



## 「親の介護と子の市場労働」

### (Informal Care Giving and Market Labor Supply)

April 11, 2008

小原 美紀 (Miki Kohara)

大阪大学大学院国際公共政策研究科 (OSIPP) 准教授

Associate Professor, Osaka School of International Public Policy (OSIPP)

【キーワード】 家族介護、インフォーマルケア、市場労働、世代間移転、交換動機、マイクロデータ、二値変数の同時決定、日本

【JEL Classification Number】 J22, J14, I18, C31

【要約】 親の介護は子の市場労働を抑制するのだろうか。逆に、子の市場労働は親の介護を抑制するのだろうか。本論文では、日本における市場労働の決定と親に対する介護の決定を分析し、その相互関係を明らかにする。親に対する介護や親子の属性を詳細に調査した個票データを使用した分析の結果、まず、親から相続予定があるという情報が子の介護決定を説明するのに重要であることが分かる。この変数を捉えながら介護と市場労働の相互関係を分析すると、市場労働意志は介護意志を必ずしも抑制しないが、介護意欲は子の市場労働意欲を低下させることが示される。市場労働を継続しながら介護を行いたいと考える人のためにも、働きながら介護が行える市場介護サービスの充実が必要だといえよう。

---

\* 560-0043 大阪府豊中市待兼山町 1-31. kohara@osipp.osaka-u.ac.jp

† 本論文作成にあたり、太田聰一氏、大竹文雄氏、後藤純一氏、田中隆一氏、森田陽子氏、王梅欣氏、梶谷真也氏、および関西労働研究会のメンバーより有益なコメントを頂きました。本研究で使用したアンケート調査は(財)医療経済研究・社会保健福祉協会医療経済研究機構による援助を受けて行いました。また、文部科学省科学研究費補助金(特定領域研究(B)(2)、課題番号12124207)を受けました。ここに記して感謝申し上げます。

## 1. はじめに

高齢化とともに高齢者の健康に関するさまざまな問題が出来ている。健康を害した高齢者は医療機関や介護専門機関など施設で介護を受けるか、家で介護や援助を受ける。家族介護が介護者にとって大きな負担をもたらし、それがさまざまな問題を引き起こすことについては、学術研究のみならず一般報道でも広く取りざたされている。2000年4月に世界に先駆けて施行された公的介護保険制度も、在宅介護者の負担を減らすことを目的の一つにしていたらう。家族を介護することは、介護者のどのような行動にどのような形で影響するのだろうか。本論文は、親の介護が子の経済活動に与える影響を子の市場労働供給に注目して分析する。具体的には、親を介護することが子供の市場労働を抑制するのかについて明らかにする。

介護が市場労働を阻害する可能性を探ることはなぜ重要なのだろうか。2002年の『就業構造基本調査』（総務省）を用いた計算によると、調査時点において無業の者のうち男性の2.03%、女性の5.17%が介護を理由に前職を辞めたと回答している。年齢別に見ると、女性（男性）の場合、20代で1.22%（0.32%）、30代で1.63%（1.91%）、40代で8.97%（5.13%）、50代で13.75%（4.40%）、60代で6.72%（2.59%）となっている。とくに40、50代の女性で介護により離職した者が少なくない。

同調査を用いて2002年の無業者が前職を辞めてからどれぐらい経つかを計算すると、介護が理由の場合1年以内に辞めた者が28.65%、1-2年以内に辞めた者が18.97%、2-3年が19.79%、3-4年が16.58%、4-5年が16.00%となる。3年を境に無業割合が減少していることから、3年後に再就職することが多いと予想される。これは平均的な介護年数が3年と言われていることと整合的である。同時に、3年以降も無業割合が大きく減らないことは注目に値する。離職理由がたとえば解雇・倒産である場合、無業期間が長くなるほど無業者割合は減ってゆく（再就職してゆく）：1年以内が50.12%、1-2年が16.86%、2-3年が13.46%、3-4年が10.39%、4-5年が9.16%となる。出産が理由の場合は2-3年以降減少する：1年以内が23.52%、1-2年以内24.75%、2-3年が20.61%、3-4年が16.23%、4-5年が14.89%となる。市場労働の阻害要因としてしばしば取り上げられる育児であるが、5年後の無業割合は介護理由の離職も変わらないかそれ以上の高さである。介護により離職する年齢層は育児による離職の場合よりも高く労働需要が少ないことも要因だろうが、介護も育児と同様に重要な市場労働の中断要素となっている可能性がある。

家族介護が市場労働を抑制する可能性はこれまでも指摘されてきた。前田（1998）

は 80 歳以上の親の介護が同居している子の労働を下げることを示している。働くかどうかに加えてフルタイム・パートタイムの差を考慮した西山・七條（2004）でも、親の介護が同居する子の労働を下げることを示している。大日（1999、2001）は、『国民生活基礎調査』の個票データを用いて、在宅介護の選択と選択した場合の介護者の市場労働の選択をサンプルセレクションモデルで分析し、両選択に負の相関があるとしている。岩本（2001）は『国民生活基礎調査』の個票データにより、家計に要介護者が発生し、かつ自分が介護者である場合には、そうでない者より約 10% 就業確率が低いことを示している。

一方で、市場労働が家族介護を抑制する可能性もある。Pezzin and Shone (1999)は、子の市場労働と介護が負の相関を持つことを指摘している。Ogawa and Retherford (1997) は、介護のために一時的にでも労働市場から退出することで失う所得は大きく、日本のように介護を支える中年女性の市場労働参加が激増している所では、家族介護を減少させる要因となっていると述べる。

親の介護に影響しているのは子の市場労働だけではない。Sloan, Hoerger and Picone (1996) および Sloan, Picone and Hoerger (1997) は、知覚障害を持つ親や重度の親に対して子供は介護することを示す。健康状態の悪化ではなく遺産をもらえるかどうかを重要だとする研究もある。これは、長く議論されている世代間移転の交換動機（戦略的遺産動機）の検証と関係する。交換動機ならば、親は子が自分を気にかけてくれることに対してより遺産を与え、将来の遺産が期待されるほど子は親の面倒をみる。逆に、親から与えられるものが増えるかどうかに関わらず、子は親をケアするのであれば交換動機は存在しないと言える。Bernheim, Shleifer and Summers (1985) は、親の健康状態の悪化だけでは子供は親への関心を高めず、親が資産を持っているかが重要であるとして交換動機を支持する。ただし、これに反する結果も多数あり一致した見解は得られていない。厳密な分析のためには、子の経済状況をコントロールすることに加えて親からの相続可能性を捉えることが必要になる。

このように、介護の決定要因には交換動機が存在する可能性があり、これを落とすと推計にバイアスが生じる可能性がある。また、子の市場労働は介護決定に影響するだけでなく、同時に介護決定の影響も受ける。本論文では相続の可能性も含めた家族介護の決定要因を定式化しながら、子による親の介護意志とその時の市場労働意志の相互決定を分析する。

分析には『高齢化と暮らしに関する調査』（2004）を用いる。この調査は、自分と配偶者の父母それぞれの属性や親に対する介護の情報を尋ねている。この調査を用いるこ

との第一の利点は親の属性の差を比較できることである。第二の利点は、子世帯の資産・所得状況や親世帯の生活状況、期待遺産が詳細に分かることにある。先行研究が示すとおり、家族介護の決定を説明するのに親子双方の豊かさや期待遺産は最重要変数である。豊かさや遺産が何を指すのかについては厳密な議論が必要であるが、通常入手不可能であるこれらの情報を本論文では明示的に扱いコントロールすることができる。

第三の利点は、この調査が、将来、親の介護が必要になったらどうするかについて尋ねていることである。将来の状況は誰にも分からないが、家計が描く将来状況は家計属性ごとに異なるだろう。現時点の属性を説明変数としてコントロールすることで将来状況の差を考慮しながら、介護や労働供給をどうしたいと考えているのかを分析できる。先行研究が行ってきたように、調査時点で（もしくは過去の時点で）介護を行っているかどうかを調査時点の属性、たとえば居住地域などに回帰すると、属性が理由で介護決定を行ったのか、介護を行うためにその属性になったのかを識別できない。この内生性の問題は、親との同居や子の労働供給に関する先行研究でもしばしば問題とされてきた。将来の情報を使うことで内生性の問題は小さくなる可能性がある。介護は将来起こる確率が小さい事象であるため、同居や労働選択とは異なり前もって行動を起こす可能性は小さいだろう。現在の状況を所与とした将来の介護行動を分析できる。

将来の介護予定を分析することは別の利点も持つ。マイクロデータによって経済活動を分析する場合、分析に足る標本数と精度を持っていることが必要になる。通常そのようなデータは存在しない。たとえば、実際に介護に直面している世帯は全体のごく一部に過ぎず、介護にターゲットを絞られていないアンケート調査では分析に十分な回答数が得られない。介護を行っている人をターゲットに調査すれば、介護を行っていない人と比較が出来ない。過去の介護経験について調査すればサンプル数は確保できるが、介護を行った時の状態（たとえば資産、所得、経済状況）について詳細に尋ねなければならず、経験が古くなればなるほど正確な情報は得られない。本論文では、将来の介護行動という情報を使うことで分析サンプルを確保できる。

さらに、家族介護の負担を「労働継続意志との葛藤」として把握することが重要であれば、結果として介護をしたかどうかよりも、子が親の介護に対してどう考えているかを捉える方が適切であろう。社会的規範や習慣により親を介護しなくてはならないということも含めて、本人が考えている予定行動に注目した負担が捉えられる。

一方で、将来の介護予定の分析は、あくまで予定（希望）行動であり実際にとる行動と異なるという欠点が存在する。使用するデータの調査対象が主に40歳以上となっているので比較的現実味を帯びた回答だと予想されるが完全ではない。介護の意志はあつ

でもその必要性が生じない可能性もある。予定行動が実際と同じかどうかを確認することは難しいため、本論文では、推定結果を得た後に追加的な統計の詳細を観察することでこの点を補う。

主な分析結果を要約すると、(1) 親から相続予定があるという情報が子の介護決定を説明する重要な要素であり、家族介護の分析でこれを落とせばバイアスが生じる可能性がある、(2) 市場労働意欲は介護意欲を抑制しない、一方で、(3) 親の介護意欲は子の市場労働意欲を抑制する。つづく次節では、推定モデルについて述べ、3節で分析に使用するデータを紹介する。4節で推定結果を報告し、5節で論文をまとめる。

## 2. 介護と市場労働の推定モデル

市場労働を行っている子が、親が要介護状態になったときに自らの時間を割いて介護をするか、および市場労働を続けるかを決定することを考える。介護するかどうか ( $y^*$ ) と市場労働を継続するかどうか ( $z^*$ ) は、介護を決定する子 ( $k$ ) の属性と親 ( $p$ ) の属性で決まるとする。ここで、労働継続意志は介護意志を下げる可能性があり、介護意志は労働継続意志を下げる可能性がある、すなわち両決定に互いが影響しあうとする。それぞれの決定は、

$$y^* = \alpha_z z^* + \mathbf{X}_{k,y} \boldsymbol{\beta}_{k,y} + \mathbf{X}_p \boldsymbol{\beta}_p + e_y = \alpha_1 z^* + \mathbf{X}_1 \boldsymbol{\beta}_1 + e_y \quad (1)$$

$$z^* = \alpha_y y^* + \mathbf{X}_{k,z} \boldsymbol{\beta}_{k,z} + e_z = \alpha_2 y^* + \mathbf{X}_2 \boldsymbol{\beta}_2 + e_z \quad (2)$$

と表せる。データから実際に観察できるのは、介護するかどうか ( $y$ ) と市場労働を続けるかどうか ( $z$ ) であり、ともに2値変数:

$$\begin{cases} y = 1 & (y^* > 0 \text{ のとき}) \\ y = 0 & (y^* \leq 0 \text{ のとき}) \end{cases} \quad (3)$$

$$\begin{cases} z = 1 & (z^* > 0 \text{ のとき}) \\ z = 0 & (z^* \leq 0 \text{ のとき}) \end{cases} \quad (4)$$

である。

両決定が同時に決定されているならば、それぞれの推定式において説明変数に取り入れられた他方の決定 ((1) 式の推定においては市場労働決定 ( $z$ )、(2) 式の推定においては介護決定 ( $y$ )) が内生変数となるはずである。Rivers and Vuong (1988) に従い、それぞれの決定を全ての外生変数に回帰した OLS 推定の残差を (1) (2) 式の説明変数に加え、加えられた変数の係数が 0 であるかどうか (外生変数であるかどうか)

を検定する。外生性が受容される、すなわち互いの決定が内生変数になっていないならば（１）（２）式それぞれを推定すればよい。この場合、２値変数の推定式の誤差項について、たとえば平均が０で分散が１の標準正規分布に従うと仮定したプロビット分析を行う。外生性が棄却される場合には、先述の残差を加えたプロビットモデルの分析結果を採用する<sup>1 2</sup>。

$\mathbf{X}_{k,y}$ 、 $\mathbf{X}_{k,z}$ は子の属性を表す行列であり、 $\mathbf{X}_p$ は親の属性を表す行列である。 $\mathbf{X}_{k,z}$ には、介護意志には影響せずに市場労働の決定に影響する変数も入る。たとえば、非労働所得や配偶者の情報、大都市に居住しているかなどである。 $\mathbf{X}_{k,y}$ には介護意志には影響するが市場労働の決定には影響しない変数が入る。たとえば、先行研究で明らかにされている介護決定特有の要因；家の広さや介護する子が長子であるといった兄弟姉妹の情報が入る。加えて介護決定式には介護対象となる親の属性 $\mathbf{X}_p$ が入る。これらが両式を識別する変数である。

過去の研究が示すように、子による親の介護は、親との交換を前提とした動機（戦略

---

<sup>1</sup> 強い仮定ではあるが、仮に（１）（２）式の誤差項 $e_y$ 、 $e_z$ そのものがともに平均が０で分散が１の標準正規分布に従い、互いに相関しないのであれば、Mallar (1977)に従い、 $y$ と $z$ を全外生変数に回帰する１段階目の推定と、その予測値 $\hat{y}^*$ 、 $\hat{z}^*$ を（１）（２）式の $y^*$ 、 $z^*$ に置き替えた構造形をプロビットモデルで推定することも可能である。この場合、２段階目の推定値の分散共分散行列には以下を用いる。労働に関する２段階目の推計式の説明変数を $\mathbf{P}_1 = [\hat{z}^* \ \mathbf{X}_1]$ 、パラメータを $\boldsymbol{\gamma}_1' = (\tilde{\alpha}_1', \tilde{\beta}_1')$ 、標準正規分布の密度関数を $\phi_1 = \phi(\mathbf{P}_1 \boldsymbol{\gamma}_1)$ 、分布関数を $\Phi_1 = \Phi(\mathbf{P}_1 \boldsymbol{\gamma}_1)$ とし、介護に関する２段階目の推定式の説明変数を $\mathbf{P}_2 = [\hat{y}^* \ \mathbf{X}_2]$ 、パラメータを $\boldsymbol{\gamma}_2' = (\tilde{\alpha}_2', \tilde{\beta}_2')$ 、分布関数を $\Phi_2 = \Phi(\mathbf{P}_2 \boldsymbol{\gamma}_2)$ 、密度関数を $\phi_2 = \phi(\mathbf{P}_2 \boldsymbol{\gamma}_2)$ と書き、また、 $a_1 = \frac{\phi_1}{\Phi_1(1-\Phi_1)}$ 、 $a_2 = \frac{\phi_2}{\Phi_2(1-\Phi_2)}$ 、

$$W_1 = \frac{1}{n} \sum \phi_1 a_1 \mathbf{P}_1' \mathbf{P}_1, \quad W_2 = \frac{1}{n} \sum \phi_2 a_2 \mathbf{X}_1' \mathbf{X}_1, \quad W_3 = \frac{1}{n} \sum \phi_1 a_1 \tilde{\alpha}_1 \mathbf{P}_1' \mathbf{X}_1,$$

$$W_4 = \frac{1}{n} \sum a_1 a_2 E[(y - \Phi_1)(z - \Phi_2)] \mathbf{X}_1' \mathbf{P}_1 \text{ とすると、２段階目の推定値 } \hat{\boldsymbol{\gamma}}_1 \text{ の漸近的分散}$$

共分散行列は、 $\frac{1}{n} \mathbf{V} = W_1^{-1} [W_1 - W_3 W_2^{-1} W_4 - W_4' W_2^{-1} W_3' + W_3 W_2^{-1} W_3'] W_1^{-1}$  となる。推定値 $\hat{\boldsymbol{\gamma}}_2$ の漸

近的分散共分散行列は、 $\mathbf{P}$ と $\mathbf{W}$ において１と２を入れ替えて定義される $\frac{1}{n} \mathbf{V}$ となる。こ

の方法で推定した結果も補表として論文の最後に示す。

<sup>2</sup> 使用する調査では、介護を自らが主体となってやるかどうか注目しているため、介護を行わない場合にも市場労働をやめる者が存在する（後述）。よって、介護を行う時に労働を続けるかやめるかが選択され、介護を行わない時には必ず市場労働を続けるとする多肢選択モデルや、介護を行う場合にのみ労働継続決定を行うサンプルセレクションモデルなどは適切でない。

的遺産動機)で起こる可能性がある。交換動機があるならば将来遺産を受けることへの交換として親を介護するので  $X_{k,y}$  に(子の経済状況をコントロールした上で)親からの相続の可能性を表す変数を入れると、その係数は正となるはずである。係数が0である、すなわち親からの相続とは無関係に子による介護が行われるのであれば交換動機は存在しないとされる。通常、期待遺産額は分からないので親の豊かさ(資産額や所得額、学歴など)を代理変数とするが、これは子の抱く期待を表すとは限らない。本論文で用いるデータでは期待遺産が分かるため、より適切な変数となる。ただし、本論文の目的は遺産に関する交換動機を検証することではない。交換動機の存在については、親からの相続予定が本当に遺産期待を指すのかを含めてより厳密な議論が必要であろう。本論文では、遺産に関する変数が(交換動機を表すのかどうかは分からないものの)何らかの重要な要素を反映して子の介護決定に影響することを考えて、これをコントロールしながら労働意欲が介護意欲に与える影響を分析する<sup>3</sup>。

### 3. 『高齢化と暮らしに関する調査』の概要

分析には2004年8月に筆者が行ったアンケート調査:『高齢化と暮らしに関する調査』を用いる。調査会社に登録されている約50,000サンプルの中から、40才~60才の主婦(主夫)がいる二人以上の世帯2500サンプルを無作為抽出し郵送法により調査した。抽出には居住地域と都市規模(人口)の大きさが全国の二人以上普通世帯の分布に等しくなるようにしている。40~60才に限定したのは、親の介護に対して現実感がある層を抽出するためである。二人以上世帯を選ぶのは、自分の親以上に配偶者の親の介護が起こりうる日本の現状から、親の介護負担を総合的に捉えるためである。

まず、回答の分布に偏りがないかどうかを確認する。補表1に『高齢化と暮らしに関する調査』の属性とそれと比較される大規模調査の報告値を掲載した。地域分布は大規模調査の分布に近い。性別・学歴別・年齢別の分布を見ると、回答者は高学歴に偏っている。一般的に学歴は所得と相関するので富裕層に偏った分布であることが懸念される

---

<sup>3</sup> 正の符号は交換動機以外にも、「子を思う親ほど遺産を与え、親を思う子ほど介護をする」という相互利他主義の可能性を示唆する。ただし、ここで用いる「期待相続」の変数は、子が親から遺産を期待しているかどうかであり、親が子のためにどれだけ資産を残そうとしているかや、親が保有する資産額ではない。親の資産状況や将来の遺産意向を子が正確に把握している可能性は低く、相互利他主義が示唆されているとは考えにくい。なお、介護をするから相続して当然である(期待相続が高まる)という逆の相関がある場合、推定値を高くするバイアスが働き、帰無仮説を棄却する方向に働く。よって、この場合も交換動機の存在という帰無仮説の検定は問題にならない。

が、世帯所得を見ると調査サンプルの分布は大規模調査と比べて若干高い程度である。資産や借り入れで見れば大規模統計よりも全体的に低く、必ずしも裕福な層のみを捉えているわけではない。よって、以下の分析ではマクロ分布に近くなるような修正（ウェイトを付けた推計）は行わなかった。ただし、性・年齢・学歴別の分布がマクロ分布に近くなるようにウェイトをつけた分析も行い、以下に示す分析結果が大きく変わらないことを確認した。

推定の最重要変数である介護意志については、「（現在、要介護状態にない親について）介護が必要になったとします。どのような介護や援助をしようと思いますか」に対する回答を用いる。どの程度の要介護度であると考えられるかは回答者によるが、助けが必要であることはどの回答者にとっても同じであり、必要がある時に回答者がどうする（どうしたい）と考えているかを捉えられる<sup>4</sup>。回答は1）親と別居状態で主にあなたご自身が介護する、2）親と同居状態で主にあなたご自身が介護する、3）施設で主に事業者が介護する、4）主にあなた以外の親族（配偶者を含む）が介護する、5）金銭援助をする、6）デイケアなど在宅介護サービスを購入してあげる、7）とくに何もしない、のうちあてはまるものすべてである。本論文では、1と2に回答した場合を「介護する」と定義する。施設での介護も含めた介護を定義することも可能だが、ここでは経済主体が自らの時間を介護と労働に配分する場合にどう行動するか注目したいので、自ら介護するという回答のみを取り出した。

上記の質問で1～6を選択した場合には、同時に労働意向も尋ねている。1）現時点で働いていない、2）休暇をとる、3）労働時間を減らす、4）仕事内容や形態を変える、5）転職する、6）やめる、7）働き方を変えない、のうちあてはまるものすべてが回答される。分析サンプルを2～7に当てはまる者に限定し、6に当てはまる者を介護前に働いていて介護後に辞める意志のある者とする。介護意志について「とくに何もしない」と回答した人は労働についても何も変えないと仮定する<sup>5</sup>。

異質性のコントロールとして、調査時点で働いているサンプルに限定する。上述の定

---

<sup>4</sup> 客観的な要介護度を示して介護意志を尋ねると、回答者が考える介護の必要性に差が生じてしまう。この差は介護経験者と非経験者ととくに大きいだろう。親が介護を「必要としている」場合に介護するかどうかを問うことで差は小さくなると考えられる。なお、介護経験者と非経験者で回答に差があることを考えて介護経験ダミーを入れた分析も行ったが、以下に示す結果は変わらない。

<sup>5</sup> 介護について「とくに何もしない」と回答した場合にも労働供給を減少させる者がいれば介護と労働の負の関係は強調されてしまう。調査では「とくに何もしない」人について労働供給意志を尋ねていないので詳しくは分からない。ただし、「とくに何もしない」と回答した人は2.46%と少なく分析結果に大きな影響はないと考える。なお、「とくに何もしない」と回答した人に特徴的な属性は観察されなかった。

義に従うと、(イ) 介護を行い仕事を続ける、(ロ) 介護を行い仕事はやめる、(ハ) 介護は行わず仕事を続ける、(ニ) 介護を行わず仕事をやめるのいずれかになる。(ニ) が生じるのは、定義上施設で介護するなど介護を行う主体が自分でない場合は「介護をしない」に分類されるからである。回答は (ハ) が最も多く約 55%、つづいて (ニ) の約 33%、(ロ) 約 9%、(イ) 約 3%となっている<sup>6</sup>。

「介護するかどうか」を親別に見たのが表 1 である。まずパネル A で、母親と父親を比較すると、どちらかだけを介護すると回答する者はほとんどいない。これは夫の親でも妻の親でも同じである。つまり、父親と母親に対する介護意志は大きく異ならない。これに対してパネル B で夫と妻の親を比較すると、母親、父親のどちらにおいても「どちらかを介護する」「しない」が分かれている。介護意志は夫方の親か妻方の親かによって異なる、言い換えれば何らかの要因により夫もしくは妻の親の介護だけを促して(妨げて)いると予想される。

表 2 は推計に使用する変数の記述統計を示している。親の属性のうち、相続予定であるかどうかは、(健在の両親について)「亡くなった場合に土地や金融資産などを相続する予定がありますか」という問いに対する回答で、「はい」と「いいえ」のどちらかが回答される。「はい」を 1 「いいえ」を 0 となる変数として「相続予定があるかどうか」という変数を作成する。親の年齢は 60 代ならば 65、70 代ならば 75、80 代ならば 85、90 代ならば 95 をとる変数とした。学歴は教育年数であり、子(回答者)と同一市町村に住んでいるかどうかは、親の居住市町村と子の居住市町村が同じ場合に 1 となる変数である。これは親子それぞれの市町村コードから識別した<sup>7</sup>。

親の属性はすべて、介護対象の親とは異なる方の親(夫の親なら妻の親、妻の親なら夫の親)についても説明変数として入れることが可能である。ただし、下記でも述べる説明変数の特定化の検定により、どのような推定式においても他方の親の情報のほとんどは介護決定に影響せず、モデルに入れるべきでないことが受容される。唯一影響するとされるのが「他方の親の相続予定」である。そこで分析では、他方の親についても相続予定のみは説明変数に入れてコントロールする。すでに他方の親が亡くなっている場

---

<sup>6</sup> ここでの分析は働いている者が介護により市場労働供給を中断するかどうかに注目している。介護にあたり市場労働時間を増やす可能性もあるが、これを含めた多肢選択の可能性については更なる分析が必要である。

<sup>7</sup> 相続できる(する)のは法律上は子であり、配偶者の親から贈与される可能性はほとんどないはずだが、「相続予定がある」という回答が多い。回答者にとって配偶者の親から配偶者への遺産は自分の家族への遺産と考えて回答しているためだろう。資産は家計全体が享受し、家計の中で介護をするのは女性配偶者の場合が多いので、期待遺産が介護意志に与える影響を見る本分析にとって、この回答は都合がよい。

合には分析サンプルから落とす<sup>8</sup>。

子の属性のうち、部屋の広さは、「家族に要介護者が生じた場合、介護する場所の余裕はありますか」という問いに対して「はい」と回答した場合に1となる変数である。意志決定主体の属性を捉えるものとして、夫と妻の年齢や学歴、所得をコントロールする。勤労所得は昨年1年間の夫の勤労所得を水準（1-14の階級）として入れる（階級中央値で扱っても結果は変わらない）。非労働所得は昨年1年間の家計総所得（階級中央値）から家計の勤労所得（階級中央値）を引いたものとする。労働状況として妻の「パートタイム労働」を入れる（妻の労働所得で分析しても結果は変わらない）。長子であるかどうかは回答者が一人っ子か、一番目の子である場合に1となる変数である。都市規模は居住地の規模により政令指定都市、市部、町・村部に分ける。推定では町・村を基準とする。「親と同一市町村」は、どちらの親かに関らずどちらかと同一市町村に住んでいれば1となる変数である。

推計では、回答者本人と配偶者の属性ではなく夫と妻の属性を扱うが、本人と配偶者に区別した分析を行っても以下の分析結果はほとんど変わらない。これは、調査にあたり家計内で家計管理に詳しい人に回答してもらうように依頼したため、回答者の83%が女性となったことによる。労働決定を分析するにあたっては回答者と配偶者の属性を別々に捉えることが重要であるが、親の介護をするのは主に女性であると一般的に考えられているため、介護決定を分析するにあたっては男性（夫）と女性（妻）の属性を分けることが重要となる。男女の区別なく本人と配偶者に区別すれば、本人の属性に男性と女性の属性が混在し介護をすると考えられる女性の属性の影響を適切に捉えられない可能性がある。介護決定に関する先行研究でも、子世帯の中の女性（妻）の属性に注目した分析が行われている。

調査では夫の母親、夫の父親、妻の母親、妻の父親のそれぞれについて回答されているが、分析ではすべてをプールして分析する。これはサンプル数が少ないことで結果が不安定になったり、小標本バイアスを持つことを避けるためである。推定においては、誰に対する意志かを識別するダミー変数；夫の母親ダミー、妻の母親ダミー、夫の父親ダミーを入れることで対処する。ただし後述のように、これらの変数はどれも有意ではなくダミーで捉えられる差はないといえる。

以上の説明変数は、まず過去の研究結果に基づき重要だと考えられる変数を挙げた上で、(1)(2)の各決定式において介護と労働が外生であると仮定したプロビットモデ

---

<sup>8</sup> 他方の親が存在しない場合に他方の「相続予定」を0として分析に入れたとしても結果はほぼ同じである。他方の親の全属性を入れた結果については筆者に請求されたい。

ルを推計し、尤度の大きさ、定数項以外の全係数がゼロとなるという尤度比検定の結果、予測値の 2 乗項を入れた Omitted Variables の検定結果、各説明変数についての不均一分散の検定結果を比較して最も望ましいものを選択した。回答者が男性（夫）であるか妻（女性）であるかを識別するダミー変数を入れることも試みたが、様々な変数との相関が高く推定から落とされる。

#### 4. 推定結果

##### 4-1. 親の介護は子の市場労働を阻害する

表 3 に、調査時点で働いている子が、親に対する介護と市場労働をどう決定するかを分析した結果を示す。(A) 列は (2) (4) 式で書かれる「働き続けるかどうか」の決定、(B) 列は (1) (3) 式で書かれる「介護をするかどうか」をプロビット分析した結果を示している。まず、労働継続決定を見ると「介護をするかどうか」を全ての外生変数に回帰した推定の残差は統計的に有意となっていない ((A) 列最下段)。すなわち、労働継続決定において介護決定が外生変数であるという帰無仮説は受容される。一方、介護決定を見ると「働き続けるかどうか」を全ての外生変数に回帰した推定の残差は 11% の有意水準で有意となっている。介護については労働継続が内生変数である可能性があるので、前述の残差を説明変数に加えた推定結果を示す<sup>9</sup>。

表 3 (A) によると、「親を介護するかどうか」が子の労働継続に負の影響を与えることが 1% の有意水準で支持される。夫の母親を介護する、もしくは介護したいと考えている者ほど仕事を辞めるといえる。介護が労働継続を抑制する限界効果は約 16% である。親を介護したいと考えている場合には、働き続けたいとする確率が 16% 低くなる（辞めたいと考える確率が高くなる）。一方、介護決定において「働き続けるかどうか」の係数は 10% の有意水準で有意ではない。子の労働継続意志は親に対する介護意志を低めないといえる。働き続ける、もしくは続けたいと考えている人が必ずしも介護意志を低めているわけではない。

介護意志が労働継続意志を抑制し、労働継続意志が介護意志を抑制しないという非対称的な結果は決して非合理的ではない。それぞれの係数は相関関係ではなく、因果関係を表している。介護したいと考える人は介護のために労働継続をあきらめようとするが、働き続けたいと考える人は介護をあきらめようとはしないという結果である。働き続けたい人は働く時間があるとしても介護をしたいと考えている。

<sup>9</sup> Mallar (1977) に従った分析結果については補表 A 2-4 を参照されたい。

そのほかの変数について統計的に有意であるものを見ると、夫の学歴が高いほど、また妻がフルタイムで働くほど回答者の労働継続意志は高まる。逸失所得が大きいほど継続意志が高いことを示唆している。夫の年齢の係数は有意ではないが負であり、妻の年齢の負の係数は5%の有意水準で有意となっている。中高年齢層のサンプルであり、介護が必要になる年齢には市場労働から引退しようと考えているのかもしれない。6歳未満の子がいるほど労働を中断してしまうことは、育児に加えて介護が発生すれば市場労働を断念せざるを得ない状況にあることを示唆している。

介護の決定に関しては、親からの相続予定の係数が1%の有意水準で有意となっている。親からの相続予定は正、配偶者の親からの相続予定は負の影響を表していて限界効果も大きい。すなわち、相続予定であるほどその親の介護を促進させ、配偶者の親から相続予定がある場合には自分の親の介護を抑制する可能性がある。正の関係を説明する一つは交換動機が存在であるが、これについては相続予定が何を表しているのかを含めて厳密な分析をしなければならないだろう。少なくともここでの結果は、家族介護を分析する時に相続を表す変数（相続が捉える）変数を落とせば推定にバイアスが生じることを示している。その他の変数では、長子であるほど親を介護することや、住居に余裕があるほど親を介護することも1%の有意水準で支持される。これらは介護に関する過去の研究が示すとおりである。

#### 4-2. 得られた結果の頑健性

表3では、夫の母親、妻の母親、夫の父親、妻の父親に対する回答をすべてプールしているため、親について係数が異なる場合や、回答者の回答に共通の Omitted Variables があるなどで誤差項が互いに相関する場合には推定に問題が生じる。そこで仮定を緩めて、母親にサンプルを限定した場合と、夫の親に限定した場合について推定する。前者の推定には「夫の親かどうか」を表すダミー変数を、後者の推定には「母親かどうか」のダミー変数を加える。

記述統計で見たように、介護意志や労働継続意志は母親か父親かでの差は無いが、夫の親か妻の親かでは差がある可能性が大きい。係数が夫の親か妻の親かで異なる可能性を考えれば夫の親に限定した推計が望ましい。ただし、この場合は、母親に対する行動式と父親に対する行動式の誤差項が相関する可能性がある。一方、母親に限定すれば、自分の親に対する行動と配偶者の親に対する行動は共通の要素が少なく誤差項の相関は小さいと考えられるが、妻の母親と夫の母親で同じ係数を仮定することになる。どちらも完全ではないが、4人の親それぞれについて分類すればサンプル数が大きく減少し

分析できない。

表4は母親に限定して分析した結果である。これによると、母親を介護することで労働継続が減少することが1%の有意水準で支持される。これに対して、労働継続意志が高いことで介護意志が抑制されることは10%の有意水準で有意ではない。介護意志が労働継続意志を妨げる限界効果は17%であり、表3で得られた結果とほぼ同じである。

表5は夫の親に限定して分析した結果である。介護意志が労働継続意志を抑制することが1%の有意水準で有意である。限界効果を見ると夫の親の介護は労働供給を39%減少させる。これは全体で見た値や母親のみでみた値よりも大きい。夫の親の介護のためには労働を断念する可能性が高い。このことは、日本において夫の家を守るという考え方があることと関係しているのかもしれない。表3の結果と同様に、労働継続意志が介護意志を抑制することは統計的に支持されない。

さらに、表4、5のいずれにおいても、「相続予定であること」が介護決定を説明する重要な変数となっている。この変数の推定値の頑健性を確認するために、いくつかの補足的な推定を行った。たとえば、単に相続予定であることだけでなく親の資産価値を捉え、資産が大きく相続予定であることが介護を促進するのかを分析した。この場合にも係数の有意性と符号はまったく同じであった。資産価値は家の大きさ（宅地坪数）の回答値でしか捉えられないため、サンプル数が減少し検定のパワーが低下するにも関わらず得られた結果であることを特記しておく。また、他の説明変数として、居住地域の労働福祉施設の充実度の差や、親の生活水準と子の生活水準、子の金融資産額、子の職業、親の健康状態、片親のみ存命かどうかなどをコントロールするモデルでの推定も行ったが、いずれの係数も有意ではなく、相続の係数の大きさや有意性は変わらなかった。さらに、親の介護については子の数、すなわち子にとっての兄弟姉妹数が重要であるといわれるが、長子ではなく一人っ子かどうかを表すダミーを使用しても結果は変わらなかった<sup>10</sup>。

このように、分析によりいくつかの興味深い結果が得られた。第一に、日本において親の介護を行いたいと考える子は介護のために労働供給をやめようと考えている。第二に、労働継続意志が親の介護意志を抑制する効果は観察されない。日本の子世帯は、働くかどうかに関わらず介護を行おうと考えているといえる。第三に、親からの相続に関

---

<sup>10</sup> 責任感の強さや子は親を介護すべきだという価値観など同義的要因が捉えられていない場合には、これらが労働継続と負の相関を持ち介護と正の相関を持つ時、労働供給と介護の負の関係を過大に見せかけてしまう。ただし、これら道義的要因は説明変数ベクトルにより捉えられるとも考えられる。可能な限り多くの説明変数の選択を試みたが分析のインプリケーションが変わることはなかった。

する変数が子供の介護決定を説明する重要な変数である。それが表す意味については更なる分析が必要である。

#### 4-3. 補足とディスカッション

このように、介護をすることで働き続ける確率が低下することが示されたが、これは介護意志を分析した結果であり、実際に将来介護するかどうかにどれほどの影響があるかは分からない。そこで、介護が実際に生じた時に子がとる就労行動について統計で補足しておきたい。

『高齢化と暮らしに関する調査』では、過去の介護経験についても詳細に尋ねている。実際に介護を行った人にしか質問しておらず、介護が生じた時の状況については部分的にしか尋ねていないので表3-5と同じ推計は行えない。ここでは統計が示す属性をまとめる(表6)。全体で約半数いる介護経験者について、同居介護をしたのが半数、別居介護が3割となっている。

パネルBで介護後の子の働き方を見ると、介護前に働いていた人が約68%存在する。これは制度施行前後で大きく変わらない。介護後も働き方を変えていない者が最も多く35%強となっているが、辞めた者は次に多く11%にのぼる。労働時間を減らした者も10%いる。11%という辞める割合は公的介護保険制度後に8%となっている。実際に介護に直面した場合に辞める割合は、4節で推定した値よりも小さいのかもしれない。逆にいえば、意志や希望、意欲で見た介護と市場労働の負の関係は実際に表れる値よりも大きい可能性がある。

パネルCは、介護経験者に対して「もっと安く介護サービスが手に入ったら介護負担は軽くなる(なった)と思うか」という質問に対する回答をまとめている。約79%が「はい」と回答している。これは自分だけでは介護が足りないことや金銭的な負担を表す。サンプル全体での属性を比べると、要介護者の属性や介護者自身の属性はほとんど変わらないのに対して、「はい」の回答者には介護の金銭コストを親が負担していなかった者や、介護前から働いていて介護後は仕事を減らしながら続けた者が多い。経済的な問題と仕事との両立が介護する子の最大の負担だといえる。介護と市場労働を両立できる社会が求められるだろう。

本論文は、労働継続を促すために家族介護を抑制すべきだと主張するものではない。家族を介護するために労働を断念させる行為は決して悪いことではない。また、介護したいという意欲が労働継続意欲により抑制されないという結果は、働いていても家族を介護したいという子が親を思う気持ちの表れであるとも考えられる。しかしながら、介

護を行いたい人が市場労働も継続したいと考えられる環境は必要だろう。第1節で述べたように、平均的な介護年数は3年であるにも関わらず、介護により一度労働市場から退出すると長期間再就職できない可能性もある。市場労働からの完全退出を避けられるよう、働きながら家族介護ができる市場介護サービスの充実が必要だと考える。

## 5. おわりに

本論文では、親の介護をしたいと考える子は市場労働を抑制しようとするのか、同時に市場労働を継続したいと考える子は介護意志を抑制するのかについて分析してきた。子による親の介護行動を計量分析する時には、分析データの構築や、子のさまざまな意志決定を同時に分析する難しさがあつた。本論文は『高齢化と暮らしに関する調査』(2004)の特長を活かし、将来の介護意志と労働継続意志を分析することで分析サンプルを確保しながら、現状を外生変数とする分析を行った。また、子や親の経済状況のみならず、先行研究で重要だとされてきた要因である親からの相続予定も説明変数に取り入れながら介護意志を分析した。

分析により、親から相続予定があることが子による親の介護を説明する重要な変数であることが分かった。これが何を示しているのかについては更なる分析が必要であるが、子による親の介護行動を考える際には相続に関する変数を捉えないと誤った分析結果を導く可能性がある。これを捉えて分析すると、市場労働意欲は介護意欲を抑制しないことが分かった。一方で介護意欲は子の市場労働意欲を低下させていた。

高齢化の進展により介護を必要とする者の増加が予想されるなか、家族介護が壮年期の労働供給を減少させるという事実は小さな問題ではないだろう。介護はいずれ終了するにもかかわらず、労働市場から一度退出すると再就職できない可能性もある。市場労働を継続しながら家族介護ができるように、市場介護サービスを充実させることが必要だといえる。

### <参考文献>

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」『社会福祉と家族の経済学』東洋経済新報社、pp. 115-138.

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』Vol. 9, No. 1, pp. 101-120.

大日康史 (2001) 「介護場所の選択と介護者の就業選択」『社会福祉と家族の経済学』東洋経

- 済新報社、pp. 91-114.
- 西本真弓、七條達弘 (2004) 「親との同居と介護既婚女性の就業に及ぼす影響」『季刊家計経済研究』 Vol. 61, pp. 62-72.
- 前田信彦 (1998) 「家族のライフサイクルと女性の就業」『日本労働研究雑誌』 Vol. 9, No. 459, pp. 25-38.
- Bernheim, B. D., Shleifer A. and Summers, L. H. (1985), “The Strategic Bequest Motive”, *Journal of Political Economy*, Vol. 93, No. 4, pp. 1045-1176.
- Engers, M. and S, Stern. (2002), “Long Term Care and Family Bargaining”, *International Economic Review*, Vol. 43, No. 1, pp. 73-114.
- Hoerger, T. J., Picone. G and Sloan, F.A. (1996), “Public Subsidies, Private Provision of Care and Living Arrangements of The Elderly”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, pp. 428-440.
- Mallar, C. D. (1977), “The Estimation of Simultaneous Probability Models”, *Econometrica*, Vol. 45, No. 7, pp. 1717-1722.
- Ogawa, N. and Retherford, R.D. (1997), “Shifting Costs of Caring for the Elderly Back to Families in Japan : Will It Work?”, *Population and Development Review*, Vol. 23, No. 1, pp. 59-94.
- Pezzin, L. E. and Schone, B. S. (1999), “Intergeneration Household Formation, Female Labor Supply and Informal Caregiving: A Bargaining Approach”, *Journal of Human Resources*, Vol. 34, No. 3, pp. 475-503.
- Rivers, D. and Vuong, Q.H. (1988), “Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models,” *Journal of Econometrics*, Vol. 39, No. 3, pp. 347-366.
- Sloan, F. A., Hoerger, T. J. and Picone, G. (1996), “Public Subsidies, Private Provision of Care and Living Arrangements of the Elderly”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 3, pp. 428-440.
- Sloan, F. A., Picone, G. and Hoerger, T. J. (1997), “The Supply of Children’s Time to Disabled Elderly Parents”, *Economic Inquiry*, Vol. 35, No. 2, pp. 295-308.

表1. 誰を介護して誰を介護しないか

パネルA. 母親と父親の比較

○夫の母親⇔夫の父親 (206サンプル)

		父親を	
		介護する	しない
母親を	介護する	49.51	0.00
	しない	0.97	49.51

○妻の母親⇔妻の父親 (284サンプル)

		父親を	
		介護する	しない
母親を	介護する	56.69	0.70
	しない	3.87	38.73

パネルB. 夫の親と妻の親の比較

○夫の母親⇔妻の母親 (315サンプル)

		妻母を	
		介護する	しない
夫母を	介護する	32.70	21.90
	しない	25.40	20.00

○夫の父親⇔妻の父親 (136サンプル)

		妻父を	
		介護する	しない
夫父を	介護する	25.00	22.06
	しない	25.00	27.94

表2. 記述統計

	平均	標準偏差	最小値	最大値
介護するかどうか	0.437	0.497	0	1
働き続けるかどうか	0.892	0.311	0	1
自分の親から相続予定である	0.439	0.497	0	1
親の年齢 (才)	75.135	6.705	65	95
親の学歴 (年)	10.435	1.972	9	16
子と同一市町村に居住	0.366	0.482	0	1
配偶者の親から相続予定である	0.052	0.222	0	1
長子である	0.420	0.494	0	1
部屋の広さ (余裕がある)	0.584	0.493	0	1
夫年齢 (才)	48.260	5.311	33	64
学歴 (年)	13.620	2.214	9	16
勤労所得水準 (14段階)	7.482	1.701	1	14
妻年齢	46.087	4.663	38	62
学歴 (年)	13.329	1.576	9	16
パート労働	0.522	0.500	0	1
家計非労働所得 (万円/年)	89.74	150.94	0	850
6歳未満の子あり	0.060	0.237	0	1
親と同一市町村に居住	0.574	0.495	0	1
都市規模 (14大都市に居住)	0.276	0.447	0	1
都市規模 (市に居住)	0.547	0.498	0	1
夫の母親に対する介護意志ダミー	0.333	0.472	0	1
妻の母親に対する介護意志ダミー	0.353	0.478	0	1
夫の父親に対する介護意志ダミー	0.154	0.361	0	1

注. 推計サンプル (519家計) に関する記述統計。変数の定義については本文を参照。

表3. 介護と市場労働の決定

	(A) 働き続けるかどうか			(B) 親を介護するか	
	係数 (標準誤差)	限界効果		係数 (標準誤差)	限界効果
介護するかどうか	-1.199 *** (0.207)	-0.160	働き続けるかどうか	0.701 (1.119)	0.250
(子の属性)			(親の属性)		
夫年齢	-0.017 (0.030)	-0.002	相続予定である	0.851 *** (0.130)	0.328
夫学歴	0.137 *** (0.043)	0.015	親の年齢	-0.007 (0.011)	-0.003
夫勤労所得水準	0.064 (0.058)	0.007	親の学歴	0.033 (0.032)	0.013
妻年齢	-0.081 ** (0.035)	-0.009	子と同一市町村	0.181 (0.132)	0.072
妻学歴	-0.065 (0.068)	-0.007	(配偶者の親の属性)		
妻パート労働	-0.822 *** (0.205)	-0.092	相続予定である	-0.487 *** (0.128)	-0.189
家計非労働所得	0.001 ** (0.001)	0.000	(子の属性)		
6歳未満の子あり	-0.875 *** (0.341)	-0.168	長子である	0.828 ** (0.351)	0.315
親と同一市町村に居住	-0.024 (0.186)	-0.003	夫年齢	-0.007 (0.016)	-0.003
都市規模 (14大都市)	0.241 (0.254)	0.024	夫学歴	-0.013 (0.033)	-0.005
都市規模 (市)	0.287 (0.224)	0.033	6歳未満の子あり	0.161 (0.303)	0.064
定数項	5.292 *** (1.384)		部屋の広さ	0.415 *** (0.152)	0.161
			夫の勤労所得水準	-0.022 (0.039)	-0.009
			妻パート労働	0.146 (0.165)	0.057
			定数項	-0.360 (1.412)	
サンプル数	519		サンプル数	519	
対数尤度	-139.946		対数尤度	-302.261	
「定数項以外の係数=0」の尤度比検定	75.21 ***		「定数項以外の係数=0」の尤度比検定	106.80 ***	
介護に関する推定の残差			労働継続に関する推定の残差		
(介護するかどうかについて外生の仮定の検定)	0.090		(働き続けるかどうかについて外生の仮定の検定)	-1.826 +	

- 注1. 働いている人について、(A)では「介護するか」を外生変数として働き続けるかどうかを分析した結果を示している。(B)では「働き続けるか」の外生性が棄却されるので、これを内生変数として介護するかどうかを分析した結果を示している。
2. 推定には、(介護される対象が)夫の母親、妻の母親、夫の父親であることを識別するダミーも入れている。どちらの推定でもこれらは有意ではない。
3. ( )内には不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している。
4. +、\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ11%、10%、5%、1%の有意水準で有意であることを示す。

表4. 母親の介護と市場労働の同時決定

	(A) 働き続けるかどうか			(B) 親を介護するか	
	係数 (標準誤差)	限界効果		係数 (標準誤差)	限界効果
介護するかどうか	-1.229 *** (0.244)	-0.1704	働き続けるかどうか	2.025 (1.474)	0.473
(子の属性)			(親の属性)		
夫年齢	-0.035 (0.038)	-0.0038	相続予定である	0.924 *** (0.178)	0.352
夫学歴	0.144 *** (0.055)	0.0157	親の年齢	-0.003 (0.014)	-0.001
夫勤労所得水準	0.005 (0.071)	0.0005	親の学歴	0.014 (0.043)	0.006
妻年齢	-0.076 * (0.042)	-0.0083	子と同一市町村	0.079 (0.171)	0.031
妻学歴	-0.071 (0.082)	-0.0077	(配偶者の親の属性)		
妻パート労働	-0.807 *** (0.243)	-0.0901	相続予定である	-0.593 *** (0.160)	-0.223
家計非労働所得	0.002 ** (0.001)	0.0002	(子の属性)		
6歳未満の子あり	-0.971 ** (0.430)	-0.1969	長子である	0.898 ** (0.436)	0.342
親と同一市町村に居住	-0.073 (0.230)	-0.0079	夫年齢	-0.006 (0.019)	-0.002
都市規模 (14大都市)	0.298 (0.322)	0.0291	夫学歴	-0.042 (0.043)	-0.016
都市規模 (市)	0.272 (0.272)	0.0306	6歳未満の子あり	0.310 (0.409)	0.122
夫の親に対する介護意志	0.016 (0.206)	0.0018	部屋の広さ	0.487 *** (0.168)	0.185
定数項	6.426 *** (1.700)		夫の勤労所得水準	0.006 (0.046)	0.002
			妻パート労働	0.148 (0.202)	0.057
			夫の親に対する介護意志	0.019 (0.152)	0.007
			定数項	-1.772 (1.926)	
サンプル数	356		サンプル数	356	
対数尤度	-95.209		対数尤度	-203.070	
「定数項以外の係数=0」の尤度比検定	55.63 ***		「定数項以外の係数=0」の尤度比検定	76.53 ***	
介護に関する推定の残差			労働継続に関する推定の残差		
(介護するかどうかについて外生の仮定の検定)	-0.157		(働き続けるかどうかについて外生の仮定の検定)	-3.265 **	

注1. 表3と同様の分析を、母親に対する回答のみについて分析している。表3の注も参照。

2. 父親についてはサンプル数が少なく頑強な推定結果が得られない。

3. 働いている人について、(A)では「介護するか」を外生変数として働き続けるかどうかを分析した結果を示している。(B)では「働き続けるか」の外生性が棄却されるので、これを内生変数として介護するかどうかを分析した結果を示している。

表5. 夫の親の介護と市場労働の同時決定

	(A) 働き続けるかどうか			(B) 親を介護するか	
	係数 (標準誤差)	限界効果		係数 (標準誤差)	限界効果
介護するかどうか	-2.607 *** (0.713)	-0.391	働き続けるかどうか	1.225 (1.577)	0.404
(子の属性)			(親の属性)		
夫年齢	0.029 (0.043)	0.003	相続予定である	0.663 *** (0.188)	0.259
夫学歴	0.222 *** (0.068)	0.023	親の年齢	-0.025 (0.018)	-0.010
夫勤労所得水準	0.098 (0.088)	0.010	親の学歴	0.006 (0.049)	0.002
妻年齢	-0.106 ** (0.050)	-0.011	子と同一市町村	0.083 (0.201)	0.033
妻学歴	-0.102 (0.108)	-0.010	(配偶者の親の属性)		
妻パート労働	-0.836 *** (0.310)	-0.085	相続予定である	-0.442 ** (0.203)	-0.174
家計非労働所得	0.002 ** (0.001)	0.000	(子の属性)		
6歳未満の子あり	-0.640 (0.452)	-0.101	長子である	1.396 *** (0.472)	0.463
親と同一市町村に居住	-0.282 (0.280)	-0.028	夫年齢	0.037 + (0.024)	0.015
都市規模 (14大都市)	-0.081 (0.375)	-0.008	夫学歴	0.007 (0.052)	0.003
都市規模 (市)	0.041 (0.335)	0.004	6歳未満の子あり	0.334 (0.419)	0.132
母親に対する介護意志	-0.162 (0.280)	-0.016	部屋の広さ	0.401 * (0.214)	0.158
定数項	4.512 ** (2.146)		夫の勤労所得水準	0.043 (0.058)	0.017
			妻パート労働	-0.218 (0.200)	-0.087
			母親に対する介護意志	-0.209 (0.193)	-0.083
			定数項	-1.821 (1.944)	
サンプル数	253		サンプル数	253	
対数尤度	-65.878		対数尤度	-147.910	
「定数項以外の係数=0」の尤度比検定	44.29 ***		「定数項以外の係数=0」の尤度比検定	54.02 ***	
介護に関する推定の残差 (介護するかどうかについて外生の仮定の検定)	1.387 ***		労働継続に関する推定の残差 (働き続けるかどうかについて外生の仮定の検定)	-2.338 +	

注1. 表3と同様の分析を、夫の親に対する回答のみをサンプルとして分析している。表3の注も参照。

2. 妻の親についてはサンプル数が少なく頑強な推定結果が得られない。

3. 働いている人について、(A)では「介護するか」の外生性が棄却されるので、この変数を内生変数として働き続けるかどうかを分析した結果を示している。(B)では「働き続けるか」の外生性が棄却されるので、これを内生変数として介護するかどうかを分析した結果を示している。

表6. これまでに親の介護を経験したことがある人の回答

パネルA. 親を介護したかどうか

	全体	公的介護保険制度	
		前	後
要介護の必要性が生じたときに介護した割合	49.76	50.16	45.90

パネルB. 介護を行った人について

介護形態 (%)			
	全体	公的介護保険制度	
		前	後
施設に入居	18.29	17.73	19.72
あなたと別居	28.03	26.04	33.10
あなたと同居	48.91	52.08	40.85
その他	4.77	4.16	6.34
働き方 (%)			
	全体	公的介護保険制度	
		前	後
介護を開始したとき			
a. 働いていなかった	31.79	31.78	31.82
b. 休暇をとった	5.05	5.54	3.79
c. 労働時間を減らした	9.89	9.34	11.36
d. 仕事内容や形態を変えた	6.11	7.29	3.03
e. 転職した	2.11	1.46	3.79
f. 辞めた	10.95	11.95	8.33
g. 変えなかった	36.21	34.99	39.39

パネルC. 介護負担について

介護サービスがもっと安く利用できたら介護負担が軽くなった（なる）と思うか (%)			
	全体	前	後
『はい』	79.04	79.25	78.05

↓それはどのような人か？

要介護者の属性	全体	『はい』 回答者
a. 年齢(若い方から5段階)	4.22	4.22
b. 介護時間(長い方から5段階)	3.46	3.41
c. 配偶者の親%	50.55	51.11
介護の金銭コストを親が負担%	47.80	45.98
介護者の属性		
a. 男性%	17.35	16.99
b. 介護時の年齢(才)	47.25	47.06
介護者の労働状況 %		
a. もともと働いていなかった	68.17	65.91
b. 働いていたが辞めた	57.30	53.81
c. 働き続けたが労働時間を減らした	24.91	28.57

補表A1. 「高齢化と暮らしに関する調査」と他の大規模調査との分布の比較

『高齢化と暮らしに関する調査(2004)』

居住地域 (1,428家計中)	
北海道	5.04
東北	7.49
関東	32.00
甲信越	5.18
北陸	1.96
東海	10.78
近畿	17.30
中国	6.30
四国	3.15
九州・沖縄	10.78

『高齢化と暮らしに関する調査(2004)』

男性	中卒	高卒	短大・専 修学校卒	大学・大 学院卒
1,302人 (48.56%)	男性全体			
	16.82	45.78	9.52	27.88
各年齢層での学歴分布				
40-49歳 (20.35%)	3.02	39.25	14.72	43.02
50-59歳 (34.10%)	10.14	47.52	10.81	31.53
60-69歳 (33.56%)	25.17	50.57	5.95	18.31
70歳以上 (11.98%)	35.9	38.46	7.05	18.59

女性	中卒	高卒	短大・専 修学校卒	大学・大 学院卒
1,379人 (51.44%)	女性全体			
	14.79	52.28	25.53	7.4
各年齢層での学歴分布				
40-49歳 (30.38%)	2.15	44.15	41.53	12.17
50-59歳 (33.87%)	10.28	58.24	24.20	7.28
60-69歳 (33.65%)	28.45	54.31	13.58	3.66
70歳以上 (2.10%)	51.72	41.38	6.90	0.00

『高齢化と暮らしに関する調査(2004)』

世帯所得	1,375世帯中
100万円未満	3.85
100-200万円未満	5.31
200-300万円未満	10.84
300-400万円未満	15.27
400-600万円未満	18.04
600-800万円未満	16.80
800-1000万円未満	14.04
1000-1500万円未満	11.35
1500万円以上	4.51

『高齢化と暮らしに関する調査(2004)』

金融資産	1,383世帯中
0 - 100万円未満	16.63
100-300万円未満	15.76
300-500万円未満	12.73
500-700万円未満	8.46
700-1000万円未満	9.76
1000-1500万円未満	11.57
1500-3000万円未満	13.59
3000-5000万円未満	7.66
5000万円以上	3.84

『高齢化と暮らしに関する調査(2004)』

借り入れ残高	1,385世帯中
0	51.48
100万円未満	15.16
100-300万円未満	4.40
300-500万円未満	4.12
500-700万円未満	4.69
700-1000万円未満	6.71
1000-1500万円未満	9.75
1500-3000万円未満	3.03
3000万以上	0.65

『国勢調査』(2000)世帯数

居住地域 (47,062,743家計中)	
北海道	4.65
東北	8.18
関東	30.49
甲信越	4.65
北陸	2.58
東海	11.41
近畿	16.12
中国	6.46
四国	3.57
九州・沖縄	11.90

『国勢調査』(2000): 40歳以上に限定したもの

男性	中卒	高卒	短大・専 修学校卒	大学・大 学院卒
30,813,165人 (%)	男性全体			
	29.77	42.16	4.32	19.74
各年齢層での学歴分布				
40-49歳 (27.19%)	12.49	46.33	6.00	31.61
50-59歳 (30.80%)	25.18	46.48	3.50	20.67
60-69歳 (23.03%)	38.97	40.32	2.42	14.09
70歳以上 (18.98%)	50.83	31.41	5.54	8.09

女性	中卒	高卒	短大・専 修学校卒	大学・大 学院卒
34,668,352人 (%)	女性全体			
	34.91	46.74	9.96	4.69
各年齢層での学歴分布				
40-49歳 (23.97%)	10.63	54.24	21.48	10.67
50-59歳 (27.88%)	26.42	54.37	10.39	4.97
60-69歳 (22.27%)	43.96	45.23	4.75	2.24
70歳以上 (25.88%)	58.74	32.89	3.30	0.97

『就業構造基本調査』(2002): 世帯主が40歳以上に限定

世帯所得	35,200,400世帯中
100万円未満	7.65
100-200万円未満	10.93
200-300万円未満	12.03
300-400万円未満	11.53
400-600万円未満	17.34
600-800万円未満	14.18
800-1000万円未満	10.85
1000-1500万円未満	11.33
1500万円以上	4.16

『貯蓄動向調査』(2000): 世帯主が40歳以上に限定

貯蓄	8,022世帯中
0 - 100万円未満	4.39
100-300万円未満	6.49
300-500万円未満	8.63
500-700万円未満	9.04
700-1000万円未満	10.92
1000-1500万円未満	17.54
1500-3000万円未満	23.39
3000-5000万円未満	11.92
5000万円以上	7.69

『貯蓄動向調査』(2000): 世帯主が40歳以上に限定

負債	8,017世帯中
0	58.44
100万円未満	6.52
100-300万円未満	6.39
300-450万円未満	2.67
450-750万円未満	4.74
750-1050万円未満	4.25
1050-1500万円未満	4.24
1500-3000万円未満	8.84
3000万以上	3.90

補表 A 2. 介護と市場労働の決定 (表 3 に対する補表)

	働き続けるかどうか			親を介護するか	
	係数 (標準誤差)	限界効果		係数 (標準誤差)	限界効果
介護するかどうか	-0.411 ** (0.184)	-0.063	働き続けるかどうか	0.058 (0.216)	0.023
(子の属性)			(親の属性)		
夫年齢	-0.014 (0.027)	-0.002	相続予定である	0.795 *** (0.144)	0.307
夫学歴	0.099 ** (0.043)	0.015	親の年齢	-0.006 (0.013)	-0.003
夫勤労所得水準	0.030 (0.053)	0.005	親の学歴	0.032 (0.036)	0.012
妻年齢	-0.063 * (0.033)	-0.010	子と同一市町村	0.176 (0.149)	0.069
妻学歴	-0.053 (0.064)	-0.008	(配偶者の親の属性)		
妻パート労働	-0.622 *** (0.176)	-0.096	相続予定である	-0.460 *** (0.142)	-0.178
家計非労働所得	0.001 * (0.001)	0.000	(子の属性)		
6歳未満の子あり	-0.754 ** (0.368)	-0.175	長子である	0.655 * (0.344)	0.255
親と同一市町村に居住	-0.024 (0.180)	-0.004	夫年齢	-0.008 (0.018)	-0.003
都市規模 (14大都市)	0.177 (0.270)	0.026	夫学歴	-0.008 (0.037)	-0.003
都市規模 (市)	0.277 (0.228)	0.044	6歳未満の子あり	0.135 (0.325)	0.054
定数項	4.001 *** (1.348)		部屋の広さ	0.372 ** (0.180)	0.145
			夫の勤労所得水準	-0.019 (0.043)	-0.007
			妻パート労働	0.122 (0.195)	0.048
			定数項	0.113 (1.096)	
サンプル数	519		サンプル数	519	
構造形 (2段階目) 推定対数尤度	-157.221		構造形 (2段階目) 推定対数尤度	-316.330	
定数項以外の係数=0 の尤度比検定	40.66 ***		定数項以外の係数=0 の尤度比検定	78.67 ***	
誘導形 (1段階目) 推定: ②働くかどうか			誘導形 (1段階目) 推定: ①介護するかどうか		
対数尤度	-148.714		対数尤度	-308.789	
定数項以外の係数=0 の尤度比検定	57.67 ***		定数項以外の係数=0 の尤度比検定	93.75 ***	
Hausman Test (外生の仮定が正しいか)	4.59		Hausman Test (外生の仮定が正しいか)	187.02 ***	

- 注 1. Maller (1977) に従い、働いている人について「介護するか」「働き続けるか」を同時決定するモデルを推定した結果。  
 2. 推定には、(介護される対象が) 夫の母親、妻の母親、夫の父親であることを識別するダミーも入れている。どちらの推定でもこれらは有意ではない。  
 3. ( ) 内には不均一分散がある場合にも頑健な標準誤差を示している。  
 4. \*, \*\*, \*\*\* はそれぞれ 10%、5%、1% の有意水準で有意であることを示す。

補表 A 3. 母親の介護と市場労働の同時決定 (表 4 に対する補表)

	働き続けるかどうか			親を介護するか	
	係数 (標準誤差)	限界効果		係数 (標準誤差)	限界効果
介護するかどうか	-0.355 *	-0.055	働き続けるかどうか	0.341	0.132
(子の属性)	(0.208)		(親の属性)	(0.282)	
夫年齢	-0.020	-0.003	相続予定である	0.863 ***	0.329
夫学歴	0.108 **	0.017	親の年齢	-0.003	-0.001
夫勤労所得水準	-0.018	-0.003	親の学歴	0.008	0.003
妻年齢	-0.066 *	-0.010	子と同一市町村	0.059	0.023
妻学歴	-0.052	-0.008	(配偶者の親の属性)	(0.241)	
妻パート労働	-0.629 ***	-0.098	相続予定である	-0.556 **	-0.209
家計非労働所得	0.001 *	0.000	(子の属性)	(0.221)	
6歳未満の子あり	-0.823 *	-0.198	長子である	0.681	0.266
親と同一市町村に居住	-0.061	-0.009	夫年齢	(0.530)	
都市規模 (14大都市)	0.208	0.030	夫学歴	-0.004	-0.002
都市規模 (市)	0.246	0.039	6歳未満の子あり	(0.027)	
夫の親に対する介護意志	0.024	0.004	部屋の広さ	-0.039	-0.015
定数項	4.815 ***		6歳未満の子あり	(0.058)	
	(1.581)		夫の勤労所得水準	0.279	0.110
			妻パート労働	(0.527)	
			夫の親に対する介護意志	0.474 **	0.180
			定数項	(0.235)	
				0.178	0.069
				(0.273)	
				0.007	0.003
				(0.220)	
				0.006	0.002
				(0.065)	
				-0.516	
				(1.721)	
サンプル数	356		サンプル数	356	
構造形 (2段階目) 推定			構造形 (2段階目) 推定		
対数尤度	-108.926		対数尤度	-214.620	
「定数項以外の係数=0」 の尤度比検定	28.20 ***		「定数項以外の係数 =0」の尤度比検定	53.43 ***	
誘導形 (1段階目) 推定: ②働くかどうか			誘導形 (1段階目) 推定: ①介護するかどうか		
対数尤度	-103.824		対数尤度	-208.508	
「定数項以外の係数=0」 の尤度比検定	38.40 ***		「定数項以外の係数 =0」の尤度比検定	65.65 ***	
Hausman Test (外生の特定化が 正しいか)	0.86		Hausman Test (外生の特定化が 正しいか)	4.62	

注1. 表3と同様の分析を、母親に対する回答のみについて分析している。表3の注も参照。

2. 父親についてはサンプル数が少なく頑強な推定結果が得られない。

補表 A 4. 夫の親の介護と市場労働の同時決定（表 5 に対する補表）

	働き続けるかどうか			親を介護するか	
	係数 (標準誤差)	限界効果		係数 (標準誤差)	限界効果
介護するかどうか	-0.699 ** (0.288)	-0.103	働き続けるかどうか	0.140 (0.291)	0.056
(子の属性)			(親の属性)		
夫年齢	0.016 (0.036)	0.002	相続予定である	0.600 *** (0.229)	0.235
夫学歴	0.175 *** (0.062)	0.026	親の年齢	-0.023 (0.023)	-0.009
夫勤労所得水準	0.035 (0.072)	0.005	親の学歴	0.011 (0.061)	0.005
妻年齢	-0.079 * (0.042)	-0.012	子と同一市町村	0.050 (0.256)	0.020
妻学歴	-0.075 (0.093)	-0.011	(配偶者の親の属性)		
妻パート労働	-0.636 *** (0.232)	-0.092	相続予定である	-0.427 (0.276)	-0.168
家計非労働所得	0.002 ** (0.001)	0.000	(子の属性)		
6歳未満の子あり	-0.597 (0.478)	-0.123	長子である	1.170 *** (0.447)	0.412
親と同一市町村に居住	-0.270 (0.238)	-0.039	夫年齢	0.037 (0.030)	0.015
都市規模（14大都市）	-0.098 (0.357)	-0.015	夫学歴	0.013 (0.065)	0.005
都市規模（市）	0.089 (0.320)	0.013	6歳未満の子あり	0.290 (0.490)	0.115
母親に対する介護意志	-0.168 (0.243)	-0.024	部屋の広さ	0.356 (0.269)	0.140
定数項	3.037 * (1.762)		夫の勤労所得水準	-0.186 (0.255)	-0.074
			妻パート労働	-0.222 (0.242)	-0.088
			母親に対する介護意志	0.048 (0.070)	0.019
			定数項	-1.218 (1.761)	
サンプル数	253		サンプル数	253	
構造形（2段階目）推定			構造形（2段階目）推定		
対数尤度	-73.908		対数尤度	-154.349	
「定数項以外の係数=0」 の尤度比検定	28.23 ***		「定数項以外の係数=0」 の尤度比検定	41.15 ***	
誘導形（1段階目）推定：②働くかどうか			誘導形（1段階目）推定：①介護するかどうか		
対数尤度	-70.699		対数尤度	-148.075	
「定数項以外の係数=0」 の尤度比検定	34.65 **		「定数項以外の係数=0」 の尤度比検定	53.69 ***	
Hausman Test (外生の特定化が 正しいか)	1.33		Hausman Test (外生の特定化が 正しいか)	4.02	

注 1. 表 3 と同様の分析を、夫の親に対する回答のみをサンプルとして分析している。表 3 の注も参照。  
 2. 妻の親についてはサンプル数が少なく頑強な推定結果が得られない。