

第8章

在宅介護が離職に与える影響についての分析

大津唯

要旨

本稿では「日本家計パネル調査（JHPS）」を利用し、要介護者との同居が50～64歳の就業者の翌1年間の離職率に与える影響を分析した。その結果、次の点が明らかになった。

第一に、要介護4・要介護5の同居要介護者がいる場合、就業している有配偶女性の翌1年間の離職率は有意に高くなることが観察された。一方、有配偶男性で要介護4・要介護5の要介護者と同居し、かつ離職する者はサンプル中におらず、夫婦間で、稼ぎ主である夫が就業を継続し、妻が離職して介護に専念するという役割分担のなされる傾向にあることが示唆された。

第二に、同居要介護者がいる場合、無配偶男性、無配偶女性とも翌1年間の離職率が有意に高くなることが観察された。無配偶の場合には、性別に関わりなく介護の担い手となって就業の継続を断念する可能性が示唆されたが、就労収入を制御すると、無配偶男性の離職率への有意な影響は観察されなくなるため、解釈には一定の留保が必要である。

介護保険制度のもと通所・在宅介護サービスの拡充が進められている今なお、在宅介護は離職を促進する要因となっており、介護と仕事の両立は困難であることがうかがえる。要介護者の増加が見込まれるなか、同時に女性や高齢者の労働供給を促進していくには、より一層の施策が求められる。また、生涯未婚率は上昇傾向にあり、今後は介護を担う無配偶者が増加していくことが予想される。無配偶者が介護と仕事の両立を図るにはより困難を伴う可能性があり、今後の政策的課題となる可能性がある。

第1節 はじめに¹

人口の高齢化が進行し、介護を必要とする高齢者の数が増加するなかで、介護を理由とした離職者の数は増え続けている。『介護保険事業状況報告』（厚生労働省）によれば、要介護（要支援）認定者数は、介護保険の発足以来、一貫して増加傾向にあり、2010年度末には500万人を突破した（図1）。また、『就業構造基本調査』（総務省）によれば、家族の介護・看護のために離職・転職した人の数は、2002年10月から2003年9月までの1年間で9.3万人であったが、2006年10月から2007年9月までの1年間に14.5万人まで増加している（図2）。

要介護になる確率は75歳以上で急上昇するが、国立社会保障・人口問題研究所の推計によれば、2010年には11.1%であった75歳以上人口比率が、2035年には20.0%、2060年には26.9%まで上昇する（図3）。このように、今後さらなる高齢化が予想されるなかで、介護を必要とする高齢者はいっそう増加していくものと考えられる。さらに、政府は施設介護から在宅介護への誘導を強めており、要介護者の増加と在宅介護の増加により、家族介護のために就業継続を断念せざるをえない人もますます増えていく可能性が高い。

一方、高齢化社会において労働力人口の減少を防止し、社会保障を維持していくために、政府は女性や60歳～64歳の高齢者の就業率の向上を目標に設定している^{2,3}。75歳以上の高齢者、要介護者が急増するなかでこの目標を達成するには、女性や高齢者が介護と仕事の両立を図れるよう、介護保険による在宅介護サービスの強化と有効な介護休業制度の充実といった施策が必要になってくると考えられる。

さらに、これまで家族介護の負担については、主に夫婦間での性別役割分業の議論のなかで論じられることが多かったが、近年、生涯未婚率が上昇傾向にあり（図4）、今後は家族介護を担わなければならない未婚の中高年齢者が増加していくものと考えられる。無配偶者が介護と仕事の両立を図るのは有配偶者より大きな困難が伴う可能性がある。しかしながら、これまでこの問題に焦点を当てた分析は十分にされてこなかった。

そのような認識のもと、本稿では「日本家計パネル調査（JHPS）」（2009～2012年）を用い、50～64歳の就業者を有配偶者と無配偶者に分け、それぞれの離職率に対して要介護者との同居がどのような影響を与えるのか分析する。

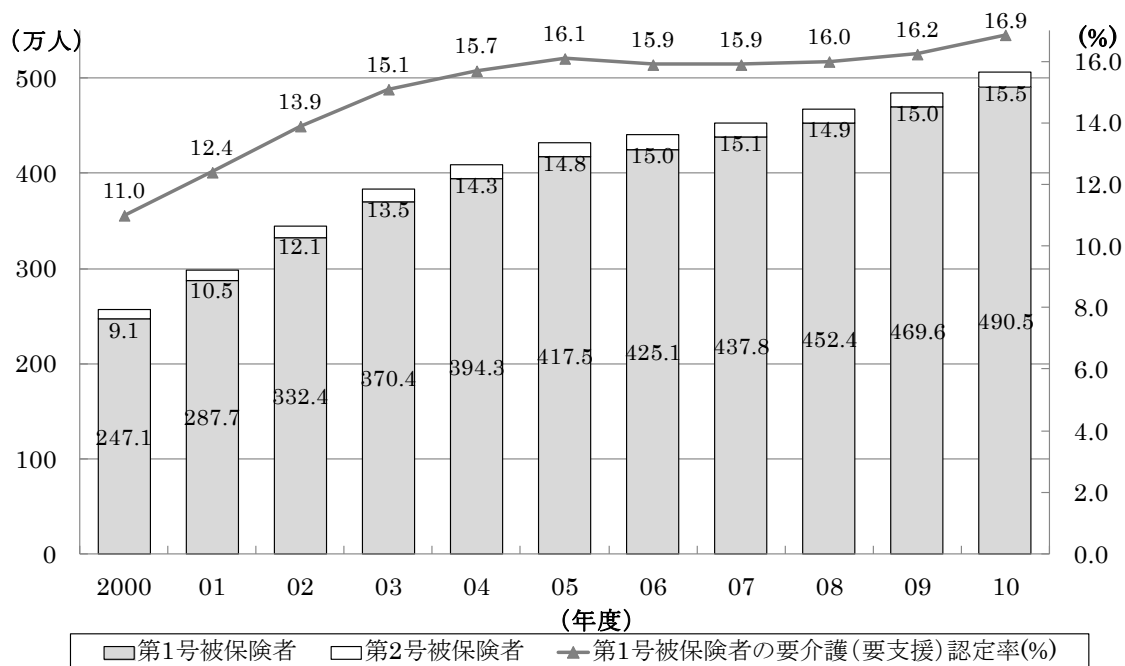
本稿の構成は次の通りである。まず第2節において先行研究を整理し、本稿の位置づけを述べる。第3節ではデータとサンプルの特性について、第4節では分析の枠組みについてそれぞれ説明する。第5節では推計結果を概観し、第6節は本稿のまとめとなる。

¹ 本稿の執筆に当たっては、慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点より、日本家計パネル調査の個票データの提供を受けた。

² 雇用政策研究会(2012) p.91

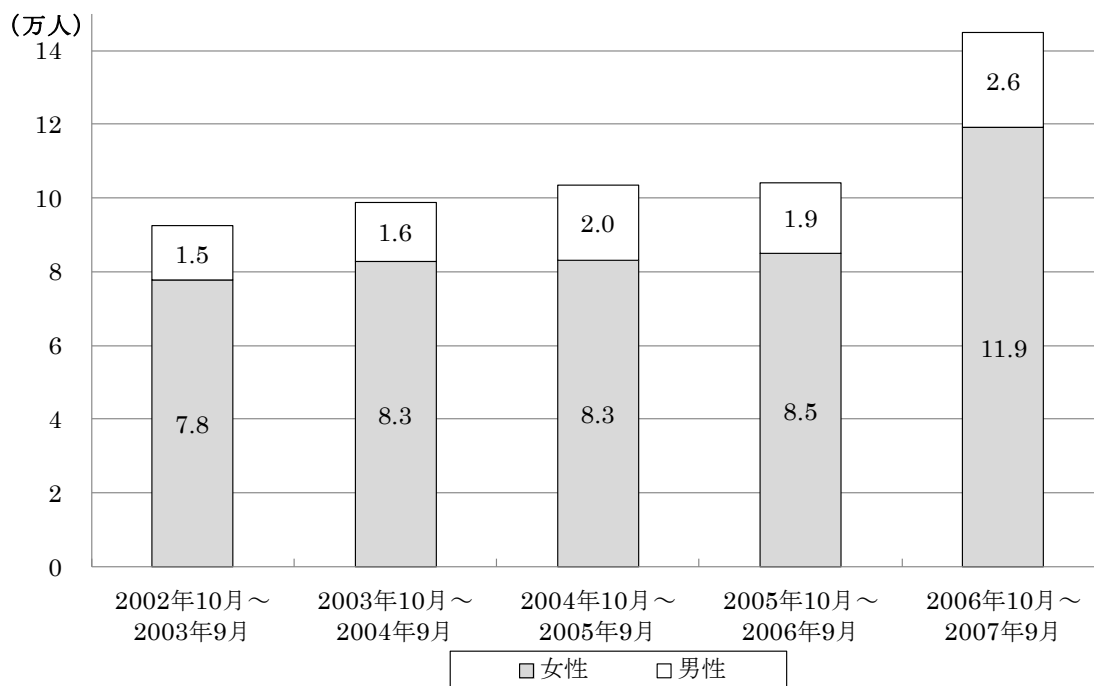
³ 就業率の向上と社会保障制度維持との関係については、例えば、2009年の年金財政検証では、雇用政策の推進によって実現される高い就業率を前提として将来の年金財政が試算されている。

図1 介護保険の要介護（要支援）認定者数・認定率の推移



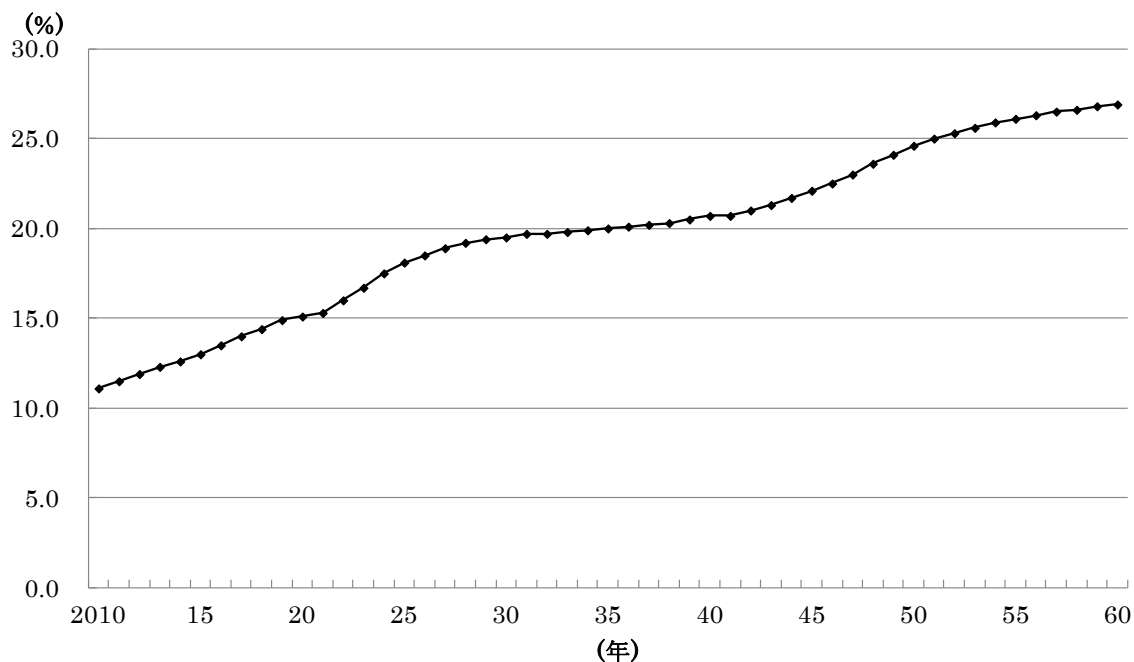
(注) 全国計、各年度末現在。2010年度は暫定。
 (出所) 厚生労働省「介護保険事業状況報告」より筆者作成。

図2 家族の介護・看護を理由とした離職・転職した人数の推移



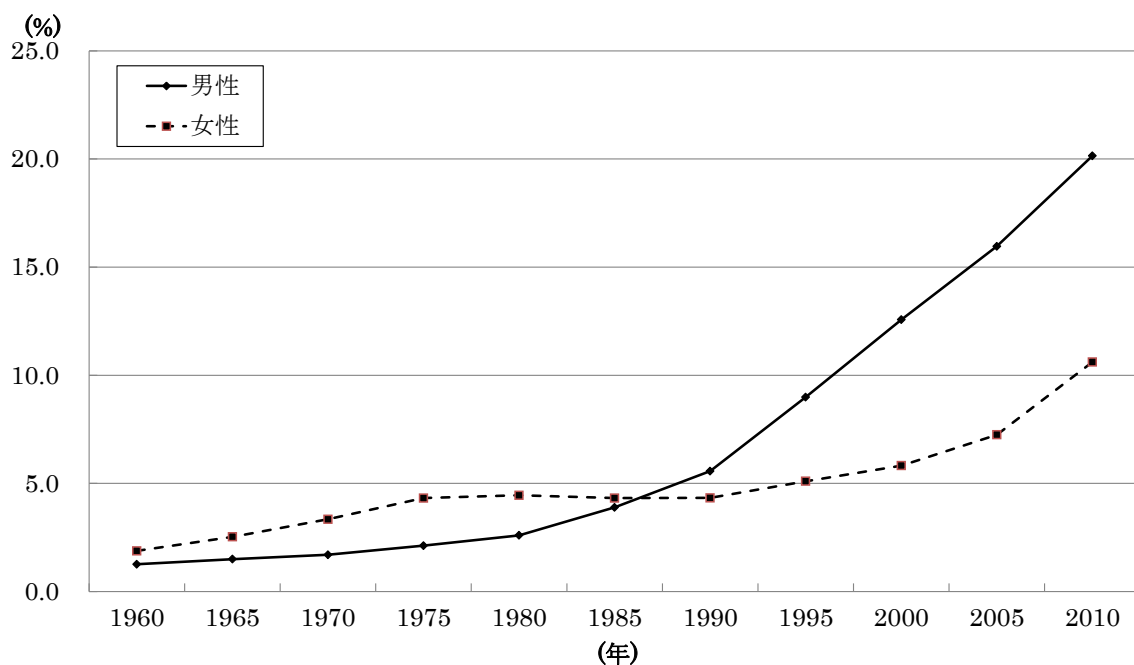
(出所) 総務省「就業構造基本調査」(平成19年)より筆者作成。

図3 75歳以上人口比率の将来推計



(注) 出産中位(死亡中位)推計。各年10月1日時点。
 (出所) 国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来人口推計(平成24年1月推計)」より筆者作成。

図4 生涯未婚率の推移



(注) 生涯未婚率は、45～49歳と50～54歳未婚率の平均値であり、50歳時の未婚率。
 (出所) 国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集(2012)」より筆者作成。

第2節 先行研究と本稿の位置づけ

日本における在宅介護の負担と家族の就業行動の関係については、近年マイクロデータを利用した研究が蓄積されつつある（岩本 2001、西本・七條 2004、山口 2004、清水谷・野口 2004、西本 2006、酒井・佐藤 2007、小原 2009、池田 2010、大津・駒村 2012 など）⁴。まず、2000年4月の介護保険制度導入以前の状況を分析した研究としては、岩本(2001)、西本・七條(2004)、山口(2004)、西本(2006)が挙げられるが、これらの分析により、女性介護者の就業率が低下していること（岩本 2001、西本・七條 2004）や、要介護者の状態によって休職・退職への影響は異なることが示されてきた（山口 2004、西本 2006）⁵。岩本(2001)は、「国民生活基礎調査」（1992・1995・1998年）の個票データを用いて20歳以上の男女の就業・非就業の選択に関する分析を行っており、同居の要介護者がいて、かつ自身がその介護者となった場合、女性の就業率が有意に低下することを示している。西本・七條(2004)は、「社会生活基礎調査」（1996年）の個票データを用いて既婚女性のフルタイム就業・パートタイム就業・非就業の選択に関する分析を行い、「自宅内または自宅外で、ふだん家族の介護・看護をしている場合」に既婚女性のフルタイム就業とパートタイム就業がともに抑制されるとの結果を得ている。山口(2004)および西本(2006)はともに、「家族についての全国調査（第1回全国家族調査）」（日本家族社会学会全国家族調査研究会、1999年）の個票データを用いて、すでに亡くなった親や配偶者に対して介護・看病を行ったことのある男女を対象とした分析を行っている。山口(2004)は、ADL自立援助数⁶が多いほど仕事を短縮する傾向があることや、自営業であるほど仕事時間の短縮の可能性が高く、休・退職の可能性が低いといった結果を得ている。西本(2006)は、介護・看病の期間が6ヵ月未満の場合、介護者が就業時間を減らす傾向にあること、また女性の場合、介護・看病の期間が6ヵ月以上1年未満の介護者は休職や退職する傾向にあり、また、食事、着替え、入浴、排泄といった時間集約的で重度の介護・看病を担う場合は勤務形態の継続確率が低下することなどの結果を得ている。

このような介護による就業抑制は、介護保険の導入によって改善されたのであろうか。この疑問に答えようとした研究として清水谷・野口(2004)および酒井・佐藤(2007)を挙げる事ができる。清水谷・野口(2004)は、調査対象者を同じくした「高齢者の介護利用状況に

⁴ なお欧米における研究については、Lilly, Laporte and Coyte(2007)や小椋・墨(2012)によるサーベイがある。

⁵ また、大日(2000)は「国民生活基礎調査基本調査（1986, 1989, 1992, 1995年）」の個票データを利用して在宅介護を行う介護者の就業選択に対して福祉サービスが与える影響を分析しているが（ホームヘルパーの整備は介護者や同居家族の就業を抑え、デイサービスの整備は就業を促進するとの結論を得ている。）、そのなかで介護者の就業率が要介護度によって異なることが示されている（大日 2000, p.106）。

⁶ ここでADL自立援助数は、食事・着替え・入浴・排泄・歩行の5項目の手助けをした項目数を尺度化したものである（山口[2004:60]）。なおADLとは、日常生活動作(Activities of Daily Living)の略で、日常生活を送るのに必要な基本動作のことをいう。

関するアンケート調査」(内閣府)と「高齢者の医療保険に関するアンケート」(日本経済研究センター)を用い、要介護者を抱える世帯を **treatment group**、高齢の慢性疾患患者を抱える世帯を **control group** とする **difference in difference** 推定を行い、介護保険制度導入は2002年度には同居する女性の労働供給(就労確率、週当たり就労日数、一日当たり労働時間)を促進したとの結論を得ている。一方、酒井・佐藤(2007)は、1933年から1947年に生まれた男性とその配偶者を対象とした「暮らしと生活設計に関する調査」(ニッセイ基礎研究所、1997・1999・2001・2003年)を利用し、就業・非就業の選択に関するパネルデータ分析を行っているが、介護保険制度の導入による明確な就業促進効果は観察されていない⁷。

このように、介護保険制度導入による家族の就業への影響については、必ずしも一致した結論が得られてはいないが、介護保険制度の導入以後も在宅介護が家族の就業を抑制している可能性が指摘されている。大津・駒村(2012)はこの点を検証するため、JHPS2009-2011を用い40～59歳の有配偶女性について要介護の親との同居の有無が就業率および就業時間に与える影響を分析している。その結果、要介護の親と同居している場合、就業率は有意に低くなることが観察される一方、就業時間への有意な影響は観察されなかった。また、要介護度の違いを考慮した分析において、同居する要介護の親の要介護度が高くなるほど就業率は有意に低下することが観察される一方、就業時間への有意な影響は観察されなかった。このことから、40～59歳の有配偶女性は、要介護の親と同居する場合、就業時間の短縮によってではなく、非就業を選択することによって対応している現状がうかがえ、公的介護保険が発足して10年が経過してもなお、仕事と介護の両立支援策はいまだ不十分であり、今後さらなる両立支援策の推進が急がれると結論付けている。

このほか、将来の介護予定を分析したものとして小原(2009)がある。小原(2009)は、40～60歳の主婦(主夫)のいる2人以上世帯を対象とした独自のアンケート調査「高齢化と暮らしに関する調査」(2004年)を用い、将来親が介護を必要としたときに介護をするかどうかという意志(介護意欲)と働き続けるかどうかの意志(市場労働意欲)は同時決定であるとして分析している。分析の結果、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、市場労働意欲は介護意欲を抑制しない一方、市場労働意欲は介護意欲を必ずしも抑制しないが、介護意欲は市場労働意欲を低下させることが示されている。

さらに、池田(2010)は、「仕事と介護に関する調査」(労働政策研究・研修機構、2006年)を用い、要介護者と同居する30～59歳の男女について、家族介護を担う労働者が、連続休暇の必要性から退職しているのか、それとも別の要因で退職しているのかを分析している。その結論として、①介護のために連続休暇の必要性が生じた労働者ほど、勤務先を退職し

⁷ なお、酒井・佐藤(2007)では、家庭内に要介護者の親がいる場合、男性では正規雇用や自営業の就業の就業が、女性では非正規雇用の就業がそれぞれ抑制されることを明らかにしており、性別や就業形態によって介護による就業継続への影響は異なることが示されている。

て非就業になる確率が高いこと、②在宅介護サービスには連続休暇の必要性を低下させ、非就業になる確率を低くする効果があること、③連続休暇の必要性にかかわらず、要介護者に重度の認知症がある場合や、同居家族の介護援助がない場合は非就業になる確率が高いこと、④主介護者となる可能性が高く、仕事の負担も重いと予想される正規雇用の女性は、連続休暇の必要性にかかわらず、介護開始時の勤務先を退職して別の勤務先に移る確率が高いことを明らかにしている。

以上の研究により、在宅介護の負担が家族の就業を抑制している現状について、マイクロデータを用いた研究が蓄積されつつあるが、パネルデータを用いた研究は清水谷・野口(2004)、酒井・佐藤(2007)、大津・駒村(2012)に限られており、またこれらについても、分析対象は女性ないしは有配偶者に限定されている。近年、生涯未婚率が上昇傾向にあり、今後は家族介護を担わなければならない未婚の中老年者が増加していく可能性を踏まえれば、無配偶者に焦点をあてた分析も行われるべきであろう。そこで本稿では、JHPS2009-2012を用い、50～64歳の就業者を有配偶者と無配偶者に分け、それぞれの離職率に対して要介護者との同居がどのような影響を与えるのか分析する。就業・非就業の選択ではなく離職確率を従属変数としている点も、これまでの研究と異なる点である。

第3節 データと分析枠組み

1 データの概要

本稿では、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターで実施している「日本家計パネル調査(JHPS)」を利用して分析を行う。同調査は、全国の満20歳以上の男女から抽出されたサンプルを対象としたパネル調査であり、2009年に第1回が実施されて以降、毎年行われている。分析時に利用可能であったのは、2009年から2012年までの4時点である。

同調査では、就業状況について多くの質問項目が設けられているほか、介護に関しては、家族内の要介護者の有無について、要介護者がいる場合には、介護場所(施設入所、同居、その他のいずれであるか)、要介護者の調査対象者との続柄、要介護者の要介護度について尋ねている。清水谷・野口(2004)を除くほとんどの先行研究では、データの制約上、この要介護度の識別ができず、この点はJHPSを用いる利点の一つとなっている。

また就業状況については、2010年の第2回調査以降、「あなたは1年前と同じ仕事に就いていますか」という質問項目が設けられており、そこから過去1年間の転職や離職などが把握できる。本稿ではこれを利用し、各調査時点の翌1年間の離職の有無を変数として用いる。

2 分析対象サンプル

本稿では、分析対象サンプルを、親世代が介護を必要とする可能性の高い年齢にあたる

50～64歳の就業者⁸に限定する。また、調査対象者自身が在宅の要介護者であるサンプルや、就学中のサンプル、生活保護受給中のサンプル、分析に関わる設問に対し無回答のあるサンプル、回答の矛盾がみられるサンプル⁹を分析対象から除外する。また、翌年の調査の「あなたは1年前と同じ仕事に就いていますか。」という設問への回答を被説明変数として用いるため、データセットは3時点の unbalanced panel data となっている。実際にはこれをプールして分析しており、サンプルサイズは1,808である。

3 分析の枠組み

本稿では、ロジットモデルを用いて50～64歳の就業者の離職率を推計する。被説明変数は、翌年調査までの1年間に、離職した場合に「1」、そうでない場合に「0」を取る変数とする。また、分析は①有配偶男性、②有配偶女性、③無配偶男性、④無配偶女性の各サンプルごとに行う。

説明変数は①～④ではほぼ共通したものをを用いる。まず基本的なサンプルの属性として、年齢および年齢の二乗、最終学歴を説明変数とする。最終学歴は、「中学・高校・専門学校」、「短大・高専」、「大学・大学院」「その他」からなるカテゴリー変数とし、「中学・高校」を基準カテゴリーとして説明変数に加える。また就労状況に関する変数として、勤続年数とその二乗、年間の就労収入を説明変数に加える。

次に、本稿の主要な関心である在宅介護に関する変数として介護を必要とする同居家族がいる場合に「1」、そうでない場合に「0」をとる在宅介護ダミー変数を用いる。また、介護の必要度が一定以上の場合に就業への影響が生じる可能性を考慮して、在宅介護ダミーに代わって、要介護4・要介護5の要介護者と同居している場合に「1」、そうでない場合に「0」をとるダミー変数を、②有配偶女性の分析において用いる^{10,11}。②有配偶女性の分析のみに限定しているのは、①有配偶男性、③無配偶男性、④無配偶女性では、要介護4・要介護5の同居者がいて、なおかつ離職をするサンプルが極めて少なく、同様の分析を行うことが不可能なためである。

以上の変数を用い、在宅介護が、50～64歳の翌1年間の離職率にどのように影響するの

⁸ 「先月（1月）、あなたは収入をとまなうお仕事（家族従業者を含む）をしましたか。」という問いに対し、「1 おもに仕事」、「2 通学のかたわらに仕事」、「3 家事などのかたわらに仕事」「4 仕事を休んでいた」、「5 仕事を探していた」、「6 通学・家事・その他」という選択肢が用意されている。ここでは1～4を回答として選択したサンプルを就業者とした。

⁹ 就業者でありながら、翌年の調査において「1年前と同じ仕事に就いていますか」という設問に対し、「この1年間に新規に就業した（新規就業）」または「この1年前、仕事に就いておらず、現在も仕事に就いていない（継続無業）」を回答として選択しているサンプルを除外している。

¹⁰ 現行（2006年4月以降）の要介護度は7段階であり、低い順に「要支援1」、「要支援2」、「要介護1」、「要介護2」、「要介護3」、「要介護4」、「要介護5」である。なお、2006年の介護保険法改正以前に「要支援」の認定を受け、その後も引き続いて要支援の有効期間を有する場合は、「経過的要介護」と位置づけられて引き続き介護給付を受けることができる。有効期限が残っている場合でも申請により新たな7段階に認定区分を変更することはできる。

¹¹ 有配偶男性、無配偶男性、無配偶女性では、要介護4・要介護5の同居者がいて、なおかつ離職をするサンプルが極めて少なく、同様の分析を行うことができなかった。

か分析する。

なお、記述統計量は表1に示されている。要介護者と同居する者の割合は、有配偶男性で6.3%、有配偶女性が6.7%(要介護4・要介護5に限定すれば0.6%)、無配偶男性が8.1%、無配偶女性が9.5%となっている。

表1 記述統計量

変数名	①有配偶男性					②有配偶女性				
	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
離職ダミー	922	0.047	0.211	0	1	638	0.052	0.222	0	1
勤続年数	922	21.898	14.218	1	47	638	16.450	12.196	1	47
勤続年数の二乗	922	681.447	626.420	1	2,209	638	419.108	503.281	1	2,209
年齢	922	57.154	4.219	50	64	638	56.801	4.444	50	64
年齢の二乗										
最終学歴	922	3284.358	480.306	2,500	4,096	638	3246.064	504.958	2,500	4,096
短大・高専	922	0.041	0.199	0	1	638	0.201	0.401	0	1
大学・大学院	922	0.440	0.497	0	1	638	0.139	0.347	0	1
その他	922	0.000	0.000	0	0	638	0.056	0.231	0	1
在宅介護ダミー	922	0.063	0.243	0	1	638	0.067	0.251	0	1
要介護4・5の在宅介護ダミー						637	0.006	0.079	0	1
年間就労収入(万円)	890	584.579	389.507	0	3,500	602	207.776	291.301	0	3,200
配偶者の就労ダミー	922	0.671	0.470	0	1	638	0.878	0.328	0	1

変数名	③無配偶男性					④無配偶女性				
	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
離職ダミー	111	0.063	0.244	0	1	137	0.022	0.147	0	1
勤続年数	111	15.649	12.317	1	41	137	14.358	12.409	1	50
勤続年数の二乗	111	395.216	486.572	1	1,681	137	359.000	540.205	1	2,500
年齢	111	56.892	3.934	50	64	137	58.270	4.228	50	64
年齢の二乗	111	3252.027	444.252	2,500	4,096	137	3413.146	484.528	2,500	4,096
最終学歴										
短大・高専	111	0.018	0.134	0	1	137	0.226	0.420	0	1
大学・大学院	111	0.459	0.501	0	1	137	0.000	0.000	0	0
その他	111	0.000	0.000	0	0	137	0.000	0.000	0	0
在宅介護ダミー	111	0.081	0.274	0	1	137	0.095	0.294	0	1
年間就労収入(万円)	108	416.759	290.797	0	1,500	127	207.024	143.727	6	700

(出所) JHPS2009-2012より筆者作成。

第4節 分析結果

50～64歳の就業者の離職率に関するロジットモデルの分析結果は表2に示す。分析は①有配偶男性、②有配偶女性、③無配偶男性、④無配偶女性の各サンプルに分けて行っている。モデル(1)が年間就労収入を含まないモデル、モデル(2)が年間就労収入を含むモデルであり、両者を比較することにより就労収入が離職選択のみならず要介護者との同居の有無にも影響を与える可能性を検討している。有配偶女性の分析におけるモデル(3)および(4)は単に要介護者と同居していれば「1」をとる在宅介護ダミーに代え、要介護4・要介護5の要介護者と同居する場合にのみ「1」をとる「要介護4・5の在宅介護ダミー」を説明変数として用いている。モデル(3)は年間就労収入を含まないモデル、モデル(4)は年間就労収入を含むモデルである。モデルまた係数の大きさは解釈が困難であるため、オッズ比も記載している。

表2 在宅介護が離職率に与える影響についてのロジット分析

変数名	①有配偶男性				②有配偶女性							
	(1)		(2)		(1)		(2)		(3)		(4)	
	係数	オッズ比	係数	オッズ比	係数	オッズ比	係数	オッズ比	係数	オッズ比	係数	オッズ比
勤続年数	-0.050	0.951	-0.045	0.956	0.049	1.050	0.072	1.075	0.047	0.070	0.071	1.074
勤続年数の二乗	0.001	1.001	0.001	1.001	-0.003	0.997	-0.003	0.997	-0.003	0.002	-0.003	0.997
年齢	0.944	2.569	1.012	2.751	0.508	1.663	0.321	1.378	0.284	1.738	0.073	1.076
年齢の二乗	-0.006	0.994	-0.007	0.993	-0.004	0.996	-0.002	0.998	-0.002	0.011	0.000	1.000
最終学歴												
短大・高専	-0.764	0.466	-0.549	0.578	-0.205	0.815	-0.154	0.857	-0.155	0.455	-0.113	0.893
大学・大学院	-0.314	0.731	-0.018	0.982	-0.066	0.936	0.193	1.213	-0.023	0.557	0.243	1.275
その他	—	—	—	—	0.793	2.211	0.971	2.641	0.874	1.611	1.052	2.862
在宅介護ダミー	-0.859	0.423	-0.643	0.526	-0.224	0.799	-0.193	0.824	—	—	—	—
要介護4・5の在宅介護ダミー	—	—	—	—	—	—	—	—	2.300 **	11.643	2.337 **	10.348
年間就労収入(万円)	—	—	-0.001	0.999	—	—	-0.002	0.998	—	—	-0.002	0.998
配偶者の就労ダミー	-0.277	0.758	-0.338	0.713	-0.411	0.663	-0.335	0.715	-0.447	0.293	-0.371	0.690
定数項	-36.289	0.000	-37.982	0.000	-19.183	0.000	-13.679	0.000	-12.898	0.000	-6.751	0.001
サンプルサイズ	922		890		638		602		637		601	
対数尤度	-156.4		-144.1		-123.2		-115.5		-121.970		-114.199	
疑似決定係数	0.100		0.117		0.051		0.055		0.061		0.065	

変数名	③無配偶男性				④無配偶女性			
	(1)		(2)		(1)		(2)	
	係数	オッズ比	係数	オッズ比	係数	オッズ比	係数	オッズ比
勤続年数	-0.276	0.759	-0.277	0.758	1.669 **	5.306	1.414 **	4.113
勤続年数の二乗	0.007	1.007	0.007	1.007	-0.130 *	0.878	-0.111 **	0.895
年齢	6.058	427.501	6.605	738.579	-3.282	0.038	-4.028	0.018
年齢の二乗	-0.052	0.949	-0.057	0.945	0.027	1.028	0.035	1.035
最終学歴								
短大・高専	4.182 *	65.486	3.914	50.105	0.185	1.204	-0.130	0.878
大学・大学院	0.596	1.815	0.733	2.080	—	—	—	—
その他	—	—	—	—	—	—	—	—
在宅介護ダミー	1.956 *	7.072	1.597	4.937	2.597 **	13.418	3.142 ***	23.159
要介護4・5の在宅介護ダミー	—	—	—	—	—	—	—	—
年間就労収入(万円)	—	—	-0.002	0.998	—	—	0.008	1.008
配偶者の就労ダミー	—	—	—	—	—	—	—	—
定数項	-177.431	0.000	-192.235	0.000	89.075	4.84E+38	106.573	1.92E+46
サンプルサイズ	111		108		137		127	
対数尤度	-20.7		-20.3		-10.6		-10.0	
疑似決定係数	0.206		0.217		0.266		0.296	

(注) **、*、*、*は係数がそれぞれ1%、5%、10%の水準で統計的に有意なことを示す。
(出所) JHPS2009-2012より筆者作成。

①有配偶男性については、年間就労収入を制御しないモデル(1)においても、年間就労収入を含めるモデル(2)においても、在宅介護ダミーの有意な影響は観察されず、要介護者との同居が有配偶男性の翌1年間の離職率を上昇させる可能性は示されなかった。また、②有配偶女性についても、年間就労収入を制御しないモデル(1)、年間就労収入を含めるモデル(2)ともに、在宅介護ダミーの有意な影響は観察されなかったが、在宅介護ダミーに代えて「要介護4・5の在宅介護ダミー」を説明変数として用いたモデル(3)およびモデル(4)では、「要介護4・5の在宅介護ダミー」の係数が正で有意となり、要介護4・要介護5の同居の要介護者がいる場合、有配偶女性の翌1年間の離職率は有意に高まることが観察された。オッズ比は年間就労収入を考慮しないモデル(3)では約11.6、年間就労収入を考慮するモデル(4)では約10.3となり、有配偶女性の翌1年間の離職率は、要介護4・要介護5の同居の要介護者がいる場合、そうでない場合に比べて約10.3-11.6倍になることが示された。また、有配偶男性では、要介護4・要介護5の要介護者と同居し、かつ翌1年間で離職する者がサンプル中に存在していないことから、夫婦間で、稼ぎ主である夫が就業を継続し、妻が離職して介護に専念するという役割分担がなされる傾向にあることが示唆された。

③無配偶男性については、年間就労収入を含まないモデル(1)では在宅介護ダミーの係数が有意に正となり、要介護者と同居する場合、無配偶男性の翌1年間の離職率が上昇することが観察された。オッズ比は約7.1で、無配偶男性の翌1年間の離職率は要介護者との同

居によって約7.1倍となることが示された。しかしながら、年間就労収入を含むモデル(2)では在宅介護ダミーの有意な影響は観察されなかった。その理由として、高所得者がより多くの介護サービスを利用して自らの介護時間を外部化し、就業継続を図る傾向にあることが考えられるが、介護サービスの利用量は本稿のデータに含まれないため、この点を確認することはできない。また、無配偶女性については、年間就労収入を含まないモデル(1)においても、年間就労収入を含むモデル(2)においても、在宅介護ダミーの係数が有意に正となり、要介護者との同居は無配偶女性の翌1年間の離職率を上昇させることが観察された。オッズ比はモデル(1)で約13.4、モデル(2)で約23.2であり、無配偶男性よりもかなり大きな値が観察された。無配偶の場合には、性別に関わりなく介護の担い手となって就業の継続を断念する可能性があること、一方でその可能性は無配偶女性の方が無配偶男性より高いことが示唆された。

第5節 おわりに

本稿では、JHPS2009-2012 を利用し、要介護者との同居が、50～64歳の就業者の翌1年間の離職率に与える影響を分析した。分析の結果は次のように整理される。

第一に、要介護4・要介護5の同居の要介護者がいる場合、就業している有配偶女性の翌1年間の離職率は有意に高くなることが観察された。一方、有配偶男性では、要介護4・要介護5の要介護者と同居し、かつ離職する者がサンプル中に存在しておらず、これらのことから、夫婦間において、稼ぎ主である夫が就業を継続し、妻が離職して介護に専念するという役割分担のなされる傾向にあることが示唆された。

第二に、同居の要介護者がいる場合、無配偶男性および無配偶女性の翌1年間の離職率がともに有意に高くなることが観察された。このことから、無配偶の場合には、性別に関わりなく介護の担い手となって就業の継続を断念する可能性が示唆された。ただし、就労収入を制御すると、同居の要介護者の有無が無配偶男性の離職率に与える有意な影響は観察されなかった。その理由として、高所得者がより多くの介護サービスを利用して自らの介護時間を外部化し、就業継続を図る傾向にあることが考えられるが、介護サービスの利用量は本稿のデータに含まれないため、この点を確認することはできない。

2000年に発足した介護保険制度のもと、通所・在宅介護サービスの拡充が図られ、政府は施設介護から在宅介護への誘導を強めている。しかしながら、いまなお在宅介護は離職を促進する要因となっており、介護と仕事の両立は困難であることがうかがえる。今後ますますの要介護者の増加が見込まれるなかで、同時に女性や高齢者の労働供給を促進していくには、より一層の在宅介護サービスの強化や介護休業制度の充実といった施策が求められている。また冒頭で論じたように、生涯未婚率は上昇傾向にあり、今後は介護を担う無配偶者が増加していくことが予想される。無配偶者は有配偶者に比べて介護の担い手が少なく、介護と仕事の両立がより困難となる可能性があり、もしそうであれば重点的な

施策が検討されなければならないであろう。

なお、本稿の推計結果については、いくつかの制約がある。まず、JHPSを用いることで就業に関する情報を多く含むデータセットを構築できる一方、JHPSは介護に焦点を当てた調査でないため、要介護者と同居する調査対象者が極めて少ない。そのため、調査対象者の様々な属性を考慮した分析を行うことができなかった^{12, 13}。また、要介護度以外に介護の具体的な状況は質問項目になく、主たる介護者が誰なのか、介護時間はどのぐらいか、通所・在宅介護サービスの利用状況はどの程度か、あるいは認知症の有無などの要介護者の具体的な心身状態については把握することができない。これらについては今後さらなるデータの構築と研究の蓄積が求められる。

参考文献

- Lilly, M. B., A. Laporte and P. C. 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*, Vol.85, No.4, pp.641-690.
- 池田心豪(2010)「介護期の退職と介護休業—連続休暇の必要性と退職の規定要因」『日本労働研究雑誌』No.597、88-103頁。
- 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『社会福祉と家族の経済学』東洋経済新報社、第5章、115-138頁。
- 大日康史(2000)「介護場所の選択と介護者の就業選択」岩本康志編『社会福祉と家族の経済学』、第4章、91-114頁。
- 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・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『パネルデータによる政策評価分析 [3] 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』第7章、143-159頁。
- 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」CIS Discussion paper series、No.545。
- 小原美紀(2009)「親の介護と子の労働市場」『日本経済研究』No.60、36-58頁。
- 雇用政策研究会(2012)『雇用政策研究会報告書 「つくる」「そだてる」「つなぐ」「まもる」雇用政策の推進』。

¹² 在宅介護が離職に与える影響については、離職前の就業形態が正規雇用・非正規雇用・自営業等のいずれであったのか、あるいは労働時間がどの程度であったかによって異なることが予想される。しかしながら、本稿における推計では、データの制約上、十分な検証を行うことはできなかった。

¹³ また、本稿の分析は、ある時点の在宅介護の状況によって、その後の1年間の離職・転職が起きたかどうかというモデルとなっているため、同時性の問題は一定程度回避されているものと思われるが、将来の離職・転職を見越したうえで在宅介護をするかどうかの選択を行うことは十分考えられることであり、そのことにより生じる同時性バイアスの可能性は残されている。

- 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, 1-25 頁。
- 清水谷諭・野口晴子(2004)『介護・保育サービス市場の経済分析—マイクロデータによる実態解明と政策提言』東洋経済新報社。
- 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、53-61 頁。
- 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、62-72 頁。
- 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』Vol.26、No.1、pp.58-67 頁。