

論 文

要介護の親と中高齢者の労働供給制約・収入減少*

山田 篤裕・酒井 正**

<要旨>

本研究では、中高齢者を分析対象とし、家族介護による就業抑制、労働時間や本人収入の減少について、厚生労働省「中高年者縦断調査」の個票データを用い、定量的に把握した。推計では、家族介護の就業抑制効果を正確に捉えるため、2つの内生性を考慮した。2つの内生性とは、家族介護の提供と就業の同時決定および家族介護の提供と家族介護を受ける要介護者との同居の同時決定である。

分析の結果、①若い出生コーホートほど家族介護を提供する割合は高くなっており、たとえば1946年度生まれと比較し、1954年度生まれでは男性で6%、女性で8%家族介護を担う確率が有意に高くなっていること、②2つの内生性を考慮してもなお、親の要介護期間が1年長くなると、男女とも有意に就業確率を1%低下させること、一方③就業時間・日数に関しては、親の要介護発生と親に対する実際の家族介護提供のいずれも統計的・定量的に有意な影響を確認できず、仕事を続けるか家族介護を担うかは二者択一となっており、就業時間・日数では調整できていない可能性があること、④親の家族介護を担っている本人の収入は、男女とも6~8%低いこと、⑤親が要介護になることは、親との同居開始の契機であり同時決定となっていること、などが明らかになった。

長期的な労働供給制約を勘案すると、介護休業制度の拡充以上に、長時間労働是正や介護サービス拡充など、家族介護と仕事の両立を可能とする社会政策が重要であり、それは家族介護を担っている人々の高齢期の貧困リスク低減にもつながる。

JEL Classification Number : J26

Key Words : 家族介護、内生性、労働供給

* 本研究は JSPS 科研費 JP15H03365 の助成を受けた。本研究で用いたデータの二次利用については内閣府経済社会総合研究所のご助力をいただいた。また、本稿改定には同研究所開催の国際共同研究カンファレンスの参加者から頂戴した貴重なコメントの数々が活かされている。記してすべての方々に厚く御礼申し上げる。いうまでもなく、本稿に残りうる誤りは、筆者らが責を負う。

**山田 篤裕（慶應義塾大学経済学部教授）・酒井 正（法政大学経済学部教授）

Labor Supply and Income Reduction of Middle- and Old-Aged People in Japan with a Parent in Need of Long-Term Care

By Atsuhiko YAMADA and Tadashi SAKAI

Abstract

In this paper, using “Longitudinal Survey of Middle-Aged and Elderly Persons,” we examined the labor supply and income reduction implications for middle- and old-aged people with a parent in need of long-term care. The dataset allowed us to control for the two decision-making endogeneities between labor supply and informal care and between long-term care of a parent and shared residency. Both endogeneities could have caused biased results in past research.

There were five main findings. First, the number of younger birth cohorts providing informal care for family members has sharply increased, reflecting the decline in birth rates. For example, this probability was found to be 6% higher for males and 8% higher for females in the 1954 birth cohort compared with that for the 1946 birth cohort. Second, even after controlling for the two endogeneities, it was found that for people who had a parent in need of long-term care, there was a 1% decrease in the labor supply every year. Third, no statistically significant negative effect was found for working hours or working days for those who had parents in need of long-term care. This implied that these people were forced to choose between pursuing a career and providing informal care, possibly because of inflexible work arrangements or intensive work, which made it impossible for them to work less. Fourth, the income of those who provided informal parental care was 6 to 8 % lower than that of those who did not. Finally, many people whose parents needed long-term care were found to be living with their parents again, indicating that the decision to provide informal care and to live together was possibly a simultaneous decision.

In consideration of the shrinking labor force in Japan, a shorter work day/hour for regular workers and/or an expansion of formal long-term care services, both of which would allow workers to strike a balance between their career and informal care provision, would be more practical policy options than the ongoing reform of the Long-term Care Leave System, which aims to provide tri-chotomous leave and does not intend to change the current maximum leave duration. The more practical policies would also lower the risk of poverty among the older people providing informal care.

JEL Classification Number: J26

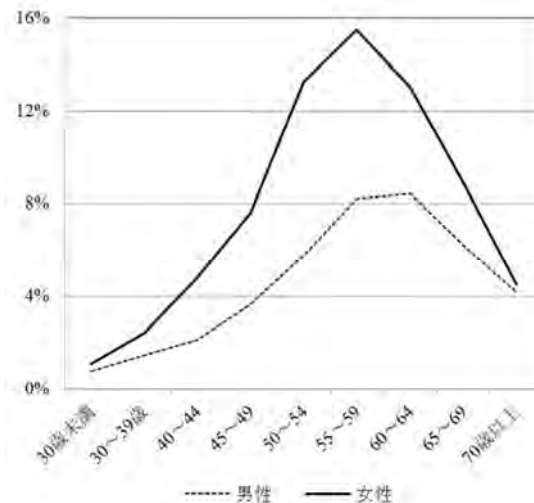
Key Words: informal long-term care, endogeneity, labour supply

1. はじめに

2000 年に導入された日本の公的介護保険は、介護サービス充実の重要な画期となった。しかし、その介護サービスの内訳は、施設介護ではなく、在宅介護が大きな比重を占めている。介護サービス受給者の中、在宅介護者の占める割合は先進加盟国の中でも 8 割と、相対的に高く、過去 10 年間に 6%ポイントも上昇した (OECD 2013)¹。

公的介護保険から介護サービスが提供されているとはいえ、そもそもの公的介護保険の設計自体は家族介護の存在を前提にしている。そうした家族介護の担い手の多くは、中高齢者である。総務省「就業構造基本調査 (2012 年)」によれば、女性 55-59 歳では 16% (6 人に 1 人)、男性 60-64 歳では 8% (12 人に 1 人) が家族介護の担い手となっている (図表 1)。

図表 1：家族介護を提供している者の割合（男女別、年齢階級別）



(備考) 総務省 (2012) 『就業構造基本調査』表 203 に基づき筆者作成。

これらの年齢階級は、労働政策研究・研修機構 (2014) でも示された、実質経済成長に必要な就業率上昇が期待される年齢階級とも重なる。しかし「就業構造基本調査 (2012 年)」によれば、家族介護 (看護) による離職者はすでに年間 10 万人を超える。少子化の進行に伴い、家族介護の担い手が少数の子どもに集中していく中、介護離職問題は今後ますます深刻化し、中高齢者の大きな労働供給制約要因となることが懸念される。

本研究の目的は、厚生労働省「中高年者縦断調査」の個票データを用い、中高齢者が実際に家族介護を提供する確率が近年どれほど上昇したか、家族介護、とくに親の要介護発

¹ OECD (2013) の図 8.5.1 によれば、介護を受けている人に占める、家庭で介護を受けている人の割合は、日本では 2000 年時点で 71.4%、2011 年時点で 77.8%であった。これは比較対象であった 12 カ国平均の 58.0%、63.6%と比較すると、各時点で 13.4%、14.2%ポイント高い。

生による中高齢者の就業抑制がどれほど大きいのか、またそれにより、中高齢者の労働時間や本人収入がどれほど減少しているか、定量的に把握することである。

素朴な分析アイデアとして、家族介護の就業抑制効果を捉えるために、「現在、家族介護を提供しているかどうか」と「現在、就業しているかどうか（あるいは現在の労働時間）」の相関をとることが考えられる。しかし、こうした素朴な分析アイデアに基づく推計では就業抑制効果を過大に捉えるバイアスをもつ可能性がある。

家族介護の就業抑制効果を正確に捉えるためには、2つの同時決定の可能性について考慮しなければならない。第一に、家族介護の提供と就業決定は同時決定の可能性がある。たとえば、もともと非就業である、あるいは非就業となる人々が家族介護を担っているため、現在、家族介護をしている人々の就業確率は、たとえ家族介護を担っていなくとも、もともと低かったかも知れない。第二に、家族介護の担い手と家族介護を受ける要介護者との同居も同時決定の可能性がある。たとえば、現在、家族介護を担っているのは、同居していた家族が要介護になったからではなく、家族介護をするために新たに同居をはじめたからかも知れない。そのため、要介護の家族と同居していること自体、家族介護の担い手となりやすい人々の選択の結果であるかも知れない。いずれも、家族介護による就業率の低下を過大に捉えてしまうバイアスを発生させる可能性がある。

次節でも詳しく述べるように、過去の研究では、これらの同時決定バイアスを、操作変数法などで取り除くことを試みてきた。こうした手法が用いられてきた理由は主にデータ制約のためで、過去の研究で用いられたデータでは、家族介護を提供しているかどうかという情報はあっても、親の要介護の有無に関する情報、あるいはそもそも別居の親が存在しているかどうかに関する情報を欠いていた。

本研究のひとつの特徴は、操作変数法ではなく、こうした情報が直接入手可能な厚生労働省「中高年者縦断調査」の個票データに基づき、外生的とみなしうる親の要介護発生自体を変数として用い、それが就業抑制、さらに本人収入に及ぼす影響を定量的に把握したことである。

本研究の結論を先取りすると、五点に集約される。第一に、若い出生コホートほど家族介護を担う比率は高まっており、たとえば1946年度生まれと比較し、1954年度生まれでは男性で6%、女性で8%家族介護を担う確率が高くなっている。第二に、親の要介護発生という外生変数を用いてもなお、親の要介護期間が1年長くなると、男女とも有意に就業確率を1%低下させる効果を確認した。第三に就業時間・日数に対し、親の要介護発生（外生変数）と親に対する実際の家族介護提供（内生変数）のいずれも統計的あるいは定量的に有意な影響を確認できなかったことである。この結果は、仕事を続けるか家族介護を担うかは二者択一になっており、就業時間・日数では調整できていないことを示唆している。第四に、男性では親の要介護期間が1年長くなると本人収入は1%低くなり、また親に対し実際に家族介護を担っている本人の収入は、男女とも6~8%低い。第五に、親が要介護になることは、親との同居開始の契機であり、家族介護の提供と同居は同時決定と

なっている。

2. 先行研究

先進国では程度に差はあれ、いずれの国でも人口の高齢化が進んでおり、今後、要介護者の増加が予想されることから、家族介護（*informal care, unpaid care*）が就業や労働時間、賃金等に与える影響について多くの研究が行われて来た。介護支援政策を巡っては、財政上の理由から、コストの高い施設サービスを絞り込み、在宅サービスに重点を置かざるをえない一方で、家族の介護負担が重くなればその家族の就業が抑制されて労働力の減少を招くとの懸念があり、各国はジレンマに直面している。従って、家族介護と就業が実際にどの程度、トレードオフの関係にあるかを把握することが、最適な介護施策を考えるうえで重要になって来る。

家族介護が就業等へ及ぼす影響に関する研究は、経済学をはじめとして、老年学から人口学、社会疫学と多岐の分野にまたがっている。2007年までのそれらの研究を包括的に整理した Lilly et al. (2007) によれば、一般的には家族介護によって就業が抑制される傾向は見出されず、要介護者の要介護度が高い場合に限り、就業が抑制されるとされる。少なくともこれまでの研究では家族介護が就業を抑制するという強い証拠が一貫して確認されて来たわけではないのである (Michaud et al. 2010)。

家族介護の就業への影響がはっきりしない理由の一つには、先にも述べた介護と就業の同時決定性 (= 内生性) から生じるバイアスがあるために、これへの対処の仕方によって結果が異なり得るということがある。そのため、経済学を中心とした近年の研究はこの内生性に対処することに多くの労力を割いて来た。

その結果、海外では、パネル推定や操作変数法によって介護の内生性に適切に対処した場合には、介護の就業抑制効果は小さくしか見出されないとする研究が多くを占めつつある。例えば、イギリスについて分析した Heitmueller (2007) はこのテーマにおける最近の代表的な研究であるが、同居家族の健康状態を操作変数として用いた推定や、パネル推定に依る分析を行うと、家族介護の就業への影響は小さく推定される傾向にあることを報告している。オーストラリアのパネルデータに基づいた Leigh (2010) や、オランダのデータに基づいて同時推定を行った Moscarola (2010)、欧州 13 か国のパネルデータに基づいた Ciani (2012)、ノルウェーのデータに基づき操作変数法による推定を行った Kotsadam (2012)、ドイツのパネルデータに基づいた Meng (2013)、アメリカのパネルデータに基づいた Van Houtven (2013) 等も同様に就業に対しては小さい影響しか見出していない²。

但し、介護の就業抑制効果の大きさは地域によっても異なっており、欧州内では南欧に

² その他に、アメリカのデータに基づいて同時推定を行った Wolf and Soldo (1994) も介護の就業抑制効果は見出されないとしている。但し、操作変数法による推定を行った研究でも、Johnson and Lo Sasso (2006) は比較的大きな就業抑制効果を見出している。一方で、Boaz and Muller (1992) は、性別や雇用形態によって介護の就業への効果は異なるとしている。

において介護の就業抑制効果が比較的大きいことが指摘されている (Kotsadam 2011、Crespo and Mira 2014)。また、女性のほうが家族介護によって就業が抑制される傾向が大きく (Ettner 1996、Van Houtven 2013)、長時間・長期間の介護が必要な場合や要介護者と同居している場合には、介護の就業抑制効果が大きいことも見出されている (Ettner 1995、Carmichael et al. 2008、Heitmueller and Michaud 2006、Casado-Marín et al. 2011)。

以上は、就業するかしないかという決定への家族介護の影響を見たものだったが、労働時間や賃金に対する家族介護の影響も検証されている。だが、それらの結果も必ずしも一貫していない。例えば、英国について検証した Carmichael and Charles (1998) や Carmichael and Charles (2003)、Heitmueller and Inglis (2007) は家族介護によって労働時間は短くなり、時間あたり賃金率（や収入）も低くなる傾向にあることを報告している一方で、他の欧州諸国について検証した Bolin et al. (2008) は家族介護の労働時間や賃金率への影響は見出していない³。女性では家族介護によって労働時間も時間あたり賃金率も抑制される傾向が観察される一方で、男性についてはそれらの影響は見出されないとする研究もある (Van Houtven 2013)。また、介護の開始は労働時間を減少させるが、介護が終了しても労働時間は増えないという家族介護の影響の「非対称性」を報告する研究もある (Spiess and Schneider 2003)。

それでは、わが国では家族介護は就業に影響を及ぼしているのだろうか。2000 年以降の日本における主要な研究をまとめたものが図表 2 である。日本においても初期の研究はクロスセクション・データに基づいたものがほとんどだったが (永瀬 2000、岩本 2001、西本・七條 2004、山口 2004、西本 2006)、その後のパネルデータに基づいた分析でも、比較的大きな介護の就業抑制効果が観察される傾向にある (酒井・佐藤 2007、大津・駒村 2012、Fukahori et al. 2015)。例えば、Fukahori et al. (2015)は、介護を必要とする者が同居世帯内にいた場合、男性で約 7%程度、女性で約 10%程度、就業が抑制されることを見出している。大津・駒村 (2012) も、40 歳から 59 歳の有配偶女性が要介護の親と同居する場合、約 4～6%程度、就業が抑制されるとしており、さらに、親の要介護度が 1 から 3 の場合には約 20～30%程度、要介護度が 4 もしくは 5 になると、70%程度、就業が抑制されることを報告している。また、クロスセクション・データであっても操作変数法に依拠した岸田 (2014) や Yamada and Shimizutani (2015) も介護者が就業を有意に抑制していることを確認している⁴。一方、労働時間、賃金や公的年金を含む収入への影響についての検証は十分とは言えない。日本においても、労働時間への影響については、家族介護が労働時間を抑制するという結論を導いているものと (山口 2004、Yamada and Shimizutani 2015)、労働時間には影響していないとするものがあり (大津・駒村 2012、Fukahori et al. 2015)、結論は定まっ

³ Wakabayashi and Donato (2005)は、家族介護による収入の減少は、性別や年齢、学歴によって大きく異なることを指摘している。家族介護の労働時間への影響に関する研究をメタ回帰分析した酒井・深堀 (2015) は、パネル推定や操作変数法による推定を行った研究では介護の就業抑制効果が小さく計測され、出版バイアスまで考慮すると、効果は 0 に近いことを見出している。

⁴ 小原 (2009) も、実際の就業状態ではないが、介護する意思があると労働意欲も低くなることを同時推定から見出している。

ていない⁵。賃金や収入への影響を見た研究は数自体が限られている。岸田（2014）は家族介護によって月当たりの手取り収入が減ることを報告しているが、この研究だけをもって確定的なことは言えない。労働時間や収入が減少すれば、それに伴って将来の老齢年金受給額も減ることが予想される。

図表 2：家族介護の就業への影響を検証した日本における 2000 年以降の主要な研究

論文	データ	データの調査年	アウトカム	推計手法	主要な結果
永瀬 (2000)	「就業構造基本調査」(総務省)	1992年	離職理由が介護、求職抑制の理由が介護	プロビット・モデル	前職がパートである場合や世帯所得が低いと、介護を理由とした離職が多くなる。
岩本 (2001)	「国民生活基礎調査」(厚生労働省)	1992年、1995年、1998年	就業しているかどうか	プロビット・モデル	要介護者が家族内に発生した場合、女性が介護者になると就業が抑制されるが、男性や介護者とならない世帯員の就業への影響は小さい。
西本・七條 (2004)	「社会生活基本調査」(総務省)	1996年	フルタイム就業、パートタイム就業	多項ロジット・モデル	介護をしている者は、フルタイム就業もパートタイム就業も抑制される。
山口 (2004)	「第1回全国家族調査」(日本家族社会学会)	1998年、1999年	仕事時間の短縮、休・退職	ロジット・モデル	就業介護者の25%が仕事の時間を短縮し、14%が休・退職している。
西本 (2006)	「家族についての全国調査」(日本家族社会学会)	1999年	継続勤務/労働時間の短縮/休職もしくは退職	多項ロジット・モデル	介護期間が6か月未満の場合は労働時間を減らすことで対応することが多く、重度の要介護状態だった場合、女性は継続勤務を断念する傾向。
酒井・佐藤 (2007)	「暮らしと生活設計に関する調査」(ニッセイ基礎研究所)	1997年、1999年、2001年、2003年	就業しているかどうか	固定効果ロジット・モデル	家族内に要介護者が存在すると就業は有意に抑制される(男性では正規雇用からの離職をもたらし、女性では非正規雇用からの離職をもたらし)。2000年の介護保険導入によって就業抑制効果が緩和された事実は見出されない。
Shimizutani et al. (2008)	「高齢者の介護利用に関するアンケート調査」(内閣府)	1999年、2001年、2002年	就業しているかどうか、週当たり就業日数、労働時間	プロビット・モデル、トビット・モデル	介護保険導入の効果は、2002年には明確に表れ、女性の介護者の就業率が上昇した。
Taniya et al. (2011)	「国民生活基礎調査」(厚生労働省)	1998年、2001年、2004年	就業しているかどうか、労働時間、介護時間	ロジット・モデル、トビット・モデル	高所得世帯では、介護保険導入後に就労率が上昇。
大津・駒村 (2012)	「日本家計パネル調査(JHPS)」(慶應義塾大学)	2009-2011年	就業しているかどうか、就業時間	擾乱効果プロビット・モデル、擾乱効果トビット・モデル	40-59歳の有配偶女性は同居要介護者がいると有意に就業確率が低下し、この程度は要介護度が高いほど大きかった(要介護度1-3で20-30%程度、要介護度4-5で70%程度、就業確率が低下)。一方、同居要介護者の存在の就業時間への影響は見られなかった。
大津 (2013)	「日本家計パネル調査(JHPS)」(慶應義塾大学)	2009-2012年	離職	ロジット・モデル	50-64歳の就業者のうち有配偶女性及び無配偶の男女は、要介護度以上の同居要介護者がいると翌年1年間の離職確率が有意に高くなる。
岸田 (2014)	「在宅介護のお金と暮らしについての調査」(家計経済研究所)	2011年	非就業、労働時間、収入、余暇時間	操作変数プロビット・モデル、操作変数トビット・モデル	女性について、介護時間(合計)、身体介護時間、家事援助時間の1%の増加は、それぞれ就業確率を3.8%ポイント、5.2%ポイント、6.8%ポイント引き下げる。また、労働時間、収入も抑制される。
Sugawara and Nakamura (2014)	「国民生活基礎調査」(厚生労働省)	1998年、2004年、2010年	正規就業/非正規就業	スイッチング回帰モデル	介護は有意に女性の就業を抑制するが、その程度は介護保険導入後、期間を経るにつれて小さくなって来ている。
Fukahori et al. (2015)	「暮らしと生活設計に関する調査」(ニッセイ基礎研究所)	1997年、1999年、2001年、2003年、2005年	就業しているかどうか、労働時間、主観的健康、生活満足度	固定効果モデル	家族内の要介護者の存在は、男性については7%程度、女性については10%程度、就業も有意に抑制する。一方で、役の健康や生活満足度には影響を及ぼさない。また、介護の就業抑制効果は介護保険導入後も緩和されていない。
Yamada & Shimizutani (2015)	「国民生活基礎調査」(厚生労働省)	2010年	就業しているかどうか、労働時間	操作変数法	主たる介護者であると就業確率が男性で14-20%程度、女性で27-58%程度低くなる。また、労働時間も短くなる傾向にある。要介護認定が就業確率を引き上げるとはならない。

(備考) 筆者作成。

また、就業等への影響を把握するのにあたっては介護の程度が重要となってくる。海外の研究では要介護の程度や同別居の別によって就業への影響が異なることが繰り返し指摘されており、日本でも、要介護者が認知症であると介護時間や介護費用が顕著に増えることが知られている(山田他, 2013)。しかし、日本の既存研究では専ら「主たる介護者であるかどうか」もしくは「要介護者が家族内にいるかどうか」をもって介護ニーズの存在を把握しており、必ずしも介護の程度の違いによる影響の差については十分に検討して来なかった⁶。本研究の依拠するデータでは要介護者の認知症の有無や介護の種類を把握することはできないが、介護期間や介護時間によって介護負担の重さを代替的に捉えてみることにする。また、関連することとして、日本の既存研究では、データの制約もあり、基本的に同居介護しか考えておらず、別居して介護しているケースを把握できなかった。本研究

⁵ いくつかの分析では就業していない者(＝労働時間が0の者)もサンプルに含めた推計を行っているが、この場合、(労働時間の選択だけでなく)就業選択をも含めた弾性値を推計していることになる。
⁶ わが国における数少ない研究として、大津・駒村(2012)は介護保険制度の要介護度を用いた推計、岸田(2014)は介護時間を身体介護と家事援助等の時間に分けた推計を行っている。

ではそれらについても検討を加えることになる⁷。

なお、日本での研究には、2000年に導入された公的介護保険によって就業抑制が緩和されたかどうかには焦点を当てたものが多い。この点についても、介護保険に一定程度の効果を認めるものと（Shimizutani et al. 2008、Tamiya et al. 2011、Sugawara and Nakamura 2014）、介護保険の効果は見いだされなかったとするものがあり（酒井・佐藤 2007、Fukahori et al. 2015、Yamada and Shimizutani 2015）、統一的な結論は出ていない⁸。しかし、本研究の依拠するデータは、2005年以降に実施された調査であるため、公的介護保険の効果については本稿では扱わない。

3. 使用データ・分析枠組み

3.1 使用データ

本研究で用いるデータは厚生労働省「中高年者縦断調査」の個票である。この調査は、2005年10月末現在50～59歳の全国の男女を対象としており、健康、就業、社会活動について経時的变化を追えるよう設計された縦断調査（パネル・データ）である⁹。調査項目としては、就業状況、家族介護の状況、収入額、公的年金受給額（第4回以降）などがあり、豊富な情報が含まれている。本研究では統計法第33条に基づき二次データ利用が許可された第1回（2005年）から第8回（2012年）調査の個票を用いた¹⁰。

記述的分析（4.1項）では、全8回分のデータを用いるが、本研究で最も重要な、別居の親を含む親の要介状態に関するデータが取れるのは第4回調査以降であるため、計量経済学的分析（4.2項）では第4回以降のデータを用いた。

3.2 分析枠組

市場賃金が留保賃金を上回った場合に労働供給するという、一般的な労働供給の主体均衡の枠組みに基づき、下式を推計した。

$$P_{it} = \alpha + X_{it}\beta + \delta LTC_{it} + \mu_i + v_{it}$$

⁷ 本研究と同じデータを用いて家族介護の影響を分析したものに小塩（2014）がある。それによれば、家族介護に携わることは有意にメンタルヘルスを悪化させるとされる。

⁸ 菅・梶谷（2014）は、介護保険の導入後に高学歴女性の介護時間は短くなったが、それが市場労働時間の拡大に結びついたかは不明であるとしている。一方、玄田（2013）は、自宅に要介護者がいると孤立無業になり易いが、介護保険の導入以降、その傾向が和らいでいるとして、介護保険の効果があつたのではないかと推察している。介護保険の影響について経済学分野の研究を整理したものとしては小椋・墨（2012）がある。

⁹ 調査は、あらかじめ調査員が配布した調査票に被調査者が自ら記入し、後日、密封方式により調査員が回収する方法により行われるが、第1回調査以降の転出者は、厚生労働省から郵送された調査票に被調査者が自ら記入し、郵送により厚生労働省に提出する方法（郵送調査）により行われた。さらに第6回以降は被調査者全員が郵送調査に切り替わった。調査概要については厚生労働省による中高年者縦断調査サイトの各回の「調査の概要」を参照されたい（<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/29-6c.html>、2016年4月17日アクセス）。

¹⁰ 推計作業についてはStata 13を用い、山田篤裕が担当した。

P_{it} : t 年における個人 i の就業状態、
 X_{it} : 市場賃金や保証所得に影響を与える個人属性(コントロール変数)、
 LTC_{it} : 家族の要介護状態あるいは家族介護の提供の有無

推計には図表 3 にある変数を用いた。本研究で要介護発生に伴う影響を検証すべき被説明変数は 5 つあり、(i) 収入のある仕事の有無、(ii) 平均的な 1 週間の就業時間、(iii) 平均した 1 週間当たりの就業日数、(iv) 公的年金以外の本人総収入、(v) 公的年金を含む本人総収入である。いずれも、固定効果線形モデルで推計した¹¹。(iv) と (v) の本人収入についても、就業状態に関する被説明変数 (i) ～ (iii) と同一の説明変数群を用いて推計するが、これは中高齢期の所得水準が就業によって大きく左右されるという知見(清家・山田 2004)に基づく。また (ii) ～ (v) は、0 となるサンプルを除外して推計した。

図表 3 : 変数一覧

被説明変数	①収入になる仕事の有無	ふだん収入になる仕事をしている場合を1とおくダミー変数。	
	②平均的な1週間の就業時間	調査月の1か月間の平均的な1週間の就業(実労働)時間。	
	③平均した1週間当たりの就業日数	調査月の1か月間の平均した1週間あたりの就業日数。	
	④ ln 本人総収入(公的年金以外)(円)	調査月の1か月間の公的年金以外の本人収入(働いて得た所得、雇用保険、私的年金、資産収入、その他の社会保障給付金、仕送り、その他の合計であり、項目ごとの収入は識別できない)に1を加え、さらに自然対数をとったもの(0収入の場合の自然対数の値は1を加えているので0となる)。第4回以降に入手可能な変数。	
	⑤ ln 本人総収入(公的年金含む)(円)	調査月の1か月間の公的年金を含む本人収入(定義は上記参照)に1を加え、さらに自然対数をとったもの(0収入の場合の自然対数の値は1を加えているので0となる)。	
説明変数	主観的不健康	現在の健康状態に関する主観的な5段階評価で、「どちらかといえば悪い」、「悪い」、「大変悪い」に該当する場合を1とおくダミー変数。	
	有配偶	自分に配偶者がいる場合を1とおくダミー変数。	
	A 【外生】	有配偶 × 要介護	自分の配偶者を介護している場合に1とおくダミー変数。
		親要介護	同・別居を問わず、自分の親もしくは配偶者の親が要介護である場合を1とおくダミー変数。第4回以降に入手可能な変数。
		親要介護 × 親無配偶	同・別居を問わず、自分の親もしくは配偶者の親が要介護であり、かつその要介護の親のいずれかが無配偶である場合を1とおくダミー変数。第4回以降に入手可能な変数。
		親要介護 × 無配偶	同・別居を問わず、自分の親もしくは配偶者の親が要介護であり、かつ自分が無配偶である場合を1とおくダミー変数。第4回以降に入手可能な変数。
	B 【外生】	有配偶 × 要介護の時点数	第4～8回間で自分の配偶者を介護している時点数。最小値0、最大値5をとる。
		親要介護の時点数	第4～8回間で同・別居を問わず、自分の親もしくは配偶者の親が要介護である時点数。最小値0、最大値5をとる。
	C 【内生】	親を介護	同・別居を問わず、自分の親もしくは配偶者の親を自分が家族介護している場合を1とおくダミー変数。
		親を介護 × 親無配偶	同・別居を問わず、自分の親もしくは配偶者の親を自分が家族介護しており、かつその家族介護の対象である親が無配偶である場合を1とおくダミー変数。
		親を介護 × 無配偶	同・別居を問わず、自分の親もしくは配偶者の親を自分が家族介護しており、かつ自分が無配偶である場合を1とおくダミー変数。
	D 【内生】	1日あたり介護提供時間	同・別居を問わず、さらに続柄を問わず、1日あたりに自分が家族介護を提供している時間。
		年齢	本人年齢
		年齢二乗÷100	本人年齢の二乗÷100
		厚生・報酬比例支給開始年齢以上 (被用者職歴)	被用者職歴であり、かつ厚生年金の報酬比例支給開始年齢に達している場合を1とおくダミー変数。被用者職歴とは「①ひとつの企業等に20年以上勤務している(いた)」、「②勤め先は変わったが、同じ分野の仕事に20年以上従事している(いた)」、「③①、②以外で20年以上仕事(自営業を除く)に従事している(いた)」場合を1とおくダミー変数(Wave 1の質問項目に基づく)。本稿の分析対象となったサンプルでは被用者職歴かつ60歳ダミーと同義である。
	厚生・定額支給開始年齢以上 (被用者職歴)	被用者職歴であり、かつ厚生年金の定額部分支給開始年齢(＝高齢者雇用安定法により雇用確保措置が義務付けられている上限年齢)に達している場合を1とおくダミー変数。	
	65歳以上	65歳以上を1とおくダミー変数。	

¹¹ したがって、(i) 収入のある仕事の有無(就業状態)については、固定効果線形確率モデルとなる。

コントロール変数には、主観的不健康や年齢に加え、厚生年金の支給開始年齢に到達しているか、および 65 歳以上かどうか(国民年金の支給開始年齢であると同時に、多くの人々の引退希望年齢でもある¹²⁾)に関する変数を用いた¹³⁾。

3.3 介護に関する変数

いうまでもなく、本研究で最も重要となる説明変数が、家族の要介護状態あるいは家族介護の提供に関する (A) ～ (D) の 4 つの変数群である。

各被説明変数に対し、説明変数群 (A) と (B) は外生変数、(C) と (D) は内生変数と考えられる。(A) と (B) は、同・別居を問わず、さらに実際に自分が家族介護を担っているかどうかにかかわらず、自分の親もしくは配偶者の親が要介護であるかどうかを表す変数である。親に介護の必要が発生するかどうかは、外生と考えられるため、この変数を用いれば、操作変数法によらずとも、先述した 2 つの内生性に関する問題を回避した推計が可能となる¹⁴⁾。こうした推計を行ったことが本研究のひとつの特徴といえる。なお、この変数に関する質問項目は、第 4 回以降に新設されたことで、入手可能となった。そのため、計量経済学的な分析では第 4 回以降のデータのみを用いた。

親の要介護状態について (A) では、各回の調査毎に該当する場合に 1、そうでない場合を 0 とおいている¹⁵⁾。「中高年者縦断調査」では、家族が要介護であるかどうかは、被調査者からみて、日常生活動作に関する介護を必要としているかどうかという判断¹⁶⁾に基づく。公的介護保険の要介護認定に基づくものとは異なる。

親の要介護状態について (B) では、分析対象とした第 4～8 回の調査期間で、同・別居を問わず、自分の親もしくは配偶者の親が要介護である時点数 (年間数) を用いた。した

¹²⁾ 全国の 55～69 歳の男女に対し労働政策研究・研修機構が 2009 年に実施した「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」では、引退を考えたことがある者の引退希望年齢は、男女とも「65 歳」が 4 割と最も多く、60～64 歳では「65 歳」が半数を占めている (労働政策研究・研修機構 2010:16)。

¹³⁾ 学歴、職歴なども市場賃金に影響を与える重要な変数であるが、固定効果モデルでは、基本的に各個人に固有の効果として処理されるため、各変数毎の係数としては推計されない。従って、説明変数には含めていない。

¹⁴⁾ ただし、「親を介護しているかどうか」という変数に代えて「親が介護を必要としているかどうか」という変数を説明変数に用いた場合、介護負担による直接的な就業への影響以外の効果も拾ってしまう可能性がある。例えば、親が要介護状態になった際に本人の妻が介護にあたり、その結果として本人(夫)の家事負担等が増したために就業を抑制したといったことがあれば、それは介護負担そのものによって就業が抑制されたというよりは、それに付随して生じた別の要因によるものとも考えることもできる。また、それまで介護にあたっていた妻が介護負担から解放されたことを機に就業を再開した場合、夫婦間の余暇時間の補完性から夫も労働時間を伸ばすといったこともあるかもしれない。この場合も、夫については、就業を直接的に促した要因は介護負担ではないことになる。このように「親に介護が必要かどうか」はたしかに外生的とみなしうる反面、それが就業と関係していても、より多くの影響経路を包含してしまっている可能性がある点には留意が必要である。

¹⁵⁾ ある回の調査で親が要介護ではなかったが、その次の回の調査で要介護になった場合には、この変数の値は 0 から 1 へと変化する。反対に、ある回の調査で親が要介護であったが、その次の回の調査でその親が死亡した場合、この変数の値は 1 から 0 に変化することになる。

¹⁶⁾ 本研究の計量経済学的分析で用いた第 4～8 回の調査票では、要介護の目安として「歩く・食事をする・ベッドや床から起き上がる・排せつ・いすに座ったり立ち上がったりする・入浴をする・衣服を着たり脱いだりする・階段の上り下り・手や顔を洗う・買い物したものの持ち運び等について介護を必要としているかどうか」の 10 の日常生活動作を挙げている。被調査者全員が郵送調査に切り替わった第 6 回調査以降では、調査票にはないが、「記入の仕方」で同じ例示がある。

がって、最小値 0、最大値 5 を取る。この変数は、親の要介護期間が長くなった場合の累積的効果を捉えるための変数である。累積的効果は少なくとも 2 つの構成要素から成ると考えられる。一つは要介護度の悪化である。1 年間に要介護度が軽くなるのは要介護者の 1 割に過ぎず、3 割で要介護度は重くなる¹⁷。もう一つは、親の要介護期間が長くなるにつれ、徐々に家族介護と仕事との両立が難しくなっていくような状況変化である。そのため、親が要介護であることは、数時点の累積的効果として、就業状態などに影響を与えると考えられ、それを捉えるための変数である。

説明変数群 (C) では自分が実際に親の家族介護の担い手かどうか、(D) では自分が家族介護を提供している時間 (同居・別居に関わらず、配偶者・親以外に対する家族介護時間を含む)¹⁸を用いた。なお、家族介護の提供時間については、直接的に介護をしている時間のみで、たんに見守りをしている時間は含まれない¹⁹。

親が要介護あるいは親に実際に家族介護を提供している場合でも、自分で家族介護をどれほど提供するかどうかは、ほかの家族介護の担い手の有無にも左右されと考えられる。つまり、要介護である親に配偶者がいるかどうか、あるいは自分に配偶者がいるかどうかにもよると考えられる。そこで (A) と (C) の変数群では、親が要介護および親に実際に家族介護を提供しているかを表す変数と、自分が無配偶か、あるいは親が無配偶かを表す変数との交差項も加えた。

また、(A) と (C) の変数群では自分に配偶者がおり、その配偶者に自分が家族介護を提供していた場合に 1 とおくダミー変数、(B) では自分が配偶者に家族介護を提供していた時点数 (年間数) を用いた。要介護の親と同様、自分の配偶者が要介護となった場合にも、自分の配偶者と別居するかどうか、そして自分がその配偶者に家族介護を提供するかどうか、という 2 つの意思決定 (内生性) があるかも知れない。しかし、配偶者が要介護になったにも関わらず、自分がまったく介護を行わない可能性は一般に低いと考えられ、また質問項目の設計上、親の要介護の有無とは異なり、配偶者の要介護の有無と、自分の家族介護の提供の有無とは識別できないため、どのような夫婦であれ、配偶者に介護の必要がある場合、必ず自分は家族介護を提供しているもの、と仮定した。すなわち、自分の配偶者への家族介護の提供は、自分の配偶者が要介護であることと同義とした。

さらに、親に介護の必要があった場合、公的年金支給開始年齢に到達していれば、公的年金給付により、親の介護をするため非就業を選択あるいは就業時間・日数を減らす可能性も高くなる。とくに被用者職歴²⁰の場合、国民年金よりも給付水準の高い老齢厚生年金

¹⁷ 厚生労働省「平成 25 年度 国民生活基礎調査」の報告書 (第 2 巻・第 2 章: 介護) 掲載の「介護を要する者数、この 1 年間の要介護度の変化・性・年齢階級別 要介護度の状況 (第 22 表)」に基づき、不詳を除き、筆者計算。

¹⁸ 質問項目上、家族介護の提供時間は、すべての親族 (六親等内の血族と三親等内の姻族) に対する合計時間でしか把握できない。

¹⁹ 調査票の「記入の仕方」では、直接的に介護をしている例として、食事の介助、おむつの交換、入浴の 3 つが挙げられている。また家族介護提供時間の合計が 1 週間当たり 30 分未満だった場合には切り捨て、0 分と記入することになっている。

²⁰ 本研究では、被用者職歴とは第 1 回の質問項目 (問 28) に基づき、「①ひとつの企業等に 20 年以上勤務している (いた)」、「②勤め先は変わったが、同じ分野の仕事に 20 年以上従事している (いた)」、「③①、②以外で 20

が受給可能なため、非就業を選択あるいは就業時間・日数を減らす可能性はより高くなる。さらに被用者職歴の場合、生年度により支給開始年齢は異なる。こうしたことを統御するため、先にも述べたように、変数群（A）～（D）以外にも、コントロール変数として厚生年金の支給開始年齢²¹に到達しているか、および65歳以上かどうか（国民年金の支給開始年齢であると同時に、多くの人々の引退希望年齢でもある）に関するダミー変数を年齢変数と共に用いた。

各変数の記述統計量については本稿末の附表1に示した。

4. 分析結果

4.1 記述的分析

まず、「中高年者縦断調査」の利点を活かしながら、単純集計に基づき、家族介護、親の要介護、要介護の親との同・別居の状況について整理する。

図表4は、各歳で要介護の親族に対し、自分が家族介護を提供している割合²²を男女別に示している。男性に比べ、女性の方が、要介護の親族に対し、自ら家族介護を提供している割合は高い。さらに重要な点として、男女とも、各歳で自ら家族介護を提供している割合は若い出生コホートほど、高くなっている。たとえば59歳時点で自分が家族介護を提供している割合は、1946年度生まれの男性と比較して、1952年度生まれでは男性で4%ポイント、女性で6%ポイント高い。わずか6年間の出生コホート差で、自分が家族介護を提供している人々の割合が急増している様子がうかがえる。

家族介護を提供している者を100%として、家族介護の対象者の内訳を示したのが、図表5である。家族介護の対象者の大半は「親」である。男女とも、自ら家族介護を提供しているのは「自分の母」に対してで最も多い。1950年度生まれでは59歳時点で、男性は66%、女性は47%が「自分の母」に対する家族介護である。次に多いのは男女、年齢階級

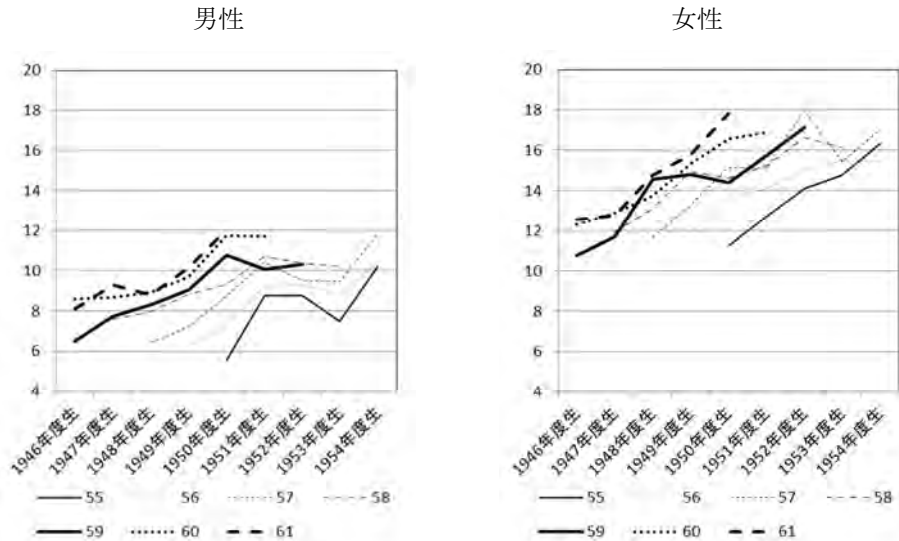
年以上仕事(自営業を除く)に従事している(いた)」に該当している場合をいう。この中には、必ずしも被用者年金の適用を受けていない者(短時間労働者等)も含まれていると考えられる。

²¹ 1994(平成6)年の年金制度改正により、1941年度(より正確にはt年4月1日生まれのみ、t-1年度の支給開始年齢引上げルールが適用)以降に生まれたコホート男性から、特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の受給開始年齢はそれ以前のコホート男性における60歳から1歳引き上げられ、61歳となり、その後も徐々に引き上げられ、1949年度生まれ以降のコホートでは65歳となる。この特別支給の老齢厚生年金(定額部分)の引き上げは、2001(平成13)年から2013(平成25)年にかけて行われた。女性については5年遅れで同様の引き上げが行われている。

²² なお図表1として引用した総務省「就業構造基本調査」と同年である2012年の「中高年者縦断調査」で家族介護を提供している人々の割合を比較した。比較可能なのは「中高年者縦断調査」の対象となった出生コホートの関係から、60～64歳に限定される。家族介護を提供している割合は60～64歳で、「就業構造基本調査」では男性8%、女性13%であるが、「中高年者縦断調査」では男性10%、女性14%であり、「中高年者縦断調査」の方がやや高い。「就業構造基本調査」でも家族介護の提供対象者に要介護認定を受けていない人を含み、被調査者が判断に迷う場合には、「ふだん介護をしている」の目安として、1年間に30日以上介護を挙げている。「中高年者縦断調査」が介護の例として10の日常生活動作を示している一方、「就業構造基本調査」では入浴、着替え、トイレ、移動、食事の5つの日常生活動作を示している。両調査での、こうした細かな相違が、家族介護の提供割合の差異に表れているものと考えられる。注16も参照されたい。

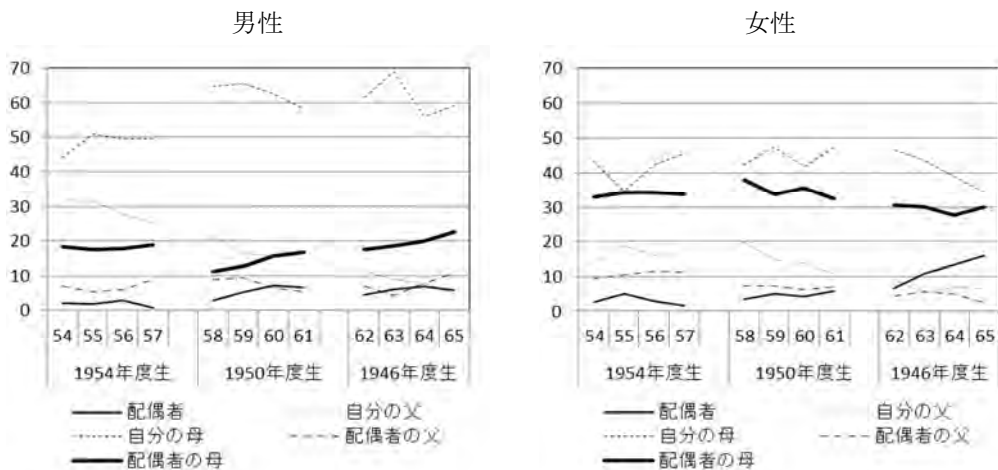
で異なる。男性では「自分の父」で、1950年度生まれでは60歳以降、「配偶者の母」と同じ16%になり、その年齢以降、「配偶者の母」が男性の家族介護の対象者として2番目に高い比率を占めるようになる。女性では、一貫して次に多いのは「配偶者の母」である。ただし、女性で3番目に多い家族介護対象者は年齢階級によって異なり、「配偶者（夫）」が7%から16%へと倍以上になり、3番目となる。

図表4：各歳で要介護の親族に対し自分が家族介護を提供している割合



（備考）厚生労働省（2012）『中高年者縦断調査（第1～8回）』個票に基づき筆者推計。

図表5：自分が家族介護を提供している要介護親族との関係（家族介護をしている者＝100%）



（備考）厚生労働省（2012）『中高年者縦断調査（第1～8回）』個票に基づき筆者推計。

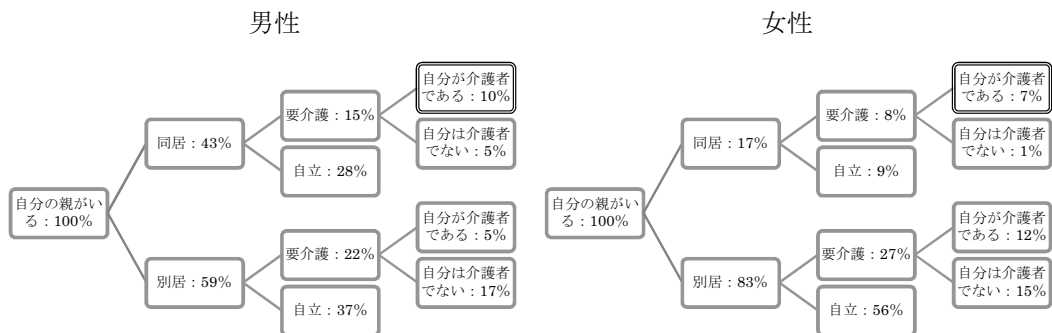
同居している親に対する家族介護の有無のみで、親が要介護であるかどうかをどれほど捉えられるのだろうか。自分の親が要介護である場合に、自分が家族介護する割合について、同・別居も区別し、確認したのが図表 6 である。

自分の親が要介護である場合、自分が家族介護する割合は、男性で 41% ($= (10+5) \div (15+22)$)、女性で 54% ($= (7+12) \div (8+27)$) となっている。つまり、自分が家族介護しているかどうかで、自分の親の要介護状態を捉えようとした場合、男性では 6 割、女性でも 5 割の要介護の親の存在を捉えられないことになる。

また自分の親が要介護である場合、その親と同居している割合は、男性で 41% ($= 15 \div (15+22)$)、女性で 23% ($= 8 \div (8+27)$) となっている。自分と同居している自分の親のみの要介護の有無の情報だけでは、自分と別居している要介護の自分の親の存在を、男性で 6 割、女性で 8 割捉えられないことになる。

図表 6：要介護・家族介護の有無別にみた自分の親の構成比率

(60 歳時点、親がいる＝100%)



(備考) 厚生労働省 (2012)『中高年者縦断調査 (第 4～8 回)』個票に基づき筆者推計。60 歳時点で親がいる 1948～1951 年度生の数値。同・別居の親が同時存在するサンプルがあるため、合計は 100% を僅かに超える。

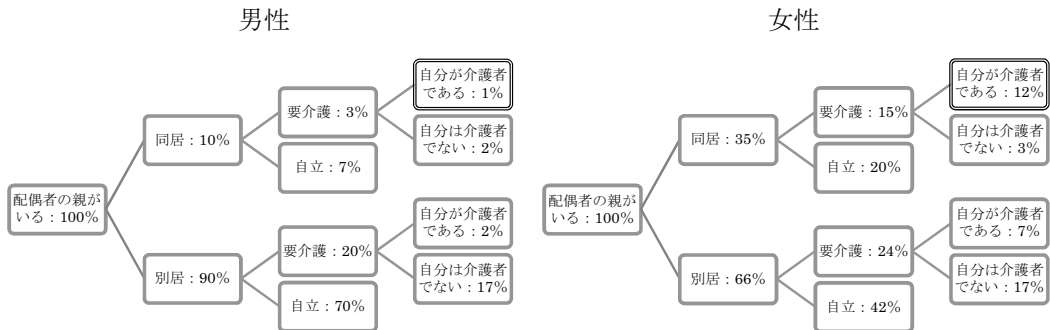
同様に配偶者の親が要介護である場合に、自分が家族介護を提供している割合について、同・別居も区別し、確認したのが図表 7 である。配偶者の親が要介護である場合、自分が家族介護を提供している割合は、男性で 13% ($= (1+2) \div (3+20)$)、女性で 49% ($= (12+7) \div (15+24)$) となっており、男女差が大きい。自分が家族介護を提供しているかどうかで、配偶者の親の要介護状態を捉えようとした場合、男性では 9 割、女性では 5 割の要介護の親の存在を捉えられないことになる。

また配偶者の親が要介護である場合、その親と同居している割合は、男性で 13% ($= 3 \div (3+20)$)、女性で 38% ($= 15 \div (15+24)$) となっている。ここでも、自分と同居している自分の親のみの要介護の有無の情報だけでは、自分と別居している要介護の自分の親の存在を、男性で 9 割、女性で 6 割捉えられないことになる。

以上のように、従来の研究で使用された多くのデータでは必ずしも十分捉えきれていなかった、家族介護を担っていない要介護の親の存在、あるいは別居の要介護の親の存在を

把握できるのが本研究で用いる「中高年者縦断調査」の特長である。

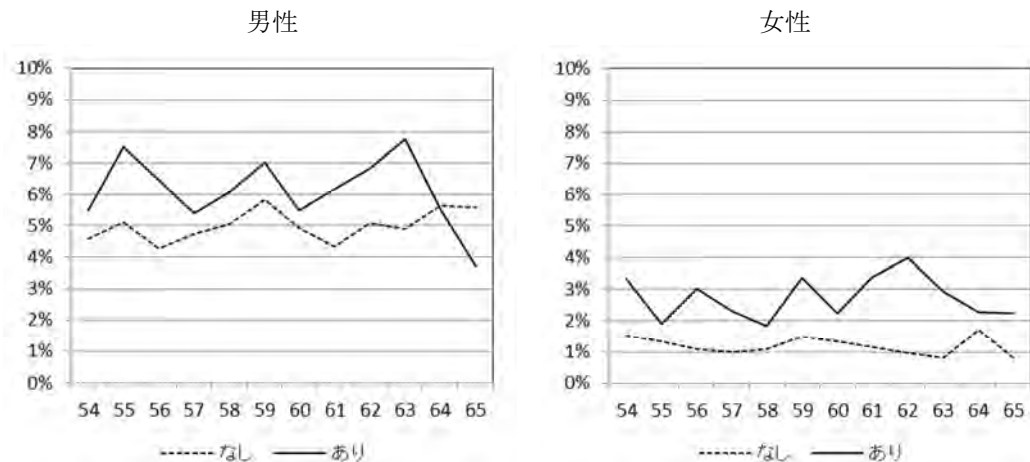
図表 7：要介護・家族介護の有無別にみた配偶者の親の構成比率
(60 歳時点、配偶者の親がいる 100%)



(備考) 厚生労働省 (2012)『中高年者縦断調査 (第 4～8 回)』個票に基づき筆者推計。60 歳時点で配偶者の親がいる 1948～1951 年度生の数値。同・別居の親が同時存在するサンプルがあるため、合計は 100% を僅かに超える。

さらに同・別居の選択と、自分が家族介護を提供するかどうかについて、同時決定である可能性がある。それを検討するため、1 年前に別居していた自分の親が、(現在) 介護の必要がある場合とない場合とで、同居を開始した割合の差を検討したのが図表 8 である。もし介護の必要がある場合、家族介護を提供するために同居するのであれば、介護の必要がない場合と比較して、同居開始率は高くなるはずである。

図表 8：現時点での要介護の有無別にみた 1 年前に別居していた自分の親との同居開始割合 (1 年前に別居の親がいて、現時点でもその親がいる＝100%)



(備考) 厚生労働省 (2012)『中高年者縦断調査 (第 4～8 回)』個票に基づき筆者推計。

男性では 65 歳時点で一部逆転しているが、男女とも、介護の必要がある場合の方が、同

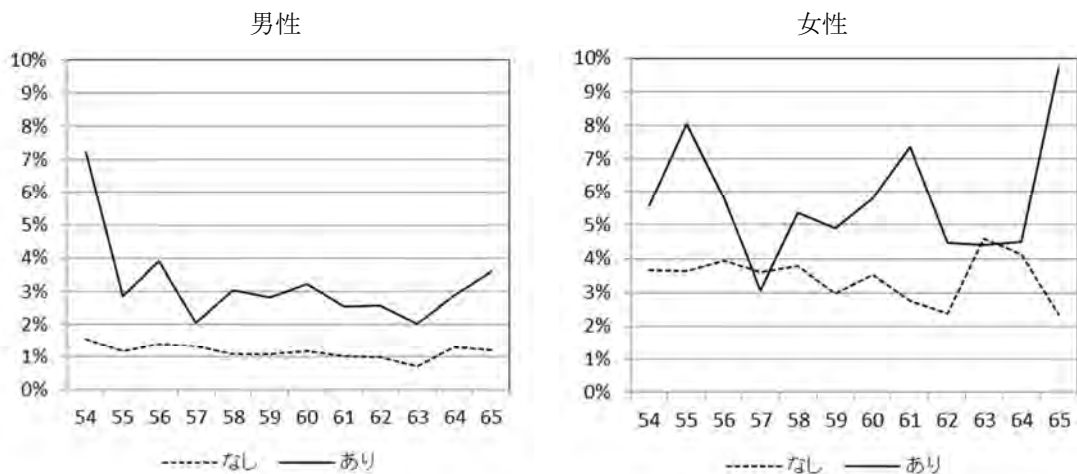
居開始割合は1～2%ほど各歳時点でみて高くなっている。これは数値としては小さく見えるかもしれないが、54～65歳の累積差でみると、介護の必要のある場合の方が男性で13%、女性で18%、同居開始割合が高いことになる。

同様に、1年前に別居していた配偶者の親が、（現在）介護の必要がある場合とない場合とで、同居を開始した割合の差を検討したのが図表9である。

女性の57、63歳時点で一部逆転しているが、ここでも、男女とも、介護の必要がある場合の方が、同居開始割合は1～2%ほど各歳時点でみて高くなっている。同じく54～65歳の累積差でみると、介護の必要のある場合の方が男性で25%、女性で28%、同居開始割合は高いことになり、その差は大きい。

以上の結果から、親が要介護になったのを機に同居を開始する傾向があることが確認でき、同・別居の選択と、自分が家族介護を提供するかどうかは、同時決定である可能性が高い。このことは、別居の親の要介護状態を含めて分析することの重要性を改めて示唆するものである。

図表9：現時点での要介護の有無別にみた1年前に別居していた配偶者の親との同居開始割合(1年前に別居の親がいて、現時点でもその親がいる＝100%)



(備考) 厚生労働省 (2012)『中高年者縦断調査 (第4～8回)』個票に基づき筆者推計。

4.2 計量経済学的分析

本項の分析は、第4回以降の調査を対象とするが、その前に、第1～8回調査を用い、若い出生コーホートほど、家族介護を提供する確率が統計的に有意に高まっているのかどうかを確認しよう。データは8回分をプールし、プロビット・モデルを用いて推計した。図表10は、年齢や有配偶状況を統御した上で、1946年度生まれと比較して、各生年度コーホートで家族介護を提供している確率が、どれほど上昇したか、その限界効果の推定値を示している。

図表 10：1946 年度生まれと比較した家族介護提供確率の高まり（プロビット・モデル）

被説明変数	収入になる仕事(=1)					
	男性					
	dy/dx	[Std. Err.]		dy/dx	[Std. Err.]	
説明変数						
有配偶	-0.016	[0.005]	***	0.026	[0.005]	***
1947年度生	0.011	[0.007]		0.019	[0.009]	**
1948年度生	0.013	[0.007]	*	0.034	[0.010]	***
1949年度生	0.024	[0.008]	***	0.047	[0.010]	***
1950年度生	0.034	[0.009]	***	0.060	[0.011]	***
1951年度生	0.048	[0.009]	***	0.064	[0.011]	***
1952年度生	0.044	[0.010]	***	0.074	[0.012]	***
1953年度生	0.044	[0.011]	***	0.077	[0.013]	***
1954年度生	0.061	[0.012]	***	0.083	[0.013]	***
年齢	0.007	[0.000]	***	0.007	[0.001]	***
疑似R ²	0.006			0.004		
観測値数	99281			108427		

(備考) 厚生労働省 (2012)『中高年者縦断調査 (第 4～8 回)』個票に基づき筆者推計。各回のデータをプールし推定。dy/dx はプロビット・モデルに基づく限界効果。***、**、*は各々 1、5、10%水準で有意 (クラスター頑健な標準誤差に基づく)。

それによれば、1946 年度生まれと比較して、家族介護を提供する確率は、1954 年度生まれの男性で 6%、女性で 8%、統計的に有意に高くなっている。図表 4 でみた若い出生コーホートで家族介護を提供する確率が増加している傾向は、統計的にも有意であることが改めて確認できた。

さて、第 3 節で述べた通り、本研究で要介護発生に伴う影響を検証すべき被説明変数は 5 つある。(i) 収入のある仕事の有無、(ii) 平均的な 1 週間の就業時間、(iii) 平均した 1 週間当たりの就業日数、(iv) 公的年金以外の本人総収入、(v) 公的年金を含む本人総収入である。これらについて介護に関する説明変数群 (A) ～ (D) (図表 3 参照) を入れ替え、推計した (いずれも固定効果線形モデルに基づく) 各結果を、当該変数群に関する部分のみ抜粋し示したのが図表 11 である。主観的不健康、有配偶状況、年齢、公的年金支給開始年齢到達の有無などの変数を含む、各推定の結果全体は本稿末の附表 2～6 に示している。まず①収入のある仕事に対する変数群 (A) の影響に注目する。配偶者が要介護であることは、女性のみ就業確率を 5%低下させる効果 (1%水準で有意) がある。一方、男性では 10%水準でも有意でない。親が要介護であることについては、親が無配偶であった場合のみ、かつ女性のみ就業確率を 2%低下させる効果がある (1%水準で有意)²³。

²³ 親が要介護であること就業確率に対する影響は 大津・駒村 (2012) の -4～6%、Fukahori et al.(2015) の -10%と比べ数値的に小さいが、要介護の定義、サンプル・サイズ、調査年、調査間隔などが各研究で異なるため単純には比較できない。

図表 11：親の要介護・家族介護の状況が就業状況や収入に及ぼす影響（附表 2～6 で示した推計結果の集約表）

説明変数群	説明変数	被説明変数											
		①収入のある仕事		②平均的な1週間の就業時間		③平均した1週間当たりの就業日数		④ln 本人収入 (公的年金以外) (円)		⑤ln 本人総収入 (公的年金含む) (円)			
		男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性		
A【外生】	有配偶×要介護	-3.2%	-5.4%***	-0.37	-0.99	-0.01	-0.13*	2.0%	2.0%	3.7%	1.8%		
	親要介護	-0.2%	0.7%	0.37	0.03	0.01	0.02	0.0%	-0.4%	-0.8%	-1.8%		
	親要介護×親無配偶	0.1%	-2.0%**	-0.67**	-0.10	-0.02	-0.01	-2.3%	-0.6%	-1.7%	-0.7%		
	親要介護×無配偶	-1.9%	-1.5%	-0.04	0.25	0.02	0.02	-0.5%	-0.6%	1.3%	1.5%		
B【外生】	有配偶×要介護の時点数	0.1%	-2.6%**	-0.67	-0.26	-0.02	-0.06	3.1%	-0.8%	3.6%	2.4%		
	親要介護の時点数	-0.7%***	-1.0%***	-0.17*	-0.13	-0.01	-0.01	-1.4%**	-0.4%	-1.2%**	-0.9%		
	親を介護	-2.8%**	-1.9%*	-0.11	-0.22	0.01	0.06*	-5.5%*	-7.7%**	-7.2%**	-8.1%**		
C【内生】	親を介護×親無配偶	1.7%	-0.4%	-0.26	0.15	0.00	-0.03	5.7%	4.9%	6.4%*	3.8%		
	親を介護×無配偶	1.3%	-0.7%	0.18	-0.65	0.01	0.00	5.2%	-2.0%	9.0%	3.4%		
D【内生】	1日あたり介護提供時間	-0.5%***	-0.5%***	-0.08	-0.01	0.00	0.00	-0.5%*	-0.5%*	-0.5%*	-0.7%***		
附表番号		2	3	4	5	6							

（備考）厚生労働省（2012）『中高年者縦断調査（第4～8回）』個票に基づき筆者推計。頑健推定。***、**、*は各々1、5、10%水準で有意（5%水準で有意である係数に網掛け）。就業時間・日数に関しては非就業サンプルを除く推計。本人収入（公的年金以外）・本人総収入（公的年金含む）に関しては収入が0であるサンプルを除く推計。変数群（C）にも変数群（A）と同様、「有配偶×要介護」の変数が含まれるが、同様の結果であったため、本図表では省略。推計結果（主観的不健康、有配偶、年齢、公的年金支給開始年齢到達の有無などを含む）の全体については、附表 2～6 を参照。

さらに、要介護である期間が長くなるほど、要介護度の悪化あるいは介護と仕事の両立が徐々に難しくなることで、非就業を選択することになるかも知れない。それを確認したのが、①収入のある仕事に対する変数群（B）の影響である。変数群（A）と同様、配偶者の要介護期間は女性のみ有意で、1時点（1年間）長くなると就業確率を3%低下させる効果（5%水準で有意）がある。また、男女とも、親の要介護期間については1時点（＝1年間）長くなると就業確率を1%低下させる効果（1%水準で有意）がある。

また就業と同時決定であると考えられる、実際に自分が親に家族介護を提供しているかどうかに関する変数群（C）に注目²⁴すると、男性でも3%ほど就業確率を低下させる効果（女性では10%有意水準に過ぎないが2%ほど就業確率を押し下げる効果）を確認した。さらに、同じく就業と同時決定と考えられる、1日あたりの（家族）介護提供時間（D）については男女とも1%水準で有意に1時間の家族介護提供が就業確率を0.5%ほど下げる効果を確認した。

しかし、①収入のある仕事とは異なり、平均的な1週間の②労働時間と③労働日数については、変数群（A）～（D）は統計的に有意な、あるいは定量的に有意な影響を、男女とも確認できなかった。5%水準未満で唯一、統計的に有意な変数としては、変数群（A）の無配偶の親が要介護であり、男性のみ平均的な1週間の就業時間を短縮する効果がある。しかし定量的には、それは1週間当たりの労働時間をわずか0.7時間（42分）ほど短縮させる相対的に小さな効果しかない。

次に変数群（A）～（D）が、④公的年金以外の本人収入と⑤公的年金を含む本人に与える影響に注目する。変数群（A）にある、配偶者あるいは親の要介護については、男女とも統計的に有意でない。しかし、変数群（B）にある、親が要介護である期間が1時点（1年）長いと、男性の本人収入は1%低くなる。一方、女性については、同変数は①収入のある仕事に有意に負の影響があったにも関わらず、本人収入への負の効果を確認できない。

変数群（C）にある、親への家族介護提供については、④公的年金以外の本人収入が女性のみ5%水準で有意に8%（男性では10%水準でしか有意でないが6%）低く、さらに⑤公的年金を含む本人収入は男女とも7～8%低い（5%水準で有意）。

変数（D）については1日あたりの（家族）介護提供時間が1時間長いと、女性の場合、5%水準で有意に⑤公的年金を含む本人収入が1%低い（④の公的年金以外の本人収入についても10%水準でしか有意でないが0.5%低い）。しかし、男性については本人収入に対し介護提供時間は、④と⑤のいずれの定義の本人収入でも有意な影響がない。

4.3 考察

以上の計量経済学的分析結果に基づくと、相対的に若い出生コーホートほど、家族介護を提供する割合は増大しているため、この傾向が続けば、家族介護負担による長期的な就

²⁴ なお、変数群（C）にも変数群（A）と同様、「有配偶×要介護」の変数が含まれるが、①～⑤のすべての被説明変数について、同じ結果であったため、以下、記述を省略する。

業率の押し下げ効果はより大きくなる可能性がある。

また親が要介護であることは就業には影響を及ぼす一方、就業している人の労働時間・日数には大きな影響がないということは、仕事を続けるか家族介護を担うかは二者択一になっており、就業時間・日数では調整できていない可能性を示唆している。とくに男性では、親が要介護であるかどうかは就業に対する負の影響が確認できない一方、親の要介護期間が就業に影響を及ぼす負の影響は確認できるので、親の要介護状態の悪化もしくは親の要介護期間が長くなるにつれ、徐々に家族介護と仕事との両立が難しくなり、離職せざるを得ない状況に追い込まれている可能性が懸念される。

さらに、その結果として、所得がもともと低い人が家族介護を担っているという相関関係が一部にあるにせよ、家族介護を担う人々の所得は、就業期間自体が短くなることによる公的年金給付額への負の影響を通じ、男女とも高齢期の貧困リスクを高める可能性も懸念される。

なお女性については、親が要介護である期間は就業に負の影響があるにも関わらず、本人収入への負の効果を確認できていない。男性と比べた女性の非正規雇用率の高さや、女性の賃金の低さが、明確な効果を確認できない理由として考えられる²⁵。しかし、中高齢期の女性の就業率上昇に伴い、家族介護負担による女性の本人収入への負の効果も、より若い出生コーホートでいずれ確認できるようになる可能性は高い。

5. 結論

本研究では、中高齢者を分析対象とし、家族介護による就業抑制、労働時間や本人収入の減少について、厚生労働省「中高年者縦断調査」の個票データを用い、定量的に把握した。推計では、家族介護の就業抑制効果を正確に捉えるため、2つの内生性を考慮した。2つの内生性とは、家族介護の提供と就業の同時決定および家族介護の提供と家族介護を受ける要介護者との同居の同時決定である。

分析の結果、以下の5点が明らかになった。第一に、若い出生コーホートほど家族介護を担う比率は高まっており、たとえば1946年度生まれと比較し、1954年度生まれでは男性で6%、女性で8%家族介護を担う確率が有意に高くなっている。第二に、親の要介護発生という外生変数を用いてもなお、親の要介護期間が1年長くなると、男女とも有意に就業確率を1%低下させる効果を確認した。第三に就業時間・日数に対し、親の要介護発生（外生変数）と親に対する実際の家族介護提供（内生変数）のいずれも統計的あるいは定量的に有意な影響を確認できなかった。この結果は、仕事を続けるか家族介護を担うかは二者択一になっており、就業時間・日数では調整できていないことを示唆している。第四に、男性では親の要介護期間が1年長くなると本人収入は1%低くなり、また親に対し実

²⁵ 本人収入が0であるサンプルを推計では除外しているため、本人収入の大部分を占めると考えられる稼得収入への効果は就労している人にしか現れない。

際に家族介護の担い手本人の収入は、男女とも 6~8%低い。家族介護を担っている人々の貧困リスクの高さが懸念される。第五に、親が要介護になることは、親との同居開始の契機であり、家族介護の提供と同居は同時決定となっている。

以上を踏まえ、若干の政策含意を述べ、本稿を結ぶ。

厚生労働省（2012）によれば、家族介護をしながら仕事をしている人々が挙げる、仕事と介護の両立に必要な勤務先による支援（複数回答）として最も多いのが「残業をなくす／減らす仕組み」と「出社・退社時刻を自分の都合で変えられる仕組み」で各々3割である。一方、「介護休業制度の取得上限日数の引き上げ」あるいは同「取得上限回数の引き上げ」については共に1割で、各選択肢の中で該当者は最も低い（厚生労働省 2012, p.69）。つまり政策の優先順位が高いのは、家族介護と仕事の両立に関する施策である。より具体的には、長時間労働の是正、そして柔軟な労働時間等、家族介護と仕事の両立を可能にするような雇用政策が必要とされている。また社会保障制度でも、家族介護と仕事の両立を可能とするサービスの拡充が必要と考えられる。たとえば介護デイサービスの一般的提供時間は8時間であるが、保育所の基本開所時間は11時間であるので、それと比較すると、介護デイサービスの一般的提供時間は、家族介護と仕事の両立には十分ではない。

若い出生コーホートほど、家族介護を担う割合が高くなっている傾向を勘案すると、財源制約のため介護サービスを拡充しないことは、あるいは長時間労働などを放置することは、却って労働供給を制約し、社会保障制度の支え手を減らし、社会保障財政を悪化させることになる。こうした可能性を勘案すると、家族介護と仕事の両立に関する施策の積極的展開は「社会への投資」と考えるべきものであり、また家族介護の提供により貧困リスクが高くなる状況を回避するための処方箋でもある。

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」, 岩本康志編著『社会福祉と家族の経済学』東洋経済新報社, pp.115-138.
- 大津唯（2013）「在宅介護が離職に与える影響」, 樋口美雄・赤林英夫・大野由香子編『働き方と幸福感のダイナミズム』, 慶應義塾大学出版会, pp.139-153.
- 大津唯・駒村康平（2012）「介護の負担と就業行動」, 樋口美雄・宮内環・C.R.McKenzie編『親子関係と家計行動のダイナミズム 財政危機下の教育・健康・就業』, 慶應義塾大学出版会, pp.143-159.
- 小椋正立・墨昌芳（2012）「日本の介護保険制度は何をもたらしたのか？—経済学を中心とした先行研究のサーベイ—」, 『一橋大学経済研究所 CIS Discussion paper series』, No. 545.
- 小塩隆士（2014）「中高年のメンタルヘルス—『中高年者縦断調査』によるパネル分析—」, 『経済研究』, Vol. 65, No. 4, pp.332-344.

- 菅真理・梶谷真也 (2014) 「公的介護保険は家族介護者の介護時間を減少させたのか? — 社会生活基本調査匿名データを用いた検証 —」, 『経済研究』, Vol. 65, No. 4, pp.345-361.
- 岸田研作 (2014) 「介護が就業, 収入, 余暇時間に与える影響 — 介護の内生性および種類を考慮した分析 —」, 『医療経済研究』, Vol. 26, No. 1, pp. 43-57.
- 玄田有史 (2013) 『孤立無業 (SNEP)』, 日本経済新聞出版社.
- 小原美紀 (2009) 「親の介護と子の市場労働」『日本経済研究』 No.60, pp.36-59.
- 厚生労働省 (2012) 『平成 24 年版 働く女性の実情』
(<http://www.mhlw.go.jp/bunya/koyoukintou/josei-jitsujou/12.html>, 2016 年 3 月 1 日アクセス)
- 酒井正・佐藤一磨 (2007) 「介護が高齢者の就業・退職決定に及ぼす影響」, 『日本経済研究』, No.56, pp.1-25.
- 酒井正・深堀遼太郎 (2015) 「家族介護が就業時間に与える影響 — メタ回帰分析による評価 —」, 『慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター ディスカッションペーパー』, DP-2014-009 (<http://www.pdrc.keio.ac.jp/DP2014-009.pdf>, 2016 年 3 月 1 日アクセス).
- 清家篤・山田篤裕 (2004) 『高齢者就業の経済学』, 日本経済新聞社.
- 永瀬伸子 (2000) 「家族ケア・女性の就業と公的介護保険」, 『季刊社会保障研究』, Vol. 36, No.2, pp.187-199.
- 西本真弓 (2006) 「介護が就業形態の選択に与える影響」, 『季刊家計経済研究』, No.70, pp.53-61.
- 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.
- 山口麻衣 (2004) 「高齢者ケアが就業継続に与える影響 — 第 1 回全国家族調査 (NFR98) 2 次分析 —」, 『老年社会科学』, 26 (1), pp. 58-67.
- 山田篤裕・田中慶子・大津唯 (2013) 「在宅介護にかかる総費用・時間の実態」, 『家計経済研究』, No.98, pp.12-24.
- 労働政策研究・研修機構 (2010) 『高齢者の雇用・就業の実態に関する調査 (JILPT 調査シリーズ No.75)』 (<http://www.jil.go.jp/institute/research/2010/075.html>, 2016 年 4 月 4 日アクセス).
- 労働政策研究・研修機構 (2014) 『労働力需給の推計: 労働力需給モデル (2013 年度版) による政策シミュレーション (JILPT 資料シリーズ No.129)』
(<http://www.jil.go.jp/institute/siryo/2014/129.html>, 2016 年 4 月 4 日アクセス)
- Boaz, R.F. and C.F. Muller (1992), “Paid Work and Unpaid Help by Caregivers of the Disabled and Frail Elders,” *Medical Care*, 30(2), pp.149–58.
- Bolin, K., B. Lindgren and P. Lundborg (2008), “Your Next of Kin or Your Own Career? Caring and working among the 50+ of Europe,” *Journal of Health Economics*, 27, pp.718–738.
- Carmichael, F. and S. Charles (1998), “The Labour Market Costs of Community Care,” *Journal of Health Economics*, 17(6), pp.747-765

- Carmichael, F. and S. Charles (2003b), “The Opportunity Costs for Informal Care: Does Gender Matter?” *Journal of Health Economics*, 22(5), pp.781-803.
- Carmichael, F., G. Connell, C. Hulme and S. Sheppard (2008), “Work Life Imbalance; Informal Care and Paid Employment,” *Feminist Economics*, 14(2), pp.3-35.
- Casado-Marin, D., P. Garcia-Gomez and A. Lopez-Nicolas (2011), “Informal Care and Labour Force Participation among Middle Aged Women in Spain,” *SERIEs*, 2, pp.1-29.
- Ciani, E. (2012), “Informal Adult Care and Caregivers' Employment in Europe,” *Labour Economics*, 19(2), pp. 155-64.
- Crespo, L. and P. Mira (2014), “Caregiving to Elderly Parents and Employment Status of European Mature Women,” *The Review of Economics and Statistics*, 96(4), pp. 693–709
- Ettner, S. L. (1995), “The Impact of “Parent Care” on Female Labor Supply Decisions,” *Demography*, 32(1), pp.63-80.
- Ettner, S. L. (1996), “The Opportunity Costs of Elder Care,” *Journal of Human Resources*, 31(1), pp.189-205.
- Fukahori, R., T. Sakai and K. Sato (2015), “The Effects of Incidence of Care Needs in Households on Employment, Subjective Health, and Life Satisfaction among Middle-aged Family Members,” *Scottish Journal of Political Economy*, 62(5), pp. 518-545.
- Heitmueller, A. (2007), “The Chicken or The Egg? Endogeneity in Labor Market Participation of Informal Carers in England,” *Journal of Health Economics*, 26(3), pp. 536-559.
- Heitmueller, A. and P. Michaud (2006), “Informal Care and Employment in England: Evidence from the British Household Panel Survey,” *IZA Discussion Paper*, No.2010.
- Heitmueller, A. and K. Inglis (2007), “The Earnings of Informal Carers: Wage Differentials and Opportunity Costs,” *Journal of Health Economics* 26(3), pp.821–841.
- Johnson, R. W. and A. T. Lo Sasso (2006), “The Impact of Elder Care on Women’s Labor Supply,” *Inquiry*, 43(3), pp.195-210.
- Kotsadam, A. (2011), “Does Informal Eldercare Impede Women’s Employment? The Case of European Welfare States,” *Feminist Economics*, 17(2), pp.121-144.
- Kotsadam, A. (2012), “The Employment Costs of Caregiving in Norway,” *International Journal of Health Care Finance and Economics*, 12(4), pp.269-283.
- Leigh, A. (2010), “Informal Care and Labor Market Participation,” *Labour Economics*, 17(1), pp. 140-149.
- Lilly, M., A. Laporte and P. Coyte (2007), “Labor Market Work and Home Care’s Unpaid Caregivers: A Systematic Review of Labor Force Participation Rates, Predictors of Labor Market Withdrawal, and Hours of Work,” *The Milbank Quarterly*, 85(4), pp. 641-690.
- Meng, A. (2013), “Informal Home Care and Labor-Force Participation of Household Members,” *Empirical Economics*, 44(2), pp.959-979

- Michaud, P., A. Heitmueller and Z. Nazarov (2010), “A Dynamic Analysis of Informal Care and Employment in England,” *Labour Economics*, 17(3), pp. 455-465.
- Moscarola, F. C. (2010), “Informal Caregiving and Women’s Work Choices: Lessons from the Netherlands,” *Labour*, 24(1), pp.93-105
- OECD (2013), *Health at a Glance*, OECD.
- Shimizutani, S., W. Suzuki and H. Noguchi (2008), “The Socialization of At-Home Elderly Care and Female Labor Market Participation: Micro-Level Evidence from Japan,” *Japan and the World Economy*, 20(1), pp. 82-96.
- Spiess, C. K. and A. U. Schneider (2003), “Interactions between Caregiving and Paid Work Hours among European Midlife Women, 1994 to 1996,” *Ageing and Society*, 23(1), pp.41-68.
- Sugawara, S. and J. Nakamura (2014), “Can Formal Elderly Care Stimulate Female Labor Supply? The Japanese Experience,” *Journal of The Japanese and International Economies*, 34, pp.98-115.
- Tamiya, N., H. Noguchi, A. Nishi, M. R. Reich, N. Ikegami, H. Hashimoto, K. Shibuya, I. Kawachi and J. C. Campbell (2011), “Population Ageing and Well-being: Lessons from Japan’s Long-term Care Insurance Policy,” *Lancet*, 378 (9797), pp. 1183-1192.
- Van Houtven, C. H., N. B. Coe and M. M. Skira (2013), “The Effect of Informal Care on Work and Wages,” *Journal of Health Economics*, 32(1), pp.240-252.
- Wakabayashi, C. and K.M. Donato (2005), “The Consequences of Caregiving: Effects on Women’s Employment and Earnings,” *Population Research and Policy Review*, 24, pp.467–488.
- Wolf, D. A. and B. J. Soldo (1994), “Married Women's Allocation of Time to Employment and Care of Elderly Parents,” *Journal of Human Resources*, 29(4), pp. 1259-1276.
- Yamada, H. and S. Shimizutani (2015), “Labor Market Outcomes of Informal Care Provision in Japan,” *The Journal of the Economics of Ageing*, 6, pp. 79–88.

附表 1：記述統計量

		男性		女性			
		Mean	[Std. Dev.]	Mean	[Std. Dev.]		
収入になる仕事	overall	0.829	[0.376]	0.573	[0.495]		
	between		[0.318]		[0.446]		
	within		[0.210]		[0.216]		
平均的な1週間の就業時間	overall	35.462	[20.24]	18.725	[19.84]		
	between		[17.49]		[18.17]		
	within		[10.73]		[8.422]		
平均した1週間当たりの就業日数	overall	4.255	[2.159]	2.741	[2.562]		
	between		[1.862]		[2.338]		
	within		[1.149]		[1.077]		
ln 本人総収入(公的年金以外) ①	overall	10.798	[4.457]	6.919	[5.786]		
	between		[3.800]		[5.173]		
	within		[2.431]		[2.604]		
ln 本人総収入(公的年金含む) ②	overall	11.910	[3.037]	8.595	[5.157]		
	between		[2.590]		[4.462]		
	within		[1.882]		[2.638]		
主観的不健康	overall	0.196	[0.397]	0.184	[0.387]		
	between		[0.328]		[0.314]		
	within		[0.242]		[0.239]		
有配偶	overall	0.874	[0.331]	0.830	[0.375]		
	between		[0.332]		[0.367]		
	within		[0.070]		[0.089]		
【A】 有配偶 × 要介護	overall	0.004	[0.062]	0.009	[0.093]		
	between		[0.053]		[0.073]		
	within		[0.037]		[0.058]		
親要介護	overall	0.243	[0.429]	0.252	[0.434]		
	between		[0.336]		[0.349]		
	within		[0.270]		[0.262]		
親要介護 × 親無配偶	overall	0.186	[0.389]	0.205	[0.404]		
	between		[0.301]		[0.320]		
	within		[0.250]		[0.250]		
親要介護 × 無配偶	overall	0.022	[0.145]	0.032	[0.175]		
	between		[0.126]		[0.145]		
	within		[0.079]		[0.099]		
【B】 有配偶 × 要介護の時点数	overall	0.010	[0.153]	0.023	[0.231]		
	between		[0.131]		[0.195]		
	within		[0.075]		[0.115]		
親要介護の時点数	overall	0.685	[1.153]	0.722	[1.200]		
	between		[0.952]		[1.003]		
	within		[0.604]		[0.622]		
【C】 親を介護	overall	0.086	[0.281]	0.127	[0.333]		
	between		[0.214]		[0.264]		
	within		[0.185]		[0.205]		
親を介護 × 親無配偶	overall	0.069	[0.253]	0.102	[0.303]		
	between		[0.190]		[0.236]		
	within		[0.168]		[0.191]		
親を介護 × 無配偶	overall	0.012	[0.111]	0.018	[0.134]		
	between		[0.095]		[0.110]		
	within		[0.064]		[0.077]		
【D】 1日あたり介護提供時間	overall	0.210	[1.374]	0.430	[2.005]		
	between		[0.990]		[1.472]		
	within		[0.973]		[1.384]		
年齢	overall	59.717	[2.910]	59.718	[2.918]		
	between		[2.609]		[2.615]		
	within		[0.492]		[0.423]		
厚年・報酬比例支給開始年齢以上 (被用者職歴)	overall	0.410	[0.492]	0.233	[0.423]		
	between		[0.419]		[0.373]		
	within		[0.260]		[0.191]		
厚年・定額支給開始年齢以上 (被用者職歴)	overall	0.094	[0.292]	0.143	[0.350]		
	between		[0.199]		[0.304]		
	within		[0.207]		[0.166]		
65歳以上	overall	0.043	[0.203]	0.043	[0.202]		
	between		[0.100]		[0.101]		
	within		[0.175]		[0.173]		
		全変数 (除①, ②)	①	②	全変数 (除①, ②)	①	②
N		57492	48389	47874	63903	56116	55404
n		13143	12547	12519	14243	13792	13759
T-bar		4.37	3.86	3.82	4.49	4.07	4.03

附表 2：就業確率関数の推計結果（固定効果線形モデル）

説明変数	収入になる仕事 (=1)						女性					
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
主観的不健康	-0.020	[0.005]	***	-0.020	[0.005]	***	-0.022	[0.004]	***	-0.022	[0.004]	***
有配偶	-0.003	[0.020]		0.002	[0.020]		0.009	[0.015]		0.011	[0.014]	
【A】 有配偶 × 要介護	-0.032	[0.034]		-0.033	[0.034]		-0.054	[0.020]	***	-0.054	[0.020]	***
親要介護	-0.002	[0.007]					0.007	[0.008]				
親要介護 × 親無配偶	0.001	[0.007]					-0.020	[0.008]	**			
親要介護 × 無配偶	-0.019	[0.016]					-0.015	[0.012]				
【B】 有配偶 × 要介護の時点数												
親要介護の時点数							-0.026	[0.011]	**			
【C】 親を介護							-0.010	[0.002]	***			
親を介護 × 親無配偶												
親を介護 × 無配偶							-0.019	[0.011]	*			
親を介護 × 無配偶							-0.004	[0.012]				
親を介護 × 無配偶							-0.007	[0.017]				
【D】 1日あたり介護提供時間												
年齢	0.187	[0.022]	***	0.187	[0.022]	***	-0.005	[0.001]	***			
年齢 ² × 100	-0.173	[0.019]	***	-0.173	[0.019]	***	0.188	[0.022]	***	0.043	[0.022]	**
厚年・報酬比例支給開始年齢以上(被用者職歴)	-0.085	[0.006]	***	-0.084	[0.006]	***	-0.174	[0.019]	***	-0.057	[0.019]	***
厚年・定額支給開始年齢以上(被用者職歴)	-0.066	[0.008]	***	-0.066	[0.008]	***	-0.085	[0.006]	***	-0.077	[0.008]	***
65歳以上	-0.027	[0.009]	***	-0.027	[0.009]	***	-0.026	[0.009]	***	-0.023	[0.008]	***
定数項	-4.091	[0.645]	***	-4.251	[0.647]	***	-0.027	[0.009]	***	-0.008	[0.008]	***
							0.058	[0.656]		-0.008	[0.008]	
							-4.127	[0.645]	***	-0.218	[0.663]	0.054
							0.064			0.044		0.044
R-sq within	0.063			0.063			0.029			0.029		0.030
R-sq between	0.080			0.080			0.084			0.029		0.030
R-sq overall	0.083			0.083			0.085			0.032		0.034
観測値数	57492			57492			63903			63903		63278
N(観測客体数)	13143			13143			14243			14243		14232

(備考) 厚生労働省 (2012)『中高年者縦断調査 (第 4～8 回)』個票に基づき筆者推計。頑健推定。***、**、*は各々 1、5、10%水準で有意。介護に関する変数の

係数を網掛け。

附表3：就業時間関数の推計結果（固定効果線形モデル）

被説明変数	平均的な1週間の就業時間(非就業者除く)					
	男性			女性		
	Coef.	[Std. Err.]	Coef.	[Std. Err.]	Coef.	[Std. Err.]
主観的不健康	-0.020	[0.184]	-0.023	[0.184]	-0.067	[0.214]
有配偶	-0.351	[0.668]	-0.336	[0.663]	-0.026	[0.692]
【A】有配偶 × 要介護	-0.369	[1.378]	-0.437	[1.377]	-1.002	[1.048]
親要介護 × 親無配偶	0.370	[0.247]				
親要介護 × 無配偶	-0.671	[0.270]				
親要介護 × 要介護の時点数	-0.045	[0.577]				
【B】有配偶 × 要介護の時点数	-0.667	[0.640]				
【C】親を介護	-0.171	[0.091]				
親を介護 × 親無配偶			-0.111	[0.397]	-0.259	[0.752]
親を介護 × 無配偶			-0.264	[0.457]	-0.131	[0.099]
親を介護 × 要介護の時点数			0.176	[0.802]		
【D】1日あたり介護提供時間						
年齢	4.287	[0.900]	4.248	[0.897]	4.069	[0.983]
年齢 ² × 100	-4.374	[0.772]	-4.355	[0.771]	-3.962	[0.840]
厚年・報酬比例支給開始年齢以上(被用者職歴)	-1.993	[0.189]	-1.985	[0.190]	-0.992	[0.265]
厚年・定額支給開始年齢以上(被用者職歴)	-0.563	[0.295]	-0.575	[0.294]	-0.238	[0.307]
65歳以上	0.262	[0.382]	0.259	[0.382]	0.484	[0.465]
定数項	-55.949	[26.208]	-57.536	[26.218]	-68.694	[28.755]
R-sq within	0.048		0.047		0.019	
R-sq between	0.064		0.064		0.005	
R-sq overall	0.058		0.058		0.008	
観測値数	47473		47473		36478	
N(観測客体系数)	11992		11992		9692	
					9692	
					9671	

(備考) 厚生労働省（2012）『中高年者縦断調査（第4～8回）』個票に基づき筆者推計。頑健推定。***、**、*は各々1、5、10%水準で有意。介護に関する変数の係数を網掛け。

(備考) 厚生労働省 (2012)『中高年者縦断調査 (第4～8回)』個票に基づき筆者推計。頑健推定。***、**、*は各々1、5、10%水準で有意。介護に関する変数の係数を網掛け。

附表 5：本人収入（公的年金以外）関数の推計結果（固定効果線形モデル）

被説明変数	In 本人収入(公的年金以外)					
	男性			女性		
説明変数	Coef.	[Std. Err.]	Coef.	[Std. Err.]	Coef.	[Std. Err.]
主観的不健康	-0.015	[0.014]	-0.016	[0.014]	-0.012	[0.015]
有配偶	-0.056	[0.064]	-0.053	[0.064]	-0.094	[0.049]
【A】 有配偶 × 要介護	0.020	[0.126]	0.018	[0.126]	0.020	[0.071]
親要介護	0.000	[0.021]			-0.004	[0.027]
親要介護 × 親無配偶	-0.023	[0.022]			-0.006	[0.027]
親要介護 × 無配偶	-0.005	[0.053]			-0.006	[0.040]
【B】 有配偶 × 要介護の時点数					-0.008	[0.030]
親要介護の時点数	0.031	[0.047]			-0.004	[0.007]
【C】 親を介護	-0.014	[0.007]				
親を介護 × 親無配偶			-0.055	[0.032]		
親を介護 × 無配偶			0.057	[0.036]		
親を介護 × 無配偶			0.052	[0.068]		
【D】 1日あたり介護提供時間						
年齢	0.616	[0.072]	0.618	[0.072]	0.265	[0.068]
年齢 ² ÷100	-0.538	[0.062]	-0.537	[0.062]	0.266	[0.068]
厚年・報酬比例支給開始年齢以上(被用者職歴)	-0.305	[0.016]	-0.305	[0.016]	-0.225	[0.058]
厚年・定額支給開始年齢以上(被用者職歴)	-0.023	[0.022]	-0.023	[0.022]	-0.141	[0.020]
65歳以上	0.010	[0.026]	0.010	[0.026]	-0.022	[0.022]
定数項	-4.788	[2.121]	-4.964	[2.127]	0.001	[0.030]
R-sq within	0.037		0.037		4.003	[1.982]
R-sq between	0.063		0.063		0.005	[0.005]
R-sq overall	0.058		0.058		0.009	[0.009]
観測回数	41569		41569		0.008	[0.008]
N(観測客体数)	11699		11699		33228	[32983]
					10049	[10049]
					3.989	[1.983]
					0.006	[0.006]
					0.009	[0.009]
					0.008	[0.008]
					33228	[32983]
					10049	[10049]
					3.989	[1.991]
					0.005	[0.005]
					0.010	[0.010]
					0.009	[0.009]
					32983	[32983]
					10019	[10019]

(備考) 厚生労働省 (2012)『中高年者縦断調査 (第 4～8 回)』個票に基づき筆者推計。頑健推定。***、**、*は各々 1、5、10%水準で有意。介護に関する変数の係数を網掛け。

附表 6：本人総収入（公的年金を含む）関数の推計結果（固定効果線形モデル）

被説明変数	In 本人総収入(公的年金含む)					
	男性			女性		
説明変数	Coef.	[Std. Err.]	Coef.	[Std. Err.]	Coef.	[Std. Err.]
主観的健康	-0.029	[0.012]	**	-0.030	[0.012]	**
有配偶	-0.107	[0.054]	**	-0.104	[0.054]	*
【A】有配偶 × 要介護	0.037	[0.094]		0.036	[0.094]	
親要介護	-0.008	[0.019]				
親要介護 × 親無配偶	-0.017	[0.020]				
親要介護 × 要介護	0.013	[0.048]				
【B】有配偶 × 要介護の時点数						
親要介護の時点数	0.036	[0.034]	**			
【C】親を介護	-0.012	[0.006]	**			
親を介護 × 親無配偶				-0.072	[0.029]	**
親を介護 × 要介護	0.064	[0.033]	*	0.064	[0.033]	*
【D】1日あたり介護最長時間	0.090	[0.062]				
年齢二乗÷100	-0.005	[0.003]				
厚年・報酬比例支給開始年齢以上(被用者職歴)	0.249	[0.065]	**	0.243	[0.065]	**
厚年・定額支給開始年齢以上(被用者職歴)	-0.212	[0.055]	**	-0.208	[0.055]	**
65歳以上	-0.227	[0.015]	**	-0.227	[0.015]	**
定数項	0.085	[0.017]	**	0.084	[0.017]	**
	0.033	[0.019]	*	0.033	[0.019]	*
	5.570	[1.920]	**	5.740	[1.917]	**
	0.015	[0.065]	**	0.243	[0.065]	**
	0.008	[0.055]	**	-0.208	[0.055]	**
	0.013	[0.015]	**	-0.227	[0.015]	**
	45159	[0.017]	**	0.084	[0.017]	**
	12225	[0.019]	*	0.033	[0.019]	*
	0.015	[1.920]	**	5.740	[1.917]	**
R-sq within	0.015			0.015		
R-sq between	0.008			0.008		
R-sq overall	0.013			0.013		
観測値数	45159			45159		
N(観測客体数)	12225			12225		

(備考) 厚生労働省 (2012)『中高年者縦断調査 (第 4～8 回)』個票に基づき筆者推計。頑健推定。***、**、*は各々 1、5、10%水準で有意。介護に関する変数の係数を網掛け。