

第7章

介護の負担と就業行動*

大津唯
駒村康平

要旨

本稿は、「日本家計パネル調査（JHPS）」の個票データを利用したパネルデータ分析により、40歳以上59歳以下の有配偶女性について、要介護の親と同居しているか否かが就業率および就業時間に与える影響を、要介護度の違いを考慮して分析した。

分析の結果、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、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た。

このことから、40歳以上59歳以下の有配偶女性は、同居する要介護の親がいる場合、就業時間の調整によってではなく、非就業となることによって対応しており、さらに親の要介護度が高いほどその介護負担が重くなって、非就業となる確率がますます高まる、ということがいえよう。そして、この年代の有配偶女性は、仕事と介護の両立が困難となっている可能性がある。仕事と介護の両立支援策は様々に取り組みられてきているが、効果的な両立支援策の推進が急がれる。

第1節 はじめに

人口の高齢化が進行するなかで、介護を必要とする人の数は増え続けており、2010年7月時点の全国の要介護認定者数は494.5万人に達している¹。それに伴い、介護に携わるために離職する人も増えており、2006年10月から2007年9月までの1年間で、14.5万人が介護を理由に離職している²。介護の負担に関しては、介護保険制度のもとで各種サービスの供給が行われており、また介護休業制度³が整備されているものの、その取得は進んでおらず、介護の負担が就業を継続するうえで重くのしかかっている実態がうかがえる。

次節で概観するように、介護の担い手となることによって就業が抑制されることは、先行研究においても指摘されてきた。しかしながら、要介護者の状態による介護の負担の重さを考慮した分析や、労働時間に与える影響までを含む分析に関しては、これまで十分に行われてきたとはいいがたく、また多くはクロス・セクションの分析である。そこで本稿では、「日本家計パネル調査（JHPS）」の個票データによるパネルデータ分析により、先行研究で主に取り上げられてきた、同居の要介護者の有無による就業率への影響を改めて検証するとともに、要介護度を変数として用いる分析を行い、介護の必要性の度合いに応じて就業行動がどのような影響を受けるのか、要介護度が高いほど就業が抑制されるのかどうか、検証する。その際、就業・非就業の選択のみならず、就業時間への影響についても分析を行う。就業時間について扱っている先行研究は非常に限られており、この点は本稿の特徴の一つとなる。

なお本稿における分析では、介護の負担による就業行動への影響が大きいと考えられる、40歳以上59歳以下の有配偶女性に分析対象を限定する。また、この年代の有配偶女性は、親が要介護となる場合が多いことを踏まえ、親以外が同居の要介護者である場合を分析対象から除外する（第3節で詳述）。したがって、本稿では40歳以上59歳以下の有配偶女性を対象に、要介護の親と同居しているか否かが就業率および就業時間に与える影響を、要介護度の違いを考慮して分析する、ということになる。

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概観し、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。

* 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。

¹ WAM NET(<http://www.wam.go.jp/wamappl/00youkaigo.nsf/vAllArea/201007?Open>、2011年11月24日最終閲覧)。

² 平成19年総務省就業構造基本調査。

³ 育児・介護休業法に基づき、労働者は対象家族1人につき要介護状態に至るごとに1回、通算93日まで介護休業を取得することができる。

第2節 先行研究と本稿の位置付け

介護負担の就業への影響に関する近年の先行研究としては、岩本(2001)、西本・七條(2004)、山口(2004)、塩野谷・野口(2004)、酒井・佐藤(2007)、小原(2009)、池田(2010)が挙げられる⁴。

まず、クロス・セクション分析によって介護による就業抑制効果を検証したのものとしては、岩本(2001)、西本・七條(2004)、山口(2004)がある。岩本(2001)は、厚生労働省『国民生活基礎調査』の個票データを用い、女性が「介護者」となった場合、有意に就業が抑制されるとの結論を得ている。西本・七條(2004)は、総務省統計局『平成8年社会生活基礎調査』の個票データを用い、「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」に既婚女性の就業が抑制される効果を持つとの結論を得ている。また山口(2004)、西本(2006)はともに日本家族社会学会全国家族調査研究会『家族についての全国調査(第1回全国家族調査)』(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何らかの形で介護・看病を行ったことのあるサンプルを分析し、介護によって、男性に比して特に女性の就業確率が抑制されることを観察している。塩野谷・野口(2004)では、介護保険導入によって女性の労働供給が刺激されたことを確認している。

これに対し、酒井・佐藤(2007)はニッセイ基礎研究所「暮らしと生活設計に関する調査」(1997、1999、2001、2003年)を利用したパネルデータ分析によって、1933年から1947年生まれの男性1,502人とその配偶者(要介護者が親以外である場合を除外)について、家庭内の要介護者の存在が高齢者の就業決定に及ぼす影響を分析している。その結果、①家庭内に要介護者の親がいると家族の就業は抑制される傾向にあること、②男性では正規雇用や自営業の就業・退職決定に、女性では非正規雇用の就業・退職決定に影響を与えることを確認している。ただし、ここでは単に「親が介護を必要としているかどうか」を変数として用いているが、実際には要介護者の状況によって介護負担の軽重は異なっており、観測誤差の生じている可能性がある(酒井・佐藤, 2007: 24)。

その他、小原(2009)は独自のアンケート調査を用い、相続の可能性を考慮して、市場労働の決定と親に対する介護の決定を分析し、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、と指摘している。

また池田(2010)は、労働政策研究・研修機構『仕事と介護に関する調査』(2006年)を利用したクロス・セクション分析を行い、要介護者と同居する30歳から59歳の男女について、家族介護を担う労働者が、連続休暇の必要から退職しているのか、それとも連続休暇の必要性とは別の要因で退職しているのかを分析している。それにより、①介護のために連続休暇の必要性が生じた労働者ほど、勤務先を退職して非就業となる確率が高いこと、

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

②要介護者の認知症が重い労働者は、勤務先を退職して非就業になる確率が高いこと、などの結論を得ている。②より、要介護者の状況によって就業に与える影響の異なることが示唆される一方、①については、介護のための連続休暇の必要性の有無が個人の主観的判断に依存しており、要介護者の状況からくるものとは、必ずしもいいきれない部分がある。

そこで本稿では、要介護者の状況とそれに伴う介護負担を客観的に把握するため、介護保険制度において被保険者の状況に応じて認定される要介護度を変数として用い、介護の必要性の度合いに応じて、就業行動がどのような影響を受けるのか、要介護度が高いほど就業が抑制されるのかどうか、検証する。

第3節 データ

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、毎年調査が行われている。分析時に利用可能であったのは、2009年から2011年までの3時点である。

同調査では、各年の調査票で要介護者の有無、要介護者の調査対象者との続柄、要介護度を尋ねており、要介護者の有無のみならず、要介護度や要介護者との続柄を考慮して就業状況への影響を把握することができる。先行研究で用いられているデータは、要介護者の定義が不明瞭である場合が多く、清水谷・野口(2004)を除いて要介護度の違いを識別できない。また同調査では、調査対象者とその配偶者に、就業時間を尋ねている。ほとんどの先行研究では、就業時間に関する分析が行われておらず、パネルデータ分析に限れば、管見の限りこのような研究は行われていない。これらの点は、JHPSを用いる利点となっている。

また本稿では、介護の負担による就業への影響をもっとも受けやすいと考えられる、40歳以上59歳以下の有配偶女性に分析対象を限定する。表7-1は有配偶者の年齢階級別の就業率を示しているが、70歳代以上の高齢層を除けば、40歳代と50歳代の有配偶女性において、同居の要介護者がいる場合の就業率が顕著に低下していることがわかる。40歳以上59歳以下の有配偶女性の就業率は、同居の要介護者のいない場合が74.06%であるのに比して、同居の要介護者のいる場合は62.86%と、10%ポイント以上も低くなっている。

さらに、同居の要介護者が親以外であるサンプルは、分析対象から除外している⁵。表7-2は、要介護者と同居する40歳以上59歳以下の有配偶女性のサンプルを、要介護者と

⁵ なお、要介護者の続柄に関する質問項目では、家族に複数の要介護者がいる場合、最も介護度の重い人の続柄を回答するようになっている。そのため、家族内に要介護者が複数いる場合を識別することができない。ただし、そのようなサンプルが推定に大きなバイアスをもたらすほど存在するとは考えにくい。なお、表8-2では示されていないが、(家族内で最も重い)要介護者が調査対象者自身である場合があり、そのようなサンプルはあらかじめ除外している。

表7-1 有配偶者の年齢階級別就業率（2009～2011年の延べ数）

	有配偶男性				有配偶女性			
	同居の要介護者なし		同居の要介護者あり		同居の要介護者なし		同居の要介護者あり	
	度数	就業率	度数	就業率	度数	就業率	度数	就業率
20歳代	107	96.26%	1	100.00%	130	53.08%	0	
30歳代	547	98.17%	8	100.00%	559	50.98%	8	50.00%
40歳代	622	98.55%	19	100.00%	633	76.62%	23	69.57%
50歳代	620	96.29%	42	92.86%	590	71.53%	46	58.70%
60歳代	765	62.48%	60	81.67%	775	40.65%	38	44.74%
70歳代	384	25.26%	19	31.58%	271	15.50%	24	4.17%
80歳代	44	29.55%	9	11.11%	16	6.25%	1	0.00%
40～59歳	1,242	97.42%	61	95.08%	1,223	74.16%	69	62.32%

(注) 同居の要介護者が親以外であるも含む。

(出所) JHPS2009-2011より筆者作成。

表7-2 同居の要介護者との続柄（40～59歳の有配偶女性）

	配偶者	父母	祖父母	きょうだい	その他親族	その他	計
2009年	1	21	0	0	1	0	23
2010年	2	16	1	1	1	1	22
2011年	2	16	0	0	6	0	24
計	5 [7.25%]	53 [76.81%]	1 [1.45%]	1 [1.45%]	8 [11.59%]	1 [1.45%]	69 [100.00%]

(出所) JHPS2009-2011より筆者作成。

の続柄別に集計したものである。3年間の延べ数でみると、4分の3は「父母」となっており、一方同居の要介護者が「父母」以外の場合はサンプルサイズが極めて小さい。

また、就学中のサンプル、生活保護受給中のサンプル、分析に用いる主要な項目が無回答となっているサンプルを、それぞれ分析対象から除外している。残されたサンプルサイズは1,276サンプルであり、データ・セットは3カ年の unbalanced panel data となっている。

第4節 分析の枠組み

本稿では、40歳以上59歳以下の有配偶女性について、要介護の親と同居しているか否かが就業行動に与える影響を分析するため、①就業の有無⁶を被説明変数とする就業率の分析と、②就業時間を被説明変数とする分析を行う。就業率の分析では、ランダム効果プロビットモデルを用いる。また就業時間の分析では、就業時間を0でセンサーし、ランダム効果トービットモデルを適用する。

説明変数には、まず基本的な個人属性として、年齢および主観的健康感を用いる。年齢は調査時点の年齢およびその二乗の連続変数である。また主観的健康感に関しては、「ふつ

⁶ 就業の有無は、調査前月に収入を伴う仕事をした場合に1、少しも仕事をしなかった場合に0をとる変数である。休職中の場合は「少しも仕事をしなかった場合」に分類されている。

う)、「あまり良くない」、「良くない」を1、「良い」、「まあ良い」を0とするダミー変数とする。主観的健康感が悪いほど、就業率や就業時間が低下することが予想される。

次に、世帯の属性として、夫の就業の有無、夫の就労収入、15歳以下の子の人数、世帯貯蓄額を説明変数に追加する。夫が就業しているほど、夫の就労収入が多いほど、また世帯の貯蓄額が高いほど、就業率や就業時間が低下することが予想される。また15歳以下の子どもの人数については、育児時間が必要となることで就業率・就業時間が押し下げられる可能性がある一方、教育費をはじめとする諸費用がかかることで就業率・就業時間が押し上げられることも考えられ、係数の符号について事前に予想することは困難である。

介護の負担に関する変数は、2つの異なるモデルを想定する。モデル1においては、要介護の親と同居している場合を「1」、そうでない場合を「0」とする「在宅介護ダミー」を説明変数に加える。要介護の親と同居している場合、就業行動がどのような影響を受けるかを分析する。

また本稿では、要介護度の違いによる介護の必要度合いが就業行動に与える影響についても検証を行う。要介護者の要介護度が高ければ、それだけ介護の負担も重くなり、就業を抑制する可能性が考えられる。一方で、必要な介護費用が増えることは、むしろ就業を促進するかもしれない。先行研究においてはデータの制約のためにあまり分析されていないが、JHPSでは要介護者の要介護度を尋ねており、その結果を利用することができる。そこで、モデル2においては要介護度に関するカテゴリー変数を用いる。そのカテゴリーは「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」、「認定未申請」、「自立と認定」の5つであり、「同居する要介護の親はいない」場合を基準カテゴリーとする^{7,8}。「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」の係数を比較することにより、要介護度の高さが就業行動に与える影響を検証する。

なお、JHPSでは調査前月に介護休業を取得したかどうか分かるが、分析対象サンプルのうち介護休業を取得したのはわずか1サンプルであり、分析に用いていない⁹。

変数の記述統計量は表7-3に示す。

⁷ 家族に複数の要介護者がいる場合は、最も重い者の要介護度である。

⁸ 現行(2006年4月以降)の要介護度区分は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」と位置づけられるが、本稿における分析対象にそのようなサンプルは存在しなかった。なお、経過的要介護に位置づけられると、引き続き介護給付を受けることができ、また有効期間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ができる。

⁹ 平成21年版厚生労働白書によれば、2005年度の介護休業取得率(常用労働者に占める介護休業取得者の割合)は、男性が0.02%、女性が0.08%と極めて低い。ただし、この数字はあくまで常用労働者全体に占める割合であることに注意を要する。

表7-3 記述統計量(介護の負担と就業行動)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
就業率	1276	0.73589	0.44103	0	1
就業時間	1231	21.4013	19.6496	0	140
年齢	1276	49.3237	5.75536	40	59
主観的健康感(ふつう以下=1)	1276	0.44671	0.49735	0	1
夫の就業率	1276	0.94514	0.22779	0	1
夫の就労収入(百万円)	1276	5.98325	4.40489	0	60
15歳以下の子の人数	1276	0.58542	0.85391	0	3
世帯貯蓄額(百万円)	1276	10.4871	22.6807	0	430
在宅介護ダミー	1276	0.04154	0.1996	0	1
在宅介護×要介護度ダミー					
要支援1・要支援2	1276	0.0094	0.09656	0	1
要介護1・要介護2・要介護	1276	0.01567	0.12426	0	1
要介護4・要介護5	1276	0.01176	0.10783	0	1
認定未申請	1276	0.00235	0.04845	0	1
自立と認定	1276	0.00235	0.04845	0	1
2009年ダミー	1276	0.35737	0.47941	0	1
2010年ダミー	1276	0.33307	0.4715	0	1
2011年ダミー	1276	0.30956	0.46249	0	1

(注) 就業していながら就業時間を回答していないサンプルがあるため、就業時間のサンプル数が他と異なっている。

(出所) JHPS2009-2011より筆者作成。

第5節 推計結果

1 モデル1

要介護の親と同居しているか否かを説明変数として用いたモデル1の推計結果は表7-4に示す。

まず個人属性・世帯属性の変数について確認すると、主観的健康感が良くないほど有意に就業率が低下し、また就業時間が短縮することが観察された。夫の就業・非就業による有意な影響は観察されない一方、夫の就労収入が高いほど有意に就業率が低下し、就業時間が短縮することが観察された。また15歳以下の子の人数の係数は列(4)においてのみ有意に負となり、15歳以下の子の人数が多いほど、就業時間が有意に短縮する可能性が示された。世帯貯蓄額については、就業率、就業時間のいずれに対しても有意な影響は見出されなかった。

また介護に関する説明変数については、就業率の分析においては「在宅介護ダミー」の係数が有意に負となり、要介護の親と同居していると、就業率の低くなることが観察された。その一方、就業時間の分析においては、「在宅介護ダミー」の係数はゼロと異なることが有意に棄却されず、同居する要介護の親の有無が就業時間に与える影響は観察されなかった。したがって、40歳以上59歳以下の有配偶女性は、同居する要介護の親がいる場合、就業時間の調整によってではなく、非就業となることによって対応しており、仕事と介護を両立させることが困難となっている可能性がある。

表7-4 介護の負担と就業行動の分析(モデル1)

	(1)		(2)		(3)	(4)
	就業率		就業率		就業時間	就業時間
	RE Probit		RE Probit		RE Tobit	RE Tobit
	係数 [標準誤差]	限界効果 /差分効果	係数 [標準誤差]	限界効果 /差分効果	係数 [標準誤差]	係数 [標準誤差]
年齢	1.288 *** [0.499]	0.003730 [0.00253]	1.401 *** [0.501]	0.007020 [0.00456]	7.161 ** [3.187]	8.326 *** [3.163]
年齢2乗	-0.014 *** [0.00500]	-0.000040 [0.0000266]	-0.015 *** [0.00502]	-0.000075 [0.0000482]	-0.075 ** [0.0318]	-0.088 *** [0.0316]
主観的健康感(ふつう以下=1)	-0.453 ** [0.224]	-0.001520 [0.00127]	-0.475 ** [0.223]	-0.002750 [0.00219]	-2.475 * [1.342]	-2.544 * [1.337]
夫の就業率	0.031 [0.511]	0.000093 [0.00161]			-1.185 [3.438]	
夫の就労収入(百万円)			-0.084 ** [0.0392]	-0.000419 [0.000312]		-0.884 *** [0.252]
15歳以下の子の人数	-0.237 [0.230]	-0.000686 [0.000786]	-0.260 [0.231]	-0.001300 [0.00139]	-2.310 [1.489]	-2.512 * [1.474]
世帯貯蓄額(百万円)	0.001 [0.00566]	0.000003 [0.0000165]	0.006 [0.00722]	0.000030 [0.0000395]	-0.031 [0.0420]	0.038 [0.0462]
在宅介護ダミー	-1.439 ** [0.718]	-0.038600 [0.0609]	-1.507 ** [0.716]	-0.063600 [0.0905]	-1.688 [4.047]	-2.271 [4.016]
2010年ダミー	-0.135 [0.197]	-0.000422 [0.000696]	-0.160 [0.195]	-0.000873 [0.00124]	-0.045 [1.138]	-0.224 [1.141]
2011年ダミー	0.099 [0.208]	0.000271 [0.000565]	0.069 [0.206]	0.000334 [0.000980]	0.321 [1.188]	0.067 [1.191]
定数項	-25.970 ** [12.37]		-28.170 ** [12.42]		-147.100 * [79.31]	-169.500 ** [78.67]
サンプルサイズ	1276		1276		1231	1231
left-censored observations					337	337
対数尤度/決定係数	-513.7		-512.0		-4246.0	-4240.0

(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) JHPS2009-2011より筆者作成。

2 モデル2

要介護者の要介護度の違いを考慮したモデル2の推計結果は表7-5に示す。

まず個人属性・世帯属性の変数に関しては、モデル1と同様の傾向となっており、主観的健康感が良くないほど有意に就業率・就業時間が低下・短縮すること、夫の就業・非就業による有意な影響は観察されない一方、夫の就労収入が高いほど有意に就業率・就業時間が低下・短縮することが観察された。同様に、15歳以下の子の人数の係数は列(4)においてのみ有意に負となり、15歳以下の子の人数が多いほど、就業時間が有意に短縮する可能性が示され、また世帯貯蓄額の就業率・就業時間に対する有意な影響は観察されなかった。

表7-5 介護の負担と就業行動の分析（モデル2、要介護度を考慮した場合）

	(1)		(2)		(3)	(4)
	就業率		就業率		就業時間	就業時間
	RE Probit		RE Probit		RE Tobit	RE Tobit
	係数 [標準誤差]	限界効果 /差分効果	係数 [標準誤差]	限界効果 /差分効果	係数 [標準誤差]	係数 [標準誤差]
年齢	1.299 *** [0.502]	0.003630 [0.0331]	1.425 *** [0.504]	0.005940 [0.0486]	7.214 ** [3.182]	8.358 *** [3.157]
年齢2乗	-0.014 *** [0.00503]	-0.000039 [0.000353]	-0.015 *** [0.00505]	-0.000063 [0.000519]	-0.076 ** [0.0317]	-0.088 *** [0.0315]
主観的健康感(ふつう以下=1)	-0.491 ** [0.226]	-0.001620 [0.0144]	-0.506 ** [0.226]	-0.002490 [0.0198]	-2.428 * [1.346]	-2.487 * [1.341]
夫の就業率	0.105 [0.511]	0.000340 [0.00359]			-1.455 [3.447]	
夫の就労収入(百万円)			-0.080 ** [0.0387]			-0.892 *** [0.252]
15歳以下の子の人数	-0.223 [0.233]	-0.000624 [0.00572]	-0.243 [0.234]	-0.001010 [0.00836]	-2.274 [1.486]	-2.470 * [1.471]
世帯貯蓄額(百万円)	0.001 [0.00568]	0.000002 [0.0000276]	0.006 [0.00719]	0.000023 [0.000194]	-0.030 [0.0419]	0.039 [0.0461]
在宅介護×要介護度 要支援1・要支援2	-0.410 [1.138]	-0.002230 [0.0215]	-0.384 [1.141]	-0.002900 [0.0260]	-0.136 [7.971]	0.162 [7.941]
要介護1・要介護2・要介護3	-2.468 * [1.361]	-0.235000 [0.976]	-2.477 * [1.322]	-0.279000 [1.004]	-2.230 [5.500]	-3.035 [5.478]
要介護4・要介護5	-3.609 ** [1.798]	-0.661000 [1.238]	-3.540 ** [1.727]	-0.683000 [1.133]	-8.703 [6.868]	-8.712 [6.834]
認定未申請	-0.764 [1.556]	-0.007670 [0.0688]	-1.137 [1.498]	-0.028400 [0.199]	-9.660 [12.58]	-11.900 [12.53]
自立と認定	6.303 [1227.3]	0.000859 [0.000526]	6.209 [1149.5]	0.001320 [0.000803]	14.480 [11.34]	14.160 [11.35]
2010年ダミー	-0.158 [0.199]	-0.000484 [0.00441]	-0.176 [0.198]	-0.000810 [0.00662]	-0.017 [1.139]	-0.191 [1.141]
2011年ダミー	0.094 [0.211]	0.000249 [0.00234]	0.071 [0.209]	0.000283 [0.00246]	0.221 [1.191]	-0.023 [1.193]
定数項	-26.420 ** [12.43]		-28.810 ** [12.50]		-148.400 * [79.20]	-170.600 ** [78.54]
サンプルサイズ	1276		1276		1231	1231
left-censored observations					337	337
対数尤度/決定係数	-510.9		-509.4		-4244.2	-4238.1

(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) JHPS2009-2011より筆者作成。

介護に関する説明変数については、就業率の分析においては、「要支援1・要支援2」の係数が有意でない一方、「要介護1・要介護2・要介護3」と「要介護4・要介護5」の係数はどちらも有意に負となっており、さらに「要介護1・要介護2・要介護3」に比して「要介護4・要介護5」の係数の絶対値が大きい。このことから、同居する要介護の親の要介

護度が高くなるほど、40歳以上59歳以下の有配偶女性の就業率は低下しているといえよう。一方、就業時間の分析においては、「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」のいずれの係数も有意とはならず、要介護度の違いを考慮して場合でも、要介護の親と同居していることで就業時間が短縮する可能性は見出されなかった。

第6節 おわりに

本稿ではJHPSの個票データを用いたパネルデータ分析により、40歳以上59歳以下の有配偶女性に関して、同居する要介護の親の有無が就業率および就業時間に与える影響を、要介護度の違いを考慮して分析した。その結果は次のように整理される。

第一に、個人属性・世帯属性が就業行動に与える影響については、主観的健康感が良くないほど有意に就業率・就業時間が低下・短縮すること、夫の就労収入が高いほど有意に就業率・就業時間が低下・短縮すること、15歳以下の子の人数が多いほど、就業時間が有意に短縮する可能性が観察された。

第二に、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。

第三に、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。

以上の分析結果を踏まえれば、40歳以上59歳以下の有配偶女性は、同居する要介護の親がいる場合、就業時間の調整によってではなく、非就業となることによって対応しており、さらに親の要介護度が高いほどその介護負担が重くなって、非就業となる確率がますます高まる、という実態が浮かび上がる。そして、この年代の有配偶女性は、仕事と介護の両立が困難となっている可能性がある。仕事と介護の両立支援策は様々に組み込まれてきているものの、いまだ不十分であるといえよう。

今後いっそう高齢化が進み、要介護者は増加していくことが予想される。このままでは、介護による離職者はますます増えることになろう。女性の労働供給を促進し、活力ある社会を維持するためには、効果的な両立支援策の推進が急がれるところである。

【参考文献】

Lilly, et al. (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——連続休暇の必要性和退職の規定要因」『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。
- 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。
- 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、58-67頁。