

# リモートワーク導入による 雇用形態別の介護離職抑制効果

1

青山学院大学  
安井健悟研究会

労働雇用③

渡部日陽

唐澤菜々子

黒澤太一

山田夏寧

2025年 11月

---

<sup>1</sup> 本稿は、2025年12月13日、12月14日に開催されるISFJ日本政策学生会議「政策フォーラム2025」のために作成したものである。本稿にあり得る誤り、主張の一切の責任はいうまでもなく筆者たち個人に帰するものである。

分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから『全国就業実態パネル調査 (JPSED)』（リクルートワークス研究所）の個票データの提供を受けた。本研究にあり得る誤り、主張の一切の責任はいうまでもなく筆者たち個人に帰するものである。なお、本研究を作成するにあたり、アンケート調査及びデータを提供していただいた東京大学社会科学 研究所様に感謝の意を表す

# 要約

日本では中高年層を中心に親の介護を理由とする離職が増加しており、労働供給制約の一因となっている。特に婚姻状態や雇用形態によって介護負担の意味が異なる可能性があるが、その異質性を検証した研究は限られている。本研究では、リクルートワークス研究所が2016年から2024年に実施した『全国就業実態パネル調査』による個人レベルのパネルデータを用い、親の要介護者の発生が離職に与える影響を、婚姻状態・性別・雇用形態別に固定効果モデルで推定した。

分析の結果、有配偶の正規雇用女性では介護発生が離職確率を有意に高めた一方、男性および無配偶者、非正規雇用者では有意な影響は確認されなかった。さらに、有配偶の非正規男性に介護が起こった際、勤務先にリモートワーク制度が導入されていた層では、リモートワーク制度が導入されていなかった層に比べて離職確率の上昇がみられた。以上より、介護と就業の両立支援策は、性別・雇用形態・家族構造に応じて柔軟に設計する必要性が示唆される。

こうした課題に対し、本研究は、自宅近隣の地域型コワーキングスペースを活用する「準在宅型勤務 (Work Near Home)」の導入を提案する。これは、在宅勤務の利点を保持しつつ仕事と介護の空間的分離を可能にする制度であり、欧州諸国でも同様の分散オフィス政策が進められている (OECD, 2023)。日本においても、企業・自治体・地域事業者が連携し、介護両立支援型の地域ワーク拠点を整備することが望ましい。

また、ICTを活用した在宅見守り支援を組み合わせることで、勤務中も安心して介護者を見守れる体制を構築できる。以上より、柔軟な働き方を一律に拡大するのではなく、家族構造や職種に応じた制度設計と地域連携が今後の課題である。

# 目次

要約

目次

第1節 はじめに

第2章 現状の課題

第1節 介護離職者の増加

第2節 介護費用の現状

第3節 介護離職への国の対応

第1項 両立支援制度の概要

第2項 制度利用の実態

第4節 要介護者の施設・居住施設の整備

第5節 研究の目的と分析枠組み

第3章 先行研究及び本研究の位置付け

第1節 先行研究

第2節 本研究の位置づけ

第4章 分析の概要

第1節 仮説

第2節 データ

第3節 変数の定義

第1項 被説明変数

第2項 説明変数

第3項 基本統計量

第4節 分析方法

第5節 推定式

第6節 推定結果

第1項 有配偶者における分析結果

第2項 無配偶者における分析結果

第3項 勤続年数10年以上に絞った有配偶者を対象とした分析

第5章 政策提言

第6章 おわりに

参考文献・引用文献・データ出典

## 第1章 はじめに

日本では少子高齢化の進展に伴い、介護と就業の両立が重要な政策課題となっている。厚生労働省が2023年に実施した『雇用動向調査』によれば、介護・看護を理由に離職した者は年間約7万人に達しており、その約8割が女性である。特に50代を中心とした働き盛り世代の離職が大きく、労働力の減少と所得喪失が同時に進行している。こうした介護離職の増加は、個人の収入の減少や生活の困窮を招くだけでなく、経済全体の産出量を低下させる。

介護に要する経済的負担も看過できない。生命保険文化センターが2024年に実施した『生命保険に関する全国実態調査』によると、介護にかかる一時的費用は平均47万円、月々の費用は平均9万円に上る。特に在宅介護では約5万円、施設介護では約14万円と、介護の形態によって負担額に大きな格差が存在する。こうした費用は、低所得層や非正規雇用者にとって家計への重荷となりうる。そのため、低所得層や非正規雇用者は在宅介護を選ぶようになり、就業と介護の両立が難しくなる。そして、離職を選択せざるを得ないケースが増加している。

一方で、国は介護休業制度や短時間勤務制度など、育児・介護休業法に基づく両立支援策を整備してきた。しかし、総務省の『令和4年就業構造基本調査』によれば、2022年の介護休業等制度の利用率は介護をしている就業者のうち、わずか11.6%にとどまる。厚生労働省が2021年に実施した「第7回保育・雇用ワーキング・グループ」資料である『仕事と育児・介護の両立に係る現状及び課題』には、「介護休業制度を利用しなかった理由として労働者・離職者に共通して多かった回答は『勤務先に介護休業制度が整備されていない』となっている」と示されている。現状の政府の法整備だけでは、介護離職への対策は十分ではなく、新たな政策が必要であると考えられる。

本研究の目的は、介護が要介護の親を持つ就業者の離職に与える影響を明らかにし、とりわけ雇用形態および勤務の柔軟性が介護と就業の両立可能性に及ぼす影響を実証的に検証することである。国土交通省の『令和6年度テレワーク人口実態調査－調査結果』によると、首都圏就業者のうちテレワークを実施した者の割合は、コロナ禍の2021年には42.3%に達したが、2024年には37.5%と減少している。コロナ禍を契機に急速に広がったICTを活用した柔軟な働き方の呼称であるテレワークは、企業やメディアにおいては一

般にリモートワークと呼ばれ、主に自宅勤務を指す形で定着している。感染症流行の収束に伴いその利用率は一時的に減少したものの、リモートワークは依然として柔軟な働き方の代表的手段として注目されている。本研究はこのリモートワークが介護と就業の両立を促進する新たな要素として機能しているか否かを明らかにする点に、新規性を有する。

分析には、リクルートワークス研究所が2016年から2024年にかけて毎年実施している『全国就業実態パネル調査』による個人レベルのパネルデータを用い、介護が就業状況に与える影響を実証的に明らかにする。そのうえで、コロナ渦以降のリモートワークの導入が介護離職にどのように影響を与えるかを明らかにし、介護と就業の両立を可能にするための政策的示唆を得ることを目的とする。

本研究の構成は次の通りである。第1章では背景と問題意識、研究目的を整理する。第2章では現状の課題について、その概要と実態を明らかにし、第3章では介護と就業の両立に関する国内外の先行研究を通じて、ジェンダー、雇用形態、そしてリモートワークの観点から本研究の位置づけを明確にする。第4章では、仮説設定、使用データ、変数の定義、推定方法など分析に関する内容を説明したうえで、推定結果を示す。第6章では、示された推定結果を踏まえた政策提言を行う。

## 第2章 現状の課題

### 第1節 介護離職者の増加

厚生労働省が実施した2023年の『雇用動向調査』によると、2023年に個人的理由で離職した人は約591.6万人にも上る。そのうち、介護・看護を理由とする人は約7.3万人で、2000年と比べて約2倍の人数となっている。

表1 性別・年齢階級別にみた「介護・看護」を理由とする離職者数

年代	男女計	男性	女性
全体	73.1	17	56
19歳以下	0.2	0.1	0.1
20歳～24歳	2.3	0.7	1.7
25歳～29歳	3.7	0.8	3
30歳～34歳	2.2	1.3	0.9
35歳～39歳	4.7	0.9	3.8
40歳～44歳	3.3	1	2.3
45歳～49歳	5.5	0.6	5
50歳～54歳	20.8	3	17.8
55歳～59歳	13.5	4.1	9.4
60歳～64歳	10.1	2.6	7.5
65歳以上	6.9	2.2	4.7
			(千人)

出典：厚生労働省の『雇用動向調査』（2023）より筆者作成

表1は、厚生労働省の『雇用動向調査』（2023）に基づき、介護・看護を理由として離職した者の数を、性別および年齢階級別に示したものである。ここから、介護離職者のうち、女性が約77%を占め、年代別にみると50歳代が最も多いことがわかる。現在でも、負担の大きい介護のために多くの就業者が離職している上に、今後はさらに高齢者が増加することを考えると、介護と就業の両立が日本のより重要な課題になると考えられる。

介護には突発的かつ長時間に及ぶ時間的拘束が伴う。特に通院の付き添いや容体の急変への対応は、勤務に大きな支障をきたす要因となる。そのため、介護が就業に及ぼす影響の程度は、個人の雇用形態や業種・職種によっても異なると考えられる。とりわけ、フルタイムで勤務する正規雇用者は、非正規雇用者に比べて就業時間の拘束が長く、介護との両立が難しい傾向にある。一方で、非正規雇用者は時間的柔軟性をある程度確保できる場合があるものの、収入水準が低く、介護費用の負担を直接的に受けやすい。その結果、いずれの雇用形態においても、介護によって時間的貧困と所得的貧困が同時に生じる危険性が高く、離職が経済的困窮をさらに深める要因となりうる。

## 第2節 介護費用の現状

経済的な観点からも、介護と就業の両立には深刻な課題がみられる。生命保険文化センターが実施した『生命保険に関する全国実態調査（2人以上世帯）』（2024年度）によると、過去3年間に介護経験のある人を対象に、介護にかかった費用を尋ねた結果、介護に要した費用（公的介護保険サービスの自己負担費用を含む）は、住宅改造や介護用ベッドの購入費など一時的な費用の合計が平均47.2万円、月々の費用が平均9.0万円となっている。また、介護を行った場所別に介護費用（月額）は、在宅が平均5.3万円、施設が平均13.8万円となっている。どちらも公的保険サービスの自己負担費用を含むため、家計から支出される金額である。在宅介護のほうが施設介護よりも費用が安いことから、低所得層ほど在宅で介護を行う傾向がある。そのため、低所得で介護と就業を両立する労働者は介護にかかる時間が増えるほど、両立が困難となり、離職でさらに収入が減少してしまう。

介護にかかる経済的な観点においても、負担はすべての人に生じ得るものである。中でも兄弟姉妹などの協力者を持たず介護の責任を単独で担わざるを得ない者や、所得水準が低く家計に占める介護関連支出の割合が相対的に高い者にとって、その負担は一層深刻となる可能性がある。しかし、介護そのものの負担が大きいため就労との両立が困難となり、結果として離職を余儀なくされるケースが多いことは、第1節で述べた通りである。介護によって家計の支出が増加する一方で、安定した収入の確保が難しくなり、親の年金に依存した生活を送らざるを得ない世帯も増えていると考えられる。こうした点からも就業と介護の両立には積極的に目を向けていく必要がある。

## 第3節 介護離職への国の対応

日本における介護離職は、少子高齢化の進展に伴い深刻化している。厚生労働省はこの課題に対応するため、仕事と介護の両立支援を政策の重要課題として位置づけ、育児・介護休業等に関する法律（以下、育児・介護休業法）に基づき、多様な支援制度を展開してきた。本節では、主な両立支援制度である、介護休業制度・介護休暇制度・短時間勤務制度・労働時間・深夜業の制度の概要とその利用実態について整理する。

## 第1項 両立支援制度の概要

まず、介護休業制度は、労働者が要介護状態にある家族（事実婚を含む配偶者、父母、子、配偶者の父母、祖父母、兄弟姉妹、孫）の介護を行うために休業を取得できる制度である。介護休業制度は通算 93 日まで、最大 3 回に分けて取得できると法律で定められている。要介護状態とは負傷・疾病・障害などにより 2 週間以上継続して常時介護を必要とする状態を指す。また、一定の条件を満たした雇用保険被保険者には、休業開始時賃金日額の 67% が介護休業給付金として支給される。取得方法は分割取得と一括取得があり、介護の状況に応じて柔軟に選択できる。

次に、介護休暇制度は、要介護家族の介護や通院の付き添い、介護サービス利用の手続きなど、短時間の対応が必要な場合に休暇を利用できる制度である。対象家族が 1 人の場合は年 5 日、2 人以上の場合は年 10 日まで取得でき、2021 年の法改正以降は時間単位での取得も認められている。これにより、半日単位での通院付き添いや急な介護対応にも柔軟に対応できるようになった。

そして、育児・介護休業法では、要介護の家族をもつ労働者が仕事を続けられるよう、企業に短時間勤務などの措置をとることを義務づけている。これは、勤務時間の短縮やフレックスタイム、時差出勤などの方法で働き方を柔軟にする制度である。利用期間は対象家族 1 人につき通算 93 日までで、介護休業とあわせて活用できる。

また、労働時間・深夜業の制度は介護を理由に申請した労働者に対し、残業免除、時間外労働の上限制限（月 24 時間・年 150 時間以内）、深夜労働（22 時～翌 5 時）の禁止といった措置が講じられる。ただし、事業の正常な運営を著しく妨げる場合には、事業主が請求を拒否できるため、企業規模や業種によって利用可能性に差が生じる。

2025 年 4 月施行の改正育児・介護休業法では、介護離職の防止を目的とした企業の新たな義務が設けられた。改正の要点は、労働者が家族の介護に直面した際に、企業がその労働者に対して制度の内容を個別に周知し、利用意向を確認することを義務化した点にある。これにより、介護休業や短時間勤務制度などの既存の支援策を、実際に利用しやすくする仕組みが整えられた。また、企業には介護と就業の両立を支援するための雇用環境の整備も義務づけられた。具体的には、相談窓口の設置や、社内での制度周知、管理職向け研修の実施などが求められる。

## 第2項 制度利用の実態

上記の制度利用に実態について、表2は、総務省の『令和4年就業構造基本調査』をもとに、介護を行っている雇用者を雇用形態別・介護休業制度の利用有無別・制度の種類別に整理したものである。介護を行っている雇用者約321万9千人人のうち、介護休業等制度を利用している者は11.6%にとどまる。その内訳は介護休業1.6%、短時間勤務2.3%、介護休暇4.5%であり、利用率は依然として低水準である。

表2 介護休業制度利用の有無

雇用形態、介護休業制度利用の有無、介護休業等制度の種類別 介護をしている雇用者数及び割合（千人、%）									
介護休業等制度利用の有無		介護をしている							
介護休業等制度の種類		総数	制度の利用 なし	制度の利用あり					
雇用形態				総数	制度の種類				
					介護休業	短時間勤務	介護休暇	残業免除	その他
実数	雇用者	3219.5	2819.9	372.3	50.7	74.9	144.8	24.4	140.6
	正規の職員・従業員	1567.8	1321.9	234.8	33.5	33.1	106.0	13.2	91.6
	非正規の職員・従業員	1413.8	1276.8	122.3	15.6	37.5	37.0	11.1	39.2
割合	雇用者	100.0	87.6	11.6	1.6	2.3	4.5	0.8	4.4
	正規の職員・従業員	100.0	84.3	15.0	2.1	2.1	6.8	0.8	5.8
	非正規の職員・従業員	100.0	90.3	8.7	1.1	2.7	2.6	0.8	2.8

※「制度の種類」については複数回答のため、各種類の合計は、「制度の利用あり」の総数と必ずしも一致しない。

出典：総務省「令和4年就業構造基本調査」より筆者作成

表3 介護をしている雇用者に占める介護休業等制度利用割合

		介護をしている雇用者に占める介護休業等制度利用割合 上段(千人)/下段(%)					
		介護をしている雇用者			介護休業等制度利用あり		
		合計	女性	男性	合計	女性	男性
計		3219.5 (100)	1886.1 (100)	1333.5 (100)	372.3 (11.6)	207.9 (11.0)	164.5 (12.3)
年齢階級別	30歳未満	125.1 (100)	71.6 (100)	53.6 (100)	8.7 (7.0)	3.6 (5.0)	5 (9.3)
	30歳～39歳	204.2 (100)	116 (100)	88.2 (100)	25.6 (12.5)	9.3 (8.0)	16.3 (18.5)
	40歳～44歳	183.2 (100)	104.3 (100)	78.9 (100)	22.6 (12.3)	13.2 (12.7)	9.4 (11.9)
	45歳～49歳	365 (100)	223.8 (100)	141.2 (100)	43.2 (11.8)	27.8 (12.4)	15.5 (11.0)
	50歳～54歳	642.3 (100)	403.1 (100)	239.2 (100)	79.5 (12.4)	45.8 (11.4)	33.7 (14.1)
	55歳～59歳	442.8 (100)	442.8 (100)	300.6 (100)	99 (22.4)	55.9 (12.6)	43.1 (14.3)
	60歳～64歳	556.1 (100)	320.1 (100)	236.1 (100)	60.8 (10.9)	34.1 (10.7)	26.8 (11.3)
	65歳～69歳	243.3 (100)	126.5 (100)	116.8 (100)	22 (9.0)	12.4 (9.8)	9.6 (8.2)
	70歳以上	156.7 (100)	77.8 (100)	79 (100)	10.8 (6.9)	5.7 (7.3)	5.1 (6.5)

出典：総務省「令和4年就業構造基本調査」より筆者作成

雇用形態別にみると、正規雇用者の利用率（15.0%）が非正規雇用者（8.7%）を上回るものの、いずれも十分とは言えない。また、表3の介護休業等制度利用有無の年齢階層では男性は30歳～39歳までが最も多く、制度利用男性のうち18.5%を占める。次いで55歳から59歳までが14.3%であった。女性の場合、40～44歳が最も多く、制度利用女性の12.7%を占め、次いで55歳から59歳が多く、12.6%を占めている。このことから、働き盛り世代の介護負担の大きさが示唆される。制度の整備は進展しているが、実際の利用率が低迷している点が大きな課題である。厚生労働省の「仕事と育児・介護の両立に係る現状及び課題」（2023）によると、「介護休業制度を利用しなかった理由として労働者・離職者に共通して多かった回答は『勤務先に介護休業制度が整備されていない』となっている」と示されている。制度を全く設けていない企業や、制度は存在していても労働者に周知されていない企業は、いずれも法の趣旨に反している状態にある。もっとも、実際には法的には制度が整備されているにもかかわらず、労働者がその内容を十分に認識していな

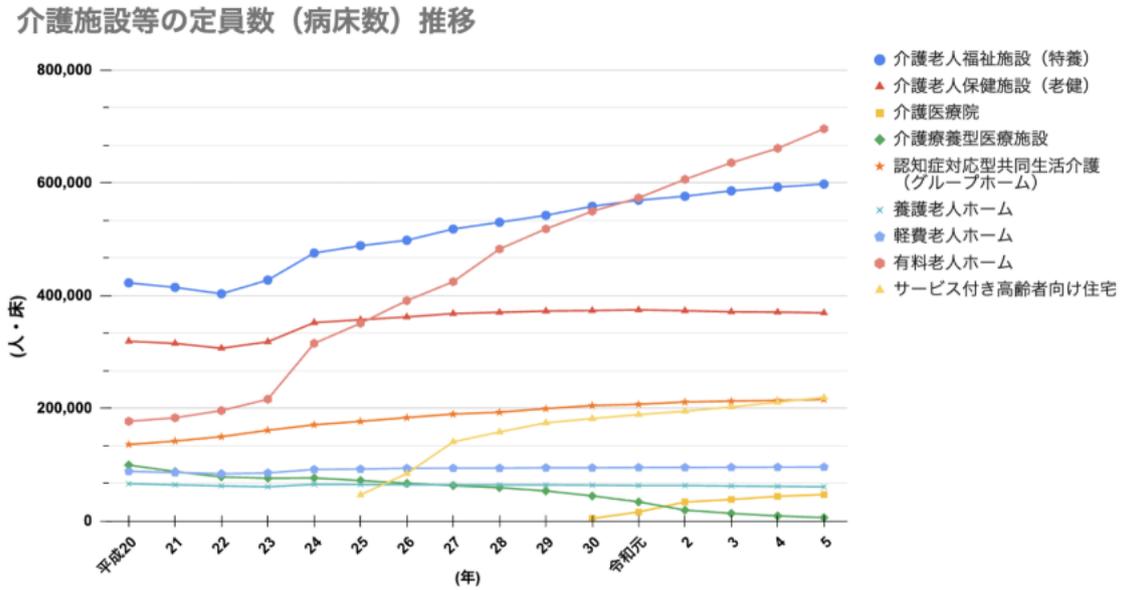
いケースが多い。

今後は、法制度の充実と並行して、企業文化や職場環境の改善が必要不可欠であるといえる。さらに、介護休業等制度の利用率が低迷している背景には、制度の存在が十分に周知されていないことや、利用した場合のキャリアへの不安、同僚への業務負担増加を懸念する心理的要因もあると考えられる。特に中小企業では人員に余裕がなく、制度を形式的に整備していても実際には利用困難な状況が多い。結果として、介護と就業の両立ができずに離職を選択する労働者が一定数存在しており、介護離職は労働力人口の減少を一層加速させる社会的課題となっている。今後は、企業が従業員の介護事情を理解し柔軟な働き方を認める体制を整えるとともに、ICTを活用したリモートワークや、時差勤務の普及など、多様な働き方を推進することが不可欠である。こうした取組みが進展すれば、介護を抱える就業者の離職を防ぎ、持続可能な労働市場の形成に寄与すると期待される。オフィス勤務への回帰が進む中で、リモートワークが実際に介護離職を抑制する効果を持つのかどうかを検証する必要がある。したがって、本研究では、リモートワークが介護と就業の両立に与える影響を実証的に分析する。

#### 第4節 要介護者の施設・居住施設の整備

介護離職が進む理由の一つとして考えられるのは、介護を受けるための施設整備が需要に追いついていないことだ。日本の高齢化は急速に進展しており、65歳以上の人口に占める要介護・要支援認定者の割合も年々増加しているのが現実である。2019年に内閣府の「第7回保育・雇用ワーキング・グループ」が示した『介護離職の現状と課題』の中で、介護施設の供給不足が介護離職の大きな要因であると指摘している。こうした供給の遅れを背景に、政府は2015年、アベノミクスの新3本の矢の一つとして介護離職ゼロを掲げ、2020年代初頭までに介護の受け皿を当初計画の38万人分から50万人分以上へ拡充する方針を示した。実際、図1に示すとおり、2015年から2023年までで、病床数は全体で約50万人分増加しているが、厚生労働省の『令和5年度介護保険事業状況報告（年報）のポイント』によれば、要介護・要支援認定者数は2015年度の約620万人から2023年度には約708万人へと約88万人増加している（図2）。すなわち、施設整備や病床拡充のペースを上回る形で介護需要が拡大しており、政府の取り組みが高齢化の進行に追いついていない現状が明らかである。

図 1 介護施設などの定員数（病床数）の推移

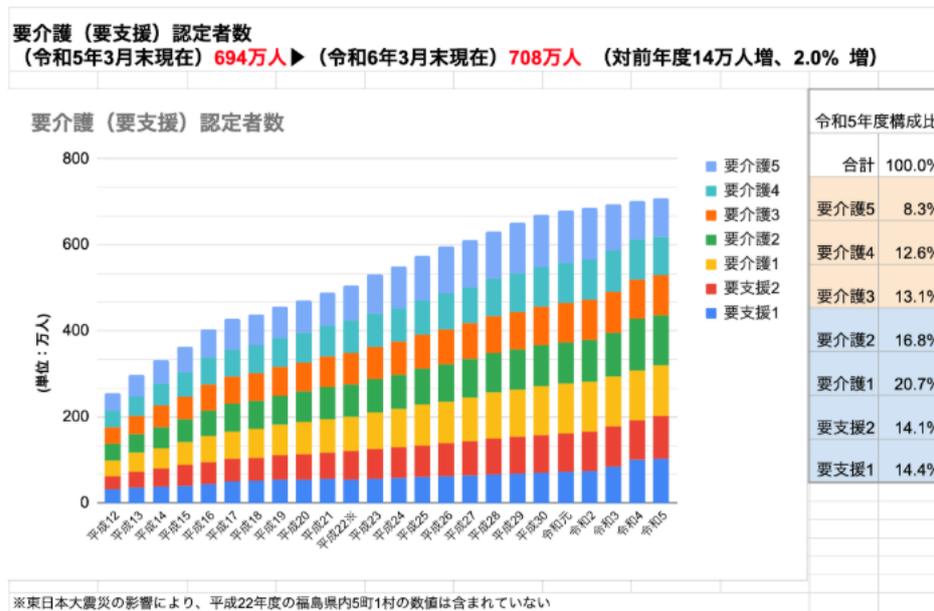


出典：内閣府『令和 7 年版高齢社会白書』、厚生労働省資料より筆者作成

注 1) 「認知症対応型共同生活介護（グループホーム）」については受給者数である。

注 2) 「サービス付き高齢者向け住宅」は、有料老人ホームに該当するもののみである。

図 2 要介護（要支援）認定者数の推移



出典：内閣府『令和6年版高齢社会白書』（2024年）、図1-2-2-2「要介護（要支援）認定者数の推移」

資料：厚生労働省「介護保険事業状況報告（暫定）（令和6年3月末時点）」より筆者作成

さらに深刻なのが、介護を担う人材の不足である。介護職は慢性的な人手不足に直面しており、低賃金や過酷な労働環境が離職を招いている。このため、施設を新設しても十分な職員を確保できず、実際には受け皿として機能しないという矛盾を抱えている。こうした人材難を背景に、政府は在宅介護を支える仕組みの強化にも力を入れており、訪問介護や通所サービスの拡充など、家庭内介護を支援する方向性を打ち出している。

しかし、厚生労働省の調査によれば、介護休業制度や短時間勤務制度といった両立支援策の利用率はいずれも一桁台にとどまっており、制度が十分に機能していないのが現状である。その結果、介護の多くを家族が担わざるを得ず、特に働き盛り世代では心身両面の負担が蓄積している。家族介護の担い手が限られる中で、在宅介護の継続はすでに限界に近づいていると言える。

## 第5節 研究の目的と分析枠組み

本研究の出発点は、介護と就業の両立を支援する制度が法的に整備されているにもかかわらず、その利用率が依然として低水準にとどまっているという現状にある。厚生労働省が2023年に示した「仕事と育児・介護の両立に係る現状及び課題」によれば、多くの労働者が介護休業制度を利用しなかった理由として、「勤務先に介護休業制度が整備されていない」が最も多く挙げられている。法的に介護休業制度等の整備は義務づけられていることから、勤務先でのこの制度の認知と利用のしにくさが、原因であると考えられる。これは、企業規模や業種によって制度の運用に格差が存在することを示唆している。

さらに、制度が形式的に整備されていたとしても、職場での代替要員の確保が困難であったり、長期休業を取りづらいという心理的・文化的な抑圧が存在したりするなど、制度利用を妨げる要因は少なくない。したがって、両立支援を実効的なものとするためには、法制度の整備に加えて、企業文化や職場風土の改善が不可欠である。

本研究の目的は、こうした制度の限界を踏まえ、介護と就労の両立に、リモートワークがどのような効力を持つのかを明らかにすることである。

分析においては、要介護の親を持つ子どもの就業行動に焦点を当て、介護負担が離職に

与える影響を実証的に分析する。被説明変数には離職確率を、説明変数には親の要介護認定を設定し、介護の発生が労働供給に与える影響を実証的に明らかにする。さらに、性別、雇用形態（正規・非正規）、勤務先企業の規模（従業員数）といった属性を考慮し、これらの交互作用を通じて、介護による就業制約の発生メカニズムを多面的に捉える。

本研究の成果は、法制度の整備だけでは解決しえない介護離職の構造的課題に対して、企業文化・働き方の柔軟性・職種特性といった要因から新たな対策を検討する基盤を提供する点にある。

## 第3章 先行研究及び本研究の位置付け

### 第1節 先行研究

大津（2013）は、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターの『日本家計パネル調査』を用いて、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ている。同研究では、同居する要介護者がいる場合、有配偶女性の離職確率が高くなる一方、有配偶男性では統計的に有意な影響は見られなかった。この結果は、夫婦間の性別役割分業のもとで、稼ぎ手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日本社会の慣行を反映しているといえる。

一方で、無配偶者の場合には男女ともに要介護者と同居している場合に離職確率が上昇しており、家族形態が介護と就業の両立に大きく影響することが示唆された。

ただし、同稿では、同居しているから離職したのではなく、離職しうる状況・選択があるから同居を選んだという逆関係や共通の要因が存在する可能性を排除できない、つまり親と同居すること自体が介護を目的として選択された可能性（自己選択バイアス）を完全には除去できていない。また、収入を統制した場合、無配偶男性における影響は有意でなくなることを確認された。これは、収入などの経済的条件と同居選択・離職との間に一定の相関がある可能性を示している。

これに対し、山田・酒井（2016）は、厚生労働省の『中高年者縦断調査』（2005～2013）の個票データを用いて、外生的とみなせる親の要介護発生自体を変数として用いて、就業抑制や本人の収入に及ぼす影響について明らかにした。分析の結果、親の要介護期間が1年長くなると、男女ともに就業確率が約1%低下することが明らかとなった。一

方で、就業時間や勤務日数については、親の要介護発生や家族による実際の介護提供のいずれも統計的に有意な影響は確認されていない。つまり、介護と就業は二者択一的な関係にあり、労働時間や勤務日数を柔軟に調整して両立することは難しいことを示している。

さらに、家族介護を担う本人の収入は、男女ともに非介護者と比べて6~8%低い水準にあることが確認された。これらの結果から、著者らは、介護休業制度の拡充のみならず、長時間労働の是正や介護サービスの供給拡大といった包括的な政策対応が必要であると指摘している。これにより、家族介護を行う人々の就業継続を支援し、高齢期の貧困リスクを軽減することが期待されるとしている。

このように山田・酒井（2016）が介護と就業の両立を阻む構造的制約に焦点を当てたのに対し、菊沢・植村（2021）は厚生労働省の『中高年者縦断調査』（2005~2014）を用いて、個人レベルでの介護負担の強度に着目して分析を行っている。その結果、週5時間以上の介護を開始した女性は非介護者に比べて有意に離職しやすく、特に正規雇用者においてその傾向が顕著であることが示された。一方で、週5時間未満の介護を始めた場合には統計的に有意な影響は確認されなかった。これにより、介護の発生そのものよりも、その介護時間の強度が就業継続を左右する重要な要因であることが示唆されたといえる。

もっとも、両稿はいずれも労働時間や就業形態の柔軟性、つまりリモートワーク等の新しい働き方の影響については分析対象としておらず、介護と就業の両立における働き方の柔軟性の役割は十分に明らかにされていない。本研究は、この点に焦点を当て、柔軟な勤務形態が介護離職を抑制しうるかを検証するものである。

*Maestas, et al.*（2024）は、米国の行政データと SIPP 調査を用いて、介護開始が労働供給に与える影響を長期的に分析した。その結果、介護の開始は女性の雇用率・所得を有意に低下させ、とくに介護開始から5年以上経過しても回復しにくいことが明らかとなった。一方で、男性では介護開始前から労働供給が減少しており、影響の出方に性差がみられることを指摘している。また、介護による影響は一時的ではなく、賃金上昇機会の喪失などを通じて長期的な経済的不利益をもたらすことも確認された。

本研究との相違点として、同稿の分析は米国を対象に介護と労働供給の関係を検証したものであり、勤務形態や働き方の柔軟性例えば、リモートワークといった要素は考慮していない。本研究では、これを踏まえて日本における介護と就業の両立可能性を、雇用形態やリモートワークの有無という視点から実証的に検証する点に新規性を有する。

*Frimmel et al.* (2023) は、親の健康状態が成人した子どもの労働市場成果に与える影響を、オーストリアの行政データを用いて分析している。同稿では、介護依存度を急激に高める健康ショックに着目し、その発生時期のばらつきから因果関係を推定した。その結果、親の健康悪化は子どもの労働市場活動に有意な負の影響を及ぼすことが明らかとなった。特に、娘、女性や親と近距離に居住する子どもにおいて、その影響が顕著にみられた。ここから家族介護の提供が影響している可能性が高いことが示唆された。また、介護市場の自由化により外国人介護労働者の受け入れが拡大した後は、この負の影響が有意に緩和された。これらの結果は、介護サービスの供給体制の充実が、家族介護者の就業継続を支える上で有効であることを示している。

## 第2節 本研究の位置づけ

以上の先行研究から、介護が個人の就業行動に与える影響は、性別や配偶関係によって大きく異なることが繰り返し確認されてきた。また、日本では介護発生時に労働時間や勤務日数を柔軟に調整することが難しく、依然として介護と就業が両立ではなく選択を迫られる関係にあることが示唆されている。一方で、近年の研究では、介護負担の強度や介護サービス供給体制など、介護を取り巻く制度・環境要因の重要性も指摘されている。

しかしながら、既存研究の多くは、働き方そのものの柔軟性、とりわけ雇用形態やリモートワークといった勤務形態の違いが、介護と就業の両立可能性にどのような影響を及ぼすかについては十分に検証していない。特に、日本では正規雇用を中心とする長時間労働慣行が根強く、こうした構造的制約が介護離職のリスクを高めている可能性がある。

本研究は、この点に新たな焦点を当てる。すなわち、雇用形態（正規・非正規・自営業）およびリモートワークの有無という勤務形態上の柔軟性が、介護と就業の両立をどの程度支えているのかを実証的に検証する。とりわけ、時間的柔軟性の低い正規雇用者において、介護発生時の離職リスクが高まるかどうかを明らかにすることで、柔軟な働き方の制度整備が介護離職を防ぐ政策的効果を持ちうるかを検討する点に本研究の新規性がある。

## 第4章 分析の概要

### 第1節 仮説

本研究では、介護が就業の継続に及ぼす影響を明らかにするとともに、雇用形態や働き方の柔軟性がその関係にどのように作用するのか、そして近年導入が増えたリモートワークの利用が介護離職を抑制するのかを検証する。以下では、先行研究を踏まえ、以下の仮説を立てる。

仮説1 正規雇用者は介護との両立が難しく離職しやすい。

正規雇用者はフルタイム勤務しているケースが多く、非正規の方が働く時間を自分で決めやすい傾向があるため、正規雇用者は離職率が高くなる。

仮説2 リモートワークの導入が進んでいる企業に勤めている就業者の方が家族の介護が発生した時に離職しにくい。

正規雇用者でも、リモートワークを利用している場合、通勤の時間以外にもお昼休みなどに要介護家族の介護をすることができ、就業と介護の両立が可能となり離職率が低くなると考える。

仮説3 リモートワークを導入している企業に勤める要介護親を持つ女性の離職率が男性と比較して減る。

一般に、介護負担は女性に偏りやすいとされるが、リモートワークを活用することで、家庭内での介護分担を維持しつつ就業を継続できる可能性がある。したがって、リモートワークの導入は特に女性の離職抑制に寄与すると考えられる。

仮説4 勤続年数の短い人、非正規雇用者等はリモートワークを選択できないため離職しやすい。

勤続年数が短い労働者や非正規雇用者は、職務上の裁量が小さく、在宅勤務を選択できる可能性が低い。リモートワーク制度の恩恵を受けにくい層では、介護との両立が困難となり、離職リスクが高まると考えられる。

### 第2節 データ

本研究では、リクルートワークス研究所が実施する『全国就業実態パネル調査』による個人レベルのパネルデータを用いる。同調査は2016年に第1回調査が行われ、その後、

初回回答者を対象として毎年1月に継続的に調査が実施されており、2025年まで継続している。調査対象は全国の15歳以上の男女であり、2025年調査では有効回収数が56,218件に達している。

調査内容は幅広く、個人の就業状況（就業時間、勤務日数、業態、雇用形態など）、業種、勤務先におけるリモートワーク導入の有無に加え、家族の介護の有無なども含まれている。本研究ではこれらの情報を基に、介護と就業の両立に関する状況を把握し、さらにリモートワークの有無が離職行動に与える影響を検証する。

また、本研究ではリモートワークが企業に導入されているかの変数を入れた推定式と入れない推定式を比較し、リモートワークが各層において、介護離職を減らしているのかを検証するが、リモートワークの企業導入状態は2018～2024年にのみ観測されるため、リモート導入企業ダミーを統制した推定式と統制していない推定式を同一の母集団で比較できるよう、2016年および2017年のデータを除外して使用している。

### 第3節 変数の定義

本研究で使用する主要な変数は以下の通りである。

#### 第1項 被説明変数

被説明変数、離職ダミーは、調査項目「仕事上のイベント」において、「昨年一年間の間に自分が仕事を辞めた・退職した」を選択し、かつ「自分が仕事を始めた（就職した・起業した）」を選択していない者に値1を付与したダミー変数である。

この変数は、離職を経験したものの再就職していない者を表しており、実質的な労働市場からの退出を示す指標として用いる。

分析対象は、調査年において一年を通じて一度でも就業経験を有した者（就業者ベース）に限定している。

#### 第2項 説明変数

本研究で用いる変数「要介護者有ダミー」は、調査項目「あなたは普段、家族の介護をしていますか」に基づき作成した。

回答が「介護する家族はいない」場合に0を、「介護する家族がいる」場合に1を付与

した。なお、本変数は「介護労働の実施」そのものを示すものではなく、「介護を必要とする家族の存在の有無」を表す外生変数である。

説明変数「介護者発生ダミー」は、この「要介護者有ダミー」をもとに作成したもので、前年まで介護対象者を持たなかった個人が、当年に初めて介護を要する家族を持った場合に1、それ以外は0とした。前年の要介護者有ダミーが欠損している場合は、介護状態が連続して観測できないため0と定義している。

この定義により、すでに介護を行っていた個人を除外し、介護が新たに発生したタイミングを正確に捉えることができる。したがって、「介護者発生ダミー」は年ごとの介護状態を示す「要介護者有ダミー」と異なり、個人の観測期間内で介護が初めて発生した年のみ1となる。介護者発生ダミーは、介護発生という外生的ショックが離職行動に与える影響を識別するための変数として機能する。

表 4 要介護者有ダミーと介護者発生ダミーの関係性

ID	year	要介護者有ダミー	介護者発生ダミー
A	2018	0	0
A	2019	1	1
A	2020	1	0
A	2021	0	0
A	2022	1	0
B	2018	1	0
B	2019	1	0
B	2020	1	0
B	2021	0	0
B	2022	1	0

注：実際の観測値ではなく、仮想データによる説明

注：要介護者有ダミー は各年における介護対象者の有無を示す変数であり、介護者発生ダミーは前年まで 要介護者有ダミー=0 であった個人が当年に要介護者有ダミー =1 となった場合に1をとる。したがって、ID A では2019年に初めて介護対象者が発生しているため 介護者発生ダミー=1、一方で ID B は2018年初観測期の時点からすでに介護対象者を有していたため、以降すべての年で 介護者発生ダミー=0 となる。

説明変数「勤続年数」は、被調査者の現在の勤務先での勤続年数を示す連続変数であ

る。調査票項目「昨年12月の勤務先の入社年月(西暦)」をもとに調査年(year)から引いて作成した。

説明変数「収入」は、被調査者本人の年間収入(給与収入)を示す連続変数である。調査票項目「昨年1年間の収入額」の三項目(主な仕事からの年収、副業からの収入、仕事以外からの年収)を足し合わせて作成し、単位を万円として使用した。

説明変数「配偶者収入」は、被調査者の配偶者の年間収入を示す連続変数である。調査票項目「昨年1年間の配偶者の収入額」をもとに作成し、配偶者がいない場合は0を代入した。

説明変数「肉体労働職ダミー」は、調査項目「昨年12月時点の職種」において、サービス業を除く肉体労働職群に該当する「運輸・通信関連職」および「生産工程・労務職」を選択した場合に1を付与したダミー変数である。

本研究における肉体労働職群の定義は、厚生労働省『日本標準職業分類(令和4年改定)』の体系を参照し、国際職業分類ISCO-08(International Standard Classification of Occupations 2008)におけるGroup 7~9(技能工・機械操作・単純作業職)に相当する職種を基準としている。これらの職業群は、身体的労働や機械操作を中心とした生産活動を特徴としており、国内外の労働経済学研究においても一般的に肉体労働職群として位置づけられる。このように、国内分類(日本標準職業分類)と国際基準(ISCO-08)の双方を参照して定義を整合させることで、職業構造の国際比較可能性および既存研究との整合性を確保している。また、サービス業を除く肉体労働職では、性別による職業偏在が顕著であり、介護発生との交互作用を考慮しない場合、「介護発生時にサービス業を除く肉体労働職が集中している男性ほど離職しやすい」という交絡要因が生じる可能性がある。そのような性別ごとの分析において比較可能性が損なわれることを避けるため、本研究では介護発生ダミー×肉体労働職ダミーの交差項を統制変数として導入した。

説明変数「従業員規模」は、被調査者が勤務する企業の規模を示す量的変数である。調査票項目「昨年12月時点での勤務先の従業員規模」をもとに作成し、従業員数をもとに4区分(1-29人、30-99人、100-499人、5000人以上)の分類において各区分の中央値を代表値とした。5000人以上の企業の場合は1.4倍の7000を代表値とした。また、官公庁などで働く就業者は欠損値として分析の対象から除外されてしまうため、欠損値には0を代

入した。

説明変数「メンタルヘルスダミー」は、被調査者の精神的健康状態を示すダミー変数である。調査票項目「[昨年1年間]健康状態(ストレス)ゆううつだ」をもとに作成し、回答が「いつもあった」または「しばしばあった」の場合を1、それ以外(「少しあった」「ほとんどなかった」「全くなかった」)を0とした。

説明変数「年金受給ダミー」は調査項目「[昨年一年間]生活費の収入源」において「公的年金、企業年金、個人年金」の項目が選択されていた場合に1となるダミー変数である

説明変数「非正規雇用ダミー」は、被調査者の雇用形態が正規雇用か非正規雇用かを示すダミー変数である。調査票項目「昨年12月時点での勤務先における雇用形態」をもとに作成し、正社員と回答した場合を0、パート・アルバイト、契約社員、派遣社員など正社員以外の形態を1とした。

説明変数「配偶者有ダミー」は、被調査者の配偶関係の有無を示すダミー変数である。調査票項目「現在、配偶者がいますか」をもとに作成し、「はい」と回答した場合を1、「いいえ」と回答した場合を0とした。

説明変数「リモートワーク企業ダミー」は、昨年12月の勤務先でリモートワーク制度が導入されているかどうかを示すダミー変数である。調査票項目「勤務先ではリモートワークを導入していますか」をもとに作成し、「はい」と回答した場合を1、「いいえ」と回答した場合を0とした。

### 第3項 基本統計量

#### 表5 基本統計量

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
離職ダミー	121,025	0.0332	0.179	0	1
要介護者有ダミー	148,069	0.167	0.373	0	1
介護者発生ダミー	148,069	0.0376	0.19	0	1
年齢	148,069	54.381	6.162	45	65
勤続年数	116,940	15.743	12.086	1	52
収入	148,069	363.471	370.331	0	8500
配偶者収入	148,069	230.13	335.241	0	5000
肉体労働職ダミー	117,416	0.146	0.353	0	1
従業員規模	117,416	1076.53	2191.737	0	7000
メンタルヘルスダミー	148,069	0.243	0.429	0	1
年金受給ダミー	148,069	0.157	0.363	0	1
非正規雇用ダミー	97,697	0.389	0.487	0	1
女性ダミー	148,069	0.43	0.495	0	1
配偶者有ダミー	148,069	0.678	0.467	0	1
リモートワーク企業ダミー	117,416	0.206	0.404	0	1

※値は小数点第4位で四捨五入して表示している

本研究では、45～65歳の就業者を分析対象とした。これは、親の介護が発生しやすく、かつ就業継続への影響が最も大きい中高年層であるためである。上記の基本統計量は、45歳～65歳を対象に示している。

介護者発生ダミーは、前年に介護状態の情報が観測されている個人のみを対象として算出している。したがって、前年の介護状態が欠測している場合には、翌年に要介護者が発生していても、介護者発生ダミーは1とは判定されない。

離職ダミーの平均値は約3.3%であり、厚生労働省『雇用動向調査』（2019～2023年）における常用労働者の年間離職率（おおむね10～12%）と比較すると低い水準となっている。これは分母および分子の定義の違いによるものである。『雇用動向調査』の離職率は、1年間に転職を含むすべての離職を集計した企業ベースのフロー統計であるのに対し、本研究で用いる離職ダミーは、今年退職をした個人が当年に無業となった場合のみを1とする個人パネルベースの変数であり、転職者を除外している。そのため、本研究の離職は労働市場からの退出のみを捕捉しており、年次離職率が3.3%程度に収束するのはデ

一タ構造上自然な結果である。

## 第4節 分析方法

本研究では、個人の観測不可能な異質性（能力・価値観・家庭志向など）を統制するため、固定効果モデルを用いて分析を行う。被説明変数は離職ダミー、主な説明変数は家族の介護発生（介護者発生ダミー）である。

分析対象は、親の介護が発生しやすく、かつ就業継続への影響が顕著に現れると考えられる45～65歳の就業者とした。さらに、性別（男性／女性）、雇用形態（正規雇用／非正規雇用）、婚姻状態（有配偶／無配偶）の3つの要素に基づき、計8属性（ $2 \times 2 \times 2$ ）のサブサンプルを設定した。属性ごとに介護者発生ダミーとリモートワーク導入企業ダミーとの交差項を投入した感度分析を行い、介護発生時における勤務形態の柔軟性が離職行動に与える影響を検証した。

## 第5節 推定式

$$\begin{aligned}
 \text{離職}_t = & \beta_0 + \beta_1 \text{介護者発生ダミー}_t \\
 & + \beta_2 \left( \text{介護者発生ダミー}_t \times \text{リモートワーク企業ダミー}_{t-1} \right) \\
 & + \beta_3 \left( \text{介護者発生ダミー}_t \times \text{従業員規模}_{t-1} \right) \\
 & + \beta_4 \left( \text{介護者発生ダミー}_t \times \text{肉体労働職ダミー}_{t-1} \right) + \beta_5 \text{年齢}_t + \beta_6 \text{年齢}_t^2 \\
 & + \beta_7 \text{勤続年数}_{t-1} + \beta_8 \text{収入}_{t-1} + \beta_9 \text{配偶者収入}_{t-1} + \beta_{10} \text{従業員規模}_{t-1} \\
 & + \beta_{11} \text{メンタルヘルス}_{t-1} + \beta_{12} \text{年金受給ダミー}_{t-1} + \beta_{13} \text{年齢ダミー} \\
 & + \beta_{14} \text{年ダミー} + u
 \end{aligned}$$

上記の推定式では、性別・雇用形態・配偶状況など計8つの属性ごとに条件を分けて分析している。また、一部の説明変数についてはラグ変数（L.）を用いている。具体的には、勤続年数、所得、雇用形態、勤めている企業でのリモートワーク制度の有無、企業規模、肉体系労働職ダミーなどについて、当該年（t）の値ではなく、前期（t-1）の値を使用している。

介護発生や離職は前年1年間の出来事として記録されている一方で、就業状況は前年12月時点で把握されている。もし同年の就業状況を説明変数として用いると、介護発生や離

職の影響がすでに反映され、因果方向が逆転する可能性がある。したがって、前年 12 月の就業状況をラグ変数として用いることで、就業状況が介護発生や離職に先行することが保証され、因果推定の妥当性が確保される。

さらに、収入やメンタルヘルスなども介護発生後に変動する可能性があるため、一昨年 1 年間の値を用いて推定を行っている。一方で、介護者発生ダミーは親の介護が新たに発生したかどうかを表す外生変数であり、離職の影響を受けることはない。そのため、同時決定の問題は生じない。

本研究では、当該年に発生した介護が当該年の離職に与える影響を識別することを目的としている。

## 第 6 節 推定結果

本節では、45～65 歳の就業者を対象として、介護発生が離職行動に与える影響を検証した結果を示す。分析は雇用形態（正規／非正規）および性別の 2×2 分類で行い、それぞれにリモートワーク企業ダミーの有無を考慮した 8 モデルの推定結果を表 6～11 に示した。

### 第 1 項 有配偶者における分析結果

#### (1) 正規雇用者における結果

表 6 有配偶で正規雇用者の分析結果

変数	1	2	3	4
	正規男性	正規男性	正規女性	正規女性
介護者発生ダミー	0.0177 (0.0109)	0.0168 (0.0110)	0.0389* (0.0208)	0.0456** (0.0209)
介護者発生ダミー×リモートワーク企業ダミー	—	0.0071 (0.0102)	—	0.0430 (0.0295)
介護者発生ダミー×従業員規模	-1.60e-06 (1.76e-06)	-1.90e-06 (1.81e-06)	0.0000152*** (4.89e-06)	0.000012** (5.23e-06)
介護者発生ダミー×収入	-0.0000177 (0.0000148)	-0.0000193 (0.0000150)	-0.000107** (0.0000442)	-0.000124*** (0.0000442)
介護者発生ダミー×肉体労働職ダミー	-0.0192 (0.0124)	-0.0179 (0.0125)	-0.0267 (0.0822)	-0.0303 (0.0819)
年齢	-0.4788*** (0.0526)	-0.481*** (0.0526)	-0.264** (0.135)	-0.261 (0.135)
年齢の二乗	0.004440*** (0.000481)	0.00446*** (0.000481)	0.00247** (0.00123)	0.00245** (0.00123)
勤続年数	0.001378*** (0.000180)	0.00138*** (0.000180)	0.000408 (0.000542)	0.000265 (0.000541)
収入	6.49e-06 (6.00e-06)	6.32e-06 (6.01e-06)	-0.0000222 (0.000018)	-0.0000205 (0.0000179)
配偶者収入	2.76e-06 (7.93e-06)	2.61e-06 (7.94e-06)	0.0000228 (0.0000158)	0.0000226 (0.0000158)
従業員規模	5.66e-08 (1.15e-06)	3.89e-09 (1.18e-06)	-2.85e-08 (3.23e-06)	4.43e-08 (3.27e-06)
メンタルヘルスダミー	0.00217 (0.00306)	0.00188 (0.00307)	0.0157** (0.00753)	0.0158** (0.00753)
年金受給ダミー	0.00109 (0.00299)	0.00107 (0.00299)	0.00477 (0.00805)	0.00513 (0.00804)
年齢ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項	12.521*** (1.394)	12.582*** (1.3952)	6.887* (3.580)	6.805* (3.571)
観測数 N	25,358	25,304	4,753	4,730
決定係数	0.0386	0.0385	0.0309	0.0322
グループ数	8,268	8,264	1,922	1,914

※括弧内は標準誤差を示す

※係数はすべての小数点第4位で四捨五入して表示している

※\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準での統計的優位性を示す

表6は、有配偶者における分析結果を示したものである。まず、表6列1、2の正規男性においては、介護者発生ダミーは有意な影響を示さず、介護発生が離職に直結する傾向

は確認されなかった。これは従来研究（大津，2013）と同様に、世帯内で介護負担を分担できる環境が整っているためと考えられる。

一方、表6列3、4の正規女性では、介護者発生ダミーが5%水準で有意に正であり、離職確率を3.9%上昇させる傾向が確認された。また、企業規模との交差項は有意に正であり、従業員が1人増加すると離職確率を0.001%上昇させる傾向が確認された。所得との交差項は有意に負であり、所得が1万円増加すると離職確率を0.0037%低下させる傾向が確認された。これは、大企業に勤めるほど介護発生時の離職リスクが高まる一方で、所得が高い層ほど離職を回避する傾向が強いことを示している。大企業では配置転換や勤務時間の調整といった制度が形式的に整備されているものの、実際には介護負担を抱える従業員に対して心理的・制度的な圧力が残存している可能性がある。他方で、所得の高い層は経済的余裕を背景に外部サービスの利用や家族間での介護分担が可能であり、結果として離職リスクを抑制していると考えられる。

また表6の正規雇用者の男女ともに、リモートワーク企業ダミーと介護者発生ダミーの交差項は有意ではなく、介護と就業の両立を支援するほどの効果は観察されなかった。これは、在宅勤務制度の利用可能性が必ずしも実際の離職抑制につながっていないことを示唆しており、制度利用の実効性や企業文化の側面を考慮する必要がある。

## (2) 非正規雇用者における結果

表7 有配偶で非正規雇用者の分析結果

変数	1	2	3	4
	非正規男性	非正規男性	非正規女性	非正規女性
介護者発生ダミー	-0.00882 (0.0491)	-0.0154 (0.0493)	-0.00561 (0.0145)	-0.00854 (0.0146)
介護者発生ダミー×リモートワーク企業ダミー	—	0.229*** (0.0601)	—	0.0532* (0.0298)
介護者発生ダミー×従業員規模	-5.80e-06 (0.0000101)	-0.0000172 (0.0000105)	2.88e-06 (4.23e-06)	1.43e-06 (4.27e-06)
介護者発生ダミー×収入	0.000068 (0.000112)	-1.49e-07 (0.000114)	0.0000176 (0.000065)	8.34e-06 (0.0000651)
介護者発生ダミー×肉体労働職ダミー	-0.0168 (0.0579)	-0.00671 (0.0581)	0.0159 (0.0291)	0.0165 (0.0290)
年齢	-0.837*** (0.0888)	-0.851*** (0.0894)	-0.608*** (0.0930)	-0.635*** (0.0936)
年齢の二乗	0.00775*** (0.000796)	0.00788*** (0.000801)	0.00564*** (0.000850)	0.00588*** (0.000856)
勤続年数	0.00171*** (0.000610)	0.00187*** (0.000614)	0.00335*** (0.000663)	0.00339*** (0.000667)
収入	-0.0000365 (0.0000271)	-0.0000352 (0.0000272)	4.31e-06 (0.0000166)	5.71e-07 (0.0000166)
配偶者収入	-0.0000771 (0.0000595)	-0.0000801 (0.0000601)	5.92e-06 (0.0000145)	0.0000156 (0.0000148)
従業員規模	-1.52e-06 (4.34e-06)	-1.15e-06 (4.45e-06)	-8.68e-07 (1.62e-06)	-2.73e-07 (1.66e-06)
メンタルヘルスダミー	0.0349** (0.0172)	0.03478** (0.0173)	0.00661 (0.00669)	0.00659 (0.00674)
年金受給ダミー	0.000599 (0.0124)	0.000348 (0.0125)	0.00288 (0.00698)	0.00268 (0.00699)
年齢ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項	21.896*** (2.42)	22.324*** (2.437)	15.898*** (2.465)	16.6056*** (2.482)
観測数 N	5,990	5,966	12,101	11,900
決定係数	0.0908	0.098	0.0272	0.0283
グループ数	3,747	3,744	4,705	4,656

※括弧内は標準誤差を示す

※係数はすべての小数点第4位で四捨五入して表示している

※\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準での統計的優位性を示す

表7列3、4の非正規女性では、いずれの変数も有意ではなく、介護発生が離職を直接的に促す傾向は確認されなかった。勤続年数や企業規模の効果が安定的に正であることか

ら、職場への定着が進んだ層では一定の就業継続がみられる一方、介護による離職のパターンは多様であると考えられる。

これに対し、表7列2の非正規男性においては介護者発生ダミーとリモートワーク企業ダミーの交差項が1%水準で有意に正であり、離職確率を23%上昇させる傾向が確認された。すなわち、介護が発生した上でリモートがない場合と比べてリモートがある場合には、離職確率がむしろ上昇している。ただ、この結果はリモートが介護離職を増加させるという単純な因果関係では説明できない。同じく介護が発生した層であっても、リモートワーク企業に勤めていた人は、元から家族の介護の予兆があり、重い介護を予見してリモートワーク企業に転職していた可能性が存在し、そのような層に実際に介護が起こった際の離職確率が高くなるといったセレクションバイアスが存在する。

このため、現段階の推定結果はリモート制度自体の効果を識別しているわけではない。介護発生時のリモート勤務者の離職傾向には、制度の効果というよりも、介護発生前の予兆や介護の重さの違いをめぐる行動選択の偏りが反映されている可能性がある。こうした影響を除いたとき、果たして同じ傾向が残るのか。第3項ではその点を検証する。

### (3) 有配偶者結果まとめ

以上の結果をまとめると、介護発生が離職確率を有意に高めたのは表6列3、4の正規雇用の女性に限られた。これは、安定的な雇用関係にある一方で、長時間労働や管理的責任を担うことの多い正規女性が、性別役割意識がなお根強く残る現代社会において、介護との両立に最も困難を抱えやすいことを反映している。

他方、正規雇用者や男性では、介護の影響が統計的に有意には現れなかった。表7列3、4の非正規女性の場合、就業形態の柔軟性や雇用契約期間の短さから、介護を理由とした離職が統計上の変化として捉えにくい構造があると考えられる。表7列1、2の非正規男性では、リモート導入企業における離職リスクが有意に正であったが、これはリモート勤務制度そのものの効果というよりも、介護が発生したうえでリモートワーク企業に勤めている層は勤めていない層に比べて、介護の予兆や重い介護を予期しており、柔軟な職場を事前に選好している層の離職確率が高いという自己選択バイアスの影響を反映している可能性がある。

このように、有配偶者の中でも正規女性は制度的には守られているが両立が難しい層で

あり、非正規層は制度的には脆弱だが柔軟性がある層として、介護が離職に及ぼす影響の構造が大きく異なっていることが示唆された。

## 第2項 無配偶者における分析結果

### (1) 正規雇用者における結果

表 8 無配偶で正規雇用者の分析結果

変数	1	2	3	4
	正規男性	正規男性	正規女性	正規女性
介護者発生ダミー	0.00244 (0.0170)	0.00284 (0.0170)	-0.00552 (0.0193)	-0.00328 (0.0195)
介護者発生ダミー×リモートワーク企業ダミー	—	-0.00885 (0.0213)	—	-0.0276 (0.0264)
介護者発生ダミー×従業員規模	-4.14e-06 (3.47e-06)	-3.93e-06 (3.51e-06)	1.82e-06 (4.72e-06)	3.19e-06 (4.91e-06)
介護者発生ダミー×収入	-5.72e-06 (0.0000278)	-3.41e-06 (0.0000286)	4.80e-06 (0.0000401)	9.94e-06 (0.0000405)
介護者発生ダミー×肉体労働職ダミー	0.0196 (0.0169)	0.0186 (0.0171)	-0.000490 (0.0627)	-0.00522 (0.0628)
年齢	-0.177 (0.132)	-0.182 (0.133)	-0.451*** (0.150)	-0.453*** (0.150)
年齢の二乗	0.00169 (0.00120)	0.00173 (0.00122)	0.00422*** (0.00137)	0.00424*** (0.00137)
勤続年数	0.00158*** (0.000410)	0.00163*** (0.000413)	0.000759 (0.000614)	0.000778 (0.000619)
収入	-0.000011 (0.0000101)	-0.0000114 (0.0000101)	7.85e-06 (0.0000139)	6.40e-06 (0.0000139)
配偶者収入	0.0000317 (0.0000543)	0.0000313 (0.0000544)	-0.0000247 (0.0000522)	-0.0000248 (0.0000522)
従業員規模	-2.51e-06 (1.98e-06)	-2.56e-06 (2.05e-06)	-1.17e-06 (2.76e-06)	-1.41e-06 (2.82e-06)
メンタルヘルスダミー	0.00200 (0.00551)	0.00178 (0.00554)	0.00475 (0.00687)	0.00514 (0.00691)
年金受給ダミー	-0.00952* (0.00552)	-0.00962* (0.00554)	0.00985 (0.00810)	0.00974 (0.00811)
年齢ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項	4.534 (3.489)	4.660 (3.526)	11.735*** (3.965)	11.782*** (3.970)
観測数 N	9,658	9,622	5,946	5,921
決定係数	0.0361	0.0356	0.0274	0.0275
グループ数	3,885	3,882	2,302	2,296

※括弧内は標準誤差を示す

※係数はすべての小数点第4位で四捨五入して表示している

※\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準での統計的優位性を示す

表8は無配偶正規雇用者における分析結果を示したものである。まず、表8列1、2の正規男性では、介護者発生ダミーは有意な影響を示さず、介護発生が離職に直結する傾向は確認されなかった。また、企業規模・所得・肉体労働職ダミーとの交差項もいずれも統計的に有意ではなく、無配偶の正規雇用男性では介護を要する家族を抱えても就業継続に大きな変化が見られないことが示された。この結果は、有配偶男性と同様、経済的に安定した正規雇用層では、一定の所得や職業的安定性を背景に離職を回避している可能性を示唆している。

一方で、無配偶の場合には介護負担を分担できる家族が不在であるため、本来であれば離職リスクが高まってもおかしくないが、実際にはその影響が統計的に表れなかった。これは、表8の無配偶男性では介護発生前に既に就業環境を調整している選択バイアスが考えられる。また、表8の無配偶者は世帯内所得の補完がなく、生活を維持するために離職を抑制する傾向がある。すなわち、介護発生時にも生活の収入源を維持する経済的インセンティブが、有配偶者よりも強く働く構造にあるといえる。

表8列3、4の正規女性においても、介護者発生ダミーおよびリモートワーク企業ダミーとの交差項は有意ではなく、介護が離職行動に及ぼす明確な影響は確認されなかった。有配偶女性では介護が離職確率を有意に高めていたのに対し、無配偶女性では影響が弱い結果となった。この差は、無配偶女性が家庭内の役割分担に縛られにくく、介護が発生した際にも柔軟な働き方や外部サービスを活用しやすい点が一因と考えられる。加えて、単身者の中には既に親との同居を解消しているケースも多く、物理的距離によって介護負担が分散している可能性がある。

なお、表8の正規雇用者の男女いずれにおいても、リモートワーク企業ダミーとの交差項は有意ではなく、在宅勤務制度が離職抑制に寄与している証拠は得られなかった。これは、有配偶者の結果と同様に、制度自体の存在が必ずしも実効性を持たないことを示唆している。

## (2) 非正規雇用者における結果

表 9 無配偶で非正規雇用者の分析結果

変数	1	2	3	4
	非正規男性	非正規男性	非正規女性	非正規女性
介護者発生ダミー	0.0104 (0.0404)	0.0117 (0.0406)	0.00427 (0.032)	0.00408 (0.0325)
介護者発生ダミー×リモートワーク企業ダミー	—	-0.0174 (0.0638)	—	-0.0416 (0.0547)
介護者発生ダミー×従業員規模	-6.92e-07 (9.56e-06)	-6.81e-07 (9.57e-06)	0.00002*** (7.61e-06)	0.0000209*** (7.73e-06)
介護者発生ダミー×収入	-0.0000144 (0.00011)	-9.01e-06 (0.000112)	-0.0000406 (0.000108)	-0.0000211 (0.000111)
介護者発生ダミー×肉体労働職ダミー	-0.0396 (0.0421)	-0.0406 (0.0424)	0.167*** (0.0536)	0.163*** (0.0545)
年齢	-0.771*** (0.156)	-0.794*** (0.158)	-0.447*** (0.149)	-0.454*** (0.151)
年齢の二乗	0.00710*** (0.00142)	0.00732*** (0.00144)	0.00414*** (0.00136)	0.00420*** (0.00138)
勤続年数	0.00347*** (0.00115)	0.00347*** (0.00115)	0.00286** (0.00120)	0.00293** (0.00121)
収入	3.40e-06 (0.000025)	3.30e-06 (0.0000250)	-6.09e-06 (0.000035)	-8.22e-06 (0.0000355)
配偶者収入	0.000101 (0.000242)	0.0000991 (0.000242)	6.01e-06 (0.0000616)	4.94e-06 (0.0000621)
従業員規模	2.52e-06 (3.29e-06)	2.55e-06 (3.34e-06)	-5.90e-07 (2.72e-06)	-2.60e-07 (2.82e-06)
メンタルヘルスダミー	0.0272* (0.0140)	0.0267* (0.0141)	0.0137 (0.0113)	0.0128 (0.0115)
年金受給ダミー	0.00468 (0.0129)	0.00393 (0.0129)	-0.00281 (0.0123)	-0.00338 (0.0125)
年齢ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項	20.296*** (4.139)	20.921*** (4.181)	11.724*** (3.942)	11.905*** (4.0163)
観測数 N	4,134	4,115	4,697	4,626
決定係数	0.0325	0.0328	0.0332	0.0328
グループ数	2,030	2,026	1,929	1,914

※括弧内は標準誤差を示す

※係数はすべての小数点第4位で四捨五入して表示している

※\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準での統計的優位性を示す

表9の列3、4の非正規女性では、介護者発生ダミー自体は有意ではなかったが、企業規模との交差項が1%水準で有意に正となり、従業員数が1人増えると、離職確率を0.002%上昇させる傾向が確認された。肉体労働職ダミーとの交差項も1%水準で有意に正となり、離職確率を16%上昇させる傾向が確認された。すなわち、大企業に勤める、または肉体労働職に従事する非正規女性ほど、介護発生時の離職確率が上昇していることを意味する。この結果は、介護負担の重い状況下では、業務の柔軟性や労働時間調整の余地が小さい非正規職場ほど就業継続が難しいことを示唆している。また、非正規女性では勤続年数が有意に正であり、職場への定着が離職抑制に寄与していることが確認された。

一方、表9の列1、2の非正規男性においても、介護者発生ダミーは有意ではなかったが、リモートワーク企業ダミーとの交差項は有意ではなく、在宅勤務環境が離職を抑制する効果は観察されなかった。

### (3) 無配偶者結果まとめ

以上の結果を総合すると、介護発生が離職確率に統計的に有意な影響を及ぼしたケースは限定的であり、有配偶者群に比べて全体的に係数の有意性は弱い。特に、無配偶の正規雇用者では介護と離職の関連がほとんど見られず、非正規女性において一部の交差項が有意となったにとどまった。

この背景には、介護を共有できる家族が不在である一方、外部サービス利用または労働継続を選ぶ必要が生じる構造が関係している。すなわち、無配偶者は介護負担の全てを自ら担う可能性があるものの、その分離職という選択肢が最後の手段として抑制されている。これは、世帯内所得の補完がないため、生活費を賄うためのインセンティブが強いためである。特に男性では稼得者としての自己規範が強く作用し、介護が発生しても働き続ける傾向が強い。

他方で、有配偶者の場合には、家庭内での役割分担や配偶者との相互調整が介護行動に介在するため、結果として女性の離職リスクが顕著に表れた。これに対し無配偶者では、家族要因による介護・就業の交錯が限定的であり、離職行動は主として個人の経済状況や雇用安定性に規定されていると考えられる。

したがって、無配偶者における介護離職は家族関係を介した制度的圧力よりも、個人の経済的・心理的限界に依存する構造であるといえる。この点で、有配偶者群に比べて無配偶者では離職行動が表面化しにくく、統計的な有意性として現れにくい傾向が確認された。

### 第3項 勤続年数10年以上に絞った有配偶者を対象とした分析

第1項での分析では、表6列2有配偶非正規男性の介護者発生ダミーとリモートワーク企業ダミーの交差項が離職に対して正の方向に有意であった。これは、同じ介護発生者の中でも、より重い介護を予兆した人は介護発生前に既に柔軟な働き方を志向してリモート制度の整った企業へ移動している可能性があり、そういった層は実際に離職している可能性も高い。すなわち事前選好・自己選択バイアスの影響を完全には排除できなかった。こうした介護予兆層の転職選好によって、介護とリモート勤務が同時に観測される場合、その関係は相関的であり、必ずしも介護発生後のリモート勤務が離職を引き起こしているとは限らない。この点を明確に識別するために、本節では勤続年数10年以上の者に分析対象を限定し、介護発生後の行動変化のみを抽出する設計とした。その分析結果が表10、11である。この制約により、介護発生前の転職選択を排除でき、観測されるリモート勤務の影響は既存職場における介護発生後の制度利用や働き方調整の結果として位置づけられる。そのため、本モデルはリモート勤務が介護発生後の離職行動に与える因果的影響をより正確に捉えられる。

#### (1) 正規雇用者を対象にした推定結果

表10 勤続年数を10年以上に限定した、有配偶で正規雇用者の分析結果

変数	1	2	3	4
	正規男性	正規男性	正規女性	正規女性
介護者発生ダミー	0.0134 (0.0127)	0.0133 (0.0127)	0.00739 (0.0227)	0.00299 (0.0230)
介護者発生ダミー×リモートワーク企業ダミー	—	0.00124 (0.0103)	—	0.0424 (0.0285)
介護者発生ダミー×従業員規模	-9.41e-07 (1.72e-06)	-9.72e-07 (1.77e-06)	0.0000129*** (4.55e-06)	0.0000103** (4.86e-06)
介護者発生ダミー×収入	-0.0000152 (0.0000171)	-0.0000156 (0.0000173)	-0.0000378 (0.0000454)	-0.0000394 (0.0000454)
介護者発生ダミー×肉体労働職ダミー	-0.0222* (0.0134)	-0.0220 (0.0135)	0.00386 (0.132)	0.00860 (0.132)
年齢	-0.678*** (0.0636)	-0.678*** (0.0636)	-0.336*** (0.127)	-0.333*** (0.127)
年齢の二乗	0.00628*** (0.000581)	0.00628*** (0.000581)	0.00315*** (0.00116)	0.00312*** (0.00116)
勤続年数	0.0000408 (0.000456)	0.0000626 (0.000457)	8.90e-06 (0.00108)	-0.0000856 (0.00108)
収入	-2.24e-06 (6.67e-06)	-2.32e-06 (6.66e-06)	-3.13e-06 (0.0000177)	-2.82e-06 (0.0000177)
配偶者収入	-2.09e-06 (7.84e-06)	-2.25e-06 (7.84e-06)	0.0000166 (0.000016)	0.0000157 (0.0000161)
従業員規模	-5.73e-07 (1.27e-06)	-6.64e-07 (1.29e-06)	-3.08e-06 (3.30e-06)	-2.79e-06 (3.31e-06)
メンタルヘルスダミー	0.00232 (0.00317)	0.00228 (0.00317)	0.0131 (0.00796)	0.0128 (0.00799)
年金受給ダミー	0.00212 (0.00311)	0.00208 (0.003108)	0.00414 (0.00829)	0.00433 (0.00830)
年齢ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項	17.771*** (1.686)	17.779*** (1.685)	8.735** (3.362)	8.654*** (3.364)
観測数 N	19,472	19,441	3,225	3,218
決定係数	0.0576	0.0578	0.0467	0.048
グループ数	6,580	6,576	1,356	1,353

※括弧内は標準誤差を示す

※係数はすべての小数点第4位で四捨五入して表示している

※\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準での統計的優位性を示す

勤続年数10年以上に限定した、有配偶の正規雇用者の表10の分析では、男女いずれにおいても介護者発生ダミー及び、リモートワーク企業ダミーとの交差項は統計的に有意で

はなかった。これは、正規雇用者においては職場内での支援体制や役割分担の調整が一定程度可能であり、介護が発生しても即時的な離職には至らないことを示している。特に正規男性では、世帯内に介護負担を共有できる配偶者が存在し、世帯所得の補完関係が機能しているため、労働供給を維持する経済的インセンティブが強い。一方で正規女性においては、勤続が長期化するほど管理職や責任職に就く割合が高く、介護発生時にも柔軟な勤務調整が難しいが、同時にキャリア投資が大きいため、離職を選びにくい構造的要因も作用していると考えられる。結果として、長期勤続層では介護による離職リスクが統計的に顕著に表れなかったと解釈できる。

(2) 非正規雇用者における結果

表 11 勤続年数を 10 年以上で限定した、有配偶で非正規雇用者の分析結果

変数	1	2	3	4
	非正規男性	非正規男性	非正規女性	非正規女性
介護者発生ダミー	-0.0561 (0.104)	-0.125 (0.106)	-0.000742 (0.0236)	-0.00317 (0.0237)
介護者発生ダミー×リモートワーク企業ダミー	—	0.268** (0.112)	—	0.0557 (0.0431)
介護者発生ダミー×従業員規模	4.46e-06 (0.000024)	-0.0000106 (0.0000245)	5.01e-06 (6.63e-06)	3.18e-06 (6.73e-06)
介護者発生ダミー×収入	0.000153 (0.000210)	0.000204 (0.000208)	0.0000497 (0.000117)	0.0000358 (0.000117)
介護者発生ダミー×肉体労働職ダミー	0.0934 (0.125)	0.134 (0.124)	-0.00962 (0.0480)	-0.00878 (0.0479)
年齢	-1.263*** (0.187)	-1.269*** (0.189)	-0.937*** (0.114)	-0.951*** (0.114)
年齢の二乗	0.0117*** (0.00164)	0.0118*** (0.00165)	0.00870*** (0.00104)	0.00882*** (0.00104)
勤続年数	0.00309 (0.00273)	0.00478 (0.00290)	0.000260 (0.00133)	0.000296 (0.00133)
収入	-0.0000629 (0.0000786)	-0.0000301 (0.0000794)	-0.0000226 (0.0000254)	-0.0000231 (0.0000254)
配偶者収入	4.64e-06 (0.000117)	-0.0000208 (0.000116)	-0.0000625*** (0.0000224)	-0.000062*** (0.0000225)
従業員規模	-8.72e-06 (0.0000126)	-5.10e-06 (0.0000125)	1.69e-07 (2.62e-06)	1.13e-07 (2.66e-06)
メンタルヘルスダミー	-0.0173 (0.0409)	-0.0193 (0.0404)	0.0148 (0.0104)	0.0149 (0.0106)
年金受給ダミー	-0.0370 (0.0277)	-0.0414 (0.0274)	-0.00105 (0.0101)	-0.00172 (0.0102)
年齢ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
定数項	32.918*** (5.279)	32.933*** (5.341)	24.533*** (3.014)	24.895*** (3.021)
観測数 N	1,917	1,913	4,273	4,211
決定係数	0.2071	0.2224	0.0747	0.0768
グループ数	1,384	1,384	1,874	1,854

※括弧内は標準誤差を示す

※係数はすべての小数点第4位で四捨五入して表示している

※\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ10%、5%、1%水準での統計的優位性を示す

他方で、表11列2非正規雇用者においては特徴的な傾向が確認された。特に有配偶・非正規男性において、介護者発生ダミーとリモートワーク企業ダミーの交差項が5%水準で有意に正であり、離職確率を27%上昇させる傾向が確認された。すなわち、介護が発生

し、かつリモートワーク企業での勤務を行っている場合、リモートワーク企業で働いていない場合に比べて離職確率が有意に上昇することが示された。この結果は、介護発生者の中でも重い介護を予期した層の自己選択的な転職行動による相関を除外した上で得られたものであり、介護発生後のリモート勤務が離職を促進するという因果的影響を示唆している。すなわち、リモート勤務が必ずしも介護と就業の両立を支援する制度として機能していないことが明らかとなった。

この現象の背景には、リモート勤務によって家庭と職場の境界線が曖昧化する構造的要因が存在すると考えられる。特に非正規男性の場合、介護を代替できる家族（配偶者や親族）のサポートが限定的である一方、家庭内での稼得者としての役割期待も依然として強い。そのため、リモート勤務が導入されると、勤務時間中にも介護対応が頻発し、仕事と家庭の時間が競合しやすくなる。結果として、労働生産性や勤務継続意欲が低下し、介護専念への移行＝離職という経路が強まりやすい。また、非正規男性では労働契約上の保障が限定的であり、在宅勤務によるパフォーマンス低下が評価・契約更新に直結しやすい。したがって、リモート勤務が介護による時間制約を緩和するどころか、就業継続を脅かすトリガーとして作用している可能性が高い。

先行研究の Lott and Abendroth (2022) は、在宅勤務者において「仕事と家庭の境界が曖昧化 (blurring)」することが、情緒的組織コミットメント (affective commitment) を低下させる要因になり得ることを実証的に示している。すなわち、リモート勤務は柔軟な働き方を促進する一方で、仕事と家庭の境界を不明確にし、職務への心理的関与を弱めるリスクを伴う。このような境界曖昧化メカニズムが進行することで、結果的に離職意向が高まる可能性がある。

さらに、Mutiganda et al. (2022) は、テレワークに関する研究レビューを通じて、在宅勤務が生産性や職務満足度のみならず、離職意向や実際の離職行動に影響を及ぼす可能性を指摘している。しかし、テレワークが離職という労働市場からの退出に至るまでの因果的経路を明確に分析した研究は依然として少ない。本研究は、介護発生という外生性の高い事象を利用することで、リモート勤務が離職に及ぼす因果的影響を識別し、こうした未解明領域に新たな実証的知見を提供するものである。

## 第5章 政策提言

本研究の実証分析の結果、介護発生が離職に与える影響は、すべての属性で一様に現れるわけではなく、限定的な層において有意な傾向が確認された。有配偶正規女性では、介護発生が離職確率を有意に高める一方で、有配偶非正規男性では、リモート勤務環境の存在が離職をむしろ促進する傾向が観察された。これらの結果は、従来の柔軟な働き方が介護と就業の両立を支援するという通念とは異なり、リモート勤務が必ずしも介護両立策として機能していない現実を浮き彫りにしている。

このことは、制度が整備されても、その運用や環境設計が当事者の実態に即していない場合、逆に離職を促進し得ることを示唆している。すなわち、柔軟な働き方の裏では、仕事と家庭の境界が曖昧化し、勤務時間中に介護対応を強いられる時間的競合が発生している構造がある。Lott and Abendroth (2022) が指摘するように、在宅勤務は労働者のワーク・ライフ境界を不明確にし、情緒的コミットメントの低下を引き起こす可能性がある。したがって、単に制度の導入率を高めるだけではなく、仕事と介護の時間的・空間的分離を制度設計の中でいかに担保するかが今後の焦点となる。

この課題に対し、本研究では政策提言として「見守り連携型準在宅勤務モデル」を提案する。

「見守り連携型準在宅勤務モデル」は、在宅勤務の利点を保持しつつ、自宅から徒歩圏内（10～15分圏）に位置する地域型コワーキングスペースを勤務拠点として活用する制度である。リモート勤務下の常時介護対応プレッシャーを軽減しながら、緊急時には即座に帰宅できる距離を確保することで、仕事と介護の両立を現実的に支援できる。欧州では、オランダやフィンランドで“Work Near Home”政策が進められ、都市部から郊外に「分散オフィス」を設置することで、在宅勤務による孤立や集中力低下を防ぐ取り組みが行われている（OECD, 2023）。日本においても、この仕組みを「介護両立支援型コワーキング拠点」として制度化し、企業・自治体・地域事業者が協働して整備することが望ましい。

具体的に考えられる案は3つある。一つは、企業が自社社員の居住地近隣のワークスペースと契約し、在宅勤務の代替選択肢として利用可能にすること、二つ目は、自治体が地域包括支援センターと連携し、介護世帯向けにコワーキング利用補助を行うこと、そして

三つめは、厚生労働省が介護両立支援を推進している企業に対して税制優遇や助成金を付与することである。これにより、リモート勤務の逆機能を補いながら、介護発生時にも就業継続が可能な地域分散型労働インフラを構築できる。

ただし、準在宅型勤務を導入する際には、家に残る要介護者の安全確保が前提となる。自宅に要介護者を置いたまま離席する場合、転倒や急変のリスクが生じるため、ICTを活用した見守り支援の併用が不可欠である。具体的には、自治体と介護事業者が連携して、センサーや通信端末を通じた在宅見守りネットワークを構築し、異常時には勤務先（コワーキング拠点）にも通知が届く仕組みを整えることで、家族の安心と就業継続を両立できる。こうした「見守り連携型準在宅勤務」は、働き盛り世代の介護離職を抑える実効性ある制度として期待される。

ICT機器の導入費用については、国・自治体、企業、利用者の三層負担モデルを想定することが現実的である。初期費用は国および自治体が交付金を活用して支援し、企業は通信・運用費を「介護両立支援手当」として一部補助する。利用者には所得に応じた軽負担（1～2割）を求めつつ、要介護度の高い世帯には減免措置を設ける。この費用構造により、制度の持続可能性を担保しながら、介護者の安心と就業継続の両立を促進できる。

また、財源は既存の両立支援助成金や地域交付金の活用により十分に対応可能と考えており、離職防止による税収維持効果を考慮すれば、中長期的には財政的にも投資価値の高い施策である。

本研究の結果は、リモート勤務の導入が一律に福祉的效果をもたらすわけではなく、労働市場の脆弱層や家族構造によって異なる作用を持つことを明らかにした。ゆえに、今後の政策はリモートワークの拡大ではなく、「利用者属性に応じた制度の再設計」へと重点を移す必要がある。柔軟な働き方を真に両立支援の仕組みへと転換するためには、物理的距離の再定義と、地域単位での支援ネットワーク整備、そしてICTによる安全保障の統合が不可欠である。本研究で示した「見守り連携型準在宅勤務モデル」は、その第一歩となる可能性を持つ。

## 第6章 おわりに

本研究は、親の介護発生が中高年就業者の離職行動に与える影響を、雇用形態・性別・婚姻状態・リモート勤務環境といった多面的観点から実証的に検証したものである。分析には『全国就業実態パネル調査（2016～2024年）』を用い、固定効果モデルにより個人の観測不可能な異質性を統制した。

その結果、介護発生が離職に与える影響はすべての属性で一様ではなく、有配偶の正規女性と有配偶の非正規男性という限定的な層において顕著に表れることが明らかとなった。有配偶正規女性では、介護発生が離職確率を有意に高め、家族内役割分担の固定性や制度利用上の心理的負担が影響していることが示唆された。一方で、有配偶非正規男性では、リモート勤務制度の存在が離職をむしろ促進する傾向が観察され、リモート勤務が介護と就業の両立を必ずしも支援していない現実が浮き彫りとなった。

これらの結果は、「柔軟な働き方＝両立支援」という通念に再考を促すものであり、働き方の制度設計が当事者の生活構造や家庭状況に十分に適合していない場合、逆に離職を誘発する可能性を示唆している。本研究ではこの課題に対し、「見守り連携型準在宅勤務モデル」という新たな両立支援制度を提案し、地域拠点型の勤務体制とICTを組み合わせることで、介護と就業の両立を現実的に支援する政策的方向性を提示した。

また、本研究にはいくつかの限界が存在する。第一に、勤続年数10年以上の層に限定することで、重い介護の予兆がある層の転職行動による自己選択バイアスを一定程度抑制したものの、依然として交絡要因を完全に排除することはできない。具体的には、介護発生関係なく、長年家族の世話を担っていた層がリモート環境の整った職場を選択しており、そのような層が介護が起こった際に離職しやすい可能性があるといった事だ。そのため、リモート勤務が介護発生後の離職行動に与える因果効果を完全に識別しているとは言い切れない。

第二に、本研究が対象としたのは「前年1年間」における介護発生と離職の関係であり、短期的影響に限定された分析である。実際には、介護と就業の両立は数年単位で変化し、介護の長期化によって離職リスクが時間とともに変動する可能性がある。したがって、今後は介護発生後の数年間における就業行動の持続的変化を追跡する分析が必要である。

以上の限界を踏まえると、本研究は介護発生直後の短期的な就業行動を中心に分析したものであり、長期的な雇用継続やキャリア形成への影響を十分に捉えきれていない。今後は、介護の発生から終息までの中長期的な過程を追跡し、介護の程度や家族構成、職場の支援体制といった要因を統合的に考慮した分析が求められる。

本研究で得られた知見は限定的な範囲にとどまるものの、介護と就業の両立を支える働き方のあり方を再考する上で、重要な示唆を提供するものである。

## 参考文献・引用文献・データ出典

- 大津唯(2013)「在宅介護が離職に与える影響」『パネルデータによる政策評価分析 [4] 働き方と幸福感のダイナミズム—家族とライフサイクルの影響』、p. 139 - 153  
厚生労働省『雇用動向調査』  
(<https://www.jili.or.jp/lifeplan/lifesecurity/1099.html>), 閲覧日 2025/09/04
- 厚生労働省 雇用環境・均等局 職業生活両立課 (2023年) 「仕事と育児・介護の両立に係る現状及び課題」 (<https://www.mhlw.go.jp/content/11901000/001045156.pdf> ), 閲覧日 2025/09/03
- 厚生労働省『令和5年度 介護保険事業状況報告 (年報) のポイント』  
([https://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/osirase/jigyo/23/dl/r05\\_point.pdf](https://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/osirase/jigyo/23/dl/r05_point.pdf)), 閲覧日 2025/09/03
- 厚生労働省「仕事と育児・介護の両立に係る現状及び課題」 (令和5年)  
(<https://www.mhlw.go.jp/content/11901000/001045156.pdf> ), 閲覧日 2025/09/03
- 厚生労働省『日本標準職業分類 (令和4年改定) 』  
(<https://www.mhlw.go.jp/content/11650000/001030651.pdf>), 閲覧日 2025/09/03
- 国際職業分類 ISCO-08 (International Standard Classification of Occupations 2008) (<https://www.ilo.org/publications/international-standard-classification-occupations-2008-isco-08-structure>), 閲覧日 2025/10/04
- 国土交通省 『令和6年度 テレワーク人口実態調査—調査結果 (概要)』  
(<https://www.mlit.go.jp/report/press/content/001878996.pdf> ), 閲覧日 2025/10/29
- 生命保険文化センター (2024) 『生命保険に関する全国実態調査 [2世帯以上世帯]』  
(<https://www.jili.or.jp/files/research/zenkokujittai/pdf/r6/2024honshiall.pdf> ), 閲覧日 2025/09/03
- 総務省『令和4年就業構造基本調査』  
(<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> ), 閲覧日 2025/11/6
- 山田篤裕・酒井正(2016)「要介護の親と中高年者の労働供給制約・収入減少」『経済分

析』、p. 183-212

内閣府 (2024) 『令和 6 年版高齢社会白書 (全体版)』第 1 章第 2 節第 2 項、図 1-2-2-11 「介護施設等の定員数 (病床数) の推移」、図 1-2-2-2 「要介護 (要支援) 認定者数の推移」 ([https://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2025/zenbun/pdf/1s2s\\_02.pdf](https://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2025/zenbun/pdf/1s2s_02.pdf)), 閲覧日 2025/09/29

大和総研 (2019) 『介護離職の現状と課題』, 株式会社大和総研 政策調査部 (石橋未来), 内閣府「規制改革推進会議 ワーキング・グループ」提出資料, 2019 年 1 月 9 日, (<https://www8.cao.go.jp/kiseikaikaku/suishin/meeting/wg/hoiku/20190109hoikukoyo01.pdf>), p5, p9, 閲覧日 2025/10/27

労働政策研究・研修機構 (JILPT) 「仕事と介護の両立における介護疲労やストレスが就労に及ぼす影響」 2021 年 (<https://www.jil.go.jp/institute/zassi/backnumber/2021/special/pdf/101-109.pdf.com>), 閲覧日 2025/10/27

Frimmel, W., Halla, M., Paetzold, J., & Schmieder, J. (2025). “Health of parents, their children’s labor supply, and the role of migrant care workers,” *Journal of Labor Economics*, 43(3), 000-000.

Lott and Abendroth (2022). “Affective commitment, home-based working and the blurring of work-home boundaries: Evidence from Germany,” *New Technolagn, Work and Employment*, 38(1), 82-102

Maestas, N., Messel, M., & Truskinovsky, Y. (2024).” Caregiving and labor supply: New evidence from administrative data,” *Journal of Labor Economics*, 42(S1), S183-S218.

Mutiganda et al. (2022).” A systematic review of the research on telework and organizational economic performance indicators,” *Frontiers in Psychology*, 13, 1035310

Sugawara, S., & Nakamura, J. (2021). “Long-term care at home and female work during the COVID-19 pandemic,” *Health Policy*, 125(7), 859-868.

## データ出典

リクルートワークス研究所 「全国就業実態パネル調査」 (<https://www.works-i.com/surveys/panel-surveys.html>)