論』483号。
- 引用文献
- 芦部信喜(1993)『憲法』, 岩波書店。
- 碓井光明(1979)「憲法八四条にいう「租税」の概

- 念の外延について」『ジュリスト』705号。
- 太田匡彦(1998)「社会保険における保険性の在処をめぐって」, 日本社会保障法学会編『社会保障法』13号。
- 金子 宏(1990)『租税法 第三版』弘文堂。
- 甲斐素直(1995 a)「租税法律主義における租税概念の外延について」『日大法学』60巻3号。
- (1995 b)「租税法律主義と社会保障関係課徴金」『日大法学』61巻1号。
- 北野弘久(1992)『税法学原論〔第三版〕』, 青林書院。
- 栗木壽夫他編(1997)『憲法〔補訂版〕』, 青林書院。
- 厚生省保険局国民健康保険課監修(1983)『逐条詳解国民健康保険法』, 中央法規出版。
- (1989)『国民健康保険五十年史』, ぎょうせい。
- 小嶋和司(1987)『憲法概説』, 良書普及会。
- 阪本昌成(1999)『憲法理論 I 改訂第三版』, 成文堂。
- 佐藤 功(1984)『憲法下 新版』, 有斐閣ポケット註釈全書。
- 佐藤幸治(1995)『憲法〔第三版〕』, 青林書院。
- 長尾一紘(1997)『日本国憲法〔第3版〕』, 世界思想社。
- 畠山武道(1984)「国の財政に関する国会の権限」雄川一郎他編『現代行政法大系 10 財政』, 有斐閣。
- 樋口陽一他(1988)『注釈 日本国憲法 下巻』, 青林書院。
- 樋口陽一(1994)『講座 憲法学 5 権力の分立 [1]』, 日本評論社。
- 堀 勝洋(1991)「社会保障法判例 保育料の徴収が憲法その他の法令に違反しないとされた事例(清水訴訟控訴審及び上告審判決)」『季刊社会保障研究』27巻1号。
- (1994)『社会保障法総論』, 東京大学出版会。
- (1999)「保険原理と扶助原理(下)」『社会保険旬報』2015号。
- 宮澤俊義・芦部信喜補訂(1978)『全訂日本国憲法 第2版』, 日本評論社。
- 水野忠常(1985)「租税法律主義と地方税」『ジュリスト増刊 憲法の争点(新版)』。
- 山田二郎(1981)「行政判例研究 国民健康保険税条例の課税要件規定が憲法八四条に違反し無効であるとされた事例」『自治研究』57巻7号。  
(ほり・かつひろ 上智大学教授)

**編集後記**

編集幹事としてこの特集号をまとめる仕事にたずさわることになってから約10ヵ月がたちました。ちょうど同じ時期に、私はカナダ政府と日本政府の協力による日加社会保障政策研究円卓会議に参加する機会を得ました。その一環として、カナダのオタワで開かれた第3回カナダ政策研究会議(2000年11月29日～12月1日)に出席して、研究発表をしました。この会議には、省の垣根を越えてたくさんの政府関係シンクタンクが参加しているとともに、NPOの研究機関や大学の先生、研究者たちも一緒に参加しています。日本の縦割り行政を思うと、省の垣根を越えたシンクタンクの交流があまりにも少なすぎるのではないかと気づかされます。

この特集号では、経済学の方々の多くの先生方と、労働省所管の研究機関の先生が快く参加して下さいました。グローバリゼーションの時代、社会保障研究の研究交流がもっともっと活発になっていく過程の一步として、この号が役に立てば幸いです。

(カナダのオタワにて Y. K.)

**編集委員長**

阿藤 誠 (国立社会保障・人口問題研究所長)

**編集委員**

井堀利宏 (東京大学教授)

岩村正彦 (東京大学教授)

岩本康志 (京都大学助教授)

遠藤久夫 (学習院大学教授)

貝塚啓明 (中央大学教授)

小林良二 (東京都立大学教授)

佐野陽子 (東京国際大学教授)

高木安雄 (日本福祉大学教授)

平岡公一 (お茶の水女子大学教授)

宮澤健一 (一橋大学名誉教授)

植村尚史 (国立社会保障・人口問題研究所副所長)

増田雅暢 (同研究所・総合企画部長)

府川哲夫 (同研究所・社会保障基礎理論研究部長)

尾形裕也 (同研究所・社会保障応用分析研究部長)

**編集幹事**

東 幸邦 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第1室長)

大石亜希子 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第2室長)

加藤久和 (同研究所・社会保障基礎理論研究部第4室長)

金子能宏 (同研究所・社会保障応用分析研究部第3室長)

小島克久 (同研究所・総合企画部主任研究官)

本田昭彦 (同研究所・客員研究員)

季刊

社会保障研究 Vol. 36, No. 3, Winter 2000 (通巻150号)

平成12年12月25日 発行

編集

国立社会保障・人口問題研究所

〒100-0011 東京都千代田区千代田2丁目2番3号

日比谷国際ビル6階

電話 (03) 3595-2984

http://www.ipss.go.jp

制作 (株)UTP制作センター