

介護による就労調整は世帯収入を減少させるか？

岸田 研作

(岡山大学大学院社会文化科学研究科 准教授)

1. はじめに

介護保険の目的の一つは介護の社会化であり、在宅生活の継続を重視している。介護の社会化とは、これまで主に家族が担っていた介護を、介護保険の仕組みを通じて、社会全体で担うことである。しかし、現実には、中重度の要介護者が自宅での生活を継続するには、介護保険のサービスだけでは対応できず、家族介護が不可欠である。そのため、中重度の要介護者を抱える世帯では、同居者が労働時間の短縮などの就労調整や離職を余儀なくされる可能性がある。これまで介護が就労に与える影響を分析した研究が国内外で数多く行われてきた (Lilly et al. 2007; 大日 1999; 岩本 2000; 山口 2004; 西本 2006; 池田・浜島 2006; 池田 2010; 西本 2012)¹⁾。介護が就労に与える影響を分析する意義の一つは、家族介護による離職や就労調整が、世帯収入の減少をもたらす可能性があるからである。しかし、要介護者の重症度の悪化が介護による就労調整や離職を通じて世帯収入に及ぼす影響を分析した研究はない。要介護度と介護サービスの自己負担額の関係を調べた先行研究は、要介護度が高くなるほど、介護サービスの支出額が多くなる傾向を示している (遠藤・山田 2007; 大日 2002)。要介護者の重症度が高くなって介護サービスの支出が増えるにもかかわらず、就労調整や離職により世帯収入が減少するならば、心身面での介護負担だけでなく、金銭的な負担によっても中重度の要介護者が在宅生活の継続を断念する可能性がある。そこで、本稿では、要

介護者の重症度の悪化が家族介護による就労調整を通じて世帯収入に及ぼす影響を調べる。離職が世帯収入に与える影響を分析することが重要であることはいうまでもないが、介護によって離職し無職となった者を対象とすると、労働時間の短縮や休業といった就業中の者しか該当しえない就労調整の影響を同時に分析することができない。そのため、本稿では就労調整のみを扱う。

2. 方法

データは、公益財団法人家計経済研究所が2011年9～10月に行った「在宅介護のお金とくらしについての調査」である。本稿では、そのうち調査時点で回答者が就業しており、分析に必要な変数に欠損値がなかった306の要介護世帯のサンプルを用いる。要介護世帯は、調査回答者が40～64歳で、介護が必要な親・義親と同居している世帯である。調査の実施にあたって、男性・無配偶者の家族介護者のサンプルを確保するため、男女・配偶者の有無別に100世帯を確保できるよう割付が行われた。分析で用いる変数の定義を図表-1、記述統計を図表-2に示している。

先行研究が対象としてきた介護による就労調整として、労働時間の短縮 (Lilly et al. 2007; 山口 2004; 西本 2006)、転職 (池田 2010)、休業 (西本 2012) がある。本稿でもこれらの就労調整を対象とする。まず、要介護者が重症であるほど調査回答者の就労調整が生じる可能性が高くなることを確認するため、就労調整を被説明変数、説明

図表-1 変数の定義

世帯収入の減少	介護による総世帯収入の減少について尋ねた質問に対する回答の選択肢は、「かなりあった」(3)、「いくらかあった」(2)、「あまりなかった」(1)、「まったくなかった」(0)
就労調整	
労働時間の短縮	調査回答者が、介護により仕事の時間を減らした場合に1、減らさなかった場合に0をとる変数。
転職	調査回答者が、介護により仕事を变えた場合に1、変えなかった場合に0をとる変数。
休業	調査回答者が過去2カ月間に仕事を休みすぎているかという質問に対する回答で、「かなりあてはまる」(3点)、「ある程度あてはまる」(2点)、「あまりあてはまらない」(1点)、「まったくあてはまらない」(0点)。
世帯属性	
要介護度	要介護者の要介護度をあらわすダミー変数。要介護度4と5の標本数が少なかったため、要介護度4と要介護度5は同一カテゴリーにした。
男性	調査回答者が男性の場合に1、女性の場合に0をとる変数。
年齢	調査回答者の年齢の実数値。
健康状態	調査回答者の主観的健康状態。「よい」(5点)、「まあよい」(4点)、「普通」(3点)、「あまりよくない」(2点)、「よくない」(1点)。
主介護者	調査回答者が主介護者の場合に1、そうでない場合に0をとる変数。
正規雇用	調査回答者の雇用形態が正規雇用の場合に1、そうでない場合に0をとる変数。
管理職	調査回答者が管理職の場合に1、そうでない場合に0をとる変数。
配偶者・就労	就労している配偶者がいる場合に1、無職の配偶者がいる場合に0をとる変数。
配偶者・なし	配偶者がいない場合に1、無職の配偶者がいる場合に0をとる変数。
要介護者・配偶者	要介護者の配偶者がいる場合に1、いない場合に0をとる変数
介護期間	介護期間(年)
持ち家	持ち家である場合に1、そうでない場合に0をとる変数。
人口	居住する自治体の人口規模をあらわす変数。

変数に要介護度を含む回帰分析を行う。推定は、対象とする3つの就労調整(労働時間の短縮、転職、休業)のそれぞれについて行う。3つの就労調整のうち、労働時間の短縮と転職については、調査票の質問文で介護によるものと明記しており、それぞれの該当の有無を尋ねている。そこで、労働時間の短縮と転職については、それぞれ該当する場合に1、該当しない場合に0をとる変数を作成し、推定はプロビットモデルで行う²⁾。休業は、過去2カ月間に仕事を休みすぎているかを尋ねた質問に対する回答であり、回答の選択肢は「かなりあてはまる」、「ある程度あてはまる」、「あまりあてはまらない」、「まったくあてはまらない」である。調査票の質問文では、休業の原因を介護に限定していないため、休業の要因は介護以外のものも含まれる。推定方法は、順序プロビットモデルである³⁾。なお、要介護者が重症であるほど家族の就

労調整が生じやすくなることは一見自明のように思われるかもしれないが、論文末の補論で述べるように、わが国の先行研究からは必ずしも明らかでない。説明変数は図表-1で示した世帯属性であり、要介護度、調査対象者の性別、年齢、健康状態、正規雇用か否か、管理職か否か、要介護者との続き柄、配偶者の有無や就業状態、要介護者の配偶者の有無、介護期間、持ち家か否か、居住地の人口規模、である。

次に、介護による総世帯収入の減少を被説明変数、就労調整を説明変数に含む回帰式を推定する。介護による総世帯収入の減少について尋ねた質問に対する回答の選択肢は、「かなりあった」(3)、「いくらかあった」(2)、「あまりなかった」(1)、「まったくなかった」(0)である。推定方法は、順序プロビットモデルである。就労調整以外の説明変数は、就労調整を被説明変数とした回帰式と同じで

図表-2 分析で用いる変数の記述統計

	(%)
世帯収入の減少	
かなりあった	20.9
いくらかあった	26.1
あまりなかった	29.4
まったくなかった	23.5
就労調整	
労働時間の短縮	21.6
転職	5.6
休業 ¹⁾	
かなりあてはまる	7.2
ある程度あてはまる	16.3
あまりあてはまらない	37.6
まったくあてはまらない	38.9
世帯属性	
～要介護度1	45.4
要介護度2	19.6
要介護度3	17.3
要介護度4	11.1
要介護度5	6.5
男性	52.0
年齢(歳) ²⁾	51.6
健康状態(点数) ²⁾	3.4
主介護者	58.5
正規雇用	43.1
管理職	19.3
続柄・自分の親	75.2
配偶者・無職	20.9
配偶者・就労	42.5
配偶者・なし	38.2
要介護者・配偶者あり	26.8
介護期間(年) ²⁾	4.7
持ち家	82.4
20万人未満	41.5
20万～100万人未満	25.8
100万人以上	32.7

注: 1) 過去2カ月間に仕事を休みすぎているかという質問に対する回答

2) 連続変数であり、単位は()内に示している

ある。仕事時間の短縮と転職については、該当する場合に1、該当しない場合に0をとる変数として扱う。休業については、「かなりあてはまる」(3点)、「ある程度あてはまる」(2点)、「あまりあてはまらない」(1点)、「まったくあてはまらない」(0点)という点数づけをする。先に述べたように、休業は、介護以外の要因によるものも含む。しかし、被説明変数である総世帯収入の減少が介護によるものであるため、休業の係数が正である場合、介護による休業が世帯収入を減少させていると解釈できる。

3. 結果と考察

(1) 就労調整に対する要介護者の重症度の影響

図表-2によると、分析対象者のうち、介護により労働時間を短縮した者は21.6%、転職した者は5.6%であった。休業に関する質問(仕事を休みすぎているか)に対する回答の分布は、「かなりあてはまる」(7.2%)、「ある程度あてはまる」(16.3%)、「あまりあてはまらない」(37.6%)、「まったくあてはまらない」(38.9%)であった。

図表-3に推定結果を示している。まず、具体例をあげることで限界効果の意味を平易に述べる。図表-3・第2列・労働時間の短縮の要介護度4・5の限界効果は0.250となっている。これは、基準として設定した要介護度1以下の世帯と比較すると、要介護度4・5の世帯は、調査回答者が労働時間を短縮させる割合が25.0%高いことを示している。ただし、この結果は、要介護度以外の世帯間の属性の相違が就労調整に及ぼす影響を制御したものであり、要介護度1以下の世帯と要介護度4・5の世帯で労働時間を短縮した世帯の割合を単純比較した値ではない。

転職と休業の推定結果では、要介護度3の限界効果の方が要介護度4・5よりも大きくなるという逆転現象が観察されたものの、要介護者の重症度が軽度の場合よりも中重度の方が、就労調整が生じやすい傾向がみられた。このことは、要介護者が重症であるほど介護負担が重くなり、就労調整を余儀なくされることをあらわしていると考えられる。

(2) 世帯収入に対する就労調整の影響

図表-2は、介護による総世帯収入の減少に対する回答の内訳が示されている。本稿で用いた調査では具体的な世帯収入の減少額については尋ねていないものの、「かなりあった」と回答した20.9%の世帯では、大幅な総世帯収入の減少があったと推察される。

図表-4は推定結果である。労働時間の短縮、転職、休業はすべて有意であった。しかし、順序プ

図表-3 就労調整と重症度の関係

被説明変数	労働時間の短縮	転職	休業
	限界効果	限界効果	係数
～要介護度1 (基準)			
要介護度2	- 0.009	- 0.009	0.586 **
要介護度3	0.120	0.044 **	0.770 **
要介護度4・5	0.250 **	0.028 *	0.693 **
男性	0.047	- 0.024 +	0.217
年齢	0.000	- 0.002 *	- 0.017 +
健康状態	- 0.016	- 0.002	- 0.149 +
主介護者	0.087	0.003	0.400 **
正規雇用	- 0.081	- 0.039 **	- 0.221
管理職	- 0.015	0.003	- 0.339 *
続柄・自分の親	- 0.028	0.021 +	0.334 +
配偶者・無職 (基準)			
配偶者・就労	0.102	- 0.031	0.117
配偶者・なし	0.086	- 0.030 +	0.129
要介護者・配偶者あり	- 0.111 **	0.005	- 0.292 +
介護期間	- 0.007	0.003 **	0.013
持ち家	0.073	- 0.003	- 0.029
20万人未満 (基準)			
20万～100万人未満	0.004	- 0.009	- 0.242
100万人以上	- 0.004	- 0.014	- 0.279 *
疑似決定係数	0.09	0.30	0.09
標本数	306	306	306
推定方法	プロビット	プロビット	順序プロビット

注: **: 1%水準で有意、*: 5%水準で有意、+: 10%水準で有意
標準誤差の計算では、都道府県単位のクラスター効果を考慮している

ロジットモデルの推定結果を直感的に理解することはやや難しい。そこで、図表-4の推定結果をもとに、主要な関心である労働時間の短縮、転職、休業が総世帯収入に与える影響をわかりやすく示したのが図表-5である。それによると、介護による労働時間の短縮を行った世帯では、「介護による総世帯収入の減少がかなりあった」と回答した割合が30.2%であったのに対し、労働時間の短縮を行っていない世帯では、その割合は18.0%であった。労働時間の短縮を経験した世帯としていない世帯で、「介護による総世帯収入の減少がかなりあった」と回答した割合には12.3%の差があった。同様に、介護による転職を行った世帯では、「介護による総世帯収入の減少がかなりあった」と回答した割合が38.7%であったのに対し、転職を行っていない世帯では、その割合は19.7%であった。介護による転職を経験した世帯としていない世帯

で、「介護による総世帯収入の減少がかなりあった」と回答した割合には19.0%の差があった。休業については、「かなりあてはまる」世帯では、「介護による総世帯収入の減少がかなりあった」と回答した割合が49.3%であったのに対し、「まったくあてはまらない」世帯では、その割合は9.9%であった。「かなりあてはまる」世帯と「まったくあてはまらない」世帯の差は39.4%であった。

以上の結果と図表-4で示した重症度が高いほど就労調整が生じるという結果より、要介護者の重症度の悪化は、就労調整を通じて世帯収入を減少させると考えられる。

(3) 政策含意

介護保険の目的の1つは介護の社会化であり、在宅生活の継続を重視している。しかし、現実には、中重度の要介護者が自宅での生活を継続する

図表-4 就労調整が世帯収入に及ぼす影響

被説明変数	世帯収入の減少	
	係数	
労働時間の短縮	0.484 **	
転職	0.507 **	
休業	0.718 *	
～要介護度1 (基準)		
要介護度2	-	0.174
要介護度3		0.310
要介護度4・5		0.485 **
男性		
年齢	-	0.024 *
健康状態	-	0.107 +
主介護者		0.055
正規雇用	-	0.192
管理職	-	0.200
続き柄・自分の親		0.196
配偶者・無職 (基準)		
配偶者・就労	-	0.206
配偶者・なし	-	0.239
要介護者・配偶者あり		0.293 *
介護期間		0.016
持ち家		0.113
20万人未満 (基準)		
20万～100万人未満	-	0.021
100万人以上	-	0.274 +
疑似決定係数		0.14
標本数		306
推定方法	順序プロビット	

注: **: 1%水準で有意, *: 5%水準で有意, +: 10%水準で有意
標準誤差の計算では、都道府県単位のクラスター効果を考慮している

図表-5 介護による世帯収入の減少が「かなりあった」と回答する者の割合 (%)

	有 (1)	無 (2)	差 (1) - (2)
労働時間の短縮	30.2	18.0	12.3
転職	38.7	19.7	19.0
	3点 (1)	0点 (2)	差 (1) - (2)
休業 ¹⁾	49.3	9.9	39.4

注: 1) 過去2カ月間に仕事を休みすぎているかという質問に対する回答で3点は「かなりあてはまる」、0点は「まったくあてはまらない」

には、介護保険のサービスだけでは対応できず、家族介護が不可欠である。本稿の結果は、中重度の要介護者を抱える世帯では、同居者が労働時間

の短縮、転職、休業などの就労調整を余儀なくされることで、世帯収入が減少することを示した。

2010年に新設された「介護休暇」は、1日単位で休暇を取ることができ、正社員以外にも取得対象となる労働者が多く、休暇を求める労働者のニーズに沿ったものと評価されている（西本2012）。介護休暇の創設により、これまで取得者が少なかった介護休業制度の利用が進むことが期待される。しかし、介護休暇は、育児休暇と異なり、所得保障がない。本稿の分析対象世帯は、調査会社に登録されたモニター世帯であるため、サンプルの代表性については留意が必要である。しかし、その20.9%が「介護による総世帯収入の減少がかなりあった」と回答したことを踏まえると、少なからぬ世帯が介護による大幅な総世帯収入の減少を経験していると推察される。そのため、今後、介護休暇でも所得保障の仕組みを作ること検討すべきであろう。

補論 わが国の先行研究にみる要介護者の重症度と就業調整の関係

労働時間の短縮化を分析した山口（2004）、西本（2006）は、調査対象者となった家族介護者が行っているADL援助数が多いほど、労働時間の短縮化が行われることを示した。しかし、調査対象となった家族介護者のADL援助数は、要介護者の重症度と関連があるものの同義ではない。ADL援助数は、副介護者の存在や介護サービス利用にも影響を受けると考えられる。

介護による転職要因について分析した池田（2010）では、要介護者の重症度の指標として身体介助の必要性和認知症の程度を用いているが、いずれも有意でなかった⁴⁾。重症度の変数が有意でなかった理由として、池田（2010）では、転職が介護を原因としたものに限定されていないため、推定結果の感度が低かった可能性が考えられる。

介護による休業取得の要因について分析した西本（2012）では、要介護者の重症度の指標として、寝たきりの程度を用いているが有意でなかった。西本（2012）において、重症度の変数が有意でな

かった理由として、西本（2012）の標本の62.4%が、要介護者の介護場所が病院・施設であることが考えられる。本稿のように要介護者の介護場所が在宅・同居である場合、要介護者の重症度が高くなるほど介護負担が重くなると推測される。しかし、要介護者が病院・施設に入院・入所している場合、要介護者の重症度と家族の介護負担の関係は明らかでない。

注

- 1) Lilly et al. (2007) は、1986年から2006年にかけて英文で執筆された論文の包括的なサーベイである。
- 2) 労働時間の短縮と転職があらわす状態は該当の有無の2種類である。プロビットモデルとは、被説明変数があらわす状態の数が2種類の場合に用いる回帰分析の手法である。
- 3) 順序プロビットモデルとは、被説明変数があらわす状態の数が2種類よりも多く、状態の間に順序をつけることができる場合に用いる回帰分析の手法である。休業の場合、状態像は「かなりあてはまる」、「ある程度あてはまる」、「あまりあてはまらない」、「まったくあてはまらない」の4種類であり、それらの中には、「かなりあてはまる」>「ある程度あてはまる」>「あまりあてはまらない」>「まったくあてはまらない」という順序をつけることができるので、順序プロビットモデルによる分析が適当である。
- 4) 池田（2010）では、仕事の変更を介護開始時点から調査時点の間で職場を変ったことと定義している。

文献

- 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』597: 88-102.
- 池田心豪・浜島幸司, 2007, 「介護休業制度と介護保険制度——仕事と介護の両立支援の課題」労働政策研究・

- 研修機構編『仕事と生活——体系的両立支援の構築に向けて』労働政策研究・研修機構, 305-317.
- 岩本康志, 2000, 「要介護者の発生にともなう家族の就業形態の変化」『季刊社会保障研究』36 (3) : 321-337.
- 遠藤久夫・山田篤裕, 2007, 「介護保険の利用実態と介護サービスの公平性に関する研究」『医療経済研究』19 (2) : 147-167.
- 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』9 (1) : 101-121.
- , 2002, 「公的介護保険による実際の介護需要に関する分析——世帯構造別の分析」『季刊社会保障研究』38 (1) : 67-73.
- 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』70: 53-61.
- , 2012, 「介護のための就業形態の選択について——介護と就業の両立のために望まれる制度とは？」『日本労働研究雑誌』623: 71-83.
- 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) : 58-67.
- Lilly, M. B. and 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*, 85 (4) : 641-690.

きしだ・けんさく 岡山大学大学院社会文化科学研究科 准教授。主な論文に「介護サービス供給体制」（共著、宮島洋・西村周三・京極高宣編『社会保障と経済3 社会サービスと地域』東京大学出版会、2010）。医療経済学専攻。