

大阪公立大『都市経営研究』第6巻第1号（通巻6号） 2026年3月

■ 査読論文 ■

167頁～180頁

介護休業等制度の離職抑制効果について — 就業構造基本調査の匿名データの分析から —

大森久嗣（大阪公立大学大学院都市経営研究科博士後期課程）

The Effect of the Caregiving Leave System on Reducing Job Separations
- Based on Analysis of Anonymized Data from the Basic Survey on Employment
Structure -

Hisashi OMORI (Doctoral Program Graduate School of Urban Management Osaka
Metropolitan University)

【要旨】

現在、約365万人が働きながら家族の介護をしている労働者は全労働者の5.4%（2022年）を占め、介護など時間的な制約を持つ労働者に対して仕事との両立に関する取り組みを続けることは、減少傾向にある労働力人口や労働力の確保、社会保障制度の維持の観点からも重要な取り組みである。しかし、介護者の中には、家族の介護や看護を理由に就業の継続ができずに離職に至る（以下「介護離職」という）者が5年間で47万人を超えるといった調査結果もあり、家族の介護など就業上に制約がある者であっても本人の希望や能力に応じて活躍できる環境を整備することは喫緊の課題といえる。現在、仕事と介護の両立支援制度には介護休業を代表とする各制度が法制化されているが、本稿ではその離職抑制効果について労働者の職業及び個人の属性別に分析を行い、その結果、以下の点が明らかとなった。（1）介護休業等制度を利用している者の介護離職のリスクは、制度の非利用者と比べ有意に低い。（2）雇用形態の違いは介護休業等制度よりも強い影響を及ぼし、正規雇用者は非正規雇用者と比べ介護離職するリスクが有意に低い。（3）産業分類では、全体的に有意とはいえなかったが、公務など、一部の産業分類では介護リスクが高い。（4）職業分類では、全体的に有意とはいえなかったが、運搬・清掃・包装等従事者など、一部の職業分類で介護リスクが高い。（5）女性は、介護離職のリスクが有意に高い。（6）介護休業等制度の介護離職効果は、雇用形態や性別に差異がない。これらの分析結果から介護休業等休業制度の離職抑制効果を確認することができたが、利用率からは効果的に運用されているとはいえない。今後の課題として、制度を利用するには職場環境や介護について同僚等の理解は重要であり、仕事と介護の両立には、介護休業等制度の利用促進以外の支援を含めた多面的な検討が求められる。

【キーワード】

介護休業等制度、介護離職、就業構造基本調査

【Abstract】

Currently, approximately 3.65 million workers—representing 5.4% of all workers (2022)— are caring for family members while working. Research indicates that over 470,000 individuals have left their jobs within five years due to being unable to continue working because of family caregiving or nursing responsibilities.

This paper analyzes the job retention effects of the Caregiving Leave System, a work-care balance support program. The results reveal the following: (1) The risk of leaving employment due to caregiving is significantly lower for those utilizing the Caregiving Leave System compared to non-users. (2) Employment status has a stronger influence than the Caregiving Leave System; regular employees face a significantly lower risk of caregiving-related job loss than non-regular employees. (3) While not significant overall by industry classification, certain sectors like public administration carry higher caregiving risks. (4) While not significant overall, occupational classifications such as transport, cleaning, and packaging workers showed higher caregiving risks. (5) Women face a significantly higher risk of caregiving-related job separation. (6) The effect of caregiving leave systems on caregiving-related resignation showed no differences based on employment status or gender. While these analyses confirmed the resignation-suppressing effect of caregiving leave systems, utilization rates suggest they are not being effectively implemented. Future challenges include recognizing that workplace environment and understanding from colleagues regarding caregiving are crucial for system utilization. Balancing work and caregiving requires multifaceted approaches beyond merely promoting the use of caregiving leave systems, incorporating additional support measures.

【Keywords】

Caregiving Leave System、Resignation Due to Caregiving Responsibilities、Basic Survey on Employment Structure

I. はじめに

2024(令和6)年65歳以上の高齢者人口は男性が1,572万人(総人口に対し26.1%)、女性が2,053万人(同32.3%)であった。そのうち要介護者数が急増するといわれる後期高齢者(75歳以上)人口は、男女共に前期高齢者(65歳~74歳)人口よりも多い¹⁾。2014年と比べると総人口に占める65歳以上人口は男性が10.5%、女性は9.3%増加した一方、後期高齢者では男性が35.6%、女性は27.4%と65歳以上人口の増加率よりも高い²⁾。社会の高齢化の進展や高齢者に占める後期高齢者の増加は介護を必要とする高齢者の増加だけではなく、生産年齢人口³⁾の減少に伴う要介護高齢者に携わる家族(以下「家族介護者」という)の増加といった背反関係が、今後、仕事と介護の両立に直面する労働者の加速度的な拡大が示唆される。

現在、約365万人が働きながら家族の介護(以下「有業の介護者」という)をしており、全労働者の5.4%(2022年)を占める⁴⁾。介護など時間的な制約を持つ労働者に対して仕事との両立に関する取り組みを続けることは、仕事と介護の両立問題だけではなく、減少傾向にある労働力人口⁵⁾や労働力の確保、社会保障制度の維持の観点からも重要な取り組みといえる。しかし、有業の介護者の中には、家族の介護や看護を理由に就業の継続ができずに離職に至る(以下「介護離職」という)者が5年間で47万人を超えるといった調査結果⁶⁾もあり、この点について岸田(2020)は、まだ働ける中高年の労働力の喪失という観点から無視できない人数であると指摘している。家族の介護など就業上に制約がある者であっても本人の希望や能力に応じて活躍できる環境を整備することは喫緊の課題といえる。

現在、仕事と介護の両立支援制度としては「育児休業、介護休業等育児又は家族介護を行う労働者の福祉に関する法律」(以下「介護休業法」という)に定める各制度があり、育児休業法の改正により1995年に成立することになる。具体的には、連続した3ヵ月間の休暇や勤務時間等の短縮措置などの各制度(以下「介護休業等制度」という⁷⁾)が法制化され、同法の制定当初は家族が要介護状態となった急性期、亜急性期を想定したものであった。その後、法改正を重ね、2016年の改正では介護休業の分割取得が可能となり、介護

休暇の取得単位の柔軟化、所定外労働の免除など、法制定当初の急性期、亜急性期だけではなく回復期や慢性期など介護が長期化した場合を想定した両立支援制度へ変遷を遂げている。法改正前の先行研究では、池田（2010）が介護休業等制度の想定する介護のための連続休暇の必要性を目的変数とし、説明変数を性別、年齢、介護期間などから分析を行い、その必要性について明らかにしているが、介護休業制度の利用者数が全体の1%に達していないといったデータの制約上、同制度の分析ではなく「介護休業制度や年休など、制度の種別は問わず、労働者が介護のために必要とする一般的な連続休暇」の分析になっている。

そこで本稿では、就業構造基本調査の匿名データ⁸⁾を用いて、有業の介護者を「就業を継続している者（以下「就業継続者」という）」と「介護離職者」に分け、介護者の属性別に介護休業等制度のみでその離職抑制効果について分析を行った。その結果、属性別に変数をコントロールしても、介護休業等制度の利用者は非利用者とは比べ介護離職のリスクが有意に低く、同制度の利用には介護離職の抑制効果が認められた。介護休業等制度の離職抑制効果は、労働者にとって同制度を適法に使用することで就業の継続が可能となることと同時に、企業としても労働者の介護離職に対する有効な制度であることを分析結果は示唆しているといえる。

Ⅱ. 先行研究と本稿の位置付け

1. データによる分析

これまで家族の介護が介護者の仕事に及ぼす影響を推定した研究は数多くみられ、その中でもマイクロデータを利用した知見が蓄積されつつある（酒井・佐藤 2007、池田 2010、西本 2012、大津・駒村（2013）他）。酒井・佐藤（2007）は、介護が高齢者⁹⁾の就業の抑制について高齢者を対象としたパネルデータに基づいて分析を行っている。ここでは、家庭内の要介護の存在は家族の就業を抑制する傾向にあり、その介護負担によって就業を抑制するパターンは男性と女性で異なるとした。具体的には、介護負担は男性に対して正規雇用や自営業者の就業・退職の決定に影響するのに対し、女性は非正規雇用の就業・退職の決定に影響を与えることを分析結果から明らかにしている。ただし、介護保険制度に対する言及はあるものの、介護休業等制度については触れられていない。

大津・駒村（2013）は日本家計パネル調査を用いて、40歳～59歳の有配偶者の女性を対象に、要介護の親との同居の有無が就業率及び就業時間に与える影響について要介護度の違いを考慮の上、分析を行っている。その結果、要介護の親と同居する40歳から59歳までの有配偶者の女性の場合、就業率は有意に低くなる一方で、就業時間は有意な影響は観察できずとし、家族介護を就業時間による調整ではなく、非就業により対応していることを明らかにし、要介護度が高くなるほど就業率が有意に低下するとの結論を得ている。また、別の論文では無配偶者を含めて分析を行い、その結果、無配偶者の場合、同居要介護者がいると性別に関わりなく翌1年間の離職率が有意に高くなることを明らかにし、介護の担い手となって就業の継続を断念する可能性を指摘している（大津2013）。このように、マイクロデータからは介護者の就業に関して家族介護が一定の影響を及ぼしていることが明らかとなっている。

これに対し、池田（2010）は介護による就業の断念について連続休暇の必要性というキーワードで分析を行っている¹⁰⁾。対象となるデータは2006年に労働政策研究・研修機構が実施した調査によるもので、調査対象者は要介護者と同居する30歳～59歳の男女であった。介護期の労働者の実態に即した就業継続支援の課題を論じており、介護のために連続休暇の必要が生じた労働者ほど非就業となる確率が高く、一方で在宅介護サービスの利用が連続休暇の必要性を低下させ、非就業となる確率を低下させる分析結果から、在宅介護サービスを利用できないことから就業が困難になった労働者にとって、介護休業は重要な就業継続支援であるとする。更に連続休暇の必要の有無に関わらず、要介護者が重度の認知症がある場合や同居家族の介護援助のない場合は非就業となる確率が高くなるとし、介護休業等制度以外の就業継続支援を重要な課題として挙げている。この点について、西本（2012）は介護と就業の両立のために望まれる制度として2003年に日本労働

研究機構が実施した調査を分析しており、その結果から介護の負担割合が高いほど介護休業ではなく欠勤取得が促されるとした。また、介護休暇の有効性については、有給休暇を認められていない労働者も利用可能となる場合がある点を評価している。

このように、家族介護は労働者の就業に関して一定の影響を及ぼすことが明らかとなり、それに対する介護保険制度や介護休業等制度に対する一定の評価を確認できたが、介護休業等制度の離職抑制効果について言及はほとんどみられない。これまで主に2016年の法改正前の調査研究をみてきたが、法改正後の調査研究をみても介護休業等制度の離職抑制効果についての言及はほとんど見られない。労働政策研究・研修機構は2018年に家族介護者、家族介護終了者の男女4,000人を対象に調査を行っており、離職率と介護期間との関係について分析を行っている。介護休業等制度の利用の有無に関わらず介護期間が3年を超える者の離職率が高い結果であり、介護期間が3年を超えた者は同制度を利用した方が離職率は低い結果をもって離職抑制効果があるとする。ただし、介護休業等制度を利用したかどうかではなく、回答者が1年以内に離職したかを目的変数、最も重要な説明変数に「回答者に適用される仕事と介護の両立支援制度が勤務先にあるか」であることと、実際に介護休業等制度を取得したと回答した者は162名(4.1%)と、本稿の調査よりも利用率は低いことに留意が必要である。他に、勤務先の介護休業等制度の未整備や取得しにくい雰囲気等といった勤務先の問題であるとの調査結果(三菱UFJリサーチ&コンサルティング 2018)もあるが、本稿のように介護休業等制度の利用者に対する分析ではなく、各要因の関連について確認することはできない。その中で、池田(2021)は労働政策研究・研修機構の調査結果を基に短時間勤務の必要性について、回帰分析により介護保険制度の供給する介護サービスと介護者の生活との時間的ミスマッチにより短時間勤務の必要性を高めることを明らかにしているが、そこでも介護休業等制度の離職抑制効果に対する直接的な言及はない。

2. 本稿の位置付け

このように見てきたように、マイクロデータを用いた先行研究の結果からも家族介護は介護者の就業に影響を与え、改めて有業の介護者に対する就業継続支援という課題が浮き彫りとなっている。その課題に対する介護休業等制度の存在は小さくなく、介護者が多い年齢層である50歳代は企業内における役割等からも、その後の代替者の確保は容易ではない。また、育児と比べその始期と終期は把握しにくいといった特徴もあるなど、企業側としても有業の介護者に対する介護リスクと離職可能性に対する取り組みは重要といえる。しかしながら、本稿の調査結果では、有業の介護者の介護休業等制度の利用率は就業継続者で14.8%、介護離職者で9.8%¹¹⁾と決して高いとはいえない。この利用率の低さについて、介護休業等制度は有給休暇等の他の制度で代替可能(西本 2013他)であることや、それ以外に勤務先の未整備、取得しにくい雰囲気等といった勤務先の問題(三菱UFJリサーチ&コンサルティング 2018)であるなどが明らかとなっているが、そもそも同制度の離職抑制効果について、十分な検証がなされているとはいえない。

そこで本稿では、匿名データを基に介護離職者の属性として職業、個人の双方の変数を用いて、それらの要因を統制した上で、介護休業等制度の離職抑制効果について分析を行った。

Ⅲ. 使用するデータ

1. 使用するデータの概要

本稿で使用するデータは、独立行政法人統計センターから提供を受けた「就業構造基本調査」の匿名データであり、同調査は国民の就業及び不就業の状態を調査しており、対象を全国としていることや、現在の就業状況や過去の就業状況について質問項目が設けられている以外に、サンプル数が75万人と多いことから採用することにした。

2025年10月時点で利用可能な就業構造基本調査の匿名データは平成4年、9年、14年、19年、24年、29年の6年次分が利用可能であった。本稿では2012(平成24)年に実施した就業構造基本調査の匿名データを用

いて分析を行っている。2017（平成29）年のデータが最も新しく、本来であればそのデータを用いて分析を行うところではあるが、以下の理由により、本稿では2012年の匿名データを採用している。

まず、介護休業法の法改正がある。就業構造基本調査の前年（2016）に改正があり、同法の施行日が調査期間中（平成29（2017）年1月1日）であるため、その結果には法改正前の実態と改正後の影響の双方が混在していると考えられる。この制度改正による影響は、企業の取り組みだけでなく、介護者の職場の上司や同僚などの理解等に深く関係することから、その効果に即効性は望めない。また、法の効果が段階的に現れる可能性を考慮すると、2017年のデータを法改正後の独立したデータとして取り扱うこともできない。次に、法改正に伴う法の基本的な枠組みに変化はみられないことが挙げられる。法改正以降も介護休業等制度は「仕事と介護の両立体制を構築するための制度」という基本的な枠組みに変化はみられず、制度運用実態を一貫して把握することが可能と考え、2012年の匿名データの調査結果を採用することにした。

2. 分析対象者の定義

本稿では、分析対象者を以下のとおり定義する。まず、本稿で使用した匿名データの基準となる日を2012年10月時点（以下「調査時」という。）と定め、調査時に有業の介護者である者を就業継続者と定義し、2011（平成23）年11月から2012年（平成24）年10月までの1年間で介護・看護を理由に離職した者を介護離職者と定義する。最終的な分析対象者数は就業継続者数が15,246名（97.8%）、介護離職者が338名（2.2%）となった¹²⁾。表1が本稿のサンプルにおける就業継続者、介護離職者の属性を整理したものである。表1の左欄（2012 A）が職業上の属性を、右欄（2012 B）が個人の属性を表している。

表1 就業継続者、介護離職者の属性（A：職業、B：個人）

2012 (A)				2012 (B)									
	就業継続者			介護離職者				就業継続者			介護離職者		
	N	No.	15,246 名 %	338 名 %	N	No.		15,246 名 %	338 名 %				
介護休業等制度													
利用者	1	2,258	14.8	33	9.8	利用者	1	2,258	14.8	33	9.8		
非利用者	0	12,988	85.2	305	90.2	非利用者	0	12,988	85.2	305	90.2		
雇用形態						性別							
正規雇用者	1	9,485	62.2	107	31.7	男性	1	6,097	40.0	71	21.0		
非正規雇用者	0	5,761	37.8	231	68.3	女性	0	9,149	60.0	267	79.0		
産業分類						年齢区分							
農業、林業	1	296	1.9	8	2.4	24歳以下	1	260	1.7	1	0.3		
建設業	2	947	6.2	7	2.1	25-29歳	2	338	2.2	4	1.2		
製造業	0	2,858	18.7	53	15.7	30-34歳	3	472	3.1	3	0.9		
情報通信業	3	236	1.5	3	0.9	35-39歳	4	774	5.1	20	5.9		
運輸業、郵便業	4	634	4.2	13	3.8	40-44歳	5	1,160	7.6	20	5.9		
卸売業、小売業	5	2,469	16.2	56	16.6	45-49歳	6	1,856	12.2	26	7.7		
金融業、保険業	6	548	3.6	13	3.8	50-54歳	7	3,064	20.1	60	17.8		
不動産業、物品賃貸業	7	162	1.1	1	0.3	55-59歳	0	3,636	23.8	83	24.6		
学術研究、専門・技術サービス業	8	346	2.3	5	1.5	60-64歳	8	2,593	17.0	79	23.4		
宿泊業、飲食サービス業	9	788	5.2	23	6.8	65-69歳	9	751	4.9	28	8.3		
生活関連サービス業、娯楽業	10	459	3.0	7	2.1	70歳以上	10	342	2.2	14	4.1		
教育、学習支援業	11	1,098	7.2	24	7.1	就学区分							
医療、福祉	12	2,411	15.8	73	21.6	大学卒・大学院修了	1	3,037	19.9	56	16.6		
複合サービス事業	13	236	1.5	4	1.2	大学卒・大学院修了以外	0	12,209	80.1	282	83.4		
サービス業（他に分類されないもの）	14	622	4.1	22	6.5	配偶者							
公務（他に分類されるものを除く）	15	729	4.8	19	5.6	あり	1	11,375	74.6	253	74.9		
分類不能の産業	16	407	2.7	7	2.1	なし、死別・離別	0	3,871	25.4	85	25.1		
職業分類						世帯人数							
管理的職業従事者	1	121	0.8	2	0.6	1人	1	946	6.2	21	6.2		
専門的・技術的職業従事者	2	2,731	17.9	51	15.1	2人	2	3,769	24.7	106	31.4		
事務従事者	0	3,302	21.7	65	19.2	3人	0	4,253	27.9	101	29.9		
販売従事者	3	2,218	14.5	45	13.3	4人	3	3,447	22.6	62	18.3		
サービス職業従事者	4	1,932	12.7	64	18.9	5人	4	1,777	11.7	31	9.2		
保安職業従事者	5	231	1.5	2	0.6	6人	5	743	4.9	12	3.6		
農林漁業従事者	6	264	1.7	6	1.8	7人	6	311	2.0	5	1.5		
生産工程従事者	7	2,274	14.9	48	14.2								
輸送・機械運転従事者	8	418	2.7	8	2.4								
建設・探掘従事者	9	511	3.4	2	0.6								
運搬・清掃・包装等従事者	10	898	5.9	40	11.8								
分類不能の職業	11	346	2.3	5	1.5								
就業継続年数													
1か月未満	1	63	0.4	2	0.6								
1か月-11か月	2	950	6.2	35	10.4								
1-2年11か月	3	1,901	12.5	41	12.1								
3-4年11か月	4	1,486	9.7	45	13.3								
5-9年	5	2,471	16.2	73	21.6								
10-19年	6	2,568	16.8	56	16.6								
20-29年	7	2,257	14.8	41	12.1								
30年以上	0	3,550	23.3	45	13.3								

Ⅳ. 分析の枠組み

本稿では、介護休業等制度の離職抑制効果をみるために、SPSS30を用いて二項ロジスティックス回帰分析を行った。目的変数は、有業の介護者が仕事を継続しているか、離職したかの二値変数であり、就業継続者を0、介護離職者を1とした。説明変数としては、職業に関する変数（雇用形態、現在の職業、就業継続期間）と、個人に関する変数（性別、年齢、学歴、配偶者の有無、世帯人数）を用いた。分析としては、表2に示したとおり、職業に関する変数のみを用いた式（A）、個人に関する変数のみを用いた式（B）、職業に関する変数と個人に関する変数の双方を組み入れた式（C）の三通りを行った。

説明変数の中で、介護休業等制度の利用の有無は、A・B・Cの各属性に共通する説明変数である。就業構造基本調査調査票の選択肢にある「介護休業」、「短時間勤務」、「介護休暇」、「その他」の内、一つでも利用すれば「制度利用者」とした。

表2 目的変数と説明変数

変数	属性	A（職業に関すること）	B（個人に関すること）	C（A+B）
目的変数		・就業継続者：0	・就業継続者：0	・就業継続者：0
		・介護離職者：1	・介護離職者：1	・介護離職者：1
説明変数		・介護休業等制度 制度非利用者：0 制度利用者：1	・介護休業等制度 制度非利用者：0 制度利用者：1	・介護休業等制度 制度非利用者：0 制度利用者：1
		・雇用形態 非正規雇用者：0 正規雇用者：1		・雇用形態 非正規雇用者：0 正規雇用者：1
		・産業分類※ 基準（製造業）：0		・産業分類※ 基準（製造業）：0
		・職業分類※ 基準（事務従事者）：0		・職業分類※ 基準（事務従事者）：0
		・就業継続期間※ 基準（30年以上）：0		・就業継続期間※ 基準（30年以上）：0
			・性別 女性：0 男性：1	・性別 女性：0 男性：1
			・年齢区分※ 基準（55-59歳）：0	・年齢区分※ 基準（55-59歳）：0
			・就学区分 大学卒業・大学院修了以外：0 大学卒業・大学院修了：1	・就学区分 大学卒業・大学院修了以外：0 大学卒業・大学院修了：1
			・配偶者の有無 無配偶者：0 有配偶者：1	・配偶者の有無 無配偶者：0 有配偶者：1
			・世帯人数※ 基準：3人/世帯	・世帯人数※ 基準：3人/世帯

（資料出所）筆者作成。

Ⅴ. 分析の結果と考察

介護休業等制度の離職抑制効果に関する分析結果を以下に示す。分析は有業の介護者の属性別にA、B、Cと分け、それぞれに分析を行った。

1. 属性Aについて

（1）分析の結果

表3が分析結果を示している。なお、説明変数の内、産業分類、職業分類、就業継続年数は、それぞれの

カテゴリ内の就業継続者が最も多いものを基準とし、産業分類では製造業を0、職業分類では事務従事者を0、就業継続年数は30年以上を0とし、そのカテゴリ内の基準として定めた。

分析結果としては、まず、介護休業等制度の利用による介護離職に対する係数は1を下回っており、統計的にも3%水準で有意 ($p=0.018$, $\text{Exp}(B)=0.643$) であった。このほか、有意性を確認することができたのは、雇用形態 ($p<.001$, $\text{Exp}(B)=0.308$) であり、正規職員は介護離職のリスクが有意に低いことが示された。産業では公務 ($p=0.015$, $\text{Exp}(B)=2.245$) と医療、福祉 ($p=0.045$, $\text{Exp}(B)=1.787$) は統計的に介護離職のリスクが高く、職業では運搬・清掃・包装等従事者が ($p=0.017$, $\text{Exp}(B)=1.731$) と統計的に介護離職のリスクが高い結果であった。

最後に就業継続期間であるが、いずれのカテゴリにおいても有意ではなかった。 ($p>0.05$)。

表3 分析結果A

A	有意確率	Exp(B)	EXP(B) の 95% 信頼区間	
制度利用 (制度非利用者: 0)	0.018	0.643	0.447	0.926
雇用形態 (非正規雇用者: 0)	<.001	0.308	0.237	0.400
産業分類 (基準(ref): 製造業)	0.118			
公務 (他に分類されるものを除く)	0.015	2.245	1.171	4.304
職業分類 (基準(ref): 事務従事者)	0.250			
運搬・清掃・包装等従事者	0.017	1.731	1.104	2.714
就業継続年数 (基準(ref): 30年以上)	0.358			
※有意差なし				
定数	<.001	0.031		
N				
就業継続者	15,246			
介護離職者	338			
モデルの要約				
-2 対数尤度	3075.156			
Cox & Snell R ² 乗	0.012			
Nagelkerke R ² 乗	0.062			
HosmerとLemeshowの検定 (有意確率)	0.952			

※匿名データ (2012) より筆者作成。

(2) 考察

介護休業等制度の利用による介護離職の抑制効果は、有意であり、3%水準であるものの、その効果は認められた。

産業分類では、公務と医療・福祉は、介護休業等制度を利用しても依然として離職リスクの高い産業であることが示された。ただし、公務が産業分類全体に占める割合は4.7%と低く、他の影響を過度に受けやすい傾向があるといえ、解釈には一定の留保が必要である。また、職業分類では運搬・清掃・包装等従事者が介護休業等制度を利用しても離職リスクの高い職業であることを示したが、産業分類と同様、運搬・清掃・包装等従事者が職業分類全体に占める割合は6.0%と低く、他の影響を過度に受けやすい傾向であることから、産業分類と職業分類については3(2)で改めて考察を行う。

最後に就業継続期間であるが、p値からも全体的 ($p=0.385$) に有意とはいえない結果であり、就業期間に依存していないことが観察された。ただし、統計的に有意でないことをもって影響が全くないと断定できないことから、この結果は他の要因の影響も鑑み、3(2)で改めて考察を行う。

2. 属性Bについて

(1) 分析の結果

分析結果であるが、まず、介護休業等制度の利用によって介護離職に対する係数は1を下回っており、統計的にも1%水準で有意であった ($p=0.006$, $\text{Exp}(B)=0.601$)。この他、有意性を確認することができたのは有業の介護者の性別 ($p<.001$, $\text{Exp}(B)=0.375$) と介護休業等制度の利用の有無 ($p=0.006$, $\text{Exp}(B)=0.601$) であった。その中でも有業の介護者の性別が介護離職に対し最も有意に影響を及ぼす結果であり、男性は介護離職のリスクは有意に低いことが示された。年齢区分では全体的に有意 ($p<.001$) であり30-34歳が最も介護離職のリスクが低く ($p=0.036$, $\text{Exp}(B)=0.286$)、60歳以降で上昇 ($\text{Exp}(B)=1.393\sim$) 傾向であった。

なお、学校区分 ($p=0.491$, $\text{Exp}(B)=1.112$)、配偶者の有無 ($p=0.364$, $\text{Exp}(B)=0.877$)、世帯人数 ($p=0.596$) の各分析結果からは、介護離職に対する有意性を確認することはできなかった。

表4 分析結果B

B	有意確率	Exp(B)	EXP(B) の 95% 信頼区間	
制度利用 (制度非利用者: 0)	0.006	0.601	0.418	0.864
性別 (女性: 0)	<.001	0.375	0.286	0.493
年齢 (基準(ref): 50-59歳)	<.001			
70歳以上	0.027	1.935	1.078	3.471
学校区分 (大学卒・大学院修了以外: 0)	0.491	1.112	0.823	1.503
配偶者 (無配偶者、離別: 0)	0.364	0.877	0.661	1.164
世帯人数 (基準(ref): 3人)	0.596			
※有意差なし				
定数	<.001	0.024		
N				
就業継続者	15,246			
介護離職者	338			
モデルの要約				
-2 対数尤度	3142.284			
Cox & Snell R ² 乗	0.007			
Nagelkerke R ² 乗	0.039			
HosmerとLemeshowの検定 (有意確率)	0.144			

※匿名データ (2012) より筆者作成。

(2) 考察

介護休業等制度の利用による介護離職による対する係数が1を下回り、統計的にも有意 ($p=0.006$, $\text{Exp}(B)=0.601$) であったことから、介護休業等制度の利用による介護離職の抑制効果が認められた。

年齢区分では、34歳以下では $\text{Exp}(B)$ 値からも介護離職抑制方向であり、60歳以上では離職リスクが上昇している。このうち高年齢層の離職リスクについては、もともと60歳以降は介護者自身の定年退職、定年退職後の再雇用や雇用形態の変更など、構造的に離職を避けにくい年齢層であることから、解釈には注意が必要である。

最後に、学校区分、配偶者の有無、世帯人数の各分析結果からは、介護離職に対する有意性を確認することはできない。ただし、統計的に有意でないことをもって影響が全くないと断定できないことから、この結果は他の要因の影響も鑑み、3 (2) で改めて考察を行う。

3. 属性Cについて

(1) 分析の結果

分析結果としては、まず、介護休業等制度の利用による介護離職に対する係数は1を下回っており、統計的にも1%水準で有意 ($p=0.009$, $\text{Exp}(B)=0.616$) であった。このほか、有意性を確認することができたのは、雇用形態 ($p<.001$, $\text{Exp}(B)=0.405$) であり、正規職員は介護離職のリスクが有意に低いことが示された。また、性別も有意性が確認でき ($p=0.009$, $\text{Exp}(B)=0.577$)、男性は女性と比べ介護離職のリスクが有意に低いことが示された。

産業では公務 ($p=0.013$, $\text{Exp}(B)=2.309$) が統計的に介護離職のリスクが高く、他の産業では離職リスクに対する有意な影響は確認できなかった。職業では運搬・清掃・包装等従事者が ($p=0.020$, $\text{Exp}(B)=1.720$) と統計的に介護離職のリスクが高く、他の職業では離職リスクに対する有意な影響は確認できなかった。

就業継続期間では、1ヵ月-11ヵ月 ($p=0.03$, $\text{Exp}(B)=2.182$)、3-4年11ヵ月 ($p=0.019$, $\text{Exp}(B)=1.747$)、5-9年 ($p=0.013$, $\text{Exp}(B)=1.700$) は、離職リスクが高いことが確認できた。他の就業継続期間では、離職リスクに対する有意な影響は確認できなかった。

年齢区分では、全体的に統計的に有意 ($p<.001$) であり、30-34歳 ($p=0.019$, $\text{Exp}(B)=0.243$) と45-49歳 ($p=0.013$, $\text{Exp}(B)=0.562$) で離職リスクが低いことが確認されたが、60歳以上では離職リスクが有意に高い ($\text{Exp}(B)=1.323$ ~)。

最後に、学校区分、配偶者の有無、世帯人数の各分析結果からは、介護離職に対する有意性を確認することはできなかった。

表5 分析結果C

C	有意確率	Exp(B)	EXP(B) の 95% 信頼区間	
制度利用 (制度非利用者: 0)	0.009	0.616	0.427	0.888
雇用形態 (非正規雇用者: 0)	<.001	0.405	0.307	0.535
産業分類 (基準(ref): 製造業)	0.192			
公務 (他に分類されるものを除く)	0.013	2.309	1.196	4.457
職業分類 (基準(ref): 事務従事者)	0.379			
運搬・清掃・包装等従事者	0.020	1.720	10.890	2.717
就業継続年数 (基準(ref): 30年以上)	0.058			
1ヵ月-11ヵ月	0.030	2.182	1.314	3.625
性別 (女性: 0)	<.001	0.577	0.418	0.796
年齢 (基準(ref): 50-59歳)	<.001			
70歳以上	0.330	1.919	1.053	3.498
学校区分 (大学卒・大学院修了以外: 0)	0.130	1.299	0.926	1.824
配偶者 (無配偶者、離別: 0)	0.205	0.831	0.624	1.107
世帯人数 (基準(ref): 3人)	0.788			
※有意差なし				
定数	<.001	0.031		
N				
就業継続者	15,246			
介護離職者	338			
モデルの要約				
-2 対数尤度	3012.814			
Cox & Snell R ² 乗	0.016			
Nagelkerke R ² 乗	0.083			
HosmerとLemeshowの検定 (有意確率)	0.460			

※匿名データ (2012) より筆者作成。

(2) 考察

職業に関する変数と個人に関する変数の双方を組み入れた式 (C) であっても、介護休業等制度の利用による介護離職に対する係数が1を下回り、統計的にも有意 ($p=0.009$, $\text{Exp (B)} = 0.616$) であり、介護休業等制度の利用による介護離職の抑制効果が認められた。また、雇用形態、性別も他の変数を式に含めた場合でも介護離職に対して有意に影響があることが示された。就業継続期間の係数は統計的有意性を示さなかったが、一般的に正規雇用の方が非正規雇用者よりも就業継続期間が長いとされるなど、雇用形態と就業継続期間は相関を持ちうる変数といえる。また、基準カテゴリの設定や他の説明変数との同時統制により、効果が回帰結果上で顕在化しにくくなっている可能性を含んでいることに留意が必要である。もっとも、クロス集計 (表6参照) をみると正規雇用者、非正規雇用者に分布のばらつきはあるものの、就業継続期間の中である特定の期間に偏っていないことから、雇用形態と就業継続期間に相関を惹起するような強い結合した構造を確認することはできない。

表6 雇用形態と就業継続年数のクロス集計

内訳		就業継続期間								合計
		1か月未満	1か月-11か月	1-2年11か月	3-4年11か月	5-9年	10-19年	20-29年	30年以上*	(N=15,584)
正規雇用者 (1)	人数	18	334	782	691	1,296	1,581	1,830	3,060	9,592
	割合 (%)	0.2	3.5	8.2	7.2	13.5	16.5	19.1	31.9	100.0
非正規雇用者 (0)	人数	47	651	1,160	840	1,248	1,043	468	535	5,992
	割合 (%)	0.8	10.9	19.4	14.0	20.8	17.4	7.8	8.9	100.0

※匿名データ (2012) より筆者作成

年齢区分では、34歳以下ではExp (B) 値からも介護離職抑制方向であり、60歳以上では離職リスクが高い。この結果は2 (2) と同じであり、高齢層の離職リスクは構造的影響による離職を避けにくい年齢層である点について、解釈には注意が必要である。

最後に、学校区分、配偶者の有無、世帯人数の各分析結果からは、他の変数を加えても介護離職に対する有意性を確認することはできなかった。なお、配偶者の有無と世帯人数の結果は先行研究 (大津 2013) と異なるものであるが、本稿においては、その効果については確認することができなかった。

VI. 制度効果について

職業に関する変数と個人に関する変数の双方を組み入れた式 (C) から介護休業等制度の利用による介護離職の抑制効果が認められ、雇用形態、性別も他の変数を式に含めた場合でも介護離職に対して有意に影響があることが示された。ただし、この結果は介護休業等制度に雇用形態と性別に対して有意に影響があることを示すにとどまり、制度の効果が雇用形態では正規雇用か非正規雇用であるか、性別では男女差があるかについては未検証である。

そこで、雇用形態と性別で介護離職の抑制効果の差異について検証をおこなった。目的変数は表2と同じで、説明変数は介護休業等制度の利用、雇用形態、性別とし、検証のために有意に抑制効果のあった雇用形態及び性別について制度利用との交互作用を検証するために算出した変数 (以下「算出変数」という) を加え、二項ロジスティック回帰分析を行った。

1. 分析の結果

分析結果としては、算出変数を組み入れた場合であっても、介護休業等制度の利用による介護離職に対する係数は1を下回っており、統計的にも1%水準で有意 ($p=0.011$, $\text{Exp (B)} = 0.528$) であった。また、雇用形態 ($p<.001$, $\text{Exp (B)} = 0.315$)、性別 ($p<.001$, $\text{Exp (B)} = 0.592$) 共に有意性が維持されている。一方

で、制度利用と雇用形態の変数では正規雇用と非正規雇用とでは介護休業等制度の差は有意ではなかった ($p=0.264$, $\text{Exp}(B) = 1.557$)。また、制度利用と性別との変数も男性と女性とでは、介護休業等制度の差は有意ではなかった ($p=0.815$, $\text{Exp}(B) = 1.109$)。

表7 分析結果 (制度効果)

制度効果 (検証)	有意確率	Exp(B)	EXP(B) の 95% 信頼区間	
制度利用 (制度非利用者 : 0)	0.011	0.528	0.323	0.865
雇用形態 (非正規雇用者 : 0)	<.001	0.315	0.243	0.409
性別 (女性 : 0)	<.001	0.592	0.440	0.796
制度利用×雇用形態 * 1	0.264	1.557	0.716	3.390
制度利用×性別 * 2	0.815	1.109	0.467	2.633
定 数	<.001	0.047		
N				
就業継続者	15,246			
介護離職者	338			
モデルの要約				
-2 対数尤度	3109.579			
Cox & Snell R ² 乗	0.010			
Nagelkerke R ² 乗	0.050			
HosmerとLemeshowの検定 (有意確率)	0.670			

* 1 0 : 制度非利用×非正規、制度非利用×正規、制度利用×非正規

* 2 0 : 制度非利用×女性、制度非利用×男性、制度利用×女性

※匿名データ (2012) より筆者作成。

2. 考察

検証用に算出変数を組み入れた式であっても、介護休業等制度の利用による介護離職による対する係数が1を下回り、統計的にも有意 ($p=0.011$, $\text{Exp}(B) = 0.528$) であり、介護休業等制度の利用による介護離職の抑制効果が認められた。一方で、組み入れた制度利用と雇用形態、制度利用と性別では、有意であると示せなかったことから、介護休業等制度の介護離職効果は正規雇用、非正規雇用といった雇用形態に差異はなく、また性別に対しても差異がないことが示された。

Ⅶ. まとめ

本稿では、就業構造基本調査の匿名データを使用し、介護休業等制度が有業の介護者への影響について、介護休業等制度を通じて分析を行った。分析の結果の要点は次のとおりである。

- (1) 介護休業等制度を利用している者の介護離職のリスクは、制度の非利用者と比べ有意に低い。
- (2) 雇用形態の違いは介護休業等制度よりも強い影響を及ぼし、正規雇用者は非正規雇用者と比べ介護離職するリスクが有意に低い。
- (3) 産業分類では、全体的に有意とはいえなかったが、公務など、一部の産業分類では介護リスクが高い。
- (4) 職業分類では、全体的に有意とはいえなかったが、運搬・清掃・包装等従事者など、一部の職業分類で介護リスクが高い。
- (5) 女性は介護離職のリスクが有意に高い。
- (6) 介護休業等制度の介護離職効果は雇用形態や性別に差異がない。

まず、指摘すべき内容としては、介護休業等制度の介護離職に対する抑制効果である。職業に関する変数(雇用形態、現在の職業、就業継続期間)と個人に関する変数(性別、年齢、学歴、配偶者の有無、世帯人数)をコントロールしても、介護休業等制度の利用者は非利用者と比べ介護離職のリスクが有意に低く、同制度の利用には介護離職の抑制効果が認められた。

次に、雇用形態の違いであるが、有業の介護者の雇用形態は介護休業等制度よりも介護離職への影響が大きく、正規雇用者職員は非正規雇用者と比べ介護離職をするリスクは有意に低い。この結果からも、非正規雇用者にとって雇用の不安定性は介護離職となるリスク要因といえる。一方で、雇用形態を問わず介護休業等制度の離職抑制効果は有意であったが、正規雇用者と非正規雇用者で制度効果の差異を確認することはできない。そこで、更なる分析をした結果、介護休業等制度の介護離職効果は、雇用形態に差異がないことを確認することができた(表7参照)。この点について、池田(2010)は性別について、正規雇用の女性ほど介護開始時の勤務先を退職して別の勤務先に移ると指摘しているが、本稿の分析結果からは、その点について確認することはできなかった。

年齢区分では、24歳以下は介護休業等制度の影響が強く表れているが、全体からみた分析対象者が就業継続者で260名(1.7%)、介護離職者で1名(0.3%)と少ないことから、その解釈には留意が必要である。また、60歳以上で介護離職のリスクが増加する傾向にあるが、その年齢区分は定年退職の時期とも重なり、本稿では離職理由を「介護・看護」に限定しているため、この点については確認することができない。

性別は、分析結果から女性は介護離職のリスクが高い。単純集計では介護離職者の79%が女性であり、介護休業等制度の利用者の男女比が女性に利用者が多いなどの不均衡も考えられるが、分析結果からは性別によらず介護休業等制度の離職抑制効果を意味するが、性別による離職抑制効果の差異を確認することはできない。そこで、更なる分析をした結果、介護休業等制度の介護離職効果は、性別に差異がないことを確認することができた(表7参照)。

今回の分析を通じて、介護休業等休業制度の介護離職に対する離職抑制効果を確認することができたが、クロス集計から見た利用率の低さからも現状では制度自体を効果的に運用されているとはいえない。そこで重要となってくるのが、利用者数をどのように増やすか、である。介護休業等制度を利用しない最も多い理由が、雇用形態を問わず就業継続者、介護離職者共に「勤務先に介護休業等制度が整備されていない」という結果(三菱UFJリサーチ&コンサルティング 2018)からは、同制度の不整備に加え、制度が整備されているものの、そのことを企業の担当者が知らないことも考えられる。この点について、企業に対して介護者へ介護休業等制度に関する情報提供が義務化(2025年4月)されたことから、今後の改善が期待できるところではある。しかし、企業にとっても、単に制度が有効であるから取得を促すというだけではなく、介護に対する上司の理解や同僚等の理解など、外的な要因も制度利用に際し重要な要件といえる。次に、実際に制度利用した者に対する支援の拡充も急がれる。介護休業等制度は、利用に際し雇用形態を要件にしていないことから、非正規雇用者の利用も可能である。この点については、西本(2013)は有給休暇が付与されていない非正規雇用者であっても利用可能と評価するが、介護休業中は無給を原則としており、その間の休業保障は雇用保険制度の休業給付を利用することになる。そのため、雇用保険の非加入者に対する金銭的な支援はなく、このような状況が続くことが、結果的に介護の現状に合った仕事へ転職するという形で、介護離職の可能性を高めているともいえる。また、介護休業中の健康保険や介護保険、厚生年金保険の各社会保険料は、産前産後休業中や育児休業中のように社会保険料の免除とならず、介護休業中の労働者にとってその負担は小さくない。このように介護者の実態と法や制度の実態について、本稿での分析結果から得た知見を掘り下げ、今後、どのような対応が可能となるかなど、有効な支援のあり方について検証を続けたい。

なお、本稿の分析結果については、いくつかの制約がある。本稿で使用した就業構造基本調査の匿名データは、調査対象を全国としていることやサンプル数の多さから分析の対象としたが、介護離職者に特化したデータではないため、介護離職者のサンプル数が十分であったとはいえない。産業分類でExp(B)の高値であった公務は介護離職者数が全体の5.6%と少なく、また、要介護者の属性について、家族である以外は性別や

年齢、介護度など様々な属性については不明であり、それらを考慮した分析を行うことができなかった。これらについては、今後の研究課題としたい。

【注】

- 1) 総務省統計局 (2024) 「統計からみた我が国の高齢者 — 「敬老の日」にちなんで —」、<https://www.stat.go.jp/data/topics/pdf/topics142.pdf> (2025年10月31日閲覧)
- 2) 内閣府 (2024) 「高齢化の状況」、https://www.8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2025/zenbun/pdf/1s1s_01.pdf (2025年10月31日閲覧)
- 3) 総務省情報流通行政局 (2022) 「情報通信白書」、<https://www.soumu.go.jp/johotsusintokei/whitepaper/ja/r04/html/nd121110.html> (2025年10月31日閲覧)
- 4) 総務省統計局 (2023) 「令和4年就業構造基本調査 結果の概要」、<https://www.stat.go.jp/data/shugyou/2022/pdf/kgaiyou.pdf> (2025年10月31日閲覧)
- 5) (独) 労働政策研究・研修機構 (2024) 「2023年度版 労働力需給の推計 — 労働力需給モデルによるシミュレーション —」、<https://www.jil.go.jp/institute/siryo/2024/284.html> (2025年10月31日閲覧)
- 6) 総務省統計局「令和4年就業構造基本調査、第136表」、<https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200532&tstat=000001163626&cycle=0&tclass1=000001163627&tclass2=000001163628&tclass3val=0> (2025年10月31日閲覧)
- 7) 本稿における介護休業等制度とは、就業構造基本調査の調査票にある「介護休業」、「短時間勤務」、「介護休暇」、「その他」を総称のことである。
- 8) 匿名データとは、統計調査によって集められた調査票情報を特定の個人又は法人その他の団体の識別ができないように加工した粒度のデータである。独立行政法人統計センターから学術研究の目的で提供を受けたもので、筆者が独自に作成及び加工したものである。統計局が一般に公表している就業構造基本調査のデータと異なる。
(独) 統計センター <https://www.nstac.go.jp/use/archives/anonymity/#an011>
- 9) タイトルには高齢者とあるが、調査対象者は50歳から64歳までである。
- 10) 使用したデータの分析対象者の介護休業制度の取得者が3名(0.9%)であったことから、介護休業の取得状況は分析していない。具体的には、介護休業等制度や有給休暇など制度の種類は問わず、労働者が「介護のために必要とする一般的な連続休暇」について分析が行われていることに留意が必要である。
- 11) 表1 就業継続者、介護離職者の属性による。
- 12) ①次の者は、就業構造基本調査票における「収入になる仕事」の設問で「仕事をしていない人」として回答した者(「家事をしている」、「通学をしている」、「その他」)は、労働市場への参加が確認できないため、本稿の分析対象から除外した。
②就業構造基本調査票において「雇われている人」に分類されない者(「会社などの役員」、「自営業者〔雇人の有無を問わない〕」、「自家営業の手伝い」、「内職」)は、本稿の分析対象から除外した。
③「配偶者」、「世帯主との続き柄」、「就業継続年数」等、就業構造基本調査の主要設問に対して、「不詳」と回答した者、または回答が空欄の者は、分析に必要な属性情報が欠如しているため、対象から除外した。
④産業分類のうち、調査時から過去1年以内に介護離職者数が確認できなかった3産業(「漁業」、「鉱業・採石業・砂利採取業」、「電気・ガス・熱供給・水道業」)は、帰属分析への影響を考慮し、対象から除外した。除いたサンプル数は漁業が31名、鉱業・採石業・砂利採取業が8名、電気・ガス・熱供給・水道業の87名の計126名である。

【参考文献】

- 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』No.597、pp.88-114
- 池田心豪 (2013) 「仕事と介護の両立支援の新たな課題 — 介護疲労への対応を —」『JILPT (労働政策研究・研修機構)

Discussion Paper』 pp. 1-21

池田心豪 (2021) 「介護サービスの救急制約と短時間勤務の必要性 — 介護の再家族化と自立重視的介護 —」『社会保障研究』 Vol. 6 No. 1、pp.45-58

池田心豪 (2023) 「介護離職の構造 育児・介護休業法と両立支援ニーズ」『(独) 労働政策研究・研修機構』

大津唯 (2013) 「在宅介護が離職に与える影響についての分析」『慶応義塾大学経済研究所 パネルデータ設計・解析センター』 pp. 1-14

大野唯・駒村康平 (2012) 「第7章 介護の負担と就業行動」『慶応義塾大学出版会』 pp.125-135

岸田研作 (2020) 「介護離職の社会的損失 — 失われた雇用と所得の推計 —」『医療経済研究』 Vol.32 No. 2、pp.99-126

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、p p. 1-25

直井道子・宮前静香 (1995) 「女性の就労と老親介護」『東京学芸大学紀要』 No.46、pp.265-275

西本真弓 (2012) 「介護のための休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』 No.623/June

三菱UFJリサーチ&コンサルティング (2018) 「令和3年度 仕事と介護の両立に関する実態把握のための調査研究事業 労働者アンケート調査結果」

労働政策研究・研修機構 (2020) 「再家族化する介護と仕事の両立 — 2016年改正育児・介護休業法とその先の課題 —」『労働政策研究報告書』 No.204