

平成 11 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

（H 1 1－政策－0 1 7）

総括・分担研究報告書

主任研究者	岩本 康志	京都大学経済研究所助教授
分担研究者	山内 太	京都大学経済研究所講師
	大日 康史	大阪大学社会経済研究所助教授
	滋野由紀子	大阪市立大学経済学部助手

2000 年 3 月

目次

総括研究報告書

分担研究報告書

要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化

介護者選択の経済的要因と制度的要因

育児支援策の結婚・出産行動に与える影響

親の時間配分行動と子供の健康資本

公的年金と家計の経済厚生

Grossman モデル及び Philipson-Becker's prediction の Non Parametric 推定

高齢者医療における需要の価格弾力性の測定

検査供給関数の推定

薬剤供給関数の推定

規制と集中度が病院の医療サービス供給に及ぼす影響についての実証分析

厚生科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

総括研究報告書

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

主任研究者 岩本 康志 京都大学経済研究所助教授

研究要旨 社会保障と家族保障は密接な相互依存関係にある。社会保障の家計行動への影響を分析する際には、社会保障と家族保障の相互関係を考慮した分析が必要である。このためには、家庭内の所得分配・時間配分に関する明示的モデルを構築して、モデルから得られる理論的制約を検証するという手続きがとられるべきである。家計内の依存関係をとらえるには、家計レベルのマイクロデータを用いることが望ましい。本研究では、こうした問題意識に基づいて、介護リスクの発生にともなう家族の就業形態の変化、福祉政策と女性の結婚・出産行動の関係、医療需要の決定要因における家族保障と社会保障の相互作用、社会保障と高齢者の経済状態に関する分析をおこなった。

分担研究者

山内太 京都大学経済研究所講師

大日康史 大阪大学社会経済研究所助教授

滋野由紀子 大阪市立大学経済学部助手

し、また医療保険制度および年金制度の抜本改革に向けた検討が進められている。社会保障の改革論議の中で、社会保障の肥大化が財政赤字の拡大の主因となっており、日本経済に対して負の影響を与えているという指摘があり、制度の縮小を図るべきであるという意見がある。他方、公的社会保障制度は所得の再分配等を通じて経済成長や社会全体の厚生水準の引き上げにプラス効果をもっているとの指摘もある。

新世紀にふさわしい社会保障制度を構築するための構造改革を進めるためには、医療、介護、年金の各システムが、プラス、マイナスの両面でどのように経済活動に影響をおよぼしているかを分析し、その意義と問題点を明らかにする作業が必要である。

このような作業のひとつに、社会保障が家計行動（貯蓄・就労・消費）に与える影響の評価がある。このような知識は、個別家計のデータにもとづいた緻密な実証分析

A. 研究目的

この研究では、社会保障の家計行動に与える影響を、(1)社会保障と家族保障の代替の発生、(2)家族の形成に関する構造変化、(3)社会・制度的要因と経済的要因の区別、という3つの視点を重視した上で、個別家計のデータを用いた実証研究によって解明していこうとするものである。

1990年代を通じた日本経済の不振、今後の高齢化・少子化の進展により、わが国の社会保障政策の在り方を見直す必要性が高まっている。政府は現在、社会保障構造改革に取り組んでおり、介護保険制度が成立

による知見の知見の積み重ねによって得られるものである。

しかしながら、このような重要性をもつ課題についての実証研究の蓄積については、多様な経済活動のすべてをカバーするほどの蓄積が少なく、とくに最近に重要性を増してきた問題については、構造改革の議論をおこなうための基本的知識を欠くことも少なくなく、研究の蓄積により、知見の空白を埋めることは急務の課題である。

社会保障（医療・介護・年金）制度が家計行動に与える影響については、すでに多数の研究がおこなわれている。しかしながら、既存の研究で十分に考慮にいれられていない問題として、家族の形成に関する構造変化がある。現代の日本社会においては、晩婚化・非婚化、少子化、親子同居関係の変化など、家族の形成にかかわる基本的要因が、大きく変化してきている。単純に考えると、世帯人員の減少は、家族による健康・介護リスクへの対応力を低下させるので、社会保障によるリスク負担機能の重要性が高まっていく。しかし、社会保障の存在そのものが、家族保障の機能の重要性を低下させ、家族の形成そのものに影響を与えている可能性も否定できない。したがって、社会保障の機能を評価する際には、社会保障と家族保障の代替関係を念頭に置いて、分析をおこなうことが必要となる。

この研究では、そのために、世帯を固定された主体としてとらえるのではなく、世帯員の相互作用により構成される動的な主体としてとらえることにより、社会保障制度が世帯構成の変化、家族保障の変化を通して与える影響を分析することを特徴とする。このような接近方法は、このために、

家庭内の所得分配・時間配分に関する明示的モデルを構築して、モデルから得られる理論的制約をデータを用いて検証するという方法をとる。

このような接近方法をとることにより、家庭内の所得分配・時間配分に関して経済的要因に規定される部分を特定することが可能となる。現実のデータからこれに当てはまらない動きが観察された場合には、それは経済的要因ではない、社会・制度的要因によるものと考えられる。このような区分を設けて両者の効果を計測することは、政策的にも重要な意味をもつ。

B. 研究方法

上の研究目的を達成するために、3人の分担研究者とともに、以下のような研究を遂行した（詳細は各分担研究報告書を参照のこと）。

「要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化」

「介護者選択の経済的要因と制度的要因」

「育児支援策の結婚・出産行動に与える影響」

「親の時間配分行動と子供の健康資本」

「公的年金と家計の経済厚生」

「Grossman モデル及び Philipson-Becker's prediction の Non Parametric 推定」

「高齢者医療における需要の価格弾力性の測定」

「検査供給関数の推定」

「薬剤供給関数の推定」

「規制と集中度が病院の医療サービス供給

に及ぼす影響についての実証分析」

主任・分担研究者は定期的な打ち合わせの場をもち、研究の進行状況を報告し、おたがいの研究に対し、意見を交換し、内容の改善につとめた。

以上の研究では、『国民生活基礎調査』、『結婚と出生・育児に関する基礎調査』、『社会医療診療行為別調査』、『病院報告』、『医療施設調査』、『患者調査』の個票を使用している。本研究の趣旨に理解を示され、これらの統計調査の目的外使用を許可していただいた厚生省および総務庁統計局の担当者の方々に感謝の意を表したい。

C. 研究結果と考察

個別研究の概要をまとめておく。

「要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化」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という政策的に重要な課題の分析に適用した。推定の結果、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には統計的に有意な影響は観察されなかった。係数の有意性を比較すると、従来おこなわれていたような就業状態と要介護者の発生の時間的変化を無視した分析枠組みよりも、本研究で得られた係数の有意性は低く、介護者となることにより就業が阻害されているという従来の理解は誇張された部分があることが示唆される。

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、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、本研究のような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ことがわかった。

「介護者選択の経済的要因と制度的要因」では、同居世帯員の誰が介護者となるかについて、性別要因（女性だから）と経済的要因（機会費用が低いから）の与える影響を考察するために、(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雇用最大化モデルを推定する分析をおこなった。その結果、性別要因が介護者選択に大きな影響をもち、所得要因の影響は弱いことが判明した。

「育児支援策の結婚・出産行動に与える影響」では、男女ともに結婚を促進させるためには、育児休業中の賃金保障や育児休業期間の延長、出産後の待遇保障というような職場における施策が効果をもつことが示された。また、結婚後の出産促進のためには、育児休業期間中の賃金に対する保障、育児休業期間の延長、出産一時金、保育料の減額等の施策が統計的に有意な影響をもつことが明らかになった。

「親の時間配分と子供の健康資本に関する研究」では、親の時間配分行動が子供の健康状態へ与える影響を分析した。両親世

帯では、夫婦間の分業が生じるため、父親・母親それぞれの市場労働供給が子供の健康状態へ与える個別の効果を有意に識別できないが、一人親世帯での親の市場労働供給は有意に子供の健康度を減少させることが判明した。また、子供の健康賦存がもたらす親の市場労働供給への影響を調べた結果、子供の健康賦存が低いときには、母親の労働供給が減少し、育児動労を増加させることがわかった。すなわち、母親の時間配分行動を通じて、世帯内の健康度の平等化がおこなわれていると判断される。

「公的年金と家計の経済厚生」では、公的年金が高齢者世帯の厚生に与える影響を分析する。高齢者の生活が大きく年金に依存することは知られているが、私的な貯蓄と公的年金の最適な構成を現役時代より意識して行動しているとすれば、公的年金が高齢者の生活水準を改善しているとはいえ、中立的である可能性も考えられる。そこで年金額を調整できると考えられる世帯を対象をしぼり、年金受給の影響を分析したところ、公的年金の受給が高齢者世帯の消費を増加させることが示された。

「Grossman モデル 及び Philipson・Becker's prediction の Non Parametric 推定」では、高齢者の金融資産と健康資本の分布が加齢とともにどのように変化するかを分析している。加齢とともに健康状態と金融資産が低下するという Grossman モデルの含意と、公的年金受給額が高いほど健康状態が良いという Philipson・Becker モデルの含意がわが国において成立するかどうかを検証している。本研究の特色は、関数形を特定した回帰分析による検証によるのではなく、

nonparametric に分布の形状を推定する手法により、この課題にとりくんだことである。分布の推定は良好におこなわれ、nonparametric 推定の有効性が確認されるとともに、両モデルの含意が棄却されないことも確認された。

「高齢者医療における需要の価格弾力性の測定」では、老人保健制度の自己負担額の変化をもとに、高齢者の医療需要の価格弾力性を推定し、外来で 0.016、入院で 0.051 となり、かなり非弾力的であるという結果が得られた。

「検査供給関数の推定」と「薬剤供給関数の推定」は、医療サービス供給の価格弾力性を推定した研究である。検査については、ほとんどの項目について弾性値は有意に正であること（検査価格が上昇すると検査回数が上昇する）が確認された。一方、薬剤では、ほとんどの薬剤で弾性値は負であり、薬価低下で薬剤費が増加する弾性値が-1以下になる薬剤も多数存在することがわかった。とくにそれは外来で顕著であった。検査・薬剤の投入が価格に反応していることは、医療サービス供給が完全に医学的な要件から決定されているのではなく、経済的インセンティブに反応することを示している。

「規制と集中度が医療サービス供給に及ぼす影響についての実証分析」では、病院の生産関数を推定し、病床数規制や病院の集中度が病院の効率性に与える影響を分析した。民間病院の入院患者については、集中度が高く独占度が高いほど、規制が存在するほど効率的という結果を得た。一方、非民間病院では、民間病院とは行動原理が異なるせいか、入院患者についての明確な関

係は確認できなかった。

D. 結論

1. 本研究の特色

社会保障と家族保障は密接な相互依存関係にある。世帯人員の減少は、家族による健康・介護リスクへの対応力を低下させ、社会保障によるリスク負担機能の重要性を高める。しかし、社会保障の存在そのものが、家族保障の機能の重要性を低下させ、家族の形成そのものに影響を与える。社会保障の機能を評価する際には、世帯を固定した主体としてとらえるのではなく、家族間の相互作用を考慮にいれ、社会保障と家族保障の相互関係を念頭に置いて、分析をおこなうことが必要となる。このためには、家庭内の所得分配・時間配分に関する明示的モデルを構築して、モデルから得られる理論的制約を検証するという手続きがとられるべきである。

こうした問題意識をもった既存の研究の数はかならずしも多くはない。この研究課題では、これまで蓄積の浅かった課題について、あらたな分析をおこなったものである。本研究で得られたすべての結果については、各分担研究報告書を参照していただきたいが、ここでは、とくに政策的にも関心の高い課題について得られた知見を以下に2つ紹介したい。

2. 介護保険による雇用創出効果をめぐる議論

介護者の就業率は非介護者のそれよりもはるかに低い。この格差が介護の必要のた

めに労働市場から退出した行動の結果と解釈されることもあるが、これは正しくなく、当初に非就業者が介護者に選ばれやすい傾向もこの格差に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、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する必要がある。『国民生活基礎調査』の調査票の設計上の特徴を利用して、分担研究「要介護者の発生にともなう家族の就業状態の変化」では、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という政策的に重要な課題の分析に適用した。

その結果、非就業者が介護者に選ばれやすい傾向が明らかになり、かりに介護のための離職がなかったとしても、介護者の就業率は大きく低下することが示された。また、要介護者の発生は女性の介護者の就業へは負の影響をもつが、その他の世帯員については有意ではない。要介護者の発生と介護者の就業状態の時間的変化を無視した考察よりも就業への影響は弱く、横断面での事実把握が問題の実相をとらえそこねている可能性のあることを示唆している。

また、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簡単なことではない。しかし、分担研究「介護者選択の経済的要因と制度的要因」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雇用最大化モデルを推定する分析をおこなって、性別要因が介護者選択に大きな影響をもつことを示した。また、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い。

介護者の多くは女性であることから、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ことを考慮にいと、女性が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、という推論は本研究の結果からは否定される。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。

3. 一人親世帯の経済状態をめぐる議論

一人親世帯の多くが劣悪な経済状態に置かれていることは、児童福祉政策において最も関心をもたれる課題である。経済状態の悪化の次世代への影響を封じ込めることは重要な政策目的と考えられるが、例えば子供の人的資本の重要な要素である健康に

対して、経済的要因がどのような影響を与えているかについては、確定的な知識が不足していた。分担研究「親の時間配分と子供の健康資本」では、母子世帯での母親の労働供給は子供の健康度を減少させる効果を見出した。したがって、一人親世帯の発生は、家内育児労働を減少させることを通じて、子供の健康資本の形成を阻害し、次世代に長期的な負の影響を与えることになる。逆に、子供の健康状態は親の労働供給にも影響を与える。この同時性に十分に配慮された分析をおこなうことによって、子供の生得的な健康度が低い場合には母親の家内労働が増加することも確認された。したがって、母親の家内育児労働は子供の健康資本形成に非常に重要な要因であるといえることができる。

4. のこされた課題

のこされた課題としては、今回の研究では個票データの入手に時間を要し、実際に個票を用いた作業をする時間がきわめて限られてしまったために、結果の考察が十分におこなえなかったり、当初の計画を遂行できなかった部分があった。積み残した課題の検討はあらたな目的外使用の許可を得なければ不可能であり、現時点では改善の見通しはない。しかし、われわれの中期的課題として、あらたな機会が与えられることがあれば、こうした課題の検討に取り組むことにしたい。

厚生科学研究費補助金（政策研究推進研究事業）

分担研究報告書

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

要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化に関する研究

主任研究者 岩本 康志 京都大学経済研究所助教授

研究要約 『国民生活基礎調査』の調査票の設計上の特徴を利用して、本研究では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という政策的に重要な課題の分析に適用した。推定の結果、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には統計的に有意な影響は観察されなかった。係数の有意性を比較すると、従来おこなわれていたような就業状態と要介護者の発生の時間的変化を無視した分析枠組みよりも、本研究で得られた係数の有意性は低く、介護者となることにより就業が阻害されているという従来の理解は誇張された部分があることが示唆される。

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、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、本研究のような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。

A. 研究目的

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。また、介護者の多くは多数であり、家族介護が女性の就労に抑制的に働くともいわれる。2000年度から導入された介護保険により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、これまで介護で家庭に縛りつけられていた世帯員があらたに労働市場に参入することが議論されている。

介護者が介護から開放されて新規に就業

することを裏返すと、介護が必要になったために就業を断念したことになる。先行研究では、文字通り、介護の必要のための離職行動を分析したものは少ない。その理由は、こうした研究をおこなうためには、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、ある一時点の状態を調査した横断面データであるため、データの制約が障害となっているからである。本研究では、『国民生活基礎調査』（厚生省）が、横断面データではあるものの、調査票の設計上の特質から就業状態の変化を識別することが可能

であることを利用して、要介護者の発生により、同居世帯員の就業はどのように変化するかを考察した。

B. 研究方法

本研究では、これまでの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』を用いるが、調査票の設計の特質を利用して、就業状態の変化を識別し、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労働所得が記入されるが、6月時点で就業していない者は、世帯票で「所得を伴う仕事をしていない」と回答することになる。このようにして、調査年だけでなく、前年の就業状態を識別することができる。

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。

このようにして、前年には介護の必要性がなかった世帯を識別していくことが可能であるが、こうした世帯の発生確率は非常に小さいので、大規模な標本調査を特徴とする『国民生活基礎調査』をもってしても、要介護者発生世帯の総数はきわめて小数となる。このため、本研究では、より緩やかな条件で要介護者の発生を識別した方法も併用し、要介護者発生の識別方法の違う以下の2種類の標本で推定をおこなうことにした。

（サンプル1） 6か月未満の寝たきり者がいて、その理由が急性である¹

（サンプル2） 要介護者がいる

また、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。そこで、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とそうした限定を課さない標本について推定をおこなった。

（倫理面への配慮）

統計調査の個票を使用しているが、統計法を遵守し、個人情報秘匿されるように、個人が識別されるような集計はおこなっていない。

¹ 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。

C. 研究結果

世帯員に要介護者が発生することによって、同居世帯員の就業が影響を受けるかどうかを検討するため、要介護者の発生以外の要因を制御するための回帰分析をおこなった。推定したのは、調査前年の就業者について、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モデルである。

標本は、調査年に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。また、推定は男女別におこなった。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となるダミー変数を、説明変数に加えた。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、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。

推定に使用した変数の基本統計量は表1、推定結果は表2にまとめられている。サンプル1の要介護者の識別の場合には、要介護者の発生に関するダミー変数の変量が少

なく、説明変数に含めることができない場合がある。その場合には、表2では空欄になっている。サンプル1を見ると、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。一方、要介護者が発生した世帯で介護者とならない世帯員と介護者となる男性については、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。サンプル2では、95年の介護者について統計的に有意な負の影響が現われているが、その他の場合では有意ではなく、介護者とならない世帯員では正の符号が推定されることもある。まとめると、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かにも興味もたれる。95年分のサンプル1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0.175人（非介護者）、0.4人（介護者）、女性が0.125人（介護者）、0.25人（非介護者）であった。これに表2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0.127人と計算される。なお、統計的な有意な結果が得られている介護者の女性に限定すると、有業者数の低下は0.055人と推定される。また、要介護者の就業率が0.077低下するので、女性介護者と合計した有業人員数の低下は0.132人である。

D. 考察

1. 感度分析

表2の結果の頑健性を検証するために、いくつかの代替的な推定を試みた。

まず、表2では、推定結果を得るのに必要な変数を確保することができない場合が生じた。そこで、92、98年について、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をおこなったのが、表3である。いずれの年にも要介護者の発生は統計的に有意な影響をもっていない。非介護者と分離することによってはじめて介護者の就業への影響が観察できることがわかる。

表4は、自営業従事者のいる世帯を除外しない標本について推定をおこなったものである。なお、サンプル1の男性と98年分の女性については、表3のように介護者と非介護者を区別しない推定をおこなっている。定性的に表2と同様の結果が得られている。

表2では、就業の変化を被説明変数としたが、先行研究との対比をさせるため、前年の就業者のみに限定せず、調査年の就業状態のみをとった推定をおこなう。やはり、サンプル1の男性については、介護者と非介護者を区別しない推定としている。なお、前年の被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した。推定結果は、表4に示されている。前年就業者のみを対象とした表2の結果と異なった点は、サンプル2で要介護者への影響が負で統計的に有意に推定されていることである。すなわち、調査時点の就業状態と最近時に限定しない要介護者の発生との関係を見ると、

有意な負の関係があらわれることになる。

2. 先行研究との比較

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の数は少ない。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²。

横断面データによるもっとも単純な分析は、介護者の就業率とそれ以外の者の就業率を比較することである。『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、1994年が38.1%、

² 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。本研究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。

1997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、1994年が68.3%、1997年が66.5%となる。しかし、このような就業率の差を、介護のために就業率が低下したと解釈することは直ちにはできない。それは、最初から非就業者が介護者に選ばれやすいという傾向があれば、たとえ介護のための離職が生じなかったとしても、介護者の就業率はそれ以外の者の就業率よりも低くなるからである。

介護者とそれ以外の者の就業率の差が生じるのは、以下の3つの原因による。

- (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

第1の理由の影響を識別するためには、より細かい集計表を作成するか、属性を説明変数に加えた回帰分析をおこなうことによって推定する必要がある。

第2と第3の影響を識別する方法の1つは、介護者の就業率ではなく、家族全体の就業行動に着目することである。要介護者の発生した世帯を treatment group に、要介護者のいない世帯を control group にとり、両世帯での就業率の差を、第3の理由による介護を理由にした離職の発生と解釈する方法である。この手法で適切な離職確率の推定値が得られるためには、両群の属性を制御する必要がある。しかし既存研究からは、この制御を満足におこなうことの困難さが窺える。

例えば、96年の『厚生白書』（厚生省）

では、92年の『国民生活基礎調査』（厚生省）の個票を用いて、65歳以上の者のいる三世帯同居世帯の30、40歳代の女性で、要介護老人がいるか否かで、就業率に20%ポイント以上の差があることが報告されている（表3-1-2）。また、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要介護者がいる場合に9.9%ポイント低下するという結果を得ている³。祖父母が幼児の世話をすることにより、三世帯同居世帯の女性の就業率が高くなっていることは多くの研究で確かめられており、『厚生白書』の推計による20%ポイントの格差は、介護の必要性に加え、祖父母の育児担当の効果が含まれているものと解釈できる。

本研究で採用された前年の就業状態を識別できる方法を用いると、上記の第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。要介護者をのぞく総人口を N とし、当初は要介護者が存在せずに、要介護者が発生した後の就業状態の変化に着目しよう。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の β が介護者となること

³ 別の視点からの分析として、大日(1997, 1999)は、介護者の就業選択に地方政府の提供する介護サービス水準が影響を与えることを報告している。

によって離職することにしよう。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 γ 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、

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

となる。 $\alpha = \gamma = 0$ 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。

表6の(A)は、本研究で使用した個票データより計算された α 、 β 、 γ を示したものである。(その1)は、サンプル2における20歳以上の世帯員を対象とし、(その2)はサンプル1における20歳以上の世帯員を対象とした。その1が公表集計表でとられている要介護の分類に相当するもので、既存研究の比較には適しているものの、要介護者の発生が最近時に限定されていないため、上のモデルとの整合性を欠くところがある。一方、その2は前年の就業状態が要介護者の発生前に対応しており、上のモデルと整合的である。その2について見ていくと、 α の推計値より、非就業者は就業者に比較して、1.9~3.1倍高い確率で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、非就業者が介護者になりやすいという要因だけで、非介護者の就業率は非就業者のそれよりも23~43%低くなる。 β は0.30~0.48の水準にあり、その値は高いものの、介護を理由にした離職の発生だけでは、上

でのべたような介護者と非就業者との就業率の格差のすべてを説明することはできない。

また、表6の(B)から(D)までは、(A)のパラメータの計算に必要なクロス集計表を示したものである。(B)には、性・介護者か否か別に、前年の就業率が示されている。(C)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。 α は、前年就業者と前年非就業者の確率の比率として求められる。(D)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 、前年非就業の介護者が今年就業となる確率が γ である。

E. 結論

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、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。横断面データでは双方の要因を区別することが困難であることも本研究の分析によって示された。

『国民生活基礎調査』の調査票の設計上の特徴を利用して、本研究では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という政策的に重要な課題の分析に適用した。推定の結果、女性が介護者となることは就業への影響をもつが、介護者とならない世帯員と男性の介護者には統計的に有意な影響は観察されなかった。

なお、本研究では、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 control group 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、上記の推定結果の精度に影響を与えている可能性も否定できない。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、今後の重要な課題であるといえる。

F. 研究発表

1. 学会発表

第 38 回計量経済学研究会議にて報告予定。

参考文献

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。

八代尚宏他(1997), 「高齢化の経済分析」, 『経済分析』, 第151号, 7月。

表1 基本統計量(その1, 1992年)

(A) 男性

サンプル1 寝たきり6か月未満・急性 (標本数 19,641)		サンプル2 要介護 (標本数 19,949)				変数の説明			
変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
onjob	0.9515		0	1	onjob	0.9515		0	1
onfset	0.0005		0	1	onfset	0.0159		0	1
onfsetl	0.0004		0	1	onfsetl	0.0131		0	1
oncare	0.0002		0	1	oncare	0.0028		0	1
age	43.5633	12.4697	20	98	age	43.6300	12.4746	20	98
sq_age	2,054.9870	1,135.1280	400	9,604	sq_age	2,059.1800	1,135.9450	400	9,604
cu_age	1,035.2040	845.6308	80	9,411.92	cu_age	1,038.1380	846.2697	80	9,411.92
onmarr	0.8153		0	1	onmarr	0.8150		0	1
hprop_1	0.0394		0	1	hprop_1	0.0393		0	1
hprop_21	0.1557		0	1	hprop_21	0.1545		0	1
hprop_3	0.2995		0	1	hprop_3	0.3080		0	1
h2	0.0843		0	1	h2	0.0845		0	1
lm_3	0.0284		0	1	lm_3	0.0288		0	1
ond	0.2003		0	1	ond	0.2014		0	1
onsymp	0.2351		0	1	onsymp	0.2362		0	1
logly	6.0598	0.7271	0	9.21	logly	6.0595	0.7273	0	9.21
logthy	2.7706	3.2987	-1	8.58	logthy	2.7975	3.2960	-1	8.58
logva	5.3071	2.3068	-1	8.09	logva	5.3132	2.3074	-1	8.09
logvd	2.9625	3.4776	-1	7.72	logvd	2.9640	3.4773	-1	7.72
n	3,5311	1,4162	1	14	n	3,5482	1,4255	1	14

(B) 女性

サンプル1 寝たきり6か月未満・急性 (標本数 11,351)		サンプル2 要介護 (標本数 11,560)				変数の説明			
変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
onjob	0.8219		0	1	onjob	0.8220		0	1
onfset	0.0004		0	1	onfset	0.0185		0	1
onfsetl	0.0003		0	1	onfsetl	0.0093		0	1
oncare	0.0002		0	1	oncare	0.0092		0	1
age	41.7537	12.7921	20	92	age	41.7489	12.8051	20	92
sq_age	1,906.9930	1,113.0220	400	8,464	sq_age	1,906.9260	1,113.4010	400	8,464
cu_age	936.3310	805.3876	80	7,786.88	cu_age	936.4092	804.9838	80	7,786.88
onmarr	0.6488		0	1	onmarr	0.6484		0	1
hprop_1	0.0189		0	1	hprop_1	0.0189		0	1
hprop_21	0.0860		0	1	hprop_21	0.0855		0	1
hprop_3	0.3226		0	1	hprop_3	0.3323		0	1
h2	0.0952		0	1	h2	0.0953		0	1
lm_3	0.0360		0	1	lm_3	0.0361		0	1
ond	0.2246		0	1	ond	0.2247		0	1
onsymp	0.2937		0	1	onsymp	0.2941		0	1
logly	5.0629	0.8738	0	7.86	logly	5.0630	0.8746	0	7.86
logthy	5.1197	2.7390	-1	9.09	logthy	5.1367	2.7236	-1	9.09
logva	5.2369	2.3809	-1	8.09	logva	5.2412	2.3943	-1	8.09
logvd	2.8278	3.4779	-1	7.72	logvd	2.8259	3.4789	-1	7.72
n	3,4109	1,4741	1	10	n	3,4319	1,4826	1	10

表1 基本統計量(その2, 1995年)

(A) 男性

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	サンプル1 寝たきり6か月未満・急性 (標本数 18,246)	サンプル2 要介護 (標本数 18,565)	変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	変数の説明
onjob	0.9382		0	1			onjob	0.9380		0	1	就業(=1)
onfeet	0.0013		0	1			onfeet	0.0184		0	1	同居世帯員に要介護者が発生(=1)
onsetf1	0.0009		0	1			onfadl	0.0160		0	1	同居世帯員に要介護者が発生し、介護者でない(=1)
oncare	0.0004		0	1			oncare	0.0024		0	1	介護者(=1)
age	43.9108	12.9315	20	98			age	43.9601	12.9212	20	98	年齢
sq_age	2,095.3760	1,198.0390	400	9604			sq_age	2,099.4370	1,187.2960	400	9604	年齢の2乗
cu_age	1,071.5240	896.2283	80	9411.92			cu_age	1,074.1270	895.7613	80	9411.92	年齢の3乗/100
onmarr	0.7975		0	1			onmarr	0.7975		0	1	有配偶(=1)
hprop_1	0.0395		0	1			hprop_1	0.0392		0	1	同居世帯員に0歳の子がいる(=1)
hprop_2	0.1475		0	1			hprop_2	0.1468		0	1	同居世帯員に6歳未満の子がいる(=1)
hprop_3	0.3142		0	1			hprop_3	0.3237		0	1	同居世帯員に60歳以上の者がいる(=1)
h2	0.0776		0	1			h2	0.0773		0	1	健康意識(よくない、あまりよくない=1)
lm_3	0.0266		0	1			lm_3	0.0263		0	1	仕事への影響(=1)
ond	0.2175		0	1			ond	0.2181		0	1	傷病の有無(=1)
onsymp	0.2477		0	1			onsymp	0.2475		0	1	自覚症状の有無(=1)
logly	6.0901	0.7449	0	9.16			logly	6.0902	0.7437	0	9.16	稼働所得の対数
logthy	2.7298	3.3697	-1	9.06			logthy	2.7610	3.3675	-1	9.06	他の世帯員の所得の対数
logva	5.2989	2.2832	-1	8.09			logva	5.3038	2.2815	-1	8.09	金融資産の対数
logvd	2.9812	3.5641	-1	7.72			logvd	2.9831	3.5631	-1	7.72	負債の対数
n	3,4547	1,4342	1	10			n	3,4750	1,4429	1	10	世帯人員数

(B) 女性

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	サンプル1 寝たきり6か月未満・急性 (標本数 10,243)	サンプル2 要介護 (標本数 10,438)	変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	変数の説明
onjob	0.8124		0	1			onjob	0.8127		0	1	就業(=1)
onfeet	0.0016		0	1			onfeet	0.0202		0	1	同居世帯員に要介護者が発生(=1)
onsetf1	0.0010		0	1			onfadl	0.0109		0	1	同居世帯員に要介護者が発生し、介護者でない(=1)
oncare	0.0006		0	1			oncare	0.0093		0	1	介護者(=1)
age	41.9684	13.0563	20	93			age	41.9926	13.0541	20	93	年齢
sq_age	1,931.7950	1,146.9940	400	8649			sq_age	1,933.7730	1,146.8860	400	8649	年齢の2乗
cu_age	958.1482	836.0348	80	8043.57			cu_age	959.4079	835.9828	80	8043.57	年齢の3乗/100
onmarr	0.6325		0	1			onmarr	0.6318		0	1	有配偶(=1)
hprop_1	0.0217		0	1			hprop_1	0.0215		0	1	同居世帯員に0歳の子がいる(=1)
hprop_2	0.0802		0	1			hprop_2	0.0802		0	1	同居世帯員に6歳未満の子がいる(=1)
hprop_3	0.3437		0	1			hprop_3	0.3530		0	1	同居世帯員に60歳以上の者がいる(=1)
h2	0.0854		0	1			h2	0.0858		0	1	健康意識(よくない、あまりよくない=1)
lm_3	0.0282		0	1			lm_3	0.0282		0	1	仕事への影響(=1)
ond	0.2396		0	1			ond	0.2409		0	1	傷病の有無(=1)
onsymp	0.3104		0	1			onsymp	0.3108		0	1	自覚症状の有無(=1)
logly	5.1685	0.8789	0	8.58			logly	5.1719	0.8778	0	8.58	稼働所得の対数
logthy	5.1503	2.8119	-1	9.26			logthy	5.1678	2.7976	-1	9.26	他の世帯員の所得の対数
logva	5.3369	2.3101	-1	8.09			logva	5.3393	2.3138	-1	8.09	金融資産の対数
logvd	2.8614	3.5421	-1	7.72			logvd	2.8587	3.5442	-1	7.72	負債の対数
n	3,3944	1,5058	1	10			n	3,4144	1,5125	1	10	世帯人員数

表1 基本統計量(その3, 1998年)

(A) 男性

サンプル1 寝たきり6か月未満・急性 (標本数 16,418) サンプル2 要介護 (標本数 16,737)

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	変数の説明
onjob	0.9234		0	1	onjob	0.9230		0	1	就業(=1)
onfset	0.0009		0	1	onfadi	0.0199		0	1	同居世帯員に要介護者が発生(=1)
onfset1	0.0009		0	1	onfadi1	0.0176		0	1	同居世帯員に要介護者が発生し、介護者でない(=1)
oncare	0.0000		0	0	oncare	0.0023		0	1	介護者(=1)
age	44.5066	13.1717	20	93	age	44.5843	13.1709	20	93	年齢
sq_age	2,154.3250	1,209.1430	400	8649	sq_age	2,161.2200	1,209.5720	400	8649	年齢の2乗
cu_age	1,115.9160	909.1112	80	8043.57	cu_age	1,120.7070	909.8231	80	8043.57	年齢の3乗/100
onmarr	0.7781		0	1	onmarr	0.7782		0	1	有配偶(=1)
hprop_1	0.0370		0	1	hprop_1	0.0367		0	1	同居世帯員に0歳の子がいる(=1)
hprop_21	0.1347		0	1	hprop_21	0.1334		0	1	同居世帯員に6歳未満の子がいる(=1)
hprop_3	0.3332		0	1	hprop_3	0.3430		0	1	同居世帯員に60歳以上の者がいる(=1)
h2	0.0903		0	1	h2	0.0913		0	1	健康意識(よくない、あまりよくない=1)
lm_3	0.0303		0	1	lm_3	0.0305		0	1	仕事への影響(=1)
ond	0.2564		0	1	ond	0.2579		0	1	療養の有無(=1)
onsymp	0.2570		0	1	onsymp	0.2583		0	1	自覚症状の有無(=1)
logly	6.0970	0.7720	0	9.24	logly	6.0969	0.7735	0	9.24	稼働所得の対数
logva	5.1765	2.4705	-1	8.96	logva	5.1818	2.4726	-1	8.96	他の世帯員の所得の対数
logvd	3.1541	3.6758	-1	8.09	logvd	3.1502	3.6741	-1	8.09	金融資産の対数
n	3,3646	1,4303	1	9	n	3,3870	1,4396	1	9	負債の対数
										世帯員数

(B) 女性

サンプル1 寝たきり6か月未満・急性 (標本数 9,830) サンプル2 要介護 (標本数 10,033)

変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	変数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	変数の説明
onjob	0.8068		0	1	onjob	0.8068		0	1	就業(=1)
onfset	0.0012		0	1	onfadi	0.0214		0	1	同居世帯員に要介護者が発生(=1)
onfset1	0.0006		0	1	onfadi1	0.0100		0	1	同居世帯員に要介護者が発生し、介護者でない(=1)
oncare	0.0006		0	1	oncare	0.0115		0	1	介護者(=1)
age	42.5261	13.1838	20	91	age	42.5549	13.1888	20	91	年齢
sq_age	1,982.2670	1,163.4760	400	8281	sq_age	1,984.8440	1,163.8860	400	8281	年齢の2乗
cu_age	994.0373	850.9381	80	7535.71	cu_age	995.8173	851.1335	80	7535.71	年齢の3乗/100
onmarr	0.6247		0	1	onmarr	0.6246		0	1	有配偶(=1)
hprop_1	0.0204		0	1	hprop_1	0.0204		0	1	同居世帯員に0歳の子がいる(=1)
hprop_21	0.0754		0	1	hprop_21	0.0753		0	1	同居世帯員に6歳未満の子がいる(=1)
hprop_3	0.3648		0	1	hprop_3	0.3759		0	1	同居世帯員に60歳以上の者がいる(=1)
h2	0.1044		0	1	h2	0.1061		0	1	健康意識(よくない、あまりよくない=1)
lm_3	0.0342		0	1	lm_3	0.0353		0	1	仕事への影響(=1)
ond	0.2608		0	1	ond	0.2624		0	1	療養の有無(=1)
onsymp	0.3158		0	1	onsymp	0.3176		0	1	自覚症状の有無(=1)
logly	5.1433	0.9057	0	8.06	logly	5.1431	0.9078	0	8.06	稼働所得の対数
logva	5.1536	2.8121	-1	9.27	logva	5.1748	2.7938	-1	9.31	他の世帯員の所得の対数
logvd	5.2192	2.4686	-1	8.09	logvd	5.2263	2.4707	-1	8.09	金融資産の対数
	2.9996	3.6384	-1	8.09		2.9896	3.6391	-1	8.09	負債の対数
	3.3080	1.4829	1	9		3.3331	1.4950	1	9	世帯員数

表2 就業継続関数の推定結果(その1, 1992年)

(A)男性				(B)女性			
サンプル1		サンプル2		サンプル1		サンプル2	
変数	限界効果	標準誤差	P値	変数	限界効果	標準誤差	P値
onfset1	-0.3267	0.2866	0.1730	onfad1	0.0089	0.0053	0.1940
oncare	-0.4387	0.2680	0.0660	oncare	-0.0088	0.0150	0.5080
age	0.0331	0.0073	0.0000	age	0.0157	0.0016	0.0000
sq_age	-0.0005	0.0002	0.0010	sq_age	-0.0003	0.0000	0.0000
cu_age	0.0002	0.0001	0.0830	cu_age	0.0002	0.0000	0.0000
onmarr	-0.1054	0.0103	0.0000	onmarr	0.0137	0.0038	0.0000
hprop_1	-0.2380	0.0361	0.0000	hprop_1	0.0072	0.0044	0.1810
hprop_21	-0.0319	0.0147	0.0230	hprop_21	0.0047	0.0034	0.2070
hprop_3	0.0071	0.0092	0.4390	hprop_3	-0.0091	0.0027	0.0000
h2	-0.0081	0.0136	0.5490	h2	-0.0116	0.0041	0.0010
lm_3	-0.0168	0.0204	0.3950	lm_3	-0.0124	0.0061	0.0140
ond	-0.0227	0.0096	0.0150	ond	-0.0035	0.0024	0.1310
onsymp	0.0129	0.0088	0.1450	onsymp	-0.0022	0.0025	0.3490
logly	0.1039	0.0047	0.0000	logly	0.0214	0.0016	0.0000
logothy	-0.0005	0.0021	0.8310	logothy	0.0010	0.0003	0.0020
logva	-0.0033	0.0016	0.0430	logva	-0.0005	0.0004	0.1680
logvd	0.0008	0.0011	0.4700	logvd	0.0003	0.0003	0.2780
n	0.0082	0.0035	0.0200	n	0.0007	0.0008	0.3920
標本数	11351			標本数	19949		
擬似R ²	0.14			擬似R ²	0.32		

変数の説明	
同居世帯員に要介護者が発生し、介護者でない(=1)	同居世帯員に0歳の子がいる(=1)
介護者(=1)	同居世帯員に6歳未満の子がいる(=1)
年齢	同居世帯員に60歳以上の者がいる(=1)
年齢の2乗	健康意識(よくない、あまりよくない(=1))
年齢の3乗	仕事への影響(=1)
有配偶(=1)	働きの有無(=1)
同居世帯員に0歳の子がいる(=1)	自覚症状の有無(=1)
同居世帯員に6歳未満の子がいる(=1)	稼働所得の対数
同居世帯員に60歳以上の者がいる(=1)	他の世帯員の所得の対数
健康意識(よくない、あまりよくない(=1))	金融資産の対数
仕事への影響(=1)	負債の対数
働きの有無(=1)	世帯人員数
自覚症状の有無(=1)	
稼働所得の対数	
他の世帯員の所得の対数	
金融資産の対数	
負債の対数	
世帯人員数	

変数の説明	
同居世帯員に要介護者が発生し、介護者でない(=1)	同居世帯員に0歳の子がいる(=1)
介護者(=1)	同居世帯員に6歳未満の子がいる(=1)
年齢	同居世帯員に60歳以上の者がいる(=1)
年齢の2乗	健康意識(よくない、あまりよくない(=1))
年齢の3乗	仕事への影響(=1)
有配偶(=1)	働きの有無(=1)
同居世帯員に0歳の子がいる(=1)	自覚症状の有無(=1)
同居世帯員に6歳未満の子がいる(=1)	稼働所得の対数
同居世帯員に60歳以上の者がいる(=1)	他の世帯員の所得の対数
健康意識(よくない、あまりよくない(=1))	金融資産の対数
仕事への影響(=1)	負債の対数
働きの有無(=1)	世帯人員数
自覚症状の有無(=1)	
稼働所得の対数	
他の世帯員の所得の対数	
金融資産の対数	
負債の対数	
世帯人員数	

表2 就業継続関数の推定結果(その2, 1995年)

(A)男性				(B)女性			
変数	限界効果	サンプル1 標準誤差	P値	変数	限界効果	サンプル2 標準誤差	P値
onfset1	-0.0164	0.0535	0.7190	onfadl1	0.0093	0.0081	0.3200
oncare	-0.0761	0.0996	0.2500	oncare	-0.1154	0.0499	0.0000
age	0.0153	0.0021	0.0000	age	0.0157	0.0021	0.0000
sq_age	-0.0003	0.0000	0.0000	sq_age	-0.0003	0.0000	0.0000
cu_age	0.0002	0.0000	0.0000	cu_age	0.0002	0.0000	0.0000
onmarr	0.0027	0.0040	0.4880	onmarr	0.0034	0.0040	0.3790
hprop_1	0.0100	0.0089	0.2080	hprop_1	0.0099	0.0088	0.2110
hprop_21	0.0095	0.0042	0.0350	hprop_21	0.0095	0.0041	0.0320
hprop_3	-0.0130	0.0040	0.0010	hprop_3	-0.0113	0.0039	0.0030
h2	-0.0216	0.0069	0.0000	h2	-0.0203	0.0067	0.0000
lm_3	-0.0085	0.0078	0.2390	lm_3	-0.0098	0.0081	0.1780
ond	-0.0025	0.0033	0.4520	ond	-0.0027	0.0034	0.4160
onsymp	0.0038	0.0032	0.2700	onsymp	0.0036	0.0032	0.2890
logly	0.0358	0.0024	0.0000	logly	0.0354	0.0024	0.0000
logthy	0.0014	0.0006	0.0100	logthy	0.0014	0.0006	0.0100
logva	-0.0008	0.0006	0.1650	logva	-0.0008	0.0006	0.1470
logvd	0.0007	0.0004	0.1210	logvd	0.0007	0.0004	0.1030
n	0.0001	0.0013	0.9500	n	-0.0001	0.0012	0.9550
標本数	18246			標本数	18565		
擬似R ²	0.28			擬似R ²	0.29		
(A)男性				(B)女性			
変数	限界効果	サンプル1 標準誤差	P値	変数	限界効果	サンプル2 標準誤差	P値
onfset1	-0.1809	0.1858	0.2450	onfadl1	-0.0613	0.0502	0.1780
oncare	-0.4214	0.1966	0.0160	oncare	-0.1429	0.0486	0.0010
age	0.0210	0.0088	0.0170	age	0.0190	0.0087	0.0300
sq_age	-0.0002	0.0002	0.2510	sq_age	-0.0002	0.0002	0.3320
cu_age	-0.0001	0.0001	0.7120	cu_age	-0.0001	0.0001	0.6060
onmarr	-0.1138	0.0107	0.0000	onmarr	-0.1076	0.0107	0.0000
hprop_1	-0.2597	0.0352	0.0000	hprop_1	-0.2652	0.0353	0.0000
hprop_21	0.0068	0.0147	0.6450	hprop_21	0.0073	0.0148	0.6200
hprop_3	0.0008	0.0100	0.9340	hprop_3	0.0003	0.0098	0.9760
h2	-0.0136	0.0145	0.3370	h2	-0.0123	0.0143	0.3790
lm_3	-0.0215	0.0242	0.3560	lm_3	-0.0209	0.0240	0.3670
ond	-0.0214	0.0099	0.0270	ond	-0.0233	0.0098	0.0160
onsymp	0.0056	0.0090	0.5390	onsymp	0.0053	0.0089	0.5580
logly	0.1082	0.0050	0.0000	logly	0.1105	0.0049	0.0000
logthy	-0.0007	0.0023	0.7460	logthy	-0.0015	0.0023	0.5150
logva	-0.0017	0.0018	0.3250	logva	-0.0020	0.0018	0.2550
logvd	-0.0003	0.0012	0.8220	logvd	-0.0004	0.0012	0.7060
n	0.0124	0.0035	3.5100	n	0.0138	0.0035	0.0000
標本数	10243			標本数	10438		
擬似R ²	0.16			擬似R ²	0.16		

変数の説明

同居世帯員に要介護者が発生し、介護者でない(=1)
介護者(=1)
年齢
年齢の2乗
年齢の3乗/100
有配偶(=1)
同居世帯員に0歳の子がいる(=1)
同居世帯員に6歳未満の子がいて、0歳の子がいない(=1)
同居世帯員に60歳以上の者がいる(=1)
健康意識(よくない、あまりよくない=1)
仕事への影響(=1)
傷病の有無(=1)
自覚症状の有無(=1)
稼働所得の対数
他の世帯員の所得の対数
金融資産の対数
負債の対数
世帯員数

変数の説明

同居世帯員に要介護者が発生し、介護者でない(=1)
介護者(=1)
年齢
年齢の2乗
年齢の3乗/100
有配偶(=1)
同居世帯員に0歳の子がいる(=1)
同居世帯員に6歳未満の子がいて、0歳の子がいない(=1)
同居世帯員に60歳以上の者がいる(=1)
健康意識(よくない、あまりよくない=1)
仕事への影響(=1)
傷病の有無(=1)
自覚症状の有無(=1)
稼働所得の対数
他の世帯員の所得の対数
金融資産の対数
負債の対数
世帯員数