



RIETI Discussion Paper Series 06-J-036

介護が高齢者の就業・退職決定に及ぼす影響

樋口 美雄

経済産業研究所

黒澤 昌子

経済産業研究所

酒井 正

国立社会保障・人口問題研究所

佐藤 一磨

慶應義塾大学

武石 恵美子

ニッセイ基礎研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

介護が高齢者の就業・退職決定に及ぼす影響*

2006年4月

樋口美雄

RIETI ファカルティフェロー

慶應義塾大学商学部

黒澤昌子

RIETI ファカルティフェロー

政策研究大学院大学

酒井正

国立社会保障・人口問題研究所

佐藤一磨

慶應義塾大学大学院商学研究科

武石恵美子

ニッセイ基礎研究所

概要

家庭内の要介護者の存在が高齢者の就業・退職決定にどのような影響を及ぼすのか、高齢者を対象としたパネル・データに基づいて分析を行った。主な分析結果は次の通りである。1) 家庭内の要介護者の存在によって、家族の就業は抑制される傾向にある。しかし、2) 介護負担によって就業が抑制されるパターンは、男性と女性で異なっている。具体的には、介護は男性では正規雇用や自営業の就業・退職決定に影響するのに対して、女性では非正規雇用の就業・退職決定に影響を与える。3) 2000年に導入された介護保険制度が、介護の就業抑制効果に変化をもたらしたかどうかははっきりした結論は得られなかった。従来、高齢者就業を阻害する要因として公的年金制度や定年制に関心が払われることが多かったが、今後は家族の介護負担を軽減するような施策に力点をおくことも高齢者の就業を促進させるうえでは重要である。

Key Word: 高齢者就業、介護、介護保険制度

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、(独) 経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

* 本稿の内容は、執筆者の所属する大学並びに研究機関の見解を示すものではない。

1 はじめに

日本人の平均寿命が伸びるにつれ、親の介護をする年齢がちょうど仕事からの引退時期に差し掛かる人が増えるようになった。1950年の平均寿命は男性59.57歳、女性62.97歳であったから、当時、親の介護を考慮に入れなければならない子どもの年齢はほぼ20歳から40歳であった。ところが男性の平均寿命が78.64歳、女性の平均寿命が85.59歳に伸びた今日（2004年）、親を介護しなければならない子どもの年齢も45～65歳に上昇していると思われる。

わが国では男女を問わず、この年齢層の就業率が高い。男性では50～54歳の人の92%、55～59歳の人の90%が働いている。女性でもそれぞれの年齢層の67%、58%の人が働いている。ところが60～64歳になると、この割合は大きく低下し、男性66%、女性39%へと下がる。それだけこの年齢層のかなりの人が、この間、労働市場から引退していきわけである。

この比率を企業に勤める雇用就業率に限定してみると、8割強の企業が60歳の一律定年制を敷いている影響を受けて、この間、もっと大きく低下する。男性では50歳代前半の78%から60歳代前半の49%に低下する。女性でもこの間、57%から26%に大きく低下する。すなわち近年、親の介護を考慮しなければならない時期が、ちょうど本人も仕事からの引退を意識しなければならない年齢の人が多いうことができよう。それだけ親の介護は子どもの労働市場からの引退に大きな影響を及ぼしていると予想される。

現に厚生労働省「国民生活基礎調査」（平成16年）によると、要介護者と同居している主な介護者の年齢は50～59歳が28.5%、60～69歳が27.4%となっており、家族の介護の担い手の半分以上が高齢層に集中していることがわかる¹。もちろん多くの介護施設ができ、さまざまな介護サービスが利用できるようになった今日、親が介護を受ける必要性が発生したからといって、親族だけですべて介護しなければならないわけではない。しかし実際には、介護は同居者の負担となっていることが多い。同調査は、（要介護者の）主な介護者のうち66.1%が同居者であり、そのほとんどが「配偶者」か「子」もしくは「子の配偶者」であることを示している。介護はいまだ同居している「身内」の負担になりがちであるのが現実のようだ。

介護に要する多大な労力と時間は、当然その担い手である高齢層の就業時間を圧迫してこよう。総務省統計局の「就業構造基本調査」（平成14年）によれば、1年以内に前職を離職した者のうち「家族の介護・看護のため」という理由で辞めた者の割合は、50～54歳で4.80%、55～59歳で3.82%となっており、他の年齢階層の場合より「家族の介護」を理由に挙げる割合が高い（表1）。再就職するにせよ引退してしまうにせよ、この年齢階層では「家族の介護」という事情が離職の大きな契機となっていることがわかる。

だが一方で、2000年度より介護保険制度が始まった。この介護保険制度には、「介護を社会

¹女性のほうが圧倒的に介護者となることが多いが（男性の約3倍）、男性が介護者になるにしても女性が介護者になるにしてもこの年齢層にかなりの割合が固まっている事実は変わらない。

化することにより、これまで介護のために家庭に縛り付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」を促進させる役割が期待されており（岩本 [6]）、同居家族による介護負担は介護保険導入によって軽減されていることも考えられる。はたして介護が就業決定に与える効果は、介護保険制度の導入以後、変化しているのだろうか²。

本稿の目的は、家庭内の要介護者の存在が高齢者の就業決定に及ぼす影響を明らかにすることにある。そしてまた介護保険制度の施行が、介護者の変化を通じて、高齢者の就業にどのような影響を及ぼしているかを検討することにある。

従来日本の高齢者就業に関する実証研究からは、健康、定年退職経験、年金受給資格といった要因が就業・退職の意思決定に影響を与えていることが知られている。だが、それらの分析は介護負担が就業確率に与える影響については検討しておらず、多くはクロスセクション・データに基づくものであった。本稿では、日本の高齢者を対象としたパネル・データを用いて、同居家族に要介護者がいることで就業が抑制されているかどうか検証する。しばしば既存研究では、データ上、「(調査対象者が) 介護をしているかどうか」といった質問項目を利用していることがある。そのような質問への回答を用いて介護が就業に与える影響を見た場合、非就業だから介護者になりやすいという可能性もあり、同時性バイアスが発生していることが考えられる。本分析では、家庭内要介護者の有無の変動と就業の変化の関係を直接的に見ることで、上記のような同時性バイアスの可能性を回避する³。また、家庭内要介護者の有無が高齢者の就業に与える影響を就業状態別にも確認する。

2 節で先行研究を概観し、本稿の位置付けについて述べる。3 節では使用するデータについて紹介し、4 節で推計モデルを説明する。推計結果を 5 節でまとめ、6 節で推計結果の頑健性等について検討した上で、7 節で暫定的ながら、結論について述べる。

2 先行研究と本稿の位置付け

日本では従来、クロスセクション・データに基づいて多くの高齢者就業に関する実証分析が行われてきた。それらの既存研究においては、公的年金制度や健康といった要因が高齢者の就業・引退決定に与える影響に専ら関心が払われていた⁴。しかしながら、単純なクロスセクション・データに基づく分析結果では、高齢者の就業決定に影響を与えるとされる要因も実際には就業状態と同時に決定されている可能性が否めない。たとえば多くの分析で用いられて

²但し、先の「就業構造基本調査」によって、介護保険制度導入以前の平成 9 年（1997 年）と平成 14 年（2002 年）の離職理由を見るかぎり、「家族の介護・看護のため」に辞めた者の割合は両年で大差なかった。

³介護と就業の間に潜む内生性への取り組みには、本稿のようなパネル推定によるもの他に、操作変数を用いた推定もある（Ettner[2]）。

⁴近年の日本における高齢者就業の実証分析に関する総括的な論考として清家・山田 [11] が参考になる。

いる自己申告による健康指標は、非就業の言い訳となっている可能性がある⁵。健康の好不調が外生的に生じているというより、観察されない個人性向によって就業と「健康」が同時に影響を受けているような場合には、パネル・データによって個人効果を除去することで上記のような問題のある程度解決することが可能である。

家族の介護負担が就業に対して及ぼす影響について、海外では特に、女性の就業行動に焦点をあてて検証が行われてきた。それらの研究には、家族の介護は女性の就業決定・就業時間に強い影響を及ぼしていないとするものもあるが（Wolf and Soldo[5]、McGarry[4]）、いずれも高齢者の就業行動と介護の関係を明示的に検討しているわけではない。引退期に差し掛かる高齢者の就業行動と介護の関係は他の年齢層とは異なることが予想される（Lumsdaine and Mitchell[3]）。

我々と近い問題意識に基づく数少ない日本の研究として岩本 [6] と清水谷・野口 [10] が挙げられる。まず、岩本 [6] は厚生労働省の「国民生活基礎調査」の個票（クロスセクション・データ）を用いて、就業状態に対して「介護」が及ぼす影響を計量分析している。その結果、調査対象者が「介護者」となった場合、有意に就業が抑制されることを見出しているが、先にも触れたように離職している者ほど介護者になりやすい傾向にあるならば、得られた結果は同時性バイアスを含んでいる可能性がある。特にサンプルを前年に就業していた者に限定した推定では介護変数の有意性が落ちているので、上のようなバイアスの可能性を排除できていないということではないのか。結果の解釈には注意が必要と思われる。また、介護保険制度導入による就業促進効果が問題意識の念頭におかれていたが、用いているデータは 1998 年までのものなので事後的に介護保険制度の効果を検証しているわけではない。

一方、清水谷・野口 [10] は、内閣府による「高齢者の介護利用状況に関するアンケート調査」と日本経済研究センターによる「高齢者の医療保険に関するアンケート」をドッキングさせて用いることで、介護保険制度の導入が同居家族（主に女性）の就業や労働時間・就労日数に対してどのような影響を与えていたのか検証している。具体的には、就業や労働時間・就労日数（被説明変数）に対する「要介護認定」のダミー変数（説明変数）の影響を、要介護者を世帯内に抱えているかどうかをコントロールしたうえで見ることで介護保険制度導入の効果を確かめている。介護保険導入以前には要介護認定は存在しなかったため、「要介護認定」のダミー変数は 1999 年のデータでは全て 0 をとる。この「要介護認定」の係数が正値をとれば、トリートメント・グループ（要介護者を抱える家族）の就業が介護保険制度導入後に促進されたことになる。推計の結果、介護保険導入直後の 2001 年では「要介護認定」ダミーは影響を持たないものの、導入から 2 年経った 2002 年では就業確率に対しても労働時間・就労日

⁵実際、より客観的な健康指標を用いたり、操作変数法による処理を行った場合、他の変数が就業に及ぼす影響も異なって推定されることが確認されている（大石 [7]）。

数に対しても有意に正の影響が見られた。但し、「要介護状態」のダミー変数自体が就業にマイナスの影響を示していないことから、そもそも介護保険導入以前から家庭内に要介護者を抱えることで家族の就業が抑制されていたかどうか（この結果表からだけでは）定かでない。また、上記データは追跡調査だとされているが、筆者の見る限りパネル推定は行っていない。

本分析では、1)（本人が介護をしているかどうかではなく）同居家族の内に要介護者がいるかどうかを示す変数を用いて、2) パネル推定することで、既存研究に潜んでいた内生性の可能性を極力回避する。家庭内要介護者の有無自体は外生的とみなせるので、その変化と就業状態の変化の関係を見ることで、従来の研究よりも因果関係を明確にすることができる。

また岩本 [6] や清水谷・野口 [10] が要介護者の家族の年齢層を限定せずにその就業選択を見ていたのに対して、本稿では特に高齢者層に焦点を絞り介護の就業への影響を検証する⁶

3 データ

本稿では、ニッセイ基礎研究所が実施した「暮らしと生活設計に関する調査」を用いて分析を行う。「暮らしと生活設計に関する調査」は 1933 年から 1947 年に生まれた男性 1502 人を対象とした高齢者パネル調査であり、1997 年より隔年で行われている。調査は 2005 年までに計 5 回行われ、現在利用可能となっているのは 1997 年から 2003 年の 4 時点である。第 1 回目の調査時で調査対象者の年齢は 50 歳から 64 歳となっている。就業状態に関する質問項目の他に、収入、金融資産、世帯、子供・両親の状況、生活意識・価値観などといった項目についても詳しく聞いている。既婚者に関しては、就学歴、収入といった項目に関して調査対象者とはほぼ共通した質問をその配偶者（妻）にも聞いている。本分析では、1997 年～2003 年の間に継続して回答したサンプル 814 人（balanced panel）とその妻の情報を用いた。

尚、「暮らしと生活設計に関する調査」が聞いている内容に近い情報は厚生労働省の「高齢者就業実態調査」でも知ることができる。しかし、この「高齢者就業実態調査」は毎回の調査でサンプルが替わり（repeated cross-sectional survey）、同一人物・同一家庭内の変化を追うことができない。また介護についての情報も含まれていない。このため、介護と就業の因果関係を正確に把握することは困難となっている。

一方、「暮らしと生活設計に関する調査」では、家庭内の要介護者の有無や誰が要介護者となっているかについても詳しく聞いている。パネル・データで 4 時点利用できるのも、家庭の介護状況と就業状態の変化の因果関係をより正確な形で捉えることが可能である。但し、ここでの「要介護」には明確な定義が与えられておらず、調査対象者による主観的な判断に依っ

⁶その他の先行研究として、西本・七條 [12] は総務庁統計局「社会生活基本調査」（平成 8 年）の個票データを用いて介護が既婚女性の就業を抑制することを確認しているが、介護をしているかどうかという変数を用いており、またパネル分析による結果ではない。

ている。介護保険制度における厳密な「要介護」認定の定義とは異なっていることには留意する必要がある⁷。この他に、介護を主に行っているのは誰か、介護を主にどこで行っているか、といった質問もされている。

本稿では、調査対象者の男性に加えてその妻も分析対象とするが、調査対象者の妻の年齢分布は第1回目の調査時点で30歳から67歳と夫に比べてかなり幅広くなっている。そのため今回の分析では、妻の年齢を45歳以上に限定した。本分析に使用する主要な変数の記述等計量は表2に掲げた通りである。

4 推計モデル

家庭内要介護者の存在が高齢者の就業にどのような影響を与えるか定量的な分析をするため、本稿では前節に述べたようなパネル・データの特徴を活かし、次のモデルを推計する。

$$y_{it}^* = x'_{it}\beta + \gamma \cdot c_{it} + u_i + v_{it},$$

$$Pr(y_{it} = 1) = Pr(y_{it}^* > 0) = Pr(v_{it} > -x'_{it}\beta - \gamma \cdot c_{it} - u_i) = F(x'_{it}\beta + \gamma \cdot c_{it} + u_i).$$

y_{it} は、就業している時に1、就業していない時に0をとる変数である。今回は「就業している」状態として、「全就業状態⁸」と「雇用就業（正規就業+非正規就業⁹）」の2つについて分析する。 x_{it} は各個人の属性を表し、具体的には本人の年齢、学歴、健康、定年退職経験の有無、推定賃金率、夫婦の財産収入和といった変数である。このうち、「健康」は「あなたの健康状態は次のうちどの状態に近いですか。」という質問に対して、「健康」もしくは「どちらかといえば健康」と回答した場合に1をとり、「あまり健康ではない」もしくは「健康ではない」と回答した場合に0をとるダミー変数である。「定年退職経験」は、それまでに一度でも定年退職もしくは早期退職優遇制度による退職を経験した場合に1、それ以外に0をとる。定年退職を経験すると継続就業していても賃金が著しく低下することが知られており（清家・山田 [11]）、引退のきっかけになることが多い。但し、この定年退職に関する質問は夫のみされており、妻については利用することができない。推定賃金率はその人が就業しなかった場合の機会費用を表す。就業した時に市場で得られるであろう賃金が高ければ、退職による逸失所得は大きく、就業し続ける可能性が高い。家計単位で就業行動が決定されているならば、配偶者の稼得能力も重要になってこよう。但し、この影響については先験的に予測できるわけではなく、本人の就業が配偶者の所得と代替的な関係にあれば配偶者の推定賃金は就業を抑制す

⁷要介護者が同居しているかどうかは「同居している方の中で、現在介護が必要な方がいらっしゃいますか。」といった形で質問されており、介護に対しては明確な定義は与えられていない。

⁸全就業形態とは自営業者、家族従業者、自由業、役員、正規従業員、パート、アルバイト、嘱託・派遣のすべての就業形態を指す。

⁹ここでの非正規就業とはパート、嘱託、派遣を指している。

るように働くであろうし、夫婦の余暇時間に補完性があれば、高い稼得能力を有する配偶者ほど働き続ける傾向が強いので、本人も働き続ける可能性がある¹⁰。実際の推定賃金率の計算はヘックマン2段階推定によって行った¹¹。 c_{it} は家庭内に要介護者がいるかどうかを示すダミー変数であり、同居者の中に介護を必要とする者がいる場合に1をとる。本稿の関心はこの介護ダミーの係数にあり、介護負担が個人の留保賃金を高め、就業を抑制する方向に働いていれば係数はマイナスの値をとることが予想される。だが、介護に大きな金銭的負担が伴うならば、所得効果によって就業が促進される可能性もある。実際にどちらの効果が大きく現れるかは、実証的な分析によって確かめられなければならない。尚、本稿では就業に与える影響として主に親の介護にともなう負担を想定しているため、要介護者が配偶者や子どもであるサンプルは事前に除いた。後には介護保険制度の影響についても分析するが、介護保険制度は65歳以上が適用対象であり（第1号被保険者）、家庭内要介護者が子どもや配偶者である場合には必ずしも介護保険の受給権者でないことも多いと思われる。また、本分析ではパネル・データを利用できるので、時間を通じて一定であるような個人特有の効果が u_i によって仮定されている。以上のような変数を用い、夫と妻それぞれについて、pooled logit、random-effect logit、fixed-effect logitによる3つの推計を行い、結果を比べることとする。

5 推計結果

5.1 サンプルの基本特性

ロジット分析を行う前に、基本的なサンプルの特性を確認しておこう¹²。表3は、各調査年で家庭内に要介護者のいるサンプルがどのくらいいるか見たものである。各調査年ともおよそ7%程度のサンプルが家庭内に要介護者を抱えていることがわかる。表4では、要介護者の調査対象者との関係を見ている。要介護者は調査対象者の実母の場合がもっとも多い。しかし、図1で要介護者の続柄別に調査対象者の年齢分布を見てみると、実母が要介護者であるケースは65歳以降で急速に少なくなり、替わって配偶者（妻）が要介護者になることが多くなる様子が見てとれる。その要介護者を誰が介護しているかを見たのが表5である。調査対象者の配偶者（妻）が介護している場合が圧倒的に多いことがわかる。次いで調査対象者本人による介護のことが多い。

それでは、家庭内に要介護者がいる者の就業率はどうなっているのか。表6を見ると、家庭内に要介護者がいる者のほうがいない者よりも基本的に就業率が低いことがわかる。この傾向は雇用就業率を見た場合でも同様である。最後に図2で、要介護者を抱えるサンプルが期間

¹⁰夫婦の退職行動を分析した Coile[1] は、夫婦の余暇時間に非対称的な補完性があることを見出している。

¹¹詳しくは補論を参照されたい。

¹²ここでは親が要介護者の場合に限定せずにサンプル特性を見ている。

中にどのように変遷するのか確かめる。図2を見ると、前年の調査時点で要介護者を抱えていても、次の時点では半数近くが要介護者を抱えなくなっている。これは必ずしも要介護者が介護を必要としなくなるまで回復したことを意味するわけではなく、さらに健康状態が悪化し、施設に入ったり死亡した場合も含んでいると思われる。いずれにせよ家族にとって継続して介護を行わなければならない期間は必ずしも長くはないと言えよう。要介護者の有無が期間中に変動することで、パネル推定も有効となる。

5.2 家庭内要介護者の存在が高齢者の就業決定に及ぼす影響

表7に夫の就業に関するロジット分析の結果を示した。家庭内に要介護者がいると、就業確率が有意に低下することが見てとれる。この結果は、係数の大きさは変わるが、パネル推定の場合でも同様であった。健康状態が良いほど就業している可能性が高く、一度定年を経験しているほうが就業確率が低い。また、年齢が高くなるにつれ就業確率が下がる。

表8は妻に関するロジット分析の結果である。夫の場合と同じように、家庭内に要介護者がいることを示すダミー変数の係数はマイナスの値を示している。しかし、パネル推定の結果では、係数の値は統計的に有意ではなかった。夫について、雇用就業確率に影響を与える要因の分析を行った結果が表9である。pooledでの推定、パネルでの推定共に介護ダミーの係数は有意にマイナスの値をとり、家庭内の要介護者の存在が夫の雇用就業を抑制していることがわかる。一方、妻の雇用就業確率に影響を与える要因については表10で見ているが、介護ダミーはマイナスの値をとっている。但し、fixed-effectによる推定では、係数の値は統計的に有意でない。介護が女性の就業を抑制しているとする先行研究の結果は内生性の問題を孕んでいた可能性がある。

以上は、介護といった要因が単に就業するかしないか（雇用就業するかしないか）という決定に与える影響の分析であった。就業形態の選択まで考えれば、家庭内に要介護者が発生することで、固定的な労働時間で働くことが要求される正規就業はあきらめざるをえないが、比較的柔軟に働ける非正規就業なら可能といったことも考えられる。そこで、上のような就業形態間の選択行動を考慮して多項ロジット（multinomial logit）による分析を行った。各個人は、正規就業、非正規就業、自営等の就業、非就業の4つの中から選択を行っていることとする。結果は表11と表12に示されている。夫の場合（表11）では、介護が「正規就業」と「自営・家族従業・自由業への就業」を有意に抑制していることが見てとれるが、嘱託といった非正規就業の決定に関しては影響を及ぼしていない。一方、妻の場合は、介護は非正規就業という選択を有意に抑制するだけで、正規就業や自営等就業の選択には影響を与えていない（表12）。家族に要介護者を抱えると、それまで非正規雇用に就いていた妻たちはその職をあきらめる。

他方、50代になっても正規就業している妻たちは、元々その仕事への愛着といったものが強く、家庭内に要介護者が発生しても仕事を辞めることはないのかもしれない。以上の多項ロジットによる分析結果より、家庭内要介護者の存在は特定の就業状態への就業決定に影響を及ぼすが、そのパターンは男女によって異なることがわかった。

5.3 介護保険制度の導入が高齢者の就業決定に及ぼす影響

家庭内に要介護者が発生することで就業が抑制されることを上で確認してきた。高齢化の進展に伴って寝たきりや痴呆の高齢者が今後急速に増えてゆくと、家族による介護だけでは充分でなくなることが予想される。2000年4月に導入された介護保険制度は、それらの事態に対応することをひとつの目的としていた（厚生省[9]）。具体的には、それまで医療制度と福祉制度で別々に対応していた老人介護を、65歳以上の者を被保険者（第1号被保険者）とした新たな社会保険制度に再編した。それらの被保険者が介護を必要とするようになったとき（または必要とするおそれがあるとき）に介護に関わる様々なサービスを提供するのがこの制度の仕組みである。それまで主に家庭内の同居者によってインフォーマルに担われてきた介護が新たな制度の導入により社会化されれば、家庭内要介護者の存在がもたらす就業抑制効果にもなんらかの変化が生じることが考えられる。第一に、介護が社会保険制度によって担われることで、家族が介護に割かなければならない労力・時間が大幅に軽減されれば、就業は促進されることになる（代替効果）。他方、それまで同居家族によって私的に負担されていた介護費用が社会保険給付によって賄われることになれば、所得効果によって就業確率が低下するということも考えられる。従って、介護保険制度の導入が介護の就業抑制効果へ及ぼす影響は、先験的には予想できない。はたして、実際に介護保険制度の導入は介護の就業抑制効果に影響を与えているのか。ここでは要介護者ダミーを2000年度以降の年次ダミーに掛け合わせることで、その影響を検証することにする。これは「差の差分法 (differences-in-differences estimation)」と呼ばれる推定法に他ならず、制度の効果を検証するのにしばしば用いられてきた。

分析結果は表13と表14に示される。夫の就業についても妻の就業についても、介護が就業を抑制させる効果が2000年以降に緩和された事実は確認できなかった。この結果は、雇用就業確率に対する介護の影響を見た場合も基本的に同じであった¹³。多項ロジットによる就業選択に関する分析についても、(2000年以降の)年次ダミーと介護ダミーの交差項を入れて推計を行った。ここでは夫の就業についてのみ結果を載せる(表15)。2003年の年次ダミーと介護ダミーの交差項が、正規と自営等の就業についてプラスに有意の値をとり、介護保険制度の導入以後、介護が就業を抑制する効果はこの2つの就業決定については緩和されている。

¹³年次ダミーをばらばらに取った場合や、1999年と2003年のサンプルのみで推計を行った場合でも、基本的な結果に変化はなかった。

制度導入後、しばらくの時間を経てから就業を促進させる効果が顕れ始めているという事実は、清水谷・野口 [10] と整合的のように思える。しかし、妻については介護の就業抑制効果が2000年以降に変化した事実は一切観察できなかった¹⁴。介護保険制度の導入が介護の就業抑制効果を緩和させる影響はいまだ限定的であるようだが、今後の変化については更に注視する必要がある。

介護保険制度の就業に及ぼす影響が限定的である理由としてはいくつかのことが考えられる。まず、介護保険制度導入以前でも介護に対する公的な支援が無かったわけではない。介護をカバーする制度が分立していたために使い勝手が悪かったという事情はあったにせよ、家族が被る介護に関わる負担は介護保険制度導入以前と導入以後でそれほど変わっていないということもありうる。また、先述したように介護保険制度が家族に及ぼす影響は就業促進効果だけとは限らない。所得効果を考えれば介護保険制度の導入が退職の確率を高めることも考えられ、就業に対しては逆方向の2つの効果が作用している可能性がある。それらの効果が相殺し合っていると、介護保険制度が就業に及ぼす影響は計量分析によっても検出されないことになる。また要介護者が同居家族による介護を望むことが多ければ（同居家族から介護されることで効用を得るならば）、介護保険制度によって市場を経由した介護サービスがいくら提供されても家族の負担は減らないかもしれない。

6 検討事項

本節では、前節に提示した推計結果の頑健性について幾つかの検討を行う。

6.1 介護の必要性によって同居を開始した可能性

本稿では上にも述べたように、家庭内に要介護者がいるかどうかという質問項目を用いることで、「介護」の発生を外生的とみなして分析を行ってきた。そうであってもしかし、このような「介護」変数が就業と同時に決まっている可能性がある。それまで別居していた場合でも、介護の必要性が出てきたために同居を開始する機会が多いことが知られている。就業を辞めたことを機に、要介護者を呼び寄せて介護するようになっているというような場合が多ければ、世帯内要介護者の有無という変数を用いても同時性バイアスは解決できていないことになる。そこで、要介護者を「呼び寄せて」介護を行っているようなケースがサンプル中にどの程度あるのか確認した。表16は、前回調査において要介護者が世帯内におらず、今回調査で要介護者が発生した場合、その要介護者が前回調査時点でも同居していたかどうかを見てい

¹⁴多項ロジットによる推定においても、介護保険制度はどの就業形態にも影響を与えていなかった。

る。これによれば、今期はじめて要介護者になった者は前期も同居していたケースがほとんどであることがわかる。退職したから、親を呼び寄せて介護を行っているということは少ないようである。「呼び寄せ」介護による同時性バイアスの問題は少ないと思われる。

6.2 配偶者の就業状況によって異なる介護の就業抑制効果

家計単位で経済活動が営まれているならば、本人の就業決定要因は配偶者の就業状況に大きく依存することが予想される。特に、上で確認してきた介護の就業抑制効果は配偶者がどのような就業をしているかによっても大分異なることが考えられる。たとえば、夫が商店などの自営就業をしていて、妻が家族従業者として働いているような場合、親が要介護状態になっても同じ条件で復帰できることから、妻は一時的に仕事を辞めやすいことが考えられる。そこで、配偶者が自営等就業をしていることを示すダミー変数¹⁵と介護ダミーの交差項を加えることで、そのような可能性を簡単に検証した。表 17・表 18 の推計結果より、妻に関して自営等就業家計では、介護がもたらす就業抑制効果が消えることが確認された。夫の自営業を手伝うという働き方は、労働時間も柔軟かつ職住近接が多い可能性が高く、介護しながら働き続けることがしやすいのだと思われる¹⁶。介護と就業の関係は、子育てと就業の関係と同じように、夫の働きかた次第で大きく異なる可能性が示唆される。

6.3 施設での介護

介護保険制度が在宅介護のみを対象としているわけではないことにも注意が必要である。介護保険制度の開始後、施設に入所させ易くなっているといったことがあれば、家庭内要介護者の存在を示すダミー変数と 2000 年以降を示すダミー変数の交差項だけでは介護保険制度導入の効果を捉えられないことになる。そもそも、家庭内で要介護状態になった者はその後、どのくらい施設に入所しているのか。図 3 は、実母が要介護状態になった場合、その後、どのような変遷をたどるのか見たものである。これによれば、初年度に要介護状態になった実母は、多くが継続して同居のまま介護されているか、死亡していることがほとんどである。施設入所は、死亡もしておらず、同居もしていない状態になった場合であると考えられるが、それらのケースはほとんどなかった。加えて、先にサンプル特性を確認したように（表 3）、2000 年以降に同居介護者が減っているという事実はない。よって、今回のサンプルに限れば、要介護状態から施設入所に移るようなケースはもともと少なく、介護保険導入以降も施設入居率が増えたわけではないと言える。但し、介護保険制度の導入が家庭内の介護負担と施設入所の両方に

¹⁵ 調査初年度（1997 年）時点における、配偶者の就業状況の情報を用いた。

¹⁶ 但し、この効果は元々、自営業の家庭における女性の就業率が高いことを拾っていることによる可能性もある。

影響を与えている可能性が否定されたわけではなく、それらのことを考慮すれば 5.3 節における結論には留保が必要となる。

7 まとめと今後の課題

本稿の分析を通して、以下の点が明らかになった。

- 就業率関数の推計より、家庭内に要介護者がいると家族の就業は抑制される傾向が見出された。しかしながら、妻の就業に関するパネル推定の一部では、介護の就業抑制効果は有意でなかったことから、就業していないから介護を引き受けているといったケースもあることは否定できない。
- 男性と女性で介護が就業を抑制するパターンは異なる。具体的には、介護は、男性では正規雇用や自営業の就業・退職決定について影響するのに対して、女性では非正規就業の就業・退職決定に影響を与える。
- 2000年に導入された介護保険制度については、全般的に介護の就業抑制効果に影響を与えていた傾向は見られず、その効果は限定的なものに留まっていた。

高齢者の就業率を上げる目的から、従来は定年制や公的年金制度に内在する就労抑制効果が問題視され、制度の改変が行われてきた¹⁷。しかし、人々の引退時期と家庭に要介護者を抱える時期が重なることの多い現実を考えるならば、今後は家族の介護負担を軽減するような政策こそが高齢者の就業促進には重要になるとと思われる。現行の介護保険制度に、家族の介護負担を軽くすることで就労を促進させる効果があるかどうかは、本稿の実証分析からは明確にはならなかった。但し、2003年について、男性の介護の就業抑制効果が幾分緩和されているようにも見えるので、介護保険制度の影響は徐々に浸透してきていると考えることもできる。介護保険制度が就業に対して及ぼす影響については今後もその動向を見守る必要がある。

本稿に残された課題として、次のような点が挙げられる。本稿では、単に親が介護を必要としているかどうか家族の主観的な判断に委ねられた質問項目に従い、介護負担の有無を表す変数を作成して用いた。実際には介護負担にも軽重がある。同じ要介護状態と判断されても、一日数時間程度の介護で済むのか、時を選ばない介護が必要となるのかで、就業の意思決定は大分変わってこよう。本来ならば、要介護状態の程度を把握するか、介護に割く時間数を捕捉し、就業への影響を見たいところである。また、上のこととも関連するが、単に就業しているかどうかだけでなく介護負担によって労働時間が短縮されたかどうかかわかると、より実態に即

¹⁷たとえば、大竹・山鹿（2003）は DD 法を用いて、在職老齢年金制度が 60 歳代前半層の労働供給を抑制することを明らかにしているが、同時に、制度改正によってそれらの効果が弱まってきていることも示した。

した就業行動を捉えることができ、先行研究との比較も可能になる。だが、「暮らしと生活設計に関する調査」では、肝心の妻の労働時間について聞いていない。以上の点は、データ上の制約でもあり、今後質問内容の発展を期待したいが、推計上もなんらかの工夫が求められるかもしれない。

また、介護は介護をする者の健康状態とも深く関わっていると思われる。もともと非常に健康ならば介護を楽にこなすことができ、介護が就業を抑制する効果は小さいかもしれない。その一方で、長引く介護が介護者の健康を悪化させてしまうということも十分に考えられる。介護と健康の因果関係についてもモデル上、本来は検討を要することだろう。推計モデルに関しては、本稿の分析は、単純なロジット・モデルであるため、介護をはじめとする様々な要因が就業確率に与える効果は、非就業の状態から就業状態になる場合も就業状態から非就業の状態になる場合も同じと考えていることになる。実際には、健康状態や介護は高齢期の退職行動には強く影響を及ぼしても、再就職行動にはあまり影響を及ぼさないといったことも考えられる。そのような各要因が就業行動に非対称に影響を及ぼす可能性を検証するためには、推計モデルに工夫が必要となるため、稿を改めて行うことにする。

8 補論：賃金率の作成方法

ここでは推定賃金率の作成方法について説明する。推定賃金率を作成するにあたって、賃金に関する情報と労働時間に関する情報が必要となるが、ニッセイ基礎研究所の「暮らしと生活設計に関する調査」のデータからは妻の労働時間に関する情報がない。このため、「賃金構造基本調査」から労働時間に関する情報を取得し、賃金率を作成していく。この際、夫も同様に「賃金構造基本調査」から採取した労働時間を使用していく。これは夫の労働時間に関する質問では少なからず無回答があり、そのまま使用するとサンプル数が減少してしまうためである。

(1) 夫・妻とも1年間の勤労収入を使用する。この値は「暮らしと生活設計に関する調査」のデータを使用している。この勤労収入はボーナスを含んだ形となっている。

(2) 次に「賃金構造基本調査」から採取したデータから年間の総労働時間を作成していく。まず、正規・役員・自営・自由・家族従業者の労働時間を作成する。作成式は以下の通り。

$$(A) \text{1年間の総労働時間} = (\text{1ヶ月間の所定内労働時間} + \text{1ヶ月間の超過実労働時間} \times 1.25) \times 12$$

ここで使用した1ヶ月間の所定内労働時間や超過実労働時間は年齢、学歴、性別ごとにデータを取れる。これを利用して条件付けし、各労働時間を決定した。次に非正規就業者（パート、嘱託、派遣）の年間労働時間を作成する。作成式は以下の通り。

(B) 1年間の総労働時間 = (1日の所定内労働時間 × 1ヶ月間の実働労働日数) × 12
非正規就業者の場合、年齢、性別ごとにデータが取れる。ここでも同様に条件付けし、各労働時間を決定した。

(3) 以上で作成した年間総労働時間で年間勤労収入を割り、対数を取る。

賃金率 = \log (年間勤労収入 / (A) or (B) 年間総労働時間)

参考文献

- [1] Coile, C., 2003, "Retirement Incentives and Couples' Retirement Decisions," *NBER Working Paper* No. 9496
- [2] Ettner, S., 1996, "The Opportunity Costs of Elder Care," *Journal of Human Resources* 31(1): 189-205
- [3] Lumsdaine, R., and O. Mitchell, 1999, "New Developments in the Economic Analysis of Retirement," In *Handbook of Labor Economics*, vol. 3C, eds., O. Ashenfelter and D. Card, pp.3261-3307. New York: Elsevier Science.
- [4] McGarry, K., 2003, "Does Caregiving Affect Work? Evidence based on Prior Labor Force Experience," In *Health Care Issues in the United States and Japan*, David A. Wise, ed. Chicago: University of Chicago Press.
- [5] Wolf, D., and B. Soldo, 1994, "Married Women's Allocation of Time to Employment and Care of Elderly Parents," *Journal of Human Resources* 29(4): 1259-76
- [6] 岩本康志, 2001, 「要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化」岩本康志編著『社会福祉と家族の経済学』東洋経済新報社。
- [7] 大石亜希子, 2000, 「高齢者の就業決定における健康要因の影響」『日本労働研究雑誌』No.481 pp.51-62
- [8] 大竹文雄・山鹿久木, 2003, 「在職高齢年金制度と男性高齢者の労働供給」国立社会保障・人口問題研究所編『選択の時代の社会保障』東京大学出版会。
- [9] 厚生省, 1999, 「介護保険制度 Q&A」(http://www1.mhlw.go.jp/topics/kaigo99_4/kaigo5.html)
- [10] 清水谷諭・野口晴子, 2004, 『介護・保育サービス市場の経済分析 ミクロデータによる実態解明と政策提言』東洋経済新報社。

[11] 清家篤・山田篤裕, 2004, 『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社。

[12] 西本真弓・七條達弘, 2004, 「親との同居と介護が既婚女性の就業に及ぼす影響」『季刊家計経済研究』 No.61 pp.62-72

表1. 年齢階層別 前職の離職理由(1年以内の離職者)

| 前職の離職理由 | 合計 | 人員整理 ・ 勸奨 退職のため | 会社倒産 ・ 事業所 閉鎖のため | 事業不振 や先行き 不安 | 一時的に ついでに 仕事だから | 収入が 少なかった | 労働 条件が 悪かった | 自分に向かない 仕事だった | 家族の 転職・ 転勤又は 事業所の 移転のため | 定年又は 雇用契約 の満了のため | 病気・ 高齢のため | 結婚のため | 育児のため | 家族の 介護・ 看護のため | その他 |
|---------|--------|-----------------------|------------------------|--------------------|-----------------------|--------------|-------------------|------------------|-------------------------------------|------------------------|--------------|-------|-------|---------------------|-------|
| 年齢計 | 100.00 | 10.12 | 7.68 | 5.16 | 8.23 | 6.08 | 9.96 | 5.75 | 1.17 | 10.67 | 7.17 | 2.95 | 3.20 | 1.70 | 19.99 |
| 15～19歳 | 100.00 | 1.93 | 2.55 | 1.20 | 27.44 | 8.88 | 12.84 | 9.73 | 0.62 | 1.89 | 1.10 | 0.67 | 0.51 | 0.18 | 30.37 |
| 20～24 | 100.00 | 3.25 | 3.84 | 3.23 | 17.92 | 7.64 | 14.62 | 9.41 | 0.61 | 3.03 | 2.13 | 4.28 | 2.49 | 0.27 | 27.19 |
| 25～29 | 100.00 | 5.58 | 5.08 | 5.13 | 7.86 | 7.02 | 14.74 | 7.91 | 1.42 | 4.77 | 2.60 | 9.25 | 7.02 | 0.49 | 21.00 |
| 30～34 | 100.00 | 7.49 | 7.35 | 6.73 | 6.67 | 7.40 | 11.98 | 6.25 | 1.98 | 5.03 | 3.36 | 4.44 | 9.61 | 0.91 | 20.66 |
| 35～39 | 100.00 | 11.93 | 8.73 | 7.59 | 5.81 | 8.73 | 11.37 | 5.47 | 2.27 | 3.72 | 3.54 | 2.03 | 5.37 | 1.45 | 21.72 |
| 40～44 | 100.00 | 12.14 | 11.41 | 7.71 | 5.35 | 9.15 | 11.75 | 6.17 | 1.92 | 4.14 | 5.62 | 0.75 | 1.61 | 2.57 | 19.62 |
| 45～49 | 100.00 | 17.08 | 14.57 | 7.98 | 3.69 | 7.66 | 8.81 | 5.18 | 1.92 | 3.20 | 6.61 | 0.28 | 0.32 | 3.63 | 19.07 |
| 50～54 | 100.00 | 22.51 | 14.53 | 6.94 | 3.00 | 5.08 | 5.96 | 4.29 | 1.05 | 3.58 | 8.17 | 0.37 | 0.35 | 4.80 | 19.36 |
| 55～59 | 100.00 | 28.42 | 12.09 | 6.00 | 1.94 | 2.28 | 4.84 | 2.60 | 0.96 | 7.85 | 11.35 | 0.02 | 0.26 | 3.82 | 17.33 |
| 60～64 | 100.00 | 9.76 | 6.52 | 2.69 | 1.78 | 0.98 | 1.91 | 0.67 | 0.28 | 55.95 | 9.39 | 0.07 | 0.13 | 1.78 | 7.78 |
| 65～69 | 100.00 | 8.54 | 6.47 | 3.90 | 3.27 | 0.48 | 1.43 | 0.16 | 0.22 | 38.31 | 24.31 | 0.06 | 0.06 | 2.67 | 9.77 |
| 70～74 | 100.00 | 6.29 | 7.77 | 3.28 | 2.38 | 0.64 | 0.32 | 0.13 | 0.06 | 21.90 | 42.45 | - | - | 2.57 | 11.50 |
| 75歳以上 | 100.00 | 3.78 | 4.56 | 3.22 | 1.44 | 0.33 | 0.11 | 0.33 | - | 7.22 | 66.44 | - | - | 2.11 | 10.11 |

資料出所： 総務省統計局「就業構造基本調査（平成14年）」

表2 基本統計量

| 変数 | 観察数 | 平均 | 標準偏差 | 最小値 | 最大値 |
|------------|------|--------|----------|----------|----------|
| 介護ダミー | 3010 | 0.066 | 0.249 | 0 | 1 |
| 財産収入和 | 3059 | 52.159 | 1825.757 | 0 | 100000 |
| 推定賃金率(妻) | 3009 | 7.896 | 0.186 | 7.526751 | 8.648073 |
| 健康ダミー(妻) | 3019 | 0.890 | 0.313 | 0 | 1 |
| 年齢(妻) | 3009 | 57.759 | 5.308 | 45 | 73 |
| 中卒(妻) | 3059 | 0.276 | 0.447 | 0 | 1 |
| 高校卒(妻) | 3059 | 0.543 | 0.498 | 0 | 1 |
| 短大・専門卒(妻) | 3059 | 0.118 | 0.323 | 0 | 1 |
| 大学・大学院卒(妻) | 3059 | 0.041 | 0.198 | 0 | 1 |
| 推定賃金率(夫) | 3059 | 7.979 | 0.326 | 7.158369 | 8.66644 |
| 健康ダミー(夫) | 2961 | 0.843 | 0.364 | 0 | 1 |
| 年齢(夫) | 3059 | 60.681 | 4.863 | 50 | 70 |
| 定年退職経験ダミー | 3059 | 0.326 | 0.469 | 0 | 1 |
| 中卒(夫) | 3059 | 0.275 | 0.447 | 0 | 1 |
| 高校卒(夫) | 3059 | 0.457 | 0.498 | 0 | 1 |
| 短大・専門卒(夫) | 3059 | 0.076 | 0.266 | 0 | 1 |
| 大学・大学院卒(夫) | 3059 | 0.186 | 0.389 | 0 | 1 |

(注1) サンプル数が一定ではないのは無回答があるためである。

表3 同居介護者の有無

| | 97年 | 99年 | 01年 | 03年 |
|-------|----------|----------|----------|----------|
| 介護者あり | 54(7) | 55(7) | 54(7) | 57(7) |
| なし | 725(93) | 743(93) | 733(93) | 738(93) |
| 全体 | 779(100) | 798(100) | 787(100) | 795(100) |

(注1)ニッセイ基礎研究所「中高年パネル」から作成
(注2)サンプルの中に無回答が存在するため、全体のサンプルが一定ではない。
(注3)括弧内は%表示

表4 同居介護者の調査対象者との続柄

| | 配偶者(妻) | 子供 | 子供の配偶者 | 実父 | 実母 | 義父 | 義母 | 祖父 | 祖母 | その他 | 無回答 | 合計 |
|-----|---------|--------|--------|----------|----------|--------|---------|--------|--------|--------|---------|---------|
| 97年 | 2(3.4) | 1(1.7) | 0(0.0) | 12(20.7) | 33(56.9) | 1(1.7) | 7(12.1) | 0(0.0) | 0(0.0) | 2(3.4) | 0(0.0) | 58(100) |
| 99年 | 2(3.4) | 0(0.0) | 0(0.0) | 7(12.1) | 33(56.9) | 1(1.7) | 7(12.1) | 2(3.4) | 0(0.0) | 0(0.0) | 6(10.3) | 58(100) |
| 01年 | 3(5.2) | 1(1.7) | 0(0.0) | 6(10.3) | 31(53.4) | 0(0.0) | 9(15.5) | 0(0.0) | 1(1.7) | 1(1.7) | 6(10.3) | 58(100) |
| 03年 | 7(11.9) | 2(3.4) | 0(0.0) | 5(8.5) | 28(47.5) | 1(1.7) | 7(11.9) | 0(0.0) | 0(0.0) | 2(3.4) | 7(11.9) | 59(100) |

(注1)ニッセイ基礎研究所「中高年パネル調査」から作成
(注2)括弧内は%表示

表5 同居介護者の主な介護者

| | 調査対象者自身 | 配偶者(妻) | 子供の配偶者 | 実父 | 実母 | その他 | 無回答 | 合計 |
|-----|----------|----------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|
| 97年 | 8(14.8) | 38(70.4) | 1(1.9) | 1(1.9) | 5(9.3) | 1(1.9) | 0(0.0) | 54(100) |
| 99年 | 10(18.2) | 44(80.0) | 0(0.0) | 1(1.8) | 0(0.0) | 0(0.0) | 0(0.0) | 55(100) |
| 01年 | 5(9.3) | 46(85.2) | 0(0.0) | 0(0.0) | 1(1.9) | 0(0.0) | 2(3.7) | 54(100) |
| 03年 | 16(28.1) | 40(70.2) | 0(0.0) | 1(1.8) | 0(0.0) | 0(0.0) | 0(0.0) | 57(100) |

(注1)ニッセイ基礎研究所「中高齢パネル調査」から作成

(注2)括弧内は%表示

表6 介護状況と就業率

| 就業率(全就業形態) | 1997年 | 1999年 | 2001年 | 2003年 |
|---------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 介護者あり(夫) | 40(74.1) | 35(64.8) | 35(66) | 37(64.9) |
| 介護者なし(夫) | 599(83.2) | 572(77.5) | 540(74.3) | 494(67) |
| 介護者あり(妻) | 23(44.2) | 29(53.7) | 25(47.2) | 17(30.9) |
| 介護者なし(妻) | 397(56.6) | 357(50) | 336(48) | 286(40.2) |
| 雇用就業率(正規+パート) | 1997年 | 1999年 | 2001年 | 2003年 |
| 介護者あり(夫) | 10(18.5) | 12(21.82) | 9(16.67) | 10(17.54) |
| 介護者なし(夫) | 247(34.1) | 231(31.1) | 182(24.8) | 165(22.4) |
| 介護者あり(妻) | 13(24.1) | 12(21.8) | 8(14.8) | 7(12.9) |
| 介護者なし(妻) | 208(28.7) | 186(25.0) | 170(23.2) | 149(20.2) |

(注1)ニッセイ基礎研究所「中高齢パネル調査」から作成

(注2)括弧内は%表示

(注3)全就業形態とは全就業形態とは自営業者、家族従業者、自由業、役員、正規従業員、パート、アルバイト、嘱託・派遣のすべての就業形態を指す。

表7 介護が夫の就業決定に与える影響分析(全就業)

| 被説明変数：全就業(夫) 就業=1 無業=0 | pooled | pooled | random-effect | fixed-effect |
|------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] |
| 健康(夫) | 1.094 *** [0.123] | 1.126 *** [0.124] | 1.412 *** [0.249] | 0.738 ** [0.326] |
| 介護ダミー | -0.540 *** [0.195] | -0.501 ** [0.198] | -1.081 *** [0.367] | -1.197 *** [0.432] |
| 定年経験ダミー | -1.173 *** [0.102] | -1.185 *** [0.103] | -2.560 *** [0.280] | -2.153 *** [0.455] |
| 推定勤労収入(夫) | | -0.045 [0.241] | -0.509 [0.550] | 1.880 [2.282] |
| 推定勤労収入(妻) | | 0.617 * [0.327] | 0.727 [0.719] | -2.119 [2.160] |
| 財産収入和 | -0.0001 [0.0001] | -0.0001 [0.0001] | -0.0003 [0.0003] | 0.000 [0.001] |
| 年齢(夫) | -0.190 *** [0.013] | -0.206 *** [0.021] | -0.367 *** [0.055] | -0.042 [0.249] |
| 高校卒 | 0.196 * [0.116] | | | |
| 短大・専門卒 | 0.128 [0.209] | | | |
| 大学・大学院卒 | 0.420 *** [0.157] | | | |
| 定数項 | 12.375 *** [0.837] | 9.026 *** [2.934] | 23.265 *** [6.194] | |
| 推定方法 | pooled logit | pooled logit | random-effect logit | fixed-effect logit |
| 観察数 | 2903 | 2858 | 2858 | 849 |
| サンプル数 | - | - | 770 | 223 |
| 対数尤度 | -1246.8068 | -1227.0229 | -1014.0505 | -240.79748 |

(注1) 括弧内は標準誤差、*は10%、**は5%、***は1%で有意であることを示している。
(注2) 学歴ダミーのレファレンスは中卒となっている。
(注3) 推定賃金率はヘックマンの2段階推定で推定した値を使用している。
(注4) ハウスマン検定の結果、fixed-effectモデルが採択された。

表8 介護が妻の就業決定に与える影響分析(全就業)

| 被説明変数：全就業(妻) 就業=1 無業=0 | pooled | pooled | random-effect | fixed-effect |
|------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|
| | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] |
| 健康(妻) | 0.533 *** [0.128] | 0.552 *** [0.128] | 0.548 ** [0.248] | 0.112 [0.277] |
| 介護ダミー | -0.254 * [0.154] | -0.259 * [0.154] | -0.395 [0.292] | -0.229 [0.348] |
| 推定勤労収入(妻) | | 0.122 [0.272] | -0.100 [0.664] | -1.467 [1.327] |
| 推定勤労収入(夫) | | -0.474 *** [0.181] | 0.067 [0.489] | 2.304 * [1.337] |
| 財産収入和 | 0.0001 [0.0001] | 0.0001 [0.0001] | 0.000002 [0.00006] | -0.002 * [0.001] |
| 年齢(妻) | -0.104 *** [0.008] | -0.124 *** [0.013] | -0.223 *** [0.042] | -0.032 [0.134] |
| 高校卒 | -0.071 [0.091] | | | |
| 短大・専門卒 | -0.257 * [0.135] | | | |
| 大学・大学院卒 | -0.024 [0.205] | | | |
| 定数項 | 5.556 *** [0.487] | 9.451 *** [2.035] | 12.553 *** [4.555] | |
| 推定方法 | pooled logit | pooled logit | random-effect logit | fixed-effect logit |
| 観察数 | 2925 | 2925 | 2925 | 1178 |
| サンプル数 | - | - | 770 | 306 |
| 対数尤度 | -1915.1753 | -1913.2803 | -1511.937 | -393.0197 |

(注1) 括弧内は標準誤差、*は10%、**は5%、***は1%で有意であることを示している。
(注2) 学歴ダミーのレファレンスは中卒となっている。
(注3) 推定賃金率はヘックマンの2段階推定で推定した値を使用している。
(注4) ハウスマン検定の結果、fixed-effectモデルが採択された。

表9 介護が夫の就業決定に与える影響分析(正規+非正規就業)

| 被説明変数：全就業(夫) 就業=1 無業=0 | pooled | pooled | random-effect | fixed-effect |
|------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] |
| 健康(夫) | 1.082 *** [0.158] | 1.128 *** [0.158] | 1.656 *** [0.306] | 1.163 *** [0.429] |
| 介護ダミー | -0.727 *** [0.245] | -0.682 *** [0.247] | -1.300 *** [0.443] | -1.457 ** [0.616] |
| 定年経験ダミー | -0.547 *** [0.126] | -0.525 *** [0.127] | -1.440 *** [0.291] | -1.928 *** [0.488] |
| 推定勤労収入(夫) | | -0.155 [0.304] | -1.106 [0.687] | 0.147 [2.882] |
| 推定勤労収入(妻) | | 0.555 [0.393] | 1.058 [0.818] | -0.418 [2.717] |
| 財産収入和 | -0.001 [0.001] | -0.001 [0.001] | -0.001 [0.002] | 0.0001 [0.002] |
| 年齢(夫) | -0.241 *** [0.016] | -0.265 *** [0.026] | -0.467 *** [0.066] | -0.184 [0.311] |
| 高校卒 | 0.368 ** [0.143] | | | |
| 短大・専門卒 | 0.068 [0.263] | | | |
| 大学・大学院卒 | 0.400 ** [0.191] | | | |
| 定数項 | 14.357 *** [1.027] | 12.877 *** [3.562] | 29.201 *** [7.511] | |
| 推定方法 | pooled logit | pooled logit | random-effect logit | fixed-effect logit |
| 観察数 | 1644 | 1624 | 1624 | 538 |
| サンプル数 | - | - | 544 | 151 |
| 対数尤度 | -836.5966 | -831.0135 | -719.4643 | -155.708 |

(注1) 括弧内は標準誤差、*は10%、**は5%、***は1%で有意であることを示している。
(注2) 学歴ダミーのレファレンスは中卒となっている。
(注3) 推定賃金率はヘックマンの2段階推定で推定した値を使用している。
(注4) ハウスマン検定の結果、fixed-effectモデルが採択された。

表10 介護が妻の就業決定に与える影響分析(正規+非正規就業)

| 被説明変数：全就業(妻) 就業=1 無業=0 | pooled | pooled | random-effect | fixed-effect |
|------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|
| | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] |
| 健康(妻) | 0.700 *** [0.171] | 0.736 *** [0.171] | 0.980 *** [0.332] | 0.567 [0.398] |
| 介護ダミー | -0.466 ** [0.194] | -0.509 ** [0.197] | -0.833 ** [0.386] | -0.490 [0.469] |
| 推定勤労収入(妻) | | 0.263 [0.330] | 0.714 [0.781] | -2.600 [1.720] |
| 推定勤労収入(夫) | | -0.782 *** [0.223] | -1.101 ** [0.549] | 3.528 ** [1.702] |
| 財産収入和 | 0.00003 [0.00005] | 0.00003 [0.00005] | 0.00002 [0.00010] | -0.003 [0.002] |
| 年齢(妻) | -0.129 *** [0.010] | -0.167 *** [0.017] | -0.344 *** [0.049] | 0.117 [0.165] |
| 高校卒 | -0.016 [0.113] | | | |
| 短大・専門卒 | -0.217 [0.165] | | | |
| 大学・大学院卒 | 0.152 [0.235] | | | |
| 定数項 | 6.198 *** [0.601] | 12.477 *** [2.457] | 20.645 *** [5.533] | |
| 推定方法 | pooled logit | pooled logit | random-effect logit | fixed-effect logit |
| 観察数 | 2282 | 2282 | 2282 | 732 |
| サンプル数 | - | - | 683 | 200 |
| 対数尤度 | -1343.5 | -1338.316 | -1065.916 | -247.996 |

(注1) 括弧内は標準誤差、*は10%、**は5%、***は1%で有意であることを示している。
(注2) 学歴ダミーのレファレンスは中卒となっている。
(注3) 推定賃金率はヘックマンの2段階推定で推定した値を使用している。
(注4) ハウスマン検定の結果、fixed-effectモデルが採択された。

表11 介護が夫の就業に与える影響分析 (multinomial logitモデル)

| 被説明変数 正規就業=1 非正規就業=2 自営・家族・自由業就業=3 非就業=4 | 正規就業 | 非正規就業 | 自営・家族・自由業就業 |
|--|--|--------------------------|-----------------------|
| | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] |
| 健康(夫) | 0.566 *** [0.165] | 0.733 *** [0.192] | 0.612 *** [0.134] |
| 介護ダミー | -0.866 *** [0.234] | -0.238 [0.271] | -0.367 * [0.189] |
| 推定勤労収入(夫) | 12.021 *** [0.2680] | 21.077 *** [3.851] | 2.344 [1.950] |
| 推定勤労収入(妻) | 0.134 [0.402] | -0.209 [0.496] | -0.297 [0.359] |
| 財産収入和 | -0.003 *** [0.001] | -0.002 [0.001] | -0.00001 [0.00003] |
| 年齢(夫) | 0.113 [0.077] | 0.754 *** [0.135] | -0.008 [0.062] |
| 高校卒 | -2.042 *** [0.576] | -4.134 *** [0.814] | -0.658 [0.425] |
| 短大・専門卒 | -4.062 *** [0.946] | -7.121 *** [1.343] | -0.535 [0.696] |
| 大学・大学院卒 | -6.511 *** [1.492] | -11.903 *** [2.140] | -1.760 [1.093] |
| 定数項 | -103.586 *** [26.250] | -211.409 *** [38.943] | -16.270 [19.678] |
| 年次ダミー (99・01・03年) | yes | yes | yes |
| 推定方法 観察数 対数尤度 | multinomial logit 2873 -3356.197 | | |

(注1) 括弧内は標準誤差、*は10%、**は5%、***は1%で有意であることを示している。
(注2) 推定のベースは非就業となっている。
(注3) 推定賃金率はヘックマンの2段階推定で推定した値を使用している。
(注4) 年次ダミーは99年、01年、03年が入れている。

表12 介護が妻の就業に与える影響分析 (multinomial logitモデル)

| 被説明変数 正規就業=1 非正規就業=2 自営・家族・自由業就業=3 非就業=4 | 正規就業 | 非正規就業 | 自営・家族・自由業就業 |
|--|---|------------------------|--------------------|
| | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] |
| 健康(妻) | 0.630 ** [0.271] | 0.773 *** [0.196] | 0.208 [0.166] |
| 介護ダミー | -0.308 [0.285] | -0.588 *** [0.221] | -0.172 [0.206] |
| 推定勤労収入(妻) | -8.596 *** [2.573] | -4.148 *** [1.497] | -0.095 [1.367] |
| 推定勤労収入(夫) | -1.567 *** [0.435] | -0.797 *** [0.293] | -0.233 [0.298] |
| 財産収入和 | 0.0002 [0.0002] | -0.0002 [0.001] | 0.0001 [0.0001] |
| 年齢(夫) | -0.033 [0.053] | -0.034 [0.036] | -0.058 [0.035] |
| 高校卒 | 0.469 ** [0.230] | 0.437 *** [0.152] | -0.070 [0.146] |
| 短大・専門卒 | 2.990 *** [0.948] | 1.574 *** [0.563] | -0.176 [0.522] |
| 大学・大学院卒 | 4.435 *** [1.155] | 2.125 *** [0.702] | -0.060 [0.661] |
| 定数項 | 78.176 *** [17.947] | 38.351 *** [10.288] | 4.722 [9.325] |
| 年次ダミー (99・01・03年) | yes | yes | yes |
| 推定方法 観察数 対数尤度 | multinomial logit 2937 -3179.5148 | | |

(注1) 括弧内は標準誤差、*は10%、**は5%、***は1%で有意であることを示している。
(注2) 推定のベースは非就業となっている。
(注3) 推定賃金率はヘックマンの2段階推定で推定した値を使用している。
(注4) 年次ダミーは99年、01年、03年が入れている。

表13 介護保険制度の導入が夫の就業決定に与える影響分析(全就業)

| 被説明変数 : 全就業(夫) 就業=1 無業=0 | pooled | pooled | random-effect | fixed-effect |
|--------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] |
| 健康(夫) | 1.089 *** [0.124] | 1.113 *** [0.124] | 1.517 *** [0.255] | 0.749 ** [0.329] |
| 介護ダミー | -0.838 *** [0.279] | -0.750 *** [0.284] | -0.927 * [0.469] | -0.846 * [0.489] |
| 定年経験ダミー | -1.169 *** [0.103] | -1.187 *** [0.104] | -2.973 *** [0.289] | -2.303 *** [0.442] |
| 推定勤労収入(夫) | | 0.226 [0.264] | 3.771 *** [0.449] | 3.097 *** [0.719] |
| 推定勤労収入(妻) | | 0.470 [0.332] | -3.201 *** [0.614] | -3.320 *** [0.965] |
| 財産収入和 | -0.0001 [0.0001] | -0.0001 [0.0001] | -0.0003 [0.0003] | -0.0004 [0.001] |
| 年次ダミー(01~03年) | 0.208 * [0.114] | 0.283 ** [0.124] | 0.712 *** [0.226] | 0.545 [0.342] |
| 介護×年次ダミー(01~03年) | 0.539 [0.389] | 0.429 [0.394] | -0.389 [0.617] | -1.364 * [0.820] |
| 年齢(夫) | -0.201 *** [0.014] | -0.203 *** [0.021] | | |
| 高校卒 | 0.175 [0.117] | | | |
| 短大・専門卒 | 0.104 [0.210] | | | |
| 大学・大学院卒 | 0.390 ** [0.157] | | | |
| 定数項 | 13.008 *** [0.896] | 7.706 ** [2.993] | -2.460 [5.027] | |
| 推定方法 | pooled logit | pooled logit | random-effect logit | fixed-effect logit |
| 観察数 | 2903 | 2858 | 2858 | 849 |
| サンプル数 | - | - | 770 | 223 |
| 対数尤度 | -1243.2653 | -1222.9381 | -1033.2709 | -238.33804 |

(注1) 括弧内は標準誤差、*は10%,**は5%,***は1%で有意であることを示している。
(注2) 学歴ダミーのレファレンスは中卒となっている。
(注3) 推定賃金率はヘックマンの2段階推定で推定した値を使用している。
(注4) ハウスマン検定の結果、fixed-effectモデルが採択された。
(注5) ここで使用されている年次ダミーは01年、03年の時に1、それ以外は0となるダミー変数である。

表14 介護保険制度の導入が妻の就業決定に与える影響分析(全就業)

| 被説明変数 : 全就業(妻) 就業=1 無業=0 | pooled | pooled | random-effect | fixed-effect |
|--------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 係数 [標準偏差] | 係数 [標準偏差] | 係数 [標準偏差] | 係数 [標準偏差] |
| 健康(妻) | 0.532 *** [0.128] | 0.561 *** [0.128] | 0.478 * [0.244] | 0.132 [0.278] |
| 介護ダミー | -0.228 [0.213] | -0.245 [0.215] | -0.135 [0.417] | 0.159 [0.445] |
| 推定勤労収入(妻) | | 0.195 [0.280] | -2.844 *** [0.487] | -2.793 *** [0.742] |
| 推定勤労収入(夫) | | -0.571 *** [0.200] | 2.639 *** [0.367] | 3.680 *** [0.595] |
| 財産収入和 | 0.0001 [0.0001] | 0.0001 [0.0001] | 0.00003 [0.00006] | -0.002 * [0.001] |
| 年次ダミー(01~03年) | 0.018 [0.085] | -0.102 [0.093] | 0.255 [0.176] | 0.595 ** [0.261] |
| 介護×年次ダミー(01~03年) | -0.056 [0.307] | -0.022 [0.308] | -0.661 [0.521] | -0.843 [0.562] |
| 年齢(妻) | -0.105 *** [0.008] | -0.126 *** [0.014] | | |
| 高校卒 | -0.072 [0.091] | | | |
| 短大・専門卒 | -0.259 * [0.136] | | | |
| 大学・大学院卒 | -0.026 [0.205] | | | |
| 定数項 | 5.582 *** [0.507] | 9.799 *** [2.059] | 0.751 [4.118] | |
| 推定方法 | pooled logit | pooled logit | random-effect logit | fixed-effect logit |
| 観察数 | 2925 | 2925 | 2925 | 1178 |
| サンプル数 | - | - | 770 | 306 |
| 対数尤度 | -1915.1434 | -1912.6183 | -1526.103 | -389.70544 |

(注1) 括弧内は標準誤差、*は10%,**は5%,***は1%で有意であることを示している。
(注2) 学歴ダミーのレファレンスは中卒となっている。
(注3) 推定賃金率はヘックマンの2段階推定で推定した値を使用している。
(注4) ハウスマン検定の結果、fixed-effectモデルが採択された。
(注5) ここで使用されている年次ダミーは01年、03年の時に1、それ以外は0となるダミー変数である。

表15 介護保険制度の導入が夫の就業決定に与える影響分析 (multinomial logitモデル)

| 被説明変数 正規就業=1 非正規就業=2 自営・家族・自由業就業=3 非就業=4 | 正規就業 | 非正規就業 | 自営・家族・自由業就業 |
|--|--|--------------------------|-----------------------|
| | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] |
| 健康(夫) | 0.583 *** [0.165] | 0.731 *** [0.192] | 0.623 *** [0.134] |
| 介護ダミー | -1.322 *** [0.328] | 0.181 [0.346] | -0.787 *** [0.279] |
| 推定勤労収入(夫) | 11.670 *** [2.690] | 21.318 *** [3.862] | 2.060 [1.955] |
| 推定勤労収入(妻) | 0.150 [0.403] | -0.201 [0.497] | -0.278 [0.360] |
| 財産収入和 | -0.003 *** [0.001] | -0.002 [0.001] | -0.00001 [0.00003] |
| 年齢(夫) | 0.102 [0.077] | 0.762 *** [0.135] | -0.018 [0.062] |
| 高校卒 | -1.965 *** [0.578] | -4.193 *** [0.818] | -0.592 [0.426] |
| 短大・専門卒 | -3.947 *** [0.950] | -7.207 *** [1.348] | -0.439 [0.698] |
| 大学・大学院卒 | -6.320 *** [1.497] | -12.034 *** [2.147] | -1.606 [1.095] |
| 介護×年次ダミー(01年) | 0.733 [0.557] | -1.984 * [1.087] | 0.598 [0.454] |
| 介護×年次ダミー(03年) | 1.281 ** [0.592] | -0.333 [0.627] | 1.046 ** [0.463] |
| 定数項 | -100.312 *** [26.348] | -213.874 *** [39.063] | -13.633 [19.725] |
| 年次ダミー(99・01・03年) | yes | yes | yes |
| 推定方法 観察数 対数尤度 | multinomial logit 2873 -3348.513 | | |

(注1) 括弧内は標準誤差、*は10%、**は5%、***は1%で有意であることを示している。

(注2) 推定のベースは非就業となっている。

(注3) 推定賃金率はヘックマンの2段階推定で推定した値を使用している。

(注4) 年次ダミーは99年、01年、03年が入れている。

表16 新たに要介護者となったサンプルの前期の同居の割合

・99年時点の要介護者
 (1)99年に要介護者がいない場合

| | 99年に新たに要介護者となったサンプル(%) | 97年に同居していた | 97年に同居していない |
|-------|------------------------|------------|-------------|
| 配偶者 | 1(3.23) | 1 | 0 |
| 実父 | 4(12.9) | 4 | 0 |
| 実母 | 18(18) | 18 | 0 |
| 配偶者の母 | 4(12.9) | 4 | 0 |
| 無回答 | 4(12.9) | - | - |
| 計 | 31(100) | | |

・01年時点の要介護者
 (2)99年に要介護者がいない場合

| | 01年に新たに要介護者となったサンプル(%) | 99年に同居していた | 99年に同居していない |
|-------|------------------------|------------|-------------|
| 配偶者 | 1(5) | 1 | 0 |
| 子供 | 1(5) | 0 | 1 |
| 実母 | 13(65) | 11 | 2 |
| 配偶者の母 | 3(15) | 3 | 0 |
| その他 | 1(5) | 1 | 0 |
| 無回答 | 1(5) | - | - |
| 計 | 20(100) | | |

(注1) ニッセイ基礎研究所「中高年パネル調査」から作成
 (注2) 括弧内の単位は%

表17 介護が夫の就業決定に与える影響分析(全就業)

| 被説明変数 : 全就業(夫) 就業=1 無業=0 | pooled | random-effect | fixed-effect |
|--------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] |
| 健康(夫) | 1.125 *** [0.124] | 1.407 *** [0.249] | 0.738 ** [0.326] |
| 介護ダミー | -0.477 ** [0.212] | -0.992 ** [0.404] | -1.235 ** [0.493] |
| 定年経験ダミー | -1.186 *** [0.103] | -2.563 *** [0.280] | -2.157 *** [0.456] |
| 推定勤労収入(夫) | -0.046 [0.242] | -0.515 [0.551] | 1.873 [2.284] |
| 推定勤労収入(妻) | 0.618 * [0.327] | 0.725 [0.719] | -2.108 [2.161] |
| 財産収入和 | -0.0001 [0.00001] | -0.0003 [0.0003] | -0.0004 [0.001] |
| 年齢(夫) | -0.206 *** [0.021] | -0.366 *** [0.056] | -0.043 [0.249] |
| 介護×配偶者自営業ダミー | -0.174 [0.552] | -0.518 [0.981] | 0.159 [1.002] |
| 定数項 | 9.034 *** [2.934] | 23.296 *** [6.207] | |
| 推定方法 | pooled logit | random-effect logit | fixed-effect logit |
| 観察数 | 2858 | 2858 | 849 |
| サンプル数 | - | 770 | 223 |
| 対数尤度 | -1226.974 | -1013.9051 | -240.7851 |

(注1) 括弧内は標準誤差、*は10%、**は5%、***は1%で有意であることを示している。

(注2) 学歴ダミーのレファレンスは中卒となっている。

(注3) 推定賃金率はヘックマンの2段階推定で推定した値を使用している。

(注4) ハウスマン検定の結果、fixed-effectモデルが採択された。

表18 介護が妻の就業決定に与える影響分析(全就業)

| 被説明変数 : 全就業(妻) 就業=1 無業=0 | pooled | random-effect | fixed-effect |
|--------------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] | 係数 [標準誤差] |
| 健康(妻) | 0.548 *** [0.128] | 0.540 ** [0.249] | 0.094 [0.280] |
| 介護ダミー | -0.530 *** [0.181] | -0.876 ** [0.344] | -0.856 ** [0.422] |
| 推定勤労収入(妻) | 0.119 [0.273] | -0.137 [0.656] | -1.348 [1.335] |
| 推定勤労収入(夫) | -0.463 ** [0.182] | 0.121 [0.499] | 2.177 [1.345] |
| 財産収入和 | 0.0001 [0.0001] | 0.000001 [0.00006] | -0.002 * [0.001] |
| 年齢(妻) | -0.124 *** [0.013] | -0.221 *** [0.043] | -0.050 [0.135] |
| 介護×配偶者自営業ダミー | 1.033 *** [0.349] | 2.092 *** [0.692] | 2.457 *** [0.863] |
| 定数項 | 9.368 *** [2.039] | 12.331 *** [4.629] | |
| 推定方法 | pooled logit | random-effect logit | fixed-effect logit |
| 観察数 | 2925 | 2925 | 1178 |
| サンプル数 | - | 770 | 306 |
| 対数尤度 | -1908.726 | -1507.2559 | -388.5373 |

(注1) 括弧内は標準誤差、*は10%、**は5%、***は1%で有意であることを示している。

(注2) 学歴ダミーのレファレンスは中卒となっている。

(注3) 推定賃金率はヘックマンの2段階推定で推定した値を使用している。

(注4) ハウスマン検定の結果、fixed-effectモデルが採択された。

・補論表 ヘックマン2段階推定によるセレクションバイアスを考慮した夫と妻の勤労所得関数の推計

| | 勤労所得関数(夫) | セレクション確率(夫) |
|-------------|-------------|-------------|
| 定数項 | 6.075 * | -12.435 *** |
| | [3.260] | [3.527] |
| 高校卒 | 0.205 *** | 0.216 *** |
| | [0.059] | [0.060] |
| 短大・専門卒 | 0.336 *** | 0.133 |
| | [0.086] | [0.102] |
| 大学・大学院卒 | 0.550 *** | 0.281 *** |
| | [0.071] | [0.076] |
| 年齢 | 0.091 | 0.474 *** |
| | [0.111] | [0.118] |
| 年齢の2乗項 | -0.001 | -0.004 *** |
| | [0.001] | [0.001] |
| 年次ダミー(99年) | 0.067 | -0.472 *** |
| | [0.078] | [0.070] |
| 年次ダミー(01年) | -0.028 | -0.349 *** |
| | [0.070] | [0.072] |
| 年次ダミー(03年) | -0.297 *** | 0.187 ** |
| | [0.062] | [0.077] |
| 健康(夫) | - | 0.417 *** |
| | | [0.070] |
| 介護ダミー | - | -0.160 |
| | | [0.099] |
| 財産収入(夫) | - | -0.00001 |
| | | [0.00002] |
| 住宅ローンダミー | - | 0.200 *** |
| | | [0.058] |
| ヘックマン・ラムダ | -0.55855 ** | |
| | [0.204] | |
| サンプルサイズ | 2861 | |
| センサーサンプルサイズ | 1357 | |

| | 勤労所得関数(妻) | セレクション確率(妻) |
|-------------|--------------|-------------|
| 定数項 | 10.116 *** | -5.656 ** |
| | [3.828] | [2.642] |
| 高校卒 | 0.052 | 0.003 |
| | [0.080] | [0.061] |
| 短大・専門卒 | 0.351 *** | -0.206 ** |
| | [0.131] | [0.091] |
| 大学・大学院卒 | 0.420 ** | -0.160 |
| | [0.185] | [0.135] |
| 年齢 | -0.108 | 0.226 ** |
| | [0.136] | [0.093] |
| 年齢の2乗項 | 0.001 | -0.002 *** |
| | [0.001] | [0.001] |
| 年次ダミー(99年) | 0.161 | -0.211 *** |
| | [0.104] | [0.071] |
| 年次ダミー(01年) | 0.170 | -0.212 *** |
| | [0.108] | [0.074] |
| 年次ダミー(03年) | -0.043 | 0.033 |
| | [0.099] | [0.076] |
| 健康(妻) | - | 0.336 *** |
| | | [0.089] |
| 介護ダミー | - | -0.158 |
| | | [0.102] |
| 財産収入(妻) | - | -0.0004 |
| | | [0.001] |
| 住宅ローンダミー | - | 0.225 *** |
| | | [0.058] |
| ヘックマン・ラムダ | -1.07808 *** | |
| | [0.329] | |
| サンプルサイズ | 2875 | |
| センサーサンプルサイズ | 2025 | |

(注1)括弧内は標準誤差、*は10%,**は5%***は1%で有意であることを示している。
(注2)ここでは勤労所得を1年間の総労働時間で割った賃金率を使用している。詳しくは補論を参照。
(注3)財産収入は家賃や利子を意味している。金融資産残高は預貯金の残高などを示している。

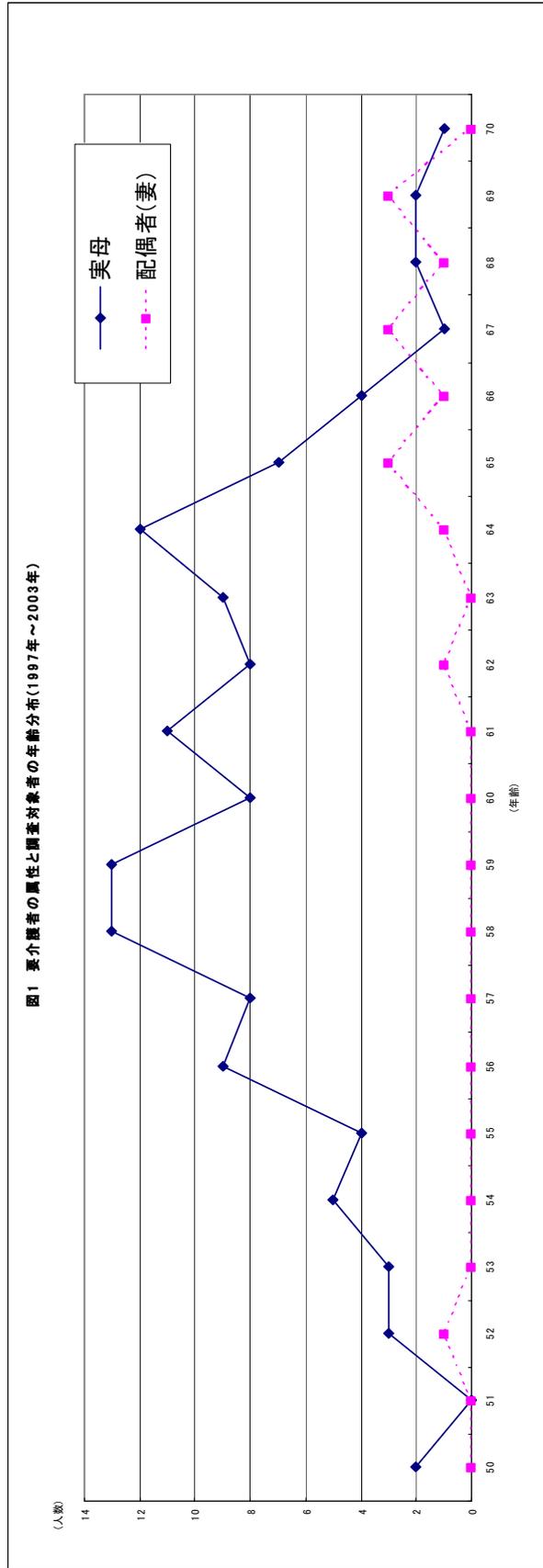
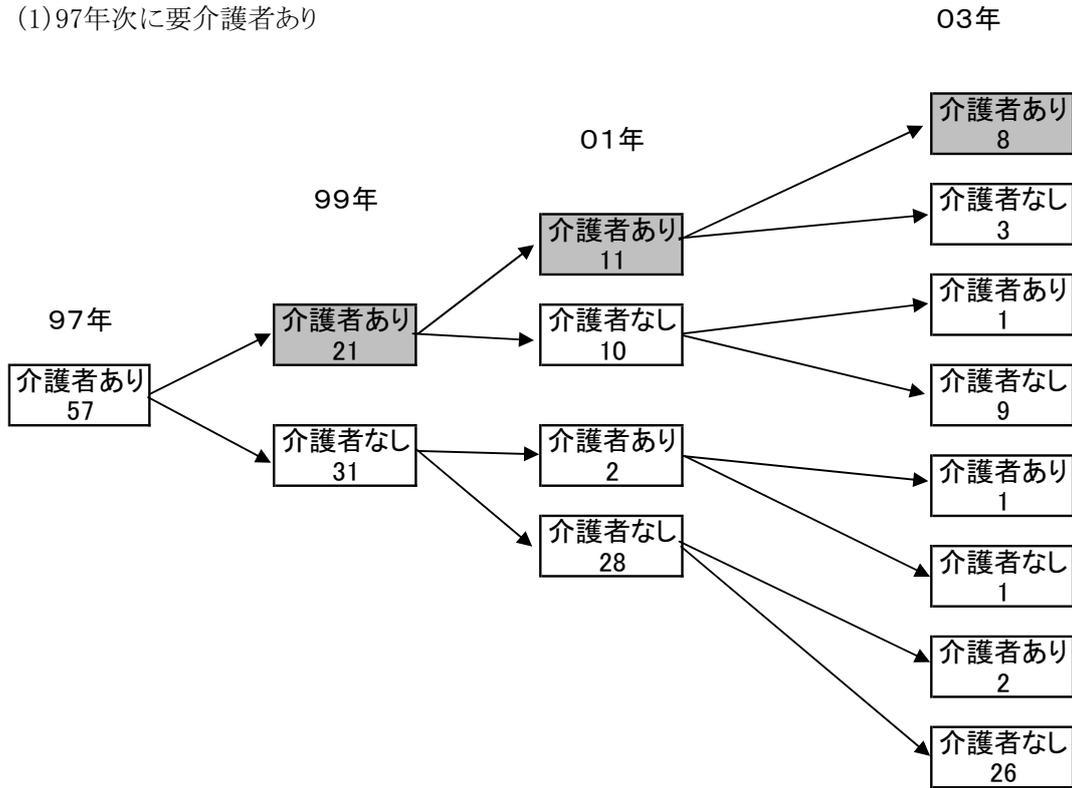
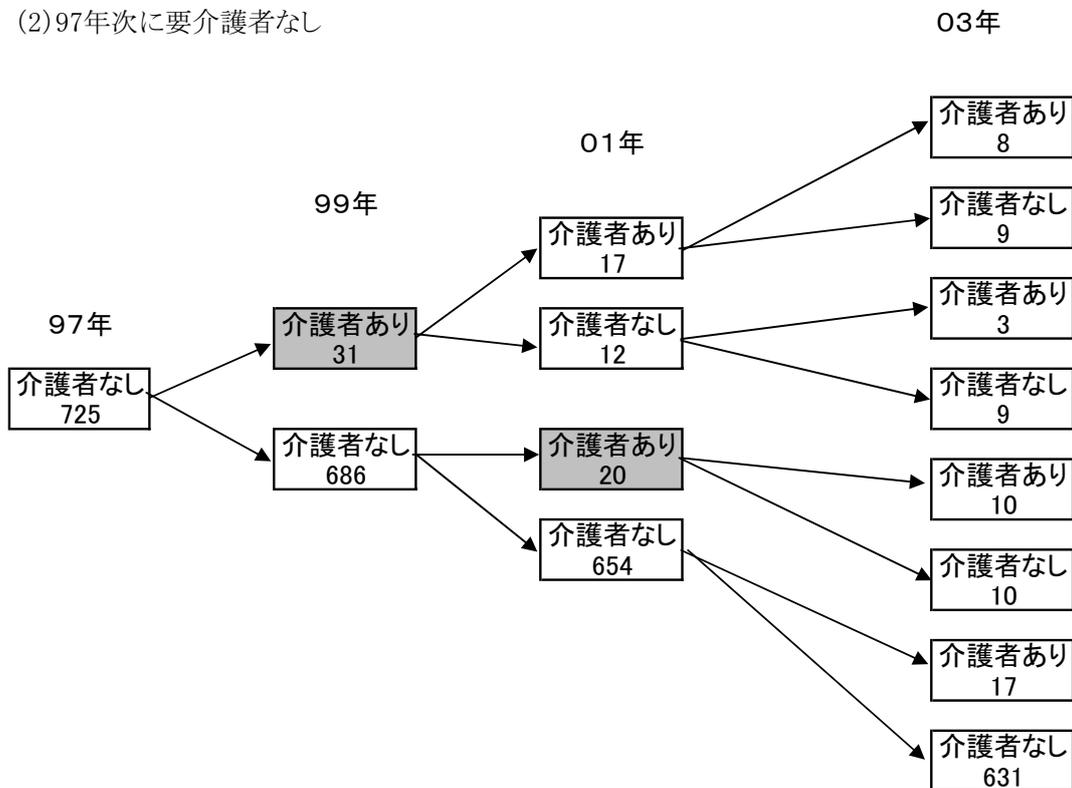


図2 介護者の樹形図

(1) 97年次に要介護者あり



(2) 97年次に要介護者なし



(注1) ニッセイ基礎研究所「中高年パネル調査」から作成

図3 97年時点において実母が要介護者であったサンプルの変遷

