

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

京都大学経済研究所

2000年6月

本稿は、第38回計量経済学研究会議（2000年7月13～15日、ラフォーレ琵琶湖）での報告論文として準備された。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」の研究成果をもとにしている。また、『国民生活基礎調査』の個票を用いた分析は、同研究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、滋野由紀子、山内太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。

要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化

How Does the Provision of Home Care Affect the Labor Force Participation of Family Members?

要 約

介護者の就業率と非介護者の就業率の格差は、介護のために離職した効果のみでなく、当初に非就業者が介護者に選ばれやすい傾向も反映したものである。したがって、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、介護者の就業率が非介護者と同水準に達すると考えることはできない。公的介護保険の雇用創出効果を推定するためには、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が必要である。本稿では、『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、要介護者の発生による家族の就業状態の変化の分析に適用した。

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ほぼ統計的に有意ではないという結果が得られた。また、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、在宅介護サービス利用者数の1割の新規労働者が創出されると推定される。

介護者の多数は同居の女性家族であるが、この事実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ひとつの焦点である。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。本稿では、介護者選択における各要因の影響を考察し、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。

1 序論

1995年の『国民生活基礎調査』(厚生省)によれば、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ひとつに、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。

介護保険の導入による雇用創出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、2節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雇用創出を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、介護保険による雇用創出効果と関係をもつ。したがって、非介護者と介護者の就業率の差を雇用創出効果と見ることは、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雇用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ひとつの焦点といえる。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¹。

本稿の構成は以下の通りである。2節では、介護保険による雇用創出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。3節では、『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。4節では、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。5節では、本稿の結論が要約される。

¹ 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。

2 公的介護保険の雇用創出効果

2.1 先行研究の展望

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雇用創出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, 在宅介護サービスの利用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。

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』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²。

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

² 『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ので, 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。

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実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)の雇用創出の推定値は過大になっている可能性がある³。また、要介護者のいる世帯の実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、介護保険による雇用創出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雇用創出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有意に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。

2.2 就業形態の変化

もし要介護者の発生前後の家族の実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

³ 過大推定となるもうひとつの要因として、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、母親の実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実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、介護の必要性と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。

あることになる。つぎに、当初の就業者のうち f_0 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 g 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、

$$\frac{(1-b)f_0 + g(1+a)(1-f_0)}{1+a-af_0} \quad (1)$$

と表される。 $b = g = 0$ ならば、 $f = (1 - a) f_0$ 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、 $a = 0$ 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

$$\frac{f_0}{1+a-af_0} - \frac{bf_0 - g(1+a)(1-f_0)}{1+a-af_0} \quad (2)$$

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。すなわち、3.1節で就業率の格差を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（以下では、「介護者離職効果」と呼ぶ）。これは、介護保険による雇用創出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、雇用創出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 b 、 g 、 a 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。

2.3 『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⁴。

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する。

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か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か月未満の寝たきり者がいて、その理由が急性⁵であり、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⁶。

⁴ 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。

⁵ 寝たきりの理由として、脳卒中、心臓病、骨折・転倒を急性と識別した。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。

⁶ 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、対照群でも単身世帯を除外した。

3 就業への影響

3.1 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、3.2節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 β_1 、 β_2 を示したものである。

表1の(A)欄に示されたパラメータは、表2に示されたクロス集計表から得られる数値に基づいて計算されている。表2(A)には、性・介護者か否か別に、前年の就業率が示されている。(B)では、前年就業者と前年非就業者に分けて、男女別・総計で介護者となる確率が計算されている。 β_3 は、前年就業者と前年非就業者の確率の比として求められる。(C)では、前年の就業状態と介護者か否か別に、男女別・総計で今年就業者となる確率が計算されている。前年就業の介護者が今年非就業者となる確率が β_4 、前年非就業の介護者が今年就業者となる確率が β_5 である。

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 β_4 、 β_5 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。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⁷。

3.2 回帰分析

クロス表では就業に影響を与える様々な要因を制御することが困難である。そこで、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 β_6 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⁸。また、推定は男女別におこなった。

⁷ なお、介護者と非介護者の数値の差をとった場合に β_4 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。

⁸ 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。

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
	0.696	2.038	1.703	0.696	2.038	1.703
	0.300	0.467	0.375	0.213	0.370	0.267
	0.273	0.129	0.000	0.008	0.000	0.000

表2 世帯員の就業状態の変化に関するクロス集計表

(A) 性・介護者が否か別，前年就業率・世帯員数

	1992年			1995年			1998年		
	男	女	総計	男	女	総計	男	女	総計
非介護者	0.8515 31,765	0.4808 34,899	0.6574 66,664	0.8354 28,807	0.4656 31,572	0.6420 60,379	0.8071 26,339	0.4701 28,687	0.6314 55,026
介護者	0.6250 8	0.3846 13	0.4762 21	0.4286 14	0.1875 32	0.2609 46	0.3333 3	0.2000 20	0.2174 23
総計	0.8515 31,773	0.4807 34,912	0.6574 66,685	0.8352 28,821	0.4653 31,604	0.6417 60,425	0.8070 26,342	0.4699 28,707	0.6312 55,049

(B) 性・前年の就業状態別，介護者となる確率・世帯員数

	1992年			1995年			1998年		
	男	女	総計	男	女	総計	男	女	総計
非就業者	0.0005 6,281	0.0004 19,998	0.0004 26,279	0.0008 5,968	0.0014 18,492	0.0013 24,460	0.0003 6,107	0.0008 16,440	0.0007 22,547
就業者	0.0002 25,492	0.0003 14,914	0.0002 40,406	0.0004 22,853	0.0005 13,112	0.0004 35,965	0.0000 20,235	0.0006 12,267	0.0002 32,502
総計	0.0003 31,773	0.0004 34,912	0.0003 66,685	0.0005 28,821	0.0010 31,604	0.0008 60,425	0.0001 26,342	0.0007 28,707	0.0004 55,049

(C) 前年の就業状態・性・介護者が否か別，今年就業率・世帯員数

前年就業者

	1992年			1995年			1998年		
	男	女	総計	男	女	総計	男	女	総計
非介護者	0.9626 25,487	0.8274 14,909	0.9127 40,396	0.9509 22,844	0.8205 13,106	0.9034 35,950	0.9423 20,234	0.8164 12,260	0.8948 32,494
介護者	0.8000 5	0.6000 5	0.7000 10	0.6667 9	0.3333 6	0.5333 15	1.0000 1	0.5714 7	0.6250 8
総計	0.9626 25,492	0.8273 14,914	0.9127 40,406	0.9508 22,853	0.8202 13,112	0.9032 35,965	0.9423 20,235	0.8163 12,267	0.8947 32,502

前年非就業者

	1992年			1995年			1998年		
	男	女	総計	男	女	総計	男	女	総計
非介護者	0.4004 6,278	0.2223 19,990	0.2648 26,268	0.3928 5,963	0.2137 18,466	0.2574 24,429	0.3591 6,105	0.2116 16,427	0.2516 22,532
介護者	0.3333 3	0.2500 8	0.2727 11	0.0000 5	0.1538 26	0.1290 31	0.0000 2	0.0000 13	0.0000 15
総計	0.4004 6,281	0.2223 19,998	0.2649 26,279	0.3924 5,968	0.2136 18,492	0.2572 24,460	0.3589 6,107	0.2114 16,440	0.2514 22,547

説明変数のなかの、要介護者の発生については、「要介護者の発生・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、「要介護者の発生・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いことがある。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、2.3節のモデルでのに相当している。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。

表3の推定結果は、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。

3.3 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のが可能である。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か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

表3 就業継続関数の推定結果（前年就業者に限定）

変数の説明	(A)男性 1992年			1995年			1998年		
	限界効果	標準誤差	P値	限界効果	標準誤差	P値	限界効果	標準誤差	P値
同居世帯員に要介護者が発生(=1)	-0.0154	0.0372	0.5960				0.0144	0.0231	0.6310
同居世帯員に要介護者が発生し、介護者でない(=1)				-0.0222	0.0447	0.5360			
介護者(=1)				-0.1002	0.1001	0.1060			
年齢	0.0140	0.0013	0.0000	0.0154	0.0017	0.0000	0.0261	0.0021	0.0000
年齢の2乗	-0.0003	0.0000	0.0000	-0.0003	0.0000	0.0000	-0.0005	0.0000	0.0000
年齢の3乗/100	0.0002	0.0000	0.0000	0.0002	0.0000	0.0000	0.0003	0.0000	0.0000
有配偶(=1)	0.0237	0.0046	0.0000	0.0165	0.0049	0.0000	0.0168	0.0051	0.0000
同居世帯員に0歳の子がいる(=1)	0.0020	0.0046	0.6820	0.0061	0.0062	0.3710	0.0022	0.0079	0.7890
同居世帯員に6歳未満の子がいて、0歳の子がいない(=1)	0.0009	0.0029	0.7610	0.0040	0.0036	0.2740	-0.0031	0.0048	0.5070
同居世帯員に60歳以上の者がいる(=1)	-0.0058	0.0020	0.0030	-0.0113	0.0032	0.0000	-0.0205	0.0035	0.0000
健康意識(よくない、あまりよくない=1)	-0.0098	0.0034	0.0010	-0.0144	0.0052	0.0010	-0.0135	0.0052	0.0040
仕事への影響(=1)	-0.0073	0.0042	0.0480	-0.0062	0.0061	0.2760	0.0072	0.0050	0.1960
傷病(=1)	-0.0037	0.0020	0.0480	-0.0040	0.0028	0.1400	-0.0060	0.0030	0.0420
自覚症状(=1)	-0.0002	0.0019	0.9290	0.0012	0.0027	0.6550	0.0061	0.0027	0.0290
稼働所得の対数	0.0108	0.0010	0.0000	0.0179	0.0014	0.0000	0.0186	0.0015	0.0000
他の世帯員の所得の対数	0.0008	0.0003	0.0040	0.0014	0.0005	0.0030	0.0012	0.0004	0.0080
金融資産の対数	-0.0006	0.0004	0.0770	-0.0006	0.0005	0.2740	-0.0011	0.0006	0.0530
負債の対数	0.0005	0.0002	0.0420	0.0010	0.0003	0.0040	0.0010	0.0004	0.0030
世帯人員数	0.0011	0.0006	0.0770	0.0011	0.0009	0.2670	0.0035	0.0010	0.0010
	標本数	25492		標本数	22853		標本数	20235	
	擬似R ²	0.23		擬似R ²	0.19		擬似R ²	0.2	
変数の説明	(B)女性 1992年			1995年			1998年		
	限界効果	標準誤差	P値	限界効果	標準誤差	P値	限界効果	標準誤差	P値
同居世帯員に要介護者が発生(=1)							-0.0517	0.1040	0.5890
同居世帯員に要介護者が発生し、介護者でない(=1)	-0.0807	0.1787	0.6100	-0.2542	0.1645	0.0630			
介護者(=1)	-0.3799	0.2121	0.0370	-0.4619	0.1980	0.0110			
年齢	0.0132	0.0055	0.0160	0.0153	0.0066	0.0210	0.0253	0.0064	0.0000
年齢の2乗	-0.0001	0.0001	0.2300	-0.0001	0.0001	0.3720	-0.0004	0.0001	0.0080
年齢の3乗/100	0.0000	0.0001	0.5580	-0.0001	0.0001	0.4110	0.0001	0.0001	0.2850
有配偶(=1)	-0.0940	0.0085	0.0000	-0.1092	0.0085	0.0000	-0.0992	0.0091	0.0000
同居世帯員に0歳の子がいる(=1)	-0.1919	0.0299	0.0000	-0.2034	0.0296	0.0000	-0.1683	0.0311	0.0000
同居世帯員に6歳未満の子がいて、0歳の子がいない(=1)	-0.0415	0.0127	0.0010	0.0005	0.0120	0.9640	0.0061	0.0128	0.6380
同居世帯員に60歳以上の者がいる(=1)	0.0143	0.0077	0.0650	0.0135	0.0080	0.0930	-0.0005	0.0084	0.9510
健康意識(よくない、あまりよくない=1)	-0.0125	0.0121	0.2910	-0.0072	0.0122	0.5510	-0.0273	0.0138	0.0390
仕事への影響(=1)	-0.0068	0.0174	0.6900	-0.0026	0.0198	0.8950	-0.0102	0.0198	0.6000
傷病(=1)	-0.0199	0.0084	0.0150	-0.0190	0.0087	0.0260	-0.0019	0.0086	0.8230
自覚症状(=1)	0.0203	0.0077	0.0100	-0.0035	0.0080	0.6550	0.0206	0.0080	0.0120
稼働所得の対数	0.0833	0.0042	0.0000	0.0944	0.0043	0.0000	0.0945	0.0040	0.0000
他の世帯員の所得の対数	-0.0039	0.0023	0.0960	-0.0035	0.0025	0.1610	-0.0055	0.0026	0.0350
金融資産の対数	0.0001	0.0014	0.9180	0.0004	0.0016	0.7890	-0.0003	0.0016	0.8600
負債の対数	0.0015	0.0009	0.0900	0.0005	0.0010	0.5870	-0.0001	0.0010	0.9000
世帯人員数	0.0109	0.0029	0.0000	0.0119	0.0029	0.0000	0.0160	0.0030	0.0000
	標本数	14914		標本数	13112		標本数	12267	
	擬似R ²	0.11		擬似R ²	0.12		擬似R ²	0.1	

ことで、表3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、表3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 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か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、3.1節の推定値と近い範囲に求められている。

3.4 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小数なことが、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、3節ではいくつかの接近方法でこの問題を考察したが、その結果をまとめよう。表1(A),(B)、表4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、在宅介護サービス利用者数の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雇用創出を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、2節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。

表4 就業関数の代替的推定

変数の説明	(A)男性 1992年			1995年			1998年		
	限界効果	標準誤差	P値	限界効果	標準誤差	P値	限界効果	標準誤差	P値
同居世帯員に要介護者が発生し、介護者でない (= 1)	0.0189	0.0077	0.0330	0.0075	0.0113	0.5210	0.0002	0.0144	0.9900
介護者 (= 1)	-0.0306	0.0226	0.1180	-0.1347	0.0436	0.0000	-0.0429	0.0304	0.1130
年齢	0.0693	0.0021	0.0000	0.0819	0.0027	0.0000	0.1065	0.0030	0.0000
年齢の2乗	-0.0013	0.0000	0.0000	-0.0015	0.0001	0.0000	-0.0020	0.0001	0.0000
年齢の3乗 / 100	0.0007	0.0000	0.0000	0.0008	0.0000	0.0000	0.0011	0.0000	0.0000
有配偶 (= 1)	0.1059	0.0089	0.0000	0.1028	0.0092	0.0000	0.1178	0.0106	0.0000
同居世帯員に0歳の子がいる (= 1)	0.0004	0.0095	0.9700	0.0283	0.0106	0.0220	0.0138	0.0149	0.3800
同居世帯員に6歳未満の子がいて、0歳の子がいない (= 1)	-0.0046	0.0060	0.4340	0.0004	0.0072	0.9580	-0.0010	0.0093	0.9140
同居世帯員に60歳以上の者がいる (= 1)	-0.0299	0.0038	0.0000	-0.0377	0.0048	0.0000	-0.0489	0.0057	0.0000
健康意識(よくない、あまりよくない) (= 1)	-0.0460	0.0066	0.0000	-0.0491	0.0080	0.0000	-0.0387	0.0077	0.0000
仕事への影響 (= 1)	-0.0162	0.0072	0.0150	-0.0231	0.0098	0.0100	-0.0091	0.0106	0.3780
傷病 (= 1)	-0.0193	0.0036	0.0000	-0.0363	0.0048	0.0000	-0.0357	0.0051	0.0000
自覚症状 (= 1)	-0.0008	0.0034	0.8080	0.0013	0.0043	0.7590	0.0006	0.0049	0.9030
他の世帯員の所得の対数	-0.0016	0.0006	0.0090	-0.0007	0.0009	0.4260	-0.0011	0.0008	0.1770
金融資産の対数	0.0029	0.0006	0.0000	0.0028	0.0008	0.0000	0.0043	0.0009	0.0000
負債の対数	0.0033	0.0004	0.0000	0.0039	0.0005	0.0000	0.0063	0.0006	0.0000
世帯人員数	0.0050	0.0012	0.0000	0.0048	0.0015	0.0020	0.0081	0.0017	0.0000
	標本数	32417		標本数	29417		標本数	26957	
	擬似R ²	0.39		擬似R ²	0.35		擬似R ²	0.35	
	(B)女性 1992年			1995年			1998年		
変数の説明	限界効果	標準誤差	P値	限界効果	標準誤差	P値	限界効果	標準誤差	P値
同居世帯員に要介護者が発生し、介護者でない (= 1)	0.0750	0.0300	0.0130	-0.0816	0.0313	0.0110	0.0154	0.0345	0.6540
介護者 (= 1)	-0.0979	0.0240	0.0000	-0.1507	0.0231	0.0000	-0.0986	0.0258	0.0000
年齢	-0.0014	0.0085	0.8660	0.0234	0.0067	0.0010	0.0387	0.0062	0.0000
年齢の2乗	0.0003	0.0002	0.0960	-0.0002	0.0001	0.2160	-0.0005	0.0001	0.0000
年齢の3乗 / 100	-0.0005	0.0001	0.0000	-0.0002	0.0001	0.0380	0.0000	0.0001	0.9130
有配偶 (= 1)	-0.2052	0.0091	0.0000	-0.2137	0.0100	0.0000	-0.2075	0.0100	0.0000
同居世帯員に0歳の子がいる (= 1)	-0.3130	0.0113	0.0000	-0.2815	0.0117	0.0000	-0.2733	0.0139	0.0000
同居世帯員に6歳未満の子がいて、0歳の子がいない (= 1)	-0.2286	0.0084	0.0000	-0.2210	0.0085	0.0000	-0.2191	0.0095	0.0000
同居世帯員に60歳以上の者がいる (= 1)	0.0398	0.0084	0.0000	0.0556	0.0083	0.0000	0.0567	0.0090	0.0000
健康意識(よくない、あまりよくない) (= 1)	-0.0419	0.0106	0.0000	-0.0371	0.0111	0.0010	-0.0459	0.0109	0.0000
仕事への影響 (= 1)	-0.0188	0.0157	0.2320	-0.0207	0.0182	0.2560	-0.0302	0.0160	0.0600
傷病 (= 1)	-0.0420	0.0075	0.0000	-0.0391	0.0076	0.0000	-0.0323	0.0081	0.0000
自覚症状 (= 1)	0.0191	0.0074	0.0100	0.0014	0.0073	0.8440	0.0022	0.0079	0.7810
他の世帯員の所得の対数	-0.0457	0.0028	0.0000	-0.0351	0.0026	0.0000	-0.0389	0.0027	0.0000
金融資産の対数	0.0093	0.0014	0.0000	0.0087	0.0015	0.0000	0.0098	0.0015	0.0000
負債の対数	0.0100	0.0009	0.0000	0.0088	0.0010	0.0000	0.0074	0.0010	0.0000
世帯人員数	0.0326	0.0028	0.0000	0.0310	0.0028	0.0000	0.0321	0.0030	0.0000
	標本数	35748		標本数	32330		標本数	29468	
	擬似R ²	0.15		擬似R ²	0.15		擬似R ²	0.16	

大日(1997)による推定値(新ゴールドプランにより約20万人の雇用創出)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、2節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、雇用創出効果については、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ので、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)は雇用創出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。

4 介護者選択の経済的要因と制度的要因

4.1 分析の枠組み

2節では、介護者と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。4節では、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見なしてしまう⁹。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。

⁹ 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のこる。男女間賃金格差については大沢(1988)、樋口(1991)等を参照。

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。

4.2 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4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か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¹⁰

サンプル2 6か月未満の寝たきり者がいる世帯

サンプル3 要介護者がいる世帯

サンプル4 サンプル3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3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。

表5は、性別、最低所得者か否か別、介護者との続き柄別に、介護者になる確率と世帯員数を示したものである。表5からはいくつかの特徴を読み取れる。まず、女性の場合は、子の配偶者が介護者となる確率が高いのに対して、男性の場合は皆無である。また、女性の場合は、最低所得者であると介護者となる確率が高くなるのに対して、男性の場合には、その傾向ははっきりしない。

さらに、表6は、表5をもとに、発生件数順に、性別要因、血縁要因、所得要因が当てはまるか否かで順位づけしたものである。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位は、性別要因

¹⁰ 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。

表5 性・最低所得か否か・介護者との続き柄別，介護者となる確率・世帯員数

	世帯類型A				世帯類型B				世帯類型A・B			
	男 非最低	男 最低	女 非最低	女 最低	男 非最低	男 最低	女 非最低	女 最低	男 非最低	男 最低	女 非最低	女 最低
サンプル1 配偶者						0.25 4	1 2	0.636 11		0.25 4	1 2	0.636 11
子	0.167 12	0.25 4		1 4	0.143 14	0 1		0 2	0.154 26	0 1		0.667 6
子の配偶者	0 2	0 2	1 1	0.8 15	0 2		0 6	0.556 9	0 4	0 2	0.143 7	0.708 24
サンプル2 配偶者						0.4 5	0.667 3	0.7 20		0.4 5	0.667 3	0.7 20
子	0.146 41	0.286 7	1 1	1 12	0.08 25	0 1		0 2	0.121 66	0.25 8	1 1	0.857 14
子の配偶者	0 7	0 6	0.5 2	0.848 46	0 2		0.154 13	0.462 13	0 9	0 6	0.2 15	0.763 59
サンプル3 配偶者					0.706 17	0.426 61	0.778 18	0.769 195	0.706 17	0.426 61	0.778 18	0.769 195
子	0.088 352	0.125 72	0.929 14	1 93	0.054 240	0.087 23	0.308 13	0.4 5	0.074 592	0.116 95	0.63 27	0.917 108
子の配偶者	0 76	0.032 31	0.818 22	0.91 402	0 25	0 3	0.197 127	0.287 136	0 101	0.029 34	0.289 149	0.753 538
サンプル4 配偶者					1 1	0.222 9	0.75 4	0.902 41	1 1	0.222 9	0.75 4	0.902 41
子	0.159 44	0.143 7	0.75 4	1 14	0.222 45		0.125 8	0 2	0.09 89	0.143 7	0.333 12	0.875 16
子の配偶者	0 13	0.2 5	0.857 7	0.841 44	0 10		0.214 42	0.333 3	0 23	0.2 5	0.306 49	0.809 47

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3	サンプル1	サンプル2	サンプル4
	×		405	17	45	38
			150	7	14	37
			99	4	12	14
×		×	44	4	8	8
	×	×	43	1	3	15
×			26	1	2	2
		×	17		1	4
		×	14	2	2	3
×		×	12			1
×			11	1	2	1
×	×		1			1
×	×	×				

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。

4.3 質的選択モデルによる推定

4.2 節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

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

と表す。ここで x は世帯員 i に依存する属性ベクトル， e_i 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ると考える。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（20歳以上の世帯員の最低所得との差の対数¹¹）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，配偶者の有無，健康意識，自覚症状の有無，傷病の有無，仕事への影響，最低所得者ダミーを適宜，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4.1 節の冒頭にある，「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。性別要因と配偶者ダミーが有意であり，女性であること，配偶者であることが介護者になりやすいことがいえる。所得要因はサンプル3を除いては，有意な係数は得られなかった。サンプル3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弱いこと

¹¹ 最低所得者（差が0）は，マイナス1を代入した。

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			サンプル4		
	オッズ比	標準誤差	P値	オッズ比	標準誤差	P値	オッズ比	標準誤差	P値	オッズ比	標準誤差	P値
女性 (= 1)	4.33	3.84	0.10	7.19	4.34	0.00	10.01	1.94	0.00	11.22	5.44	0.00
要介護者の配偶者	13.00	36.94	0.37	0.52	0.93	0.71	4.37	2.19	0.00	7.10	14.28	0.33
要介護者の子	2.12	1.86	0.39	2.33	1.42	0.17	1.49	0.30	0.05	1.32	0.64	0.57
最低所得との差の対数	0.92	0.12	0.53	0.88	0.09	0.17	0.88	0.03	0.00	0.93	0.16	0.70
年齢	1.55	0.41	0.10	1.23	0.15	0.09	1.48	0.07	0.00	1.75	0.31	0.00
年齢の2乗	1.00	0.00	0.16	1.00	0.00	0.34	1.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00
意識(よくない, あまりよくない = 1)	1.36	1.66	0.80	4.24	3.57	0.09	1.19	0.29	0.49	0.81	0.55	0.76
仕事への影響 (= 1)	0.48	0.48	0.47	0.57	0.43	0.45	0.53	0.12	0.01	0.32	0.22	0.09
傷病 (= 1)	0.54	0.58	0.57	0.80	0.53	0.74	1.29	0.27	0.22	0.85	0.46	0.77
自覚症状 (= 1)	56.14	155.24	0.15	1.83	1.83	0.55	1.31	0.42	0.41	5.19	5.64	0.13
標本数	94			219			2096			291		
擬似R ²	0.46			0.49			0.59			0.60		

	サンプル1			サンプル2			サンプル3			サンプル4		
	オッズ比	標準誤差	P値	オッズ比	標準誤差	P値	オッズ比	標準誤差	P値	オッズ比	標準誤差	P値
女性 (= 1)	5.61	4.38	0.03	9.08	5.42	0.00	10.72	1.99	0.00	10.35	4.70	0.00
要介護者の配偶者	1.20	2.30	0.93	0.32	0.54	0.50	4.11	2.03	0.00	4.89	8.92	0.39
要介護者の子	1.68	1.24	0.48	1.92	1.09	0.25	1.45	0.28	0.06	1.47	0.68	0.41
最低所得者 (= 1)	1.19	0.88	0.81	1.54	0.85	0.44	1.83	0.36	0.00	1.21	1.35	0.87
年齢	1.32	0.26	0.16	1.23	0.16	0.11	1.45	0.06	0.00	1.49	0.20	0.00
年齢の2乗	1.00	0.00	0.27	1.00	0.00	0.40	1.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.01
標本数	94			219			2096			291		
擬似R ²	0.37			0.46			0.58			0.57		

がいえる。

4.4 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は否定される。また、2節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）。

4節の分析は、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、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。介護者選択において経済的要因と制度的要因を識別して、後者が強い影響をもつことの発見は、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。

介護保険において、家族介護への現金給付の是非がひとつの争点となり、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、反対論が妥当するかどうかは、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、本稿の分析枠組みでは判断できず、今後の研究課題である。

5 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、在宅介護サービス利用者数の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を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、要介護者を取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るとと思われる。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) 本稿での分析対象が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れ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。

参考文献

- 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』,第27巻第5号,12月,30-50頁。
- 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,181-215頁。
- 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,124-134頁。
- 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』,第459号,9月,25-38頁。
- McFadden, Daniel (1974), “Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior,” in Paul Zarembka ed., *Frontiers in Econometrics*, New York: Academic Press, pp. 105-142.
- Nagase, Nobuko (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, March, pp. 29-42.
- 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』,第7巻第2号,98-119頁。
- 大日康史(1999),「介護場所の選択と介護者の就業選択」,『医療と社会』,第9巻第1号,5月,101-121頁。
- 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』,第31巻代1号,4月,93-112頁。
- 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』,第22号,3月,19-45頁。
- 八代尚宏他(1997),「高齢化の経済分析」,『経済分析』,第151号,7月。
- Yoshikawa, Hiroshi and Fumio Ohtake (1989), “An Analysis of Female Labor Supply, Housing Demand and the Saving Rate in Japan,” *European Economic Review*, Vol. 33, No. 5, May, pp. 997-1030.