

## 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, 非就業者と介護者の就業率の差を就業促進効果と見るとは, 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数が少ない場合には、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数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

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

と表す。ここで  $x$  は世帯員  $i$  に依存する属性ベクトル、 $\varepsilon$  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则认为。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のが, 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)