

JILPT 資料シリーズ

No.277 2024年3月

# 高年齢者の多様な就業と生活

—中高年齢者縦断調査を用いた二次分析—



独立行政法人 労働政策研究・研修機構  
The Japan Institute for Labour Policy and Training

JILPT 資料シリーズ No.277

2024年3月

# 高年齢者の多様な就業と生活

—中高年齢者縦断調査を用いた二次分析—

## ま え が き

少子高齢化の進展による人口減少社会を迎えて久しい我が国では、全ての年代の人々がその特性や強みを活かし、経済社会の担い手として活躍することが期待されている。その中で、高齢者に関しては、年金の受給開始年齢の引き上げや高齢者雇用安定法の改正などにより、65歳までの雇用・労働が定着し、65歳以降の就業も進んでいる。意欲ある高齢者が、年齢にかかわらず生涯現役で活躍し続けられる環境を整備することは、個人の職業生活における希望を実現するとともに、人生100年時代を豊かなものにするためにも極めて重要である。

当機構においても、プロジェクト研究「多様な人材と活躍に関する研究」の主要な柱の一つとして、「人口減少下における高齢者の多様な就業・キャリアと人事労務管理に関する研究」を位置づけている。本資料シリーズは、厚生労働省が2005年以降に実施しているパネル調査（中高年者縦断調査）のデータを用いて、高齢者の就労満足度や能力開発、介護、地域活動に注目した二次分析の研究結果を収録している。各章の研究結果から、高齢期の就労と企業の制度の関係、あるいは家族や地域との関係について、多くの示唆を得ることが期待される。

本資料シリーズが企業経営者、人事担当者、労働者、政策担当者をはじめ、高齢者の雇用・就業問題に関心のある国民の皆さまに広く活用され、高齢者の就業の促進、さらには生涯現役社会の実現に資することができれば幸いである。

2024年3月

独立行政法人 労働政策研究・研修機構  
理事長 藤村博之

### 執筆担当者（執筆順）

氏名	所属	担当
もりやま ともひこ 森山 智彦	労働政策研究・研修機構 研究員	序章、第3章
たなか ひでき 田中 秀樹	同志社大学政策学部 准教授	第1章
よしおか ようすけ 吉岡 洋介	千葉大学大学院人文科学研究院 准教授	第2章
ふくい やすたか 福井 康貴	名古屋大学大学院環境学研究科目 准教授	第4章

## 目 次

<b>序章 問題関心、各章の要約</b> .....	1
第1節 研究目的 .....	1
第2節 研究背景 .....	1
1 高齢化と60歳以上の就業率の推移 .....	1
2 高年齢者雇用に関する制度の変遷 .....	3
3 労働政策研究・研修機構における高年齢者研究の展開 .....	4
第3節 使用データ .....	5
第4節 各章の要約、インプリケーション .....	7
<b>第1章 高年齢者の雇用延長の在り方が仕事のやりがい・能力活用に与える効果</b>	
<b>－職種継続・利用する雇用延長制度に着目して－</b> .....	12
第1節 問題の所在 .....	12
第2節 先行研究 .....	14
1 高年齢者雇用に関する先行研究 .....	14
2 仕事のやりがい・能力活用に関する先行研究 .....	15
第3節 分析① 「中高年者縦断調査」データ 2013年時点60歳～65歳の特徴把握 ..	16
第4節 分析② 雇用延長における能力活用・やりがい満足度の規定因についての分析 ..	24
第5節 結論及び今後の検証課題 .....	27
<b>第2章 50代後半の正社員の「能力開発・自己啓発」「免許・資格取得」経験の規定要因</b> ..	31
第1節 はじめに .....	31
1 研究目的と背景 .....	31
2 先行研究 .....	31
第2節 データと分析方法 .....	32
1 データと分析対象 .....	32
2 変数 .....	32
3 分析方法 .....	33
4 変数の記述統計 .....	34
第3節 分析結果 .....	35
1 「自己啓発・能力開発」経験の規定要因 .....	35
2 「免許・資格取得」経験の規定要因 .....	38

第4節	結論と今後の展開	38
1	結論	38
2	今後の展開	41
<b>第3章</b>	<b>介護は60歳以降の男性の働き方をどの程度左右するのか</b>	
	—60歳直前の階層的地位に注目して—	42
第1節	研究目的	42
第2節	先行研究	43
第3節	仮説、データ	45
1	仮説	45
2	データ	46
第4節	記述的分析	47
1	男性の介護提供と介護の有無による就業状況の違い	47
2	59歳時の企業規模別、男性の介護提供と介護の有無による就業状況の違い	49
第5節	男性の介護提供と働き方の関係における60歳直前の階層的地位の干渉効果	52
1	推定モデルと変数	52
2	有業から無業への移行に対する介護等の影響	55
3	正規労働者から他の雇用形態への移行に対する介護等の影響	56
4	フルタイム労働者からパートタイム労働者への移行に対する介護等の影響	60
第6節	まとめ	63
<b>第4章</b>	<b>高齢期における就業は高年齢者の地域参加を抑制するか</b>	67
第1節	はじめに—労働市場と地域社会への参加—	67
第2節	先行研究	69
第3節	方法	73
1	分析対象	73
2	変数と分析手法	74
第4節	高齢期就業の地域参加にたいする影響	75
1	記述的分析	75
2	就業者と非就業者の比較	82
3	働き方や職場による違い	85
第5節	結論	89

## 序章 問題関心、各章の要約

### 第1節 研究目的

高齢化の進展や年金支給開始年齢の引き上げ、高年齢者<sup>1</sup>の就労環境を整備するための法改正を背景に、65歳までの雇用・労働は定着し、65歳以降の就業も進みつつある。その中、労働政策研究・研修機構（JILPT）第5期中期計画（2022年度～2026年度）は、高年齢期の就業・雇用をより包括的に分析し、働く意欲と能力のある人が働き続けるために必要な社会制度・政策について検討することを目標の一つとして行われている。

本資料シリーズでは、厚生労働省が実施する一般統計調査であり、統計法第33条に基づき調査票情報を利用することが可能なパネル調査（中高年者縦断調査）のデータを用いて、高年齢者の就業等に関する二次分析を行う。具体的には、企業の継続雇用体制と就労への意識の関係や能力開発・自己啓発の規定要因、介護提供や地域活動と就労の関係といったトピックについて、パネルデータを活かした分析を行う。

構成は次の通りである。第2節では、高年齢者の雇用・就労に関連する社会的背景と2000年以降の制度の変遷、そしてJILPTの高年齢者研究の展開を整理する。第3節では、本資料シリーズで用いるデータについて説明する。第4節では、各章の結果とインプリケーションを要約しておく。

### 第2節 研究背景

#### 1 高齢化と60歳以上の就業率の推移

日本は世界でも最も人口の高齢化が進んだ国である。高齢化率（全人口に占める65歳以上の人口比率）は、1980年の9.1%から、2000年には17.4%、2020年には28.7%まで上っている。また、高年齢者（65歳以上）人口に対する生産年齢（15～64歳）人口の比をとると、1980年には1人の高年齢者に対して若年・壮年者は7.4人だったのに対して、2020年には2.1人まで減少している<sup>2</sup>。

人口構造の変化に伴い、日本の高年齢者の就業率も上昇してきた。図表序-1-1は、2000年以降の60歳以上の就業率を男女別に示したものである。男性の就業率は、2000年から2022年にかけて、60-64歳は65.1%から83.9%に、65-69歳は48.6%から61.0%に増えた。70歳以上の就業率は2000年（24.1%）と2022年（25.9%）にあまり違いはない。また、女性の就業率も、2000年から2022年にかけて、60-64歳は37.8%から62.7%に、65-69歳は25.1%から41.3%に、70歳以上は9.8%から12.9%に上昇した。このように、現在では60代前半の男女の多くが働いているだけでなく、60代後半でも男性の6割、女性の4割が働いている。

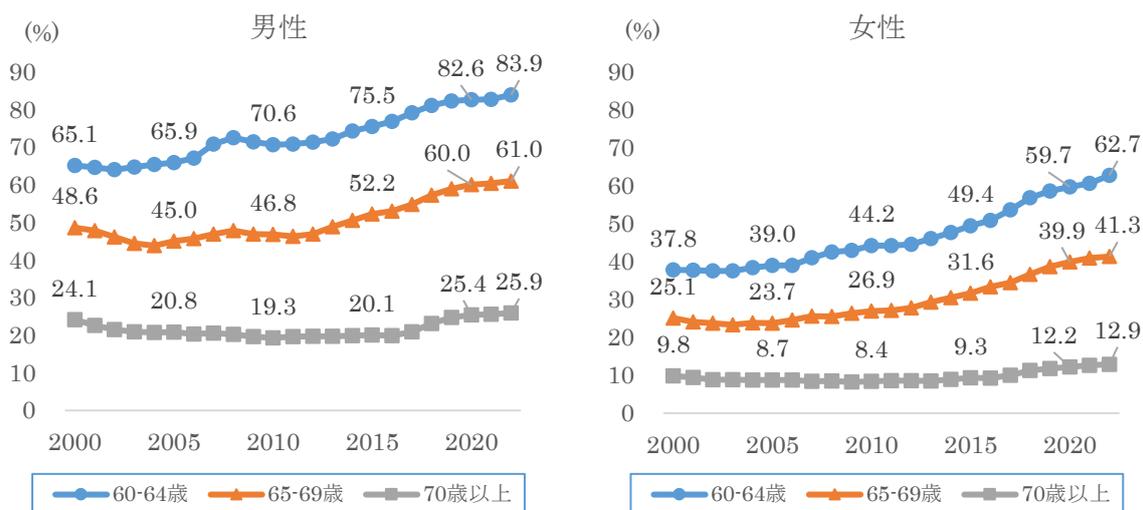
国際的に見ても、日本の労働者の引退年齢は際立っている。日本、韓国、アメリカ、カナ

<sup>1</sup> 本資料シリーズでは、特に断りが無い限り、60歳以上を「高年齢者」と定義する。

<sup>2</sup> 数値の出典は、すべて総務省統計局「国勢調査」。

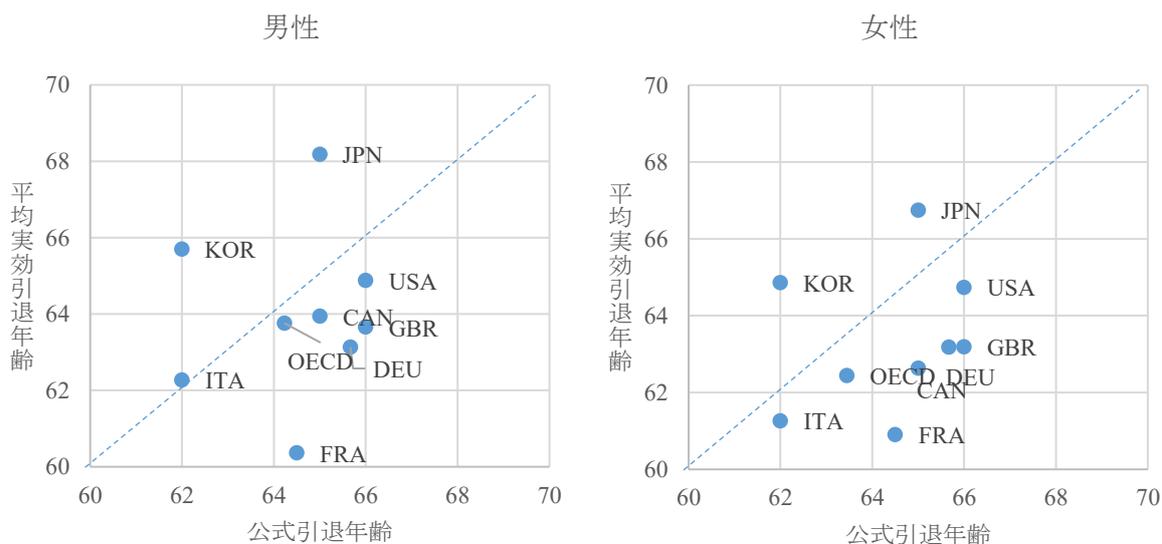
ダ、英国、ドイツ、フランス、イタリア、そして OECD 平均の公式引退年齢（公的老齢年金を満額受給できる年齢）と平均実効引退年齢（実際に引退する年齢の平均）の関係を見ると、日本と韓国のみ、男女ともに平均実効引退年齢が公式引退年齢を上回っている（図表序-1-2）。特に日本は平均実効引退年齢が全ての国の中で最も高く、公式引退年齢を男性は 3.2 歳、女性も 1.7 歳上回っている。

図表序-1-1 男女別、高齢者の就業率(2000年～2022年)



出典：総務省統計局『労働力調査』

図表序-1-2 主要国の公式引退年齢と平均実効引退年齢



注：平均実効引退年齢は 2013 年から 2018 年までの 5 年間の値。公式引退年齢は、22 歳に労働市場に参入し、2018 年に引退した場合の年齢。

出典：OECD, Pensions at a Glance 2021.

## 2 高年齢者雇用に関する制度の変遷

高年齢者の就業率向上は、制度的には定年制や年金制度、就労促進政策に規定されている。1940年代後半に多くの企業が導入した定年制は、1970年代後半、平均余命の伸びなどを背景に、定年年齢の55歳からの引き上げが、労働者のみならず政策サイドからも企業に要求された。そして、1980年代に60歳への定年延長の動きは着実な進展を見せ、1986年4月の高年齢者雇用安定法（以下、高齢法という）の成立、1994年の同法改正により、定年は60歳を下回ることができなくなった<sup>3</sup>。その結果、1999年には97.1%の企業が一律定年制を定め、そのうち91.2%が60歳定年、6.2%が65歳定年とした（厚生労働省『雇用管理調査』<sup>4</sup>）。こうして、1998年に定年年齢と年金支給開始年齢との間にギャップがない状態が実現されたが、その時には2001年から2025年にかけて厚生年金や共済年金の支給開始年齢を65歳に段階的に引き上げることが既に決定されていた<sup>5</sup>。そのため、60代前半における雇用から年金支給までの新たなギャップをいかにして埋めるかという問題が、改めて浮上した。

これに対して、政府は再び法律を改正することで、高年齢者の雇用機会を確保するよう企業側に働きかけた。1990年の法改正で努力義務とされていた65歳までの雇用確保措置は、2004年の法改正（2006年施行）で義務化され、2012年の法改正（2013年施行）でその対象が原則希望者全員に定められた。対象となるのは、1946年4月以降生まれの従業員であり、企業は法律の定める年齢<sup>6</sup>までの雇用確保措置として、①定年退職年齢の引き上げ、②継続雇用制度の導入、③定年制の撤廃のいずれかを講ずることが義務づけられた。

実際には②継続雇用制度を選択する企業が多く、2006年6月段階で72.1%の企業がこれを選んでいる（2006年高年齢者雇用状況集計結果）。その理由としては、継続雇用の際の具体的な雇用条件の規定が設けられていないことが大きい。定年延長であれば、正社員としての雇用契約を延長した定年年齢まで引き延ばさなければならない。他方、継続雇用の場合は、一度正社員の雇用を打ちきり非正社員として再雇用することや、賃金、業務内容を変更することも定年延長よりは容易にできるので、企業のコストはかなり抑えられる。実際に、半数近くの企業が60歳時点よりも40%以上の賃金削減をした上で継続雇用している（山田2009）。

また、2013年4月までは、たとえ継続雇用制度を導入したとしても、労使交渉によって事前に定められた基準に満たない高年齢者を継続雇用しないことも認められていた。実際に、2006年6月時点で希望者全員を継続雇用の対象としていた企業は全体の39.1%で、残りは

<sup>3</sup> 年金支給開始年齢引き上げの議論の過程で作られた1986年の高齢法では、事業主は定年を定める場合に60歳を下回らないよう努めることと規定され、1994年の改正で60歳定年が義務化された。義務化が全面施行されたのは、1998年4月である。

<sup>4</sup> 『雇用管理調査』の対象は、本社の常用労働者数が30人以上の全国の民間企業である。

<sup>5</sup> 特別支給の老齢厚生年金の支給開始年齢を65歳までに引き上げる措置について、定額部分は2013年度に引き上げが完了し、報酬比例部分は男性で2025年度、女性で2030年度までに引き上げが完了する。

<sup>6</sup> 「法律の定める年齢」とは、1946年生まれの者は63歳であり、そこから段階的に引き上げられ、1949年4月以降生まれの者は65歳を指す。

基準該当者のみに継続雇用を適用していた。

こうして、政策が先導する形で、65歳までの雇用義務化は急速に進展し、実際に高年齢者の就業率は向上した（Kondo and Shigeoka 2017, 山田 2017, 森山 2022）。さらに、2020年の法改正では、70歳までの就業機会の確保措置を講ずることが事業主の努力義務として規定され、2021年4月に施行された。この改正では、70歳までの就業確保措置として、①70歳までの定年引き上げ、②定年制の廃止、③70歳までの継続雇用制度（再雇用制度・勤務延長制度）の導入（特殊関係事業主に加えて、他の事業主によるものを含む）、④70歳まで継続的に業務委託契約を締結する制度の導入、⑤70歳まで継続的に社会貢献事業（a.事業主が自ら実施する社会貢献事業、b.事業主が委託、出資（資金提供）等する団体が行う社会貢献事業）に従事できる制度の導入、のうちいずれかを講ずることが努力義務とされた。

2020年の法改正が施行された2021年以降、70歳までの就業確保措置を実施しているのは3～4社に1社程度である（図表序-1-3）。就業確保措置の中では、「継続雇用制度の導入」が最も多く、2023年には23.5%の企業が実施している。その他は、定年廃止を実施している企業が3.9%、定年の引き上げが2.3%（いずれも2023年）となっているが、後者を採用する企業は、2021年以降の2年間で若干増えている。就業確保措置相当の措置実施<sup>7</sup>、創業支援等措置の導入を行っている企業はごくわずかである。

図表序-1-3 70歳までの就業確保措置の実施状況（21人以上企業の総計、単位：％）

	2021年	2022年	2023年
継続雇用制度の導入	19.7	21.8	23.5
定年廃止	0.4	3.9	3.9
定年の引き上げ	1.9	2.1	2.3
創業支援等措置の導入	0.1	0.1	0.1
就業確保措置相当の措置実施	1.7	1.7	1.7
その他・未実施	72.7	70.4	68.5
N	232,059	235,875	237,006

出典：厚生労働省『高年齢者雇用状況等報告』

### 3 労働政策研究・研修機構における高年齢者研究の展開

このような社会情勢や制度の変遷を背景に、労働政策研究・研修機構（JILPT）でも5年を単位とする中期計画ごとに、その時代の政策的ニーズを反映したテーマを設定し、研究に取り組んできた。2007年度から2011年度の第2期中期計画では、2006年に施行された改正高齢法によって、それまで努力義務だった65歳までの雇用確保措置が義務に格上げされ

<sup>7</sup> 「就業確保措置相当の措置実施」とは、「70歳までの就業確保措置実施済み」と同様の措置を70歳未満の年齢まで導入している場合を指す。

たことを背景に、65歳までの雇用確保を図るために解決すべき政策課題を明らかにするための研究が実施された。具体的には、高年齢者の就業の規定要因や、人事管理面からみた継続雇用の阻害要因、高年齢者の就業継続の意識、若年層の就業機会への影響といった研究が行われた（JILPT 編 2011, 2012）。

2012年度から2016年度の第3期中期計画では、2013年施行の改正高齢法によって、継続雇用制度対象者の選抜を行うことができなくなり、その対象者が希望者全員になったことを背景に、65歳までの雇用確保に加えて、継続雇用者の人事労務管理や生産性の向上、健康や介護と就労の関係といった研究に重点が移っていった。同時に、継続雇用などの雇用確保に関しては、65歳以降の就業も積極的に扱うようになり、それを可能とする企業要因等が分析された（JILPT 編 2016, 2017）。

2017年度から2021年度の第4期中期計画では、2021年施行の改正高齢法によって70歳までの就業機会確保が努力義務化されたことを背景に、主に60代前半の企業の継続雇用制度における雇用管理体制や個人の高年齢期キャリアの視点から、高年齢者の働き方の現状と課題を分析し、70歳までの就業確保の義務化に向けた政策の社会的影響を論じた。具体的には、65歳までの継続雇用体制下における従業員の仕事や役割の変化、賃金への影響、65歳以降の雇用を左右する要因に加えて、高年齢期の就業理由や満足度、キャリアのジェンダー格差といった側面から研究が展開された（JILPT 編 2021, 2022）。

2022年度から2026年度の第5期中期計画では、65歳までの雇用が定着し、65歳以降の就業も進みつつあることを背景に、65歳以降の働き方も含めて、高年齢期の就業・雇用をより包括的に分析し、働く意欲と能力のある人が年齢や性別を問わず働き続けるために必要な社会制度・政策について検討する。また、第4期では、主に企業の継続雇用体制や個人のキャリアという双方の視点から、高年齢者の働き方の現状と課題を分析したが、外部労働市場も含めた60歳以降の高年齢者全体の就業・雇用状況、及び家族や健康といった就労に関連するライフイベントを踏まえた分析が十分ではない。そこで第5期では、内部労働市場だけでなく、外部労働市場や家族、健康といった視点を加えて、①高年齢期における継続雇用・転職と多様な働き方の実態解明、②高年齢者の多様なキャリア・就業意欲と企業の人事労務管理、③高年齢者の健康と雇用・就業のバランス、の3つの課題について、調査研究活動を行っている。

### 第3節 使用データ

本資料シリーズでは、全ての章で、厚生労働省「中高年者縦断調査」を用いて分析を行う。この調査は、厚生労働省が全国の中高年者世代の男女を追跡して、就業や健康、社会活動の変化の過程を継続的に調査することで、高年齢者対策などの厚生労働行政施策の企画立案、実施等のための基礎資料を得ることを目的とし、2005年から毎年11月に実施されているパネル調査である。第1回目（2005年）の調査の対象は、2004年「国民生活基礎調査」の調

査地区から無作為抽出した 2,515 地区内の 50～59 歳（2005 年 10 月末現在）の全国の男女であり、2 回目以降は、その前の回または前々回の調査において協力を得られたものを対象としている。

本資料シリーズでは、第 1 回調査（2005 年）から第 16 回調査（2020 年）までのデータを対象に、各章の研究目的に沿って適宜データを加工し、分析を行った。各回の調査の対象者年齢、調査客体数、回収客体数、回収率は、図表序-1-4 の通りである。また、図表序-1-5 は、第 1 回調査から第 16 回調査のデータをマージし、年齢別に並べ替えて、各年齢のサンプルサイズを示したものである。

図表序-1-4 「中高年者縦断調査」(第 1 回～第 16 回)の対象者年齢、調査客体数、回収状況

	年	対象者の年齢	調査客体数	回収客体数	回収率
第1回	2005	50～59歳	40,877	34,240	83.8%
第2回	2006	51～60歳	35,007	32,285	92.2%
第3回	2007	52～61歳	32,195	30,730	95.4%
第4回	2008	53～62歳	30,773	29,605	96.2%
第5回	2009	54～63歳	29,548	28,736	97.3%
第6回	2010	55～64歳	28,554	26,220	91.8%
第7回	2011	56～65歳	28,137	25,321	90.0%
第8回	2012	57～66歳	26,428	24,026	90.9%
第9回	2013	58～67歳	25,261	23,722	93.9%
第10回	2014	59～68歳	24,231	22,748	93.9%
第11回	2015	60～69歳	23,485	22,595	96.2%
第12回	2016	61～70歳	22,845	21,916	95.9%
第13回	2017	62～71歳	22,253	21,168	95.1%
第14回	2018	63～72歳	21,587	20,677	95.8%
第15回	2019	64～73歳	20,903	19,931	95.3%
第16回	2020	65～74歳	20,264	19,644	96.9%

図表序-1-5 年齢別、サンプルサイズ

	全体	男性	女性
50歳	2,855	1,416	1,439
51歳	5,558	2,674	2,884
52歳	8,324	4,013	4,311
53歳	11,235	5,427	5,808
54歳	14,175	6,818	7,357
55歳	17,017	8,189	8,828
56歳	20,311	9,780	10,531
57歳	23,340	11,193	12,147
58歳	26,150	12,504	13,646
59歳	27,588	13,130	14,458
60歳	26,512	12,567	13,945
61歳	25,483	12,030	13,453
62歳	24,529	11,524	13,005
63歳	23,668	11,062	12,606
64歳	22,945	10,688	12,257
65歳	22,368	10,398	11,970
66歳	20,240	9,382	10,858
67歳	18,173	8,451	9,722
68歳	15,907	7,374	8,533
69歳	13,658	6,336	7,322
70歳	11,279	5,215	6,064
71歳	8,911	4,126	4,785
72歳	6,289	2,876	3,413
73歳	3,782	1,751	2,031
74歳	1,481	694	787

#### 第4節 各章の要約、インプリケーション

各章の結果の要約とインプリケーションは、次の通りである。

##### 第1章 高年齢者の雇用延長の在り方が仕事のやりがい・能力活用に与える効果 —職種継続・利用する雇用延長制度に着目して—

第1章では、雇用継続パターンや雇用延長の際の職種継続性が、高年齢者の仕事のやりがい・能力活用に抱く満足度に与える影響について分析している。分析対象は2013年時点で60歳から65歳の就業者である。このように対象を設定したのは、希望者全員の65歳までの雇用義務化を定めた2013年施行の改正高齢法の影響も踏まえて結果を考察するためである。そして、本章では、「高齢法」改正という社会背景が、改正時に法律の主たる対象年齢である者の仕事への態度に対してどのような影響を与えるのかについて検討を行った。

分析から得られた主な結果は、次の3点である。第1に、2012年から2013年の職種の継続性と2013年の満足度の関係を分析した結果、管理職や専門職の仕事を継続している者は、継続していない者に比べて、能力活用や仕事内容・やりがいの満足度が高かった。ただし、2012年から2013年の満足度の変化に対しては、職種継続の有無による影響は示されなかつ

た。第2に、勤務先に再雇用制度や勤務延長制度がある場合は、ない場合に比べて、能力活用や仕事内容・やりがいの満足度が高かった。ただし、これらの制度がある者に限定して、制度利用の有無で満足度を比較すると、統計的な有意差は示されなかった。第3に、2012年改正高齢法が施行された2013年時点において、定年が撤廃されている企業で働く者は、能力活用や自身の仕事内容・やりがいに満足していた。また、定年制撤廃と職種継続はそれぞれ単独で能力活用や仕事内容・やりがいの満足度に強い正の効果をもたらした。一方で、就業継続制度である再雇用制度はそれら満足度に与える影響は限定的、そして勤務延長制度がそれら満足度に与える影響は見られなかった。

これらの結果は、勤務延長制度の中では定年制の撤廃が高齢労働者の能力活用や仕事のやりがい向上に対して最も重要であることが示唆された。そして、それと並行して、60歳から65歳の間の職種継続が、高齢労働者の能力活用や仕事のやりがいを向上させるためには重要であることが示されていた。

## 第2章 50代後半の正社員の「能力開発・自己啓発」「免許・資格取得」経験の規定要因

第2章では、50代後半の正社員の能力開発や免許・資格取得を規定している要因を明らかにする。他世代と比べ教育訓練の実施率が低い高年齢労働者の就労継続を社会的・政策的に促すには、何が訓練の受講を阻んでいるのかを明らかにする必要がある。前年に正社員であった54歳から60歳の者を対象に、過去1年間の「能力開発・自己啓発」経験と「免許・資格」取得経験を規定する要因を分析した結果、次の2点の知見が得られた。

第1に、50代後半における能力開発・自己啓発の経験は、男性よりも女性、そして学歴が高い者ほど多かった。また、ブルーカラーよりホワイトカラーの仕事に携わっている者、その中でも販売・サービス職に比べて、専門・管理・事務等の職の経験率が高かった。企業規模の面では、54歳～56歳までは、規模の大きさに比例して経験率が高まったが、57歳以降は概ね中企業と大企業・官公庁に有意差は見られなかった。他方、労働時間と能力開発等の経験に有意な関連はほとんどなかった。

第2に、免許・資格取得に関しては、55歳と56歳で男性の方が取得している傾向が見られた。また、60歳時点で販売・サービス職の者は、専門・管理・事務等の者に比べて有意に取得率が高かった。詳しく見ると、販売・サービス職の中で最も取得率が高い資格は「社会福祉専門職」関連の資格だった。他方、教育水準や企業規模、労働時間と資格取得との間に有意な関連はなかった。

「能力開発・自己啓発」については、男性、ブルーカラー、中学校卒で明確に高年齢期の経験率が低かった。しかし、これらの層が「能力開発・自己啓発」へのアクセスが阻害されているのか、そもそも必要としていないのかは検討の余地がある。また、就労時間の長さが訓練参加を阻んでいると予測したがそのような傾向はみられなかった。今後、これらの経験が高年齢期のキャリアや就業継続にどのように結びついているかを解明することが重要であ

り、これらの結果は、その解明に向けた基礎的な知見を提供している。

### 第3章 介護は60歳以降の男性の働き方をどの程度左右するのか —60歳直前の階層的地位に注目して—

第3章で焦点を当てたのは、家族の問題など就業以外の面で偶発的に生じるイベントが高年齢期の就業行動に与える影響である。具体的には、60歳からの70歳までの男性の介護提供が働き方に与える影響について、59歳時の企業規模が両者の関係にいかに関与しているかを、働き方の変化や婚姻状況も踏まえて分析している。

主要な結果は、次の2点である。第1に、59歳時の所属企業の規模を考慮しない場合、介護の担い手となった男性は介護なしの男性に比べて、無業への移行確率が高い。ただし、59歳時の企業規模によって介護と就労の関係は大きく異なる。59歳時に中小企業に在籍していた男性では、介護の提供が無業への移行確率を高めているのに対して、大企業に勤めていた男性の場合は、介護提供による無業への移行確率に差は無い。その一方で、男性には、介護の提供に伴い、非正規労働者等に雇用形態を変えたり、労働時間を40時間未満に短縮して働くような傾向は確認されなかった。

第2に、配偶者の有無によって男性の介護提供と働き方の関係が異なるのかを分析したところ、59歳時の所属企業の規模を考慮しない場合、配偶者の有無に関わらず介護の提供は男性の無業への移行確率を高めていたが、特に配偶者のいない男性でその傾向が顕著だった。また、有業から無業への移行に対する59歳時の企業規模の干渉効果については、「配偶者あり・介護あり」男性に関して、中小企業の男性は介護が無業への移行確率を高めているが、大企業の男性にそのような傾向は見られなかった。ただし、雇用形態や労働時間の変化に対しては、一貫した違いが確認されなかった。

これらの結果は、60歳直前の階層的地位は、60歳以降のキャリアを規定するのみならず、介護などライフコースにおける偶発的リスクを回避するための選択肢の幅にも影響すること、並びに60歳以降に男性が介護の担い手となった場合、正規・フルタイム労働を選ぶか無業を選ぶかの二者択一的判断を迫られていることを示唆している。そのため、このように相対的に不利な地位にいる人々に対する継続就労あるいは間断なき転職を重視することが、就労意欲のある人々の離職リスクの低減につながるだろう。

### 第4章 高齢期における就業は高齢者の地域参加を抑制するか

第4章では、高齢期における雇用・就業と地域参加（地域行事（町内会の催しなど）への参加）の関連について、就業の有無だけでなく、従業上の地位や雇用形態、労働時間、企業属性などが地域参加に与える影響を分析している。分析の対象は、2006年施行の改正高齢法により、希望者に対する65歳までの雇用確保措置の義務付けが適用されるようになった高齢者（1946年4月～1955年3月生まれ）の55歳から70歳までの期間である。性別およ

び就業の有無別に分析した結果、次の3点の結果が得られた。

1点目に、60歳前に地域参加をする人が若い世代ほど増加しており、とくに男性でその傾向が顕著であった。2点目に、就業者と非就業者を含めて分析すると、60～70歳の男女では、正規の職員・従業員や非正規の職員・従業員で働くことは、非労働力と比べて地域参加を抑制していた。他方55～59歳では雇用と非労働力の間にはこのような差は見られなかった。3点目に、就業者のみに限定して分析すると、60歳以上の男性では中小企業に勤めている人のほうが地域に参加している。また、60歳以上の男女において、非正規雇用の仕事に携わっている人は自営業の人よりも地域参加しやすく、パートタイム就業者もフルタイム就業者より地域に参加する傾向が見られた。

これらの結果は、60歳以前における早期の地域参加に加えて、60歳以降の柔軟な働き方が、高年齢期において就業と地域活動を両立させる鍵であることを示している。

## 付記

本資料シリーズで分析に使用した『中高年者縦断調査』の個票データは、統計法第33条第1項第1号の規定に基づき厚生労働省より提供を受けた。作成した集計表等は提供を受けた調査票情報を独自集計したものであり、ありうべき誤りはすべて著者の責任である。なお、データを使用するにあたり、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターの公開している「パネルデータ構築プログラム」を参考にした。

## 参考文献

Kondo, Ayako and Shigeoka, Hitoshi (2017) "The Effectiveness of Demand-Side Government Intervention to Promote Elderly Employment: Evidence from Japan," *Industrial Labor Relations Review*, 70(4): 1008-1036,  
<https://doi.org/10.1177/0019793916676490>.

森山智彦（2022）「2013年の高年齢者雇用安定法改正が企業の高年齢者雇用に与えた影響：『高年齢者の雇用状況』個票データによる効果検証」森山智彦・労働政策研究・研修機構（JILPT）編『70歳就業時代における高年齢者雇用』労働政策研究・研修機構，pp.34-57.

森山智彦・労働政策研究・研修機構（JILPT）編（2022）『70歳就業時代における高年齢者雇用』（JILPT第4期プロジェクト研究シリーズ）労働政策研究・研修機構。

労働政策研究・研修機構（JILPT）編（2011）『高齢者の就業実態に関する研究』（労働政策研究報告書 No.137）労働政策研究・研修機構，  
<https://www.jil.go.jp/institute/reports/2011/documents/0137.pdf>.

労働政策研究・研修機構（JILPT）編（2012）『高齢者雇用の現状と課題』（JILPT第2期プロジェクト研究シリーズ）労働政策研究・研修機構。

労働政策研究・研修機構（JILPT）編（2016）「労働力不足時代における高齢者雇用」（労働政策研究報告書 No.186）労働政策研究・研修機構，

<https://www.jil.go.jp/institute/reports/2016/documents/0186.pdf>.

労働政策研究・研修機構（JILPT）編（2017）『人口減少社会における高齢者雇用』（JILPT 第3期プロジェクト研究シリーズ）労働政策研究・研修機構．

労働政策研究・研修機構（JILPT）編（2021）「70歳就業時代の展望と課題：企業の継続雇用体制と個人のキャリアに関する実証分析」（労働政策研究報告書 No.211）労働政策研究・研修機構，

<https://www.jil.go.jp/institute/reports/2021/documents/0211.pdf>.

山田篤裕（2009）「高齢者就業率の規定要因：定年制度、賃金プロファイル、労働組合の効果」『日本労働研究雑誌』 No.589, pp.4-19,

<https://www.jil.go.jp/institute/zassi/backnumber/2009/08/pdf/004-019.pdf>.

山田篤裕（2017）「年金支給開始年齢引上げに伴う就業率上昇と所得の空白－厚生労働省「中高者縦断調査（2014年）」に基づく分析」労働政策研究・研修機構編『人口減少社会における高齢者雇用』労働政策研究・研修機構， pp.194-229,

<https://www.jil.go.jp/institute/project/series/2017/02/chapter5.pdf>.

# 第1章 高年齢者の雇用延長の在り方が仕事のやりがい・能力活用に与える効果 —職種継続・利用する雇用延長制度に着目して—

## 第1節 問題の所在

本論の目的は、高年齢者の雇用延長の在り方が高齢の就業継続者たちの仕事のやりがいや能力活用に与える影響を分析することである。具体的には、どのような雇用継続パターン、雇用延長の際の職種継続性が就業継続者の仕事のやりがい・能力活用に抱く満足度にどのような影響を及ぼすのかを明らかにする。これらを明らかにすることで、「高年齢者雇用安定法（以下、高齢法）」をはじめとする高年齢者に関連する雇用政策・法令の度々の改正によって就業継続する高年齢者が増加する中、彼・彼女らの就業継続・雇用延長のあるべき姿を検討することができる。

我が国では、欧米のような早期退職・ハッピーリタイアメントを志向するよりも、高年齢者になっても働き続けたいという意向を持つ者（あるいは、それに抵抗がない者）も多いといわれる。就業継続を望む理由は様々であるが（後述）、企業そして政府は就業継続を志向する高年齢者が相対的に多いことを前提として、今後の高年齢者雇用の在り方を考える必要があるといえよう。直近の2021年4月施行「高齢法」では、65歳から70歳の就業確保措置として、70歳までの定年引上げや就業継続制度導入の努力義務が課された<sup>1</sup>。健康寿命も伸び、就業継続可能な高年齢者も増加していることもある中、今回の改正は高年齢者の更なる就業継続を喚起するだろう。「労働力調査」によると、2020年時点での労働力人口に占める高年齢者割合は13%を超えており、同割合が5%未満だった1980年代と比較して、高齢労働者が増えている。一方で、企業側としては、この状況を踏まえて、就業者の年齢構成やその年齢構成に見合ったマネジメントの在り方を検討する時期に差し掛かっているといえる。加えて、上述した「高齢法」の改正に呼応する形でのマネジメントが求められる中、いかにして高年齢者がいきいきと働くことができるのかについて思考する必要がある。

高年齢者雇用が（相対的に）促進されている我が国においても、そこには様々な問題がある。例えば、内閣府（2019）の報告では、日本は他のOECD諸国に比べて、高齢期におけるスキル活用が不十分であることなども指摘されている。企業が行う高年齢者雇用確保措置には、定年で一度退職した者を再び雇い入れる再雇用、正社員のまま雇用が延長される雇用延長制度あるいは定年延長や定年撤廃などの仕組みがある。再雇用や雇用延長によって、それまでの職場・仕事内容から変更が生じることもある。継続就業者のうち定年前と同じ仕事をしても業務負担は減らされている者の割合が高いことも指摘されている（久米他 2021）。55歳時の仕事と60歳時の仕事が同じであるかどうかは職種によって異なることも明らかになっている（梶谷 2021）。これらの点から、60歳前後で仕事の内容や仕事の量（負担）にお

---

<sup>1</sup> この改正では「雇用によらない働き方」による70歳までの就業支援が含まれているが、本章では、使用するデータの制約（後述）により、それらは分析の対象としない。

いて変化がみられることが示唆される。

高年齢者雇用を考える上で、定年年齢をどのように設定するかは企業にとって重要な判断となる。企業の人的資源管理における雇用管理の側面から見ると、定年を設定することは、雇用契約上労使双方が納得（合意）したうえで、企業から退出してくれるという「出口管理」の役割を果たしてきた。「高齡法」に基づき、事業主が定年を定める際に 60 歳を下回って定年年齢を設定することができない。そのため、多くの企業では 60 歳を定年年齢としてきた。例えば、2008 年には、定年制を設定する企業は 73.5%で、そのうち定年を 60 歳に設定する企業が 8 割を超える（82.0%：厚生労働省 2008）。「高齡法」は 60 歳以降も安定した雇用を確保することを念頭に置いており、今後の少子高齢化を織り込むと、60 歳以上の高年齢者の雇用継続はより一般化するだろう。どのような働き方、ここでは雇用継続の在り方をしている中高年者がイキイキ働いているのか、を検討することは重要であるといえる。これまで、「高齡法」高年齢者は時代を機微にとらえて幾度も改正されてきた。そこで、本稿では、法改正期における企業の雇用継続への対応や労働者個人の雇用継続制度活用が高年齢者の仕事のやりがいや能力活用にどのような影響をもたらすのかについて検討を行う。

年金支給開始年齢変更などの制度変更に感応的な高年齢者は多い。また、継続雇用措置の義務化によって就業率上昇（特に大企業における雇用の増加）が進んだこと（近藤 2014）などがこれまでの研究で指摘されている。これら先行研究<sup>2</sup>を踏まえると、雇用継続措置（定年制度がない場合も含む）への反応としての「高齡就業者の仕事のやりがい」「能力活用」への満足度が高まるのか、は今後検証されるべき課題となろう。

また、高年齢者の就業継続において、「不慣れな仕事ではない」（福島 2006 など）という条件を就業継続の際に重視する高年齢者も多いことはいわれてきた。高年齢者の雇用継続においては、彼・彼女らのいわゆる独立や社外への転籍（転職の支援）を促す側面もあるが、不慣れな仕事が生じにくい同一職場での再雇用・雇用延長制度（定年撤廃含む）は高齡就業者の仕事のやりがいや能力活用に対して重要な要因として機能することが考えられる。よって、本研究での検証課題として、どのような継続雇用措置の適用を受けた（あるいは定年制がない）高齡労働者の仕事のやりがいや能力活用はいかに促進されるのかを検討する。

「高齡法」では、2000 年に 65 歳までの雇用確保措置<sup>3</sup>を講ずることが事業主の努力義務とされ、2004 年改正（2006 年施行）では 65 歳までの雇用確保が義務化（ただし、対象者の限定が可能）された。その後、2012 年改正（2013 年施行）では、希望者全員の 65 歳までの雇用を義務化、直近の 2020 年改正（2021 年施行）では、70 歳までの定年引上げ、定年廃止、70 歳まで継続的に業務委託（いずれかを講ずるよう努力）が示された。時代に沿って、都度改正が行われてきた。高年齢者の雇用継続において、これらの法改正は彼・彼女らにとっては、雇用あるいはキャリア継続を取り囲む重要な社会的背景として機能することが予想され

<sup>2</sup> 先行研究の更なる検討については、次節参照。

<sup>3</sup> 定年年齢の引き上げ、定年後の継続雇用制度の導入や改善などが候補に含まれる。

る。直近の改正は上述した 2021 年 4 月施行の改正法であるが、本稿では、データの制約上、2013 年 4 月施行の前の改正時期に焦点を当てた分析を行う。「中高年者縦断調査」2013 年（第 9 回調査）をベンチマークとする<sup>4</sup>。ここでのデータの制約とは、本稿で使用するデータが 2020 年の改正の前後をカバーしていないことである。

2013 年施行の「高齢法」では、高年齢者雇用確保措置を定めている。2013 年施行の改正高齢法における高年齢者雇用確保措置とは、具体的には、「定年の定め廃止」、「定年の引上げ」、「継続雇用制度の導入」である。「定年の定め廃止」とは、文字通り、定年そのものを廃止する措置である。「定年の引上げ」は、法律上の定年年齢の下限である 60 歳よりも引き上げる措置である（例えば、これまで 60 歳だった定年年齢を 65 歳に引き上げる、など）。

「継続雇用制度の導入」は、定年設定企業が定年後も従業員を継続して雇用する制度である。なお、この継続においては、継続する際の従業員区分は問わない。そして、継続雇用制度は「勤務延長制度」と「再雇用制度」に分かれる。「勤務延長制度」は定年年齢が設定されたうえで、定年年齢に達した者を退職させることなく引き続き雇用する制度である。一方、「再雇用制度」は定年年齢に達した者をいったん退職させて、その後再び雇用する制度である。すなわち、両者の違いは、定年到達時に雇用契約を一度打ち切るかどうかという点である。

上記背景を踏まえて、「高齢法」改正という社会背景が、改正時に法律の対象年齢である者（本稿の場合は、2013 年時点で 60 歳から 65 歳）の仕事への態度に対してどのような影響を与えるのかについて、その一端を明らかにすることを目的とする。そこで、本稿では、どのような雇用継続パターンあるいは雇用延長の際の職種継続性が、就業継続者の仕事のやりがい・能力活用に抱く満足度にどのような影響を及ぼすのかについて検証を行う。

## 第 2 節 先行研究

本節では、本稿の目的に関連する先行研究を概観する。以下では、まず高年齢者雇用に関する先行研究を整理する。次に、仕事のやりがい・能力活用に関する先行研究を整理する。

### 1 高年齢者雇用に関する先行研究

高年齢者雇用についての政策評価や政策による影響に関する研究が存在する。清家（2020）が指摘するように、平成期より我が国政府は高齢化を見据えて高年齢者の就労・雇用を促進する政策を取ってきた。そして、その中でも「高齢法」と「厚生年金法」が高年齢者の雇用促進政策の中心であり、これらの改正が、平成期の高年齢者労働を 65 歳まで延長することに寄与した（清家 2020）。「高齢法」の施行が 60 歳代の雇用確保・就業機会拡大につながったという指摘もある（山本 2008, 近藤 2014, Kondo and Shigeoka 2015）。また、近藤（2014）では、2006 年 4 月施行「高齢法」によって、大企業での就業率上昇により寄与したことが指

---

<sup>4</sup> 「中高年者縦断調査」については、序章参照。

摘されている。

厚生年金制度の変更についても、年金支給開始年齢引き上げが労働供給を向上させていることも指摘されている（石井・黒澤 2009）。年金による安定収入が高年齢者の就業からの引退を促進する要因になることは指摘されており（武石 2004）、支給年齢引き上げが就業継続を促したとする石井・黒澤（2009）の結果とも整合する。

就業継続者は職務内容の変化を受け入れるが、転職、賃金プロファイルの変更、定年制の廃止に対しては消極的であることを指摘する研究もある（久米他 2019）。すなわち、継続雇用において、労働条件の切り下げは高年齢者の就業意欲に影響を与えることが示唆される。継続雇用措置には、定年延長によって正社員身分を維持できるケースもあるが、非正規雇用者として再雇用するケースもありえる。先述の「高齢法」の効果を示した山本（2008）では、正規雇用での継続雇用も非正規雇用での継続雇用も同程度増加したことが指摘されている。この点を踏まえると、各種の雇用継続のチャンネルを使い、就業継続が実施されていることが想定される。また、企業の高年齢者マネジメントにおいては、高年齢者（60歳代前半層）の賃金低下が生じるが、それらは仕事内容や負担度の変更に応じて賃金調整が行われていることも指摘されている（梶谷 2021）。

法改正とその社会的背景を踏まえて、企業は高年齢者のマネジメントを時代・法規制に対応するものに変化させる必要がある。その一方で、高齢労働者にとっては雇用継続の制度としてどのような制度がふさわしい、あるいは彼・彼女らの仕事満足度を向上させる制度なのかを検討される必要があるだろう。

## 2 仕事のやりがい・能力活用に関する先行研究

高年齢者の就労ニーズについて分析した福島（2007）では、それらニーズは「無理なく働きたい」「誰かのために役立ちたい」「満足できる人間関係を得るために働きたい」「お小遣いを稼ぐために働きたい」の4つに累計されることが指摘されている。また、高年齢者の職種選択に関する研究においては、働く理由として生きがいや社会貢献・社会とのつながりを挙げる高年齢者は働き続ける際にそれまでと同職種を希望することが指摘されている（小池 2021）。高年齢者の就業継続において、賃金の変化はその継続を考える上で、重要な点となるだろう。内閣府調査では、定年後の賃金が大きく減少しない場合は65歳以降の就業を考えてもよいと回答するものが多いことが指摘されている（内閣府 2018）。就業継続のバリエーションが直近改正によって増えているが、その就業継続のパターンが賃金変化とは密接な関係にあることも考えられる。久米他（2019）では、継続雇用者の定年後の仕事満足度は低いこと、賃金低下の幅が大きい、雇用の安定と引き換えに処遇の悪化を受け入れていることが指摘されている。しかし、専門職においては、時間当たり賃金や仕事満足度が高いことも指摘されている（久米他 2019）。収入低下は受け入れている可能性があるが、それにより仕事満足度に負の影響を与えていることも考えられる。

特定の職種であれば、その職種・仕事に従事すること自体が仕事における一種の報酬になることから（田中 2020）、雇用継続前と同じ職種での就業継続は高年齢者の仕事への満足度に相応の影響を与えるであろう。とりわけ、専門職や管理職といった高い専門性や組織との同一化の度合いが高い職種の場合は、再雇用などによって職種・仕事内容が変わってしまうことに抵抗を示すことも考えられることから、満足度の規定因としての職種継続に着目した検討が求められるだろう。

### 第3節 分析①「中高年者縦断調査」データ 2013年時点 60歳～65歳の特徴把握

本節では、前節までの議論を受けて、中高年者縦断調査データ<sup>5</sup>を用いた分析を行う。今回の分析対象は、2013年時点で60歳から65歳までの者で普段収入のある仕事についている者である。該当する者のうち、回答に不備がない者を分析対象とした。そのため、本稿における分析対象は8,576名である<sup>6</sup>。

まず、今回の対象者の2012年と2013年の能力活用満足度と仕事内容・やりがい満足度の分布は図表1-3-1の通りである。なお、元データである「中高年者縦断調査」では「1=満足」～「5=不満」となっているが、本稿では得点を逆転させて、「1=不満」～「5=満足」となるように変更している。すなわち、本稿では得点が高いほど満足度が高いことを示す。

全年齢（60歳～65歳）において、平均値及び標準偏差を算出したところ、能力活用満足度2012年は平均値3.125、標準偏差1.279、能力活用満足度2013年は平均値3.192、標準偏差1.177であった。仕事内容・やりがい満足度2012年は平均値3.225、標準偏差1.166、仕事内容・やりがい満足度2013年は平均値3.215、標準偏差1.149であった。図表1-3-1を見る限り、年齢の違いによって、満足度の分布に大きな差はないことが分かる。また、不満（1点）と回答する者は極めて少なく、いずれの満足度においても各年齢で100人未満である。加えて、やや不満を意図する2を選択する者も割合としては小さい。このことから、収入のある仕事を行う60～65歳は、総じて、2012年・2013年時点での能力活用満足度と仕事内容・やりがい満足度において強い不満を持たないことが分かる。

<sup>5</sup> 中高年者縦断調査の概要については、序章参照。

<sup>6</sup> 分析によっては、欠損値などの理由で、この数字よりも小さい分析対象数となることもある。

図表 1-3-1 年齢別能力活用度/仕事内容・やりがい満足(2012年及び2013年)

能力活用満足度2012年 (不満) (満足)							仕事内容・やりがい満足度2012年 (不満) (満足)						
年齢(2013年時点)	度数	1	2	3	4	5	年齢(2013年時点)	度数	1	2	3	4	5
60歳	1316	30	114	729	250	193	60歳	1345	46	142	676	293	188
61歳	1326	39	96	722	251	218	61歳	1361	50	122	704	266	219
62歳	1348	41	94	759	219	235	62歳	1394	47	123	750	243	231
63歳	1334	40	82	764	237	211	63歳	1389	46	133	735	278	197
64歳	1455	44	84	848	239	240	64歳	1507	44	118	783	325	237
65歳	1124	22	62	614	191	235	65歳	1208	33	86	592	243	254
能力活用満足度2013年							仕事内容・やりがい満足度2013年						
年齢(2013年時点)	度数	1	2	3	4	5	年齢(2013年時点)	度数	1	2	3	4	5
60歳	1321	31	97	769	233	191	60歳	1339	43	122	730	254	190
61歳	1340	37	87	770	246	200	61歳	1353	45	138	725	260	185
62歳	1367	36	101	773	247	210	62歳	1389	34	128	728	282	217
63歳	1379	36	84	804	243	212	63歳	1392	48	124	729	268	223
64歳	1499	36	91	878	242	252	64歳	1517	38	125	830	283	241
65歳	1195	28	63	661	222	221	65歳	1220	36	88	630	238	228

では、2012年から2013年にかけては満足度の増減はあるのか。「高齢法」が能力活用満足度及び仕事内容・やりがい満足度に与えた影響については後段で詳しく分析するが、ここでは2012年と2013年の能力活用満足度と仕事内容・やりがい満足度における満足度の増減について整理しておく。図表1-3-2は2012年のそれぞれの満足度得点から2013年満足度得点を引いた数値を示したものである。すなわち、2012年の満足度から2013年の満足度の差分を算出しているため、正の値は2012年より2013年の満足度が低下することを意味する。また、正の値が大きいほど、2012年からの満足度低下が大きいことを意味する。能力活用満足度2012年・2013年、仕事内容・やりがい満足度2012年・2013年の最小値は1、最大値は5であるので、「能力活用満足度2012→2013」「仕事内容・やりがい満足度2012→2013」の最小値は-4、最大値4となる。

図表1-3-2の分布をみると、-1点から1点の間に分布は集中していることが分かる。つまり、2012年と2013年の間における60～65歳の高年齢者の満足度の増減は小さいといえる。-3や-4、あるいは3や4といった大きな増減は少数しか見られない。なお、図表1-3-2の対象者には「高齢法」における措置である再雇用制度、勤務延長制度、再就職会社の斡旋などを受けた者／受けていない者が混在しており、この結果を以てして、「高齢法」の影響によって満足度の増減が規定されたということには留意が必要である。

図表 1-3-2 年齢別能力活用度/仕事内容・やりがい満足度変化(2012年→2013年)

		能力活用満足度の変化(2012→2013)									
年齢(2013年時点)	度数	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	
60歳	1369	4	33	70	188	796	167	73	33	5	
61歳	1397	3	30	74	203	798	167	79	35	8	
62歳	1437	10	38	77	172	826	186	70	45	13	
63歳	1444	4	27	68	174	850	173	77	60	11	
64歳	1564	9	28	85	186	918	189	76	59	14	
65歳	1271	4	32	69	152	719	129	75	73	18	
		仕事内容・やりがい満足度の変化(2012→2013)									
能力活用満足度2013年	度数	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	
60歳	1376	4	24	65	230	770	192	64	22	5	
61歳	1394	6	28	68	246	765	182	77	18	4	
62歳	1445	8	32	55	207	836	207	63	24	13	
63歳	1450	7	28	56	187	866	202	69	28	7	
64歳	1564	6	35	73	228	920	205	57	35	5	
65歳	1275	3	37	72	185	713	154	60	40	11	

図表 1-3-3 は、2012 年時点で専門職及び管理職の者のうち、2013 年でも同じ職種にいた者とそうでない者の能力活用満足度及び仕事内容・やりがい満足度について平均値比較を行ったものである。この図表においては、「専門職/管理職を継続している群」と「それ以外の群」における能力活用満足度 2013 年、仕事内容・やりがい満足度 2013 年、能力活用満足度 2012→2013（変化）、仕事内容・やりがい満足度 2012→2013（変化）の値を比較している。この分析によって、60 歳から 65 歳という「高齢法」における過渡的な年齢層における専門職としての職種継続及び管理職としての職務継続が満足度・満足度変化にもたらす影響を観察する。

図表 1-3-3 職種継続/非継続・職種と能力活用/仕事内容・やりがい満足度

	専門職					
	職種継続			非専門職/職種非継続		
	度数	平均値	S.D.	度数	平均値	S.D.
能力活用満足度 2013	1454	3.576	1.122	7122	3.114	1.172
		***				
仕事内容・やりがい満足度 2013	1454	3.602	1.089	7122	3.136	1.145
		***				
能力活用満足度 2012→2013	1440	.7861	.4102	7069	.8022	.3983
		N.S.				
仕事内容・やりがい満足度 2012→2013	1443	.7741	.4183	7069	.7836	.4118
		N.S.				
	管理職					
	職種継続			非管理職/職種非継続		
	度数	平均値	S.D.	度数	平均値	S.D.
能力活用満足度 2013	457	3.621	0.993	8119	3.168	1.182
		***				
仕事内容・やりがい満足度 2013	457	3.595	1.043	8119	3.193	1.151
		***				
能力活用満足度 2012→2013	457	.8053	.3964	8052	.7992	.4006
		N.S.				
仕事内容・やりがい満足度 2012→2013	456	.7675	.4229	8056	.7828	.4124
		N.S.				

\*\*\* p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05, + p < .10, N.S.は統計的に有意でなかったことを示す

注1) 「能力活用度2013」「仕事内容・やりがい満足度2013」は最小値1（不満）～最大値5（満足）

注2) 「能力活用満足度2012→2013」「仕事内容・やりがい満足度2012→2013」は最小値-4、最大値4。2012年の満足度から2013年の満足度の差分を算出しているのので、正の値は2012年より2013年の方が満足度が低下してことを意味する。また、正の値が大きいほど、2012年からの満足度低下が大きいことを意味する。

図表 1-3-3 の結果から、専門職・管理職ともに職種継続者の方が、能力活用満足度及び仕事内容・やりがい満足度について、その他の者たちに比べて、統計的に有意に満足が高いことが分かった。専門職継続者では、能力活用満足度 2012→2013（変化）及び仕事内容・やりがい満足度 2012→2013（変化）において、職種継続者はその他の者に比べて満足度減少の度合いは低かったが、統計的に有意な結果は示されなかった。管理職継続者においては、仕事内容・やりがい満足度 2012→2013（変化）の減少度合いについては、専門職と同様、職種継続者のほうはその他の者に比べて、満足度減少幅は小さい傾向は見られた。しかし、能力活用満足度 2012→2013（変化）については、管理職継続者の方が満足度減少度合いはその他の者に比べて大きかった。ただし、管理職継続者においても、専門職継続者の 2012→2013 の変化同様、統計的には有意な差ではなかった。

以上の結果より明らかになった点を整理する。職種継続は 2013 年（現在）の能力活用満足度及び仕事内容・やりがい満足度において非継続者よりも高くなる傾向がみられた。しかし、職種継続は能力活用満足度及び仕事内容・やりがい満足度の変化（増減）において、職種継続の有無による有意な差を示さなかった。

続いて、以下では、「改正高齢法」（2013 年施行）による雇用延長の制度タイプ<sup>7</sup>ごとに、該当者と非該当者の間における能力活用満足度及び仕事内容・やりがい満足度、それら満足度の 2012 年と 2013 年の変化について比較検討する。まず、図表 1-3-4 は、2013 年度時点において再雇用制度がある場合とない場合におけるそれぞれの満足度・変化の比較結果である。

図表 1-3-4 の結果から、再雇用制度のある場合は、2013 年の能力活用満足度および仕事内容・やりがい満足度は、再雇用制度がない場合と比べて、高くなることが明らかになった。また、再雇用制度がある場合は、制度がない場合と比べて、能力活用満足度の減少幅は小さいことが統計的に有意であることが示された。なお、再雇用制度がある者だけを取り出して、制度利用しているかどうか（制度利用の有無）で平均値比較を行ったが、統計的に有意な差は示されなかった。

図表 1-3-5 は、勤務延長制度の有無と能力活用満足度および仕事内容・やりがい満足度の平均値比較を行った結果を示したものである。図表 1-3-5 の結果から、勤務延長制度がある場合は、ない場合と比べて、2013 年の能力活用満足度及び仕事内容・やりがい満足度は高いことが明らかになった。しかし、能力活用満足度及び仕事内容・やりがい満足度の 2012 年から 2013 年の変化には統計的に有意な結果は示されなかった。なお、図表 1-3-3 同様、勤務延長制度がある者だけを取り出して、制度利用しているかどうか（制度利用の有無）で平均値比較を行ったが、統計的に有意な差は示されなかった。

---

<sup>7</sup> 「中高年者縦断調査」質問票では、「再就職会社のあっせん」「再雇用（再任用）制度」「勤務延長制度」について、「制度の有無」「利用の有無」を問うているが、本稿では「再雇用制度」と「勤務延長制度」のみを取り上げる。この 2 つの制度の場合、同じ組織で働き続けることが前提になっており、組織内における「能力活用満足度」「仕事内容・やりがい満足度」を図ることができるため、「再雇用制度」「勤務延長制度」を取り上げた。

図表 1-3-4 再雇用制度 制度の有無と能力活用/仕事内容・やりがい満足度

	再雇用制度有			再雇用制度無		
	度数	平均値	S.D.	度数	平均値	S.D.
能力活用満足度 2013	2350	3.361	0.989	3052	3.258	0.952
				***		
仕事内容・やりがい満足度 2013	2350	3.332	0.992	3052	3.225	0.960
				***		
能力活用満足度 2012→2013	2341	0.793	0.405	3047	0.811	0.391
				+		
仕事内容・やりがい満足度 2012→2013	2346	0.789	0.408	3042	0.794	0.405
				N.S		

\*\*\* p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05, + p < .10, N.S.は統計的に有意でなかったことを示す

注1) 「能力活用満足度2013」「仕事内容・やりがい満足度2013」は最小値1（不満）～最大値5（満足）

注2) 「能力活用満足度2012→2013」「仕事内容・やりがい満足度2012→2013」は最小値-4、最大値4。2012年の満足度から2013年の満足度の差分を算出しているため、正の値は2012年より2013年の方が満足度が低下していることを意味する。また、正の値が大きいほど、2012年からの満足度低下が大きいことを意味する。

図表 1-3-5 勤務延長制度 制度の有無と能力活用/仕事内容・やりがい満足度

	勤務延長制度有			勤務延長制度無		
	度数	平均値	S.D.	度数	平均値	S.D.
能力活用満足度 2013	1488	3.376	1.021	3602	3.270	0.960
				***		
仕事内容・やりがい満足度 2013	1488	3.345	1.023	3602	3.245	0.963
				**		
能力活用満足度 2012→2013	1481	0.797	0.402	3596	0.808	0.394
				N.S.		
仕事内容・やりがい満足度 2012→2013	1484	0.783	0.412	3591	0.792	0.406
				N.S.		

\*\*\* p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05, + p < .10, N.S.は統計的に有意でなかったことを示す

注1) 「能力活用満足度2013」「仕事内容・やりがい満足度2013」は最小値1（不満）～最大値5（満足）

注2) 「能力活用満足度2012→2013」「仕事内容・やりがい満足度2012→2013」は最小値-4、最大値4。2012年の満足度から2013年の満足度の差分を算出しているため、正の値は2012年より2013年の方が満足度が低下していることを意味する。また、正の値が大きいほど、2012年からの満足度低下が大きいことを意味する。

図表 1-3-6 定年 制度の有無と能力活用/仕事内容・やりがい満足度

	定年制 なし			定年制 あり		
	度数	平均値	S.D.	度数	平均値	S.D.
能力活用満足度 2013	1674	3.395	1.015	6902	3.143	1.208
				***		
仕事内容・やりがい満足度 2013	1674	3.418	0.976	6902	3.166	1.182
				***		
能力活用満足度2013年	1670	0.805	0.396	6839	0.798	0.401
				N.S.		
仕事内容・やりがい満足度 2012→2013	1671	0.800	0.400	6841	0.778	0.416
				*		

\*\*\* p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05, + p < .10, N.S.は統計的に有意でなかったことを示す

注1) 「能力活用度2013」「仕事内容・やりがい満足度2013」は最小値1（不満）～最大値5（満足）

注2) 「能力活用満足度2012→2013」「仕事内容・やりがい満足度2012→2013」は最小値-4，最大値4。2012年の満足度から2013年の満足度の差分を算出しているため、正の値は2012年より2013年の方が満足度が低下してことを意味する。また、正の値が大きいほど、2012年からの満足度低下が大きいことを意味する。

図表 1-3-6 は定年制度の有無と 2013 年の能力活用満足度及び仕事内容・やりがい満足度、2012 年から 2013 年の能力活用満足度及び仕事内容・やりがい満足度の変化について平均値比較を行った結果である。統計的に有意な差を示したのは、2013 年の能力活用満足度、2013 年の仕事内容・やりがい満足度と仕事内容・やりがい満足度 2012 年から 2013 年の変化である。

定年制がない場合、定年制がある場合と比べて、2013 年の能力活用満足度と仕事内容・やりがい満足度は高くなっており、平均値の差は統計的にも有意であった。しかし、仕事内容・やりがい満足度 2012→2013 の変化については、定年制がある場合と比べて、定年制がある場合の方が 2013 年における満足度減少の割合が大きいことも統計的に支持された。

ここまでに分析結果を踏まえると、職種継続がなされること、再雇用制度及び勤務延長制度があること（利用などは問わない）が、職種継続がなされていない場合・制度がない場合と比べて、2013 年能力活用満足度と仕事内容・やりがい満足度が高い傾向が示されたといえる。この結果より、60 歳から 65 歳の高年齢者雇用、とりわけ雇用延長においては、職種継続によって働き続けることと、再雇用制度・勤務延長制度が組織に整備されていることが、彼・彼女らの能力活用ややりがい向上（あるいは維持）に効果を持つことが予想される。

#### 第4節 分析② 雇用延長における能力活用・やりがい満足度の規定因についての分析

分析①でのサンプルの特徴把握では、記述統計及び平均値比較を実施した。その結果、特徴別に能力活用満足度及び仕事内容・やりがい満足度の高低について把握できた。そこで、本節における分析②では、能力活用満足度及び仕事内容・やりがい満足度を規定する要因について検討する。具体的には、分析①で検討した雇用延長制度パターン・職種継続に着目して、どの雇用延長制度や職種継続は満足度を高めるのかを中心に検討する。この検討以外にも、雇用延長の際に労働者の懸念となりやすい賃金額の減少が満足度に及ぼす影響についても検討する。なお、2012年から2013年にかけての収入減少が生じたサンプルは図表1-4-1に示した通り、2,821人（39.3%）である。

図表 1-4-1 収入の変化（2012年から2013年にかけて）

	度数	%
収入減少	2821	39.3
収入増加もしくは変化なし	4351	60.7

本節の分析では、以下の変数を用いた回帰分析（最小二乗法、OLS）を行う。被説明変数は、「2013年能力活用満足度」「2013年仕事内容・やりがい満足度」である。2012年から2013年の変化を捉えた「能力活用満足度2012→2013（変化）」「仕事内容・やりがい満足度2012→2013（変化）」については、2012年と2013年の間における60～65歳の高年齢者の満足度の増減は小さく（図表1-3-2参照）、前章の図表1-3-3から図表1-3-6の分析結果より雇用延長制度パターン・職種継続の違いにより、平均値の差が統計的に有意なものとなっていなかったため、分析②では、2013年度の満足度のみを被説明変数とした。被説明変数「2013年能力活用満足度」「2013年仕事内容・やりがい満足度」は最小値1、最大値5の数値をとる。

本節の目的は、2013年施行の改正「高齢法」が能力活用満足度及び仕事内容・やりがい満足度に与える影響を検討することである。そこで、本節の分析における説明変数は以下の通りに設定する。2013年施行の改正「高齢法」では、定年を65歳未満に設定している企業において、「65歳までの定年引き上げ」「65歳まで継続雇用制度を導入」「定年制の廃止」（高年齢者雇用安定法第9条）のいずれかの「高年齢者雇用確保措置」が求められており、雇用継続が強く意識されていた。そこで、本分析においては、雇用継続のパターンとして、「定年60歳」（すなわち、定年年齢が60歳である場合）、「定年65歳以上」（定年年齢が65歳以上である場合）、「再雇用制度有」と「勤務延長制度有」、「定年なし」を設定した。また、制度があっても利用がない場合もあると想定して、勤務延長制度があってもその制度を利用している場合を「勤務延長制度あり利用あり」として変数化して分析に投入している。この2変数は、制度を利用できていない場合（すなわち、「制度がない場合」と「制度があっても制度を

利用できていない場合) をレファレンスとしている。

分析①における平均値比較において、職種継続は 2013 年(現在)の能力活用満足度及び仕事内容・やりがい満足度は非継続者よりも高くなることが示された。そこで、職種継続に関する変数である「専門職継続」「管理職継続」をダミー変数として説明変数に投入した。また、本節冒頭において示した収入の減少も高年齢者の雇用継続を考える上で検討を要する変数であることから説明変数として投入する。

上記変数群に加えて、性別(男性を 1 とするダミー変数)、2013 年時点での年齢を属性変数として投入している。これらの変数を説明変数・コントロール変数に設定した上で、2013 年の能力活用満足度を従属変数とする分析(分析結果は図表 1-4-2)、2013 年の仕事内容・やりがい満足度を従属変数とする分析(分析結果は図表 1-4-3)を行った(変数の平均値・標準偏差及び相関は付表 1-1 参照)。

図表 1-4-2 の結果から明らかになった点は以下の通りである。まず、「定年 60 歳」「収入減少」は 2013 年の能力活用満足度に負の有意な影響を与えることが明らかになった。定年年齢が 60 歳に設定されていると能力活用に不満を抱きやすく、2012 年から 2013 年にかけて収入が減少することも能力活用満足度を下げることが示されたといえる。一方、「定年なし」「専門職継続」「管理職継続」「2012 年時点での能力活用満足度」は 2013 年の能力活用満足度に有意な正の影響をもたらした。

これらの結果から、定年がないことが能力活用満足度にプラスに働く可能性が示唆されたといえる。「定年 60 歳」が能力活用満足度に負の有意な影響を与えたことを踏まえると、2013 年施行の改正「高齢法」時点において定年が撤廃されている企業で働く者は自身の能力を發揮できていると感じている可能性がある。定年制度が存在しておりその年齢が低いこと(本分析では 60 歳定年の場合)と 60 歳を過ぎて収入が減少することで、自身の今後の能力発揮へのモチベーションを維持することができなくなる可能性も考えられ、能力活用満足度を低下させていることもあるだろう。そして、自身のキャリアをより長期的にとらえることができる、あるいはこれまでの経験を今後も末永く活用できる可能性を感じることで、彼・彼女たちの能力活用満足度を高めていることが考えられる。

また、分析結果からは職種継続も能力活用満足度に正の効果を持つことも示された。上述の点とも重なるが、自身がこれまで培ってきた職種経験を生かすことができる場合は、60 歳から 65 歳(2013 年当時)の高年齢者の能力活用満足度を高めることが示唆された。すなわち、高年齢者の雇用継続を行う際に、まったく異なる職種に配置するのではなく、対象者がこれまでの経験・知識を生かせる職種に配置することの重要性を示している。加えて、定年や定年に差し掛かる時期(本分析では 2012 年時点で 60 歳代前半であること)に自身の能力活用ができていない者は継続的に能力開発満足度を維持・向上させていることも示された。

「再雇用制度有」についても能力活用満足度に対してやや有意な正の影響をもたらした(有意確率は 5%水準)。つまり、定年がなく、就業継続が可能な制度を周知することで、60 歳か

ら 65 歳の高齢労働者が自身の能力活用の実感・展望を持つことができる。それによって、彼・彼女らの能力活用満足度が高まることが期待できるといえよう。

図表 1-4-2 能力活用満足度の規定因

	能力活用満足度2013					
	β	標準誤差	t値	有意確率	95.0%信頼区間	
					下限	上限
(定数)	1.946	.504	3.860 ***		.958	2.935
男性ダミー	-.043	.027	-1.583 *		-.097	.010
年齢 (2013年時点)	.000	.008	-.031		-.016	.016
定年60歳	-.084	.039	-2.179 *		-.160	-.008
定年65歳以上	-.055	.034	-1.609		-.122	.012
定年なし	.098	.033	2.982 ***		.034	.162
再雇用制度有	.085	.032	2.616 *		.021	.149
能力活用満足度2012年	.416	.013	33.119 ***		.392	.441
勤務延長制度有	.013	.047	0.270		-.080	.106
勤務延長制度あり利用あり	.036	.054	.667		-.070	.142
専門職継続	.208	.037	5.684 ***		.136	.279
管理職継続	.245	.051	4.771 ***		.145	.346
収入減少 (2012→2013)	-.101	.027	-3.801 ***		-.153	-.049
R <sup>2</sup> (Adj)			.245			
N			4211			

\*\*\* p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05, + p < .10

図表 1-4-3 仕事内容・やりがい満足度の規定因

	仕事内容・やりがい満足度2013					
	β	標準誤差	t値	有意確率	95.0%信頼区間	
					下限	上限
(定数)	1.821	.500	3.642 ***		.680	2.599
男性ダミー	-.098	.027	-3.596 ***		-.140	-.035
年齢 (2013年時点)	.002	.008	.308		-.014	.016
定年60歳	-.114	.038	-2.963 **		-.130	.018
定年65歳以上	-.059	.034	-1.728 +		-.067	.064
定年なし	.118	.033	3.634 ***		.065	.190
再雇用制度有	.099	.032	3.044 *		.026	.150
仕事内容・やりがい満足度2013年	.404	.012	33.578 ***		.449	.499
勤務延長制度有	.035	.047	.739		-.075	.106
勤務延長制度あり利用あり	.034	.054	.638		-.062	.144
専門職継続	.193	.037	5.260 ***		.119	.258
管理職継続	.253	.052	4.895 ***		.141	.337
収入減少 (2012→2013)	-.064	.026	-2.431 **		-.127	-.026
R <sup>2</sup> (Adj)			.292			
N			4211			

\*\*\* p < .001, \*\* p < .01, \* p < .05, + p < .10

2013年の仕事内容・やりがい満足度を従属変数とする分析結果は図表 1-4-3 の通りである。分析結果から、「定年 60 歳」、「収入減少」が「仕事内容・やりがい満足度」に対して有意な負の影響を示した。また、能力活用満足度と同様、定年が 60 歳で設定されていることと収入が減ることは仕事内容・やりがい満足度を低下させることが示された。一方で、「定年なし」「専門職継続」「管理職継続」は「仕事内容・やりがい満足度」に対して正の有意な影響をもたらした。

2013年の能力活用満足度（図表 1-4-2 参照）と同様、「定年なし」「専門職継続」「管理職継続」が仕事内容・やりがい満足度にプラスに働く可能性が示唆された。仕事内容・やりがい満足度においても、2013年施行の改正「高齢法」時点で定年が撤廃されている企業で働く者は自身の仕事内容・やりがいに満足しているといえる。定年がないため、再雇用による職種・仕事変更やキャリアの断絶や変更が生じないことから、60歳から65歳（2013年時点）の高年齢者が仕事内容・やりがいの維持・向上ができていく可能性があるといえるだろう。一方で、「収入減少」は彼・彼女らの満足度を低下されることが示唆された。企業業績との関係や高年齢者増加による人件費総額の増加など克服すべき課題は多いが、高年齢者の雇用継続においても（その他年代と同じく）「収入減少」は彼・彼女らの満足度を低下させることが明らかになった。本結果から、賃金低下の幅については雇用の安定と引き換えに受け入れている（久米他 2019）可能性も示唆されるだろう。

## 第5節 結論及び今後の検証課題

本稿では以下の点が明らかになった。

- ・2013年施行の「高齢法」改正時に仕事を行っていた60～65歳は、能力活用満足度と仕事内容・やりがい満足度において強い不満を持っていない
- ・また、2012年と2013年の間における60～65歳の高年齢者の満足度の増減は小さい
- ・専門職・管理職ともに職種継続者は能力活用満足度及び仕事内容・やりがい満足度が高い
- ・再雇用制度のある場合は、2013年の能力活用満足度および仕事内容・やりがい満足度は、再雇用制度がない場合と比べて高い
- ・勤務延長制度がある場合は、勤務延長制度がない場合と比べて、2013年の能力活用満足度及び仕事内容・やりがい満足度が高い
- ・ただし、再雇用制度/勤務延長制度がある者だけを取り出して、制度利用の有無で平均値比較を行った結果、満足度に統計的に有意な差は示されなかった
- ・2013年施行の改正「高齢法」時点において定年が撤廃されている場合、60歳から65歳の高年齢労働者は能力活用満足度が高い
- ・2013年施行の改正「高齢法」時点で定年が撤廃されている企業で働く者は自身の仕事内容・やりがいに満足している
- ・専門職あるいは管理職としての職種継続は能力活用満足度と仕事内容・やりがい満足度双

方に正の効果を持つ

- ・能力活用と仕事内容・やりがいへの満足度が2012年時点で高かった者は、2013年においてもそれら満足度が維持・向上される傾向にある
- ・収入減少は高齢労働者の能力活用満足度と仕事内容・やりがい満足度に負の効果をもたらす

以上の結果より、定年制の撤廃、60歳から65歳間の職種継続が、高齢労働者の能力活用や仕事のやりがいを向上させるためには重要であることが示された。この結果は、「高齢法」に対応した企業マネジメントへの指針を示すものといえる。

定年撤廃をすることで、再雇用にありがちな職種・仕事変更、あるいはキャリアの断絶・変更が生じにくくなり、高年齢者が仕事内容・やりがいの維持・向上ができていく可能性があるといえる。すなわち、自身のキャリアをより長期的にとらえることができ、これまでに培った知識・技能・経験を今後も活用できる可能性を感じることで、高年齢者のマネジメントにおいて重要となることが、本研究において示唆された。企業は改正の都度「高齢法」に対応する必要があるが、これらの点を意識したマネジメントを実施すべきだといえよう。また、2012年改正よりも一歩踏み込んだ（例えば、70歳定年）2020年改正への対応を促進するために定年撤廃企業などへの行政的な支援も必要とされるだろう。その際に、本研究で示したポイントは参照されるべきと考えられよう。

付表 1-1 分析② 使用変数 相関一覧

	平均	標準偏差	①男性ダミー	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬	⑭	⑮
② 年齢 (2013年時点)	62.42	1.66	.021														
③ 定年60歳	0.23	0.42	.170 ***	-.250 **													
④ 定年65歳以上	0.28	0.45	.009	.097 **	-0.333												
⑤ 定年なし	0.31	0.46	-.135 ***	.134 ***	-0.286 ***	-0.311 ***											
⑥ 再雇用制度有	0.37	0.48	.193 ***	-.130 ***	0.356 ***	.014	-0.267 ***										
⑦ 能力活用満足度2013年	3.28	1.04	.015	.001	.004	-.022	0.055 ***	0.06 ***									
⑧ 能力活用満足度2013年	3.28	1.01	-.027 +	.016	-.015	-0.036 *	0.077 ***	0.054 ***	0.713 ***								
⑨ 勤務延長制度有	0.24	0.43	.062 ***	-.025	0.135 ***	0.059 ***	-0.156 ***	0.444 ***	0.068 ***	0.037 *							
⑩ 勤務延長制度あり利用あり	0.15	0.36	.068 ***	-.021	0.149 ***	.017	-0.145 ***	0.322 ***	0.048 **	0.04 **	0.742 ***						
⑪ 専門職継続	0.16	0.36	.109 ***	-.017	0.039 +	-.027 +	.002	0.076 ***	0.136 ***	0.136 ***	-.001	.001					
⑫ 管理職継続	0.07	0.26	.199 ***	-.013	0.041 *	-.004	-.022	0.142 ***	0.115 ***	0.125 ***	0.085 ***	0.04 **	-0.121 ***				
⑬ 収入減少 (2012→2013)	0.39	0.49	.074 ***	-.065 ***	0.11 ***	-0.055 ***	-.027 +	0.034 *	-.004	-.022	.006	-.004	.009	-.010			
⑭ 能力活用2013逆転	3.32	0.96	-.001	.008	-.026	-0.037 *	0.08 ***	0.06 ***	0.479 ***	0.459 ***	0.055 ***	0.042 **	0.132 ***	0.11 ***	-0.057 ***		
⑮ やりがい2013逆転	3.29	0.96	-.043 **	.017	-0.037 *	-.029 +	0.098 ***	0.058 ***	0.44 ***	0.529 ***	0.046 ***	0.042 **	0.129 ***	0.115 ***	-0.056 ***	0.718 ***	

N=4211

\*\*\* p&lt;.001, \*\* p&lt;.01, \* p&lt;.05, + p&lt;.10

注1) ①男性 平均値 0.56 標準偏差 0.50

## 参考文献

- 石井加代子・黒澤昌子(2009)「年金制度改正が男性高齢者の労働供給行動に与える影響の分析」『日本労働研究雑誌』 No.589, pp.43-64,  
<https://www.jil.go.jp/institute/zassi/backnumber/2009/08/pdf/043-064.pdf>.
- 梶谷真也(2021)「高齢者の雇用確保と企業側の調整」『日本労働研究雑誌』 No.734, pp.16-30,  
<https://www.jil.go.jp/institute/zassi/backnumber/2021/09/pdf/016-030.pdf>.
- 久米功一・鶴光太郎・佐野晋平・安井健悟(2019)「定年後の雇用パターンとその評価—継続雇用に注目して」RIETI Discussion Paper Series 19-J-002,  
<https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/19j002.pdf>.
- 小池高史(2021)「高齢就業者の今後の業種・職種についての希望—働く理由との関連—」『老年社会科学』 42(4), pp.311-317,  
[https://www.jstage.jst.go.jp/article/rousha/42/4/42\\_311/pdf-char/ja](https://www.jstage.jst.go.jp/article/rousha/42/4/42_311/pdf-char/ja).
- 厚生労働省(2008)『2008年高齢者雇用実態調査』,  
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/koyou/keitai/08/kekka.html>.
- 清家篤(2020)「平成の労働市場 高齢者労働」『日本労働研究雑誌』 No.717, pp.26-29,  
<https://www.jil.go.jp/institute/zassi/backnumber/2020/04/pdf/026-029.pdf>.
- 田中秀樹(2020)「労働者にとっての仕事の報酬」『日本労働研究雑誌』 No.723, pp.70-81,  
<https://www.jil.go.jp/institute/zassi/backnumber/2020/10/pdf/070-081.pdf>.
- 内閣府(2019)『令和元年度 年次経済財政報告(経済財政政策担当大臣報告)』,  
[https://www5.cao.go.jp/j-j/wp/wp-je19/index\\_pdf.html](https://www5.cao.go.jp/j-j/wp/wp-je19/index_pdf.html).
- 福島さやか(2007)「高齢者の就労に対する意欲分析」『日本労働研究雑誌』 No.558, pp.19-31,  
<https://www.jil.go.jp/institute/zassi/backnumber/2007/01/pdf/019-031.pdf>.
- 山本勲(2008)「高年齢者雇用安定法改正の効果分析」樋口美雄・瀬古美喜編『日本の家計行動のダイナミズム IV: 制度政策の変更と就業行動』慶應義塾大学出版会, pp.161-173.
- Kondo, Ayako and Shigeoka, Hitoshi (2017) "The Effectiveness of Demand-Side Government Intervention to Promote Elderly Employment: Evidence from Japan," *Industrial Labor Relations Review*, 70(4): 1008-1036,  
<https://doi.org/10.1177/0019793916676490>.

## 第2章 50代後半の正社員の「能力開発・自己啓発」「免許・資格取得」経験の規定要因

### 第1節 はじめに

#### 1 研究目的と背景

本研究の目的は、「中高年者縦断調査」の2005年～2009年のデータを用い、50代の正社員の資格取得や能力開発の規定要因を明らかにすることである。近年、社会的・政策的にも継続的な就労が期待されている高年齢労働者<sup>1</sup>であるが、就労を続けるための資格取得や能力開発へのアクセスしやすさに正社員間で格差が存在するのかどうかを明らかにする。

研究の背景として、高年齢労働者は若い世代と比べ教育訓練の実施率が低いことがある。例えば、2016年度一般教育訓練給付金受給者全体（100%）のうち45～54歳は23%、55歳以上は9%に留まる（OECD 2018=2020）。また「能力開発基本調査」（厚生労働省）の個人調査の結果によると、2021年度にOFF・JT（職場外の教育・学習）の受講や自己啓発を実施した比率は、年齢が上がるほど低くなる（令和4年度「能力開発基本調査」結果の概要）。他方、日本の訓練制度の特徴とされる大企業を中心としたOJT（職場内の教育訓練）は若年労働者を対象としたものに限られることが多い。つまり高年齢労働者の就労継続を社会的・政策的に促すには、今後、高年齢労働者をいかに就労継続のための訓練に導くのか、言い換えると何がそれを阻んでいるのかを明らかにする必要がある。

#### 2 先行研究

高年齢労働者の訓練参加の規定要因についての先行研究は多くない。性別と訓練参加の関係については、2016年「全国就業実態パネル調査」（個人調査）から高年齢女性は男性よりもOJTを受けやすいという報告がある（OECD 2018=2020）。しかし、この調査はインターネットモニター調査であることには注意が必要である。企業特性に関しては、2019年「高年齢者の雇用に関する調査」（企業調査）から高年齢者全体に対する能力開発実施率は1.8%なのに対し大企業に限ると6.6%の高い実施率を示すことが報告されている（労働政策研究・研修機構 2020）。また、2013年「60歳以降の人事管理と人材活用に関するアンケート調査」（企業調査）から50代正社員に実施している集合研修のうち、中小企業ほど「公的資格取得の研修」を実施しているという報告もある（大木ほか 2014）。よって、大企業従業員に対しては能力開発実施、中小企業従業員に対しては資格取得研修というように従業員が所属する企業の規模によって実施率の高い訓練の種類が異なることも予想される。人的資本と訓練参加の関係については、他国同様、全世代を通し教育水準が高いと訓練参加率も高まることが報告されている（OECD 2018=2020）。

---

<sup>1</sup> 本章では、「高年齢者等の雇用の安定等に関する法律」において55歳以上を「高年齢者」と定義していることから、おおむね55歳以上の労働者を高年齢労働者と表現する。

以上の先行研究より、高年齢労働者の訓練参加についてはジェンダーや企業規模、教育水準によって訓練へのアクセスが異なることが予想される。一方、これらの要因は互いに関連するため多変量解析による知見の提出が必要である。また、労働者個人間の訓練へのアクセスの格差を明らかにするため企業調査ではなく個人調査のデータが必要である。くわえて、統計学的批判に耐えうる無作為抽出調査のデータで検討することが望ましい。以上の点を克服すべく「中高年者縦断調査」のデータを用いた免許・資格取得や自己啓発・能力開発の規定要因を明らかにする。

## 第2節 データと分析方法

### 1 データと分析対象

データは、2005年10月末時点で50～59歳であった男女を対象に、以後毎年実施されているパネル調査である「中高年者縦断調査」を使用する。従属変数となる過去1年間の「能力開発・自己啓発」経験と「免許・資格」取得経験は第2回（2006年）～第5回（2009年）の調査で質問されており、本稿ではこれらを従属変数として使用する。企業が高年齢労働者にこれらの経験を促すとすれば、50代の正社員をターゲットとしていることが多いと考えられるため、前年に正社員であった者に分析対象を絞り、どのような正社員が定年までにこれらの経験を行うのかを明らかにしていく。

2次分析を行う本研究が使用する2006年～2009年のデータは現時点から考えると古く現在の高年齢労働者に知見を適用することには留意は必要である。しかし後述するように、50代後半のどの年齢時点でも3000を超える正社員の情報をもっており、これまで詳しく記述されてこなかった高年齢期の訓練参加について信頼できる知見を得ることができる。

### 2 変数

従属変数である過去1年間の「能力開発・自己啓発」経験と「免許・資格」取得経験は、次のようなワーディングで質問されている。「あなたはこの1年間で、仕事のために免許・資格を取得しましたか」「あなたは、この1年間に仕事のための能力開発・自己啓発をしましたか」である。いずれの質問に対する選択肢も「した」か「しなかったか」の2値であった。「した」と回答した者は、資格・免許については具体的な名称を自由記述方式で、能力開発・自己啓発については具体的な方法を選択肢方式で回答するようにそれぞれ補問が続く。しかし、本稿では補問を利用した細かな訓練内容までには立ち入らず、それぞれの1年間の経験の有無を従属変数とする。

独立変数は、性別、教育水準、前年の仕事内容、前年の企業規模、前年の労働時間である。性別は男女の2値変数である。教育水準（最後に卒業した学校）は第2回調査の問1を使用し7ある選択肢を「中学校」「高校／専門学校」「短大・高専／大学／大学院」の3値にリコードし「その他」は分析から除外した。前年の仕事内容はホワイトカラー、サービス職、ブ

ルーカラーの3つに分類すべく10ある選択肢を「専門・技術／管理／事務／保安」「販売／サービス」「農林／運輸・通信／生産工程・労務作業」の3値にリコードし「その他」は分析から除外した。前年の企業規模は大企業・官公庁、中企業、小企業の3つに分類すべく勤め先の従業者数「99人以下」「100～999人以下」「1000人以上・官公庁」の3値にリコードした。週あたりの就労時間は「この1カ月間の1週間あたりの平均的な就業時間」を連続変数として用いている。

### 3 分析方法

分析方法は、54歳～60歳までの各年齢時点の「能力開発・自己啓発」経験と「免許・資格」取得経験を従属変数としたロジスティック回帰分析を行う。図表2-2-1に、出生年度ごとに「中高年者縦断調査」の各調査時点の年齢をまとめた。54歳～61歳までは4つの出生年度の情報について調査間でマージし利用できる。よって54歳から当時の標準的な定年年齢である60歳までの各年齢時点に注目し従属変数に対する規定要因を探る（つまり各従属変数に対し7つのロジスティック回帰分析を行う）。50代前半と定年年齢直前など各年齢時点で従属変数に対する規定要因が異なることも考えられるため、「中高年者縦断調査」の大きなサンプルサイズというメリットを生かしこのような分析方法を採用した。図表2-2-2に本稿で使用する変数の記述統計を示しているが、どの年齢も3000を超えるサンプルサイズで多変量解析を行うことができる。

図表 2-2-1 出生年度ごとの各調査時点の年齢

出生年度	2006調査	2007調査	2008調査	2009調査
昭和30年	51歳	52歳	53歳	<b>54歳</b>
昭和29年	52歳	53歳	<b>54歳</b>	<b>55歳</b>
昭和28年	53歳	<b>54歳</b>	<b>55歳</b>	<b>56歳</b>
昭和27年	<b>54歳</b>	<b>55歳</b>	<b>56歳</b>	<b>57歳</b>
昭和26年	<b>55歳</b>	<b>56歳</b>	<b>57歳</b>	<b>58歳</b>
昭和25年	<b>56歳</b>	<b>57歳</b>	<b>58歳</b>	<b>59歳</b>
昭和24年	<b>57歳</b>	<b>58歳</b>	<b>59歳</b>	<b>60歳</b>
昭和23年	<b>58歳</b>	<b>59歳</b>	<b>60歳</b>	61歳
昭和22年	<b>59歳</b>	<b>60歳</b>	61歳	62歳
昭和21年	<b>60歳</b>	61歳	62歳	63歳
昭和20年	61歳	62歳	63歳	64歳

#### 4 変数の記述統計

図表 2-2-2 に各変数の記述統計を年齢セットごとに示している。前述した通り、どのセットも 3000 を超えるサンプルサイズで分析が可能である。54 歳が他と比べサイズが小さいのは最も若い出生年度（昭和 30 年）が含まれているためである。つまり、「中高年者縦断調査」は 2005 年 10 月末時点で 50～59 歳が対象であるため、このコーホートのみ 11 月～翌 3 月が誕生日の当時の 49 歳が含まれていない。

図表 2-2-2 記述統計

	54歳	55歳	56歳	57歳	58歳	59歳	60歳
サンプルサイズ	3018	3503	3509	3639	3699	3689	3409
免許・資格取得経験有	4.2%	3.6%	3.5%	3.2%	2.6%	3.1%	2.9%
自己啓発・能力開発経験有	36.5%	35.2%	31.7%	31.0%	29.1%	26.8%	24.1%
男性	73.4%	74.1%	74.6%	75.2%	74.8%	74.7%	75.6%
女性	26.6%	25.9%	25.4%	24.8%	25.2%	25.3%	24.4%
中学校	8.4%	9.6%	10.7%	12.8%	13.9%	16.4%	18.3%
高校・専門学校	55.2%	56.0%	56.9%	56.9%	57.9%	57.1%	56.4%
短大・高専・大学・大学院	36.4%	34.4%	32.4%	30.3%	28.2%	26.5%	25.3%
専門・管理・事務・保安（前年）	64.3%	64.3%	62.6%	62.3%	59.5%	59.5%	58.9%
販売・サービス（前年）	14.1%	14.2%	15.0%	14.0%	14.7%	14.8%	14.7%
運輸・生産工程・労務等（前年）	21.6%	21.5%	22.4%	23.7%	25.8%	25.7%	26.4%
小企業（99人以下）（前年）	38.3%	38.6%	40.7%	39.5%	40.7%	42.0%	42.5%
中企業（100～999人）（前年）	29.1%	30.1%	29.1%	29.4%	30.0%	29.1%	28.5%
大企業・官公庁（前年）	32.6%	31.3%	30.2%	31.1%	29.3%	28.9%	29.0%
週あたり就労時間	46.129	45.951	45.905	45.391	44.789	44.672	44.555
出生年度Ⅰ	15.8%	24.0%	23.1%	23.9%	23.7%	23.7%	26.5%
出生年度Ⅱ	27.6%	23.4%	25.5%	24.5%	23.8%	24.8%	26.9%
出生年度Ⅲ	26.8%	25.6%	26.2%	25.1%	25.9%	25.3%	26.8%
出生年度Ⅳ	29.8%	27.0%	25.2%	26.5%	26.6%	26.2%	19.8%

週あたりの就労時間は平均値

従属変数である過去 1 年間の訓練経験は 54 歳時点で「免許・資格」取得経験が 4.2%、「能力開発・自己啓発」経験が 36.5%と前者で希少な経験であることがわかる。54 歳時と 60 歳時を比べるとともに加齢とともに経験率は減少している。

独立変数についても確認しよう。本稿では前年の働き方が正社員であった者を分析対象としているが、50 代で正社員として働く女性はその年齢でも正社員全体の約 25%である。教育水準は約 60%近くが高校・専門学校卒である。前年の仕事内容はホワイトカラー（専門・管理・事務・保安）が約 60%と多い。比率でいえばブルーカラー、販売・サービスが続く。54

歳から 60 歳にかけてホワイトカラーの比率が他の職種より 5 ポイントほど減らしているが、ホワイトカラーの早期退職のしやすさや正社員から役員への移動などが影響しているのかもしれない。なお、教育水準も 60 歳にかけて中学校卒の比率が増加し短大以上卒の比率が減少するが、これは世代ごとの教育達成の違いのみならず短大卒以上にホワイトカラーが多く早期退職や役員への移動が生じていることもあるように思われる。販売・サービスの比率はどの年齢も変わらず、ホワイトカラーが減少した分、ブルーカラー正社員の比率が加齢とともに高くなっている。前年の企業規模については、従業員数 99 人以下が約 40%、100～999 人の中企業が約 30%、1000 人以上の大企業・官公庁が約 30%であり、小企業の比率が加齢とともに微増し大企業・官公庁の比率が微減している。これも先ほど述べた大企業正社員の早期退職のしやすさや正社員から役員への移動などの影響があるのかもしれない。週あたりの就労時間は 60 歳に近づくほど減少している。最後に各年齢時点における 4 つの出生年度を若いほうから出生年度 I～IV として統制する。54 歳時の出生年度 I（昭和 30 年度）の比率が他より小さいのは、先ほど述べた通り、この年度コーホートは 11 月から翌 3 月の誕生日が含まれないためである。

### 第 3 節 分析結果

#### 1 「自己啓発・能力開発」経験の規定要因

はじめに各年齢時点の自己啓発・能力開発の経験についてみる。図表 2-3-1 は、54 歳時点の過去 1 年間の自己啓発・能力開発経験の有無を従属変数としたロジスティック回帰分析の結果を示している。昭和 27 年度生～昭和 30 年度生の 4 つの出生コーホートが含まれ、もともと出生が早い出生年度 IV が基準カテゴリであり、出生年度 IV と有意差のあるコーホートは確認されなかった。男性は女性（基準カテゴリ）と比べて経験率が有意に低い。高校・短大卒（基準）と比べ中学卒は経験率が低く、短大・高専・大学等は経験率が有意に高い。前年の企業規模が中小企業（基準）の場合と比べ小企業は経験率が低く、大企業・官公庁は有意に高い。前年の仕事内容が販売・サービス（基準）の正社員と比べ専門・管理・事務等は経験率が高く、運輸・生産工程等は有意に低い。連続変数で投入した週あたりの就労時間は非有意であった。本研究では、「自己啓発・能力開発」「免許・資格取得」経験の 2 つの従属変数に対し、54 歳～60 歳までの 7 つの年齢時点のロジスティック回帰分析を行った。計 14 の結果をすべて示すのは煩雑なので、以下では、性別、教育水準、企業規模、仕事内容の各値のオッズ比を年齢ごとに折れ線グラフ（図表 2-3-2～図表 2-3-5）で示し結果を紹介する。これらのグラフでは、他の変数を統制した各変数の値の影響について基準カテゴリを 1.000 としたオッズ比で示している。

図表 2-3-1 54 歳時点の自己啓発・能力開発経験の有無を従属変数としたロジスティック回帰分析

	B	SE		オッズ比
出生年度 I	-0.038	0.126		0.963
出生年度 II	0.168	0.107		1.182
出生年度 III	0.133	0.108		1.142
男性	-0.439	0.095	**	0.645
中学校	-0.902	0.220	**	0.406
短大・高専・大学等	0.711	0.086	**	2.036
小企業	-0.454	0.103	**	0.635
大企業・官公庁	0.267	0.100	**	1.306
専門・管理・事務等	0.512	0.120	**	1.669
運輸・生産工程等	-0.488	0.157	**	0.614
週あたり就労時間	0.008	0.005		1.008
定数	-1.099	0.258	**	0.333

\*\* $p < .01$  Bは非標準化係数, SEは標準誤差。

図表 2-3-2 より、自己啓発・能力開発を経験しやすいのはつねに男性正社員より女性正社員であることがわかる。また、図表 2-3-3 より、中学校卒と比べて高校・専門学校卒が、さらに高校・専門学校卒と比べて短大・高専・大学等卒がつねに自己啓発・能力開発を経験しやすい。さらに図表 2-3-4 より、運輸・生産工程等と比べて販売・サービスが、販売・サービスと比べて専門・管理・事務等がつねに自己啓発・能力開発を経験しやすい。

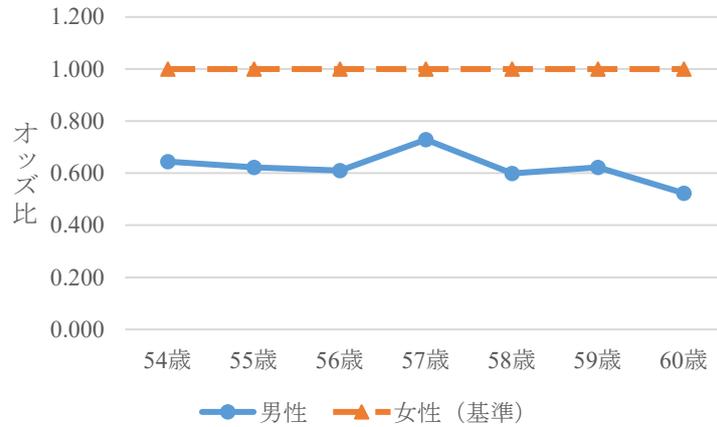
図表 2-3-5 より、中企業と比べ小企業はつねに自己啓発・能力開発を経験しにくい（すべての年齢時点において 1%水準で有意）。しかし、中企業と大企業・官公庁の 5%水準の有意差は、57 歳・58 歳・60 歳時点ではみられなかった。つまり企業規模が大きくなるほど正社員が自己啓発・能力開発を経験しやすいという比例的な関係は、57 歳以降の定年が近づくとつれ一定数の企業規模を超えると有意差がなくなる（ただし 59 歳時点は除く）。

最後に量的変数である週あたりの就労時間については 55 歳と 59 歳時には 5%水準で有意な「正」の関連があった（図表略）。

以上まとめると、54 歳～60 歳の正社員の自己啓発・能力開発経験は、女性ほど、高教育水準者ほど、ホワイトカラー（なかでも販売・サービスよりは専門・管理・事務）ほど経験しやすいことがわかった。企業規模についてはどの年齢でも従業員数 100 人以上の正社員で 100 人未満の正社員よりも経験しやすい。一部の年齢では週あたりの就労時間も経験率を規定しており、就労時間が長いほど自己啓発・能力開発を経験していた。

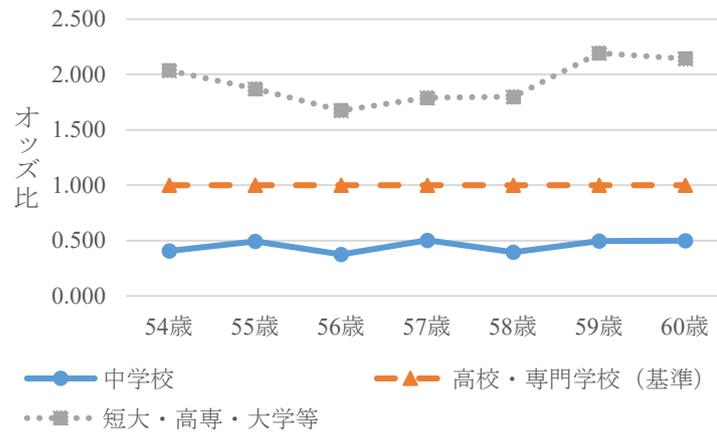
図表 2-3-2 自己啓発・能力開発の経験と性別の関連

(すべて基準と1%水準の有意差あり)



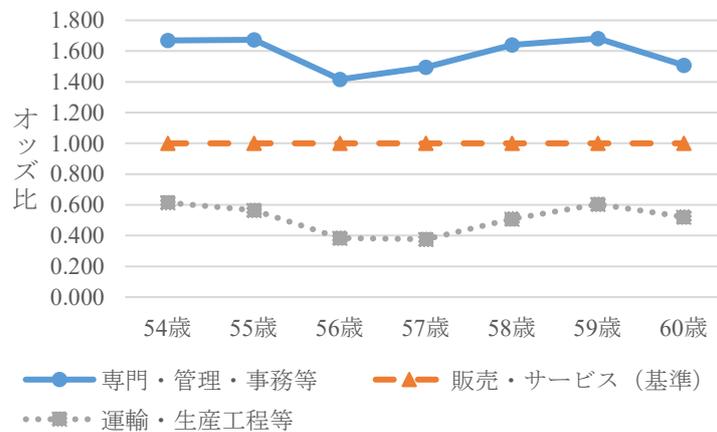
図表 2-3-3 自己啓発・能力開発の経験と教育水準の関連

(すべて基準と1%水準の有意差あり)



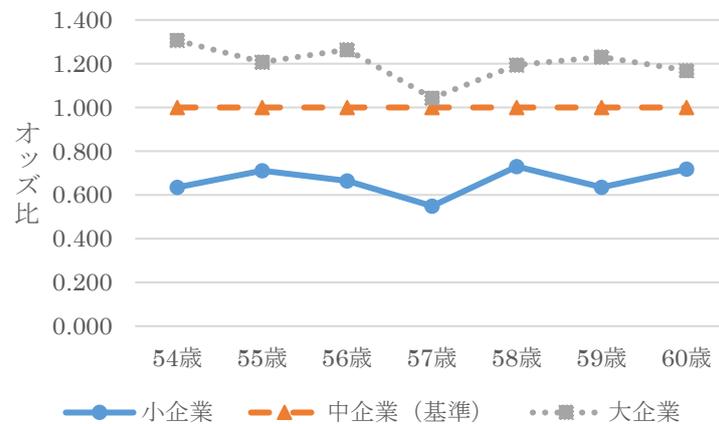
図表 2-3-4 自己啓発・能力開発の経験と前年の仕事内容の関連

(すべて基準と1%水準の有意差あり)



図表 2-3-5 自己啓発・能力開発の経験と前年の企業規模の関連

(一部基準カテゴリと5%水準で有意差なし)



## 2 「免許・資格取得」経験の規定要因

続いて「免許・資格取得」経験については、「自己啓発・能力開発」経験のような54歳～60歳でつねに有意差のある変数はなく一貫した傾向はみられなかった。性別、教育水準、前年の仕事内容、前年の企業規模、前年の就労時間は、54歳時点で従属変数に対し（5%水準で）有意に影響する変数はなかった。55歳・56歳では男性が女性と比べ「免許・資格取得」経験が多いという5%水準の有意差はあるが、他に有意な変数はなかった。57・58歳では再び性別含めて有意な変数はなかった。59歳では、中学校卒と比べ高校・専門学校卒が5%水準で有意に取得経験が多かった。60歳では中企業と比べ大企業の正社員は1%水準で有意に取得率が高く、販売・サービスと比べ専門・管理・事務等で取得率が5%水準で有意に低かった。就労時間はどの年齢でも有意ではなかった。

54歳以降に仕事に関する「免許・資格」を取得するかどうかには年齢期間で一貫した変数の傾向はなかった。また55歳時点・56歳時点と分析対象のなかでは比較的若いグループである男性正社員が取得しやすいことや、60歳時点という定年直前の1年間で大企業・官公庁の正社員、販売・サービスの正社員が取得しやすいという、50代のなかでも各変数の影響は年齢時点に依存した傾向があることがわかった。

## 第4節 結論と今後の展開

### 1 結論

本研究は、54歳～60歳の正社員の資格取得や能力開発の規定要因を「中高年者縦断調査」のデータ分析から明らかにすることであった。無作為抽出標本のパネル調査である「中高年者縦断調査」の利点を生かし、1年齢時点3000を超えるサンプルサイズで、多変量解析により互いに関連する変数を統制したうえで規定要因を明らかにすることができた。

ジェンダーについては、「免許・資格取得」は55歳・56歳で男性正社員が取得しやすく、

「自己啓発・能力開発」は54歳～60歳ではつねに女性正社員が経験しやすかった。一般に自己啓発の実施率は労働者全体で見ると女性の方が低い。例えば、2022年「能力開発基本調査」の個人調査によると、1年間で自己啓発を実施した比率は男性40.9%であるのに対し女性は27.6%であった（令和4年度「能力開発基本調査」結果の概要）。一方、本研究が明らかにしたように、50代正社員の「自己啓発・能力開発」はこのような他世代の傾向と異なるようである。このことは、40歳以降のOJTへの参加が女性が多いというインターネットモニター調査（「全国就業実態パネル調査」）の結果と無関係ではないかもしれない。「中高年者縦断調査」には「自己啓発・能力開発」を実施した回答者にその種類も補問で尋ねている<sup>2</sup>。従属変数の内容を細分化したより詳細な分析が課題である。

教育水準については、「自己啓発・能力開発」は54歳～60歳でつねに、初等教育より中等教育、中等教育より高等教育で経験率が高かった。一方、「免許・資格取得」についてはあまり教育水準による有意差がみられなかった。一般的に、教育水準が高いと訓練参加率も高まる（OECD 2018=2020）といわれるが、54歳～60歳の正社員の具体的な資格取得については、そのような関連が鮮明にあるとはいえないことがわかった。

仕事内容については、「自己啓発・能力開発経験」では、54歳～60歳でつねにブルーカラーよりホワイトカラー、さらにホワイトカラーのなかでも販売・サービスよりも専門・管理・事務等で経験率が有意に高かった。専門・管理・事務等では、IT技術など高年齢の就労継続のためにスキルを更新する必要がある、運輸・生産工程・労務などは従来から蓄積したスキルを引き続き利用できる者が多いのかもしれない。一方、「免許・資格」取得は一貫した傾向はないが60歳時点で販売・サービスが専門・管理・事務等と比べ有意に取得率が高かった。これはどのように解釈できるだろうか。データに立ち返って考えてみよう。60歳時の過去1年間の免許・資格取得率は、専門・管理・事務等で2.8%、販売・サービスで4.2%、運搬・生産工程等で2.3%と確かに販売・サービスで高い。これらが実際どのような免許・資格なのか、補問における資格名称コードの回答（複数回答者については1つ目の回答）を使って、職種ごとに名称のわかる上位3つの免許・資格を確認した（図表2-4-1）。表からわかるように、販売・サービスで最も多いのが「社会福祉専門職」である。この資格取得者のぶん、販売・サービスは他職種と比べ取得率が高まっている<sup>3</sup>。

---

<sup>2</sup> 具体的には「勤め先が開催する研修に参加した」「公共機関（学校を除く）に通った」「大学や各種学校等の学校に通った」「団体・会社等の民間の機関（学校を除く）に通った」「通信教育を利用した」「関係書籍を購読した」「その他」であり1つ目がOJTの変数といえる。

<sup>3</sup> とはいえ、「社会福祉専門職」を取得したのは、「販売・サービス」503名中の8名（1.6%）である。販売・サービス職の標準的なキャリアパターンというわけではないことに注意が必要である。

図表 2-4-1 60 歳時点における前年の職種と過去 1 年間で取得した免許・資格名コード

専門・管理・事務・保安 (2.8%)	販売・サービス (4.2%)	運輸・生産工程・労務等 (2.3%)
専門的事務処理技能 (0.4%)	社会福祉専門職 (1.6%)	定置建設機械運転関連 (0.8%)
保安関連免許資格 (0.3%)	車両運転船舶運転免許 (0.6%)	車両運転船舶運転免許 (0.3%)
経営関係専門職 (0.2%)	専門的事務処理技能 (0.6%)	農業関連技能資格 (0.2%) 金属溶接熔断関連技能 (0.2%)

注：( ) の数値は職種ごとの取得者率

企業規模については、「自己啓発・能力開発」経験率では、54 歳～56 歳までは、規模の大きさに比例して経験率が高まったが、57 歳以降は中企業（100 人～999 人）と大企業・官公庁に有意差がないことがほとんどだった。小企業ほど経験率が少ないことは一貫しているが、特に定年年齢が近づくとある程度の規模以上になると経験率の有意差は出ないと考えべきだろう。「免許・資格」取得率は 54 歳から 59 歳までは企業規模の有意差はなかった。50 代正社員に実施している集合研修のうち、中小企業ほど「公的資格取得の研修」を実施している（大木ほか 2014）という企業調査の分析結果もあるが、中小企業の正社員ほど取得率が高いわけではなかった。しかし、「自己啓発・能力開発」をはじめ訓練プランが相対的に豊富にあると思われる大企業と有意差がないということは、具体的な資格取得に力を入れている中小企業が一定数以上存在することのあらわれかもしれない。

最後に週あたりの就労時間については、「自己啓発・能力開発」経験に対して 55 歳と 59 歳時には 5%水準で有意な「正」の影響のみであった。当初は、就労時間が長いほど訓練に参加しにくいと予想したが、実際はどちらの訓練も就労時間はほとんどの場合影響しているとはいえなかった。例外的に 55 歳と 59 歳の「自己啓発・能力開発」に対してのみ影響が見られたが、予想に反して就労時間が長いほど参加しやすいというものであった。OJT や企業内研修などが就労業務の中で「自己啓発・能力開発」として行われていることを示すのかもしれない。

本研究の目的は、高年齢労働者をいかに就労継続のための訓練に導くか、言い換えると何がそれを阻んでいるのかを明らかにすることを目的としていた。「免許・資格」取得については、そもそも全体の取得率が低いこともあって 54 歳～60 歳の正社員では、明確な傾向がみられなかった。一方、「自己啓発・能力開発」経験については、男性・低い教育水準・ブルーカラー・小企業の正社員ほど、多変量解析でも経験率が低かった。そもそもこれらの層が「自己啓発・能力開発」を必要としていないのか、必要としているが相対的にアクセスが難しいのかは、今回の分析からは判断するには限界がある。「中高年者縦断調査」では「自己啓発・能力開発」経験の内容も情報として得ているので、従属変数を細分化するなどしてさらに分析を続けたい。また正社員の労働時間の長さが訓練のアクセスを阻んでいると予想したが、

「免許・資格」「自己啓発・能力開発」ともにそのような傾向がみられなかったことも知見として重要であるとする。

## 2 今後の展開

本稿では、「自己啓発・能力開発」経験や「免許・資格」取得経験の規定要因を明らかにしてきたが、今後は「中高年者縦断調査」がパネル調査であることを活かし、そのような経験が60歳以降（定年以降）のキャリアや意識に与える影響を明らかにしたい。吉岡（2022）は、2019年「60代の雇用・生活調査（個人調査）」データの分析から、50歳前後の「仕事に関する資格取得や自学自習・講座の受講経験」が、60-64歳時点で「いきがい、社会参加」（働く理由）をもって働くことにつながることを明らかにした<sup>4</sup>。この知見は50歳前後の経験を回顧して回答してもらう横断的調査データから得られたものであるが、パネルデータを用い、より精緻な因果分析や実際のキャリアへの影響も明らかにしていきたい。

## 参考文献

OECD（2020）Working Better with Age: Japan（=2020. 井上裕介訳『高齢社会日本の働き方改革—生涯を通じたより良い働き方に向けて』明石書店。

大木栄一・鹿生治行・藤波美帆（2014）「大企業の中高年齢者（50歳代正社員）の教育訓練政策と教育訓練行動の特質と課題：65歳まで希望者全員雇用時代における取り組み」『日本労働研究雑誌』No.643, pp.58-69,

<https://www.jil.go.jp/institute/zassi/backnumber/2014/special/pdf/058-069.pdf>.

労働政策研究・研修機構（2020）『高年齢者の雇用に関する調査（企業調査） JILPT 調査シリーズ No.198』,

<https://www.jil.go.jp/institute/research/2020/documents/0198.pdf>.

吉岡洋介（2022）「就労継続が促進される中の60代前半の就業理由—55歳時に正社員であった男性に注目して—」森山智彦・労働政策研究・研修機構（JILPT）編『70歳就業時代における高年齢者雇用（JILPT第4期プロジェクト研究シリーズ1）』労働政策研究・研修機構, pp.121-134.

---

<sup>4</sup> 一方、「社内外の専門家へのキャリア相談」や「高齢期の働き方に関する研修・セミナー参加」は、その後の「いきがい・社会参加」を見だす働き方につながるとはいえないことも指摘している。

### 第3章 介護は60歳以降の男性の働き方をどの程度左右するのか —60歳直前の階層的地位に注目して—

#### 第1節 研究目的

年金支給開始年齢の引き上げや高齢者雇用安定法の改正、人手不足などを背景に、60歳以降の就業率は右肩上がり続け、今後もそのニーズは増していくだろう。社会や企業からのニーズもさることながら、日本の高齢者の労働意欲の高さも、高い就業率を支えている<sup>1</sup>。高齢期は、単純に就業を継続することが是で、離職が非とは言い切れないものの、就労に前向きな人が何らかの理由で働けなくなってしまうことは、その人にとっても社会にとっても望ましいことではない。

しかしながら、どの年齢の人にとっても、本人の健康や家族の問題など就業以外の面で偶発的に生じるイベントによって、就業行動は左右され得る。では、雇用が不安定になる高齢期において、就業を続けるかどうかの判断に迫られるような出来事が生じた時、人々はこれに対応するためにどの程度働き方を変えているのだろうか。また、その働き方の変化は、個人が置かれている階層的地位によって、異なるのだろうか。本研究では、家族に関するイベントの中でも介護の問題に焦点を当てて、この疑問を明らかにしたい。

介護と働き方の関係を扱った研究の蓄積は多いが、解明されていない課題も残されている。その中でも、本研究では男性の親（義理の親を含む）に対する介護提供に焦点を当て、日本の雇用の文脈に即した形で、男性の介護提供と就労の関係を分析、議論する。具体的には、60歳直前の階層的地位（企業規模）が介護と就労の関係をいかに干渉しているかを検討する。同時に、有業か無業かだけでなく、雇用形態や労働時間の変化、並びに介護が働き方に与える影響における婚姻状況別の違いも分析の視野に入れる。

これらを明らかにすることは、次のような学術的、政策的な貢献へと結びつくことが期待される。学術的には、日本型生活保障の議論において、60歳以降の介護と仕事の両立の観点から見たときの企業福祉の役割に対する実証的な知見を提供することになるだろう。また、社会階層論の観点からは、60歳直前の階層的地位が、いかに社会保障制度を介して60歳以降のキャリア面での不平等に結びついているかという議論につながるだろう。政策的には、介護離職を防ぐために、より焦点を当てるべきターゲットを明確化するための情報提供に資することができるだろう。もし、60歳以前の所属企業や婚姻状況によって、男性が介護を抱えた場合の離職リスクに違いがあるのであれば、リスクの高い人々への支援を重点的に行うことが、介護離職の抑制や就労意欲のある人々の継続就労支援へとつながるものと考えられる。

---

<sup>1</sup> JILPT が 2019 年に実施した「60代の雇用・生活調査」にて、60～69歳の男女に希望する引退年齢または実際の引退年齢を尋ねたところ、「年齢に関係なく、働けるうちはいつまでも働きたい」（32.1%）が最も多く、「70歳以上」（23.6%）、「65-69歳」（13.8%）も上位を占めていた。また、日本の労働者の引退年齢が他の先進諸国に比べても高いことは、OECDのPensions at a Glanceでも報告されている。

構成は次の通りである。第2節は、介護と就労の関係を扱った先行研究について、パネルデータを分析したものを中心に整理する。第3節は、先行研究では解明されていない点を踏まえて、本研究の仮説を提示する。第4節は、60歳から70歳の男性における介護提供者の割合や介護提供の有無による就労状況等について、記述的に分析した結果を示す。第5節は、イベントヒストリー分析を用いて、介護提供の有無や婚姻状況、60歳直前の所属企業の規模が働き方に及ぼす影響を推定する。第6節は、仮説の検証結果をまとめ、インプリケーションを提示する。

## 第2節 先行研究

介護と就業や雇用の関係を扱った研究は、経済学を中心に多くの蓄積がある。本節では、日本のパネルデータを分析した研究を中心にレビューする<sup>2</sup>。その中には、本研究と同じ調査データ（中高年者縦断調査）を用いた研究も多数あるが、介護が就業確率や離職率に与える効果の有意性や大きさは、研究によって様々である。

山田・酒井（2016）は、2008年から2012年の調査を用いて、男女を対象に、介護が就労や労働時間、収入に与える影響を、固定効果モデルによって推定している。介護は2種類の変数を使用しており、一つは、自身が介護の担い手か否かに関わらず、本人または義理の親の中で要介護者が発生したか否か、もう一つは、自身が親の介護を実際に行なっているか否かである。分析の結果、若い出生コーホートほど、介護を担う比率は高まっていることや、親の要介護発生をコントロールしてもなお、要介護期間が1年長くなると、男女ともに有意に就業確率を1%低下させることが明らかになった。また、介護の担い手本人の収入は、男女ともに介護を行なっていない人よりも6~8%低く、親の要介護期間が1年長くなると男性の収入を1%低下させていた。他方、就業時間や就業日数に対しては、親の要介護発生も実際の介護提供も統計的に有意な影響を及ぼしていなかった。

Oshio and Usui（2018）は、2008年から2014年の調査を用いて、女性を対象に、親への介護が就労や主観的健康に与える影響を、操作変数法や固定効果モデルによって推定している。その結果、個人の異質性をコントロールすると、介護の提供が女性の就労率を3.2%低下させるが、就業時間や就業日数との間に有意に関連はなかった。また、介護は、提供する人のメンタルヘルスにマイナスの影響を及ぼすものの、就労によって、そのマイナスの影響が増大したり減少するような効果は確認されなかった。同じく女性を対象とした Kikuzawa and Uemura（2021）は、2005年から2014年の調査を用いて、親への介護、特に介護の時間が女性の雇用に与える影響を、ランダム効果モデルを用いて分析している。その結果、介護の提供時間が5時間を超えると、介護を行なっていない女性に比べて離職率が高まることや、5時間以上の介護を前年から続けている正規労働者の女性は、離転職の傾向が非正規

---

<sup>2</sup> クロス・セクションデータを用いて介護と就労の関係を扱った研究としては、中村・菅原（2017）などがある。

労働者や自営業の女性よりもあることが明らかになった。

Kitamura, Adachi, and Uemura (2021) は、2005 年から 2014 年の調査を用いて、男女を対象に、本人または配偶者の親への介護提供が、労働参加と労働時間に与える影響を分析している。推定にはランダム効果モデルを用い、特に親との同居の有無に注目して分析している。その結果、親と同居していない場合、介護提供が労働参加に与える影響は他の研究に比べると男女ともに小さい、またはないのに対して、両親と同居している場合は、女性の労働参加率が有意に低かった。また、介護の提供は労働時間の変化に有意な影響を与えてはいなかった。

中高年者縦断調査以外のパネルデータを用いた研究においても、介護が就業を抑制することを示す研究 (Fukahori, Sakai, and Sato 2015) と、影響しないとする研究 (Oshio and Usui 2017) に結果は分かれている。Fukahori, Sakai, and Sato (2015) は、ニッセイ基礎研究所が 1997 年から 2005 年にかけて 5 回実施した「暮らしと生活設計に関する調査」のデータを用いて、家族内の要介護者の存在が、就業や労働時間、主観的健康、生活満足度に与える影響を分析している。推定は 50 歳から 64 歳の男性のみを対象とし、内生性をコントロールするために DID や DID-PSM を用いている<sup>3</sup>。分析の結果、家族内の要介護者の存在は、男性の就業を 7%程度、女性（回答者の妻）の就業を 10%程度有意に抑制していた。一方、要介護者の存在と、男性の労働時間や主観的健康、生活満足度との間に有意な関係は確認されなかった。一方、Oshio and Usui (2017) は“Japanese Study of Aging and Retirement”の 2009 年から 2011 年のデータを用いて、50 歳代の女性を対象に、介護提供が就業に及ぼす影響を分析している。操作変数法や固定効果モデルによって、内生性や非観察要因をコントロールし推定した結果、介護は就業や離職に有意な影響を与えていなかった。

将来的な引退予定年齢に注目した研究もある。Niimi (2018) は、大阪大学が 2011 年から 2013 年に実施した“Preference parameters study”データを用いて、本人または義理の父母への介護提供が、引退予定年齢（何歳まで働く予定か）に与える影響を分析している。推定は 40 歳以上の男女の被雇用者を対象とし、操作変数法と 2 段階 OLS を用いて行っている。その結果、主たる介護提供者の場合、引退予定年齢に有意なマイナスの影響があり、特に女性でそれが顕著だった。ただし、主たる介護提供者が公的サービスを利用している場合は、引退予定年齢を引き上げる効果が見られた。

パネルデータを使用した研究ではないが、池田 (2023) は、労働政策研究・研修機構が 2019 年に実施した「家族の介護と就業に関する調査」データを用いて、介護のニーズや介護離職の多様性について多角的に分析し、ワークライフバランスの観点から議論している。具体的には、多様な介護休業期間のニーズ、介護休業以外の両立支援制度の代替可能性、介護提供

---

<sup>3</sup> DID(Difference in Differences)は、要介護者がいる人といない人の違いのうち、調査では把握されていない要因によって生じるバイアスをコントロールするために、異時点間の差分をとることで対処する手法である。DID-PSM は、そのバイアスをより小さくするために、要介護者の有無をその他の情報から予測する手法 (Propensity Score Matching=傾向スコアマッチング) を併せて用いるものである。

者本人の健康状態の悪化、介護サービスの供給制約や介護方針、人間関係と離職の関連性などについて分析している。そして、3ヶ月を超える長期介護休業のニーズが離職率を高めるものの、その離職リスク、及び介護による健康状態や人間関係の悪化にともなう離職リスクには、短時間勤務で対応できると述べている。

### 第3節 仮説、データ

#### 1 仮説

このように、介護が就労や働き方に与える影響に関して多くの研究蓄積があるものの、未解明な部分も残されている。第1に、これらの先行研究には、日本的雇用の文脈を踏まえたものが乏しい。周知の通り、日本の多くの正規労働者には定年制度が適用され、その年齢は60歳が最も多い<sup>4</sup>。そのため、60歳以前と60歳以降では雇用の不安定さが異なる。しかし多くの先行研究は、60歳よりも若い人々、あるいは50歳代から60歳代までを分析対象としているため、雇用が不安定になる年代において、介護が労働にどのように影響しているかが明確ではない。

加えて、日本的雇用の文脈で重要なのは、日本の生活保障において企業福祉が重要な役割を果たしてきたという点である。エスピン-アンデルセンの福祉レジームの類型論を批判的に検討し日本の位置づけを論じた宮本・イト・埋橋(2003)によると、日本の福祉制度の特徴は、男性稼ぎ主の雇用保障に力点を置くことで家族扶養を支える仕組みにある。その特徴は、社会支出の低さや企業規模別に分立した社会保障制度などから窺える。そして、60歳以降は、それまでに蓄積された経済的・社会的な有利／不利が発露されるライフステージとされ(Crystal and Shea 1990)、特に日本の場合、60歳までに所属していた企業の規模と職業が、60歳以降のキャリアを大きく規定している(野呂 2001, 木村 2002, 麦山 2018)。この点を踏まえると、60歳以降に介護提供というイベントが発生した場合の離職リスクも、60歳直前に所属していた企業の規模によって異なるのかもしれない。

第2の未解明な点として、介護提供に伴う様々な働き方の変化の実態を扱った研究が少ない。先行研究の多くは、就業を継続するか離職するか注目しているが、池田(2023)の議論を踏まえると、仕事と介護を両立させるために、雇用形態を変えたり、労働時間を短縮しているかもしれない。第3に、介護が働き方に与える影響に関する婚姻状況別の違いに注目した研究が乏しい。特に本研究が分析対象とする男性の場合、介護が必要となった時の働き方の判断は、配偶者の有無によって変わり得るだろう。とりわけ配偶者のいない男性が介護に直面した際の離職リスクや働き方が既婚男性と異なるのか、また60歳直前の所属企業に

---

<sup>4</sup> 厚生労働省「平成17年就労条件総合調査」によると、調査企業全体の95.3%が定年制度を設置し、また一律定年制を定めている企業の91.2%が定年年齢を「60歳以下」としていた。また、厚生労働省「高齢者の雇用状況」データを用いて、2010年から2020年の定年制度を採用している事業所の割合と事業所別の定年年齢割合を集計した森山(2022)によると、全体の97~98%が定年制度を採用し、そのうち、2010年には83.5%の事業所、2020年には75.8%の事業所が、定年年齢を「60歳以下」としていた。

よって、それらのリスクは異なるのかに注目したい。

以上を踏まえて、本研究では、次の3点の仮説を検証することとする。

- 仮説1 介護を行っている男性は、無業に移行しやすい。ただし、60歳直前に大企業に勤めていた男性の無業移行確率は相対的に低い。
- 仮説2 介護を行っている男性は、非正規労働やパートタイム労働（週40時間未満）を選ぶ確率が高い。また、60歳直前に大企業に勤めていた男性の選択確率は相対的に高い。
- 仮説3 配偶者がいる男性が介護を行っている場合、無業に移行しにくい。また、非正規労働やパートタイム労働（週40時間未満）を選ぶ確率は低い。反対に、配偶者がいない男性が介護を行っている場合、無業に移行しやすい。また、非正規労働やパートタイム労働（週40時間未満）を選ぶ確率が高い。

## 2 データ

本研究では、2005年から2020年までの「中高年者縦断調査」データを、個人および年齢別に変換した person-year 形式のデータを用いる。分析対象は、男性の60歳から70歳までの経歴である。ただし、介護提供や59歳時の所属企業の規模が60歳以降の就業行動に与える影響について、日本的雇用の文脈に即して解釈するために、59歳時に正規労働者として就業していた男性に対象を限定した。さらに、介護提供を受ける者がいなければ介護は発生しないので、本人または配偶者の父母のうち1人以上が存命だったケースに限定した。

以上を踏まえた本章の分析対象者の範囲について、年齢と出生コーホート別に整理したものが図表3-3-1である。

図表 3-3-1 本章の分析対象

年齢/出生コーホート	1945年生	1946年生	1947年生	1948年生	1949年生	1950年生	1951年生	1952年生	1953年生	1954年生	1955年生	Total
60	128	430	535	553	566	486	451	420	374	358	213	4,514
61	126	422	522	530	533	469	438	400	359	351	206	4,356
62	122	411	513	508	518	453	418	400	354	340	204	4,241
63	118	398	484	493	507	441	411	388	347	336	201	4,124
64	107	383	472	482	499	432	411	380	333	327	198	4,024
65	109	365	466	468	495	428	399	377	334	320	196	3,957
66	98	363	457	467	483	423	388	370	330	169	0	3,548
67	104	353	448	455	473	413	377	363	186	0	0	3,172
68	103	343	444	442	449	400	364	200	0	0	0	2,745
69	102	334	435	423	444	391	191	0	0	0	0	2,320
70	99	324	424	412	426	210	0	0	0	0	0	1,895
Total	1,216	4,126	5,200	5,233	5,393	4,546	3,848	3,298	2,617	2,201	1,218	38,896

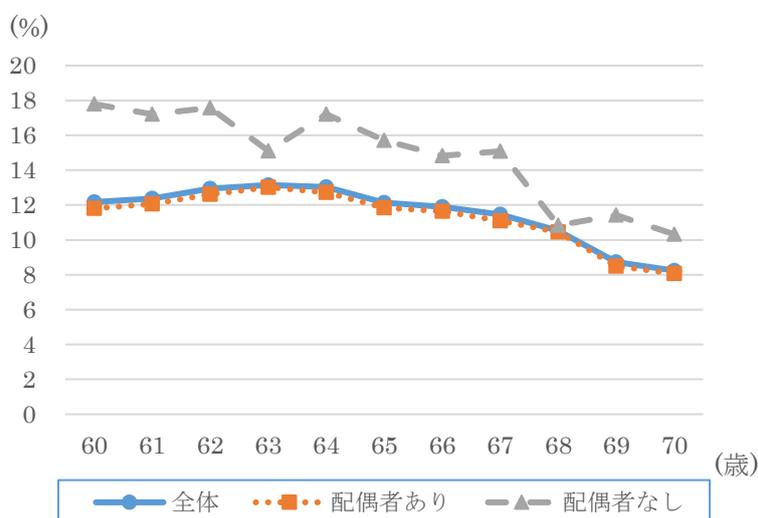
注) 男性のみ。セル度数は人数。出生コーホートは4月生まれ～3月生まれで定義している。

## 第4節 記述的分析

### 1 男性の介護提供と介護の有無による就業状況の違い

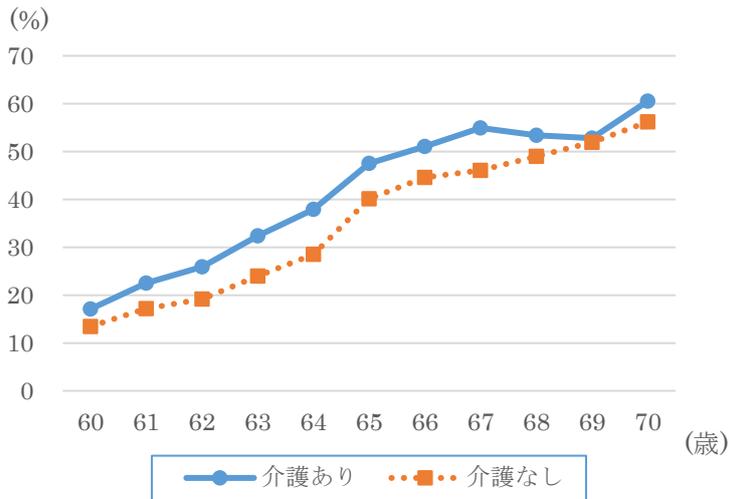
まず本節では、介護を行っている男性の割合や介護提供の有無による就業状態等について、記述的に確認しよう。図表 3-4-1 は、父母（配偶者の父母を含む）に対して介護を提供している男性の割合を、60 歳から 70 歳までの年齢別、及び婚姻状況別に表したものである。男性全体の 60 歳代の介護提供者割合は、概ね 1 割前後である。細かく見ると、60 歳で 12.2%、63 歳で 13.2% であり、その後やや下降し 69 歳には 1 割を切っている。配偶者のいる男性の割合もほぼ同じような曲線を描いているのに対して、配偶者がいない男性の割合は全体的に高い。60 歳の無配偶男性の 17.8% が介護を提供しており、年齢を重ねるにつれて、その割合はやや低下傾向にあるが、70 歳でも約 1 割が介護を行っている。

図表 3-4-1 介護を提供している男性の割合（婚姻状況別）



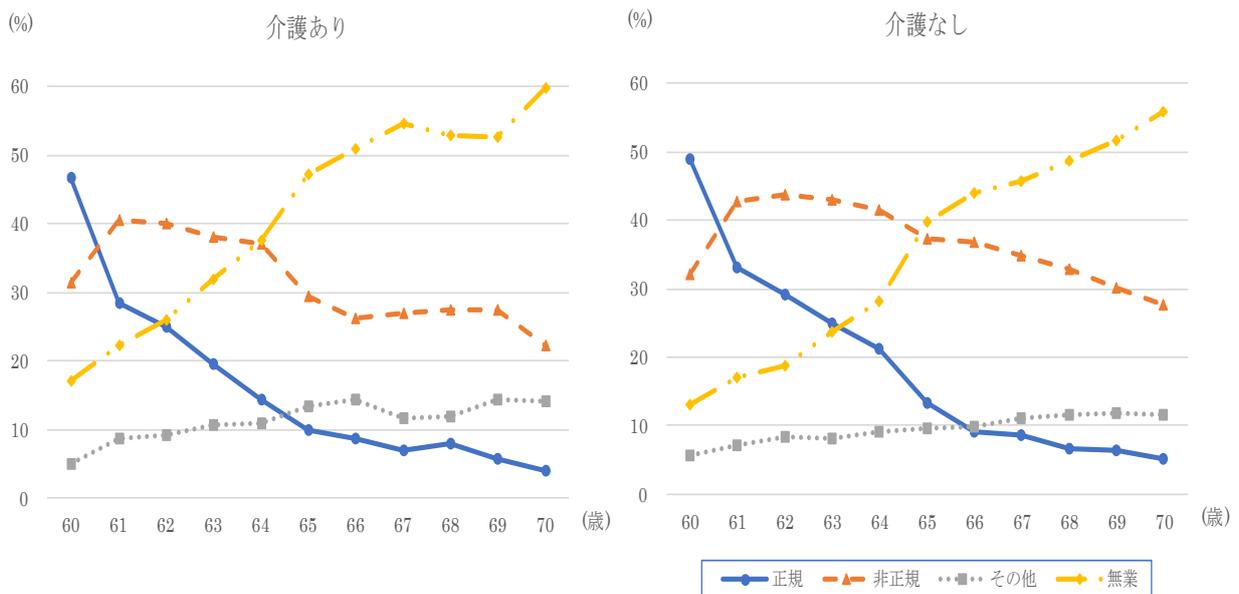
次に、年齢別の無業率を、介護提供の有無別に見てみよう（図表 3-4-2）。どの年齢においても、介護を抱えている男性の方が介護なしの男性よりも無業率が高い。介護ありの男性の無業率は、60 歳で 17.1%、65 歳で 47.6%、70 歳で 60.5% である。それに対して、介護なしの男性の無業率は、60 歳で 13.5%、65 歳で 40.1%、70 歳で 56.2% となっている。69 歳のみ介護の有無による無業率に差はほとんどないが、それ以外の歳では、両者に 3.6~9.4 ポイントの開きがある。

図表 3-4-2 前年に有業だった男性の無業率(介護提供の有無別)



介護の有無によって雇用形態や労働時間に違いはあるのだろうか。図表 3-4-3 は、介護提供の有無を分けて、各雇用形態と無業男性の割合を年齢別に示したものである。介護の有無に関わらず、正規労働者の割合は 60 歳（約 5 割）から加齢とともに減少し、60 歳代後半になると 1 割を切っている。非正規労働者の割合は、60 歳の 3 割から 61 歳に約 4 割に上昇し、その後 60 歳代前半は横ばいで推移し、65 歳を超えるとやや減少傾向になり、70 歳時に 3 割弱となっている。また、その他の割合は、60 歳から 70 歳にかけて微増しており、60 歳代後半は全体の 1 割強を占めている。

図表 3-4-3 前年に正規労働者だった男性の各雇用形態および無業の割合 (介護提供の有無別)

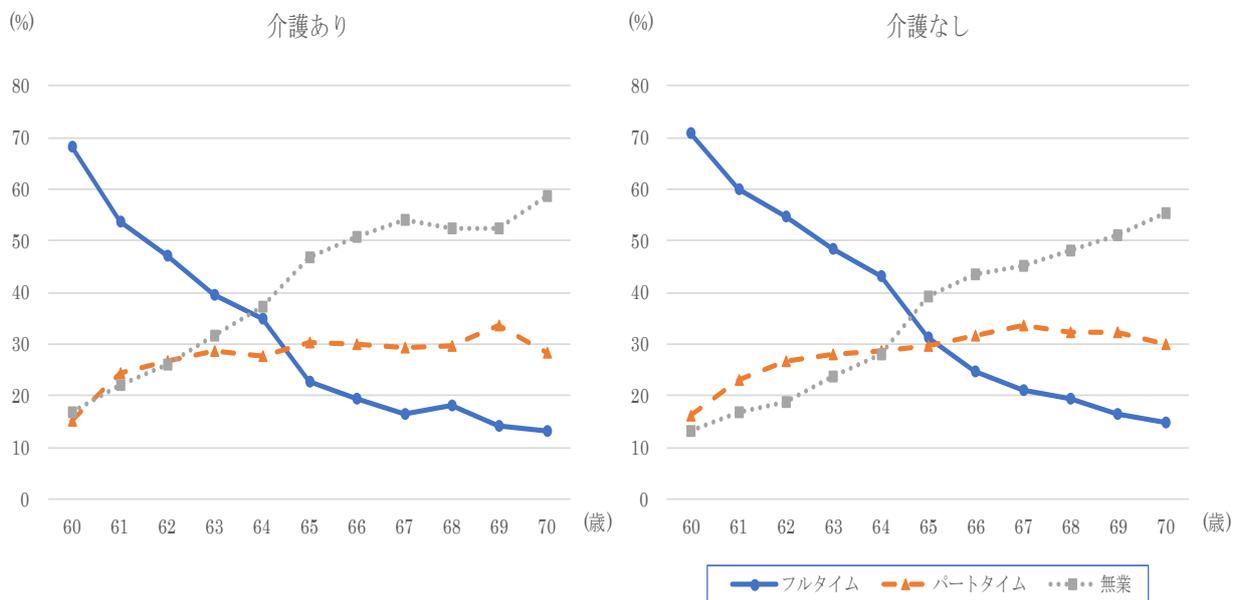


被雇用者の割合を介護の有無別に比べると、正規も非正規も介護なしの男性の方が介護あり男性よりもやや高い。正規労働者に関しては、64歳で最も開きがあり、介護なし男性の割合は21.3%であるのに対して、介護あり男性の割合は14.3%となっている。非正規労働者については、66歳時の差が最も開いており、介護なし（36.7%）と介護あり（26.2%）の間に10.6ポイントの差がある。

同様に、介護の有無別に、フルタイム労働者（週あたり労働時間40時間以上）、パートタイム労働者（週あたり労働時間40時間未満）、無業者の割合を表したものが図表3-4-4である。60歳時に男性全体の7割ほどを占めているフルタイム労働者の割合は、65歳時には3割前後、70歳時には15%ほどとなっている。反対に、パートタイム労働者の割合は、60歳の15%前後から60歳代前半に25~30%となり、その後は横ばいで推移している。

介護の有無別に見ると、フルタイム労働者に関しては、どの年齢においても介護なしの男性の方が介護あり男性よりも割合が高い。特に63歳から65歳までは、両者の割合の差が8ポイント以上ある。他方で、パートタイム労働者の割合は、介護の有無による差がほとんどない。介護の提供は、フルタイムで働くことや無業となることを規定するものの、パートタイム労働にはあまり影響していないことが示唆される。

図表 3-4-4 前年にフルタイム労働者だった男性のフルタイム労働者、パートタイム労働者、無業者の割合（介護提供の有無別）

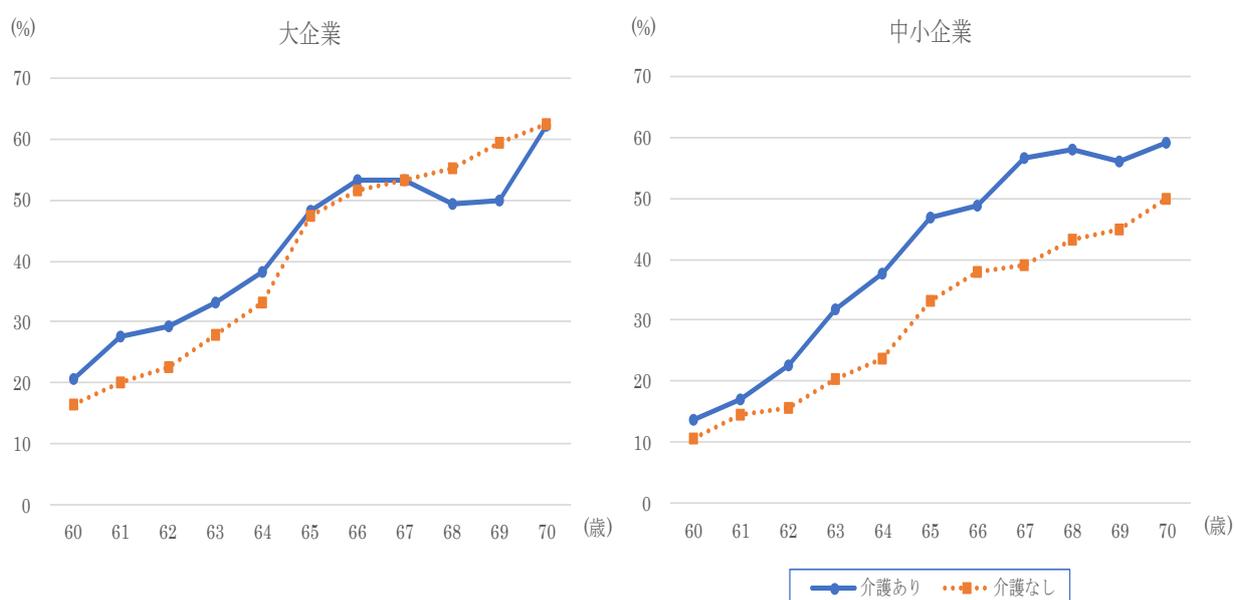


## 2 59歳時の企業規模別、男性の介護提供と介護の有無による就業状況の違い

次に、本研究が着目している59歳時の在籍企業の規模による違いを記述的に見ていこう。図表3-4-5は、59歳時に正規労働者として所属していた企業の規模を大企業（従業員数300

人以上)と中小企業(従業員数300人未満)に分けて、介護の有無及び年齢別の無業率を表したものである。一見して、大企業に比べて中小企業に在籍していた男性の無業率が、介護を抱えているか否かによって、大きく開いていることがわかる。大企業に在籍していた男性の無業率は、60歳代前半では介護あり男性の方が介護なし男性を4~7ポイント上回っているが、60歳代中頃はほぼ同じで、後半はむしろ下回っている。それに対して、中小企業に所属していた男性の無業率は、60歳から70歳までの全ての年齢で介護を行っている人の方が高く、63歳以降の両者の差は10ポイント以上開いている。

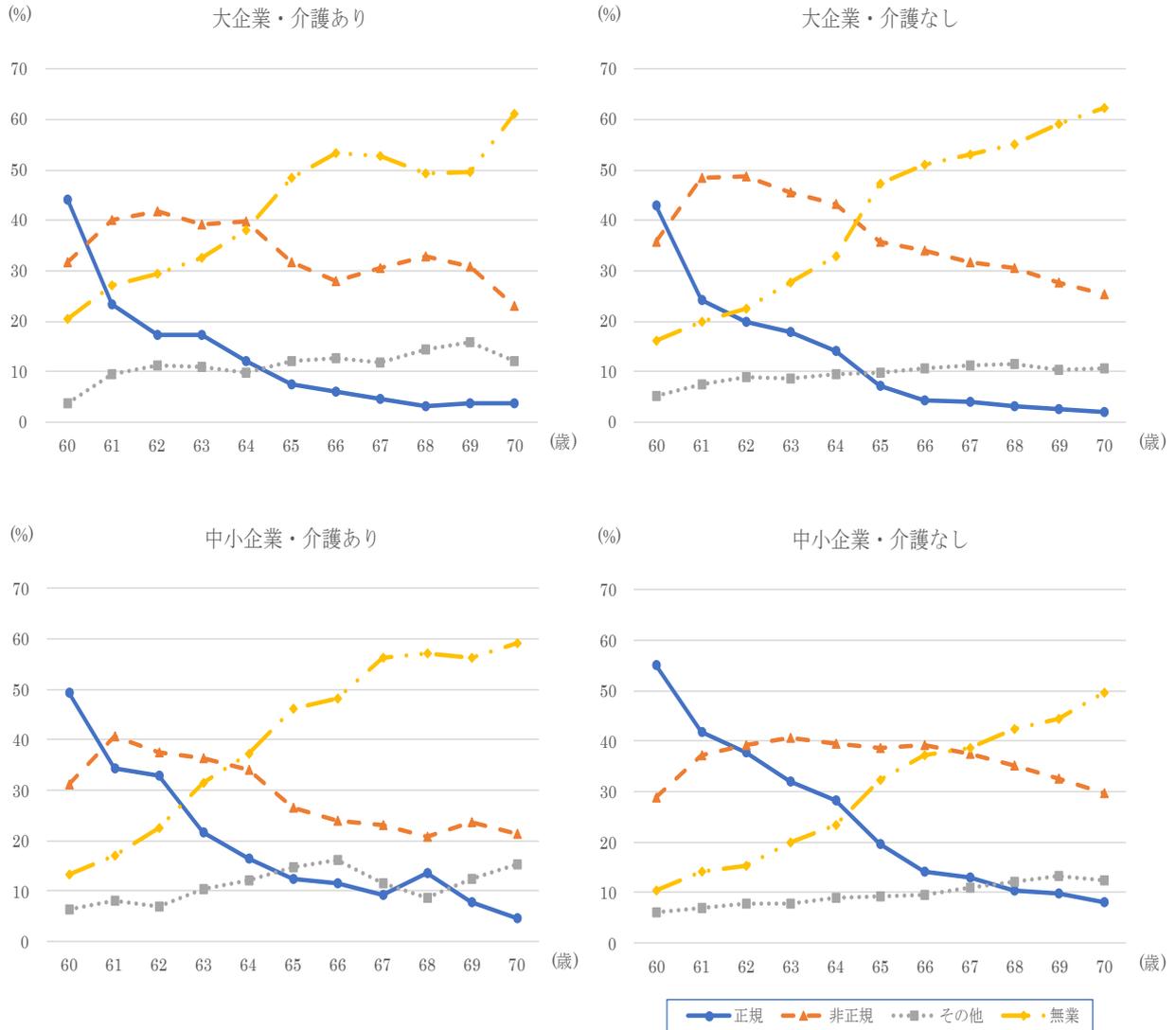
図表 3-4-5 前年に有業だった男性の無業率(介護提供の有無別、59歳時の企業規模別)



雇用形態はどうだろうか。年齢、介護の有無、59歳時の企業規模別に、各雇用形態の割合を示したものが図表 3-4-6 である。大企業に在籍していた男性に関しては、介護の有無による正規労働者割合、非正規労働者割合の違いがあまりない。特に正規労働者に関しては、60歳から70歳までの間で最も開いているのがわずか2.6ポイント(63歳時)しかない。非正規労働者に関しては、62歳から64歳で若干の割合差が見られ、介護なしの男性の方が介護ありの男性よりも、7~8ポイント非正規率が高い。

他方、中小企業に在籍していた男性は、大企業経験者に比べて、介護の有無による各雇用形態の割合の違いが大きい。正規労働者の割合は、介護なし男性の方が介護あり男性よりも高く、とりわけ63歳や64歳時は10ポイント以上の開きがある。非正規労働者割合の差は、正規労働者よりも高い年齢で顕著に見られる。特に65歳から68歳までは、介護なし男性の割合の方が介護あり男性よりも、10ポイント以上高い。

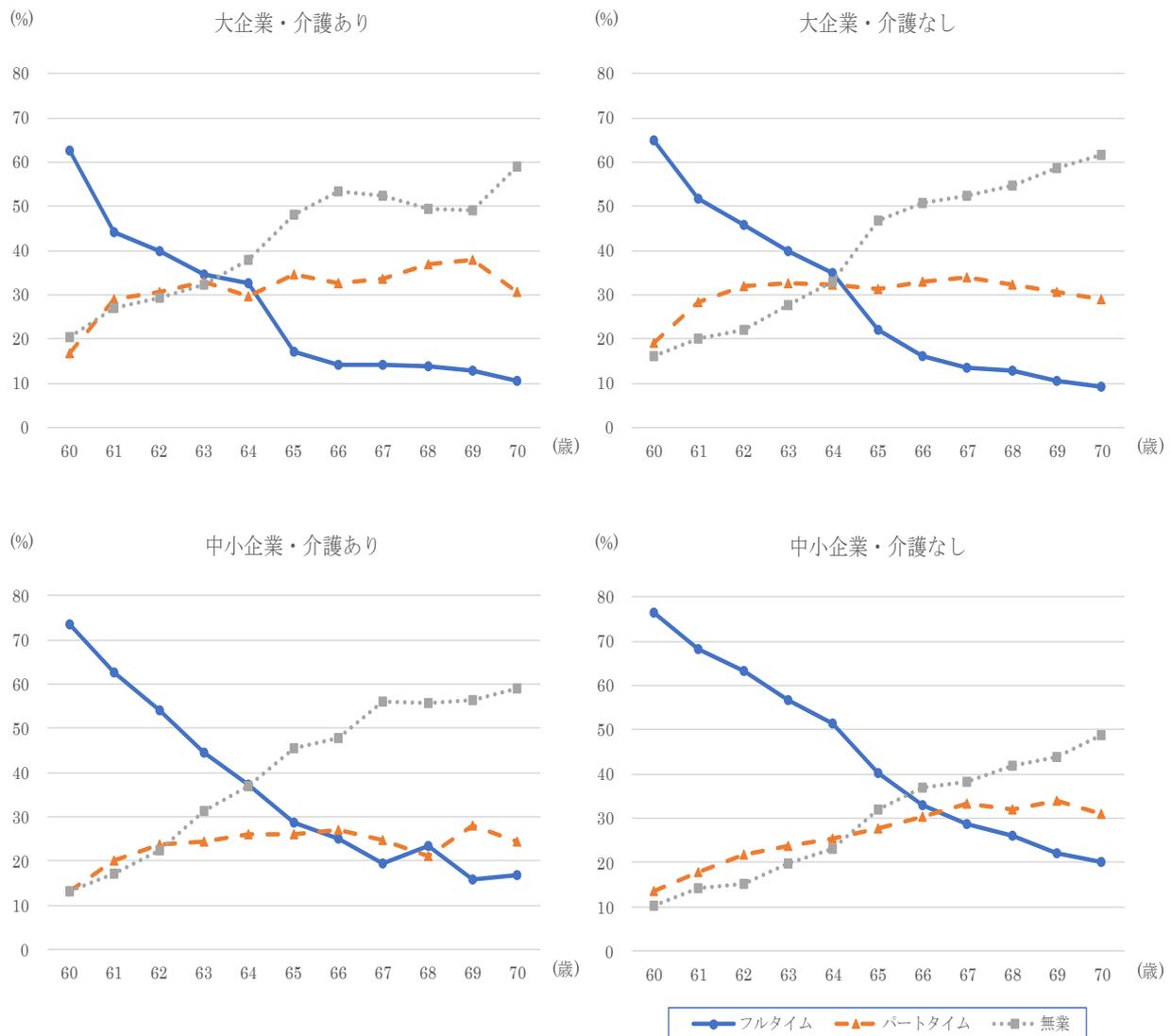
図表 3-4-6 前年に正規労働者だった男性の各雇用形態および無業の割合  
(介護提供の有無別、59 歳時の企業規模別)



労働時間に注目すると、介護提供の有無によるフルタイム労働者割合の違いは、大企業、中小企業ともに確認されるが、パートタイム労働者割合にはあまり差がない（図表 3-4-7）。大企業に所属していた男性のフルタイム労働者割合は、介護なし男性の方が介護あり男性よりも高い。特に 61 歳から 63 歳では 5 ポイント以上開いている。同様に、中小企業に所属していた男性のフルタイム労働者割合も介護なし男性の方が高い。とりわけ 63 歳から 65 歳では、介護の有無による割合の差が 10 ポイントを超えている。

それに対して、パートタイム労働者の割合、特に 60 歳代前半の割合は、59 歳時の所属企業が大企業でも中小企業でも、介護の有無による違いがほとんどない。ただし 60 歳代後半になると、中小企業に所属していた男性において若干の差が見られ、68 歳の介護なし男性の割合は介護あり男性に比べて、11.1 ポイント高い。

図表 3-4-7 前年にフルタイム労働者だった男性のフルタイム労働者、パートタイム労働者、無業者の割合  
(介護提供の有無別、59 歳時の企業規模別)



## 第 5 節 男性の介護提供と働き方の関係における 60 歳直前の階層的地位の干渉効果

### 1 推定モデルと変数

本節では、第 3 節で立てた仮説に即して、男性の介護提供と働き方の関係、およびその関係を 60 歳直前の階層的地位がいかに関与しているかを分析する。

まず分析モデルについて述べる。本研究では、3 種類の分析を行う。1 つめは有業から無業への移行 (分析 1)、2 つめは正規労働者からの移行 (分析 2)、3 つめはフルタイム労働者からの移行 (分析 3) である。リスクセット<sup>5</sup>は、それぞれの分析によって異なる。分析 1 では、60 歳時に有業であれば 60 歳の時、それ以降いったん無業になり再就職した場合は、再び有業となった

<sup>5</sup> リスクセットとは、ある時点でイベント (分析 1 では有業から無業への移行) が発生する可能性がある個体の集合を指す。

時点にリスクセットに入る。同様に、分析 2 では、60 歳時に正規労働者であれば 60 歳の時、またはその後正規労働者として就業し始めた時点、分析 3 では、60 歳時にフルタイム労働者であれば 60 歳の時、またはその後フルタイム労働者として就業し始めた時点に、リスクセットに入る。推定に用いる変数に欠損値があるケースを除いた分析対象ケースの数と person-year のサイズ（括弧内）は、分析 1 が 3,834 (24,234)、分析 2 が 2,371 (8,986)、分析 3 が 2,902 (14,337) である。

推定にはイベントヒストリー分析を用いることとし、分析 1 では離散時間ロジットモデル、分析 2 と分析 3 では競合リスクモデルを採用した。打ち切りや時変の変数を含む分析を行う時は、一般的にイベントヒストリー分析が採用される。ただし、離職など個人が複数回のイベントを経験し得る変数が被説明変数の場合、各イベントを独立に分析したり、何度目のイベントかを区別せずに通常の離散時間イベントヒストリー分析を当てはめると、状態依存性の問題により標準誤差は過少に、検定統計量は過大に見積もられるバイアスが生じる (Steele 2011, Teachman 2011)。この問題に対応するために、本研究では、クラスターロバスト標準誤差を用いることとした。

被説明変数は、分析 1 が有業から無業への移行の生起 ( $t-1$  期まで移行が発生していないという条件下で  $t$  期に移行が発生するかどうか)、分析 2 が正規労働者から他の雇用形態や無業への移行の生起、分析 3 がフルタイム労働者からパートタイム労働者や無業への移行の生起である。

主要な説明変数は、「介護の有無」、「婚姻状況別の介護の有無」、「59 歳時の所属企業の規模」の 3 つである。「介護の有無」は、本人または配偶者の父母のうち 1 人以上に対して介護を行っている場合を 1 とするダミー変数である。「婚姻状況別の介護の有無」は、婚姻状況と介護の有無をかけあわせ、“配偶者あり・介護なし”、“配偶者あり・介護あり”、“配偶者なし・介護なし”、“配偶者なし・介護あり”の 4 カテゴリーに分類した変数である。「59 歳時の所属企業の規模」は、59 歳時に正規労働者として在籍していた企業の従業員数が“300 人以上”の場合を 1 とする時不変のダミー変数である。分析で最も注目したいのは、「介護の有無」や「婚姻状況別の介護の有無」と「59 歳時の所属企業の規模」との交差項を投入した際の主効果および交互作用効果である。交差項の係数は、59 歳時の所属企業が大企業だった男性の介護が被説明変数に対する効果を表すと同時に、主効果は 59 歳時に中小企業で働いていた男性の介護提供が被説明変数に与える影響を表している。

統制変数には、「リスク期間」、「リスク期間の 2 乗」、「配偶者の有無」、「定年」、「貯金額」、「借金の有無」、「持ち家の有無」、「ローンの有無」、「同居家族」、「主観的健康」を用いる。これらは時変の変数である。「リスク期間」は、各分析におけるリスクセットに入ってから期間を表す。

「配偶者の有無」は、配偶者がいる場合を 1 とするダミー変数であり、「介護の有無」を説明変数に採る分析を行う際に投入する。「定年」は、59 歳時に正社員として在籍していた企業が定める定年年齢を超えているかどうかを統制するために投入する変数である。59 歳時の企業の定年の有無や定年年齢と person-year の各ケースの年齢をもとに、“59 歳時企業の定年年齢より下の年齢/定年なし”、“59 歳時企業の定年年齢と同じ”、“59 歳時企業の定年年齢より上の年齢”、“59 歳

時企業の定年の有無が不明”の4カテゴリーに分類した。「貯金額」は“貯金なし”、“1～999万円”、“1000万円以上”の3カテゴリーの変数、「借金の有無」、「持ち家の有無」、「ローンの有無」は、それぞれある場合を1とするダミー変数である。同居家族は、父母の介護の担い手が本人や配偶者以外にいるかどうかを統制するために用いるものであり、「子どもと同居」している場合、あるいは「兄弟と同居」している場合をそれぞれ1とするダミー変数である。「主観的健康」は、調査時の健康状態について6段階尺度で尋ねたものであり、数値が高いほど健康状態が良いと考えていることを意味している。

また、時不変の統制変数として、「学歴」と「60歳の年」を採用する。「学歴」は、最終学歴を“中学・高校”、“専門学校・短大・高専・その他”、“大学・大学院”の3つに分類した変数である。「60歳の年」は、60歳に到達した年が2013年から2015年であれば1、2006年から2012年であれば0としたダミー変数である。2013年施行の高年齢者雇用安定法改正によって、希望者全員の65歳までの雇用が義務化されたことを鑑み、その影響を統制するために分析に加える。

図表 3-4-8 に、分析に用いる被説明変数の割合、及び説明変数等の平均と標準偏差を示す。

図表 3-4-8 イベントヒストリー分析に用いる変数の記述統計量

		Mean		S.D.	
	%				
<b>【被説明変数】</b>		<b>【統制変数】</b>			
無業	9.17	リスク期間1	3.15	2.65	
雇用形態		リスク期間2	1.83	2.00	
正規労働者	28.02	リスク期間3	2.96	2.56	
非正規労働者	50.17	配偶者あり	0.94	0.24	
その他	12.63	学歴			
無業	9.17	中学・高校	0.60	0.49	
労働時間		専門学校・短大・高専・その他	0.08	0.27	
フルタイム労働者	53.15	大学・大学院	0.32	0.47	
パートタイム労働者	37.68	60歳時の年（2013年～2015年=1）	0.22	0.41	
無業	9.17	定年			
	Mean	S.D.			
<b>【説明変数】</b>					
59歳時の所属企業の規模（大企業=1）	0.46	0.50	59歳時企業の定年年齢より下の年齢/定年なし	0.13	0.34
介護あり	0.11	0.32	59歳時企業の定年年齢と同じ	0.12	0.32
婚姻状況別の介護の有無			59歳時企業の定年年齢より上の年齢	0.71	0.45
配偶者あり・介護なし	0.83	0.37	59歳時企業の定年の有無が不明	0.04	0.20
配偶者あり・介護あり	0.11	0.31	貯金額		
配偶者なし・介護なし	0.05	0.22	無し	0.16	0.37
配偶者なし・介護あり	0.01	0.09	1～999万円	0.36	0.48
			1000万円以上	0.48	0.50
			借金あり	0.26	0.44
			持ち家あり	0.92	0.27
			ローンあり	0.16	0.37
			子どもと同居	0.47	0.50
			兄弟と同居	0.01	0.10
			主観的健康	4.24	0.86
			パーソン・イヤー		24,234
			対象者		3,834

注：「リスク期間2」のパーソン・イヤーは8,986、対象者数は2,371、「リスク期間3」のパーソン・イヤーは14,337、対象者数は2,902。

## 2 有業から無業への移行に対する介護等の影響

分析1の結果から見ていこう。図表3-4-9は、有業から無業への移行について、介護提供の有無や59歳時の企業規模の効果を離散時間ロジットモデルによって推定した結果を示している。モデル1、2は、説明変数に「介護の有無」と「59歳時の企業規模」を採用した分析、モデル3、4は、「婚姻状況別の介護の有無」と「59歳時の企業規模」を採用した分析である。また、モデル1とモデル3は、説明変数単独の影響を見たもの、モデル2とモデル4は、介護の有無等と59歳時の企業規模との交差項を同時に投入した分析である。

図表3-4-9 介護の有無、婚姻状況別の介護の有無、59歳時の企業規模が有業から無業への移行に与える影響  
(離散時間ロジットモデル)

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	限界効果	robust s.e.						
59歳時の所属企業の規模(大企業=1)	0.007	0.004	0.011 *	0.004	0.007	0.004	0.011 *	0.004
介護あり	0.013 *	0.006	0.027 ***	0.008				
大企業×介護あり			-0.027 *	0.011				
婚姻状況別の介護の有無(ref:配偶者あり・介護なし)								
配偶者あり・介護あり					0.012 *	0.006	0.028 ***	0.008
配偶者なし・介護なし					0.013	0.009	0.012	0.011
配偶者なし・介護あり					0.042 *	0.018	0.032	0.025
大企業×配偶者あり・介護あり							-0.031 **	0.012
大企業×配偶者なし・介護なし							0.004	0.018
大企業×配偶者なし・介護あり							0.024	0.037
リスク期間	0.035 ***	0.003	0.035 ***	0.003	0.035 ***	0.003	0.035 ***	0.003
リスク期間2乗	-0.003 ***	0.000	-0.003 ***	0.000	-0.003 ***	0.000	-0.003 ***	0.000
配偶者あり	-0.016	0.008	-0.015	0.008				
学歴(ref:中学・高校)								
専門学校・短大・高専・その他	-0.019 *	0.008	-0.018 *	0.008	-0.019 *	0.008	-0.019 *	0.008
大学・大学院	-0.009 *	0.004	-0.008	0.004	-0.009 *	0.004	-0.008	0.004
60歳時の年(2013年~2015年=1)	-0.029 ***	0.005	-0.029 ***	0.005	-0.029 ***	0.005	-0.029 ***	0.005
定年(ref:59歳時企業の定年年齢より下の年齢/定年なし)								
59歳時企業の定年年齢と同じ	-0.057 ***	0.014	-0.057 ***	0.014	-0.057 ***	0.014	-0.057 ***	0.014
59歳時企業の定年年齢より上の年齢	0.041 ***	0.007	0.041 ***	0.007	0.041 ***	0.007	0.041 ***	0.007
59歳時企業の定年の有無が不明	-0.013	0.013	-0.013	0.013	-0.013	0.013	-0.013	0.013
貯金額(ref:無し)								
1~999万円	0.001	0.006	0.001	0.006	0.001	0.006	0.001	0.006
1000万円以上	0.015 *	0.006	0.015 *	0.006	0.015 *	0.006	0.015 *	0.006
借金あり	-0.041 ***	0.008	-0.041 ***	0.008	-0.041 ***	0.008	-0.041 ***	0.008
持ち家あり	0.014	0.008	0.014	0.008	0.014	0.008	0.014	0.008
ローンあり	0.009	0.010	0.009	0.010	0.009	0.010	0.009	0.010
子どもと同居	-0.014 ***	0.004	-0.014 ***	0.004	-0.014 ***	0.004	-0.014 ***	0.004
兄弟と同居	-0.002	0.019	-0.002	0.019	-0.002	0.019	-0.001	0.019
主観的健康	-0.020 ***	0.002	-0.020 ***	0.002	-0.020 ***	0.002	-0.020 ***	0.002
パーソン・イヤー	24234		24234		24234		24234	
対象者	3834		3834		3834		3834	
対数尤度	-7001.518		-6998.318		-7001.172		-6996.988	
擬似決定係数	0.0575		0.0579		0.0575		0.0581	

注: \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001. クラスターロバスト標準誤差を使用。

モデル1から、介護ありの男性は介護なしの男性に比べて、無業に移行する確率が1.3%高い。ただし、モデル2で交差項を投入すると、興味深いことに主効果と交互作用効果の係数の符号が正反対を示している。59歳時に中小企業に在籍していた男性では、介護の提供が無業への移行確率を2.7%高めている。それに対して、大企業に勤めていた男性の場合、介護あり男性と介護なし男性の間に無業への移行確率の差は無い(2.7%-2.7%)。

婚姻状況別の介護の有無を説明変数に用いたモデル3の結果を確認すると、配偶者の有無に関わらず、介護の提供が無業移行確率を引き上げている。配偶者がおり介護を提供している男性の無業移行確率は1.2%、配偶者がおらず介護を行っている男性の無業移行確率は4.2%、介護なしの男性よりも高い。モデル4で交差項を投入すると、モデル2で見られた企業規模による干渉効果は、配偶者がいる男性にのみ確認される。59歳時に中小企業で勤務していた「配偶者あり・介護あり」男性の無業移行確率は、「配偶者あり・介護なし」男性よりも2.8%高い。それに対して、大企業で働いていた「配偶者あり・介護あり」男性の無業移行確率は、「配偶者あり・介護なし」男性よりも0.3%(2.8%-3.1%)低い。

「配偶者なし・介護あり」男性の無業移行確率は、中小企業に所属していた男性が3.2%、大企業に所属していた男性が5.6%高い。非有意な結果のため、解釈はやや慎重に行う必要があるが、モデル3の結果も併せて考えると、配偶者のいない男性が介護を抱えることは、仕事を辞めて無業を選ぶ確率を高めており、たとえ59歳時の大企業で勤めていた男性もそれは変わらないと言えるだろう。

### 3 正規労働者から他の雇用形態への移行に対する介護等の影響

正規労働者から他の雇用形態への移行にも、男性の介護提供は影響しているのだろうか。図表3-4-10は、競合リスクモデルを用いて分析2を行った結果を表している。被説明変数のリファレンス・グループを「正規労働者」に設定して分析を行ったが、図表には正規労働者も含めた限界効果の値を示している。前述の分析(図表3-4-9)と同様に、説明変数に「介護の有無」を用いた分析がモデル1、2、「婚姻状況別の介護の有無」を用いた分析がモデル3、4、介護の有無等と59歳時の企業規模との交差項を投入した分析がモデル2、4である。

モデル1から、介護提供の有無は、雇用形態の変化に有意な影響を及ぼしておらず、唯一5%水準で有意な効果が見られるのは、無業への移行のみである。しかし、モデル2で交差項を投入したところ、正規労働者を継続する確率に対して、主効果にマイナスの有意な影響が見られる。59歳時に中小企業に勤めていた男性が介護の提供者になると、正規労働者を継続する確率が4.5%低下する。その一方で、非正規労働者やその他の労働者への移行には有意な結果が得られておらず、無業への移行確率を3.4%高める点のみが有意となっている。すなわち、中小企業で働いていた男性が介護を抱えた場合、正規労働者を継続する傾向が弱まるものの、雇用形態を変えて働いているわけではなく、仕事自体を辞めていると考えられる。他方、59歳時に大企業に勤めていた男性については、介護提供が雇用形態の変化、正規労働の

継続ともに影響を与えていない。

婚姻状況別に見ても、介護の有無によって男性が雇用形態を変えて働いているという動きは確認できない。モデル3で、介護や配偶者の有無が有意な効果を及ぼしているのは無業への移行のみである。「配偶者あり・介護なし」の男性に比べて、「配偶者あり・介護あり」は2.1%、「配偶者なし・介護なし」は2.5%、「配偶者なし・介護あり」は5.9%、無業への移行確率が高い。交差項を入れたモデル4では、モデル2と同様に、介護提供は59歳時に中小企業に勤めていた男性の働き方を規定している。具体的には、中小企業で働いていた「配偶者あり・介護なし」の男性に比べて、「配偶者あり・介護あり」男性は、正規労働の継続率が5%低く、無業への移行確率が3.5%高い。

図表 3-4-10 介護の有無、婚姻状況別の介護の有無、59歳時の企業規模が正規労働者から他の雇用形態への移行に与える影響  
(競合リスクモデル)

	モデル1								モデル2							
	正規労働者		非正規労働者		その他		無業		正規労働者		非正規労働者		その他		無業	
	限界効果	robust s.e.														
59歳時の所属企業の規模 (大企業=1)	-0.038 ***	0.010	0.017 *	0.008	0.005	0.004	0.016 **	0.006	-0.044 ***	0.011	0.019 *	0.009	0.006	0.005	0.020 **	0.006
介護あり	-0.026	0.014	-0.003	0.011	0.007	0.006	0.022 **	0.008	-0.045 *	0.019	0.002	0.016	0.008	0.008	0.034 ***	0.010
大企業×介護あり									0.042	0.027	-0.012	0.023	-0.004	0.012	-0.026	0.015
リスク期間	-0.120 ***	0.008	0.064 ***	0.007	0.014 ***	0.003	0.042 ***	0.005	-0.120 ***	0.008	0.064 ***	0.007	0.014 ***	0.003	0.042 ***	0.005
リスク期間2乗	0.017 ***	0.001	-0.011 ***	0.001	-0.002 ***	0.001	-0.004 ***	0.001	0.017 ***	0.001	-0.011 ***	0.001	-0.002 ***	0.001	-0.004 ***	0.001
配偶者あり	-0.017	0.022	0.032	0.019	0.012	0.010	-0.027 *	0.011	-0.017	0.022	0.032	0.019	0.012	0.010	-0.027 *	0.011
学歴(ref:中学・高校)																
専門学校・短大・高専・その他	0.020	0.019	-0.004	0.015	0.008	0.007	-0.024 *	0.012	0.019	0.019	-0.004	0.015	0.008	0.008	-0.023 *	0.012
大学・大学院	0.018	0.011	-0.020 *	0.009	0.014 **	0.005	-0.012 *	0.006	0.018	0.011	-0.020 *	0.009	0.014 **	0.005	-0.011	0.006
60歳時の年 (2013年~2015年=1)	0.036 **	0.011	0.000	0.009	-0.012 *	0.005	-0.024 ***	0.007	0.035 **	0.011	0.000	0.009	-0.012 *	0.005	-0.024 ***	0.007
定年(ref:59歳時企業の定年年齢より下の年齢/定年なし)																
59歳時企業の定年年齢と同じ	0.038	0.024	0.011	0.021	-0.048 ***	0.013	-0.001	0.014	0.038	0.024	0.011	0.021	-0.048 ***	0.013	-0.001	0.014
59歳時企業の定年年齢より上の年齢	-0.203 ***	0.013	0.159 ***	0.012	0.002	0.005	0.042 ***	0.007	-0.203 ***	0.013	0.159 ***	0.012	0.002	0.005	0.042 ***	0.007
59歳時企業の定年の有無が不明	-0.047 *	0.022	0.047 *	0.021	0.002	0.010	-0.002	0.014	-0.047 *	0.022	0.048 *	0.021	0.002	0.010	-0.002	0.014
貯金額(ref:無し)																
1~999万円	-0.026	0.015	0.014	0.012	0.006	0.007	0.006	0.009	-0.026	0.015	0.014	0.012	0.006	0.007	0.006	0.009
1000万円以上	-0.058 ***	0.015	0.013	0.012	0.019 **	0.007	0.026 **	0.009	-0.059 ***	0.015	0.013	0.012	0.019 **	0.007	0.027 **	0.009
借金あり	0.054 **	0.017	-0.035 *	0.014	0.007	0.008	-0.026 *	0.011	0.053 **	0.017	-0.035 *	0.014	0.007	0.008	-0.025 *	0.011
持ち家あり	0.014	0.018	-0.004	0.015	-0.010	0.007	0.001	0.011	0.015	0.018	-0.005	0.015	-0.011	0.008	0.000	0.011
ローンあり	-0.038	0.020	0.026	0.017	0.006	0.008	0.006	0.013	-0.038	0.020	0.026	0.017	0.006	0.008	0.006	0.013
子どもと同居	0.005	0.009	-0.001	0.008	0.006	0.004	-0.010	0.005	0.005	0.009	-0.001	0.008	0.006	0.004	-0.010	0.005
兄弟と同居	-0.012	0.056	0.029	0.043	0.003	0.020	-0.020	0.028	-0.013	0.056	0.029	0.043	0.003	0.020	-0.019	0.028
主観的健康	0.005	0.005	0.009 *	0.004	0.002	0.003	-0.015 ***	0.003	0.005	0.005	0.009 *	0.004	0.002	0.003	-0.015 ***	0.003
パーソン・イヤ-					8986										8986	
対象者					2371										2371	
対数尤度					-6392.946										-6390.957	
擬似決定係数					0.1031										0.1034	

注: \*; p<0.05, \*\*; p<0.01, \*\*\*; p<0.001. クラスターロバスト標準誤差を使用。

図表 3-4-10(続き)

	モデル3								モデル4							
	正規労働者		非正規労働者		その他		無業		正規労働者		非正規労働者		その他		無業	
	限界効果	robust s.e.														
59歳時の所属企業の規模 (大企業=1)	-0.038 ***	0.010	0.017 *	0.008	0.005	0.004	0.016 **	0.006	-0.044 ***	0.011	0.019 *	0.009	0.005	0.005	0.020 **	0.006
婚姻状況別の介護の有無(ref:配偶者あり・介護なし)																
配偶者あり・介護あり	-0.026	0.014	-0.003	0.012	0.007	0.006	0.021 **	0.008	-0.050 **	0.019	0.006	0.016	0.009	0.008	0.035 **	0.011
配偶者なし・介護なし	0.016	0.024	-0.032	0.020	-0.009	0.010	0.025 *	0.012	0.017	0.029	-0.031	0.024	-0.011	0.013	0.025	0.015
配偶者なし・介護あり	0.002	0.055	-0.035	0.052	-0.025	0.032	0.059 **	0.023	0.038	0.071	-0.082	0.070	-0.012	0.031	0.056	0.029
大企業x配偶者あり・介護あり									0.052	0.028	-0.018	0.023	-0.004	0.012	-0.031	0.016
大企業x配偶者なし・介護なし									-0.006	0.051	0.000	0.042	0.005	0.020	0.001	0.024
大企業x配偶者なし・介護あり									0.161	0.103	0.172	0.102	-0.386 ***	0.042	0.052	0.043
リスク期間	-0.120 ***	0.008	0.064 ***	0.007	0.014 ***	0.003	0.042 ***	0.005	-0.120 ***	0.008	0.064 ***	0.007	0.014 ***	0.003	0.042 ***	0.005
リスク期間2乗	0.017 ***	0.001	-0.011 ***	0.001	-0.002 ***	0.001	-0.004 ***	0.001	0.017 ***	0.001	-0.011 ***	0.001	-0.002 ***	0.001	-0.004 ***	0.001
配偶者あり																
学歴(ref:中学・高校)																
専門学校・短大・高専・その他	0.020	0.019	-0.004	0.015	0.008	0.007	-0.024 *	0.012	0.019	0.019	-0.003	0.015	0.008	0.008	-0.023 *	0.012
大学・大学院	0.018	0.011	-0.020 *	0.009	0.014 ***	0.005	-0.012 *	0.006	0.018	0.011	-0.020 *	0.009	0.014 **	0.005	-0.011	0.006
60歳時の年 (2013年～2015年=1)	0.036 **	0.011	0.000	0.009	-0.012 *	0.005	-0.024 ***	0.007	0.036 **	0.011	0.000	0.009	-0.012 *	0.005	-0.024 ***	0.007
定年(ref:59歳時企業の定年年齢より下の年齢/定年なし)																
59歳時企業の定年年齢と同じ	0.038	0.024	0.011	0.021	-0.048 ***	0.013	-0.001	0.014	0.038	0.024	0.011	0.021	-0.048 ***	0.013	-0.001	0.014
59歳時企業の定年年齢より上の年齢	-0.203 ***	0.013	0.159 ***	0.012	0.002	0.005	0.042 ***	0.007	-0.202 ***	0.013	0.158 ***	0.012	0.002	0.005	0.042 ***	0.007
59歳時企業の定年の有無が不明	-0.047 *	0.022	0.047 *	0.021	0.002	0.010	-0.002	0.014	-0.047 *	0.022	0.047 *	0.021	0.002	0.010	-0.002	0.014
貯金額(ref:無し)																
1～999万円	-0.026	0.015	0.014	0.012	0.006	0.007	0.006	0.009	-0.026	0.015	0.013	0.012	0.006	0.007	0.006	0.009
1000万円以上	-0.058 ***	0.015	0.013	0.012	0.018 **	0.007	0.027 **	0.009	-0.058 ***	0.015	0.013	0.013	0.019 **	0.007	0.027 **	0.009
借金あり	0.054 **	0.017	-0.035 *	0.014	0.007	0.008	-0.026 *	0.011	0.054 **	0.017	-0.035 *	0.014	0.007	0.008	-0.025 *	0.011
持ち家あり	0.014	0.018	-0.004	0.015	-0.010	0.007	0.001	0.011	0.014	0.018	-0.004	0.015	-0.010	0.007	0.000	0.011
ローンあり	-0.038	0.020	0.026	0.017	0.006	0.008	0.006	0.013	-0.038	0.020	0.026	0.017	0.006	0.008	0.006	0.013
子どもと同居	0.005	0.009	-0.001	0.008	0.006	0.004	-0.010	0.005	0.005	0.009	-0.001	0.008	0.006	0.004	-0.010	0.005
兄弟と同居	-0.012	0.056	0.029	0.043	0.002	0.020	-0.019	0.028	-0.012	0.056	0.029	0.043	0.002	0.020	-0.019	0.028
主観的健康	0.005	0.005	0.009 *	0.004	0.002	0.003	-0.015 ***	0.003	0.005	0.005	0.008	0.004	0.002	0.003	-0.015 ***	0.003
パーソン・イヤー																
対象者					8986								8986			
対数尤度					2371								2371			
擬似決定係数					-6392.573								-6388.739			
					0.1031								0.1037			

注: \*: p<0.05, \*\*: p<0.01, \*\*\*: p<0.001. クラスタロバスト標準誤差を使用。

#### 4 フルタイム労働者からパートタイム労働者への移行に対する介護等の影響

次に、労働時間の変化に対する介護等の影響を推定した分析 3 の結果を確認したい（図表 3-4-11）。被説明変数のリファレンス・グループは「フルタイム労働者」とし、分析 1、2 と同様の手順で 4 つのモデルに説明変数を投入し、競合リスクモデルを用いて推定を行った。

モデル 1 の結果から、介護の提供は、フルタイム労働の継続率を 2.2%低下させ、無業への移行率を 1.7%高めている。59 歳時の企業規模との交差項を投入すると（モデル 2）、分析 1 と同様に、所属していた企業の規模によって、介護の提供は就業に対して正反対の効果を持っている。中小企業で働いていた男性が介護提供者になった場合、フルタイムの継続率を 4.1%低め、無業への移行率を 3.2%高めている。それに対して、大企業で勤めていた男性が介護を行っている場合、フルタイムの継続率は介護の非提供者と変わらず（4.1%-4.1%）、無業への移行率もわずか 0.1%（3.2%-3.3%）低いだけである。さらに、パートタイム労働者への移行には、介護が有意な影響を及ぼしていない点も重要である。つまり、フルタイムで働くか、仕事を辞めて無業となるかに対しては、59 歳時の所属企業が干渉変数として作用しているが、労働時間を短縮して働き続ける傾向は、企業規模に関わらず見られない。

婚姻状況を分けて分析したモデル 3 の結果を見ると、フルタイムの継続率が「配偶者あり・介護なし」の男性に比べて有意に低いのは、「配偶者あり・介護あり」男性のみである。「配偶者なし・介護あり」男性の限界効果の値もマイナスを採っているが、標準誤差が大きいために、5%水準で有意な結果とはなっていない。一方で、無業への移行に対しては、配偶者の有無にかかわらず、介護の提供者となった男性の無業化確率を有意に高めている。

59 歳時の企業規模との交差項を投入すると（モデル 4）、介護は中小企業で働いていた男性のフルタイム継続率を低め、無業への移行確率を高めている。具体的には、「配偶者あり・介護なし」の男性に比べて、「配偶者あり・介護あり」男性のフルタイム継続率は 4.4%、「配偶者なし・介護なし」男性の継続率は 3.9%低いのにに対して、介護の担い手となった場合の無業への移行確率は、配偶者がいる男性で 3.1%、配偶者がいない男性で 6.3%高い。他方、大企業に所属していた男性に関しては、介護の有無がフルタイム継続等にあまり影響していない。「配偶者あり・介護なし」男性に比べて、「配偶者あり・介護あり」男性のフルタイム継続率は 0.3%（4.7%-4.4%）高く、反対に無業への移行確率は 0.3%（3.1%-3.4%）低いのみである。

図表 3-4-11 介護の有無、婚姻状況別の介護の有無、59歳時の企業規模がフルタイム労働者からパートタイム労働者、無業者への移行に与える影響  
(競合リスクモデル)

	モデル1						モデル2					
	フルタイム労働者		パートタイム労働者		無業		フルタイム労働者		パートタイム労働者		無業	
	限界効果	robust s.e.										
59歳時の所属企業の規模 (大企業=1)	-0.039 ***	0.007	0.027 ***	0.006	0.012 *	0.005	-0.044 ***	0.007	0.028 ***	0.006	0.016 **	0.005
介護あり	-0.022 *	0.010	0.005	0.008	0.017 *	0.007	-0.041 **	0.014	0.009	0.011	0.032 ***	0.009
大企業×介護あり							0.041 *	0.020	-0.008	0.015	-0.033 *	0.013
リスク期間	-0.051 ***	0.005	0.017 ***	0.004	0.034 ***	0.004	-0.051 ***	0.005	0.017 ***	0.004	0.034 ***	0.004
リスク期間2乗	0.004 ***	0.000	-0.001 **	0.000	-0.003 ***	0.000	0.004 ***	0.000	-0.001 **	0.000	-0.003 ***	0.000
配偶者あり	0.021	0.014	0.003	0.012	-0.024 **	0.009	0.020	0.014	0.003	0.012	-0.024 **	0.009
学歴(ref:中学・高校)												
専門学校・短大・高専・その他	0.030 *	0.012	-0.008	0.010	-0.022 *	0.009	0.030 *	0.012	-0.008	0.010	-0.022 *	0.009
大学・大学院	0.018 *	0.007	-0.012	0.006	-0.007	0.005	0.018 *	0.007	-0.012	0.006	-0.006	0.005
60歳時の年 (2013年～2015年=1)	0.030 ***	0.007	-0.002	0.006	-0.028 ***	0.006	0.030 ***	0.007	-0.002	0.006	-0.028 ***	0.005
定年(ref:59歳時企業の定年年齢より下の年齢/定年なし)												
59歳時企業の定年年齢と同じ	0.108 ***	0.022	-0.089 ***	0.019	-0.019	0.014	0.108 ***	0.022	-0.089 ***	0.019	-0.019	0.014
59歳時企業の定年年齢より上の年齢	-0.095 ***	0.010	0.063 ***	0.009	0.032 ***	0.007	-0.094 ***	0.010	0.063 ***	0.009	0.032 ***	0.007
59歳時企業の定年の有無が不明	-0.012	0.019	0.018	0.017	-0.005	0.014	-0.012	0.019	0.018	0.017	-0.005	0.014
貯金額(ref:無し)												
1～999万円	-0.015	0.010	0.006	0.008	0.009	0.007	-0.015	0.010	0.006	0.008	0.009	0.007
1000万円以上	-0.045 ***	0.010	0.022 **	0.008	0.023 **	0.007	-0.046 ***	0.010	0.022 **	0.008	0.024 **	0.007
借金あり	0.034 **	0.012	0.005	0.009	-0.039 ***	0.009	0.034 **	0.012	0.005	0.009	-0.039 ***	0.009
持ち家あり	-0.041 ***	0.012	0.031 **	0.011	0.010	0.008	-0.041 ***	0.012	0.031 **	0.011	0.010	0.008
ローンあり	0.012	0.014	-0.021	0.011	0.009	0.011	0.011	0.014	-0.020	0.011	0.009	0.011
子どもと同居	0.007	0.006	0.004	0.005	-0.011 *	0.004	0.008	0.006	0.004	0.005	-0.011 *	0.004
兄弟と同居	-0.012	0.029	0.030	0.023	-0.018	0.022	-0.013	0.029	0.030	0.023	-0.017	0.022
主観的健康	0.019 ***	0.004	-0.002	0.003	-0.017 ***	0.003	0.019 ***	0.004	-0.002	0.003	-0.017 ***	0.003
パーソン・イヤー			14337						14337			
対象者			2902						2902			
対数尤度			-7740.017						-7736.394			
擬似決定係数			0.0762						0.0766			

注: \*: p<0.05, \*\*: p<0.01 \*\*\*: p<0.001. クラスターロバスト標準誤差を使用。

図表 3-4-11(続き)

	モデル3						モデル4					
	フルタイム労働者		パートタイム労働者		無業		フルタイム労働者		パートタイム労働者		無業	
	限界効果	robust s.e.										
59歳時の所属企業の規模(大企業=1)	-0.039 ***	0.007	0.027 ***	0.006	0.012 *	0.005	-0.047 ***	0.007	0.030 ***	0.006	0.016 **	0.005
婚姻状況別の介護の有無(ref:配偶者あり・介護なし)												
配偶者あり・介護あり	-0.021 *	0.010	0.006	0.008	0.015 *	0.007	-0.044 **	0.014	0.013	0.012	0.031 **	0.009
配偶者なし・介護なし	-0.019	0.016	-0.001	0.013	0.020	0.010	-0.039 *	0.018	0.017	0.015	0.021	0.013
配偶者なし・介護あり	-0.048	0.031	-0.008	0.027	0.057 **	0.019	-0.042	0.043	-0.021	0.039	0.063 **	0.023
大企業×配偶者あり・介護あり							0.047 *	0.021	-0.013	0.016	-0.034 *	0.014
大企業×配偶者なし・介護なし							0.065	0.034	-0.061 *	0.030	-0.003	0.021
大企業×配偶者なし・介護あり							-0.013	0.060	0.030	0.052	-0.017	0.038
リスク期間	-0.051 ***	0.005	0.017 ***	0.004	0.034 ***	0.004	-0.051 ***	0.005	0.017 ***	0.004	0.034 ***	0.004
リスク期間2乗	0.004 ***	0.000	-0.001 **	0.000	-0.003 ***	0.000	0.004 ***	0.000	-0.001 **	0.000	-0.003 ***	0.000
配偶者あり												
学歴(ref:中学・高校)												
専門学校・短大・高専・その他	0.030 *	0.012	-0.008	0.010	-0.022 *	0.009	0.030 *	0.012	-0.008	0.010	-0.022 *	0.009
大学・大学院	0.018 *	0.007	-0.012	0.006	-0.007	0.005	0.018 *	0.007	-0.011	0.006	-0.006	0.005
60歳時の年(2013年~2015年=1)	0.030 ***	0.007	-0.002	0.006	-0.028 ***	0.005	0.030 ***	0.007	-0.002	0.006	-0.028 ***	0.005
定年(ref:59歳時企業の定年年齢より下の年齢/定年なし)												
59歳時企業の定年年齢と同じ	0.108 ***	0.022	-0.089 ***	0.019	-0.019	0.014	0.108 ***	0.022	-0.089 ***	0.019	-0.019	0.014
59歳時企業の定年年齢より上の年齢	-0.094 ***	0.010	0.063 ***	0.009	0.032 ***	0.007	-0.094 ***	0.010	0.063 ***	0.009	0.032 ***	0.007
59歳時企業の定年の有無が不明	-0.012	0.019	0.018	0.017	-0.006	0.014	-0.012	0.019	0.017	0.017	-0.006	0.014
貯金額(ref:無し)												
1~999万円	-0.015	0.010	0.006	0.008	0.009	0.007	-0.015	0.010	0.006	0.008	0.009	0.007
1000万円以上	-0.045 ***	0.010	0.022 **	0.008	0.024 **	0.007	-0.046 ***	0.010	0.022 **	0.008	0.024 **	0.007
借金あり	0.034 **	0.012	0.005	0.009	-0.039 ***	0.009	0.033 **	0.012	0.005	0.009	-0.038 ***	0.009
持ち家あり	-0.041 ***	0.012	0.031 **	0.011	0.010	0.008	-0.042 ***	0.012	0.032 **	0.011	0.010	0.009
ローンあり	0.012	0.014	-0.020	0.011	0.009	0.011	0.012	0.014	-0.021 *	0.011	0.009	0.011
子どもと同居	0.007	0.006	0.004	0.005	-0.011 *	0.004	0.007	0.006	0.004	0.005	-0.011 *	0.004
兄弟と同居	-0.013	0.029	0.030	0.023	-0.017	0.022	-0.012	0.029	0.029	0.023	-0.017	0.022
主観的健康	0.019 ***	0.004	-0.002	0.003	-0.017 ***	0.003	0.019 ***	0.004	-0.002	0.003	-0.017 ***	0.003
パーソン・イヤー			14337						14337			
対象者			2902						2902			
対数尤度			-7739.452						-7732.763			
擬似決定係数			0.0763						0.0771			

注: \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001. クラスターロバスト標準誤差を使用。

## 第6節 まとめ

本研究では、60歳からの70歳までの男性の介護提供が働き方に与える影響に焦点を当て、59歳時の階層的地位（企業規模）が両者の関係にいかに関与しているかについて分析した。また、介護による有業から無業への移行に加えて、介護提供に伴う雇用形態や労働時間の変化、及び婚姻状況による違いにも注目した。以下、3つの仮説に沿って、分析結果をまとめよう。

仮説1（介護を行っている男性は、無業に移行しやすい。ただし、60歳直前に大企業に勤めていた男性の無業移行確率は相対的に低い。）は、支持された。59歳時の所属企業の規模を考慮しない場合、介護の担い手となった男性は介護なしの男性に比べて、無業への移行確率が1.3%高い。ただし、59歳時の企業規模によって介護と就労の関係は大きく異なる。59歳時に中小企業に在籍していた男性では、介護の提供が無業への移行確率を2.7%高めているのに対して、大企業に勤めていた男性の場合は、介護の提供による無業への移行確率に差は無い。

仮説2（介護を行っている男性は、非正規労働やパートタイム労働（週40時間未満）を選ぶ確率が高い。また、60歳直前に大企業に勤めていた男性の選択確率は相対的に高い。）は、支持されなかった。59歳時に中小企業で勤めていた男性に関して、介護の提供が正規労働あるいはフルタイム労働の継続確率を低めていたが、非正規労働者等に雇用形態を変えたり、労働時間を40時間未満に短縮して働いているわけではなく、仕事自体を辞めていた。59歳時に大企業に勤めていた男性についても、介護に伴う雇用形態や労働時間の変化は確認されなかった。

仮説3（配偶者がいる男性が介護を行っている場合、無業に移行しにくい。また、非正規労働やパートタイム労働（週40時間未満）を選ぶ確率は低い。反対に、配偶者がいない男性が介護を行っている場合、無業に移行しやすい。また、非正規労働やパートタイム労働（週40時間未満）を選ぶ確率が高い。）については、仮説の想定とは異なる結果が得られた。59歳時の所属企業の規模を考慮しない場合、配偶者の有無に関わらず介護の提供は男性の無業への移行確率を高めていたが、特に配偶者のいない男性でその傾向は顕著だった。また、有業から無業への移行に対する59歳時の企業規模の干渉効果は、「配偶者あり・介護あり」男性において、仮説1と同様の検証結果が確認された。他方、雇用形態や労働時間の変化に対しては、全体的に仮説2の検証結果と同様の傾向が見られるものの、配偶者の有無による明らかかつ一貫した違いは確認できなかった。

以上の結果から得られる福祉社会論や社会階層論へのインプリケーションとして、60歳直前の階層的地位は、60歳以降のキャリアを規定するのみならず、介護などライフコースにおける偶発的リスクを回避するための選択肢の幅にも影響することが示唆される。これは日本型社会保障の一つの特徴である企業規模別に分立した社会保障制度が、60歳までのみならず、60歳移行も持続的に効力を持つことを意味している。そのため、高年齢期の仕事と介護

の両立においても、中小企業で働いていた男性は大企業で働いていた男性よりも不利な立場に位置していると言えよう。

政策的なインプリケーションとしても、このように相対的に不利な地位にいる人々に対する継続就労あるいは間断なき転職を重視することが、就労意欲のある人々の離職リスクの低減につながるだろう。ただし、本研究の分析結果から浮かび上がるのは、60歳以降に男性が介護の担い手となった場合、正規・フルタイム労働を選ぶか無業を選ぶかの二者択一的判断を迫られていることである。非正規あるいはパートタイム労働を選ばないのか、選べないのかは本研究の分析からは分からないが、なぜその選択肢を採る男性が少ないかを今後追加的に捉えた上で、柔軟な働き方と介護との両立の可能性を探求する必要があるだろう。

さらに、一貫した結果は得られていないものの、59歳時の所属企業の規模に関わらず、配偶者のいない男性が介護を抱えると、仕事を辞めて無業を選ぶ確率が高い点は見逃せない。この点も今後追加的に分析、検証していく必要はあるが、未婚男性の介護と仕事の両立が既婚者にも増して難しいとすれば、未婚者が今後も増え続けることを考えると、政策的な支援や保護の対象として注視すべきだろう。なお、今回は男性の分析を行ったためこのように述べているが、当然ながらこれは女性についても同様のことが言える。

最後に、残された研究課題を2点挙げる。第1に、本研究では、打ち切りや時変の変数、且つ複数回のイベントが生じ得る変数を被説明変数とする際に生じるバイアスに対応するために、クラスターロバスト標準誤差を用いたイベントヒストリー分析によって、介護と就労の関係を推定した。しかしながら、介護に関連する内生性を完全に除去できるとは言えないため、ランダム効果離散時間ロジットモデルなど、より適切な手法で再検証する必要がある。第2に、60歳直前の所属企業の規模によって、60歳以降の離職リスク回避のための選択肢に違いがあることを論じたが、なぜそのような違いが生じているかの検討は十分ではない。社会保障制度の違いを反映しているとして、具体的にはどのような制度が選択肢の幅の違いをもたらしているのかを特定するには、中高年者縦断調査の質問項目だけでは把握しきれない。したがって、追加的な調査によって情報を補足し、この点をより詳細に明らかにしたい。

## 参考文献

Crystal Stephen and Dennis Shea (1990) "Cumulative Advantage, Cumulative Disadvantage, and Inequality among Elderly People," *Gerontologist*, 36(3): 227-247, <https://doi.org/10.1093/geront/30.4.437>.

Fukahori, Ryotaro, Tadashi Sakai, and Kazuma Sato (2015) "The Effects of Incidence of Care Needs in Households on Employment, Subjective Health, and Life Satisfaction among Middle - aged Family Members," *Scottish Journal of Political Economy*, 62(5): 518-545, <https://doi.org/10.1111/sjpe.12085>.

- 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』労働政策研究・研修機構.
- Kikuzawa, Saeko, and Ryotaro Uemura (2021) "Parental Caregiving and Employment among Midlife Women in Japan," *Research on Aging*, 43(2): 107-118,  
<https://doi.org/10.1177/0164027520941198>.
- 木村好美 (2002) 「『過去の職業』による老後の所得格差」『理論と方法』17(2), pp.151-165,  
[https://www.jstage.jst.go.jp/article/ojjams/17/2/17\\_2\\_151/pdf/-char/ja](https://www.jstage.jst.go.jp/article/ojjams/17/2/17_2_151/pdf/-char/ja).
- Kitamura, Tomoki, Yoshimi Adachi, and Toshiyuki Uemura (2021) "Effect of Caregiving on Employment for Senior Workers in Japan," *Ageing International*, 46(2): 142-169,  
<https://ssrn.com/abstract=3637702>.
- 宮本太郎・イト=ペング・埋橋孝文 (2003) 「補論 日本型福祉国家の位置と動態」G・エスピン=アンデルセン編 (埋橋孝文監訳) 『転換期の福祉国家』早稲田大学出版部, pp.295-336.
- 森山智彦 (2022) 「2013年の高年齢者雇用安定法改正が企業の高年齢者雇用に与えた影響：『高年齢者の雇用状況』個票データによる効果検証」森山智彦・労働政策研究・研修機構編『70歳就業時代における高年齢者雇用』労働政策研究・研修機構, pp.34-57.
- 麦山亮太 (2018) 「職業経歴の影響にみる高齢層の経済格差：所得と資産の規定要因に関する男女比較から」阪口祐介編『2015年SSM調査報告6 労働市場1』2015年SSM調査研究会, pp.1-27,  
[https://www.l.u-tokyo.ac.jp/2015SSM-PJ/06\\_01.pdf](https://www.l.u-tokyo.ac.jp/2015SSM-PJ/06_01.pdf).
- 中村二郎・菅原慎矢 (2017) 『日本の介護：経済分析に基づく実態把握と政策評価』有斐閣.
- Niimi, Yoko (2018) "Does Providing Informal Elderly Care Hasten Retirement? Evidence from Japan," *Review of Development Economics*, 22(3): 1039-1062,  
<https://doi.org/10.1111/rode.12395>.
- 野呂芳明 (2001) 「職業キャリアと高齢期の社会階層」平岡公一編『高齢期と社会的不平等』東京大学出版会, pp.111-132.
- Oshio, Takashi, and Emiko Usui (2017) "Informal Parental Care and Female Labor Supply in Japan," *Applied Economics Letters*, 24(9): 635-638,  
<https://hermes-ir.lib.hit-u.ac.jp/hermes/ir/re/27956/DP657.pdf>.
- Oshio, Takashi, and Emiko Usui (2018) "How Does Informal Caregiving Affect Daughters' Employment and Mental Health in Japan? " *Journal of the Japanese and International Economies*, 49: 1-7,  
<https://doi.org/10.1016/j.jjie.2018.01.001>
- Steele, Fiona (2011) "Multilevel discrete-time event history models with applications to the analysis of recurrent employment transitions," *Australian & New Zealand*

Journal of Statistics, 53(1):1-20,

<https://doi.org/10.1111/j.1467-842X.2011.00604.x>.

Teachman, Jay (2011) "Modeling Repeatable Events Using Discrete-Time Data: Predicting Marital Dissolution," Journal of Marriage and Family, 73:,525-540,

<https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2011.00827.x>.

山田篤裕・酒井正 (2016) 「要介護の親と中高齢者の労働供給制約・収入減少」『経済分析』  
191, pp.183-212,

<https://www.esri.cao.go.jp/jp/esri/archive/bun/bun191/bun191i.pdf>.

## 第4章 高齢期における就業は高年齢者の地域参加を抑制するか

### 第1節 はじめに—労働市場と地域社会への参加

人口減少や少子・高齢化という人口構造の大きな変化の中で日本社会の従来の仕組みが大きく問い直されている。労働政策領域において、年齢や性別、障害を問わず、多くの人が生涯を通じて長く就労する社会が展望されている。その一方で、地域社会においては、コミュニティ政策が「コミュニティからパートナーシップへ」（玉野 2007）変化する中で、行政が担っていた公的サービスが民間に委ねられ、住民や市民との連携や協働が進められていく流れがあり、地域社会の支え手としての役割を住民に期待する傾向が見られる。

高年齢者の就労に関しては、少子・高齢化の中で公的年金制度の持続可能性を高めるとともに、生産年齢人口の減少に対応することを狙いとして、企業にたいする就業継続体制の整備が段階的に進められてきた。2006年4月施行の改正「高年齢者雇用安定法」（以下、高齢法）において、65歳までの雇用確保措置が義務化され、2013年4月施行の改正法では雇用確保措置の対象者が原則希望者全員に定められた。2021年4月施行の改正法では、70歳までの就労確保を努力義務としたほか、雇用によらない「創業支援等措置」として、事業主と業務委託契約を締結する制度や、事業主が委託・出資等を行う団体での社会貢献事業に従事する制度も導入された。「令和5年高年齢者雇用状況等報告」によると65歳までの雇用確保措置を実施済みの企業は99.9%にのぼり、70歳までの就業確保措置を実施済みの企業は29.7%となっている<sup>1</sup>。

社会保障制度の持続可能性のみならず、地域社会の持続可能性を考える上でも、人口構造の変化は無視できない要因である。高齢化率の高い限界集落はすでに山間部だけの問題ではない。都市部の高齢化も進みつつあり、高度経済成長期に造成されたニュータウンの限界集落化や首都圏における介護施設の不足などが危惧されている。ただし、人口高齢化は地域コミュニティを支える高年齢者を増加させるため、地域社会の持続可能性にとってネガティブな要因であるとは必ずしもいえない。この点について広井良典は、高年齢者と子どもは地域との関わりが強い人々であり、戦後から高度経済成長期を経た最近までは、〈職域〉への帰属意識の強い現役世代が増えた時期であるのにたいして、高齢化が進む現在を〈地域〉との関わりが強い人々の増加期に入ったと肯定的に位置づけている（広井 2014）。

社会の高齢化の背景には個人の長寿化があり、健康寿命の伸長は個人にたいして人生設計やキャリア構築の再考を促している。20世紀後半に日本人の平均寿命は30年近く伸長したが、日本人高年齢者の身体機能は若返っており、「多毛作人生」が可能になったといわれる（東京大学高齢社会総合研究機構 2013）。定年後の可処分時間がこのように伸びる一方で、社会的孤立や引きこもりのリスクのある高年齢者層の存在が指摘されている（河合 2009）。また、

---

<sup>1</sup> 65歳までの雇用確保措置の内訳は継続雇用制度の導入が69.2%、定年の引き上げが26.9%となっている。なお、高年齢者雇用状況等報告の集計対象企業は、全国の常時雇用する労働者が21人以上の企業である。

企業を退職したシニア男性の地域デビューの難しさや、自治会・町内会活動や市民活動にたいする高年齢者の関心の薄さが言及される状況がある（片桐 2012）。

そうした中で高年齢者の能力や経験を地域社会で活かす機運が高まっている。たとえば厚生労働省の「生涯現役社会の実現に向けた就労のあり方に関する検討会」の 2013 年の報告書では、人生 100 年時代をみすえ、働く意欲のある高年齢者が能力と経験を活かし、生涯現役で活躍する社会環境を整備することが必要であるとし、とくに労働市場からの引退過程に入る団塊世代のサラリーマン層が地域社会の支え手となるような環境整備を喫緊の課題だと述べている（生涯現役社会の実現に向けた就労のあり方に関する検討会 2013）<sup>2</sup>。

以上のように、近年の高年齢者には企業での労働者と地域の支え手という役割期待が向けられているが、2 つの役割が競合関係にある可能性はこれまでそれほど意識されてこなかった。企業における雇用労働の拡大と、地域における社会活動や就業の促進は、いずれも政府の生涯現役社会の柱となっているが、近年の政策的言説において、この 2 つはしばしば一体的に捉えられることが多い。

しかし、高年齢者の時間資源が有限である中で、企業で働くことと地域で活動することの間には、補い合う関係ではなく、トレードオフの関係が存在している可能性がある。高年齢者が企業で働くことと地域で活動することの競合関係は近年になって一層強まっているとも考えられる。なぜなら、コミュニティ政策の転換が住民や市民にたいして地域コミュニティにおける公的な役割を一層求めるようになってきている一方、労働政策においては定年後も高年齢者が就業を継続する体制が整備されているからである。具体的には、高齢法改正により、希望者にたいする 60 歳から 65 歳までの継続雇用が企業に義務づけられたことは、その分だけシニアの地域デビューを遅らせたり、地域における社会活動の供給を減少させた可能性がある。しかしながら、高年齢者は非正規雇用での就業や短時間就業をしていることが多く、こうした柔軟な働き方は社会参加をそれほど阻害しない可能性もある。

このような高齢期における就業と社会活動の競合という論点は、先駆的な研究を除けば、これまでのところ、十分に認識され、研究されてきたとはいえない。高年齢者の雇用労働と社会活動の関係を明らかにすることは、生涯現役社会の望ましいあり方を構想していくために重要な作業であり、今後の労働政策やコミュニティ政策を展望することにも資するであろう。

社会参加や社会活動は幅広い概念であるが、本章では地域参加に着目する。具体的には町内会の催しなどの地域行事への参加と就業の関係を検討する。地域参加に注目する理由とし

---

<sup>2</sup> 報告書では以下のような具体的な方策が提言されている。企業における取り組みとしては、生涯を通じたキャリア構築の促進、定年退職予定者などに対するキャリア再構築支援、企業に勤めている間の地元企業でのインターンシップなどが挙げられている。地域においては、シルバー人材センターや社会福祉協議会、地域包括支援センター、NPO 等の機関の連携を強化するためのプラットフォームの構築や、高年齢者や地域のニーズの掘り起こしやマッチングを行うコーディネーターの活用などが提言されている（生涯現役社会の実現に向けた就労のあり方に関する検討会 2013）。

て、地縁組織などの中間集団が、地域における社会関係資本を醸成する基盤となり、コミュニティに有益な協調行動を促すと考えられることがある(荻野 2022)。荻野(2022)は、2012年に実施されたJGSSのデータを用いて、地縁組織への所属が、地域での話し合いや地域の活動への参加を高め、社会ネットワークを多様化したり、広げたりすることに寄与することを見出している。このように、ボランティア活動やNPO参加のような市民活動だけではなく、地域での共同性にもとづく地縁組織も地域の公共性を担っていることから、地域参加と就労の関係を検討することには意義があると考えられる。

内閣府が全国の60歳男女に実施した「高齢者の地域社会への参加に関する意識調査」によると、地域行事(祭りなどの地域の催しものの世話等)に参加した割合は、2013年において19.0%であり、健康・スポーツ(体操、歩こう会、ゲートボール等)や趣味(俳句、詩吟、陶芸等)について多く、1988年から2013年にかけてその割合は増加している<sup>3</sup>。町内会・自治会の加入率は高い割合で安定しているが、町内会・自治会の活動に参加する頻度は減少している(内閣府 2007)。地域参加の減少は社会関係資本や協調的行動、地域で提供される社会サービスの減少につながる可能性がある。

以上の問題意識をふまえて、本章では、2006年施行の改正高齢法により、希望者に対する65歳までの雇用確保措置の義務付けが適用されるようになった高年齢者を対象として、高齢期における雇用・就業と地域参加の関連を明らかにすることを目的とする。就業しているのか就業していないのかということだけでなく、雇用労働なのか、あるいは自営業などの非雇用なのかという点や雇用形態を区別して分析するほか、労働時間や企業属性なども検討する。

本章の構成は以下の通りである。第2節で高齢期の就業と社会参加に関する先行研究を整理し、第3節で分析対象や変数、分析手法を説明する。第4節で就業と地域参加に関するデータ分析を行い、第5節において本章のデータ分析により得られた知見を整理する。

## 第2節 先行研究

本節では高年齢者の就労と社会参加に関する先行研究をレビューする。本章が分析対象としているのは地域参加であるが、自治会や町内会などの地縁組織への参加や、町内会などの催しなどの地域行事に関する統計データを用いた計量的研究は限られている。そこで、地域参加に関する研究をレビューすることに加えて、高年齢者のボランティア活動に関する計量的研究もあわせて検討する。

小藪(2012)は地域参加を統計データで検討した数少ない研究の1つである。そこでは、自治会への参加促進が、市民活動などの幅広い社会参加につながるのか、それとも近隣の結束を固めるだけで、集団間連携を阻害するのかという問いを立て、20歳以上の兵庫県民を対象として2011年に実施されたウェブ調査のデータを用いて検討している。分析の結果、自

---

<sup>3</sup> 内閣府「平成25年度 高齢者の地域社会への参加に関する意識調査結果(全体版)」(2024年12月10日取得、<https://www8.cao.go.jp/kourei/ishiki/h25/sougou/zentai/index.html>)

治会・町内会などの地縁組織は、他の団体より開放性が低い、閉鎖的というわけではなく、何らかの団体に所属している人や複数団体に所属している人のほとんどが、これらの地縁組織に所属していることを明らかにしている。それゆえ、自治会等への参加は「人々の多様な社会参加のステップとして、団体間の水平的な連携の母体として潜在的に機能している可能性がある」（小藪 2012: 31）。地縁組織が地域における中間集団の重層性・連結性の要であることを示唆する知見であるといえる。この研究では、自治会への参加に関する多変量解析も行っており、参加を促進する要因として、年代の高さ、子どもがいる世帯、自家所有、近所との交流を見出している。また、欧米の先行研究で論じられてきた学歴や居住年数、世帯年収の影響がないことも指摘されている。

永富ほか（2012）は 2008 年に全国を対象に実施されたウェブ調査のデータにもとづき、地縁的な活動団体への参加を促進する要因を検討している<sup>4</sup>。地縁的な活動団体へ加入していると回答した者は 75.7%であるが、地縁的な活動へ参加していると回答した者は 30.0%にとどまり、加入していると回答した者のうち活動に参加していると回答した者は 38.1%であった。地縁的な団体に加入していても活動に参加していない者が多いことがわかる。

さらに、地縁的な活動への参加の有無を目的変数とする二項ロジットモデルを男女計サンプルに適用した結果、他者との対面でのつきあいが参加を促進することが示されている。具体的には、近所とのつきあいの程度、近所とのつきあいの広さ、親戚・親類とのつきあいの程度、スポーツ・趣味・娯楽活動を通じたつきあいが統計的に有意であり、職場の同僚とのつきあいの程度と友人・知人とのつきあいの程度は有意ではなかった。地域でのインフォーマルな社会関係が地域活動への参加を促進する一方、地域に根ざしているとは限らない職場や友人・知人などとの社会関係は参加に影響しないことが読み取れる。年齢が高いこと、居住家族人数が多いこと、地縁的な活動団体へ加入していること、一般的信頼が高いことが、地域活動への参加を促進する一方、男女差は有意でなく、居住年数が長い人が参加しない傾向が見られている。地域活動への参加には居住する地域も影響しており、政令指定都市・特別区や中核市に居住する者は、その他の市町村に居住する者よりも地域活動に参加しない傾向がある。

高齢期における他者とのつながりと就労の関係を検討した研究に Lancee and Radl(2012)がある。Lancee and Radl(2012)は、1985-2009 年の German Socioeconomic Panel Study(GSOEP)のパネルデータを利用し、50~80 歳の観察期間を対象として、ドイツにおいて高齢期の社会的つながり（Social Connectedness）が仕事からの引退にどのような影響を与えるかを検討している。

この研究では、社会的つながりと仕事からの引退の関係について、相異なる 2 つの仮説が

---

<sup>4</sup> 永富ほか（2012）で分析されたウェブ調査では、男女比と都道府県人口構成が全国と同一になるように設計されており、分析にあたり補正はされていない。調査設計時の調査対象者の年齢は記載されていないが、記述統計によると分析サンプルの最小値は 15 歳、最大値は 82 歳、平均値は 47.2 歳であり、高年齢者に限定した分析ではない。

考えられている。一方の活動代替仮説（activity-substitution hypothesis）では、友人や家族・親族、隣人とのつながりが豊かな人は、残りの人生が短くなるにつれて、仕事の優先度を下げ、友人や家族と過ごす時間を増やそうとするため、インフォーマルな参加は仕事からの早期引退に結びつくと予想される<sup>5</sup>。ボランティア団体や市民団体、地方政治への参加のようなフォーマルな活動についても、これらに積極的に参加している人は、仕事を引退したとしても役割の喪失を防ぐことができるため、やはり社会的なつながりは早期退職を促進すると予想することができる。他方で、社会的なつながりは仕事と両立し、仕事からの引退を遅らせるという仮説も考えることができ、これは相補性仮説（complementarity hypothesis）とよばれている。この仮説によれば、社会的なつながりと仕事はどちらも社会生活に参加したいという共通の動機にもとづいていると考えることができるため、社会的なつながりは仕事からの引退を遅らせると予想される。

離職を目的変数とするイベントヒストリー分析の結果、60歳以降では、友人や家族・親族、隣人との接触頻度が高いほど、仕事からの引退を選ぶ傾向があり、これはインフォーマルな参加と仕事との間にトレードオフの関係が存在することを示している。他方で、50代において、ボランティア団体や市民団体、地方政治への参加のようなフォーマルな参加は、仕事からの引退を遅らせており、ボランティア活動や市民活動が仕事と両立することを示唆している<sup>6</sup>。

分業（division of labor）が社会統合（social integration）に与える影響は伝統的に社会学の主題であった（Wilensky 1961）。その主題を受け継ぐスピルオーバー理論（spillover theory）では、職業特性が社会生活に波及すると想定している。理論の原型を提示したウィレンスキーは、コミュニティにおける参加は労働市場における参加の延長上にあり、労働市場における秩序ある職業キャリアがコミュニティ参加に動機と機会を与えると主張している（Wilensky 1961）。職業とボランティア活動の関係を検討した Wilson and Musich (1997) によると、スピルオーバー理論では、社会参加には自発性や思考力、自主的な判断が必要であるため、こうした特性を仕事で発揮することを要求される職業集団は、社会参加を奨励されやすいのにとたいして、自発性や自主性を要求されることが少ない疎外的な労働に就いている職業集団は、社会参加をせずに受動的な余暇を過ごす傾向があると予想している<sup>7</sup>。

日本において高齢期の職業とボランティア活動の関連を検討した計量社会学的研究として伊達（2018）が挙げられる。伊達（2018）は、監督者や管理者などの権威的な職業、自律

---

<sup>5</sup> 逆に友人や家族との関係が希薄な人は、仕事から充足感を得ているため、年をとっても仕事から引退することに消極的になると考えられる。

<sup>6</sup> より若い年齢層を対象にした Wilson and Musick (1997; 2003)の研究でも、仕事とボランティア活動の関係はトレードオフではなく補完的な関係であると指摘されている。Burr et al (2007)も米国の中老年においてボランティア活動と有償労働を同時に行う層の存在を指摘している。

<sup>7</sup> スピルオーバー理論において、仕事と社会参加を結びつけるのは、職業を通じて獲得される資源（resource）である。資源とは社会的スキル（Civic Skill）のことであり、社会的スキルは会議をオーガナイズする、プレゼンテーションをする、覚書を書く、プロジェクトの責任を負うといった経験を通じて獲得されると考えられている。

的な職業、専門的な職業がボランティア参加を促進する影響は、男性よりも女性のほうが明確であるという性同一性波及 (Gender-identification Spillover) 仮説を検討している<sup>8</sup>。2015年社会階層と社会移動調査研究会が実施した「人生のあゆみと格差に関する全国調査」の65歳以上の男女データを用いて分析した結果、最長職が専門・管理職であった男女はブルーカラー職や農業であった人よりボランティアに参加しており、専門・管理職がボランティアをする傾向は男性より女性のほうが高いことを明らかにしている。性同一性波及仮説に加えてスピルオーバー仮説 (Wilson and Musich 1997) も支持する結果といえる。

経済学におけるボランティア供給の代表的な理論については小野 (2012) による丁寧な紹介がある。1つは効用関数を用いたモデルであり、ボランティア活動を消費財として捉える消費モデルであり、もう1つは人的資本理論にもとづいてボランティアを投資と捉える投資モデルである。消費モデルにおいて、ボランティアは時間による寄付の一種であり、ボランティアを行う時間に稼げた機会費用を寄付していると考えられている。労働市場における賃金率がボランティアの機会費用であるため、賃金率が高いほどボランティア活動は抑制されると考える。つまり、有償で働いている人や、賃金の高い職種の人、ボランティア活動をしにくいことが予想される。投資モデルは、ボランティア活動を人的資本が蓄積される手段と捉え、ボランティア活動に従事していたことが就職や転職の賃金を上昇させると予想する。投資モデルの背景には、アメリカではボランティア活動の経験が就業で有利に評価されることがある。

高齢者のボランティア活動に関する研究として、馬 (2012) は2009年にJILPTが55～69歳の男女に実施した「高齢者の雇用・就業に関する調査」のデータを用いて、60～69歳の男女のボランティア供給に影響を与える要因を検討している。この研究では、高齢者の社会活動を、ボランティア活動に参加しているが、就業していない「ボランティア活動専念型」、就業しているが、ボランティア活動に参加していない「就業専念型」、ボランティア活動と就業の両方に参加していない「完全引退型」、ボランティア活動に参加しながら就業している「両立型」の4類型に分類し、この変数を目的変数とする多項ロジットモデルを男女計サンプルに適用している。

分析の結果、自分自身の賃金率が高いほど「ボランティア活動専念型」になる確率が低く、非勤労所得 (家族の収入) が高いほど「ボランティア活動専念型」になる確率が高いことが示された。この結果はボランティア活動が高齢者にとって余暇消費の一種であり、市場労働とボランティア活動の間に代替関係が存在するという見方を支持する。また、過去の職歴 (55歳時点の職種) に関して、事務職に就いていた者と比べて、管理職やサービス職、販売職に就いていた者は「ボランティア活動専念型」より「就業専念型」になりやすく、サービ

---

<sup>8</sup> これらの職業に就く女性がボランティアをしやすい理由として、共同体にケアを提供する社会的期待が男性より女性に強いことが挙げられている。具体的には、権威的な職業に就く女性は共感性を持った指導をすることで評価が高まり、自律的な職業に就く女性はその柔軟性を共同体の奉仕に向け、専門的な職業に就く女性は専門的な能力を共同体の奉仕に向けると説明されている (伊達 2018)。

ス職、販売職は「ボランティア活動専念型」より「両立型」になりやすいという結果が得られている。

浦坂（2012）は、馬（2012）と同じデータを用いて、高齢者の就業から社会貢献活動への移行プロセスを検討している。先行研究が、企業を勤め上げた後の第二の人生で社会貢献活動に移行するという就業と社会貢献活動の「代替関係」（「就業か社会貢献活動かの二者択一」）を想定していることにたいして、この研究では、定年後の就業で収入を得るとともに、公益性の高い活動に従事し、そこから収入を得る「就業も社会貢献活動も」というあり方（「補完関係」）の可能性を探っている。調査時に就業している「現役タイプ」、不就業で就業意欲がある「就業希望タイプ」、不就業で就業意欲がない「引退タイプ」に高齢者を分類し、社会貢献活動への志向性との関連を検討したところ<sup>9</sup>、引退タイプよりも就業希望タイプや現役タイプのほうが、社会貢献活動への志向性が高く、就業にたいするアクティブ度の高い人のほうが、社会貢献活動のアクティブ度も高いという「補完関係」を示唆する結果を得ている。また、現役タイプは比較的早期から（40代後半）社会貢献活動に取り組んでおり、これまでの仕事の経験や技術が活かされている割合も高いことが指摘されている。

### 第3節 方法

#### 1 分析対象

本章では2005年（wave 1）から2020年（wave 16）の中高齢者縦断調査のデータを用いる。2004年（2006年4月施行）の改正高齢法で65歳までの雇用確保措置が義務化され、2012年に雇用確保措置の対象者を希望者全員とする改正が行われた（施行は2013年4月）。このことをふまえ、分析対象者を1946年4月生まれから1955年3月生まれとした。また、パーソン・イヤーデータ（パネルデータ）の観察期間を55歳以上70歳以下に限定した。図表4-2-1では2005～2020年の中高年齢者縦断調査のサンプルを年齢と出生コーホートに分けて整理している。色付きの部分が本章において分析する対象者の範囲である。全ての分析対象者は2004年改正と2012年改正の適用対象者であり、65歳までの雇用確保措置が義務化されたあとの世代に属する高齢者である。

多変量解析においては、サンプルを男女に分けたうえで、就業者と非就業者を含むサンプルと、就業者に限定したサンプルに分割した。さらに、定年前後の違いを把握するため、55歳以上60歳未満、60歳以上71歳未満、年齢計の3つにサンプルを分割して推定を行っている。

---

<sup>9</sup> 社会貢献活動に取り組んでいる、取り組みたい、取り組みたくないという3値の順序尺度の変数を目的変数とする順序プロビット分析をしている。

図表 4-2-1 本章の分析対象

高齢法2004年改正適用

高齢法2012年改正適用

年齢／出生コホート	1946年生	1947年生	1948年生	1949年生	1950年生	1951年生	1952年生	1953年生	1954年生	Total
50	0	0	0	0	0	0	0	0	1,345	1,345
51	0	0	0	0	0	0	0	1,325	2,937	4,262
52	0	0	0	0	0	0	1,433	3,020	2,937	7,390
53	0	0	0	0	0	1,566	3,234	3,020	2,937	10,757
54	0	0	0	0	1,652	3,403	3,234	3,020	2,937	14,246
55	0	0	0	1,656	3,658	3,403	3,234	3,020	2,937	17,908
56	0	0	1,859	4,058	3,658	3,403	3,234	3,020	2,937	22,169
57	0	1,899	4,092	4,058	3,658	3,403	3,234	3,020	2,937	26,301
58	1,682	4,231	4,092	4,058	3,658	3,403	3,234	3,020	2,937	30,315
59	3,315	4,231	4,092	4,058	3,658	3,403	3,234	3,020	2,937	31,948
60	3,315	4,231	4,092	4,058	3,658	3,403	3,234	3,020	2,937	31,948
61	3,315	4,231	4,092	4,058	3,658	3,403	3,234	3,020	2,937	31,948
62	3,315	4,231	4,092	4,058	3,658	3,403	3,234	3,020	2,937	31,948
63	3,315	4,231	4,092	4,058	3,658	3,403	3,234	3,020	2,937	31,948
64	3,315	4,231	4,092	4,058	3,658	3,403	3,234	3,020	2,937	31,948
65	3,315	4,231	4,092	4,058	3,658	3,403	3,234	3,020	2,937	31,948
66	3,315	4,231	4,092	4,058	3,658	3,403	3,234	3,020	1,592	30,603
67	3,315	4,231	4,092	4,058	3,658	3,403	3,234	1,695	0	27,686
68	3,315	4,231	4,092	4,058	3,658	3,403	1,801	0	0	24,558
69	3,315	4,231	4,092	4,058	3,658	1,837	0	0	0	21,191
70	3,315	4,231	4,092	4,058	2,006	0	0	0	0	17,702
71	3,315	4,231	4,092	2,402	0	0	0	0	0	14,040
72	3,315	4,231	2,233	0	0	0	0	0	0	9,779
73	3,315	2,332	0	0	0	0	0	0	0	5,647
74	1,633	0	0	0	0	0	0	0	0	1,633
Total	53,040	67,696	65,472	64,928	58,528	54,448	51,744	48,320	46,992	511,168

注) 男女計。セル度数は人数。出生コホートは4月生まれ～3月生まれで定義している。

## 2 変数と分析手法

目的変数は地域参加である。「あなたはこの1年間に、以下のような活動をしましたか」という質問において、「地域行事（町内会の催しなど）」に活動ありとした場合を1、活動なしとした場合を0とするダミー変数を用いた。

中高年者縦断調査において、社会参加活動として地域行事以外に調査されているのは、趣味・教養（囲碁、料理、旅行など）、スポーツ・健康（ウォーキング・球技など）、子育て支援・教育・文化（子供会の役員など）、高年齢者支援（家事支援・移送など）、その他の社会参加活動である。これらの項目の中から、政府の高年齢者雇用・就業対策やコミュニティ政策との関係、および公共性や社会関係資本といった学術的な論点とのつながりを考慮し、地域行事を用いることにした。

分析手法はイベントヒストリー分析であり、パーソン・イヤータに二項ロジットモデルを適用する離散時間ロジットモデルを用いる（Allison 2014=2021）。目的変数である地域参加は時間によって変化する変数（時変変数）であり、参加している年は1、参加していない年は0となる。地域参加は、同じ対象者の中で参加イベントが複数回発生する繰り返しいイベント（repeated event）であるため、対象者内の非独立性を考慮して、クラスターロバスト標準誤差を用いた。

説明変数は、出生コホート（1946年～1954年まで1歳刻み）、リスク期間（観察期間）、

リスク期間 2 乗、就業状態（非労働力、自営・家族・役員、正規の職員・従業員、非正規の職員・従業員、内職・その他、失業）<sup>10</sup>、職業（専門・技術、管理、事務、販売、サービス・保安、農林漁業、運輸・通信、生産工程・労務、その他）、労働時間（フルタイム就業、パートタイム就業）、従業員数（30 人未満、30 人～299 人、300 人～999 人、1000 人以上、官公庁）、有配偶ダミー、同居者ダミー、介護実施ダミー、日常生活行動の困難ダミー、K6（精神的健康度）<sup>11</sup>、収入ありダミー、預貯金ありダミー、自家ダミーである。出生コーホート以外の説明変数は時変変数である。

## 第 4 節 高齢期就業の地域参加にたいする影響

### 1 記述的分析

図表 4-3-1 は就業状態と地域参加を性別・年齢別に集計したものである<sup>12</sup>。男性の就業状態をみると、60 歳を境として、正規の職員・従業員は 53.2%から 13.1%へ 40%減少している一方、非正規の職員・従業員は 8.7%から 28.3%へ、非労働力は 4.8%から 26.0%へ増加している。自営・家族・役員と内職・その他、失業はそれほど変化していない。女性の就業状態については、正規の職員・従業員は 17.0%から 4.4%へ約 12%の減少、非正規の職員・従業員も 32.3%から 26.2%へ 6%の減少となっている。非労働力は 28.5%から 50.1%へ約 22%増加している。自営・家族・役員と内職・その他、失業は、男性と同様にそれほど変化していない。以上から、60 歳を境に男女の就業状態の分布が大きく変化していることがわかる。55～59 歳における最も多い就業状態は男性が正規の職員・従業員であり、女性は非正規の職員・従業員であるが、60～70 歳では男女とも非正規の職員・従業員と非労働力の割合が

<sup>10</sup> 就業者に限定して分析する場合は非労働力と失業は含まれない。

<sup>11</sup> K6 は精神的な健康状態の悪さを示す尺度である。中高年者縦断調査の調査票では「神経過敏に感じましたか」「絶望的だと感じましたか」「そわそわ、落ち着かなく感じましたか」「気分が沈み込んで、何が起こっても気が晴れないように感じましたか」「何をしても骨折りだと感じましたか」「自分は価値のない人間だと感じましたか」という 6 つの質問について、「いつも (1)」「たいてい (2)」「ときどき (3)」「少しだけ (4)」「まったくくない (5)」という選択肢からあてはまる番号を 1 つ選択することになっている。K6 は、健康状態が悪い選択肢の点数が高くなるように、各質問において選択した番号を 5 から引いたうえで、6 つの質問の点数を合成して作成した（最大で 24 点、最小で 0 点となる）。すなわち K6 の点数が高いほど精神的な健康状態が悪いことを意味している。クロンバックのアルファ係数は 0.898 であり、合成変数の信頼性に問題はないと判断される。図表 4-3-5 の就業者と非就業者を含むサンプルを用いて K6 の平均値を算出すると、60 歳未満男性が 3.26、60 歳以上男性が 2.95、60 歳未満女性が 3.74、60 歳以上女性が 3.61 となっており、60 歳以上より 60 歳未満のほうが、また、男性よりも女性のほうが、精神的な健康状態が悪い傾向がある。

<sup>12</sup> 記述的分析では、多変量解析の対象者設定に合わせて、性別・年齢別（55～59 歳および 60～70 歳）にパーソン・イヤーデータを集計している。パーソン・イヤーデータであるためケース数は述べ人数（人年）である。なお、以下の理由により記述的分析と多変量解析のサンプルサイズは異なっている。多変量解析では、離散時間ロジット分析における目的変数（地域参加イベントの発生）の定義方法にしたがい、地域参加が n 年間継続している場合、1 年目のパーソン・イヤー（ケース）のみをデータに残し、2 年目から n 年目までのケースは欠損値としてデータファイルから除外している。この多変量解析用のサンプルを用いて集計すると、地域参加の数が実際の数よりも減少するため、記述的分析ではケースを削除する前段階のデータを使用して集計を行っている。この処理との関連で、多変量解析においては、使用する全ての変数に欠損値がないサンプルを用いているが、記述的分析では各表で使用する 2 変数に欠損値がないサンプルを用いている。なお、就業状態と出生コーホートのクロス表は、就業者と非就業者の両方を含むサンプルであり、従業員数、労働時間、職業を用いるクロス表は就業者のみのサンプルである。

大きくなるという形で、60歳以降、男女の就業状態の分布がやや類似したものになる。

地域参加に関しても55～59歳と60～70歳を比較すると、男女の傾向は類似しており、活動ありの割合は、男性の場合、33.7%から43.9%へ10%増加しているのに対して、女性の場合、32.2%から41.7%へ10%弱増加している。

図表4-3-1の集計では60歳を閾値として、就業から非就業へ変化し、地域参加が増えているようにみえる。ただし、年齢区切りを細かくすると加齢に伴ってなだらかに変化しており、出生コーホート間で違いがある。そのことを確認するため、図表4-3-2と図表4-3-3において、各年齢の就業率と地域参加率<sup>13</sup>を出生コーホート別に表示した<sup>14</sup>。

図表 4-3-1 性別・年齢別就業状態と地域参加

	男性				女性			
	55～59歳		60～70歳		55～59歳		60～70歳	
	度数	%	度数	%	度数	%	度数	%
自営・家族・役員	15,570	28.7	27,444	26.4	8,874	15.2	15,481	13.2
正規の職員・従業員	28,900	53.2	13,644	13.1	9,946	17.0	5,168	4.4
非正規の職員・従業員	4,727	8.7	29,338	28.3	18,937	32.3	30,732	26.2
内職・その他	999	1.8	2,647	2.6	1,645	2.8	3,418	2.9
失業	1,463	2.7	3,776	3.6	2,510	4.3	3,641	3.1
非労働力	2,628	4.8	27,019	26.0	16,678	28.5	58,721	50.1
計	54,287	100.0	103,868	100.0	58,590	100.0	117,161	100.0
活動なし	34,281	66.3	56,986	56.1	37,875	67.9	66,671	58.3
活動あり	17,402	33.7	44,538	43.9	17,948	32.2	47,728	41.7
計	51,683	100.0	101,524	100.0	55,823	100.0	114,399	100.0

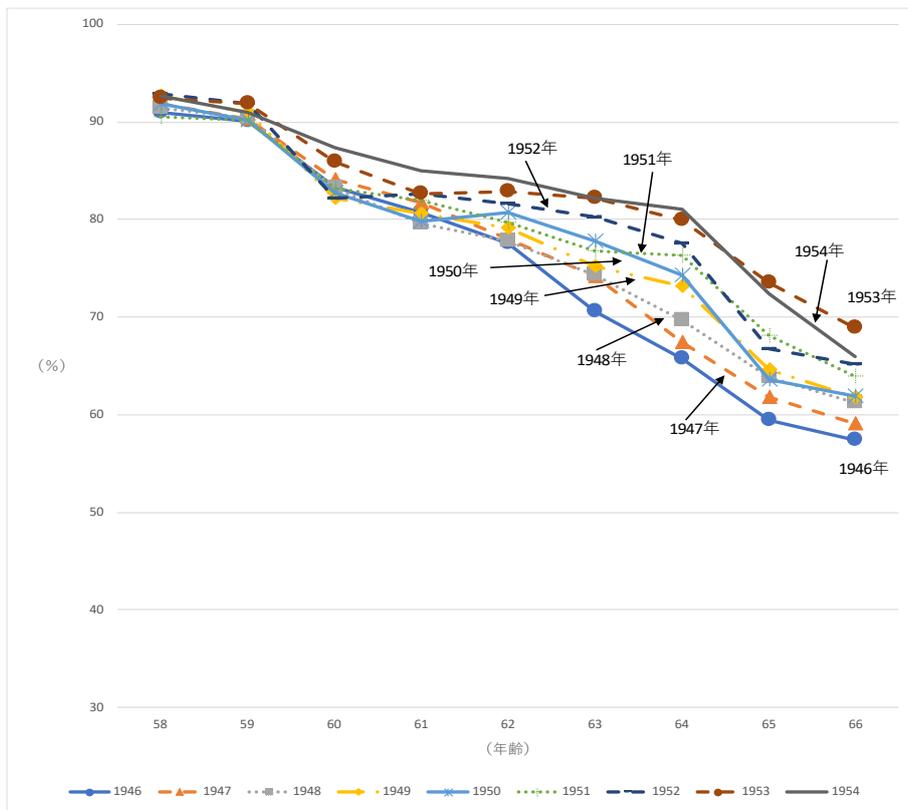
図表4-3-2は男性と女性の就業率である。男女とも年齢とともに就業率が減少することが読み取れる。まず男女で水準の違いがあり、58歳時の就業率は男性が約90%、女性は63.0～68.5%となっており、66歳時までには男性は57.4～68.9%、女性は36.2～45.1%へ減少する。いずれの年齢でも男性のほうが女性よりも就業している。また、どの世代も加齢とともに就業率は減少するが、若い世代ほど減少していないことが読み取れる。これは男女で共通の傾向である。つまり若い世代ほど長く就業する人が増えている。

<sup>13</sup> 就業率は就業者と非就業者の合計に占める就業者の割合であり、地域参加率は活動ありと活動なしの合計に占める活動ありの割合である。

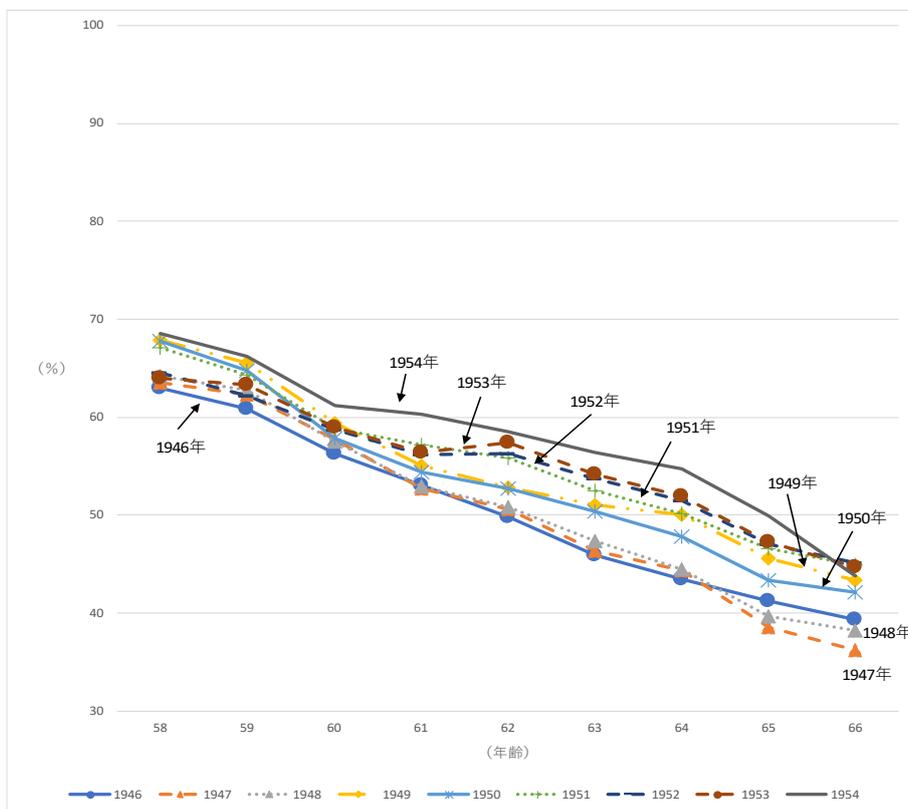
<sup>14</sup> 図表4-2-1が示すように、どの出生コーホートでも情報が得られるのは58～66歳である。コーホート間の傾向を読み取りやすくするため、この年齢幅で集計している。

図表 4-3-2 年齢別・出生 cohorts 別就業率

男性



女性



図表 4-3-3 は男女別に地域参加率を示している。後述するように異なる動きをしている世代もあるが、基本的に年齢の上昇に伴い、地域参加率も上昇している。男女差は就業率と比べると小さくなく、58 歳時の地域参加率は男性が 26.4～44.0%、女性が 21.7%～43.2%であり、66 歳時は男性が 33.9～50.5%、女性が 28.7～48.6%である。

出生コーホートに関しては、男女とも、1946 年～1952 年の世代では、年齢とともに地域参加率が上昇する傾向があり、また、若い世代ほど参加する割合が増えている。とくに、58 歳時の世代差が大きい。男性では 1946 年生まれの 26.4%から 1952 年生まれの 42.1%まで約 16%の増加、女性では 1946 年生まれの 21.7%から 1952 年生まれの 41.7%まで約 20%の増加である。若い世代ほど 60 歳より前の段階で地域参加する人々が増えていることがわかる。

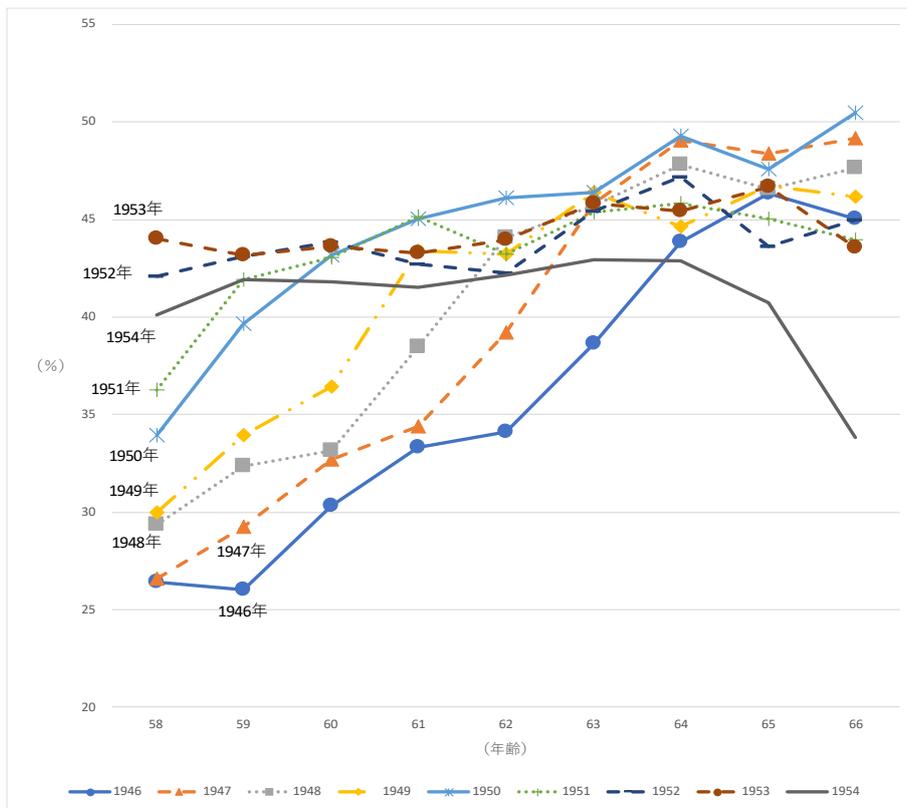
ただし、最も若い 1953 年生まれと 1954 年生まれの傾向は男女とも異なっており、58 歳時と 66 歳時の両方において、それ以前の世代より低い水準となっている。両世代で目立つのは 65 歳前後で地域参加率が落ち込んでいることである。1953 年生まれは 65 歳から 66 歳にかけて、1954 年生まれは 64 歳から、それぞれ地域参加率が大きく落ち込んでいる。これらの世代は高齢法 2012 年改正の適用対象に該当しており、65 歳までの雇用確保措置が原則希望者全員に実施されたことが地域参加の減少につながった可能性がある<sup>15</sup>。

---

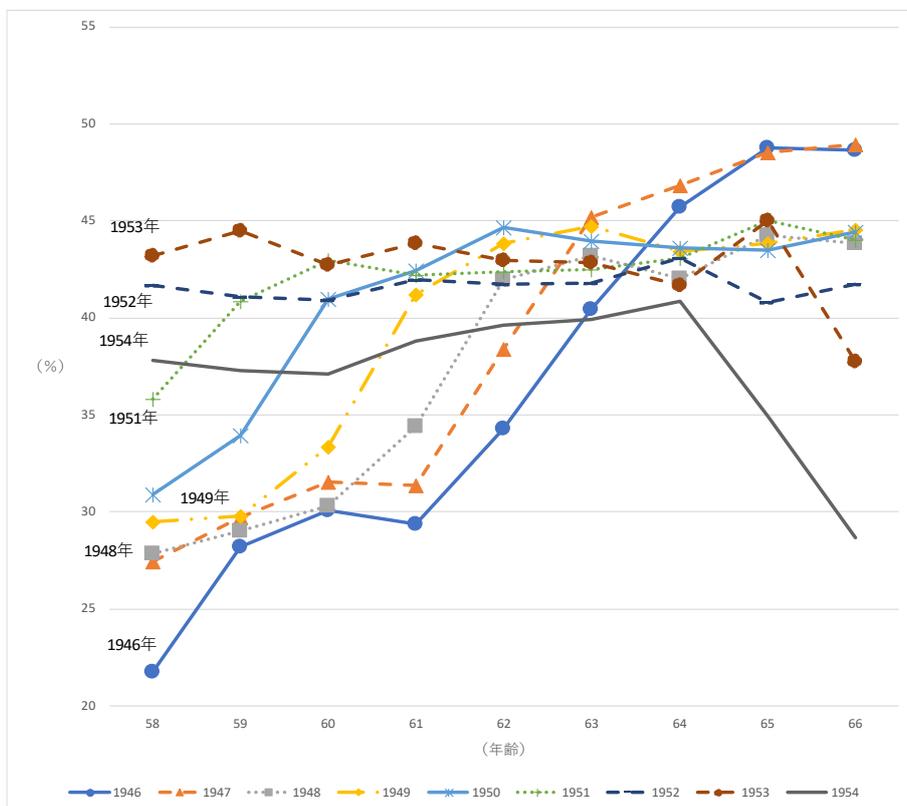
<sup>15</sup> 本章の狙いは高齢法改正が地域参加率に与えた政策効果の検討ではないため、ここでは可能性の指摘にとどめる。

図表 4-3-3 年齢別・出生 cohorts 別地域参加率

男性



女性



図表 4-3-4 性別・年齢別就業関連変数と地域参加のクロス表(男性)

男性	55～59歳			60～70歳		
	活動なし	活動あり	計	活動なし	活動あり	計
自営・家族・役員	62.05	37.95	14,541	50.92	49.08	26,494
正規の職員・従業員	66.75	33.25	27,785	61.20	38.80	13,212
非正規の職員・従業員	70.25	29.75	4,420	57.61	42.39	28,590
内職・その他	70.55	29.45	866	49.74	50.26	2,477
失業	70.29	29.71	1,333	56.95	43.05	3,612
非労働力	75.47	24.53	2,389	57.63	42.37	26,221
計	66.28	33.72	51,334	56.11	43.89	100,606
30人未満	63.31	36.69	19,483	51.97	48.03	35,879
30人～299人	67.96	32.04	11,877	60.38	39.62	17,729
300～999人	66.82	33.18	4,982	61.37	38.63	5,410
1000人以上	69.94	30.06	7,579	62.97	37.03	6,676
官公庁	60.90	39.10	2,706	52.68	47.32	2,016
計	65.81	34.19	46,627	56.03	43.97	67,710
フルタイム	65.61	34.39	40,998	57.38	42.62	43,314
パートタイム	66.26	33.74	5,848	52.43	47.57	26,213
計	65.69	34.31	46,846	55.51	44.49	69,527
専門・技術	66.15	33.85	12,480	57.88	42.12	17,759
管理	65.14	34.86	8,063	57.75	42.25	8,435
事務	65.85	34.15	3,567	55.72	44.28	4,085
販売	66.37	33.63	3,646	57.61	42.39	4,845
サービス・保安	69.47	30.53	5,097	60.96	39.04	9,461
農林漁業	40.65	59.35	1,968	25.71	74.29	6,056
運輸・通信	71.07	28.93	3,263	65.18	34.82	4,816
生産工程・労務	65.33	34.67	6,714	55.37	44.63	8,318
その他	70.15	29.85	2,533	56.84	43.16	6,319
計	65.71	34.29	47,331	55.47	44.53	79,094
1946年生	73.86	26.14	2,131	58.85	41.15	12,578
1947年生	72.19	27.81	4,322	55.54	44.46	15,399
1948年生	70.38	29.62	5,769	55.46	44.54	13,889
1949年生	70.31	29.69	7,145	55.33	44.67	13,391
1950年生	66.77	33.23	7,238	53.31	46.69	11,364
1951年生	65.74	34.26	6,720	55.68	44.32	9,721
1952年生	64.38	35.62	5,854	56.30	43.70	7,823
1953年生	59.68	40.32	5,008	55.74	44.26	6,050
1954年生	60.17	39.83	4,602	58.63	41.37	5,033
計	66.73	33.27	48,789	55.92	44.08	95,248

つぎに、就業関連の変数と地域参加の関連をクロス集計によって確認する(図表 4-3-4)。いずれの就業状態も 55～59 歳より 60～70 歳のほうが活動ありの割合が増加しており、この傾向は男女とも共通である。60～70 歳では正規の職員・従業員の参加率が他の状態と比べてやや低くなっている。従業員数に関しては、60～70 歳の男女において、30 人未満の企業と官公庁に勤める人の参加率が高いことが読み取れる。労働時間については、60～70 歳の男女において、フルタイム就業よりパートタイム就業の参加率が高く、フルタイムとパートタイムの差は男性でとくに大きい。職業に関しては農林漁業の割合が目立って高いが、その他の職業間に大きな差はないように見える。出生コーホートに関しては、男女とも 55～59 歳

においては、若い世代ほど参加率が上昇している。60～70歳については、男性は横ばいであり、女性は若干減少傾向がある。

図表 4-3-4 性別・年齢別就業関連変数と地域参加のクロス表(女性)

女性	55～59歳			60～70歳		
	活動なし	活動あり	計	活動なし	活動あり	計
自営・家族・役員	63.32	36.68	8,226	53.44	46.56	14,667
正規の職員・従業員	67.43	32.57	9,487	63.26	36.74	4,962
非正規の職員・従業員	69.32	30.68	17,736	61.49	38.51	29,380
内職・その他	63.92	36.08	1,519	50.28	49.72	3,230
失業	65.14	34.86	2,321	56.47	43.53	3,437
非労働力	69.42	30.58	15,790	58.00	42.00	56,533
計	67.80	32.20	55,079	58.28	41.72	112,209
30人未満	64.88	35.12	17,039	56.02	43.98	27,013
30人～299人	69.89	30.11	10,740	62.78	37.22	13,642
300～999人	68.52	31.48	2,961	65.45	34.55	3,496
1000人以上	71.50	28.50	3,267	67.01	32.99	3,416
官公庁	62.41	37.59	1,317	52.78	47.22	1,133
計	67.23	32.77	35,324	59.29	40.71	48,700
フルタイム	67.19	32.81	16,610	60.08	39.92	16,880
パートタイム	67.31	32.69	19,410	58.06	41.94	33,945
計	67.25	32.75	36,020	58.73	41.27	50,825
専門・技術	64.19	35.81	5,971	55.68	44.32	7,582
管理	65.61	34.39	1,012	55.82	44.18	1,417
事務	65.04	34.96	6,893	57.93	42.07	8,181
販売	73.35	26.65	4,049	63.97	36.03	5,238
サービス・保安	70.16	29.84	7,715	63.26	36.74	12,498
農林漁業	47.37	52.63	1,501	37.68	62.32	3,416
運輸・通信	64.29	35.71	210	65.57	34.43	212
生産工程・労務	68.87	31.13	5,062	61.24	38.76	5,645
その他	69.87	30.13	4,142	59.66	40.34	7,279
計	67.27	32.73	36,555	58.75	41.25	51,468
1946年生	74.00	26.00	2,192	58.14	41.86	13,365
1947年生	71.85	28.15	4,576	56.52	43.48	17,048
1948年生	73.04	26.96	6,188	58.44	41.56	16,179
1949年生	72.16	27.84	7,716	57.52	42.48	15,354
1950年生	69.83	30.17	7,633	57.74	42.26	12,650
1951年生	65.99	34.01	6,910	58.05	41.95	10,602
1952年生	64.87	35.13	6,490	60.05	39.95	9,148
1953年生	61.19	38.81	5,738	58.47	41.53	7,211
1954年生	63.24	36.76	5,286	62.25	37.75	5,992
計	68.18	31.82	52,729	58.20	41.80	107,549

## 2 就業者と非就業者の比較

つづいて就業と地域参加の関連を多変量解析によって検討していく。図表 4-3-5 は、就業者と非就業者を含むサンプルについて、地域参加に影響を与える要因を離散時間ロジットモデルで分析した結果である。サンプルは男女で分割し、さらに 55 歳以上 60 歳未満（モデル 1）、60 歳以上 71 歳未満（モデル 2）、年齢計（モデル 3）に分けて推定した。

図表 4-3-5 地域参加に関する離散時間ロジットモデルの推定結果（就業者・非就業者、男性）

就業者+非就業者（男性）	モデル1（55～59歳）		モデル2（60～70歳）		モデル3（年齢計）				
	Odds ratio	Robust S.E.	Odds ratio	Robust S.E.	Odds ratio	Robust S.E.			
リスク期間	1.136	0.050	**	0.971	0.013	*	0.941	0.011	**
リスク期間2乗	0.958	0.006	**	0.990	0.001	**	0.993	0.001	**
出生コホート (基準：1947年=モデル1/1946年=モデル2・3)									
1947年				1.066	0.049		1.043	0.048	
1948年	1.018	0.157		1.023	0.049		0.962	0.045	
1949年	1.120	0.164		1.140	0.054	**	1.034	0.047	
1950年	1.316	0.190	†	1.115	0.056	*	1.023	0.048	
1951年	1.424	0.203	*	1.087	0.056		1.015	0.047	
1952年	1.569	0.224	**	1.120	0.060	*	1.055	0.050	
1953年	1.845	0.268	**	1.136	0.069	*	1.116	0.058	*
1954年	1.924	0.284	**	1.046	0.066		1.060	0.056	
就業状態（基準：非労働力）									
自営・家族・役員	1.329	0.170	*	0.960	0.034		0.928	0.031	*
正規の職員・従業員	1.154	0.146		0.809	0.035	**	0.757	0.026	**
非正規の職員・重有形員	1.170	0.162		0.919	0.032	*	0.915	0.031	**
内職・その他	1.340	0.255		1.094	0.092		1.045	0.078	
失業	1.253	0.191		1.201	0.078	**	1.159	0.068	*
配偶者（基準：なし）									
あり	1.112	0.071	†	1.025	0.042		1.060	0.038	
配偶者以外の同居者（基準：なし）									
あり	1.127	0.048	**	1.076	0.027	**	1.072	0.023	**
介護（基準：なし）									
あり	1.190	0.074	**	1.156	0.046	**	1.169	0.040	**
日常生活行動の困難（基準：なし）									
あり	0.887	0.075		0.831	0.037	**	0.843	0.034	**
k6（精神的健康度）	0.992	0.005		0.981	0.003	**	0.984	0.003	**
収入の有無（基準：なし）									
あり	0.886	0.095		1.132	0.056	*	1.143	0.049	**
預貯金の有無（基準：なし）									
あり	1.084	0.050	†	1.065	0.034	*	1.076	0.029	**
住居（基準：自家でない）									
自家	2.315	0.181	**	1.894	0.101	**	2.040	0.095	**
定数項	0.050	0.010	**	0.130	0.011	**	0.126	0.010	**
パーソン・イヤー	21,692			54,376			76,068		
対象者	8,499			9,827			11,768		

†: p<0.10, \*: p<0.05, \*\*: p<0.01. クラスタースタット標準誤差.

図表 4-3-5 地域参加に関する離散時間ロジットモデルの推定結果(就業者・非就業者、女性)

就業者+非就業者(女性)	モデル1(55~59歳)		モデル2(60~70歳)		モデル3(年齢計)				
	Odds ratio	Robust S.E.	Odds ratio	Robust S.E.	Odds ratio	Robust S.E.			
リスク期間	1.350	0.052	**	1.108	0.014	**	1.092	0.012	**
リスク期間2乗	0.951	0.005	**	0.983	0.001	**	0.984	0.001	**
出生コホート (基準:1947年=モデル1/1946年=モデル2・3)									
1947年				0.965	0.042		0.955	0.041	
1948年	0.807	0.109		0.921	0.040	†	0.872	0.037	**
1949年	0.883	0.112		0.982	0.043		0.901	0.038	*
1950年	0.957	0.120		0.977	0.045		0.886	0.038	**
1951年	1.102	0.135		0.920	0.045	†	0.877	0.038	**
1952年	1.120	0.138		0.895	0.043	*	0.856	0.038	**
1953年	1.384	0.171	**	0.939	0.050		0.949	0.043	
1954年	1.397	0.175	**	0.936	0.051		0.929	0.043	
就業状態(基準:非労働力)									
自営・家族・役員	1.007	0.082		1.058	0.037		1.006	0.032	
正規の職員・従業員	0.993	0.082		0.882	0.048	*	0.871	0.033	**
非正規の職員・重有形員	0.879	0.069		0.926	0.026	**	0.879	0.023	**
内職・その他	0.800	0.111		1.242	0.079	**	1.083	0.062	
失業	1.340	0.120	**	1.224	0.078	**	1.253	0.064	**
配偶者(基準:なし)									
あり	1.264	0.069	**	1.029	0.030		1.072	0.028	**
配偶者以外の同居者(基準:なし)									
あり	1.115	0.042	**	1.122	0.024	**	1.109	0.021	**
介護(基準:なし)									
あり	1.105	0.052	*	1.142	0.035	**	1.130	0.029	**
日常生活行動の困難(基準:なし)									
あり	0.981	0.059		0.919	0.030	*	0.935	0.028	*
k6(精神的健康度)	0.986	0.004	**	0.976	0.003	**	0.979	0.002	**
収入の有無(基準:なし)									
あり	1.111	0.081		1.151	0.034	**	1.195	0.030	**
預貯金の有無(基準:なし)									
あり	0.995	0.043		1.095	0.033	**	1.061	0.027	*
住居(基準:自家でない)									
自家	1.585	0.104	**	1.525	0.065	**	1.555	0.059	**
定数項	0.067	0.011	**	0.127	0.009	**	0.127	0.008	**
パーソン・イヤー	23,926			62,970			86,896		
対象者	9,413			11,363			13,021		

†: p<0.10, \*: p<0.05, \*\*: p<0.01. クラスターロバスト標準誤差.

まず、60歳未満の男性におけるリスク期間のオッズ比は1.136である。量的変数の場合、説明変数1単位の増加によるハザード確率の増加分は、オッズ比を乗数倍して得ることができるので、この場合、リスク期間が1年増えるごとに、1.136の乗数倍ずつ地域参加のハザード確率が増加していく。具体的には、60歳未満の男性は、1年目13.6% ( $1.136^1-1$ )、2年目29.0% ( $1.136^2-1$ )、3年目46.6% ( $1.136^3-1$ )と、加齢に伴い地域参加しやすくなる<sup>16</sup>。他方、60歳以上男性のリスク期間のオッズ比は0.971であり、地域参加のハザード確率は加齢とともに減少していく。以上から男性は60歳未満であれば年をとるほど地域参加しやすいが、60歳以上になると地域参加しにくくなることがわかる。男性の場合、加齢と地域参加の関係は60歳を境に変化するということである。女性の場合、この傾向は男性ほど明確ではない。リスク期間のオッズ比は、60歳未満女性で1.350、60歳以上女性で1.108である。地域参加のオッズ比は60歳未満のほうが高いが、60歳以上でも1.0を超えている。女性は60歳以降も地域参加しやすい。

つぎに、出生コーホートの結果から、60歳未満の男性では、近年ほど地域参加する人が増えていることがわかる。1950年～1954年生まれの男性のオッズ比は1.0を超えており、若い世代ほど地域参加しやすい傾向がある。たとえば1954年生まれの男性が地域参加するオッズ比は1947年生まれの男性の約2倍(1.924)である。60歳以上の男性の場合、世代間の差はあるが、若い世代ほど地域参加しやすいという趨勢的な傾向は読み取れない。

女性の出生コーホートでも男性と似た傾向がある。60歳未満の女性において、1947～1951年生まれの間に統計的に有意な差はないが、分析対象の中で最も若い世代である1953年生まれと1954年生まれの女性は地域参加しやすい。60歳以上の女性において趨勢的な傾向が読み取れないのは男性と同様である。

就業状態を見ると、60歳未満男性の場合、雇用されて働いている人と非労働力状態の人の間に地域活動参加に関する統計的に有意な差は見られない。60歳未満女性の場合も同様であり、非労働力状態と雇用の間に差がない。

他方で、60歳以上の場合、雇用される働き方が高年齢者の地域参加を抑制することが読み取れる。男性では、正規の従業員・職員は19% ( $1-0.809$ )、非正規の従業員・職員は8.1%、非労働力状態より地域参加しにくくなる。女性の場合も同様の傾向があり、正規の従業員・職員は11.8%、非正規の従業員・職員は7.4%、地域参加しにくい。つまり、定年後の雇用労働は高年齢者の地域活動を抑制する傾向がある。

なお、最も地域活動に携わっているのは、60歳未満男性の場合、自営業や役員として働いている人である。これは自営業などが居住地域に密着した形で働く傾向があるためであろう。失業状態の人は地域参加しやすいが、60歳未満の男性失業者はその限りではない。60歳未満の男性失業者は切実に仕事を求めており、地域参加の余裕がないのにたいして、60歳以上

---

<sup>16</sup> より正確には、リスク期間の2乗項は負であるため、地域参加のハザード確率は一定年齢まで増加したあと減少に転じる。

の男性失業者や 60 歳未満・60 歳以上の女性失業者は、そこまで熱心に仕事を探しているわけではないということではないかと思われる。

その他の説明変数についても確認しておく。配偶者の有無と地域参加は男性では関連がないが、60 歳未満の女性では夫がいる女性ほど地域参加している。年齢や性別に関わらず、同居者がいる場合や、家族の介護をしている場合、地域参加しやすい。本人の身体的・精神的な健康状態が悪いと地域参加を控えることが予想できるが、やはりその予想通りであり、60 歳以上の男女では、日常生活行動が困難である場合や、精神的な健康状態が悪いほど、地域参加をしにくい傾向がある<sup>17</sup>。女性の場合は 60 歳未満でも精神的健康は地域参加に影響する。収入や預貯金の有無は、60 歳以上の男女において地域参加との関連が見られ、収入や預貯金があり、生活に余裕がある人ほど地域参加しやすい。これはボランティア供給に関する経済学の消費財モデルと整合的であり、地域参加が余暇であり、労働と代替的であることを別の形で示している。最後に、賃貸よりも持ち家の人のほうが地域参加をしている。地域で暮らす期間の長さや地域における社会関係資本の大きさや内容が関わっていると考えられる。

### 3 働き方や職場による違い

つづいて就業者にサンプルを限定し、就業している高年齢者の中で、働き方や働く職場の違いが地域参加に与える影響を検討していくことにしたい。図表 4-3-6 は就業者サンプルを男性と女性に分割し、60 歳未満（モデル 1）、60 歳以上（モデル 2）、年齢計（モデル 3）に分けて推定したものである。新たに追加した説明変数は従業員数、労働時間、職業である。就業状態の基準カテゴリは自営業・家族従業者・役員（以下、自営等）に変更している。

まず、リスク期間と出生コーホートと地域参加の関係は、就業者に限定してもあまり変わっていない。リスク期間に関しては、男性の場合、60 歳未満であると年をとるほど地域参加しやすいが、60 歳以上になると逆に地域参加しにくくなる。女性では 60 歳という区切りは男性ほど意味を持たず、基本的に年齢が上がるほど地域参加しやすくなる。出生コーホートについては、60 歳未満の男性には近年ほど地域参加しやすい傾向があり、同年齢層の女性にも同様の傾向を読み取ることができる。

---

<sup>17</sup> K6（精神的健康度）のオッズ比は、60 歳未満男性では統計的に有意でなく、60 歳以上男性で 0.981、60 歳未満女性で 0.986、60 歳以上女性で 0.976 である。K6 は精神的な健康状態が悪いほど高い点数を取る尺度であるため、60 歳以上男性と女性では精神的な健康状態が悪いほど地域参加しにくいことを意味している。

図表 4-3-6 地域参加に関する離散時間ロジットモデルの推定結果(就業者、男性)

就業者(男性)	モデル1 (55~59歳)		モデル2 (60~70歳)		モデル3 (年齢計)				
	Odds ratio	Robust S.E.	Odds ratio	Robust S.E.	Odds ratio	Robust S.E.			
リスク期間	1.181	0.056	**	0.981	0.018	0.951	0.014	**	
リスク期間2乗	0.954	0.006	**	0.989	0.002	**	0.991	0.001	**
出生コホート (基準: 1947年=モデル1/1946年=モデル2・3)									
1947年				1.059	0.062		1.028	0.059	
1948年	1.051	0.177		1.029	0.062		0.952	0.055	
1949年	1.238	0.197		1.115	0.066	†	1.015	0.057	
1950年	1.407	0.221	*	1.116	0.071	†	1.025	0.059	
1951年	1.492	0.233	*	1.078	0.071		1.013	0.058	
1952年	1.691	0.264	**	1.160	0.079	*	1.091	0.063	
1953年	1.995	0.317	**	1.161	0.085	*	1.161	0.071	*
1954年	2.104	0.340	**	1.099	0.083		1.123	0.071	†
従業員数(基準: 30人未満)									
30人~299人	0.939	0.055		0.895	0.038	**	0.904	0.032	**
300~999人	0.983	0.074		0.862	0.052	*	0.893	0.043	*
1000人以上	0.847	0.059	*	0.807	0.046	**	0.807	0.036	**
官公庁	0.977	0.099		0.794	0.078	*	0.863	0.060	*
就業状態(基準: 自営・家族・役員)									
正規の職員・従業員	0.984	0.057		0.983	0.048		0.966	0.036	
非正規の職員・重有形員	0.970	0.083		1.106	0.050	*	1.135	0.044	**
内職・その他	1.011	0.170		1.167	0.114		1.137	0.096	
労働時間(基準: フルタイム就業)									
パートタイム就業	0.968	0.066		1.104	0.036	**	1.096	0.032	**
職業(基準: 専門・技術)									
管理	0.954	0.060		0.988	0.054		0.981	0.041	
事務	0.839	0.073	*	1.121	0.075	†	0.996	0.053	
販売	0.885	0.076		1.039	0.068		0.982	0.053	
サービス・保安	0.950	0.071		0.931	0.049		0.933	0.041	
農林漁業	2.259	0.241	**	1.909	0.134	**	1.981	0.119	**
運輸・通信	0.935	0.088		0.999	0.067		0.978	0.053	
生産工程・労務	1.149	0.076	*	1.201	0.063	**	1.173	0.050	**
その他	1.009	0.102		1.130	0.068	*	1.088	0.057	
配偶者(基準: なし)									
あり	1.123	0.081		1.030	0.058		1.071	0.049	
配偶者以外の同居者(基準: なし)									
あり	1.107	0.051	*	1.079	0.033	*	1.073	0.028	**
介護(基準: なし)									
あり	1.231	0.082	**	1.191	0.060	**	1.209	0.049	**
日常生活行動の困難(基準: なし)									
あり	0.892	0.085		0.886	0.054	*	0.890	0.045	*
k6(精神的健康度)	0.997	0.005		0.987	0.004	**	0.990	0.004	**
収入の有無(基準: なし)									
あり	0.791	0.108	†	1.217	0.161		1.015	0.097	
預貯金の有無(基準: なし)									
あり	1.141	0.058	**	1.037	0.041		1.082	0.034	*
住居(基準: 自家でない)									
自家	2.242	0.187	**	1.991	0.128	**	2.108	0.114	**
定数項	0.061	0.015	**	0.096	0.016	**	0.109	0.014	**
パーソン・イヤー	19,440			35,820			55,260		
対象者	7,829			8,154			10,600		

†: p<0.10, \*: p<0.05, \*\*: p<0.01. クラスターロバスト標準誤差。

図表 4-3-6 地域参加に関する離散時間ロジットモデルの推定結果(就業者、女性)

就業者(女性)	モデル1 (55~59歳)		モデル2 (60~70歳)		モデル3 (年齢計)				
	Odds ratio	Robust S.E.	Odds ratio	Robust S.E.	Odds ratio	Robust S.E.			
リスク期間	1.413	0.071	**	1.098	0.022	**	1.080	0.018	**
リスク期間2乗	0.944	0.007	**	0.983	0.002	**	0.984	0.002	**
出生コホート (基準: 1947年=モデル1/1946年=モデル2・3)									
1947年				1.014	0.068		0.987	0.065	
1948年	0.966	0.185		0.940	0.065		0.873	0.058	*
1949年	1.031	0.185		1.020	0.070		0.898	0.058	†
1950年	1.088	0.193		1.009	0.073		0.869	0.057	*
1951年	1.368	0.239	†	1.010	0.073		0.934	0.060	
1952年	1.368	0.239	†	0.979	0.073		0.904	0.059	
1953年	1.660	0.292	**	0.994	0.079		0.981	0.066	
1954年	1.646	0.292	**	0.921	0.075		0.917	0.062	
従業員数(基準: 30人未満)									
30人~299人	0.846	0.049	**	0.961	0.042		0.918	0.033	*
300~999人	0.949	0.078		0.940	0.065		0.950	0.052	
1000人以上	0.853	0.069	*	0.912	0.064		0.882	0.048	*
官公庁	0.785	0.099	†	1.053	0.110		0.928	0.077	
就業状態(基準: 自営・家族・役員)									
正規の職員・従業員	1.167	0.089	*	0.953	0.063		1.008	0.050	
非正規の職員・重有形員	0.997	0.073		0.922	0.045	†	0.945	0.039	
内職・その他	0.849	0.138		1.114	0.098		1.054	0.082	
労働時間(基準: フルタイム就業)									
パートタイム就業	1.062	0.059		1.154	0.047	**	1.130	0.037	**
職業(基準: 専門・技術)									
管理	1.055	0.141		0.879	0.090		0.942	0.079	
事務	0.843	0.062	*	0.874	0.053	*	0.853	0.041	**
販売	0.787	0.070	**	0.840	0.057	*	0.807	0.045	**
サービス・保安	0.860	0.064	*	0.871	0.049	*	0.867	0.040	**
農林漁業	1.544	0.193	**	1.479	0.128	**	1.518	0.110	**
運輸・通信	0.990	0.305		1.092	0.284		1.011	0.213	
生産工程・労務	0.947	0.077		0.943	0.063		0.933	0.050	
その他	0.979	0.087		0.925	0.059		0.943	0.050	
配偶者(基準: なし)									
あり	1.235	0.081	**	1.096	0.047	*	1.127	0.042	**
配偶者以外の同居者(基準: なし)									
あり	1.157	0.056	**	1.073	0.036	*	1.088	0.030	**
介護(基準: なし)									
あり	1.069	0.067		1.214	0.059	**	1.148	0.045	**
日常生活行動の困難(基準: なし)									
あり	1.092	0.089		1.003	0.053		1.040	0.047	
k6(精神的健康度)	0.984	0.006	**	0.985	0.005	**	0.985	0.004	**
収入の有無(基準: なし)									
あり	1.212	0.158		1.158	0.140		1.223	0.108	*
預貯金の有無(基準: なし)									
あり	0.957	0.051		1.108	0.048	*	1.050	0.036	
住居(基準: 自家でない)									
自家	1.586	0.126	**	1.490	0.087	**	1.533	0.075	**
定数項	0.051	0.013	**	0.120	0.019	**	0.119	0.015	**
パーソン・イヤー	15,213			27,093			42,306		
対象者	6,436			6,554			8,640		

†: p<0.10, \*: p<0.05, \*\*: p<0.01. クラスタースタandard標準誤差.

働く職場として企業の従業員数に注目する。60歳未満の男性では、従業員数が1000人以上の大企業に勤めている男性は、30人未満の小企業に勤めている男性よりも、地域参加のハザード確率は約15% (1-0.847) 低下する。働く企業の規模が大きくなるほど地域参加しにくくなる傾向は60歳以上の男性でも確認できる。モデル2によると、30人未満と比べると、30~299人は10.5%、300~999人は13.8%、1000人以上は19.3%、地域参加しにくくなる。女性における企業規模と地域参加の関係は男性ほど明確なものではない。60歳未満では従業員数が30~299人と1000人以上の企業に勤める女性は地域参加しにくい。60歳以上の女性では企業規模による地域参加の違いは存在しない。

就業状態について男性サンプルの分析結果を見ると、正規の職員・従業員と自営等の間に統計的に有意な差は存在しない(60歳未満でも60歳以上でも同様)。また、60歳以上では、非正規の職員・従業員のほうが、自営等より10%ほど地域参加しやすい。雇用されて働く場合でも、柔軟な働き方であれば比較的地域参加しやすいことを示している。同様のことは労働時間についてもあてはまり、60歳以上男性では、パートタイム就業はフルタイム就業と比べて10%ほど地域参加しやすい。非正規雇用や短時間就業は定年以後の男性が働くことと地域参加を両立させやすい働き方であるといえるだろう<sup>18</sup>。

女性の場合にも、60歳以上でパートタイム就業であると、フルタイム就業よりも地域参加しやすい。10%水準であるが、60歳以上において非正規の職員・従業員のほうが自営等より地域参加しやすい傾向も確認できる。したがって、柔軟な働き方が地域参加と両立しやすいのは男性だけでなく女性にも同様にあてはまる<sup>19</sup>。

職業に関しては専門的・技術的な仕事を基準としている。スピルオーバー仮説にもとづく、専門・技術は仕事の裁量性が高く、労働時間を自己管理しやすいことから、地域参加が比較的しやすい仕事だと考えられるためである。しかし男性の場合はそうした傾向は読み取れない。専門・技術は、管理や販売、サービス・保安、運輸・通信との間に統計的に有意な差がなく、60歳未満において事務よりも地域参加しやすいのみである。他方で、女性の場合は傾向がやや異なり、専門・技術は、事務、販売、サービス・保安の仕事と比べて地域参加しやすい。これは性同一性波及仮説と親和的な結果である。

専門・技術と比べて地域参加しやすい職業は、男性の場合、農林漁業の仕事と生産工程・労務の仕事である。農林漁業は約2倍(60歳未満2.259、60歳以上1.909)、生産工程・労務は1.1~1.2倍程度(60歳未満1.149、60歳以上1.201)、地域参加しやすい。女性の場合も農林漁業は地域参加しやすい仕事である。これらはスピルオーバー仮説の予想とは異なる結果である。農林漁業の仕事は職住近接であり、地域に根ざした仕事であることから地域参

---

<sup>18</sup> 図表4-3-5が示しているように、地域参加の促進のみを考えるならば働かないこと(非労働力状態)が望ましい。しかし、働くことと地域参加の両立を目指す場合、非正規雇用や短時間就労は地域参加を抑制しにくい働き方である。

<sup>19</sup> 女性と男性で異なる点は、60歳未満の女性において、自営等より正規の従業員・職員のほうが地域参加しやすい傾向が見られることである。

加しやすいものと考えられる。生産工程・労務の仕事は仕事の裁量性が高い仕事ではないが、やはり何らかの職業特性が関わっていると考えられる<sup>20</sup>。

## 第5節 結論

本章では、人口構造が大きく変化し、高齢者に労働と社会参加の期待が向けられている状況をふまえ、高齢期の労働が地域参加を抑制するかという点を中高年者縦断調査のデータをもとに検討した。

分析の結果、60歳前に地域参加をする人が若い世代ほど増加しており、とくに男性でその傾向が顕著であった。定年で仕事を退職してから「地域デビュー」をするのではなく、仕事に就いているうちに地域と関わる動きが生まれていることを捉えていると考えられる。

就業者と非就業者を含むサンプルの分析によると、60～70歳の男女では、正規の職員・従業員や非正規の職員・従業員で働くことは、非労働力と比べて地域参加しにくい。55～59歳では雇用と非労働力の間にはこのような差は見られない。つまり、定年後の雇用労働は男女高齢者の地域参加を抑制する傾向がある。就業者に関する分析の結果、60歳以上の男性では中小企業に勤めている人のほうが地域参加の傾向がある。また、60歳以上の男女において、非正規雇用としての就業は自営業等よりも地域参加しやすく（女性は10%水準）、パートタイム就業もフルタイム就業より地域参加する傾向がある。

本章の分析からは、60歳以前における早期の地域参加に加えて、60歳以降の柔軟な働き方が、高齢期において就業と地域活動を両立させる鍵であると考えられる。

今後の課題としては高齢期の働き方の違いを捉えた調査データを研究に活用していくことが挙げられる。高齢者の人事労務管理のあり方は企業ごとに異なるため、その違いを捉えた調査のデータを用いることが望ましい。タスクやスキル、仕事の自律性などの情報を活用することがとくに重要であろう。社会参加に関しても、ボランティア活動やNPOでの就労のような市民活動や、地域における様々な団体への所属と就労との関連を検討し、労働研究と市民社会論や都市・地域研究との接点を作り出していくべきであろう。中高年者縦断調査では働き方や社会参加に関する質問が限定されているので、この課題には別の調査で取り組む必要がある。

居住地域の情報を分析に取り込んで研究を進めることも重要である。中高年者縦断調査のデータでは、第1回調査時の市区町村番号のみが付与されており、第2回調査以降で転居した人に新たな市区町村番号が振り直されていないため、データ分析において地域を考慮することが難しくなっている。

しかし、地域参加には地方部と都市部の間には差があり、内閣府が実施した『令和3年度高齢者の日常生活・地域社会への参加に関する調査』によると、「地域行事（祭りなどの地域

---

<sup>20</sup> スピルオーバー仮説を検討する上で職種は粗い測定であり、適切な解釈をするには心もとない。スキルやタスク、仕事の自律性に関する尺度などを用いることが望ましい。

への催しものの世話等)」に参加した割合は、大都市（東京都 23 区・政令指定都市）が 9.5%、中都市（人口 10 万人以上の市）が 12.4%、小都市（人口 10 万人未満の市）が 17.5%、町村が 12.1%となっている。このように地域参加の状況、さらには高年齢者の就労状況には地域差があると考えられるため、今後の研究において居住地域を考慮に入れた分析が強く求められる。

地域における社会サービス供給に住民が関与することへの期待が政府や行政の側から強まっていることを考えると、地域間の就労状況の違いは、住民の地域参加の違いを通じて、社会サービスの供給量や質的な水準の地域間格差をもたらす可能性がある。高年齢者や女性の労働参加が進む地域では、これまで地域で行われていた住民活動や市民活動が成り立ちにくくなると予想される。社会参加の供給を規定する要因はもちろん就労だけではないが、高年齢者と女性の労働力構成の変化が社会参加におよぼす影響を地域間格差という視点から読み解いていく必要がある。

高年齢者の就労状況の地域差という論点は、高年齢者内の社会階層間格差と結びついている。本章の分析で確認された所得要因は 60 歳以上の男女における収入や預貯金の有無であるが、具体的な金額を用いて分析することが望ましい。社会経済的資源と地域参加の関係はより精緻に検討していくべきであろう<sup>21</sup>。その際にあわせて考えるべきなのは、高年齢者の就労をめぐる政策言説やメディア報道では、日本の高年齢者の労働意欲の高さや、意欲のある高年齢者の地域における活躍など、「意欲」や「生きがい」などの言葉が用いられる傾向があることである。しかし、多くの高年齢者の働く理由の第一位が収入のためであることをしっかり認識すべきである<sup>22</sup>。高い意欲や自己実現的な動機にもとづいて就業や社会参加ができる高年齢者はたしかに存在するだろうが、そうした機会から排除され、生活のために長く働かざるを得ない人がどの程度おり、そうした人々がどのようなキャリアを歩み、現在いかなる生活をしている人々であるのかを明らかにし、企業や労働行政がそうした高年齢者に何をすべきなのかということを考えていく必要がある<sup>23</sup>。

---

<sup>21</sup> アクティブ・エイジングに対抗して、社会保障の欠如と低収入が組み合わさった状態を意味する「プレカリアス・エイジング (Precarious Aging)」という概念が提起されている (Portacolone 2013; 片桐 2017)。ボランティア供給が社会階層の影響を受けるかということは格差・不平等論や市民社会論の重要な論点の 1 つである (豊島 2000; 仁平 2011; 三谷 2016)。

<sup>22</sup> 『令和 2 年版高齢社会白書』によると、男性では 60~74 歳、女性では 60~64 歳および 75 歳以上において、仕事をしている理由で最も高い割合を占めるのは「収入がほしいから」である。「仕事そのものが面白いから、自分の知識・能力を生かせるから」という回答が最も多いのは 75 歳以上の男性のみである (内閣府 2022)。

<sup>23</sup> 個人の自己実現や意欲を強調しながら労働市場や地域社会への〈参加〉へ動員されていくメカニズムについても批判的に捉えていく必要がある (渋谷 2003)。

## 参考文献

- Allison, Paul (2014) *Event History and Survival Analysis 2nd Edition*, London, Thousand Oaks and New Dehli: Sage Publications. (福田亘孝訳 (2021) 『イベントヒストリー分析』 共立出版.)
- Burr, Jeffrey A., Jan E Mutchler and Francis G Caro (2007) "Productive Activity Clusters among middle-aged and older adults: Intersecting Forms and Time Commitments," *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 62(4), 267-275,  
<https://doi.org/10.1093/geronb/62.4.s267>.
- 伊達平和 (2018) 「過去の職業経歴が高齢期のボランティア参加に与える影響—性差に着目した分析」『フォーラム現代社会学』 17, pp.19-32,  
[https://www.jstage.jst.go.jp/article/ksr/17/0/17\\_19/pdf/-char/ja](https://www.jstage.jst.go.jp/article/ksr/17/0/17_19/pdf/-char/ja).
- 広井良典 (2014) 『コミュニティを問いなおす—つながり・都市・日本社会の未来』 ちくま新書.
- 片桐恵子 (2012) 『退職シニアと社会参加』 東京大学出版会.
- 片桐恵子 (2017) 『「サードエイジ」をどう生きるか—シニアと拓く高齢先端社会』 東京大学出版会.
- 河合克義 (2009) 『大都市のひとり暮らし高齢者と社会的孤立』 法律文化社.
- Lancee, Bram and Jonas Radl (2012) "Social Connectedness and the Transition from Work to Retirement," *The Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 67(4): 481-490,  
<https://doi.org/10.1093/geronb/gbs049>.
- 前田信彦 (2006) 『アクティブ・エイジングの社会学—高齢者・仕事・ネットワーク』 ミネルヴァ書房.
- 馬欣欣 (2012) 「高年齢者が社会活動に参加する決定要因—ボランティア供給を中心に」 労働政策研究・研修機構編『労働政策研究報告書 No.142 高齢者の社会貢献活動に関する研究—定量的分析と定性的分析から』 労働政策研究・研修機構, pp.39-72,  
[https://www.jil.go.jp/institute/reports/2012/documents/0142\\_01.pdf](https://www.jil.go.jp/institute/reports/2012/documents/0142_01.pdf).
- 三谷はるよ (2016) 『ボランティアを生み出すもの—利他の計量社会学』 有斐閣.
- 永富聡・石田祐・小藪明生・稲葉陽二 (2011) 「地縁的な活動の参加促進要因—個票データを用いた定量分析」『*The Nonprofit Review*』 11(1), pp.11-20,  
[https://www.jstage.jst.go.jp/article/janpora/11/1/11\\_1\\_11/pdf/-char/ja](https://www.jstage.jst.go.jp/article/janpora/11/1/11_1_11/pdf/-char/ja).
- 内閣府 (2007) 『平成 19 年版国民生活白書』,  
[https://warp.da.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/9990748/www5.cao.go.jp/seikatsu/whitepaper/h19/10\\_pdf/01\\_honpen/index.html](https://warp.da.ndl.go.jp/info:ndljp/pid/9990748/www5.cao.go.jp/seikatsu/whitepaper/h19/10_pdf/01_honpen/index.html).

内閣府 (2022) 『令和 2 年版高齢社会白書』,

[https://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2020/zenbun/02pdf\\_index.html](https://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2020/zenbun/02pdf_index.html).

荻野亮吾 (2022) 『地域社会のつくり方—社会関係資本の醸成に向けた教育学からのアプローチ』 勁草書房.

仁平典宏 (2011) 「階層化／保守化のなかの『参加型市民社会』—ネオリベリズムとの関係をめぐって」 斉藤友里子・三隅一人編『現代の階層社会 3 流動化のなかの社会意識』 東京大学出版会, pp.309-323.

小野晶子 (2012) 「高齢者の社会貢献活動—分析のフレームワークと要旨」 労働政策研究・研修機構, 『労働政策研究報告書 No.142 高齢者の社会貢献活動に関する研究—定量的分析と定性的分析から』 労働政策研究・研修機構, pp.1-22,

[https://www.jil.go.jp/institute/reports/2012/documents/0142\\_01.pdf](https://www.jil.go.jp/institute/reports/2012/documents/0142_01.pdf).

Portacolone, Elena (2013) "The Notion of Precarious among older adults living alone in the U.S.," *Journal of Aging Studies*, 27: 166-174,

<https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/23561282>.

渋谷望 (2003) 『魂の労働—リベリズムの権力論』 青土社.

生涯現役社会の実現に向けた就労のあり方に関する検討会 (2013) 『生涯現役社会の実現に向けた就労のあり方に関する検討会報告書』,

<https://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r98520000034ttj-att/2r98520000034ty2.pdf>.

玉野和志 (2007) 「コミュニティからパートナーシップへ—地方分権改革とコミュニティ政策の転換」 羽貝正美編『自治と参加・協働—ローカル・ガバナンスの再構築』 学芸出版社, pp.32-48.

豊島慎一郎 (2000) 「市民活動」 高坂健次編『日本の階層システム 6 階層社会から新しい市民社会へ』 東京大学出版会, pp.151-178.

東京大学高齢社会総合研究機構編 (2013) 『東大がつくった確かな未来視点を持つための高齢社会の教科書』 ベネッセコーポレーション.

浦坂純子 (2012) 「高齢者の就業と社会貢献活動—移行パターンに見る代替・補完関係」 労働政策研究・研修機構『労働政策研究報告書 No.142 高齢者の社会貢献活動に関する研究—定量的分析と定性的分析から』 労働政策研究・研修機構, pp.103-124,

[https://www.jil.go.jp/institute/reports/2012/documents/0142\\_01.pdf](https://www.jil.go.jp/institute/reports/2012/documents/0142_01.pdf).

Wilensky, Harold L. (1961) "Orderly Careers and Social Participation: The Impact of Work History on Social Integration in the Middle Mass," *American Sociological Review*, 26(4): 521-539,

<https://doi.org/10.2307/2090251>.

Wilson, John and Marc A. Musick (1997) "Work and Volunteering: The Long Arm of the Job," *Social Forces*, 76(1): 251-272,

<https://doi.org/10.2307/2580325>.

Wilson, John and Marc Musick (2003) "Doing Well by Doing Good: Volunteering and Occupational Achievement among American Women," *The Sociological Quarterly*, 44(3): 433-450,

<http://www.jstor.org/stable/4120714>.

---

JILPT 資料シリーズ No.277

高年齢者の多様な就業と生活 ―中高年者縦断調査を用いた二次分析―

発行年月日 2024年3月29日

編集・発行 独立行政法人 労働政策研究・研修機構

〒177-8502 東京都練馬区上石神井4-8-23

(照会先) 研究調整部研究調整課 TEL:03-5991-5104