

社会保障研究

第9巻
第3号
2024年

変化する時代における繰り返し横断面調査
..... 泉田 信行

特集：ライフコースにおける社会的リ
スクの実証分析：2022年「生活
と支え合いに関する調査」から

- 子ども食堂はどのような人が認知し利用しているのか？
—保護者の属性と社会的サポートに着目して—
..... 佐々木織恵
 - 世帯の滞納行動パターンとその規定要因
..... 河西 奈緒
 - 生活実態を測る
—欠測（欠損）理由の要因分析と生活費用の
担い手の可能性—
..... 西村 幸満
 - 高齢社会における多世代同居の現代的諸相
—高齢者のウェルビーイングに着目して—
..... 斉藤 知洋
 - 男性家族介護者を取りまく諸相
—支え合い調査に基づく知見の再検討—
..... 毛塚 和宏
 - 深夜・夜間における就労の関連要因の分析
—非典型時間帯労働の背後にある潜在的社会保障
給付ニーズの探求に向けた予備的分析—
..... 泉田 信行
-

巻頭言

変化する時代における繰り返し横断面調査

5年という月日は誰にとっても一定の実質を持つ時の流れであると思われるが、過ぎてみれば早いものである。前回の「生活と支え合いに関する調査」の調査結果公表から5年が経過し、2022年実施の第3回(今回)調査の結果公表が2023年度中に完了した。前回調査後も本誌にて特集が組まれているが(第14号参照)、今回も2022年調査分を中心とした分析による特集が組まれている。

研究者の関心が前に出る特集論文では後景に退いてしまう同調査の特質について幾つか説明したい。14号の巻頭言において「生活と支え合いに関する調査」は2007年に実施された「社会保障実態調査」を前身として、5年に1度全国300調査区の世帯(約15,000世帯)とその世帯員(2017年度は18歳以上の者)に対して実施される、いわゆる横断面調査である公的統計調査である。調査項目には物質の消費、家族内ケア関係の状況、社会的な関係性にかかる調査項目があり、個人の生活について一定の情報が得られる設計である。」と書いた〔泉田(2019)〕。この点は変わらない。

変化があった点として最も大きいものは、調査への回答方法として、これまでの紙媒体調査票に自記式で記入し、調査員が回収する方式に加えて、紙媒体調査票を郵送で返送する方式と政府統計オンラインを通じたオンライン回答の方法が加わったことである。同じ調査項目であっても紙媒体とオンライン回答では異なる回答になる可能性も指摘されるが、オンライン調査票の設計を紙媒体の調査票に近づける、誘導的な設計を行わず設問間で不整合な回答もあえて許容する、こと等により両者の同質性を担保することを試みた。しかしながら、オンライン回答を選択した回答者の割合は世帯票で14.6%、個人票で11.7%と振るわなかった〔国立社会保障・人口問題研究所(2023)〕。

また、2022年調査の調査票配布～回収時期は新型コロナウイルス感染症流行の第7波に当たる時期に直面していた。上述のとおりオンライン回答を導入したがそれでも回答率には甚大な影響が出てしまい、有効回収率は世帯票で50.7%、個人票で58.5%となってしまった。

オンライン調査導入と回収率向上はそれぞれ本調査が取り組むべき課題として研究者から指摘されていたが〔阿部他(2019)〕、それぞれ実質化や引き続き改善が求められる課題として、その他の調査実施上の課題と合わせて、次の5年間に解決に取り組んでいく。

さて、そもそも、特定の個人を継続的に追跡して同時点で調査を行うパネル調査が幾つも行われているなかで、公的統計としての「生活と支え合いに関する調査」を繰り返し横断面調査(Repeated Cross-sectional Survey; RCS)として実施する意義は見いだせるであろうか。RCSの最も重要な特性

は調査時点における母集団である国民一般の状況を代表性のあるサンプルとして把握できることである。そもそも高齢化と人口減少のトレンドがあるなかで、リーマンショック、東日本大震災、熊本地震、幾多の水害、そして新型コロナウイルス感染症の蔓延を日本は経験してきた。それぞれの生活困難に直面してそれぞれの支援ニーズを抱える多様な個人が存在した。今後も、多様な生活困難を乗り越えるための多様な支援ニーズは発生するであろう。そうしたタイミングごとの多様なニーズの存在 (prevalence) を把握するためには、調査開始時点で将来の調査対象者を固定するパネル調査よりも各回で代表的サンプルを抽出するRCSの方が適した調査法であろう。もちろん、一般国民に対する調査であるため、特定の支援ニーズが相対化された調査結果となるが、Causalityを追求できるパネルデータとは異なる、変化する時代に意義ある役割をRCSは持ち得るであろう。

ところで、政策の(1)存在理由・目的、(2)とるべき政策手段、(3)実行方法のうち、EBPMが解決できるかも知れないのは(2)、(3)だけかも知れないとする指摘がある〔成田(2022)〕。しかし、調査時点の多様なニーズを把握するRCSを用いれば、もしかしたら(1)の存在理由・目的の大元の部分を根拠付けることも可能かも知れない。もちろん、単独の調査結果や個別の研究論文で政策は決まらないし、「何といても正確な「事実知識」を集めること」が重要であることや、得られた結果は偏りなく正確に報告する必要があることは言うまでもない〔山田(1967)〕。

ここまでお読みいただいた公的統計としての調査の特質をふまえつつ、以下の特集論文の各論文を熟読玩味していただくことで、より高次の政策研究を思索する機会になれば幸いである。

参考文献

- 阿部彩・武川正吾・西村幸満・宮本太郎・泉田信行(2019)「座談会：政策、研究、「生活と支え合いに関する調査」に期待される役割」、『社会保障研究』, Vol.4, No.3, pp.344-355。
泉田信行(2019)「生活を知る」、『社会保障研究』, Vol.4, No.3, pp.260-261。
国立社会保障・人口問題研究所(2023)『2022年社会保障・人口問題基本調査 生活と支え合いに関する調査報告書』, p.2。
成田悠輔(2022)「第4章 EBPMに死を」, 大竹文雄・内山融・小林庸平編著『EBPM エビデンスに基づく政策形成の導入と実践』, 日本経済新聞出版, pp.91-107。
山田雄三(1967)「巻頭言 行政と研究」、『季刊社会保障研究』, Vol.3, No.1, p.1。

泉田信行

(いずみだ・のぶゆき 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部長)

社会保障研究 第9巻第3号 (2024年) 目次

巻頭言

変化する時代における繰り返し横断面調査 泉田 信行 272

特集：ライフコースにおける社会的リスクの実証分析：2022年「生活と支え合いに関する調査」から
子ども食堂はどのような人が認知し利用しているのか？

—保護者の属性と社会的サポートに着目して— 佐々木織恵 274

世帯の滞納行動パターンとその規定要因 河西 奈緒 289

生活実態を測る—欠測（欠損）理由の要因分析と生活費用の担い手の可能性— 西村 幸満 301

高齢社会における多世代同居の現代的諸相

—高齢者のウェルビーイングに着目して— 齊藤 知洋 316

男性家族介護者を取りまく諸相—支え合い調査に基づく知見の再検討— 毛塚 和宏 331

深夜・夜間における就労の関連要因の分析

—非典型時間帯労働の背後にある潜在的社会保障給付ニーズの探求に向けた予備的分析—
泉田 信行 343

社会保障と法

(社会保障と法政策)

年金の給付水準をめぐる法政策 島村 暁代 361

(社会保障判例研究)

特例水準の解消に伴う年金減額改定を定めた法律の憲法適合性 島村 暁代 367

動向

令和4（2022）年度社会保障費用統計

—概要と解説— 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障費用統計プロジェクト 375

情報

「将来世代の公的年金資産形成の実態把握とその背景にある就業・家族形成行動
との関連の分析」について

佐藤 格 389

書評

石田光男 著『仕事と賃金のルール「働き方改革」の社会的会話に向けて』
(法律文化社, 2023年)

西村 幸満 393

新刊紹介

石田浩・石田賢示 編

『格差社会のセカンドチャンスを探して——東大社研パネル調査にみる人生挽回の可能性』
(勁草書房, 2024年)

齊藤 知洋 395

特集：ライフコースにおける社会的リスクの実証分析：2022年「生活と支え合いに関する調査」から

子ども食堂はどのような人が認知し利用しているのか？ —保護者の属性と社会的サポートに着目して—

佐々木 織恵*

抄 録

近年、子ども食堂の数や利用者は増え続け、その社会的包摂の機能に関心が高まっている。子ども食堂の認知や利用への影響要因に関するこれまでの研究では、保護者の有する社会的サポートとの関連は十分に検討されてこなかった。そこで、本稿では、「第3回生活と支え合いに関する調査」の個票データを利用し、個人の属性に加えて、どのような社会的サポートの状況にある個人が子ども食堂を認知し、利用しているのかを検討した。

分析の結果、若い人、男性、子どもの年齢が小さい親、ひとり親、低所得者層を中心に子ども食堂の存在を広報していく必要性が示唆された。また低所得層や愚痴をこぼせる人がいない人にとって子ども食堂は利用されやすい反面、介護や看病で頼れる人がいない人、悩みを相談できる人がいない人にとっては、子ども食堂は利用されにくい可能性を示した。

キーワード：子ども食堂、社会的サポート、第3回生活と支え合いに関する調査

社会保障研究 2024, vol.9, no.3, pp.274-288.

I 問題の所在

子ども食堂とは、子どもが一人でも行ける無料または低額の食堂である。NPO法人全国子ども食堂支援センター・むすびえによると、その数は急速に増え続け、2016年時点では全国で約300カ所であったのが、2023年度調査時点ではその数は9100カ所を超えている。都道府県の小学校区のうち、子ども食堂が「ある」小学校区の比率を示した「充足率（校区実施率）」も2023年度には初めて30%を超え、子ども食堂の延べ利用人数（推計

は1,584万人に上る〔認定NPO法人全国子ども食堂支援センター・むすびえ（2023a）〕。

子ども食堂は、経済的貧困への対応、地域と子ども・保護者のつながり、さまざまな学びへの支援の役割を担う¹⁾。子どもの貧困対策や健康状態の改善は子ども食堂に期待される重要な役割であるが、同時に子ども食堂は共働き世帯などで子育ての余裕がない保護者の支援や保護者間の交流、遊びや体験を通して多様な学びの機会を提供する子どもの居場所としての機能も担っている。金銭的・物的な資源の不足をきっかけに社会における仕組みから脱落し、人間関係が希薄になり、社

* 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部 主任研究官

¹⁾ 下記のHPを参照。https://www.nippon-foundation.or.jp/journal/2023/85202/childcare（2024年9月14日最終確認）

会の周辺に押しやられる事態としての「社会的排除」の概念に着目すると、子ども食堂の取り組みは、それに對置される「社会的包摂」の実践例といえる〔柏木（2019）〕。

令和5（2023）年12月に、こども家庭審議会から出された答申を受けて策定された「こどもの居場所づくりに関する指針」〔こども家庭庁（2023）〕の中でも、子ども食堂についての言及が見られる。その中で、地域コミュニティや民間団体の自主性を尊重しつつ、行政は広報等の後方支援や特別なニーズのある子どもへの支援を行うなど、官民が連携・共同して取り組むことが必要であるとの認識が示されている。本稿では保護者に対する調査項目から、どのような保護者が子ども食堂を認知し、利用しているのかについて把握を試みる。基本的には民間に委ねられている子ども食堂の取り組みであるが、子ども食堂の認知や利用を促進するための行政支援の在り方を検討する一助となれば幸いである。

後述の通り、子ども食堂の認知や利用への影響要因を調査した研究はこれまでさまざまに行われてきているが、保護者の有する社会的サポートとの関連を明らかにする研究はこれまで行われていない。社会的サポートは、社会的排除、とりわけ社会的孤立の状況を説明する一つの側面である〔阿部（2014）〕。本研究は、そもそもどのような社会的サポートの状況にある個人が子ども食堂を認知し、利用しているのかを明らかにすることを目的とする。

II 先行研究

1 子ども食堂の類型と、保護者の居場所としての機能

子ども食堂には、貧困対策などターゲットを限定して個別対応を指向するケア付き食堂と、ターゲットを限定せずコミュニティづくりを指向する共生食堂の類型が見られる〔湯浅（2017: 77）〕。利用者にはこうした違いが分かりにくく、運営者と利用者の思い違いを避けるため、利用者に応じて活動を発展させることで、子ども食堂の運営者

と利用者のミスマッチを緩和する必要性が指摘されている〔中野（2021）〕。

貧困対策という面では、日本の子どもの7人にひとりが相対的貧困状態にあるという現実の中で、和田（2016）は、子どもの貧困そのものを解決するのは難しいが、子ども食堂は社会的孤立（関係の貧困）に対する市民社会における自主的、創造的な対応として評価されると述べる。生活困窮世帯は地域で他者からケアを受けたり、居場所を見つけることが困難になりやすいため、子ども食堂は健康や生活管理、社会とのつながりの回復や維持へ資する取り組みとして期待される〔松村（2019）〕。一方で、「子ども食堂に行く子どもは貧困家庭の子どもである」というスティグマにより、利用者が集まりにくくなり、かえって貧困層に支援が届かなくなるという課題も指摘されている〔大久保（2023）〕。

コミュニティづくりといった面では、保護者にとっても育児状況の改善やつながりの促進といった効果があることが指摘されている〔町田他（2018）〕。就労している親、ひとり親、低所得、孤食を利用の条件とする食堂もあるが、8割近くの子どもの食堂が保護者の利用に対しては要件を設定しておらず、未就学児と小学生の保護者の利用も多い〔田中（2019）〕。社会の変容に伴って家族の団欒や家庭の機能が変化の中で、子ども食堂はその隙間を埋めるような団欒（人との交流や、それによる温かさ）の場となっている〔中野（2021）〕。子ども食堂は「地域のつながりを生み出そうとする、住民の、住民による、住民のための住民自治活動」であり、子どもだけでなく地域住民が多世代で交流できる居場所として、地域コミュニティづくりに資することも期待される〔湯浅（2024）〕。

2 子ども食堂の認知と利用にかかわる研究と、保護者の社会的サポートへの着目

むすびえの2023年度調査では女性の方が男性より子ども食堂を認知していることや、男性は年齢を追うごとに子ども食堂の認知が進むのに対し、女性は30歳以上であれば70歳代までどの年代でも

9割以上が子ども食堂を認知していることが明らかになっている〔認定NPO法人全国子ども食堂支援センター・むすびえ (2023b)〕。また黒谷他 (2019) では、ひとり親より二人親の方が、また低所得者より中高所得者の方が子ども食堂を認知していることが明らかにされている。

江原 (2023) は、ひろしま子ども夢財団から補助金を受給した子ども食堂を対象に、子ども食堂の利用者数との関連要因を明らかにしており、低所得世帯の割合が高い市や区において子ども食堂利用者数が多く、ひとり親世帯に属する子どもの割合が多い市や区では子ども食堂の利用者が少ない傾向を明らかにしている。黒谷他 (2019) は、価格が安いという理由で、低所得世帯とひとり親世帯では利用希望者が過半数である一方、中高所得世帯とひとり親世帯父親では過半数が利用を希望していない実態を明らかにしている。

ほかに、利用者特性として、未就学児～中学生が多いこと〔農林水産省 (2018)〕、母親は30～40代が多いこと等〔藤枝 (2021)〕が指摘されている。また、利用のきっかけとしては、社会福祉協議会やチラシ、立て看板よりも知り合いからの紹介が多いこと〔藤枝 (2021)〕、特にひとり親世帯の母親において、知人・友人、学校や地域から近隣の子どもの食堂の情報が提供されること〔黒谷他 (2019)〕が明らかとなっており、利用者がすでに持っているサポート・ネットワークを通して利用に至るケースが多いことが推察される。

子どもの保護者の有する社会的サポートは保護者の生活の質に影響し、それが子どもの生活の質に影響すると考えられる。例えば、ユニセフの子どものウェルビーイング指標には、「保護者が子育てに関し、誰からサポートを受けられるか」という項目に加えて、一般的な社会状況を問う指標として、「困ったときに頼れる人がいる人の割合」も設けられている〔Gromada (2020)〕。子ども食堂の認知と利用の実態に関するこれまでの先行研究では、保護者の属性に着目した研究が多いが、本稿では社会的孤立を説明する一側面として、保護者が有する社会的サポートに着目し、子ども食堂の認知と利用との関係について分析を行う。

Ⅲ 方法

1 データ

本稿では、「第3回生活と支え合いに関する調査」のデータを用い、課室内利用での集計分析において作成された集計表等を活用する。「第3回生活と支え合いに関する調査」は年金、医療、介護などの社会保障制度の喫緊の課題のみならず、その長期的なあり方と、社会保障制度の利用と密接にかかわる個人の社会参加のあり方を検討するための基礎的資料を得ることを目的として2022年に実施された全国調査である〔国立社会保障・人口問題研究所 (2023)〕。

調査対象は、厚生労働省が実施する『令和4年国民生活基礎調査』で全国を対象に設定された調査地区 (5,530地区) 内から無作為に選ばれた調査地区 (300地区) 内に居住する世帯主及び18歳以上の個人であり、2022年7月1日現在の世帯の状況及び個人の状況について調査された。調査方法は従来の紙に印刷された調査票に回答する方法に加えて、インターネットで回答する方法を導入した。インターネットでの回答は、政府の統計調査にインターネットを使ってオンラインで回答できるように開発された汎用システムである「政府統計調査オンライン総合窓口」で行うこととし、本調査専用のID等を調査票に貼付した。紙に印刷された調査票については自計回答、密封回収方式であり、調査員による回収と郵送での回収が行われた。〔国立社会保障・人口問題研究所 (2023)〕

その結果、世帯票の配布数 (世帯票の調査客対数) 16,719票に対して、回収票数は8,514票、有効票数は8,473票であった (回収率50.9%、有効回収率50.7%)。また対象世帯の18歳以上の個人に配布した個人票の配布数 (個人票の調査客対数) 27,233票に対して、回収票数は16,163票であった (回収率59.4%)。ただし、回収票のうち重要な情報が抜けている234票は無効票として調査対象から除外したため、有効票数は15,929票、有効回収率は58.5%である。〔国立社会保障・人口問題研究所 (2023)〕

なお、本稿では保護者に着目していることから、18歳未満の子どもがいる者に対象を限定して分析している。回答者のうち、18歳未満の子どもがいる者は2856人で、全体の17.9%であった。

「生活と支え合いに関する調査」は物質的側面に加えて社会関係的側面に関する相対的剥奪の状況をたずねている。また第3回の調査でははじめ子ども食堂の認知と利用に関する設問が加えられ、本研究の分析に適したデータと言える。本稿の分析には「第3回生活と支え合いに関する調査」の世帯票と個人票をマージしたデータを用いる。

2 分析に使用する変数

(1) 被説明変数

被説明変数は、子ども食堂の認知状況と利用状況である。個人票では18歳未満の子どもがいる個人に、「子ども食堂・地域食堂²⁾を知っていますか」と尋ねている。この設問で「地域にあることを知っている」「テレビなどでみて知っている」を子ども食堂の認知有りとして1の値を、「知らない」と回答した場合に子ども食堂の認知無しとして0の値をとる二値変数を作成した。個人票ではさらに上記の設問の付問で、認知有りの回答者に、子ども食堂の利用の有無を尋ねている。この設問で「ある」と回答した場合に子ども食堂の利用有りとして1の値を、「ない」「必要ない」と回答した場合に子ども食堂の利用無しとして0の値をとる二値変数を作成した。

(2) 説明変数

説明変数として、社会的サポートの状況を設定する。社会的サポートは、道具的サポートと情緒的サポートに分類される〔阿部 (2014)〕。道具的サポートとは困ったときに頼りにできる人(病気の時、一人ではできない身の周りの仕事、金銭の

貸し借りなど)、情緒的サポートとは悩み事の相談にのってくれる人や寂しい時の話し相手を意味する〔阿部 (2014)〕。大日・菅野 (2016) はサポート・ネットワークの測定項目を、「相談」(問題を抱えて、落ち込んだり、混乱したとき)、「経済」(急いでお金(30万円程度)を借りなければならぬとき)、「人手」(自分や家族の誰かが病気や事故で、どうしても人手が必要とき)に分類しており、「相談」は情緒的サポート、「経済」と「人手」は道具的サポートと解釈できる。

個人票には「頼れる人の有無」を問う項目として、「子供の世話や看病」、「(子ども以外の)介護や看病」、「重要な事柄の相談」、「愚痴を聞いてくれること」、「悩みを聞いてくれること」、「喜びや悲しみを分かち合うこと」、「いざという時のお金の援助」、「日頃のちょっとしたことの手助け」、「家を借りる時の保証人を頼むこと」の9項目が設定されており、これらの項目は、上記の先行研究で言及される、道具的サポートと情緒的サポートの項目を網羅しているため、これらの項目をすべて用いて分析を行った。各項目における回答で「いる」場合に1の値、「いない」または「そのことでは人に頼らない」場合に、これらのサポートがないと定義し、0の値をとる二値変数を作成した³⁾。

(3) 統制変数

更にこれまでの先行研究で子ども食堂の認知や利用にかかわる要因として指摘されている、回答者の年齢、性別(女性=1, 男性=0)、末子の年齢(乳児【ref】、幼児・小学生、中学生以上)、世帯タイプ(ひとり親世帯=1, 二親世帯=0)⁴⁾、世帯所得⁵⁾(年収400万円以下=1, それ以上=0)の影響も検討した。また、親の最終学歴(小・中学校卒、高等学校卒【ref】、短大・高専卒、大学・大学院卒、

²⁾ 地域食堂は、子どものみでなく地域の多様な参加者を想定しており、子ども食堂より広い概念であるが、本稿では保護者に対象を絞って分析していることから、この設問を「子ども食堂の認知と利用を示す設問」ととらえる。

³⁾ 阿部 (2022) による定義、「そのことでは人に頼らない」の回答については、「サポートの欠如」ととらえるべきか判断が分かれるところではあるが、ここでは貧困研究における適応的選択形成(欲しいものが入手できないと分かった時に、それ自体を欲しいと思わないように自分の嗜好を再形成すること)を踏まえ、「欠如」と解釈する」に従った。

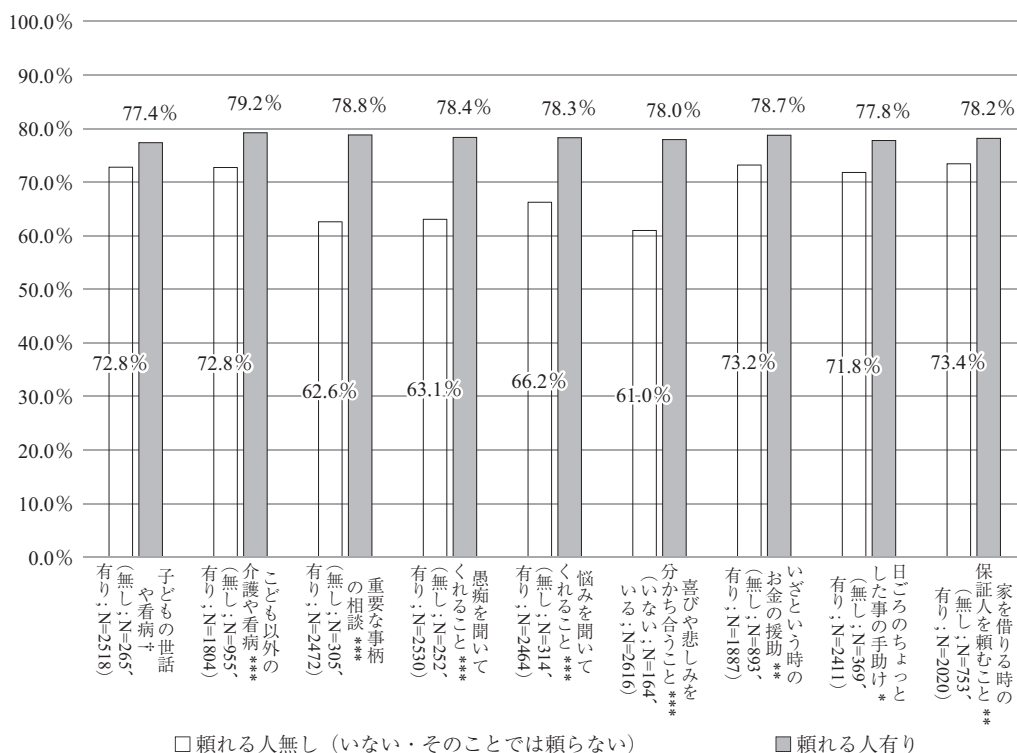
その他卒)と地域ブロック(北海道, 東北, 関東【ref】, 北陸, 東海(中部), 近畿, 中国, 四国, 九州, 沖縄)に関する変数も用い, これらを考慮したうえで説明変数が被説明変数に影響しているのかを検討する。

次節では, これらの変数を用いて, クロス集計及び二項ロジスティック回帰分析を行い, 子ども食堂の認知と利用それぞれに対する, 18歳未満の子どもがいる個人が有する社会的サポートの影響を検討していく。

Ⅳ 結果

1 子ども食堂の認知・利用と頼れる人の有無の関係

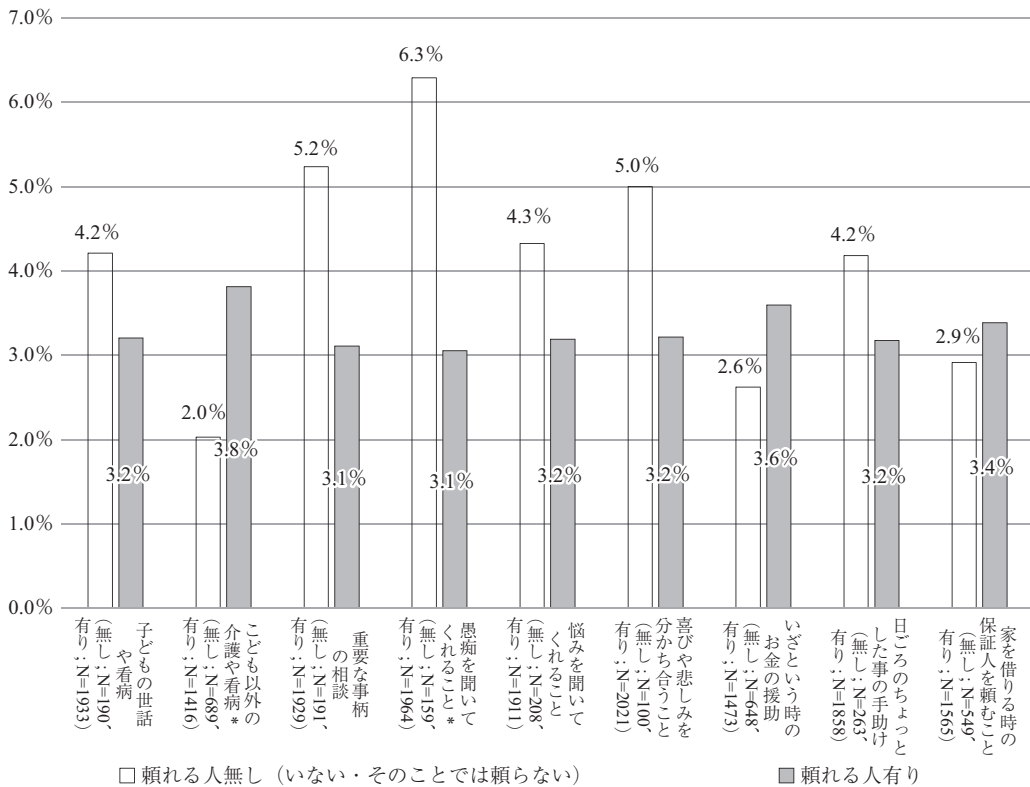
はじめに, クロス集計により, 頼れる人の有無と子ども食堂の認知との関係, そして頼れる人の有無と子ども食堂の利用との関係を確認する。図表1は頼れる人の項目別, 有無別に, 子ども食堂を認知していると回答した者の割合を示している。



注 : ***p<.001, **p<.01, *p<.05, †p<.10 (Pearsonのカイ2乗の結果を示している。)
出所 : 「第3回 生活と支え合いに関する調査」を用いて別途実施した課室内利用での集計分析結果。

図表1 頼れる人の項目別有無別子ども食堂認知有りの者の割合

⁴⁾ 18歳未満の子どものいる世帯のうち, 「二人親世帯(二世帯)」, 「二人親世帯(三世帯)」の場合に0の値を, 「ひとり親世帯(二世帯)」, 「ひとり親世帯(三世帯)」の場合に1の値を取る合成変数を作成し, 上記の世帯タイプに分類できない世帯は分析から除いている。
⁵⁾ 国民生活基礎調査の所得(2022(令和4)年1月1日から12月31日までの1年間の所得)金額の中央値(所得を低いものから高いものへと順に並べて2等分する境界値)である405万円を参考に定義した。なお, 黒谷他(2019)でも世帯年収400万円未満の世帯を低所得世帯と定義している。



注：***p<.001, **p<.01, *p<.05, †p<.10 (Pearsonのカイ2乗の結果を示している。)

出所：「第3回 生活と支え合いに関する調査」を用いて別途実施した課室内利用での集計分析結果。

図表2 頼れる人の項目別有無別子ども食堂利用有りの者の割合

図表1から、すべての項目において、頼れる人有りの方が頼れる人無しの人より、子ども食堂を認知している割合は高く、カイ二乗検定から、その差は統計的に有意であることが読み取れる。すなわち、本稿で扱ったすべての項目において、頼れる人がある人は、頼れる人がいない人やそのことでは人に頼らないと考える人より、子ども食堂・地域食堂を認知する傾向があることが分かる。このことは、子ども食堂の認知において、社会的サポートの有無が影響している可能性を示すものである。

図表2は頼れる人の項目別、有無別に、子ども食堂を利用したことがあると回答した者の割合を示している。図表2から、頼れる人の有無と子ども

食堂の利用の関係は項目ごとに異なることが分かる。カイ二乗検定から統計的に有意な差が見られた項目は、「子ども以外の介護や看病」及び「愚痴を聞いてくれること」のみであった。ここから、子ども以外の介護や看病について頼れる人がいない人・そのことでは頼らない人は、頼れる人がいる人より子ども食堂を利用しない傾向、愚痴について頼れる人がいない人・そのことでは頼らない人の方が、頼れる人がいる人より子ども食堂を利用する傾向があると考えられる。

2 子ども食堂の認知への影響要因

次に子ども食堂の認知への影響要因を見ていく。図表3は使用する変数の記述統計量、図表4は

図表3 使用する変数の記述統計量（子ども食堂の認知）

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
N = 2430				
子ども食堂・地域食堂認知の有無 (知っている=1, 知らない=0)	0.772	0.420	0	1
年齢	42.786	7.462	23	76
性別 (男性=1, 女性=0)	0.486	0.500	0	1
末子の年齢				
乳児 (0-2歳)	0.207	0.406	0	1
幼児・小学生 (3-12歳)	0.522	0.500	0	1
中学生以上 (13~17歳)	0.271	0.444	0	1
ひとり親か否か (ひとり親=1, 二人親=0)	0.058	0.233	0	1
世帯所得 (400万円以下=1, それ以上=0)	0.243	0.429	0	1
最終学歴				
小学校・中学校卒	0.041	0.198	0	1
高等学校卒	0.250	0.433	0	1
短大・高専卒	0.130	0.336	0	1
大学・大学院卒	0.411	0.492	0	1
その他卒	0.168	0.374	0	1
地域ブロック				
北海道	0.018	0.133	0	1
東北	0.059	0.235	0	1
関東	0.410	0.492	0	1
北陸	0.058	0.233	0	1
東海 (中部)	0.092	0.289	0	1
近畿	0.144	0.351	0	1
中国	0.051	0.221	0	1
四国	0.033	0.178	0	1
九州	0.128	0.334	0	1
沖縄	0.007	0.083	0	1
頼れる人				
子どもの世話や看病 (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)	0.910	0.286	0	1
子ども以外の介護や看病 (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)	0.658	0.474	0	1
重要な事柄の相談 (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)	0.895	0.307	0	1
愚痴を聞いてくれること (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)	0.910	0.286	0	1
悩みを聞いてくれること (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)	0.887	0.317	0	1
喜びや悲しみを分かち合うこと (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)	0.943	0.231	0	1
いざという時のお金の援助 (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)	0.681	0.466	0	1
日頃のちょっとしたことの手助け (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)	0.874	0.332	0	1
家を借りるときの保証人を頼むこと (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)	0.734	0.442	0	1

出所：「第3回 生活と支え合いに関する調査」を用いて実施した課室内利用での集計分析結果。

図表4 ロジスティック回帰分析の結果（子ども食堂の認知）

	モデル1		モデル2	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
年齢	0.040	(0.009) ***	0.046	(0.010) ***
性別（男性=1, 女性=0）	-1.143	(0.113) ***	-1.080	(0.116) ***
末子の年齢（ref：乳児_0-2歳）				
幼児・小学生（3-12歳）	0.296	(0.143) *	0.331	(0.145) *
中学生以上（13~17歳）	0.452	(0.203) *	0.449	(0.207) *
ひとり親か否か（ひとり親=1, 二人親=0）	-0.592	(0.220) **	-0.543	(0.225) *
世帯所得（400万円以下=1, それ以上=0）	-0.185	(0.119)	-0.121	(0.121)
最終学歴（ref：高等学校卒）				
小学校・中学校卒	-0.086	(0.239)	-0.070	(0.244)
短大・高専卒	-0.043	(0.178)	-0.037	(0.182)
大学・大学院卒	0.702	(0.133) ***	0.712	(0.136) ***
その他卒	0.249	(0.155)	0.213	(0.157)
地域ブロック（ref：関東）				
北海道	0.396	(0.396)	0.445	(0.403)
東北	0.255	(0.220)	0.214	(0.223)
北陸	0.419	(0.240) †	0.472	(0.247) †
東海（中部）	-0.144	(0.177)	-0.082	(0.180)
近畿	0.290	(0.160) †	0.256	(0.163)
中国	-0.058	(0.220)	-0.053	(0.226)
四国	0.009	(0.278)	-0.006	(0.286)
九州	0.436	(0.168) *	0.445	(0.171) **
沖縄	0.341	(0.607)	0.186	(0.620)
頼れる人				
子どもの世話や看病 （いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0）			-0.022	(0.207)
子ども以外の介護や看病 （いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0）			0.167	(0.119)
重要な事柄の相談 （いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0）			0.527	(0.202) **
愚痴を聞いてくれること （いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0）			0.350	(0.274)
悩みを聞いてくれること （いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0）			-0.097	(0.256)
喜びや悲しみを分かち合うこと （いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0）			0.145	(0.261)
いざという時のお金の援助 （いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0）			0.015	(0.125)
日頃のちょっとしたことの手助け （いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0）			-0.104	(0.181)
家を借りるときの保証人を頼むこと （いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0）			0.138	(0.127)
切片	-0.435	(0.356)	-1.719	(0.457) ***
-2LL	2446.351		2373.376	
Nagelkerke R ²	0.122		0.142	

注：***p<.001, **p<.01, *p<.05, †p<.10 N=2430。

出所：「第3回 生活と支え合いに関する調査」を用いて別途実施した課室内利用での集計分析結果。

子ども食堂の認知を被説明変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果を示している。

統制変数のみを投入したモデル1の結果を見ると、年齢、性別、末子の年齢、ひとり親か否か、学歴（大学・大学院卒）、地域ブロック（北陸、近畿、九州）について、子ども食堂の認知への統計的に有意な影響が確認された⁶⁾。すなわち、年齢が高い個人ほど、また末子の年齢が3歳以上の個人の方が3歳未満の個人と比べて子ども食堂を認知しやすい。また大学・大学院卒の個人の方が高等学校卒と比べて、さらに北陸、近畿、九州地域に居住する個人の方が関東地域に居住する個人に比べて子ども食堂を認知する傾向がある。一方、女性より男性の方が、二人親よりひとり親の方が子ども食堂を認知しにくいという解釈が可能である。

モデル2はモデル1に社会的サポートを表す変数を加えたものである。統制変数を考慮したうえで、社会的サポートの有無が子ども食堂の認知や利用に影響するのかを検討する。統制変数は地域ブロック（近畿）の効果のみ統計的に有意でなくなっているものの、ほかの変数はモデル1とほぼ同様の効果を示しており、年齢、性別、ひとり親か否か、学歴（大学・大学院卒）、地域ブロック（北陸、九州）の効果は、社会的サポートの有無に大きく媒介されず、子ども食堂の認知に影響していると考えられる。

投入した説明変数については、「子どもの世話や看病」「悩みを聞いてくれること」「日頃のちょっとした手助け」を除き、回帰係数の符号は正であり、頼れる人が「いる」人の方が「いない・そのことでは人に頼らない」人より子ども食堂を認知しやすい傾向が示された。中でも「重要な事柄の相談」については、回帰係数の符号は正で統計的に有意である。年齢、性別、末子の年齢、ひとり親か否か、世帯所得、学歴、地域を統制したとしても、重要な事柄の相談について頼れる人がいる人の方が、頼れる人がいない人より、子ども

食堂を認知しやすいということがうかがえる。⁷⁾

3 子ども食堂の利用への影響要因

最後に、子ども食堂の利用への影響要因を検討する。質問票では認知有りの回答者に子ども食堂の利用の有無を尋ねている。図表5は使用する変数の記述統計量、図表6は子ども食堂の利用を被説明変数とした二項ロジスティック回帰分析の結果を示している。

統制変数のみを投入したモデル1の結果を見ると、末子の年齢、世帯所得について、子ども食堂の利用への統計的に有意な影響が確認された。すなわち、末子の年齢が3～12歳の保護者の方が0～2歳の年齢の子どもの保護者より子ども食堂を利用する傾向があり、世帯所得が400万円以下の世帯の方が子ども食堂を利用する傾向があるという解釈が可能である。これらの結果は、先行研究〔江原（2023）、黒谷他（2019）、藤枝（2021）〕と整合的である。ひとり親世帯に属する子どもの割合が多い市や区では子ども食堂の利用者が少ないという先行研究〔江原（2023）〕があるが、本稿の分析では、ひとり親の方が二人親より子ども食堂を利用しにくいのかといった点について、回帰係数の符号は負であるものの、統計的に有意な結果は得られなかった。同様に、性別についても女性の方が男性より子ども食堂を利用すると思われるが、統計的に有意な結果は得られなかった。ほかに、その他卒（専修学校、専門学校卒）は高等学校卒と比較して子ども食堂を利用しない傾向、四国地方の者は関東地方の者と比べて子ども食堂を利用する傾向も見られた。

モデル2はモデル1に社会的サポートを表す変数を加えたものである。設定した説明変数について、「愚痴を聞いてくれること」は、回帰係数が大きく、負の値を取っており、1%水準で統計的に有意な影響が確認された。すなわち、「愚痴を聞いてくれること」について、頼れる人がいない・そのことでは人に頼らない人の方が、頼れる人がい

⁶⁾ 黒谷他（2019）では世帯所得も子ども食堂の認知への影響要因として示しているが、本稿では分析に学歴の変数を加えているため、世帯所得については統計的に有意な影響が確認されなかったと考える。

⁷⁾ 多重共線性の問題は見られないことを確認している。

図表5 使用する変数の記述統計量（子ども食堂の利用）

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
N = 1859				
子ども食堂・地域食堂利用の有無 (知っている=1, 知らない=0)	0.032	0.175	0	1
年齢	43.324	7.186	23	74
性別 (男性=1, 女性=0)	0.437	0.496	0	1
末子の年齢				
乳児 (0-2歳)	0.290	0.454	0	1
幼児・小学生 (3-12歳)	0.183	0.387	0	1
中学生以上 (13~17歳)	0.527	0.499	0	1
ひとり親か否か (ひとり親=1, 二人親=0)	0.055	0.228	0	1
世帯所得 (400万円以下=1, それ以上=0)	0.229	0.420	0	1
最終学歴				
小学校・中学校卒	0.035	0.184	0	1
高等学校卒	0.232	0.422	0	1
短大・高専卒	0.132	0.338	0	1
大学・大学院卒	0.434	0.496	0	1
その他卒	0.167	0.373	0	1
地域ブロック				
北海道・東北	0.075	0.264	0	1
関東	0.408	0.492	0	1
北陸	0.060	0.238	0	1
東海 (中部)	0.088	0.283	0	1
近畿	0.152	0.359	0	1
中国	0.047	0.211	0	1
四国	0.032	0.177	0	1
九州・沖縄	0.138	0.345	0	1
頼れる人				
子どもの世話や看病 (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)	0.914	0.281	0	1
子ども以外の介護や看病 (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)	0.675	0.469	0	1
重要な事柄の相談 (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)	0.913	0.281	0	1
愚痴を聞いてくれること (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)	0.925	0.263	0	1
悩みを聞いてくれること (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)	0.901	0.299	0	1
喜びや悲しみを分かち合うこと (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)	0.954	0.209	0	1
いざという時のお金の援助 (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)	0.692	0.462	0	1
日頃のちょっとしたことの手助け (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)	0.883	0.322	0	1
家を借りるときの保証人を頼むこと (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)	0.743	0.437	0	1

出所：「第3回 生活と支え合いに関する調査」を用いて実施した課室内利用での集計分析結果。

図表6 ロジスティック回帰分析の結果 (子ども食堂の利用)

	モデル1		モデル2	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
年齢	-0.002	(0.025)	0.013	(0.027)
性別 (男性=1, 女性=0)	-0.128	(0.299)	-0.428	(0.320)
末子の年齢 (ref: 乳児_0-2歳)				
幼児・小学生 (3-12歳)	2.434	(0.755) **	2.317	(0.771) **
中学生以上 (13~17歳)	0.667	(0.929)	0.378	(0.949)
ひとり親か否か (ひとり親=1, 二人親=0)	-0.644	(0.759)	-0.939	(0.785)
世帯所得 (400万円以下=1, それ以上=0)	0.668	(0.311) *	0.791	(0.324) *
最終学歴 (ref: 高等学校卒)				
小学校・中学校卒	-0.109	(0.787)	-0.296	(0.847)
短大・高専卒	0.468	(0.436)	0.367	(0.443)
大学・大学院卒	0.359	(0.360)	0.278	(0.371)
その他卒	-0.980	(0.584) †	-1.352	(0.661) *
地域ブロック (ref: 関東)				
北海道・東北	-1.276	(1.040)	-1.140	(1.045)
北陸	-0.406	(0.755)	-0.317	(0.772)
東海 (中部)	-0.531	(0.630)	-0.511	(0.653)
近畿	0.506	(0.359)	0.689	(0.374) †
中国	-0.398	(0.760)	-0.546	(0.779)
四国	1.118	(0.537) *	0.964	(0.566) †
九州・沖縄	0.544	(0.371)	0.624	(0.386)
頼れる人				
子どもの世話や看病 (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)			-0.278	(0.594)
子ども以外の介護や看病 (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)			1.224	(0.431) **
重要な事柄の相談 (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)			-0.812	(0.649)
愚痴を聞いてくれること (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)			-2.485	(0.807) **
悩みを聞いてくれること (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)			1.911	(0.934) *
喜びや悲しみを分かち合うこと (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)			0.049	(0.778)
いざという時のお金の援助 (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)			0.321	(0.376)
日頃のちょっとしたことの手助け (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)			-0.620	(0.514)
家を借りるときの保証人を頼むこと (いる=1, いない・そのことでは人に頼らない=0)			0.202	(0.367)
切片	-5.568	(1.190) ***	-5.302	(1.423) ***
-2LL	474.356		436.428	
Nagelkerke R ²	0.136		0.186	

注: ***p<.001, **p<.01, *p<.05, †p<.10 N=1859。

出所:「第3回 生活と支え合いに関する調査」を用いて別途実施した課室内利用での集計分析結果。

る人より子ども食堂を利用する傾向が示された。また「子ども以外の介護や看病」は回帰係数が正の値を取っており、1%水準で統計的に有意、「悩みを聞いてくれること」については、回帰係数が正で、5%水準で統計的に有意な結果を示している。子ども以外の介護や看病について頼れる人がいない・そのことでは人に頼らない人の方が、頼れる人がいる人より子ども食堂を利用しない傾向、悩みを聞いてくれる人がいない人の方がいる人より子ども食堂を利用しない傾向が示された⁸⁾。

V 結論と考察

本稿では性別や年齢などの保護者の属性のみならず、個人の有する社会的サポートも子ども食堂の認知・利用に影響しているのではないかという仮説に基づき、子ども食堂の認知と利用に影響を与え得る要因を検討した。子ども食堂の認知については、クロス集計ではすべての項目について、頼れる人の有無と高い関連性を示していたが、ロジスティック回帰分析において統制変数を考慮すると、社会的サポートの項目のうち統計的に有意な関連性を示したのは1項目のみであった。ロジスティック回帰分析では、学歴や地域による違いを考慮した上で、年齢、性別、末子の年齢、ひとり親か否か、世帯所得による傾向に加え、重要な事柄の相談について頼れる人がいる人の方がいない人より子ども食堂を認知しやすい傾向があることを示した。

ここから、子ども食堂の認知には、保護者の属性の方が保護者の社会的サポートの状況より大きく影響しているのではないかと考えられる。すなわち、若いうちに、また男性にも積極的に子ども食堂の存在を周知していく必要性、子どもの年齢が小さい親、ひとり親や、低所得者層を中心に広報していく必要性について重要な知見が得られたと考える。前者については、例えば学校教育の課外活動や総合的な学習の時間での子ども食堂との連携なども考えられるのではないかと。食を通した

地域学習は、子ども食堂の存在を認知する契機となるだけでなく、健康、環境、貧困などさまざまな社会問題について学ぶ契機にもなり得る。また後者については、地域行政による広報がよりいっそう望まれる。両親学級や妊婦検診の際の広報など、子どもが小さいうちから子ども食堂の存在を周知することも有効かもしれない。また、ひとり親や低所得世帯へのさまざまな行政サービスの案内に、子ども食堂についての広報も含まれるとよいだろう。

子ども食堂の利用については、学歴や地域による違いを考慮した上でも、末子の年齢が3歳～12歳の保護者、世帯所得が400万円以下の保護者に加えて、愚痴を聞いてくれる人がいない人の方が子ども食堂を利用する傾向、子ども以外の介護や看病、悩みを聞いてくれることについて頼れる人がいない人の方が子ども食堂を利用しない傾向が示された。これらの結果からは、子ども食堂の実際の利用に際しては、保護者の属性に加えて、社会的サポートの有無がより影響する可能性を示唆している。愚痴を聞いてくれる人がいないような情緒的サポートがない保護者にとっては、子ども食堂はまさに愚痴をこぼせるような居場所として機能している可能性がある。また、世帯所得が400万円以下の保護者にとっては、子ども食堂は食事の場として機能している可能性があり、子ども食堂が保護者の居場所として、また貧困対策の取り組みとしての機能を担っている可能性が示されたと考えられる。

しかしながら、子ども以外の介護や看病、悩みを聞いてくれることについて頼れる人がいない/そのことでは人に頼らないと回答した人が、子ども食堂を利用したことがない、必要ないと回答する傾向があるという事実も看過できない。この結果が何を意味するのかは、別途質的調査によって明らかにしていく必要があるが、特に困難や孤独を抱える保護者にとって、子ども食堂を利用するという行為自体が社会的サポートを得る第一歩であり、より深刻な状況に陥っている保護者とその

⁸⁾ 多重共線性の問題は見られないことを確認している。

子ども達がその第一歩を踏み出すことができずにいるのであれば、行政による対象を絞った支援が必要となるだろう。

本稿は以下の限界がある。第一に、保護者の有する社会的サポートの有無が、なぜ、どのように、子ども食堂の認知や利用に影響するのか、その詳細は明らかにできていない。この点は、質的調査で補っていく必要がある。第二に、本研究では地域における子ども食堂の有無といった子ども食堂の提供体制は、使用したデータの制約から考慮できていない。子ども食堂が利用しやすい範囲にあるか否かは当然子ども食堂の利用に影響を与えると考えられ、今後居住地ごとの子ども食堂の数を考慮した分析が必要となる。第三に、本稿は保護者を対象としており、その子ども達の状況をとらえることができていない。頼れる人の有無を含む、子どものウェルビーイングの状況と子ども食堂の認知や利用との関係を明らかにすることで、どのような子どもが子ども食堂を認知し利用しているのか、どのような層にその利用を促していくべきなのか、子ども食堂の機能についてのより包括的な全体像が明らかになるだろう。

参考文献

- 阿部彩 (2014) 「包摂社会の中の社会的孤立—他県からの移住者に注目して—」, 『社会科学研究』, Vol.65, No.1, pp.13-30.
- (2022) 「第1章 日本におけるチャイルドレスと社会サポート」, 田辺国昭・西村幸満監修, 国立社会保障・人口問題研究所編『生活不安の実態と社会保障—新しいセーフティネットの構築に向けて—』, 東京大学出版会, pp.47-70.
- 江原朗 (2023) 「子ども食堂の利用に関連する社会的な要因の特定：開催回数、家庭環境、地理的要因との関連について」, 『日本医師会雑誌』, Vol.152, No.3, pp.314-320.
- 大久保玲 (2023) 「子ども食堂の現状と課題」, 『調査と情報—ISSUE BRIEF—』, No.1239, <https://dl.ndl.go.jp/view/prepareDownload?itemId=info:ndljp/pid/12893834> (2024年9月14日最終確認)。
- 柏木智子 (2019) 「子ども食堂」を通じて醸成されるつながりの意義と今後の課題：困難を抱える子どもの参加と促進条件に焦点をあてて」, 『立命館産業社会論集』, Vol.53, No.3, pp.43-63.
- 黒谷佳代・新杉知沙・千葉剛・山口麻衣・可知悠子・瀧本秀美・近藤尚己 (2019) 「小・中学生の保護者を対象とした子ども食堂に関するインターネット調査」, 『日本公衆衛生雑誌』, Vol.66, No.9, pp.593-602.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2023) 『2022年社会保障・人口問題基本調査 生活と支え合いに関する調査報告書』。
- こども家庭庁 (2023) 「こどもの居場所づくりに関する指針」, https://www.cfa.go.jp/assets/contents/node/basic_page/field_ref_resources/816b811a-0bb4-4d2a-a3b4-783445c6cca3/9dade72e/20231201_policies_ibasho_09.pdf (2024年9月14日最終確認)。
- 大日義晴・菅野剛 (2016) 「ネットワークの構造とその変化——「家族的関係」への依存の高まりとその意味」, 稲葉昭英他編著『日本の家族 1999-2009：全国家族調査 (NFRJ) による計量社会学』, 東京大学出版会, pp.69-90.
- 田中聡子 (2019) 「子どもの貧困と子ども食堂」, 埋橋孝文他編著『子どもの貧困/不利/困難を考えるⅢ：施策に向けた総合的アプローチ』, ミネルヴァ書房, pp.205-218.
- 中野謙 (2021) 「子ども食堂の現状と課題：沖縄県 OKM 子ども食堂の事例より」, 『立命館食科学研究』, No.3, pp.189-198.
- 認定NPO法人全国こども食堂支援センター・むすびえ (2023a) 「(資料1) 子ども食堂全国箇所数調査2023結果のポイント」, https://musubie.org/wp/wp-content/uploads/2024/02/Siryou_1_Kakuteichi_2023.pdf (2024年9月14日閲覧)。
- (2023b) 「2023年度子ども食堂に関する認知調査結果発表」, <https://musubie.org/news/7686/> (2024年9月14日閲覧)。
- 農林水産省 (2018) 「子ども食堂向けアンケート調査集計結果一覧」, <https://www.maff.go.jp/j/syokuiku/attach/pdf/kodomosyokudo-40.pdf> (2024年9月14日閲覧)。
- 藤枝静暁 (2021) 「子ども食堂の運営スタッフと利用者を対象とした利用理由に関する調査」, 『埼玉学園大学紀要』, No.21, pp.329-342.
- 町田大輔・長井祐子・吉田亨 (2018) 「実施者が評価する子ども食堂の効果：自由記述を用いた質的研究」, 『日本健康教育学会誌』, Vol.26, No.3, pp.231-237.
- 松村智史 (2019) 「生活困窮世帯の子どもの学習・生活支援事業の成立に関する一考察—国の審議会等の議論に着目して—」, 『社会福祉学』, Vol.60, No.2, pp.1-13.
- 湯浅誠 (2017) 「『なんとかする』子どもの貧困」, KADOKAWA.
- (2024) 「子ども食堂から考えるこどもの居場所づくりと行政支援の在り方」, 全国市長会編『市政』, Vol.73, No.2, pp.28-30.
- 和田遥 (2016) 「子ども食堂づくり運動の現状と課題」, 『ピープルズ・プラン』, No.74, pp.79-82.
- Gromada, A., Rees, G., & Chzhen, Y. (2020). *Worlds of*

Influence: Understanding What Shapes Child Well-Being in Rich Countries. Innocenti Report Card 16.
UNICEF Office of Research-Innocenti.

(ささき・おりえ)

Who Recognizes and Uses Children's Cafeteria?: Focusing on the Attributes of Parents and Social Support

SASAKI Ori^e*

Abstract

In recent years, the number of children's cafeterias and the number of people using them has continued to increase, and there is growing interest in their role in social inclusion. Previous research on the factors influencing awareness and use of children's cafeterias has not fully explored the relationship with the parents' social support. Using data from the "Third National Survey on Social Security and People's Life", this paper examined which individuals with which attributes and social support situations are aware of and using children's cafeterias.

The results of the analysis suggest the need to publicize the existence of children's cafeterias, focusing on young people, men, parents with young children, single parents and low-income earners. The results also suggest that the children's cafeterias are used by people on low incomes or who have no one to complain to. On the other hand, people who have no one to rely on for nursing care or medical treatment, or who have no one to talk to about their worries, may find it difficult to use children's cafeterias.

Keywords : Children's cafeteria, Parents' social support, Third National Survey on Social Security and People's Life

* Senior Researcher, National Institute of Population and Social Security Research

特集：ライフコースにおける社会的リスクの実証分析：2022年「生活と支え合いに関する調査」から

世帯の滞納行動パターンとその規定要因

河西 奈緒*

抄 録

「地域共生社会」の実現に向けた体制づくりが推進されるなか、困難を抱えている世帯や個人を地域でいかに発見するかが重要になっている。本稿は、困窮者への働きかけの糸口として世帯の滞納行動に着目し、家賃を含めた生活インフラを成す料金の滞納行動パターンとその規定要因を探ることで、政策へのインプリケーションを得ることを目指した。

分析の結果、世帯の滞納行動パターンとして「電話・家賃型」「電気・水道型」「全滞納型」「滞納なし」が析出した。「滞納なし」を基準にしたとき、各パターンの規定要因として借入金あり、生活保護受給、住宅費補助ありに正の効果、貯蓄ありに負の効果が見られ、有意な規定要因は「全滞納型」に多く、「電気・水道型」では少なかった。

経済的困窮世帯の多い「全滞納型」と比較的軽微な滞納が含まれる「電気・水道型」の中間的な位置に「電話・家賃型」があり、困窮の早期発見という観点からは、このグループへのアプローチが効果的である可能性が示唆された。今後、複数時点のデータを用いた分析や質的検証が求められる。

キーワード：滞納、公共料金、家賃、困窮、早期支援

社会保障研究 2024, vol. 9, no. 3, pp. 289-300.

I はじめに

1 研究の背景と目的

「地域共生社会」の実現に向け、包括的な相談体制づくりや参加支援・つながりの構築が推進されるなか、困難を抱えている世帯や個人を地域でいかに発見しつながるかがますます重要になっている。困窮者支援分野においては、2013年の生活困窮者自立支援制度創設時より「生活困窮者は、地域から孤立している者も多く、これらの者が行政

の相談窓口等に来ることを待っているだけでは、必要な支援につなげることはできない¹⁾という認識が持たれ、関係機関の連携体制づくりやアウトリーチによる早期の支援が方針として示されてきた。しかし、人口減少、担い手不足の社会状況下において、支援利用に至らない困窮者を地域の中から積極的に発見するような実践は、なかなか広まっていない実状がある。

本稿は、困窮者への働きかけの糸口として、世帯の滞納行動に着目する。滞納を困窮者へのアウトリーチの機会ととらえる考え方は、自治体の債

* 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部 研究員

¹⁾ 社会保障審議会生活困窮者の生活支援の在り方に関する特別部会報告書（2013年1月25日）。

権管理部門と生活相談部門の連携という形で実践先行的に広まっており²⁾、柴田(2017, 2018)はその試みを理念及び収納率と徴収コストの面から評価している。ただし、こうした取り組みは税金や保険料など自治体に納付される公租公課の滞納に関するものであり、民間で生じる料金の滞納を包括していない。世帯の困窮の兆しを早期に把握するという観点からは、より生活に身近であり支払い頻度の高い公共料金や家賃などの滞納に着目することが有用と思われるが、これらの料金の滞納に関する研究は少ない。また、世帯が家計から複数の料金を支払う際に、何を滞納し、あるいはしないのかという項目間の選択を考慮した研究は見られない。

以上をふまえ本稿では、世帯における各種料金の滞納行動パターンを抽出し、その規定要因を明らかにすることを目的とする。

2 先行研究

滞納に関する研究の多くは、滞納処分の規定や滞納整理の実務といった料金徴収側の視点に立つものだが、滞納者の属性や滞納理由に着眼した研究も一部に存在する。ここでは、公共料金や家賃を滞納する世帯や個人の属性・特徴について、先行研究で明らかにされている内容を整理しておく³⁾。

研究蓄積が比較的多いのは、家賃滞納者に関する研究である。宗(2014, 2015, 2017)による一連の研究は、賃貸契約案件や調査対象者が家賃3か月分の滞納に至ったかどうかを目的変数に設定し、さまざまな説明変数の効果を検討している。70万件以上の賃貸保証契約データを使用した宗(2014)は、契約者に関する利用可能な変数が家賃・年齢・性別・居住地に限られるなか、これらの変数が家賃3か月分の滞納の有無を説明する力は非常に低いことを示した。これに対し、宗(2015)はサンプル数7,003と相対的に減るものの、

契約者の個人情報が多く含まれる賃貸保証契約のデータセットを用い、高家賃帯や敷金なしの物件で家賃3か月分の滞納が起りやすいこと、契約者属性では低年収、生活保護受給、男性において滞納が起りやすく、会社員や公務員、60歳以上で滞納が起りにくいことなどを明らかにしている。なお、宗(2015)は目的変数の検討過程において、家賃滞納額が3か月分に達すると1年後の入居継続率が大きく下がることを統計的に指摘しており、滞納額が2か月分以下で留まりその後返済が進む軽度の滞納と、3か月分以上に達し居住継続困難に至ってしまう重度の滞納があることを示唆している。この点は、世帯の滞納行動パターンに着目する本稿においても重要である。さらに、宗(2017)は前述の分析において家賃滞納が経済的要因のみに拠らないことから、672人のアンケート調査データを用い、個人の行動や思考様式の影響を検討した。分析の結果、忘却忘れや衝動的な消費、ギャンブルへの適合度から成る「いい加減因子」が家賃3か月分の滞納に影響を与えるとしている。

このほか、量的調査・分析としては平山(1989)による公営住宅に居住する家賃滞納世帯の把握や、阿部(2012)による全国調査の家賃滞納項目の集計、鈴木(2020)による家賃滞納を目的変数とした分析がある。平山(1989)の調査は名古屋市の市営住宅に限られたものだが、家賃滞納世帯を対象とした先駆的な調査である。前年度から継続している軽微でない滞納をとらえ、単身者とひとり親世帯の滞納が特に長期化しやすく滞納額も大きくなりやすいことを指摘した。阿部(2012)は全国調査データを用いて家賃支払いのある世帯の滞納状況を再集計し、ひとり親世帯のうち過去1年間に家賃滞納を経験した割合が20%を超えることや、低所得世帯において家賃滞納の発生率が高いことを示している。また、鈴木ら(2020)は家賃収納代行業者の有する利用者データ約3万8千

²⁾ 瀧康暢・生水裕美(2013)『生活再建型滞納整理の実務』、ぎょうせい。

³⁾ なお、関連する研究群として年金未納者に関する一連の研究がある。ただし、年金未納には制度不信や個人の期待受領額など、困窮以外の要因も大きく影響しており、必ずしも生活に課題を抱える層をとらえたものとはなっていない。

件を用い、利用者属性に係る変数が2か月分以上の家賃滞納に与える影響を分析した。分析の結果、世帯主が20歳未満の世帯で滞納が生じやすく60歳以上の世帯では生じにくいこと、友人同居や子連れの未婚カップルで滞納が生じやすくカップルや夫婦のみ世帯で滞納が生じにくいこと、利用者が男性の場合に滞納しやすいこと、安定的な職業に就いている場合に滞納しにくいこと、敷金なし物件で滞納が生じやすいことなどを見出しており、これらの傾向はおおむね宗（2015）と一致する。なお、鈴木ら（2020）も目的変数である家賃滞納の検討過程において、短期滞納と長期滞納を区別しており、1か月分の家賃滞納が利用者全体の10～20%存在するのに対し、2か月分以上の長期滞納はごく稀に生じる問題であると述べている。

このように、家賃滞納に影響を及ぼす個人や世帯の属性については一定の知見が得られている。ただし、サンプル数の大きい分析は民間企業等の保有する賃貸契約関連のデータを使用したものに限られており、公的賃貸住宅と民間賃貸住宅における家賃滞納を横断的にとらえた分析や、家賃以外の料金の滞納との関係性をみた研究は見あたらない。また、賃貸契約に係るデータを用いる場合、所得情報として契約者（世帯主）の収入が検討されるが、家賃が家計からの支出であることを考えれば、世帯単位での収支や資産をとらえることも重要であると思われる。

一方、公共料金の滞納者に着目した研究は少ない。計量分析としては唯一、佐々木（2015）が1,974人のウェブ調査データを用い、過去3年間における水道や光熱費等の公共料金の滞納有無に影響を及ぼす個人属性について分析を行っている。ただし、本調査の回答者が世帯における世帯主であるかが不明であり、有意な効果が見られた個人属性の解釈がやや困難となっている。また、前述した阿部（2012）は記述分析ではあるものの、電気・ガス・電話料金の滞納についても全国調査データの再集計結果を示している。ひとり親世帯

や単身世帯、低所得世帯において過去1年間に滞納を経験した割合が高く、滞納経験のある世帯の多くが電気・ガス・電話の全項目を滞納していると指摘している。

公共料金の滞納者に関する研究が少ないのは、個人や世帯の属性と滞納の有無を同時に把握できるデータが限られており、特に電気や水道など複数項目にわたる滞納状況をとらえるには生活者本人に尋ねる方法しかないことが一因であると思われる。本稿は、滞納が困窮者を早期発見する糸口になり得ることを念頭に置き、家賃を含めた生活インフラを成す料金の滞納に着目して、その滞納パターンと世帯属性の関係を探るものである。

II データと分析の方法

本稿では、国立社会保障・人口問題研究所が2022年に全国300地区で実施した「生活と支え合いに関する調査」の個票データを使用する⁴⁾。同調査は、世帯主が回答する世帯票と18歳以上の世帯員全員が回答する個人票より構成されるが、世帯票のなかに、経済的な理由による過去1年間の未払い・滞納経験の有無を各種公共料金等の項目ごとに尋ねる質問があり、世帯の滞納行動パターンに着目する本稿の分析に適している。個票データは、世帯番号を用いて世帯票と個人票をマッチングし、それを世帯情報に還元することで、世帯の滞納状況、収支、世帯構成、住居形態、公的支援の利用状況等の情報が含まれる世帯単位のデータセットを構築した。

分析対象は、電気、ガス、水道、電話、家賃の5項目について滞納の有無の回答があり、賃貸住宅に居住していると回答した1,268世帯である。調査における滞納項目は全部で8項目あるが、そのうち毎月または隔月で支払うことが一般的であり、滞納事実の把握が困窮の早期発見・早期介入につながりやすいと考えられる5項目から、世帯の滞納行動パターンをとらえることにした。なお、滞納経験は経済的な理由によるもののみを尋

⁴⁾ 統計法第32条に基づく調査票情報の課室内利用による。

ねており、うっかりした支払い忘れなどは除外されている。対象を賃貸住宅に居住する世帯に限定したのは、そもそも家賃の支払いが生じない持ち家等に居住する世帯を除外するためである⁵⁾。また、低所得層は賃貸住宅で比較的多く、持ち家居住世帯と賃貸住宅居住世帯とでは必要な支援も異なることから、本稿では賃貸住宅居住世帯に限定して分析を行い、政策へのインプリケーションを得ることを目指す。

分析の方法は、まず世帯の滞納行動パターンを抽出するため、滞納の有無のデータを用い、Ward法による階層クラスター分析を行う。階層クラスター分析では、クラスターの統合過程を樹形図(デンドログラム)に図示することができ、結果の解釈が容易になることから、この手法を採用する。次に、得られた世帯の滞納行動パターンの規定要因を探るため、滞納行動パターンを目的変数、世帯の収支や資産に係る変数、世帯構成や特性に係る変数、公的給付の受給に係る変数を説明変数とした多項ロジスティック回帰分析を行う。変数の具体的な構成については、各分析の節において説明する。

Ⅲ クラスター分析を用いた世帯の滞納行動パターンの分類

1 使用する変数と滞納行動パターンの分類方法

まず、クラスター分析に用いる変数について述べる(表1)。滞納に関する質問は、「あなたの世帯では、過去1年の間に、経済的な理由で公共料金の未払い、家賃・住宅ローンの滞納、債務の返済ができないことがありましたか」と尋ねた上で「電気料金の未払い」「ガス料金の未払い」などの各項目について「あった」「なかった」「該当しない」を選択する形式になっている。本稿では「電気」「ガス」「水道」「電話」「家賃」の5項目について、「あった」を滞納あり、「なかった」を滞納なしとする2値変数を設定し、「該当しない」の回答は欠損値として扱った。

滞納行動パターンの分類にあたっては、全項目に滞納なしと回答した1,159世帯を一グループとし、それ以外の世帯、すなわち滞納が一項目以上ある世帯(n=109)をクラスター分析により細分化する。これにより得られる、「滞納なし」のグループを含めた滞納行動パターンの分類を、次節の多項ロジスティック回帰分析に用いることとする。

2 分析の結果

滞納が一項目以上ある109世帯について、階層クラスター分析を行った結果を図1に示す。クラスター分析において、5変数の滞納パターンが完全に一致するデータ同士は初めに結合されるが、その内訳を図左側の表に、それ以降の結合過程を図右側の樹形図に示している。

表1 クラスター分析に用いる変数

変数名	変数の構成	滞納あり 度数	滞納あり %	
			分析対象世帯 すべて	滞納が一項目 以上ある世帯
電気	1=滞納あり 0=滞納なし	57	4.5	52.3
ガス		57	4.5	52.3
水道		56	4.4	51.4
電話		59	4.7	54.1
家賃		57	4.5	52.3
			N=1,268	N=109

⁵⁾ 理論上は、調査時点において持ち家居住世帯でも、以前賃貸住宅に住んでおり過去1年以内に家賃を滞納した場合や、持ち家に居住しながら賃貸住宅を借り家賃を滞納した場合がありうるが、これらのケースは例外的なものと考えられるため持ち家居住世帯すべてを除外した。

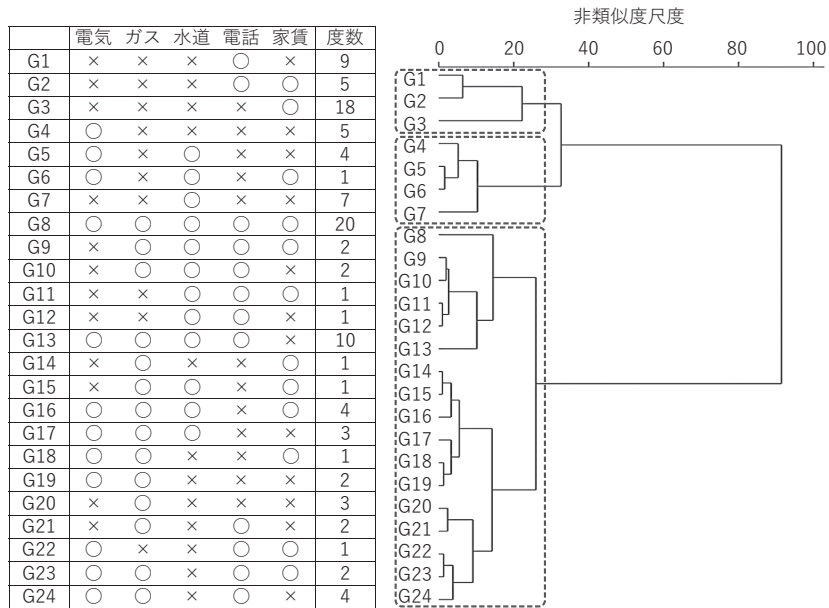


図1 階層クラスター分析の結果

表2 滞納行動パターンの分類別、各項目の滞納割合

滞納行動パターンの分類	度数	滞納あり%					カテゴリ名
		電気	ガス	水道	電話	家賃	
クラスター1	32	0.0	0.0	0.0	43.8	71.9	電話・家賃型
クラスター2	17	58.8	0.0	70.6	0.0	5.9	電気・水道型
クラスター3	60	78.3	95.0	73.3	75.0	55.0	全滞納型
滞納なし	1,159	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	滞納なし
合計	1,268	4.5	4.5	4.4	4.7	4.5	

得られた樹形図をもとにクラスター数を2~7まで変化した結果、クラスター数3においてクラスターごとの特徴が明確に分かれた。サンプル数が少ないため過度な細分化を避ける観点からも、クラスター数3を採用する。

得られた3つのクラスターに「滞納なし」のグループを加えた4分類について、度数及び各項目の滞納割合を表2に示す。各クラスターの特徴をみると、クラスター1はクラスター3に次いで多い滞納行動パターンであり、電話及び家賃の滞納割合が高い。これを「電話・家賃型」とする。クラスター2は少数派であり、電気及び水道の滞納割合が高いという特徴を有する。これを「電気・水道型」とする。クラスター3は滞納ありの中では

最も多い滞納行動パターンであり、家賃の滞納割合がほかの項目に比べてやや低いものの、すべての項目において滞納割合が高いグループと言える。これを「全滞納型」と呼ぶことにする。

以上の結果をまとめると、世帯の滞納行動パターンは大きく「滞納なし」と「一項目以上の滞納あり」に分けることができ、前者が全体の9割以上を占めた。滞納ありをさらに細分化すると、滞納項目によってそれぞれ「電話・家賃型」「電気・水道型」「全滞納型」という特徴を持つ3つの滞納行動パターンを見出すことができた。

表3 多項ロジスティック回帰分析に用いる変数（説明変数のみ）

世帯の収支や資産に係る変数		構成比	世帯構成や特性に係る変数	構成比
所得階級	低所得	32.7	世帯人数	-
	中所得	34.3	子のいる世帯ダミー	16.8
	高所得	21.5	世帯内ケアダミー	18.8
貯蓄階級	貯蓄なし	31.9	世帯主年齢	-
	1円以上300万円未満	26.0	世帯主女性ダミー	36.8
	300万円以上	36.1	公的給付の受給に係る変数	構成比
借入金階級	借入金なし	77.5	生活保護受給ダミー	7.5
	1円以上100万円未満	6.2	公的賃貸住宅ダミー	23.0
	100万円以上	12.4	住宅費補助ダミー	4.9
家賃階級	4万円未満	26.0		
	4万円以上7万円未満	37.5		
	7万円以上	29.1		

注：構成比はN=1,268に占める比率であり、欠損値があるため合計が1にならない場合がある。ダミー変数は1の項目の比率を示している。

Ⅳ 滞納行動パターンの規定要因

本節では、第Ⅲ節で得られた滞納行動パターンの規定要因を、多項ロジスティック回帰分析によって探っていく。世帯の滞納行動パターンを目的変数とし、説明変数に世帯の収支や資産に係る変数、世帯構成や特性に係る変数、公的給付の受給に係る変数を投入することで、これらの変数が規定要因としての効果を持つか否かを検討する。

1 使用する変数

まず、説明変数として投入する変数について述べる（表3）。世帯の収支や資産に係る変数として、所得階級、貯蓄階級、借入金階級、家賃階級を検討する。所得階級は、同調査の集計では世帯所得を世帯人数の平方根で除した等価可処分世帯所得の十分位の情報が用いられていることから、これに基づき第Ⅰ十分位～第Ⅲ十分位を低所得、第Ⅳ十分位～第Ⅶ十分位を中所得、第Ⅷ十分位～第Ⅹ十分位を高所得と設定した。貯蓄階級及び借入金階級については、滞納データの有無にかかわらず賃貸住宅居住世帯すべてのデータを用い、なし（0円）以外の回答の中央値を参考に区分を設定した。家賃階級も同様に、賃貸住宅居住世帯すべてのデータを用い、三分位の値を参考に区分を設

定した。

世帯構成や特性に係る変数については、世帯人数、子のいる世帯ダミー、世帯内ケアダミー、世帯主年齢、世帯主女性ダミーを検討する。世帯人数と世帯主年齢は、連続変数として投入した。子のいる世帯ダミーは、18歳未満の世帯員がいる世帯を1とした。世帯内ケアダミーは、「この世帯員は、世帯内の食事や入浴などの身の回りの世話が必要な方の手伝いをしていますか」という質問に「手伝っている」と回答した世帯員が一人以上いる場合に1とした。

公的給付の受給に係る変数については、生活保護受給ダミー、公的賃貸住宅ダミー、住宅費補助ダミーを検討する。公的賃貸住宅ダミーは、居住している住居形態が「公営住宅」または「都市再生機構・公社等の賃貸住宅」である世帯を1、「民営の賃貸住宅」である世帯を0とした。住宅費補助ダミーは、住宅費の期限繰り延べや免除・軽減、給付金の受給などの有無を尋ねる質問に対し、一つ以上受けたと回答した世帯を1とした。

2 世帯の収支や資産に係る変数と滞納行動パターンの規定要因

世帯の収支や資産に係る変数を用いた分析結果を表4に示した。目的変数の参照カテゴリは「滞納なし」であり、分析結果は滞納なしと比べてと

表4 世帯の収支や資産に係る変数を用いた多項ロジスティック回帰分析の結果

	モデル1						モデル2											
	電話・家賃型		電気・水道型		全滞納型		電話・家賃型		電気・水道型		全滞納型							
	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間						
切片	-2.8***	-3.6	-2.0	-3.2***	-4.2	-2.2	-2.5***	-3.2	-1.8	-2.8***	-3.6	-2.0	-3.1***	-4.0	-2.2	-2.6***	-3.3	-1.9
所得階級	-0.1	-1.1	0.9	0.3	-1.0	1.6	-0.4	-1.1	0.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
ref 低所得	0.0	-1.4	1.4	0.4	1.4	2.1	-0.9	-2.0	0.3	-0.9	-1.8	0.0	-1.8	-3.3	-0.2	-2.3***	-3.3	-1.4
貯蓄階級	-0.9	-1.8	0.0	-1.8	-3.4	-0.3	-2.2***	-3.2	-1.2	-0.9	-1.8	0.0	-1.8	-2.155	2122	-3.9***	-5.9	-1.9
ref 貯蓄なし	-16.2	-1461	1429	-16.5	-1895	1862	-3.7***	-5.7	-1.6	-16.4	-1653	1620	-16.7	-0.4	2.9	1.5**	0.6	2.4
借入金階級	1.5*	0.3	2.6	1.2	-0.4	2.9	1.6**	0.7	2.5	1.5*	0.3	2.6	1.3	-0.4	2.9	1.5**	0.6	2.4
ref 借入金なし	0.8	-0.3	1.9	1.2	-0.1	2.5	1.6***	0.9	2.3	0.8	-0.3	1.9	1.2	-0.1	2.5	1.5***	0.8	2.2
家賃階級	-0.3	-1.3	0.6	-0.9	-2.2	0.4	0.7	-0.1	1.4	-0.4	-1.3	0.6	-0.8	-2.2	0.5	0.6	-0.2	1.3
ref 4万円未満	-0.7	-1.9	0.6	-0.6	-2.1	0.9	0.0	-1.0	1.0	-0.7	-1.9	0.5	-0.5	-2.0	1.0	-0.2	-1.2	0.8
対数尤度							-292.97						-294.52					
AIC							639,94						631,04					
BIC							772,90						734,46					
N							1017						1017					
	モデル3												モデル4					
	電話・家賃型		電気・水道型		全滞納型		電話・家賃型		電気・水道型		全滞納型		電話・家賃型		電気・水道型		全滞納型	
	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間
切片	-3.4***	-4.1	-2.6	-3.9***	-4.9	-2.9	-3.2***	-3.9	-2.5	-3.1***	-3.7	-2.4	-3.5***	-4.3	-2.7	-2.3***	-2.8	-1.9
所得階級	-0.5	-1.5	0.4	-0.3	-1.5	0.9	-0.9**	-1.5	-0.2	-1.0*	-1.9	-0.1	-1.8*	-3.3	-0.3	-2.3***	-3.3	-1.4
ref 低所得	-1.1	-2.4	0.3	-0.9	-2.6	0.8	-1.9**	-3.0	-0.8	-1.6	-1.71	1638	-16.8	-2238	2205	-4.0***	-6.0	-2.1
貯蓄階級	1.8**	0.7	2.9	1.6	0.0	3.2	1.8***	1.0	2.7	1.4*	0.3	2.5	1.1	-0.5	2.8	1.5**	0.7	2.4
ref 貯蓄なし	1.2*	0.1	2.3	1.6*	0.3	2.9	2.0***	1.4	2.7	0.7	-0.3	1.8	1.1	-0.2	2.4	1.6***	0.9	2.3
借入金階級	-0.3	-1.3	0.6	-0.9	-2.2	0.4	0.6	-0.1	1.3									
家賃階級	-0.9	-1.3	0.6	-0.9	-2.2	0.4	0.6	-0.1	1.3									
ref 4万円未満	-0.9	-2.1	0.4	-0.8	-2.3	0.6	-0.3	-1.3	0.7									
対数尤度							-336.41						-298.49					
AIC							714.81						626.99					
BIC							818.23						700.86					
N							1017						1017					

注：滞納行動パターンは「滞納なし」を参照カテゴリとしている。

***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05, †p<0.10

きの、各滞納行動パターンへの属しやすさを示している。なお、モデルの選択指標にはAICとBICを用いる。

モデル1は、世帯の収支や資産に係る4変数すべてを投入したものである。貯蓄階級や借入金階級には滞納行動パターンを規定する有意な効果が見られ、家賃階級も全滞納型に対して効果があることが示唆されるが、所得階級の効果は確認できない。そこで、モデル2で所得階級を変数から外すと、AIC及びBICは改善し、家賃階級の効果が確認できなくなった。

モデル1, 2からは、所得階級に滞納行動パターンを規定する有意な効果が見られなかった。しかし複数の先行研究において、低所得であることが公共料金や家賃滞納の発生率を高めるという結果が示されている〔阿部(2012)、佐々木(2015)、宗(2015)〕。そこで、モデル3において貯蓄階級を変数から外したときの所得階級の効果を見ると、低所得を基準としたときに、中所得や高所得であることが全滞納型への所属確率を下げることが確認できる。このことから、モデル1では貯蓄階級を変数に投入することにより、所得階級の効果が消えていることが分かる。なお、モデル3のAIC及びBICはモデル1, 2よりも値が悪化している。

最後に、モデル2において効果の確認できなかった家賃階級を変数から外したモデル4を検討する。貯蓄階級及び借入金階級の効果はこれまでとほぼ同様の結果を示しており、まず貯蓄階級については、貯蓄なしと比べたときに300万円未満の貯蓄があることが、電話・家賃型、電気・水道型、全滞納型への所属確率を減少させる効果を持っていた。また、300万円以上の貯蓄があることは、全滞納型への所属確率を減少させる効果を持っていた。次に借入金階級については、借入金なしと比べたときに100万円未満の借入金があることが、電話・家賃型、全滞納型への所属確率を高めていた。また、100万円以上の借入金があることは、全滞納型への所属確率を高める有意な効果があり、電気・水道型への所属確率も高める効果があることが示唆された。モデル4のAIC及びBICが最良となったことから、以下では貯蓄階級

と借入金階級を統制変数として用いることにする。

3 世帯構成や特性に係る変数と滞納行動パターンの規定要因

次に、世帯構成や特性に係る変数について検討する。モデル1は世帯構成や特性に係る変数のみ、モデル2はそれに貯蓄階級と借入金階級を加えたものとし、分析した結果を表5に示した。モデル1では、世帯内ケアダミーが電話・家賃型に対して、世帯主女性ダミーが電気・水道型に対してそれぞれ有意な効果を持っており、世帯人数も電気・水道型に対して効果を持つことが示唆されている。しかし、モデル2では世帯内ケアダミーと世帯主女性ダミーの効果が10%水準でのみ有意となり、世帯人数の効果は消えている。このことから、世帯内で育児・介護等のケアを行っていることが電話・家賃型への所属確率を減少させること、また、世帯主が女性であることが電気・水道型への所属確率を高めることが示唆された。

4 公的給付の受給に係る変数と滞納行動パターンの規定要因

最後に、公的給付の受給に係る変数について検討する。モデル1は公的給付の受給に係る変数のみ、モデル2はそれに貯蓄階級と借入金階級を加えたものとし、分析した結果を表6に示した。モデル1では、生活保護受給ダミーが電気・水道型と全滞納型に、住宅費補助ダミーが電話・家賃型と全滞納型に対して有意な効果を持っているが、このうち生活保護受給ダミーの電気・水道型に対する効果はモデル2では消え、それ以外の効果は有意なまま残っている。また、モデル1では公的賃貸ダミーが電話・家賃型に、住宅費補助ダミーが電気・水道型に対して10%水準で有意な効果を持っているが、モデル2ではそれらの効果は見られなかった。以上より、世帯が生活保護を受給している場合、全滞納型に所属しやすい。また、世帯が何らかの住宅費補助を受給している場合、電話・家賃型と全滞納型に所属しやすいことが分かった。

表5 世帯構成や特性に係る変数を用いた多項ロジスティック回帰分析の結果

	モデル1						モデル2												
	電話・家賃型		電気・水道型		全滞納型		電話・家賃型		電気・水道型		全滞納型								
	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間							
切片	-4.3***	-6.0	-2.6	-5.2***	-7.4	-3.0	-4.0***	-5.2	-2.7	-3.6***	-5.4	-1.7	-4.0***	-6.3	-1.7	-2.9***	-4.4	-1.5	
貯蓄階級																			
ref: 貯蓄なし																			
借入金階級																			
ref: 借入金なし																			
世帯人数	0.1	-0.4	0.7	0.7 †	-0.1	1.4	0.3	-0.1	0.7	0.1	-0.5	0.6	0.4	-0.4	1.1	0.1	-0.3	0.5	
子に在る世帯D	0.6	-1.1	2.3	-2.1	-4.8	0.7	0.0	-1.1	1.2	0.7	-1.0	2.5	-1.7	-4.4	1.0	0.3	-0.9	1.5	
世帯内ケアド	-1.7*	-3.2	-0.1	-0.4	-2.1	1.3	-0.4	-1.2	0.4	-1.5 †	-3.1	0.1	-0.4	-2.2	1.4	-0.2	-1.1	0.6	
世帯主年齢	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	
世帯主女性D	-0.3	-1.3	0.6	1.3*	0.0	2.5	-0.3	-1.0	0.5	-0.5	-1.5	0.4	1.1 †	-0.1	2.3	-0.4	-1.2	0.3	
対数尤度	-340.38						-268.47												
AIC	716.75						596.94												
BIC	803.61						741.71												
N	921						921												

注：滞納行動パターンは「滞納なし」を参照カテゴリとしている。

***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05, †p<0.10

表6 公的給付の受給に係る変数を用いた多項ロジスティック回帰分析の結果

	モデル1						モデル2											
	電話・家賃型		電気・水道型		全滞納型		電話・家賃型		電気・水道型		全滞納型							
	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間	係数	95%信頼区間						
切片	-4.1***	-4.7	-3.6	-4.4***	-5.0	-3.7	-3.5***	-4.3	-2.7	-3.7***	-4.7	-2.6	-2.9***	-3.6	-3.6	-2.2		
貯蓄階級																		
ref: 貯蓄なし																		
借入金階級																		
ref: 借入金なし																		
生活保護受給D	0.3	-1.2	1.8	1.5*	0.2	2.9	1.2**	0.4	2.0	-0.1	-1.6	1.5	1.1	-0.4	2.6	1.1*	0.2	2.0
公的賃貸D	0.9 †	0.0	1.7	-1.4	-3.4	0.7	0.2	-0.5	0.9	0.7	-0.2	1.6	-1.5	-3.5	0.6	0.2	-0.5	0.9
住宅費補助D	1.7**	0.6	2.8	1.6 †	0.0	3.3	1.8***	1.0	2.6	1.6**	0.5	2.8	1.3	-0.4	2.9	1.6**	0.7	2.5
対数尤度	-349.01						-275.81											
AIC	722.02						599.62											
BIC	780.88						717.33											
N	997						997											

***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05, †p<0.10

注：滞納行動パターンは「滞納なし」を参照カテゴリとしている。

表7 滞納行動パターンの規定要因に関する分析結果のまとめ

参照カテゴリ：滞納なし	電話・家賃型	電気・水道型	全滞納型
世帯の取支や資産に係る変数 ref. 貯蓄なし、借入金なし	貯蓄あり300万円未満 (-) 借入金あり100万円未満 (+)	貯蓄あり300万円未満 (-)	貯蓄あり300万円未満 (-) 貯蓄あり300万円以上 (-) 借入金あり100万円未満 (+) 借入金あり100万円以上 (+)
世帯構成や特性に係る変数			
公的給付の受給に係る変数	住宅費補助あり (+)		生活保護受給 (+) 住宅費補助あり (+)

V 考察

本稿では、生活インフラである公共料金や家賃の滞納に着目し、「電話・家賃型」「電気・水道型」「全滞納型」「滞納なし」という世帯の滞納行動パターンを抽出した。先行研究では生活インフラに係る複数料金の滞納に関する知見がほとんどなく、唯一阿部(2012, p.27)が「ライフラインの危機は、どれか1つが突発的に起こるものではなく、起こる世帯にはすべて同時に起こることが多い」と言及している。本稿は、滞納行動パターンについてより解像度の高い分析を行い、「全滞納型」だけでない複数の型を見出したものと位置づけられる。

さて、「滞納なし」を基準としたとき、各パターンの規定要因として有意な結果が得られた変数と効果の正負をまとめると表7ようになる。この結果から各滞納行動パターンに属する世帯の特徴を読み取ると、「全滞納型」は貯蓄がなく借入金がある、すなわち資産全体が非常に小さいか負になるような経済的困窮世帯が多いことが推察される。また、生活保護や住宅費補助などの公的給付を受けていることも多いと思われる。公的給付の受給については、過去1年間に各種滞納が積み重なって受給に至った場合と、受給世帯が家計を管理できずに各種料金を滞納している場合、どちらの方向もありうる点に留意する必要がある。前者の場合、最初の滞納が始まった時点で介入できる可能性がある。後者の場合は、公的給付の支給と家計改善支援事業を一体的に実施することが重要であり、被保護者はもちろん、住居確保給付金の

受給者や公的賃貸住宅の家賃減免を受けた世帯等についても、給付と家計相談をセットで提供する取り組みが引き続き求められるだろう。

一方、「電話・家賃型」や「電気・水道型」は「全滞納型」よりも規定要因が少なく、「滞納なし」グループとの違いが相対的に小さかったと言える。特に「電気・水道型」は、今回使用した変数の中では貯蓄以外に「滞納なし」との明確な違いが見られなかった。所得や借入金、公的給付の受給状況について「滞納なし」グループと大きく変わらないとすると、「電気・水道型」には一時的な理由による滞納など、比較的軽微なものが含まれていることが考えられる。ただし、このグループは貯蓄がないために一時的な経済的事情に対応できない可能性があることには注意したい。

これに対し、「電話・家賃型」は借入金があり、住宅費補助を受けている世帯が属しやすいなど、「全滞納型」と「電気・水道型」の中間的な位置にあった。困窮の早期発見という観点からは、このグループへのアプローチが効果的である可能性が示唆されよう。具体的には、居住支援協議会を通じた不動産業者と支援機関の連携、電話回線会社の協力による相談窓口案内のプッシュ型通知などが考えられる。

本稿は世帯の各種公共料金及び家賃の滞納情報を用い、賃貸住宅居住世帯の滞納行動パターンとその規定要因を試行的に模索した。本稿で使用したデータは滞納経験のある世帯のサンプル数が限られているなど一定の限界があるものの、「電話・家賃型」「電気・水道型」「全滞納型」という異なる滞納行動パターンを提示し、困窮の早期発見という観点からアプローチすることが重要なグルー

ブに迫ったという点で、追究すべき研究及び実践領域を示すことに貢献できたのではないかと思われる。今後の課題としては、まず、複数時点の同調査データを用いた分析による今回の分析結果の妥当性の検証が必要である。また、困窮世帯のケーススタディを通じ、例えば電気・水道料金を滞納する事情と電話代や家賃を滞納する事情に違いがあるのか、全滞納に至る前にどのような滞納の兆しがあったのかといった質的検証が求められるだろう。

参考文献

阿部彩 (2012) 「家族が直面する生活不安の実態」, 西村周三監修・国立社会保障・人口問題研究所編『日本社会の生活不安——自助・共助・公助の新たなかたち』, 慶應義塾大学出版会, pp.13-38。
佐々木一郎 (2015) 「年金未納と公共料金滞納行動」,

『日本年金学会誌』, Vol.34, pp.18-27。

柴田武男 (2017) 「滞納処分の現場とその選択肢(上)」, 『聖学院大学論叢』, Vol.30, No.1, pp.113-126。

—— (2018) 「滞納処分の現場とその選択肢(下)」, 『聖学院大学論叢』, Vol.30, No.2, pp.77-89。

鈴木雅智・新井優太・川井康平・清水千弘 (2020) 「民間賃貸住宅市場における入居審査と家賃滞納」, 『東京大学CSIS Discussion Paper』, No.168。

宗健 (2014) 「民間賃貸住宅における家賃滞納の定量分析」, 『都市住宅学』, No.86, pp.84-91。

—— (2015) 「民間賃貸住宅の家賃滞納に家賃・敷金・契約者属性等が及ぼす影響」, 『都市住宅学』, No.89, pp.101-107。

—— (2017) 「行動・思考様式が家賃滞納に与える影響」, 『都市住宅学』, No.97, pp.136-145。

平山洋介 (1989) 「公営住宅の家賃滞納問題」, 『日本建築学会計画系論文報告集』, No.402, pp.73-85。

(かさい・なお)

Household Arrear Patterns and Their Determinants

KASAI Nao*

Abstract

As we move towards a “community-based inclusive society,” it is becoming increasingly important to identify households and individuals in the community who are experiencing difficulties. This paper focuses on household arrears as a clue to reaching out to those in need and aims to draw policy implications from an analysis of patterns of utility bill and rent arrears and their determinants.

From the analysis, the following patterns of household arrears emerged : “telephone/rent arrears,” “electricity/water arrears,” “all arrears,” and “no arrears.” When “no arrears” was used as the reference point, having debt, receiving welfare benefits, and receiving housing subsidies had a positive effect as determinants for the other patterns while having savings had a negative effect. Many significant determinants were found for “all arrears,” but fewer for “electricity and water arrears.”

“Telephone/rent arrears” was positioned somewhere between “all arrears,” which presumably includes households in severe financial situations, and “electricity/water arrears,” which includes those with minor arrears. From the perspective of early intervention, it was suggested that an approach to this group could be effective. Further analysis using data from multiple time points and qualitative verification will be required in the future.

Keywords : Arrear, Utility bill, Rent, People in need, Early intervention

* Researcher, National Institute of Population and Social Security Research

特集：ライフコースにおける社会的リスクの実証分析：2022年「生活と支え合いに関する調査」から

生活実態を測る 一欠測（欠損）理由の要因分析と生活費用の担い手の可能性—

西村 幸満*

抄 録

多様性が認められる社会において適切な支援を実現するためには、その実態把握が重要であるため、近年国の統計の重要性は増している。回収率の悪化は、調査主体や調査目的だけでなく、調査票の設計とも無関係ではない。調査票において生活の実態を測る項目は、個人収入と世帯収入が代表的であるが、これらの項目の欠測（欠損）はほかの項目と比べて多い。本分析では、これら2つの指標に加えて、誰が生活費用を担うのかを用いて欠測理由の要因分析をおこなった。

キーワード：欠測（欠損）項目、（個人・世帯）収入、生活費用の担い手

社会保障研究 2024, vol. 9, no. 3, pp. 301-315.

I 問題の所在

戦後に人口増加と雇用による組織的生存競争を経験し発展してきた日本社会は、この10年余り、人口減少のもとさらなる新自由主義的な政治思想の展開にさらされ続けている。国の公共サービスは規制緩和と民間開放が進められて縮小しており、非正規雇用増により雇用は不安定化するとともに、少なくなったパイの取り合いによる競争は、引き続き日本社会のあり方に影響を及ぼしていくだろう。人々の生活に対する国のかかわりの縮小においては、民間だけが役割代替を担っているのではない。2000年前後の地方分権一括法、社会福祉法の制定以降、自治事務が拡大し、支援法整備が進んだ介護・生活困窮者・子育てなど生活支援の運営を地方自治体が担うようになってい

る。戦前・戦後続いてきた「強い個人」の想定が揺らぎ、労働市場への参入要件が多様化しそのハードルが高まるなか、地域がどこまでわれわれの生活安定に寄り添うのかが問われているようになっていく。

社会を測ることの目的は、上記のような日本社会の沿革と変化を正確にとらえ、内在する社会の課題を見つけ出すことにある。これまでの公的統計は、1947年の統計法制定以降、悉皆調査の国勢調査と多くの標本調査を組み合わせ、「行政のための統計」として役割を果たしてきた。近年、調査客体の回収率の低下・調査票項目の欠測（欠損）による統計精度への影響など、統計調査だけではなく学術的な社会調査にも根本的な課題が突きつけられている¹⁾。

こうした課題に向けて、2007年には統計法が改正され、基幹統計と一般統計で構成される新しい

* 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障基礎理論研究部長

¹⁾ 例えば国勢調査の「聞き取り率」は2000年の1.7%から2020年の16.7%に急騰している。

統計体系に更新して社会の変化に対応してきた。報告義務をもつ基幹統計と報告義務をもたない一般統計は、各省庁の直轄から民間開放が進められつつあり、社会情勢の変化に応じる形でオンライン調査の導入など調査法の有り様も変えて対応している。1947年の統計法制定時は、標本統計を採用し戦前調査との決別を果たしたのに対して〔竹内(2008)〕、60年後の今回は、「行政のための統計」から「社会情報基盤としての統計」への転換を宣言している。行政は分散型統計機構を維持しつつも総務省のポータルを中心に、二次利用を前提とした統計体系に変貌しつつある²⁾。同時に、調査客体の回収率、調査の欠測(欠損)には改善が求められている。

本論文は、日本社会が大きな変化を迎えるなか、その社会をとらえる統計・社会調査が従来の手法では高い精度・期待に応えられないという懸念に対して、調査法・調査票などの改善策の一つとして、欠測(欠損)理由の要因分析と生活を測る追加的な指標の検討を行うことを目的としている。次節では生活を測る指標について整理をおこない、既存の代表的な指標として収入を取り上げる。そして国立社会保障・人口問題研究所が実施した「生活と支え合いに関する調査」(一般統計)から生活費用の担い手変数を追加的な生活指標としての検討をおこなう。

II 生活³⁾を把握する

1 収入の把握と定義

生活を把握するためには、社会は家計・生計費、賃金、所得などの調査を実施してきた。公的統計においては、総務省の家計調査、厚生労働省の賃金センサス、国民生活基礎調査の所得票などが基幹統計として代表的なものである。生活の安定という生活保障の枠組みからみると〔西村(2021)〕、われわれは安定の指標として社会経済変数を用いて、社会の実態把握にアプローチしてきた。一義

的に多寡を測定できる経済変数に対して、社会変数は相対的な位置を基準にしている。経済変数の代表的なものは、生活にかかる費用の測定であり、従来の測定方法では、収入(詳細な金額の測定あるいはその簡便法として金額幅のカテゴリーの選択)の把握に加えて、世帯の収支と貯蓄・不動産などを把握する家計簿を利用した生計費があり、収支の中でも賃金・報酬などは労働に対する対価の測定指標であった。他方で、社会変数の代表は階層(収入カテゴリー、従業上の地位、職業、学歴、世帯構成など)を代表とする社会参加のあり様を指標とするものであった。

日本の収入指標が最初に直面する課題は、法律によって使用する用語が異なっていることなので、ここで簡単に整理しておこう。所得税法における収入と所得の違いは、定義上は明確で、自分の手元に入ってくるお金・物品のことを収入といい、ここから必要経費を差し引いた金額を所得という。ここに物品というのは、現物給与のことを示している。収入と所得を差異化する必要経費は、収入を得るために発生した支出のことで、例えば、パソコンや携帯の購入費・通信費、取引先の元へ行くための交通費などがある。具体的な例としては、(1) 会社の商品や物品などの資産を無償、または定価よりも低価格で受け取った場合、(2) 会社の土地や家屋、金銭などの資産を無償、または低価格で借りた場合、(3) 会社が所有する福利厚生施設の利用など(2)以外の用途を無償、または低価格で利用した場合、(4) 個人的な債務を免除または負担したことによる経済的利益が含まれる。所得は所得税の課税対象となっており、現物給与も所得税の対象であるが、条件を満たした通勤費、食事代、社宅などは非課税となっている。

個人事業主・フリーランスは、売上金額が収入となり、ここから必要経費を引くと、事業所得となる。収入を雇用先から受け取る給与所得者も、収入から給与所得控除額を引くことで給与所得者

²⁾ 2007年の統計法では、公的統計整備の第三者機関として統計委員会が設定され、その司令塔として内閣府に事務所管をおくが、2016年4月1日に総務省に移管している。

³⁾ ここでの生活水準は、豊かさの指標である「生活の質」とは一致しない。

図表1 収入の構造

収入	-	必要経費	=	所得
自営業 収入（売上）	-	必要経費	=	事業所得
雇用者 収入（給与）	-	給与所得控除額	=	給与所得
引退 収入（公的年金）	-	公的年金等控除額	=	雑所得

となる。周知のように、公的年金（国民年金、厚生年金など）は、年金受給者にとって収入となり、ここから公的年金等控除額を引いて雑所得が確定する（図表1）。

労働の対償として同じ企業から支払われる対価であっても、法律によって呼び方が変わる。賃金は雇用関係の法律で使われ、給与は所得税法、報酬は健康保険や厚生年金保険などで主に使用されている。また賃金は労働対償として月給、日給、時給が含まれ、非正社員に対して使われ、給与は正社員のように確立した雇用関係に基づいているが、実質的には同義である。賃金は人々の生活のすべてを測るものではなく、雇用先から支給される労働対償であって、収入全体と重なりはするものの、収入に比べて範囲は狭く、一致はしない。つまり賃金は、雇用されていない国民の多くをそぎ落とし、生活の実態を測定するのに限定的である。厚生労働省の「労働経済の分析」（2024, pp.21-22）によると、2023年の労働力人口は6,925万人（完全失業者（178万人）、休業者数（189万人）を含む）、就業者数は6,747万人、雇用者数は6,076万人となり賃金等によって生活水準を把握できるが生活者全体をカバーできない。およそ37%を占める非労働力人口（4,084万人）等生活者の一部は収入で把握することができるが、後述するように回答の欠測（欠損）が多いことで知られる。

このように生活を金額で把握しようとするとき、正確に把握しようとするほど、確認項目は増え、回答者の負担は大きくなる。収入項目に対する調査対象者の回答回避により欠測が生じ、それを無視すると結果にバイアスを含み、分析結果の信頼性に問題が生じてしまう〔石橋・前田（2022）〕。回収率の低下は母集団からの代表性の問題であり、情報は得られないことから信頼性の担保には高い回収率を条件に調査手法の改善と欠

測（欠損）理由の要因分析により精度の推定をする方法が一般的である〔相澤・三輪（2008）、三輪・前田（2018）、石橋・前田（2022）〕。ここには、未回収と回収された客体における欠測（欠損）率という二重のハードルがある。回収率の向上には、調査主体が調査対象者との接触密度を高め、調査の社会的な意義、データ・結果の取り扱いを理解してもらい参加を促すことに加え〔小林他（2015）〕、欠測（欠損）に影響を与える要因に対して効果のある対策を講じることが求められる。

2 収入計測の実態

大阪商業大学研究センター（2022）では、各調査時点の収入変数の単純集計をHPで公開しており、それによれば、「回答したくない」「わからない」「無回答」の合計値は個人収入では7.2~12.1%の間で、世帯収入になると26.0~40.6%の間で推移している。しかし、そもそも収入変数の導入による回収客体数への影響は不明である。一方、官庁統計の国民生活基礎調査の所得票では集計客体数/調査客体数は61.2%で、世帯票・健康票の68.0%、介護票の76.5%よりも低位であることに間違いはないが、欠測（欠損）がどの程度であるかは公表していない。

こうした動きに総務省（2016）では、調査主体（国・地方公共団体が直接行う、国が民間機関に委託、民間機関（シンクタンク、マスコミ、大学、企業等）が行う）別に「答える」調査項目の確認をしている。国・地方公共団体が直接行う調査で「答える」項目は、性別が92.2%に対して年間収入（実数記入方式）では27.2%になる。「答える」割合は、国が民間機関に委託（10.3%）、民間機関（7.4%）の順でさらに低くなり、収入は学歴、氏名、住所よりも圧倒的に「答える」割合は低い。現実はまだ少し緩やかな結果といえるが、調査主

体別の差異と、調査項目ごとの回答の欠測（欠損）傾向は揺るがないだろう。

海外の先行研究を取りまとめたYan, Churtin, and Jans (2010, p.145)によれば、収入の欠測率は20～40%となり、ほかの調査項目に対する欠測の典型的な幅の1～4%に比べ顕著に高くなるという。日本の場合は、そもそもの回収客数（率）にも影響を与えている可能性もあり、やはり収入項目は調査の信頼を左右するものといえる。

III 分析の概要—使用するデータと変数

1 データと従属変数の組成

本分析で使用するデータセットは、国立社会保障・人口問題研究所が実施する一般統計「生活と支え合いに関する調査」（2022年）である⁴⁾。この調査は、2007年に実施した旧「社会保障実態調査」を含めて2012年、2017年、2022年に個人収入と世帯収入、そして「生活費用の担い手」を確認している。4回の調査においては、「生活費用の担い手」の訊ね方を常に改訂しており微細な誤差が含まれている可能性があり、同じ条件で時点間の比較はできないため、数字を読むときには留意が必要である。4時点間でみると図表2ようになる。

調査票は、「国民生活基礎調査」の調査区から300調査区を無作為に抽出し、その調査区の全世帯に世帯票を配布し、コロナ以前は調査対象世帯の訪問時に世帯人数を確認し世帯票1枚と個人票を人数配布し、後日調査員が回収していた。2022年調査は3回訪問して応答のない場合は、世帯票と個人票3部を郵便受けに投函し、回収方法は個人の返送、オンライン、調査員回収を採用している。ここでは世帯票情報を個人に突合したデータセットを使用する。

本分析では、収入と生活費用の担い手の欠測（欠損）の要因分析を行うと同時に、多項ロジットとロジットモデルによる回帰分析をおこなう。二つの従属変数は、「生活と支え合い調査」の設計に合わせて、収入と生活費用の担い手については、ともに「回答あり」と「無回答」を設定し、収入については、特に「不詳」と「収入なし（非該当）」の類型を追加し「回答あり」を参照カテゴリーとしている。ロジットモデルにおいては、「回答あり」と「回答なし」の二値を設定し、「回答あり」を参照カテゴリーとしている。

2 説明変数の組成

説明変数は、地域ブロック、子の有無を基本に

図表2 「生活と支え合いに関する調査」の回収状況

		2022年	2017年	2012年	2007年*1
世帯票	配布調査票	16,719			
	調査客数		16,341	16,096	15,782
	回収票数		10,959	11,450	10,766
	回収率		67.1	71.1	68.2
	有効票数	8,473	10,369	11,000	10,766
	有効回収率	50.7	63.5	68.3	68.2
個人票	配布調査票	27,233			
	調査客数		26,383	26,260	20,689
	回収票数		22,800	23,733	17,466
	回収率		86.4	90.4	84.4
	有効票数	15,929	19,800	21,173	17,188
	有効回収率	58.5	75.0	80.6	83.1

注：*1は「社会保障実態調査」より

⁴⁾ 一般統計の実施は、基幹統計と異なり、毎回実施に向けた予算要求の手続きが必要であり所管する厚生労働省内のほかの一般統計とのプレゼンの審査を経て、さらに財務省の査定を受けて実施が決まる。

図表3 カテゴリー変数の記述統計

変数名	有効ケース	割合	変数名	有効ケース	割合			
世帯収入	回答あり	15,929	86.46	婚姻関係	未婚	15,557	20.83	
	不詳	15,929	2.48		あり	15,557	66.41	
	収入なし	15,929	6.75		死別	15,557	8.18	
	無回答	15,929	4.30		離別	15,557	4.58	
個人収入	回答あり	15,929	74.24	子どもの有無	いない	15,389	71.47	
	不詳	15,929	6.48		いる	15,389	28.55	
	収入なし	15,929	16.54	本人学歴	小中	15,677	12.71	
	無回答	15,929	2.74		高校	15,677	37.53	
生活費用の担い手	回答あり	15,929	94.87		短大・高専・専門・専修学校	15,677	21.57	
	無回答	15,929	5.13		大学以上	15,677	25.80	
地域ブロック	北海道・東北	15,534	10.83		在学中	15,677	2.39	
	北関東	15,534	5.80	現在の就業状態	正規	15,079	31.79	
	東京圏	15,534	30.94		非正規	15,079	17.47	
	中部・北陸	15,534	10.29		自営	15,079	7.45	
	中京・京阪圏	15,534	10.36		その他	15,079	1.80	
	大阪圏	15,534	11.28		無職	15,079	41.49	
	中国・四国	15,534	9.28	現在の暮らし向き	ゆとりある	15,608	20.20	
	九州・沖縄	15,534	11.21		ふつう	15,608	56.98	
世帯タイプ (子ども20歳未)	単独世帯	15,528	13.29		苦しい	15,608	22.82	
	夫婦のみ片方あるいは両方	15,528	19.84	健康	よい	15,863	49.24	
	夫婦のみともに非高齢者	15,528	8.82		ふつう	15,863	35.06	
	高齢者を含む子なし世帯	15,528	34.74		よくない	15,863	15.70	
	二親世帯	15,528	21.01	6ヶ月間の健康上の制限の有無	まったく	15,744	72.75	
	ひとり親世帯	15,528	2.3		ひどくはなかった	15,744	20.76	
世帯主か否か	いいえ	15,929	50.49		あった	15,744	6.50	
	はい	15,929	49.51	過去1年間病院の治療の必要	治療した	15,638	41.13	
性別	男性	15,929	52.61		治療しなかったことがある	15,638	5.44	
	女性	15,929	47.39		なかった	15,638	53.43	
年齢コホート	18-19	15,929	1.47	障害者手帳の保有	ない	14,959	94.61	
	20-24	15,929	3.65		ある	14,959	5.39	
	25-29	15,929	4.06	外出	してない	15,580	93.32	
	30-34	15,929	4.78		した	15,580	6.68	
	35-39	15,929	5.68		会話	1か月1回以下	15,668	2.61
	40-44	15,929	6.29			4~2週間に1回	15,668	3.11
	45-49	15,929	8.81			2, 3日に1回から毎日	15,668	94.28
	50-54	15,929	8.59	孤独	感じる	15,603	61.27	
	55-59	15,929	7.78			たまに感じる	15,603	22.42
	60-64	15,929	8.16			感じない	15,603	16.31
	65-69	15,929	9.33	選挙	行かない	15,619	80.29	
	70-74	15,929	11.87			行けない	15,619	5.89
	75-79	15,929	8.53			行っている	15,619	13.82
80-	15,929	11.02						

類型した世帯タイプ、世帯主か否か、性別、年齢コホート、本人学歴、婚姻関係、子どもの有無、現在の就業状態、現在の暮らし向き、健康、6ヶ月間の健康上の制限の有無、過去1年間病院の治療、

障害者手帳の保有、外出、会話、孤独、選挙を用意した。記述統計は図表3と図表4に示している。

具体的には、地域ブロックについては、北海道・東北（以下、参照カテゴリーの値はすべて1）、

図表4 量的変数の記述統計

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	欠測率
個人収入	11,825	288.28	327.53	1	22,000	25.76
世帯収入	13,773	542.25	475.63	2	22,130	13.54
世帯人数	15,534	2.75	1.26	1	15	2.48

北関東，東京圏，中部・北陸，中京・京阪圏（大阪圏を除く），大阪圏，中国・四国，九州・沖縄の8地域を用いる。

世帯タイプは，20歳以下の子の有無を第一条件として，子のいない単独世帯，夫婦のみ片方あるいは両方高齢者世帯，高齢者を含む子のいない世帯，夫婦のみともに非高齢者世帯（参照カテゴリー），子のいる世帯として，二親世帯とひとり親世帯の6つとし，調査対象者が世帯主か否か設定した。世帯人数は，人数をそのまま使用している。

属性的変数の取り扱いは，以下のように設定した。性別は男性を参照カテゴリーとし，婚姻状態は，未婚を参照カテゴリーとして，婚姻関係があり，死別，離別とした。子どもについては，子どもありを参照カテゴリーとする二値とした。年齢は，連続変数としてではなく，5歳ずつのカテゴリーに離散化して，25-29歳を参照カテゴリーとした。2022年調査では，調査対象者の年齢を18歳以上としており，18-19歳から始まる年齢コホートを，別途カテゴリー化した。本人の学歴は，卒業の有無を確認して，退学の場合は学歴を前段階に再配置している。小・中学卒を参照カテゴリーとして上位の学歴段階と比較している。就業状態は，職業を使用せず，いわゆる正規，非正規，自営，無職をカテゴリーとし，正規を参照カテゴリーとしている。

意識変数は，まず現在の暮らし向きについて，ゆとりある，ふつう，苦しいとし，ゆとりあるを参照カテゴリーとした。健康については，よくない，よい，ふつうとして，健康がよくないことを参照カテゴリーに，6ヶ月間の健康上の制約の有無は，あった，まったくなかった，ひどくはなかったであり，制約があったことを参照カテゴリーにした。過去1年間病院の治療が必要でな

かった，治療した，治療しなかったことがある，無回答について，治療が必要でなかったを参照カテゴリーにしている。障害者手帳の有無は，手帳があると手帳がないについて，障害者手帳があるを参照カテゴリーとした。

活動に関しては，外出してない，したについて，外出してない（参照カテゴリー），孤独を感じる（参照カテゴリー），たまに感じる，感じない，選挙に行かない（参照カテゴリー），行けない，行っているとした。それぞれの記述統計は，図表3と図表4に記してある。

Ⅳ 分析結果

1 記述統計

図表3と4に示すとおり，個人収入，世帯収入，生活費用の担い手の欠測（欠損）率はそれぞれ25.8%，13.5%，5.1%となっている。個人収入では，不詳が6.5%，収入なしが16.5%，無回答が2.7%なのに対して，世帯収入では不詳は2.5%，収入なしは6.8%，無回答は4.3%であった。不詳と収入なしは，個人収入の方が世帯収入よりも高く，無回答は世帯収入の方が割合は高い。欠測（欠損）率は，生活費用の担い手が最も小さく，生活状態のカバレッジだけでみれば，収入よりも幅広い回答を得ていることがわかる。通常，収入の欠測（欠損）率には，わからないと感じる人の多さに起因すると言われ〔石橋・前田（2022）〕，また既述したように，本データセットの世帯収入は個々の世帯員の個人収入を足しあげたものであるために，ほかの世帯員によって個人収入の収入なしと不詳の多くは補完された結果といえる。

2 多項ロジットの分析結果

図表5は，欠測（欠損）理由の要因を投入した多

図表5 多項ロジットモデルの分析結果

	個人収入						世帯収入			
	回答あり		回答あり		回答あり		回答あり		回答あり	
	vs.無回答	vs.不詳	vs.不詳	vs.不詳	vs.非該当	vs.非該当	vs.無回答	vs.無回答	vs.非該当	vs.非該当
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
切片	-2.144 ***	0.583	1.173 **	0.396	-1.466 ***	0.315	0.237	0.494	-2.152 ***	0.403
地域ブロック(ref:北海道・東北)										
北関東	-0.515 +	0.271	0.068	0.171	0.195	0.136	-0.076	0.196	-0.082	0.177
東京圏	-0.067	0.165	-0.024	0.121	0.118	0.095	-0.191	0.134	0.002	0.116
中部・北陸	-0.246	0.208	-0.239	0.153	0.142	0.114	-0.391 *	0.177	-0.012	0.142
中京・京阪圏	-0.273	0.210	-0.059	0.148	-0.027	0.118	-0.333 +	0.174	-0.055	0.146
大阪圏	-0.521 *	0.224	-0.261 +	0.153	0.123	0.110	-0.373 *	0.171	0.009	0.136
中国・四国	-0.472 *	0.227	-0.136	0.151	-0.124	0.120	-0.239	0.171	-0.189	0.150
九州・沖縄	-0.090	0.197	-0.233	0.154	0.232 *	0.113	-0.297 +	0.168	-0.090	0.143
世帯タイプ(ref:夫婦のみとにも非高齢者)										
単独世帯	-0.256	0.289	-0.012	0.258	0.001	0.171	0.331	0.248	0.826 ***	0.223
夫婦のみ片方あるいは両方高齢者	-0.383	0.259	0.101	0.229	-0.220	0.142	0.091	0.221	0.791 ***	0.196
高齢者を含む子なし世帯	0.033	0.226	0.040	0.226	-0.017	0.142	-0.242	0.227	0.424 *	0.208
二親世帯	-0.156	0.265	-0.145	0.264	0.190	0.170	-0.135	0.279	0.284	0.261
ひとり親世帯	-0.325	0.438	-0.236	0.353	0.236	0.235	0.000	0.391	1.088 ***	0.308
世帯主か否か(ref:はい)										
いいえ	-0.034	0.158	-0.203 +	0.116	-0.606 ***	0.089	0.332 *	0.136	0.415 ***	0.111
世帯人数	0.046	0.063	0.139 **	0.050	-0.009	0.038	-0.211 **	0.077	-0.320 ***	0.070
女性ダミー	-0.178	0.144	-0.354 **	0.106	-0.432 ***	0.078	-0.448 ***	0.120	-0.366 ***	0.095
年齢コホート(ref:25-29歳)										
18-19	-13.158	585.629	1.496 ***	0.352	1.197 ***	0.217	0.975	0.611	-0.065	0.336
20-24	-0.038	0.375	-0.386	0.326	-0.653 **	0.235	-0.174	0.471	-0.754 *	0.327
30-34	-0.045	0.374	-0.620 +	0.354	-0.451 *	0.223	0.044	0.458	-0.731 *	0.329
35-39	0.130	0.358	-0.329	0.311	-0.281	0.213	0.575	0.415	-0.448	0.305
40-44	-0.046	0.366	-0.001	0.294	-0.473 *	0.212	0.694 +	0.409	-0.438	0.296
45-49	0.155	0.346	0.098	0.276	-0.578 **	0.207	0.679 +	0.396	-0.384	0.277
50-54	0.413	0.347	-0.179	0.290	-0.575 **	0.208	0.528	0.400	-0.303	0.271
55-59	0.051	0.374	-0.063	0.303	-0.273	0.213	0.496	0.411	-0.164	0.273
60-64	0.063	0.386	0.093	0.304	-0.508 *	0.214	0.471	0.414	-0.223	0.272
65-69	0.280	0.391	0.367	0.294	-1.578 ***	0.217	0.666	0.411	-0.950 **	0.278
70-74	-0.018	0.402	0.456	0.291	-1.708 ***	0.215	0.731 +	0.408	-0.651 *	0.272
75-79	-0.392	0.441	0.774 **	0.294	-1.773 ***	0.221	1.141 **	0.410	-0.642 *	0.279
80-	0.030	0.426	0.584 *	0.297	-1.614 ***	0.220	1.039 *	0.410	-0.559 *	0.276
婚姻関係(ref:未婚)										
あり	-0.444 *	0.215	-0.936 ***	0.143	-0.174	0.121	-0.746 ***	0.161	-0.097	0.150
死別	-0.435	0.293	-0.937 ***	0.169	-0.181	0.139	-0.759 ***	0.176	-0.414 **	0.157
離別	-0.489	0.302	-1.107 ***	0.231	-0.137	0.161	-1.354 ***	0.252	0.005	0.164
子どもの有無(ref:いない)										
いる	-0.369 +	0.188	-0.715 ***	0.136	-0.138	0.096	-0.633 ***	0.145	-0.047	0.113
本人学歴(ref:小中)										
高校	-0.410 *	0.168	-1.092 ***	0.092	-0.606 ***	0.079	-0.670 ***	0.107	-0.536 ***	0.090
短大・高専・専門・専修学校	-0.359 +	0.186	-1.318 ***	0.123	-0.542 ***	0.093	-0.884 ***	0.140	-0.674 ***	0.116
大学以上	-0.506 **	0.188	-1.900 ***	0.141	-0.901 ***	0.102	-1.389 ***	0.155	-0.832 ***	0.122
在学中	-1.059	0.782	-0.955 **	0.340	-1.663 ***	0.220	-1.452 *	0.640	-0.766 *	0.311

現在の就業状態(ref:正規)										
非正規	-0.439 **	0.150	-1.029 ***	0.142	-0.517 ***	0.140	-0.796 ***	0.151	-0.854 ***	0.184
自営	0.244	0.172	-0.474 **	0.160	0.572 ***	0.162	-0.468 **	0.180	0.081	0.192
その他	-0.326	0.395	-0.377	0.295	0.402	0.290	-0.791 *	0.375	0.333	0.287
無職	-0.214	0.166	-0.117	0.102	3.370 ***	0.097	-0.644 ***	0.112	1.290 ***	0.110
現在の暮らし向き(ref:ゆとりある)										
ふつう	0.064	0.131	-0.314 **	0.091	0.180 *	0.072	-0.278 **	0.104	0.231 *	0.097
苦しい	0.008	0.163	-0.240 *	0.113	0.415 ***	0.087	-0.109	0.126	0.462 ***	0.111
健康(ref:よくない)										
よい	0.280 *	0.112	0.481 ***	0.085	0.060	0.063	0.508 ***	0.097	0.103	0.082
ふつう	0.322 +	0.187	0.255 *	0.126	-0.005	0.092	0.143	0.146	0.068	0.113
6ヶ月間の健康上の制限の有無(ref:あった)										
まったく	-0.305 *	0.152	0.007	0.098	0.004	0.072	-0.039	0.112	0.208 *	0.087
ひどくはなかった	-0.520 +	0.291	0.128	0.154	-0.033	0.114	0.335 +	0.173	0.194	0.137
過去1年間病院の治療の必要(ref:なかった)										
治療した	-0.164	0.250	-0.001	0.183	0.191	0.128	-0.286	0.218	0.310 *	0.155
治療しなかったことがある	0.029	0.112	0.301 ***	0.083	0.320 ***	0.060	0.153	0.093	0.417 ***	0.077
障害者手帳の保有(ref:ある)										
ない	-0.279	0.307	-0.146	0.164	0.214 *	0.104	-0.230	0.192	0.264 *	0.119
外出(ref:してない)										
した	0.187	0.215	0.159	0.130	0.541 ***	0.095	0.223	0.148	0.487 ***	0.108
会話(ref:1カ月1回以下)										
4~2週間に1回	-0.035	0.441	-1.796 ***	0.217	-0.316 +	0.182	-1.238 ***	0.231	-0.320 +	0.185
2, 3日に1回から毎日	-0.080	0.321	-2.061 ***	0.118	-0.508 ***	0.133	-1.442 ***	0.128	-0.537 ***	0.132
孤独(ref:感じる)										
たまに感じる	-0.276 *	0.135	-0.153	0.094	0.090	0.067	-0.386 **	0.112	0.147 +	0.083
感じない	-0.008	0.148	-0.285 *	0.113	0.216 **	0.075	-0.364 **	0.126	0.190 *	0.093
選挙(ref:行かない)										
行けない	0.123	0.195	0.248	0.169	-0.192	0.147	0.378 *	0.186	-0.354 +	0.213
行っている	0.188	0.147	-0.203 +	0.116	0.208 **	0.074	0.001	0.128	0.210 *	0.092
N										15,528
対数尤度										-9361.33
カイ2乗										5948.09 ***
自由度										168
										112

項ロジットモデルの分析結果である。個人収入については、男性に比べて女性は不詳や非該当を選択しにくい。世帯主と比べて世帯主ではない人は、不詳や非該当を選択しにくい。世帯人数が増えると不詳を選択しやすい。未婚と比べて婚姻経験がある方が不詳を選択しにくく離別・死別でも不詳を選択しにくい。現在18歳未満の子どもがいないと比べて子どもがいる人は、不詳を選択しにくい。年齢は25-29歳と比べて上の世代は非該当を選択しにくく、60歳以降でその傾向は顕著になる。また75-79歳・80歳以上で25-29歳と比べて不

詳を選択しやすい。また今回個人票に加わった18-19歳は、不詳や非該当を選択しやすい。

地域については、北海道・東北に比べて大阪圏と中国・四国で無回答を選択しにくく、大阪圏では不詳が選択しにくい。九州・沖縄では非該当を選択しやすい。学歴においては、小中卒と比べてどの学歴段階でも無回答、不詳、非該当を選択しにくく、在学中も同様である。就業状態において正規と比べて非正規は無回答、不詳、非該当を選択しにくく、自営では不詳を選択しにくいものの非該当は選択しやすくなっている。無職で非該当

が選択されやすいというまっとうな結果も出ている。現在の暮らし向きにゆとりがあると比べて、ふつうと苦しいで不詳を選択しにくく、非該当を選択しやすい。

健康面については、よくないと比べてよい、ふつうで無回答と不詳が選択しやすくなっている。過去1年間病院の治療が必要ではなかったに比べて、治療しなかったことがあるは不詳と非該当を選択しやすい。障害手帳を保有していると、保有していないと比べて非該当を選択しやすい。

活動面については、先週外出してないに比べて外出したについては、非該当を選択しやすい。会話頻度において1カ月1回以下と比べて多いと不詳と非該当を選択しにくい。孤独を感じるに比べて感じないは不詳を選択しにくく、非該当を選択しやすい。選挙に行かないに比べて行っているは、不詳を選択しにくく、非該当を選択しやすい。

世帯収入については、男性に比べて女性は無回答と非該当を選択しにくい。世帯タイプでは夫婦のみとともに非高齢者と比べて、単独世帯、夫婦のみ片方あるいは両方高齢者世帯、高齢者を含む子なし世帯、ひとり親世帯は非該当を選択しやすい。世帯主と比べて世帯主でないは無回答と非該当を選択しやすい。世帯人数が増えると無回答と非該当を選択しにくい。

未婚と比べて婚姻経験がある人は無回答を選択しにくい。死別も未婚と比べ非該当を選択しにくい。現在18歳未満の子どもがいない人と比べて子どもがいる人は無回答を選択しにくい。年齢は25-29歳と比べて前後の20-24歳と30-34歳の人は非該当を選択しにくく、65歳以上の人でも非該当を選択しにくい。学歴においては、小中卒と比べてどの学歴段階でも無回答と非該当を選択しにくく、在学中も同様である。就業状態が正規の人と比べて、非正規、自営、その他、無職で無回答を選択しにくく、非正規で非該当を選択しにくい。無職で非該当を選択しやすい結果は、個人収入と同じである。現在の暮らし向きにゆとりがある人と比べて、ふつうで無回答を選択しやすく、ふつうと苦しいで非該当を選択しやすい。

健康面については、よくない人と比べてよいが

無回答を選択しやすい。過去1年間病院の治療が必要でなかった人に比べて、治療したと治療しなかったことがある人で非該当を選択しやすい。障害者手帳の保有がある人は保有がないと比べて非該当を選択しやすい。

活動面については、先週外出していない人に比べ外出した人は非該当を選択しやすい。会話頻度において1カ月1回以下と比べて多いと無回答と非該当を選択しにくい。孤独を感じると比べたまに感じる、感じないは無回答を選択しにくく非該当を選択しやすい。選挙に行かない人と比べ行けない人は、無回答を選択しやすく、非該当を選択しにくい。また選挙に行っている人は、非該当を選択しやすい。

3 ロジット（二項）の分析結果

図表6は、個人収入、世帯収入、生活費用の担い手について無回答、不詳、非該当をまとめて二項ロジットモデルで検証した結果である。個人収入においては、中国・四国と比べ北海道・東北に居住している人、夫婦のみ片方あるいは両方高齢者世帯と比べ夫婦のみともに非高齢者世帯であり、世帯主で、男性、20-24歳、30-34歳、65歳以上に比べて25-29歳の人、18-19歳、未婚者で、子どもがおらず、小中卒など学歴が低い人、非正規・無職に比べ正規、健康がふつう以上で、病院での治療をしなかったことがあり、先週外出しており、1カ月に1回以下の会話しかない場合に無回答になりやすい。

欠測（欠損）理由を無回答1つに集約したために有意ではなくなったのは、北関東、大阪圏、世帯人数、40-44歳、45-49歳、50-54歳、60-64歳、自営、現在の暮らし向きがふつう以上、6カ月間の健康上の制限がなく、障害者手帳の保有、孤独をたまに感じ、選挙に行っている人である。欠測（欠損）理由を分けていた場合には、北関東、6カ月間の健康上の制限の問題がまったくなかった、ひどくはなかった、孤独をたまに感じるが無回答のみで効果があり、世帯人数は不詳のみで、九州・四国は非該当のみで効果をもち、大阪圏は無回答と不詳で、自営は不詳と非該当に共通して効果をもって

図表6 二項ロジットモデルの分析結果

	個人収入		世帯収入		生活費用の担い手	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
切片	1.229 ***	0.230	-0.003	0.308	1.618 ***	0.401
地域ブロック(ref:北海道・東北)						
北関東	0.076	0.107	-0.071	0.137	0.260	0.189
東京圏	0.085	0.075	-0.060	0.092	0.048	0.139
中部・北陸	-0.006	0.091	-0.151	0.115	-0.087	0.173
中京・京阪圏	-0.053	0.092	-0.155	0.116	0.065	0.167
大阪圏	-0.032	0.089	-0.115	0.111	0.092	0.166
中国・四国	-0.160 +	0.094	-0.194	0.118	-0.023	0.174
九州・沖縄	0.081	0.089	-0.154	0.113	0.040	0.168
世帯タイプ(ref:夫婦のみとみに非高齢者)						
単独世帯	-0.184	0.132	0.557 **	0.169	-0.520 *	0.244
夫婦のみ片方あるいは両方高齢者	-0.226 *	0.111	0.503 **	0.149	-0.440 *	0.208
高齢者を含む子なし世帯	-0.059	0.108	0.123	0.156	-0.659 **	0.206
二親世帯	0.011	0.128	0.107	0.194	-0.645 **	0.248
ひとり親世帯	-0.050	0.186	0.602 *	0.246	-0.671 +	0.351
世帯主か否か(ref:はい)						
いいえ	-0.402 ***	0.069	0.381 ***	0.089	-0.216 +	0.126
世帯人数	0.030	0.030	-0.274 ***	0.053	0.082	0.056
女性ダミー	-0.421 ***	0.062	-0.413 ***	0.077	-0.093	0.111
年齢コホート(ref:25-29歳)						
18-19	1.215 ***	0.199	0.146	0.298	0.587	0.402
20-24	-0.392 *	0.171	-0.625 *	0.268	-0.242	0.342
30-34	-0.309 +	0.167	-0.502 +	0.264	0.133	0.325
35-39	-0.154	0.159	-0.110	0.241	0.150	0.312
40-44	-0.175	0.157	-0.033	0.234	0.384	0.301
45-49	-0.152	0.152	0.008	0.222	0.520 +	0.285
50-54	-0.152	0.155	-0.023	0.222	0.104	0.301
55-59	-0.032	0.161	0.056	0.227	0.191	0.313
60-64	-0.007	0.163	0.070	0.227	0.333	0.315
65-69	-0.619 ***	0.167	-0.313	0.230	0.510	0.315
70-74	-0.772 ***	0.166	-0.116	0.226	0.603 *	0.310
75-79	-0.746 ***	0.170	0.035	0.230	0.675 *	0.316
80-	-0.706 ***	0.170	0.042	0.229	0.625 *	0.314
婚姻関係(ref:未婚)						
あり	-0.514 ***	0.092	-0.440 ***	0.115	-1.332 ***	0.150
死別	-0.586 ***	0.112	-0.636 ***	0.125	-1.516 ***	0.190
離別	-0.579 ***	0.129	-0.517 ***	0.140	-1.135 ***	0.237
子どもの有無(ref:いない)						
いる	-0.366 ***	0.077	-0.306 **	0.093	-0.664 ***	0.136
本人学歴(ref:小中)						
高校	-0.861 ***	0.063	-0.627 ***	0.072	-1.038 ***	0.101
短大・高専・専門・専修学校	-0.877 ***	0.074	-0.800 ***	0.093	-1.478 ***	0.138
大学以上	-1.250 ***	0.079	-1.099 ***	0.099	-1.905 ***	0.148
在学中	-1.266 ***	0.185	-0.753 **	0.274	-1.840 ***	0.413

現在の仕事の内容(ref:正規)						
非正規	-0.786 ***	0.085	-0.866 ***	0.118	-0.963 ***	0.159
自営	0.148	0.100	-0.242 +	0.134	-0.447 *	0.173
その他	-0.093	0.193	-0.246	0.233	-0.411	0.320
無職	1.787 ***	0.063	0.430 ***	0.078	-0.553 ***	0.107
現在の暮らし向き(ref:ゆとりある)						
ふつう	-0.045	0.056	-0.035	0.072	-0.800 ***	0.090
苦しい	0.107	0.068	0.183 *	0.086	-1.402 ***	0.133
健康(ref:よくない)						
よい	0.211 ***	0.049	0.271 ***	0.065	0.246 **	0.094
ふつう	0.128 +	0.075	0.121	0.093	0.317 *	0.136
6ヶ月間の健康上の制限の有無(ref:あった)						
まったく	-0.037	0.058	0.119 +	0.072	0.096	0.108
ひどくはなかった	-0.055	0.095	0.238 *	0.113	0.005	0.169
過去1年間病院の治療の必要(ref:なかった)						
治療した	0.114	0.102	0.107	0.130	0.209	0.181
治療しなかったことがある	0.262 ***	0.048	0.303 ***	0.062	0.127	0.092
障害者手帳の保有(ref:ある)						
ない	0.107	0.091	0.138	0.106	-0.023	0.166
外出(ref:してない)						
した	0.355 ***	0.081	0.373 ***	0.093	0.261 +	0.134
会話(ref:1カ月1回以下)						
4~2週間に1回	-1.162 ***	0.145	-0.788 ***	0.151	-1.236 ***	0.219
2, 3日に1回から毎日	-1.398 ***	0.098	-1.051 ***	0.098	-1.675 ***	0.120
孤独(ref:感じる)						
たまに感じる	-0.035	0.054	-0.064	0.069	-0.127	0.104
感じない	0.043	0.062	-0.032	0.078	-0.242 *	0.122
選挙(ref:行かない)						
行けない	-0.053	0.103	-0.029	0.144	-0.154	0.207
行っている	0.100	0.062	0.138 +	0.078	-0.011	0.117
N	15,528		15,528		15,528	
対数尤度	-7044.67		-4676.63		-2525.455	
カイ2乗	3633.30 ***		1611.12 ***		1240.75	
自由度	56		56		56	

いた。これらの効果は、集約した無回答（二値）のなかでは見えなくなっている。

世帯収入においては、単独世帯、夫婦のみ片方あるいは両方高齢者世帯、ひとり親であり、世帯主でなくて、世帯人数が少ない人ほど、男性、20-24歳、30-34歳と比べ25-29歳で、未婚者で子どもがおらず、小中卒、非正規、自営、無職よりも正規で就業している人、生活が苦しく、健康がよく、制限はなく、治療しなかったことがある人、先週外出し、1カ月に1回以下の会話しかなく、選挙には行っている場合には無回答になりやすい。

個人収入同様に、欠測（欠損）理由を無回答に集約したために有意でなくなったのは、中部・北陸、中京・京阪圏、大阪圏、九州・沖縄、40-44歳、45-49歳、70歳以上、その他の就業形態、選挙に行っているである。欠測（欠損）理由をわけて分析していた場合には、中部・北陸、中京・京阪圏、大阪圏、九州・沖縄、40-44歳、45-49歳、就業状態がその他であると無回答への効果があり、高齢者を含む子なし世帯、過去1年間病院の治療には非該当に効果があり、年齢70歳以上と現在の暮らし向きが普通には、無回答・非該当両方に効果が

あった。しかし、無回答と非該当を集約するとこれらの効果は見えなくなっている。

生活費用の担い手は、夫婦のみともに非高齢者と比べてすべてのタイプの世帯において無回答を選択しやすく、世帯主ではなく、45-49歳、70歳以上、未婚者、子どもがいない、高卒以上、非正規と自営に比べて正規であり、現在の暮らし向きがふつうか苦しい、健康がふつう以上で、外出し、月1回以上の会話しかなく、孤独を感じる場合には無回答になりやすいという結果となった。

V 生活を把握する統計を目指して

1 先行研究と本分析の結果

石橋・前田(2022, p.225)は、欠測(欠損)を説明する要因として海外の事例から本分析に投入した要因について確認をしており、個人収入においては年齢、職業、学歴、婚姻状態、居住地域、都市規模により左右されることを指摘する。世帯収入については、日本の事例を含めて本分析に投入した要因を確認し、性別、年齢、世帯人数、世帯構造、学歴、婚姻状態、居住地域、職業的地位、職業を列挙している。

本分析の結果は、おおむね上記の要因の影響を追認している。ただし、特に頑強と思われる要因を指摘すると、未婚を参照カテゴリーとした婚姻状態、子どもの有無、小中卒を参照カテゴリーとした学歴、正規を参照カテゴリーとした非正規と無職、健康状態のよさ、会話頻度の低さの6つの要因は二値のロジットモデルにおいてだけではなく、無回答、不詳、非該当を分けた多項ロジットにおいて検証をおこなっても有意な結果を示している。

石橋・前田(2022)は、先行研究のレビューから、欠測(欠損)の発生に日本特有のローカル・ルールが存在を示しているが本分析では見い出せなかった。

2 生活費用の担い手の可能性

本論文は、国内では「社会階層と社会移動調査(SSM)」と「日本版総合的社会調査(JGSS)」の2

つで実施されていた収入の欠測(欠損)理由の分析を、一般統計である「生活と支え合いに関する調査」を用いて分析したものである。また併せて人々の生活を測定するにあたって、欠測(欠損)率が非常に高い収入を補完する新たな指標として生活費用の担い手の検討もおこなった。

日本の先行研究では、個人に対して該当する世帯収入カテゴリーを回答する手順をとっているため、「生活と支え合いに関する調査」の欠測(欠損)率では、世帯収入の方が低くなっている。それはデータセットの作成過程で、個々の個人収入を世帯で足し上げて補完した値を世帯収入としているので、欠測(欠損)率は個人収入が高くなっている。世帯収入の中に個人収入の欠測率が潜在化していると考えられる。

生活費用の担い手の欠測(欠損)率は、統計調査・社会調査のなかで最も欠測(欠損)率が高い収入変数において、個人収入に対しては5分の1以下、世帯収入に対して半分以下の5.1%であった。欠測(欠損)の要因分析の結果、個人収入・世帯収入と同じ複数の頑強な要因の影響をもち、さらには収入にはみられない世帯タイプ別の影響が確認されることから、生活者を把握するのに適した側面を有することが確認された。

最後に、欠測(欠損)の解消に向け、抽出された要因の対策について整理をおこなう。特にわれわれの生活を支える点で合意がある経済的な要因を中心に、統計調査・社会調査における欠測(欠損)の解消と、さらには調査客体の回収率の向上という観点に留意して検討をおこないたい。

例えば、石橋・前田(2022)は、収入の欠測(欠損)の要因分析の結論として分析法の検討を提起しているが、これはデータユーザー側の立場であり、欠測(欠損)の解消をはじめ、回収率の向上に向けたわれわれの立場とは異なっている。要因分析の結果に基づいた欠測(欠損)の要因の特定以降、分析法の構築とそもそもの解消に向けた対策をとる調査実施者の立場はこの時点で分岐している。

調査実施者の立場からは、調査回収率の向上は調査全体の信頼性につながる問題であり、欠測

（欠損）の解消は、分析サンプルが小さくなることによる非効率性〔Zarnoch, Cordell, Betz, & Bergstrom (2010)〕と結果にバイアスを含むことによる信頼性〔Little & Rubin (2022)〕の棄損という二重構造になっているため両者を放置したままにできない。

回答者の立場からすれば、調査項目によって答えやすい項目と答えにくい項目は明白であるうえに、調査主体—特に国・地方自治体の調査の方が回答を得やすい〔総務省 (2016)〕ことを鑑みて回答者が答えにくい項目から回答を得るためには、今以上の丁寧な説明に加えて、調査の趣旨・調査項目の主旨について理解を得る方法の模索が必要である。

調査実施者の手続きとしては、調査の趣旨の理解に向けた対策が必要である。基本的な属性変数（性・年齢・学歴など）の効果が頑強にみられたのは、調査趣旨の理解に個人の属性が強くかかわっていることを示しており、調査実施者あるいは訪問調査員が調査について同じ趣旨説明をマニュアル通りにしても、調査回答者の受け取り方に差が出ていることを示している。この理解の差は、収入に顕著に表れており、このことが人々の生活を把握することを妨げているのである。この差を埋めるためには、訪問時に確認した世帯構成等の情報を踏まえて欠測（欠損）しやすい項目の説明（どのような表になるのか、政策の活用事例など）を調査員・媒体を通じて提示する必要があるだろう。そしてこれらのことは、近年個人情報を理由に調査自体を拒否する調査対象者への趣旨説明とも直結する課題である⁵⁾。

さらにこの課題は、いわゆる非標本誤差とかかわっており、課題の解決には調査過程に関与するさまざまなアクターの取りまとめが必要であり、一調査の範疇を超えた、統計制度の在り方にかかわる課題である。調査対象者が調査の趣旨を理解し調査協力を向上し、各調査項目を正確に理解して回答し、誤回答や欠測（欠損）をゼロに近づけるためには、調査実施者の調査手続きと調査法・

調査票設計を負担感のないものに改善する不断の努力、また熟達した調査員の調達・育成が不可欠である。

そして近年最も懸念される非標本誤差の内容が、調査員の遺失問題〔西村 (2024)〕である。日本では1947年に国直轄で調査をおこなうための統計調査員制度を採用したものの自然減が進み、1972年登録調査員制度の導入による民間登用の補完が進められた。2007年以降、さらなる民間開放を進めたことが、経験と知識をもった調査員の調達を困難にしており〔西村 (2024)〕、むしろ近年の回収率の低下・欠測（欠損）の増加と不可分の関係にある。量的なデータに基づくEBPMを志向する行政政府においては、今後減少する統計調査員の歯止めの対策も「公的統計の整備に関する計画」には見られない。地方分権一括法における基幹統計の法定受託事務の規定により国単独で統計の仕組みを変えられないことや、2006年の公共サービス法による統計の民間開放の方針など、統計制度の外堀が埋められており身動きをとれない実情もある。国と地方自治体で統計専門職の拡大に向けた取り組みは、調査実施者の調査過程の改善と併せて不可欠な取り組みとなる。

付記

本分析で用いた調査票情報は、国立社会保障・人口問題研究所プロジェクト「生活と支え合いに関する調査」のもと、統計法第32条に基づく課室内利用申請により使用承認を得たものである。

参考文献

- 相澤真一・三輪哲 (2008) 「2005年データにおける経済的不平等指標の基礎的検討—世帯収入を中心に」、三輪哲・小林大祐 (編) 『2005年SSM調査シリーズ1 2005年SSM日本調査の基礎分析構造・趨勢・方法』, pp.95-109。
- 石橋学・前田忠彦 (2022) 「欠測が多い項目における欠測理由の要因分析—収入と性交渉の頻度を例として—」, 『行動計量学』, Vol.49, No.2, pp.223-236。
- 小林盾・武藤正義・渡邊大輔・香川めい・見田朱子 (2015) 「回収率70%への挑戦—郵送調査でどのよう

⁵⁾ なお、個人情報保護法の主体は、多数の個人を識別できる情報を収集・管理（保管、提供・開示の判断）する調査実施者の規定である。1,000人以上の個人情報ファイル簿の作成が義務付けられている。

- に接触を最小化できるのか—], 『成蹊大学一般研究報告』, 第49巻第1分冊。
- 厚生労働省 (2024) 『労働経済の分析—人手不足への対応』。
- Little, R.J.A, and Rubin, D.B. (2019). *Statistical Analysis with Missing Data*, 3rd Edition, Wiley.
- 三輪哲・前田忠彦 (2018) 「2015年SSM調査による調査不能と項目無回答の基礎分析」, 保田時男 (編) 『2015年SSM調査報告書1 調査方法・概要』, 2015年SSM調査研究会, pp.13-27。
- 西村幸満 (2021) 『生活不安定層のニーズと支援 シングル・ペアレント, 単身女性, 非正規就業者の実態』 勁草書房。
- (2024) 「量的調査の回収率・精度向上に向けた調査員の確保・育成研究—統計法・統計委員会をめぐる政治モデルの検討に基づいて—」, 教育社会学会第76回年次大会 (信州大学: 2024年9月13日)。
- 大阪商業大学研究センター (2022) 「JGSSの調査概要索引と単純集計」, 文部科学省大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点大阪商業大学研究センター, https://jgss.daishodai.ac.jp/surveys/sur_hpdata.html (最終確認日: 2024年10月7日)。
- 大竹文雄 (2005) 『日本の不平等: 格差社会の幻想と未来』, 日本経済新聞社。
- 佐藤俊樹 (2000) 『不平等社会日本: さよなら総中流』, 中公新書。
- 総務省 (2016) 「統計調査等の報告負担に関する調査 (平成18年3月) —結果の概要 (目次) —」, www.soumu.go.jp/toukei_toukatsu/index/seido/02toukatsu01_03000085.html#3 (最終確認日: 2024年10月7日)。
- 橋本俊詔 (1998) 『日本の経済格差: 所得と資産から考える』, 岩波新書。
- 竹内啓 (2008) 「政府統計の役割と統計改革の意義」, 国友直人・山本拓監修・編著 『21世紀の統計学 社会・経済の統計科学』, pp.91-119。
- 保田時男 (2005) 「JGSSデータによる父学歴の欠損メカニズムの分析: 〈わからない〉と〈無回答〉の違い」, 『日本版General Social Surveys 研究論文集: JGSS-2000で見た日本人の意識と行動』, 4, pp.243-256。
- Yan, T., Churtin, R. & Jans, M. (2010). Trends in Income Nonresponse Over Two Decades. *Journal of Official Statistics*, 26, 1, pp.145-164.
- Zarnoch, S. J., Cordell, H. K., Betz, C. J., & Bergstrom, J. C. (2010). Multiple imputation: an application to income nonresponse in the National Survey on Recreation and the Environment, Research Paper SRS-49, Asheville, NC: U.S. Department of Agriculture Forest Service, Southern Research Station.

(にしむら・ゆきみつ)

To Measure the Actual Living Conditions for Using National Statistics: Analysis of Reasons for Item Nonresponse and Examining New Living Variables

NISHIMURA Yukimitsu*

Abstract

In order to provide appropriate support in a society that accepts diversity, it is important to understand the actual situation, so national statistics have become increasingly important in recent years. The decline in response rates is related not only to the survey organizers and survey objectives, but also to the design of the questionnaire. The most typical items in the questionnaire that measure living conditions are personal income and household income, but there are more item nonresponses for these items than for other items.

This paper conducted a factor analysis of item nonresponse using personal income, household income, and who is responsible for living expenses as indicators of living conditions as new a new complementary variable.

Keywords : Item nonresponse, Household income, Individual income, Someone who covers living expenses

* Director, National Institute of Population and Social Security Research

特集：ライフコースにおける社会的リスクの実証分析：2022年「生活と支え合いに関する調査」から

高齢社会における多世代同居の現代的諸相 —高齢者のウェルビーイングに着目して—

齊藤 知洋*

抄 録

本稿では、「第3回生活と支え合いに関する調査」（2022年実施）の調査票情報を用いて、近年政策的にも注目を集めている多世代同居が、世帯や高齢者個人のウェルビーイングに及ぼす影響について検討した。一連の分析から得られた主要な知見は次の二点である。

第一に、子との同居率は高齢者の年齢が高いほど上昇しているが、旧来的な子世代夫婦との同居は現在では少数派となっており、その大多数が成人無配偶子（子単身）との同居によって構成されている。そして、子との同居の規定要因は、子の婚姻状況によって異なる一方で、多世代同居を選択する高齢者は死別者や教育水準が相対的に低い層に偏っている点で共通していた。第二に、多世代同居は等価可処分所得を引き上げるが、その効果は子単身同居の場合には限定的であった。さらに、成人無配偶子との同居は、相対的剥奪を経験するリスクを高めると同時に、高齢者のメンタルヘルスを悪化させることも明らかとなった。

これらの分析結果は、多世代同居が公的社会保障制度の代替として十分に機能せず、むしろ高齢者のウェルビーイングを低下させる可能性を示唆するものである。

キーワード：高齢者、多世代同居、世帯所得、相対的剥奪、メンタルヘルス

社会保障研究 2024, vol.9, no.3, pp.316-330.

I 問題の所在：高齢者の生活保障と多世代同居

高齢社会を迎えた日本において、年金・医療・介護等をめぐる税制・社会保障制度の見直しが喫緊の政策課題となっている。総人口に占める高齢者の割合（2020年）は28.6%に達し、実数も約3,600万人に上っている〔総務省「国勢調査」〕。そして2025年には、膨大な人口規模を擁する「団塊の世代」（1947-1949年生まれ）がすべて後期高齢

者となり、社会保障給付費のさらなる増加が懸念されている〔厚生労働省（2020）〕。こうした状況を受け、「人生100年時代」や「健康寿命」延伸をスローガンに、高齢者が人口減少社会を支える側の人材として長く活躍することが期待され、高齢期の就業や健康、ウェルビーイング（well-being）に対する注目度も年々高まっている。

ほかの先進国に類を見ない急速な高齢化の過程で、高齢者扶養に対して第一義的な責任を担ってきた家族のかたちも著しく変化した。1961年に国

* 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障基礎理論研究部 研究員

民皆年金・皆保険体制が確立した後も、高齢者の生活保障に対して子世代との同居が果たす役割は大きく、「福祉における含み資産」〔厚生省（1978）〕として高い価値が置かれた。その後、65歳以上の者がいる世帯のうち、三世帯世帯の割合は50.1%（1980年）から9.3%（2021年）へと大幅に低下し、単独世帯や夫婦のみから成る世帯が全体の6割を超えるようになった。他方で、晩婚化・非婚化の進展は成人未婚子との同居を長期化させ、無配偶者と同居する高齢者の割合は、同期間で10.3ポイント増加している（2021年：26.8%）〔厚生労働省「国民生活基礎調査」〕。

世帯規模が縮小する一方で、2000年代半ば以降には多世代同居を通じた世代間の連帯や家族の相互扶助機能を再強化しようとする動きが見られる。例えば、歯止めがかからない少子化への対策として、2019年5月の「ニッポン一億総活躍プラン・働き方改革実行計画フォローアップ」では、三世帯の同居・近居に向けた環境づくりの推進や税制上の軽減措置を講じることが掲げられた。さらに内閣府の平成28年度税制改正要望では、多世代同居の副次的な効果として、「同居による家庭内介護により祖父母世代の介護関連費を抑制し、社会保障費負担の軽減に資する」とされた。

一連の政策立案では、高齢者と子どもの双方が育児や介護等における私的なサポート資源として、相補・互酬的な役割を担うことが前提にある。しかしながら、過去40年間で量・質ともに劇的な変化を遂げた多世代同居が、公的社会保障制度の代替として、世帯員のウェルビーイングの向上に寄与するかについては、より慎重な議論が求められる。それは同居を通じた生活空間や家計の共有は、世代間で私的ケアの授受を容易にする一方で、その高い親密性ゆえに支援ニーズの充足や調整が日常的に求められるからである。さらに、同居者がサポート提供者としてその能力を十分発揮できるか否かは、当人の社会経済的地位にも依存し、その影響力は扶養者から被扶養者へと家庭内の役割移行が生じる高齢期で大きいと考えられ

る。

そこで本稿では、多世代同居と高齢者のウェルビーイングの関連について、最新の調査データ（2022年）を用いた定量的分析を通じて再検討していく。

II 先行研究の整理

1 多世代同居の家族機能と選択要因

高齢期は、労働市場からの引退や所得の低下、配偶者との死別、健康状態の悪化等を経験するライフステージであり、貧困や社会的孤立といった社会的リスク、および介護ニーズが顕在化する時期でもある。子世代との同居は、高齢者に対して日常的な①経済的援助、②情緒的援助、③身辺介護の提供を可能とする〔森岡・望月（1997）〕。これらの家族機能の一部が公的年金制度の成熟化や介護保険制度の導入（2000年）によって代替されたこと、自営業・農業世帯の減少と雇用者世帯の都市部集中、そしてプライバシーや自立意識の高まりは、わが国の伝統的な直系制家族を特徴付けた高い多世代同居率の一貫した低下をもたらした〔宮島（1992）、大和（2017）〕。

とはいえ、同居が近居や遠居に比べて、世代間で経済的・情緒的支援が頻繁かつ多く交わされる居住形態であることが最近の調査からも明らかとなっている〔国立社会保障・人口問題研究所（2024a）〕。そのため、高齢者の生活保障や世代間関係の観点から、親と子ども（特に有配偶子）の同居とその選択要因に関する実証研究が蓄積されてきた¹⁾。経済学や社会学を中心とする一連の研究群では、子世代夫婦との同居選択を左右するものとして、規範要因とニーズ・資源要因の二つが指摘されてきた〔大和（2017）〕。

規範要因は、地域・家族・個人の三つの水準に分けられる〔大和（2017）〕。地域要因としては、直系制家族に関する伝統的規範や親族文化が根強く残存している非都市圏や東北・北陸地方に居住する者ほど子世代との同居を選択しやすい〔西岡

¹⁾ 親と子の居住関係（同居・近居・遠居）に着目した近年の研究として、千年（2013）や大和（2017）等が挙げられる。

(2000), 千年 (2013), 大和 (2017))。家族要因では、イエの「跡継ぎ」の位置を占める長男 (男子がいなかった場合は長女) や親が自営業であることも、家業・不動産・土地等の継承規範を介して同居を促す〔高山・有田 (1996), 田淵・中里 (2004)〕。そして個人要因として、非伝統的家族観を受容しやすい高学歴層ほど同居が抑制されやすい〔田淵・中里 (2004)〕。

つぎにニーズ・資源要因のうち、親側の要因としては、高齢や無配偶者、健康状態の悪化、介護・手助けの必要性が高いほど子夫婦との同居確率を高める〔高山・有田 (1996), 舟岡・鮎沢 (2000), 大和 (2017)〕。一方、子側の要因としては、未就学児の存在は育児支援ニーズを高め、親との同居を促す〔坂本 (2006)〕。親と子夫婦に共通する要因として、所得や教育水準が相対的に低い者は、別居を選択できるだけの経済的資源が不足しているため、同居確率が高い〔舟岡・鮎沢 (2000), 田淵・中里 (2004), 大和 (2017)〕。同様の傾向は、成人無配偶子にも当てはまり、親と同居する「パラサイト・シングル」(20-49歳の学卒後未婚子) の個人所得は同世代の中でも相対的に低い〔鈴木 (2012)〕。また、一戸建て持ち家の所有は、広い居住空間の提供を可能とし、多世代同居を促進する〔舟岡・鮎沢 (2000), 田淵・中里 (2004), 大和 (2017)〕。

2 多世代同居がウェルビーイングに及ぼす影響

多世代同居と世帯員のウェルビーイングの関連を検討した先行研究の中で、最も注目されてきた指標は世帯所得と相対的貧困である。「国民生活基礎調査」(厚生労働省)を用いた集計からは、三世帯世帯の相対的貧困率(2021年)は男女ともに8%前後であり、夫婦のみ世帯や単独世帯に比べてそれぞれ約6~7ポイント、約23~36ポイント低い〔阿部 (2024)〕。長期的趨勢としては、高齢者がいる世帯における多世代同居の貧困削減効果は過去30年間で低下する一方で、公的年金が防貧機能として、家族との同居減少による私的扶養能力の低下を十分補うまでに寄与している〔渡辺・四方 (2020)〕。

所得以外の指標に着目した研究も少なからず存在する。子世代夫婦にとって、同居する母親は家事や育児のサポート資源となることから、妻のフルタイム就業率を上昇させ〔佐々木 (2018)〕、夫方の親同居の場合には妻の労働時間を増加させる〔坂本 (2006)〕。しかし、少子化対策の観点からは、三世帯同居が出生意欲の上昇や追加出生を促す効果は観察されないとする知見が多い〔佐々木 (2018), Yoda (2022)〕。さらに、藤間 (2019) は相対的剥奪 (relative deprivation) との関連を検討し、三世帯同居者は非同居者に比べて、むしろ居住環境や世帯生活に関する剥奪スコアが平均的に高いことを明らかにしている。

一方、高齢者に対しては、日本では同居子の存在がメンタルヘルスに対して有益な効果を与えていることが指摘されている。子と同居する高齢者の孤独感や抑うつ症状の程度は、非同居者に比べて総じて低く、配偶者との死別に伴うメンタルヘルスの悪化は、成人の息子や娘との同居継続・開始によって緩和・改善されやすい〔Takagi and Saito (2015), Tiedt et al. (2016)〕。そして、同居を通じた孤独感の軽減が高齢者の死亡リスクの低下に結びついていることを示唆する知見も報告されている〔Takagi and Saito (2019)〕。

ただし、これらの先行研究の多くは、同居する成人子を有配偶子に限定、あるいはその婚姻状況を考慮していない。そのため、近年増加している無配偶子との同居が、高齢期のウェルビーイング低下に対して、有配偶子と同等の緩衝効果 (buffering effect) を有するかについては検討の余地がある。数少ない研究として、保田 (2011) は親と成人未婚子から成る世帯では、親 (特にひとり親) やその息子の生活満足度の格差がほかの世帯構造と比べて大きく、生活状況に不満を抱えやすいことを指摘している。その背景には、同居する成人無配偶子の世帯所得に対する経済的貢献度が低いこと〔鈴木 (2012)〕、成人期への役割移行 (就業・結婚・離家等) の遅れ、同居によって生じる親子間のコンフリクト等が考えられる〔Aquilino and Supple (1991)〕。一方で、親が高齢になると経済的・健康上の理由から無配偶子との

同居がもたらす便益が高まることも想定できるため、分析対象を高齢者に限定した場合には、上記の諸知見と異なる結果が得られる可能性がある。

3 分析方針

以上の研究動向をふまえ、本稿では以下の手順をもとに分析を進める。

第一に、高齢者がいる世帯の家族タイプの分布を記述したうえで、多世代同居の規定要因を再検討する。先行研究では、旧来的な子夫婦との同居に着目したものが多くことから、本稿では成人無配偶子との同居についても新たに分析を行う。第二に、多世代同居とウェルビーイングの関連について、高齢者および同居子の婚姻状況別に検討を行う。世帯や個人の生活実態について詳細に把握している使用データの利点を生かし、高齢者のウェルビーイング指標として①世帯所得、②相対的剥奪、③メンタルヘルスを用いることにする。

そして第三に、ほかの交絡要因を統制したうえで、多世代同居が高齢者のウェルビーイングを向上させる効果が観察されるかについて、多変量解析をもとに検証する。多世代同居の効果を評価するには、調査観察データに基づく同居/非同居群との単純な比較のみでは不十分である。それは先述のとおり、子世代との同居選択は規範要因と資源・ニーズ要因によって規定されると同時に、同居者と非同居者の間にはそもそもウェルビーイング指標の水準に違いが存在する可能性があるためである〔坂本（2006）〕。こうした自己選択バイアスの問題に対処するには、反実仮想モデル（counterfactual model）を適用し、多世代同居世帯に属する高齢者のアウトカムと、その者が「仮に子どもと非同居だった場合」に得られる潜在的なアウトカムを比較することが望ましい。本稿では、子非同居を統制群とみなし、有配偶子・無配偶子との同居（処置群）が、三種類のウェルビーイング指標に及ぼす効果を傾向スコア・マッチング法（propensity score matching method）をもとに推計する。

²⁾ 実査は、訪問留置法（調査員による紙面調査票の配布・回収）を原則としつつ、今回の調査では郵送回収と電子調査票へのオンライン回答を新たに認めている。

III データと変数

1 データの概要・分析対象

使用データは、国立社会保障・人口問題研究所が2022年7月に実施した「第3回生活と支え合いに関する調査」の調査票情報である。この調査は、人々の生活や世帯内外での支え合い、多様な個人の自助・自立の実態を把握することを目的とした一般統計であり、前身の「社会保障実態調査」（2007年）以降、5年おきに実施されている。

調査対象は、「令和4（2022）年国民生活基礎調査」（厚生労働省）の調査地区5,530地区（令和2年国勢調査区から層化無作為抽出）の中から300地区を無作為抽出し、その地区内に居住するすべての世帯である。調査票は世帯票と個人票の二種類から成り、それぞれ世帯主と18歳以上の世帯員全員に回答を求めた²⁾。世帯票および個人票の有効票数（有効回収率）は、それぞれ8,473票（50.7%）、15,929票（58.5%）であった。分析にあたり、二種類の調査票情報を突合し、世帯員を1ケースとしたデータセットを構築した。

分析対象は、後述する家族類型が特定された60歳以上の高齢者（全体：7,888人）のうち、個人票で子どもがいる（別居子を含む、末子年齢20歳以上）と回答した6,176ケース（男性：2,721人、女性：3,455人）とした。

2 使用変数

(1) 多世代同居

本稿で注目する多世代同居を表す変数は、世帯票の世帯員情報をもとに作成した。具体的には、世帯主から見た各世帯員の続柄に関する調査項目をもとに、高齢者から見た家族類型（「単独世帯」「夫婦のみ世帯」「子夫婦（有配偶子）と同居」「子単身（無配偶子）と同居」「その他の親族と同居」「その他の非親族と同居」）を識別した³⁾。これらの分類のうち、子夫婦（有配偶子）または子単身（無配偶子）と同居するケースを多世代同居者と

みなす。

(2) 世帯所得・相対的剥奪

世帯の経済状況は、世帯所得と相対的剥奪（社会における標準的な生活様式を享受するための資源が欠如している状態⁴⁾）をもとに測定する。世帯所得は、各世帯員の昨年1年間の個人所得（税・社会保険料控除後）を世帯単位で集計し、それを世帯人数の平方根で割った等価可処分所得（世帯員一人当たりの所得）を用いる。

相対的剥奪については、大津・渡辺（2019）や藤間（2019）を参照しつつ、①居住環境、②世帯の生活状況、③公共料金等の未払い・滞納経験、④食料・衣料の困窮経験をもとに測定する。①居住環境は、水洗トイレ、浴室・シャワー室といった住宅設備の有無、雨漏り・湿気・破損などの問題、採光の悪さ、居住スペースの狭さ、治安の悪さ、公共施設へのアクセスの悪さについて尋ねた項目をもとに、各項目について「あてはまる」を1、「あてはまらない」を0とし（住宅設備については反転）、それらの合計スコア（0～7点）を作成した。

②世帯の生活状況は、計5項目（「2日に1回以上、肉・魚またはそれらに相当するものが食べられる」「風邪薬・鎮痛剤・塗り薬などの市販薬が買える」「不意の出費に備えた貯蓄」「部屋の温度調整」「年に一回の旅行」）について、金銭的理由により「できない」場合を1、それ以外を0とし、それらの合計スコア（0～5点）を用いる。

③公共料金等の未払い・滞納経験は、電気・ガス・水道・電話代の未払い、家賃・住宅ローン・住民税の滞納、その他の債務不履行について、過去1年間に経験が「あった」場合を1、「なかった（該当しない）」場合を0とし、それらの合計スコア（0～8点）を用いる。そして④食料・衣料の困窮経験

は、過去1年間に食料や衣料（嗜好品を除く）が買えなかった経験の程度を尋ねた項目（四件法）について、「よくあった」「ときどきあった」「まれにあった」を1、「まったくなかった」を0としたダミー変数をそれぞれ作成した。

(3) 世帯員のメンタルヘルス・基本属性

メンタルヘルスを表す指標として、①現在の暮らし向き（「1.大変苦しい」～「5.大変ゆとりがある」の1～5点）、②生活満足度（「0.まったく満足していない」～「10.非常に満足している」の0～10点）、個人が経験する主観的な不快度を表す③ディストレス尺度（K6）（0～24点、値が高いほど抑うつ程度が高い⁵⁾）を用いる（Cronbach's $\alpha = .916$ ）。ディストレス尺度については、閾値（cut-point）を5点（軽いうつ状態）、13点（重い精神疾患相当）としたダミー変数も作成した。

そして高齢者の基本属性として、性別、年齢階級、婚姻状況、現職の有無、最終学歴、主観的健康観（「1.よくない」～「5.よい」の1～5点）、一戸建て持ち家の有無、末子年齢、子どものきょうだい構成、居住地（地域ブロック）を用いる。

IV 分析結果

1 高齢者がいる世帯の家族類型

表1は、高齢者（末子20歳以上）がいる世帯の家族タイプの分布を男女別に示したものである。多世代同居の割合（「子夫婦と同居」と「子単身と同居」の合計）は、男性で38.2%、女性で42.4%となっており、女性では「夫婦のみ世帯」割合を上回る（38.9%）。その内訳を見ると、「子単身と同居」の割合が男女ともに約33%であり、多世代同居者の75%以上が成人無配偶子との同居によって構成されている。また、「単独世帯」の割合は女性

³⁾「単独世帯」に属する60歳以上の高齢者のうち、配偶者がいると回答した81ケースについては集計対象から除外した。また、同一世帯内に有配偶子と無配偶子がともに存在する場合には、「子夫婦（有配偶子）と同居」を優先して分類した。

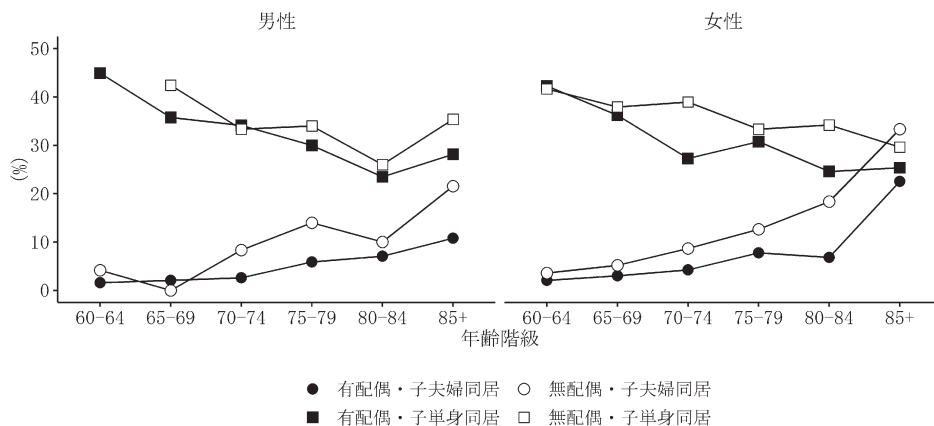
⁴⁾相対的剥奪の概念的整理や剥奪指標の歴史、世帯所得との関連については大津・渡辺（2019）を参照のこと。

⁵⁾具体的な質問項目は、以下のとおりである。「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、何が起ころうとも気が晴れないように感じましたか」「何をするの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」。

表1 男女別に見た高齢者の家族類型の分布

家族類型	（％）			
	男性		女性	
	全体	末子20歳以上	全体	末子20歳以上
単独世帯	11.2	5.4	18.6	16.0
夫婦のみ世帯	50.8	53.2	39.6	38.9
子夫婦（有配偶者）と同居	4.3	4.9	8.7	9.4
子単身（無配偶者）と同居	27.7	33.3	28.6	33.0
その他の親族と同居	5.9	3.3	4.3	2.6
その他の非親族と同居	0.1	0.1	0.2	0.1
Total	100.0	100.0	100.0	100.0
N	3,598	2,721	4,290	3,455

注：有配偶者のみから成る「単独世帯」は集計から除外。「全体」は60歳以上の高齢者、「末子20歳以上」は世帯票と個人票の突合に成功し、子どもの出生年情報について有効回答が得られた高齢者に限定して集計。同一世帯内に配偶者と無配偶者がともに存在する場合には、「子夫婦（有配偶者）と同居」を優先して分類。



注：末子年齢が20歳以上のケースを集計対象。有効回答ケースが極少の群については集計結果を非表示。

図1 男女・年齢階級・配偶者の有無別に見た子夫婦・子単身との同居率（％）

で16.0%と男性よりも10.6ポイント高い。

図1は、子夫婦および子単身との同居率を男女・年齢階級・配偶者の有無別に示したものである。子夫婦との同居率は、高齢者の年齢階級が高いほど上昇していくが、「70-74歳」までの同居率は1割未満に留まっている。それ以降は無配偶者を中心に同居率が伸びており、「85歳以上」では男性で21.5%、女性で33.3%となっている（有配偶男性：10.8%、有配偶女性：22.5%）。こうしたトレンドは、子世代夫婦が結婚後に親との同居を開始する

「途中同居型」の増加を反映しているものと考えられる〔西岡（2000）〕。

子単身との同居率を見ると、有配偶者・無配偶者ともに「65-69歳」から「80-84歳」にかけて同居率がおおむね右肩下がりのトレンドを示している。その一要因として、就業による経済的自立や結婚によって親との同居関係を解消する子どもの存在が考えられる⁹⁾。しかしながら、その同居率は男女ともに約23~45%の間を推移しており、女性の「85歳以上」を除けば子夫婦との同居よりも

⁹⁾ 子の結婚後も多世代同居を継続する場合、高齢者の家族類型は「子夫婦と同居」に移行することになる。

表2 「子との同居」を従属変数とした二項ロジットモデル

	モデル1：子夫婦（有配偶子）と同居				モデル2：子単身（無配偶子）と同居			
	男性		女性		男性		女性	
	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)	Coef.	(S.E.)
年齢階級 (ref.60-64歳)								
65-69歳	.039	(.530)	.413	(.424)	-.122	(.148)	-.166	(.141)
70-74歳	.342	(.546)	.843	(.444) +	-.034	(.169)	-.453	(.158) **
75-79歳	1.153	(.562) *	1.163	(.468) *	-.160	(.192)	-.440	(.179) **
80-84歳	1.077	(.615) +	.980	(.507) +	-.292	(.233)	-.464	(.222) *
85歳以上	1.351	(.660) *	1.633	(.526) **	.263	(.283)	-.430	(.264)
婚姻状況 (ref. 有配偶)								
死別	.995	(.265) ***	.852	(.160) ***	.492	(.169) **	.368	(.102) ***
離別	.269	(.758)	1.040	(.309) **	-1.177	(.392) **	.003	(.174)
現職の有無 (有業=1)	.492	(.237) *	.361	(.193) +	.132	(.101)	.067	(.096)
最終学歴 (ref.大学・大学院)								
中学	1.230	(.316) ***	.787	(.271) **	.199	(.137)	.556	(.136) ***
高校・専門学校	.741	(.300) *	.574	(.253) *	.175	(.100) +	.335	(.106) **
不詳	1.070	(.453) *	.447	(.358)	.290	(.211)	.444	(.190) *
主観的健康観 (1-5)	.073	(.087)	-.118	(.065) +	-.060	(.040)	-.113	(.038) **
一戸建て持ち家 (=1)	1.742	(.523) **	1.568	(.286) ***	.228	(.120) +	.162	(.104)
末子年齢 (ref. 35-39歳)								
34歳以下	-.197	(.418)	.009	(.377)	.565	(.131) ***	.313	(.133) *
40-59歳	.395	(.306)	.527	(.239) *	-.516	(.191) **	-.353	(.155) *
60歳以上	.670	(.512)	.927	(.322) **	-1.071	(.411) **	-.652	(.258) *
子どものきょうだい構成 (ref. 一人っ子男子)								
一人っ子女子	-.508	(.509)	-.270	(.299)	-.039	(.224)	-.308	(.183) +
二人以上女子のみ	-.636	(.413)	-.625	(.271) *	-.190	(.191)	-.489	(.158) **
二人以上男子1人	-.205	(.350)	-.235	(.227)	-.005	(.172)	-.347	(.139) *
二人以上男子2人以上	-.159	(.361)	-.207	(.237)	.023	(.176)	-.279	(.144) +
居住地・地域ブロック (ref.関東)								
北海道	-.735	(.745)	-.564	(.431)	-.508	(.233) *	-.426	(.210) *
東北	.967	(.297) **	1.099	(.222) ***	.022	(.172)	-.113	(.153)
中部・北陸	.671	(.296) *	.771	(.210) ***	-.263	(.153) +	-.408	(.138) **
中京	.020	(.380)	.210	(.269)	.040	(.161)	-.026	(.147)
近畿	-.335	(.391)	.028	(.240)	-.036	(.136)	-.025	(.121)
中国・四国	.094	(.341)	.244	(.231)	-.077	(.154)	-.214	(.141)
九州・沖縄	-.204	(.409)	-.447	(.300)	-.245	(.151)	-.229	(.135) +
切片	-6.580	(.892) ***	-5.562	(.641) ***	-.802	(.296) **	-.125	(.265)
-2LL	850.913		1557.590		3209.315		3953.292	
Pseudo R ²	.163		.208		.034		.027	
N	2,620		3,212		2,620		3,212	

注：*** $p<.001$, ** $p<.01$, * $p<.05$, + $p<.10$ 。同一世帯内に有配偶子と無配偶子がともに存在する場合には、「子夫婦（有配偶子）と同居」を優先して分類。

一貫して高い。

2 多変量解析①：子夫婦・子単身同居の規定要因

つぎに、子夫婦（有配偶子）および子単身（無配偶子）との同居選択を規定する高齢者の諸属性

について検討する。具体的には、子夫婦（子単身）との同居を1、非同居を0としたダミー変数を従属変数とした二項ロジットモデルによる推計を男女別に行う⁷⁾。分析対象は、使用変数に有効回答が得られたケースに限定した（表2）。

子夫婦との同居（モデル1）について見ると、年

表3 男女別・家族類型別に見た等価可処分所得の分布

家族類型	男性						女性					
	等価可処分所得 (%)					平均値 (万円)	等価可処分所得 (%)					平均値 (万円)
	第Ⅰ階級 (-100万円)	第Ⅱ階級 (-200万円)	第Ⅲ階級 (-300万円)	第Ⅳ階級 (-400万円)	第Ⅴ階級 (400万円+)		第Ⅰ階級 (-100万円)	第Ⅱ階級 (-200万円)	第Ⅲ階級 (-300万円)	第Ⅳ階級 (-400万円)	第Ⅴ階級 (400万円+)	
有配偶・子非同居 (夫婦のみ世帯)	18.7	25.1	29.1	12.7	14.5	268.1	20.2	24.9	29.1	12.8	13.0	259.2
有配偶・子夫婦同居	6.1	20.2	19.2	26.3	28.3	323.9	4.6	19.4	19.4	25.0	31.5	335.7
有配偶・子単身同居	10.7	21.2	24.7	19.0	24.4	302.3	13.1	20.8	25.7	18.4	22.0	287.2
無配偶・子非同居 (単独世帯)	21.9	27.7	29.9	12.4	8.0	210.5	40.3	30.7	20.0	4.9	4.1	141.8
無配偶・子夫婦同居	9.4	6.3	34.4	25.0	25.0	293.8	9.2	14.5	25.1	23.7	27.5	336.3
無配偶・子単身同居	14.5	30.1	18.1	19.3	18.1	261.0	24.9	23.4	23.9	13.6	14.1	225.6

注：末子年齢が20歳以上のケースを集計対象。同一世帯内に配偶子と無配偶子がともに存在する場合には、「子夫婦（有配偶子）と同居」を優先して分類。

年齢階級（基準：60-64歳）は男女ともに強い正の効果を示しており、75歳以降（女性では70歳以降）の高齢者ほど同居率が有意に高い。また、東北地方や中部・北陸地方に居住する者で同居率が有意に高く、いわゆる「東高西低」の傾向性が現れている。一戸建ての持ち家についても、有配偶子との同居を促進する要因として、年齢階級と並んで強く作用している。

婚姻状況・最終学歴・主観的健康観・就業状況・末子年齢の影響力は男女間で異同が見られる。婚姻状況は、女性では有配偶者に比べて死別・離別者で同居率が有意に高いが、男性では死別・離別者のみが正の効果を持つ。最終学歴については、男女ともに非大卒者（中学・高校・専門学校）ほど同居率が有意に高い。現職（有業）ダミーは正の効果（女性は10%水準）、主観的健康観は女性のみ負の効果がみられ（10%水準）、有業者や健康状態が悪いと評価する者ほど同居率が高い傾向にある。そして、末子年齢の効果は女性ケースで観察され、子の年齢が高い者ほど同居率が高い。

子単身との同居（モデル2）については、年齢階級は女性のみ負の効果を示しており、70代から80代前半にかけて同居率が有意に低い。末子年齢の

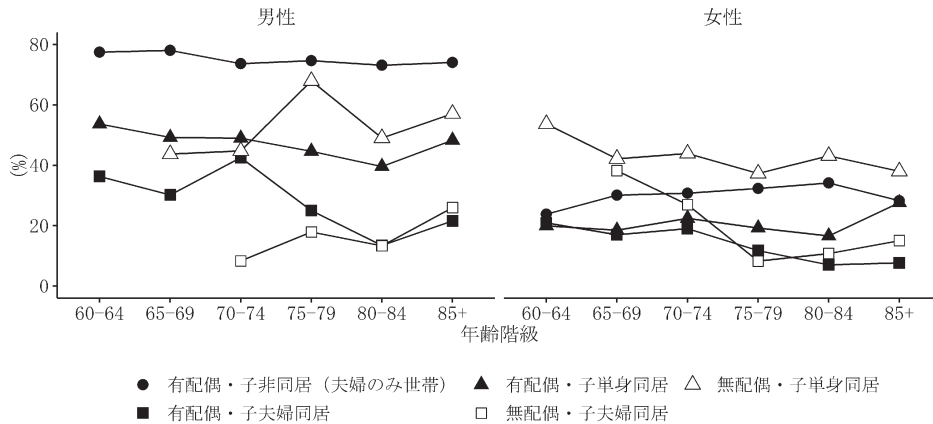
効果は、男女ともに有意となっており、子の加齢とともに同居関係が解消される傾向が読み取れる。婚姻状況を表す死別ダミーは、子夫婦同居と同様に正の効果が見られる一方で、男性では離別者の同居率が有意に低い。最終学歴・主観的健康観・子どものきょうだい構成は女性のみで有意であり（5%水準）、教育水準が低く、健康状態が悪く、長男のみいる女性ほど子単身との同居を選択しやすい。一戸建ての持ち家は、男性ケースで子単身同居を促進する要因となっているが、その効果は子夫婦同居に比べれば小さい。そして、北海道地方や中部・北陸地方、九州・沖縄地方（女性のみ）に居住する者では同居率が有意に低く、子夫婦同居とは異なるパターンを示している。

3 多世代同居と高齢者の生活状況

(1) 等価可処分所得

表3は、等価可処分所得を5つの階級に区分したうえで、その分布を男女別・家族類型別に示したものである。子夫婦と同居する高齢者は、男女ともに等価可処分所得が300万円以上のカテゴリ（第Ⅳ・Ⅴ階級）に占める割合が50%台と高い。それに次いで、子単身と同居する高齢者夫婦や無配

⁷⁾ 多値尺度（子夫婦同居/子単身同居/子非同居）を従属変数とした多項ロジットモデルによる推計方法も考えられるが〔田淵・中里（2004）〕、同居選択肢の間で「無関係な選択肢からの独立性（Independence from Irrelevant Alternatives: I.I.A）」の仮定を満たしていない可能性もあることから、子夫婦・子単身の同居確率の推計を個別に行うことにした。なお、多項ロジットモデルによる推計も行ったが、分析結果に大きな差異は確認されなかった。IV.4節の傾向スコアの算出にあたっては（表6）、同様の方法を採用した。



注：末子年齢が20歳以上のケースを集計対象。有効回答ケースが極少の群については集計結果を非表示。

図2 世帯所得に占める高齢者の個人所得の割合 (%)

偶男性の所得水準が高く、同割合は40%前後(37.4~43.4%)となっている。これらの結果は、子世代との同居によって世帯員一人当たりの所得水準が底上げされており、その傾向は子夫婦同居ケースで強いことがうかがえる。

一方、所得階級が100万円未満(第I階級、貧困・低所得層)の割合に目を向けると、単独世帯で同階級に分布が集中しており、その傾向は女性で顕著である。そして、子単身と同居する無配偶者の第I階級に占める割合は、男性で14.5%、女性で24.9%であり、それぞれ夫婦のみ世帯(18.7%)、単独世帯(40.3%)に次いで高い。

図2は、世帯所得に占める高齢者の個人所得の割合を集計したものである(単独世帯は除く)。配偶者との死別リスクが高い女性の集計結果(右パネル)に注目すると、夫婦のみ世帯の経済的貢献度は30%前後を推移しており、子夫婦と同居する者では同貢献度はさらに低い。この結果は、高齢女性の所得保障がライフステージを通じて夫や有配偶子によって支えられていることを示している。その一方、子単身と同居する無配偶女性の経済的貢献度は37.3~53.7%を推移し、ほかの家族類型よりも一貫して高い。男性についても、子単身同居世帯における高齢者本人の同貢献度は子夫婦同居世帯よりも高く、同居する無配偶子の経済的脆弱性を反映していると推測される。

(2) 相対的剥奪

表4は、相対的剥奪を表す各種指標の平均値・割合を男女・家族類型別に示したものである。剥奪指標のうち、居住環境剥奪スコアは夫婦のみ世帯で平均値が最も低く(.49~.50)、子夫婦または子単身の同居世帯で剥奪経験リスクが高い傾向にある(.62~.84)。その要因として、子夫婦・子単身同居ケースの一戸建て持ち家の所有率が総じて高く、子どもが親と同居する場合には築年数が長い実家に転入していることが考えられる。世帯生活剥奪スコアを見ても、子どもと同居する高齢者では平均値が単独世帯の者と同程度か、それ以上に高い傾向にある。

食料や衣料の困窮経験の割合は、男女ともに単独世帯と無配偶・子単身同居世帯で相対的に高い(9.7~16.9%)。なかでも、子単身と同居する無配偶女性の食料・衣料の困窮経験率はそれぞれ15.7%、16.9%と単独世帯の者よりも高い。公共料金等の未払い・滞納経験については、男女ともに家族類型による明確な差異やパターンは看取されない。

(3) メンタルヘルス

最後に、各メンタルヘルス指標の平均値・割合を男女・家族類型別に比較する(表5)。

表4 男女別・家族類型別に見た相対的剥奪（平均値・割合）

家族類型	居住環境 剥奪スコア (0-7)	世帯生活 剥奪スコア (0-5)	公共料金等の 未払い・滞納 経験 (0-8)	食料の 困窮経験 (%)	衣料の 困窮経験 (%)	(参考) 一戸建て持ち家 (%)	
男性	有配偶・子非同居 (夫婦のみ世帯)	.50	.22	2.64	7.4	7.7	82.3
	有配偶・子夫婦同居	.73	.37	2.43	6.1	9.2	98.0
	有配偶・子単身同居	.62	.36	2.49	9.8	11.1	85.3
	無配偶・子非同居 (単独世帯)	.72	.43	2.61	14.6	12.6	64.6
	無配偶・子夫婦同居	.84	.65	2.61	9.4	9.4	93.8
	無配偶・子単身同居	.82	.49	2.44	11.1	12.2	84.6
女性	有配偶・子非同居 (夫婦のみ世帯)	.49	.22	2.62	7.3	7.7	83.3
	有配偶・子夫婦同居	.70	.34	2.38	6.4	9.2	95.5
	有配偶・子単身同居	.63	.38	2.44	9.5	10.9	85.5
	無配偶・子非同居 (単独世帯)	.67	.42	2.67	9.7	10.6	66.1
	無配偶・子夫婦同居	.72	.20	2.70	6.1	7.0	94.8
	無配偶・子単身同居	.78	.51	2.56	15.7	16.9	75.5

注：末子年齢が20歳以上のケースを集計対象。同一世帯内に配偶者と無配偶者がともに存在する場合には、「子夫婦（有配偶者）と同居」を優先して分類。

表5 男女別・家族類型別に見たメンタルヘルス（平均値・割合）

家族類型	現在の暮らし向き (1-5)	生活満足度 (0-10)	ディストレスK6 (0-24)	ディストレスK6 (5点以上, %)	ディストレスK6 (13点以上, %)	
男性	有配偶・子非同居 (夫婦のみ世帯)	3.09	6.18	3.48	30.7	4.1
	有配偶・子夫婦同居	2.99	5.92	4.31	37.1	5.2
	有配偶・子単身同居	2.87	5.72	3.46	29.5	3.1
	無配偶・子非同居 (単独世帯)	2.91	5.35	4.44	41.5	4.9
	無配偶・子夫婦同居	2.97	5.88	3.94	40.6	3.1
	無配偶・子単身同居	2.82	5.46	4.49	38.6	8.0
女性	有配偶・子非同居 (夫婦のみ世帯)	3.13	6.26	4.08	37.2	5.0
	有配偶・子夫婦同居	3.06	6.00	4.43	41.5	6.6
	有配偶・子単身同居	2.88	5.73	4.16	37.9	5.0
	無配偶・子非同居 (単独世帯)	2.91	5.95	4.53	41.9	5.6
	無配偶・子夫婦同居	3.07	6.17	6.05	55.3	12.1
	無配偶・子単身同居	2.77	5.69	5.02	47.9	7.5

注：末子年齢が20歳以上のケースを集計対象。同一世帯内に配偶者と無配偶者がともに存在する場合には、「子夫婦（有配偶者）と同居」を優先して分類。

有配偶者について確認すると、現在の暮らし向きは夫婦のみ世帯で男女それぞれ3.09, 3.13と最も高く、子単身と同居するケースで平均値が低い(男性:2.87, 女性:2.88)。後者については子単身同居世帯の経済水準が相対的に低いことを反映し

た結果(表3)であると推測され、より全般的な生活満足度についても同様の傾向が認められる。一方、ディストレス(K6)の平均値は、子夫婦と同居する者で最も高く(男性:4.31, 女性:4.43)、世帯の経済的な豊かさが必ずしも良好なメンタル

ヘルスに結び付いていない。閾値 (cut-point) で見ても、「軽いうつ状態」(5点以上) および「重い精神疾患」相当 (13点以上) の割合は、子夫婦と同居する有配偶女性でそれぞれ41.5%、6.6%と他の家族類型や男性よりもやや高い。

無配偶者の内部では、子夫婦と同居する者で現在の暮らし向きの平均値が男女ともに高く (男性: 2.97, 女性: 3.07), 生活満足度においても同様の傾向が見られる (男性: 5.88, 女性: 6.17)。ディストレス (K6) に関しては、男性では子夫婦同居のケースで平均値が相対的に低いのに対して (3.94), 同世帯に属する女性では最も高い (6.05)。子夫婦と同居する女性のディストレスの相対的な高さは無配偶女性についても同様に観察されるが、その水準は有配偶者より高く、家族類型間の差異も大きい。

4 多変量解析②: 傾向スコア法による多世代同居の効果の推計

ここまで確認した多世代同居の有無による高齢者の経済状況やメンタルヘルスの差異は、ほかの属性を統制していない二変数間の関連を示しているに過ぎない。

そこで本節では、傾向スコア・マッチング法を用いて、多世代同居の効果を表す「処置群における平均処置効果」(Average Treatment Effect on the Treated: ATT) を推計する [Guo and Fraser (2014)]。多世代同居の規定要因に関する二項ロジットモデル (表2) をもとに多世代同居の予測確率 (傾向スコア) を算出し⁸⁾、同スコアが類似する多世代同居者と非同居者をペアとしてアウトカムを比較する (最近傍法, caliper = .10)。子夫婦同居 (統制群: 夫婦のみ世帯) および子単身同居 (同: 単独世帯) の効果は、高齢者の性別・配偶者の有無別にそれぞれ算出する。

その推計結果が表6である⁹⁾。まず子夫婦同居の効果に着目すると、高齢者の性別や配偶者の有無

によらず、等価可処分所得を引き上げる効果が統計的に認められる。その効果は、無配偶女性で最も大きく (227.5万円)、所得保障としての同居の役割が大きい。しかし、無配偶女性では、子夫婦同居が衣料の困窮経験率を5.7ポイント高める効果も認められる。メンタルヘルスについては、子夫婦同居の効果はいずれの指標も非有意であり、子非同居者 (夫婦のみ世帯) との間に明確な差異は観察されない。

つぎに子単身同居の効果に注目すると、子夫婦同居のそれと比べて多くの項目で高齢者のウェルビーイングを低下させる効果が認められる。有配偶者では、相対的剥奪を表す4つの指標 (居住環境剥奪・世帯生活剥奪・食料/衣料の困窮経験 (女性のみ)) に対して統計的に有意な効果が看取され、子単身同居が剥奪経験リスクを高める傾向が読み取れる。無配偶女性についても、世帯生活剥奪スコアや食料・衣料の困窮経験率に対する同居効果が同様に認められる。子単身同居は、有配偶男性を除いて等価可処分所得を引き上げているが、その効果は子夫婦同居に比べれば限定的である (無配偶男性: 60.5万円, 有配偶女性: 43.9万円, 無配偶女性: 101.1万円)。そしてメンタルヘルスに対しては、現在の暮らし向きと生活満足度 (有配偶者のみ) について有意な負の効果を示し、主観的な経済・生活評価をそれぞれ .284~.600, .650~.699ポイント低下させている。

V 結論と考察

本稿では、多世代同居が高齢者のウェルビーイングに及ぼす影響について複数の指標をもとに検討を進めた。一連の分析から得られた主な知見は以下のとおりである。

第一に、子世代との同居率は、高齢者の年齢階級が高いほど上昇する傾向が現在でも観察された。後期高齢期に入る「75-79歳」の同居率は、有

⁸⁾ 相対的剥奪およびメンタルヘルス指標をアウトカムとした分析 (表6) では、共変量として等価可処分所得 (5階級・表3) を追加し、傾向スコアの算出を行った。

⁹⁾ 紙幅の都合により詳細な分析結果は割愛するが、算出した傾向スコアによって処置群と統制群の間に観察された共変量分布の差異はモデル投入した全変数について非有意となった。

表6 子夫婦・子単身同居の効果に関する傾向スコア法の推計結果 (ATT)

		男性				女性			
		有配偶		無配偶		有配偶		無配偶	
		ATT	(N)	ATT	(N)	ATT	(N)	ATT	(N)
A.所得									
等価可処分所得 (万円)	子夫婦同居	107.5 **	(96)	112.0 *	(30)	107.0 **	(105)	227.5 ***	(183)
	子単身同居	14.7	(768)	60.5 +	(70)	43.9 **	(673)	101.1 ***	(344)
(ref.子非同居 (N))		(1,365)		(123)		(1,263)		(437)	
B.相対的剥奪		ATT	(N)	ATT	(N)	ATT	(N)	ATT	(N)
居住環境剥奪スコア (0-7)	子夫婦同居	.026	(78)	-.292	(26)	.056	(90)	.172	(174)
	子単身同居	.113 *	(706)	.215	(67)	.215 **	(619)	.036	(307)
世帯生活剥奪スコア (0-5)	子夫婦同居	.064	(78)	.333	(26)	.056	(90)	.132	(174)
	子単身同居	.139 **	(706)	.292 +	(67)	.197 **	(619)	.283 *	(307)
公共料金等の未払い・滞納経験 (0-8)	子夫婦同居	-.090	(78)	1.000	(26)	-.135	(90)	.287	(174)
	子単身同居	-.081	(706)	-.600	(67)	-.189	(619)	.010	(307)
食料の困窮経験 (有り=1)	子夫婦同居	-.013	(78)	-.083	(26)	.011	(90)	.034	(174)
	子単身同居	.021	(706)	.046	(67)	.047 **	(619)	.098 **	(307)
衣料の困窮経験 (有り=1)	子夫婦同居	.000	(78)	-.042	(26)	-.011	(90)	.057 **	(174)
	子単身同居	.025	(706)	.062	(67)	.057 **	(619)	.114 **	(307)
(ref.子非同居 (N))		(1,232)		(115)		(1,131)		(407)	
C.メンタルヘルス		ATT	(N)	ATT	(N)	ATT	(N)	ATT	(N)
現在の暮らし向き (1-5)	子夫婦同居	-.115	(80)	-.037	(29)	-.126	(95)	-.262	(172)
	子単身同居	-.284 ***	(718)	-.600 **	(67)	-.325 ***	(615)	-.306 **	(307)
生活満足度 (0-10)	子夫婦同居	.154	(80)	.778	(29)	-.326	(95)	-.407	(172)
	子単身同居	-.650 ***	(718)	-.477	(67)	-.699 ***	(615)	-.280	(307)
ディストレスK6 (0-24)	子夫婦同居	.821	(80)	-1.074	(29)	-.274	(95)	.087	(172)
	子単身同居	.109	(718)	.615	(67)	.200	(615)	.440	(307)
ディストレスK6 (5点以上=1)	子夫婦同居	.038	(80)	-.333	(29)	-.032	(95)	.099	(172)
	子単身同居	.013	(718)	.031	(67)	.005	(615)	.117 +	(307)
ディストレスK6 (13点以上=1)	子夫婦同居	.038	(80)	.037	(29)	.000	(95)	.017	(172)
	子単身同居	-.026 +	(718)	.031	(67)	-.002	(615)	-.013	(307)
(ref.子非同居 (N))		(1,275)		(120)		(1,158)		(427)	

注：*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, + $p < .10$ 。末子年齢が20歳以上のケースを集計対象。最近傍マッチング法 (caliper = .10, replacementあり) による推計。

配偶者で30%台 (男性：35.6%，女性：38.5%)、無配偶者で40%台 (男性：48.0%，女性：46.0%) に達しており (図1)、高齢者にとって多世代同居は依然として世帯形成行動の一つとして重要な位置を占めていた。しかし、多世代世帯に属する高齢者に占める成人無配偶子との同居割合は75%以上に及び、旧来的な子夫婦との同居は少数派であった (表1)。そして、子との同居の規定要因は子世代の婚姻状況によって異なる一方で、多世代同居を選択する高齢者は死別者や教育水準が相対的に低い層に偏っている点で共通していた。

第二に、多世代同居が世帯や高齢者個人のウェルビーイングに及ぼす影響は一様ではなかった。傾向スコア法に基づく推計からは、多世代同居は

等価可処分所得を引き上げるが、その効果は子単身同居の場合には限定的であった。さらに、成人無配偶子との同居は、高齢者が相対的剥奪を経験するリスクを高め、メンタルヘルスを低下させる効果を有することが明らかとなった。

高齢化に伴う社会保障の財政難を背景に、近年では世代間で交換される私的なサポート資源を最大限活用することを意図して、三世帯同居や近居を推進する政策立案が数多く見られるようになった。しかし、子世代を分析対象とした研究からは、少子化対策として多世代同居の有効性が見られず、むしろ相対的剥奪リスクを高めるという知見も報告されてきた [佐々木 (2018), Yoda (2022), 藤間 (2019)]。

その対となる高齢者の視点から検討を進めた本稿においても、一連の分析結果は多世代同居の推進施策に対して懐疑的な立場を支持するものであった。年々増加基調にある成人無配偶子との同居は、高齢者に対して所得保障を付与する機能を有する一方で、相対的剥奪の経験リスクを高め、高齢者自身のメンタルヘルスを悪化させていた。推測の域を出ないものの、その要因として、同居する無配偶子の世帯への経済的貢献度が有配偶子に比べて小さいことや、高齢者が無配偶子へのサポート提供者としての役割遂行に精神的負担を感じやすいこと等が考えられる。子との同居を選択する高齢者の社会経済的地位が相対的に低い層に偏っていること（表2）、そして同様の傾向が親と同居する無配偶子にも当てはまることを鑑みれば〔鈴木（2012）〕、公的社会保障制度の代替として、多世代同居が生活保障機能を果たすことには限界があると言わざるを得ない。

近い将来、未婚者や子どもを持たない高齢者の増加が見込まれる中¹⁰⁾、わが国が高齢者の生活保障を家族による共助で支えることがより一層困難な超高齢社会に移行することは避けられない。「人生100年時代」に向けて、すべての高齢者が健康で文化的な社会生活を営むためには、ケアや福祉に対する責任を家族に求める家族主義的価値観を再強化するのではなく、親と子どもが自立した個々の世帯を形成することを可能にする社会保障制度の構築を進めることが望ましいと言えよう。

最後に、本稿に残された分析上の課題について若干述べておきたい。第一に、多世代同居効果の異質性に着目したさらなる分析の必要性である。同居の効果が、同居する子どもの性別（支援サポートの種類）や高齢者の年齢階級・居住地域等によって変化することも予想されることから、属性別のサブサンプル分析を可能とする大規模調査データを用いた分析が求められる。第二に、本調査の制約上、傾向スコアの算出にあたっては多世代同居を規定する子ども側の属性要因を十分にモ

デル投入することができなかった。多世代同居とアウトカム双方に強く影響するほかの交絡要因が存在する場合には、多世代同居の効果を表す推計値に変化が生じる可能性があり、分析結果の頑健性を検証する余地が残される。

付記

「第3回生活と支え合いに関する調査」の調査票情報は、国立社会保障・人口問題研究所調査研究プロジェクト「生活と支え合いに関する調査」のもとで、統計法第32条に基づく課室内利用申請により使用の承認を得たものである。なお、本研究はJSPS科研費（基盤研究C 22K01851）の助成を受けた。

参考文献

- 阿部彩（2024）「相対的貧困率の動向（2022調査更新）」、JSPS22H05098、<https://www.hinkonstat.jp/>（2024年9月23日最終確認）。
- 大津唯・渡辺久理子（2019）「剥奪指標による貧困の測定—「生活と支え合いに関する調査」（2017）を用いて—」、『社会保障研究』、Vol.4, No.3, pp.275-286。
- 厚生省（1978）『厚生白書（昭和53年版）』、大蔵省印刷局。
- 厚生労働省（2020）『厚生労働白書（令和2年版）』、日経印刷。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2017）『日本の将来推計人口（平成29年推計）—平成28（2016）年～77（2065）年—』、人口問題研究資料第336号。
- （2024a）『2022年社会保障・人口問題基本調査 第7回全国家庭動向調査報告書』、調査報告資料第42号。
- （2024b）『日本の世帯数の将来推計（全国推計）（令和6（2024年）推計）—令和2（2020）～32（2050）年—』。
- 坂本和靖（2006）「親との同居選択の要因とその効果—Propensity Score Matchingによる分析：既婚者の場合—」、『季刊家計経済研究』、Vol.72, pp.20-33。
- 佐々木尚之（2018）「三世同居・近居の効果の推定」、佐々木尚之・高濱裕子編『三世の親子関係—マッチングデータによる実証研究—』、風間書房、pp.121-140。
- 鈴木亘（2012）「10年後のパラサイト・シングルとその家族」、西村周三監修・国立社会保障人口問題研究所

¹⁰⁾ 将来人口・世帯推計によると、2040年に65歳となる1975年生まれ女性の（50歳時）無子割合は28.5%と試算されており（出生中位仮定）、単独世帯（65歳以上の者が世帯主）に占める未婚者の割合（2040年）も男性で54.2%、女性で22.9%に達することが予測されている〔国立社会保障・人口問題研究所（2017）、（2024b）〕。

- 編『日本社会の生活不安—自助・共助・公助の新たなかたち—』, 慶應大学出版会, pp.177-200。
- 高山憲之・有田富美子 (1996)『貯蓄と資産形成—一家計資産のマイクロデータ分析—』, 岩波書店。
- 田淵六郎・中里秀樹 (2004)「老親と成人子との居住関係—同居・隣居・近居・遠居をめぐって—」, 渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容—全国家族調査 [NFRJ98] による計量分析—』, 東京大学出版会, pp.121-148。
- 千年よしみ (2013)「近年における世代間居住関係の変化」, 『人口問題研究』, Vol.69, No.4, pp.4-24。
- 藤間公太 (2019)「三世代同居と相対的剥奪」, 『社会保障研究』, Vol.4, No.3, pp.300-310。
- 西岡八郎 (2000)「日本における成人子と親との関係—成人子と老親の居住関係を中心に—」, 『人口問題研究』, Vol.56, No.3, pp.34-55。
- 舟岡史雄・鮎沢光明 (2000)「高齢者の同居の決定要因の分析—家族の生活状況と保障機能—」, 国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』, 東京大学出版会, pp.143-177。
- 宮島洋 (1992)『高齢化時代の社会経済学—家族・企業・政府—』, 岩波書店。
- 森岡清美・望月嵩 (1997)『新しい家族社会学 [四訂版]』, 培風館。
- 保田時男 (2011)「多様化する世帯構造における主観的な格差」, 佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の階層社会1格差と多様性』, 東京大学出版会, pp.177-189。
- 大和礼子 (2017)『オトナ親子の同居・近居・援助—夫婦の個人化と性別分業の間—』, 学文社。
- 渡辺久里子・四方理人 (2020)「高齢者における貧困率の低下—公的年金と家族による私的扶養—」, 『社会政策』, Vol.12, No.2, pp.62-73。
- Aquilino, W. S., and K. R. Supple (1991) "Parent-Child Relations and Parent's Satisfaction with Living Arrangements When Adult Children Live at Home," *Journal of Marriage and Family*, Vol.53, No.1, pp.13-27.
- Guo, S., and M. W. Fraser (2014) *Propensity Score Analysis: Statistical Methodology and Applications, Second Edition*, Thousand Oaks, California, Sage Publications.
- Takagi, E. and Y. Saito (2015) "Older Parents' Loneliness and Family Relationships in Japan," *Aging International*, Vol.40, No.4, pp.353-375.
- (2019) "Japanese Older Adults' Loneliness, Family Relationships and Mortality: Does One's Living Arrangement Make a Difference?," *Geriatrics & Gerontology International*, Vol.20, No.2, pp.156-160.
- Tiedt, A. D., Y. Saito, and E. M. Crimmins (2016) "Depressive Symptoms, Transitions to Widowhood, and Informal Support from Adult Children among Older Women and Men in Japan," *Research on Aging*, Vol.38, No.6, pp.619-642.
- Yoda, S. (2022) "Intergenerational Living Arrangements and Marital Fertility in Japan: A Counterfactual Approach," *Chinese Sociological Review*, Vol.54, No.4, pp.374-400.

(さいとう・ともひろ)

Contemporary Aspects of Multigenerational Living Arrangements in an Aging Society: Examining the Well-being of Older Adults in Japan

SAITO Tomohiro*

Abstract

This study explored the impact of multigenerational co-residence, a topic that has gained prominence in recent policy discussions, on the well-being of households and older individuals. It draws on data from the “Third National Survey on Social Security and People’s Life,” conducted in 2022. The main findings are as follows.

First, the rate of co-residence with children increases with age. However, traditional co-residence of married children is becoming less common, with most cases featuring unmarried adult children. Furthermore, the factors influencing co-residence vary significantly by children’s marital status. Older individuals opting for multigenerational living are often widowed or from groups with lower levels of education. Second, while multigenerational co-residence increases the equivalent disposable income of households, this benefit is confined to cases involving single adult children. Additionally, living with unmarried adult children heightens the risk of relative deprivation and negatively affects the mental health of older individuals.

These findings suggest that multigenerational co-residence is not an effective substitute for public social security systems and may exacerbate well-being challenges among older adults.

Keywords : Older Adults, Multigenerational Living Arrangement, Household Income, Relative Deprivation, Mental Health

* Researcher, National Institute of Population and Social Security Research

特集：ライフコースにおける社会的リスクの実証分析：2022年「生活と支え合いに関する調査」から

男性家族介護者をとりまく諸相 —支え合い調査に基づく知見の再検討—

毛塚 和宏*

抄 録

男性家族介護者は高齢化する社会のなかでゆるやかな増加傾向にある。先行研究では、男性介護者が経済的困難、失業、メンタル面（ウェルビーイング、メンタルヘルス、孤独感）の悪化に直面していることが指摘されている。ただし、これらの知見はサンプルの代表性に課題がある。本論文では、全国調査である2022年生活と支え合いに関する調査を用いて、これら先行研究の知見を検討した。結果、収入・生活満足度・K6・孤独感では男性家族介護者特有の効果は確認できなかったものの、仕事の有無に関してはネガティブな効果が確認された。また、男性介護者内部での異質性を確認した結果、介護相手が配偶者である場合、相対的に生活満足度・K6が悪化していることが確認された。

キーワード：介護，男性介護者，ウェルビーイング

社会保障研究 2024, vol.9, no.3, pp.331-342.

I イン트로ダクション

1 男性家族介護者のゆるやかな増加

日本において、人口高齢化に伴い介護を必要とする人々が増加している。そのような介護のニーズを受け入れる器の一つは家族の介護である。2000年から介護保険制度がスタートし、介護サービスが利用しやすくなった一方で、依然として家族介護のニーズは存在し続けている。

そのような背景の中、男性家族介護者（以後、単に男性介護者と呼ぶ）はゆるやかな増加傾向にある。厚生労働省の国民生活基礎調査に基づき、介護を要する者のうち、主な介護者が同居しており、かつ男性である者の割合を図1に示した。図1

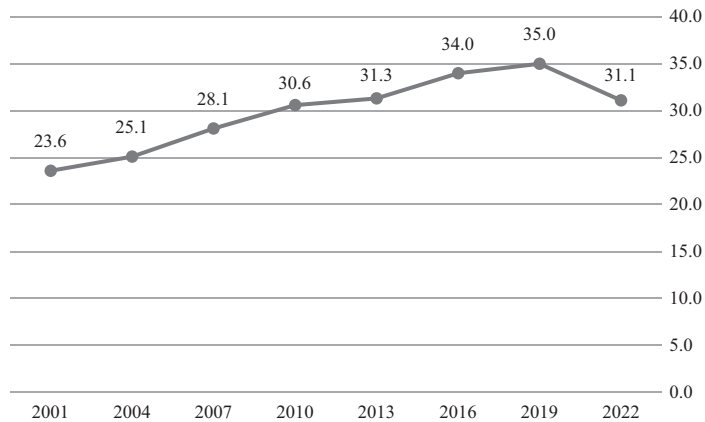
はいわば男性介護者と想定される層の割合を表している。全体として20~35%の間を上昇傾向で推移している。直近の2022年では低下しているものの、依然として無視できない割合で男性介護者が存在していることがわかる。

今後、家族介護を担う男性は一定数存在し続けるだろう。その一方で、先行研究の知見は蓄積されているものの、外的妥当性を持った形では十分に検討されていない。本研究は2022年生活と支え合いに関する調査を用いて、男性介護者の取り巻く環境を明らかにすることを目的とする。

2 先行研究

家族社会学を中心とする先行研究は、男性介護者が直面する困難・苦境を指摘している。春日キ

* 九州大学比較社会文化研究院 准教授



注：横軸：調査年，縦軸：%。

出所：厚生労働省 国民生活基礎調査より筆者作成。

図1 同居している男性が主な介護者である介護を要する者の割合

スヨは男性介護者について、複数の報告書から次のようにまとめている〔春日（2013）〕：男性介護者についてとりまとめた報告書によると，社会的に孤立しやすく，ストレスを抱え込みやすい，支援を受け入れにくく，職業などの社会的地位への固執が見受けられる。

また，春日は介護虐待のうち息子介護者が多いこと，日本の「男性稼ぎ主モデル」において現役世代とみなされる息子世代は，介護離職によって経済的基盤を失いやすいことを指摘している。これは介護する相手との関係性によって，男性の中でも介護に従事することによる影響は異なりうる（i.e. 異質性が存在する）ことを指摘している。

男性介護者がおかれる状況を，虐待による殺人事件，心中事件の新聞記事から分析した羽根文は，加害者側である男性介護者が，介護に熱心であったこと，そして社会的孤立傾向にあったことを指摘している〔羽根（2008）〕。この社会的孤立傾向は，介護対象である親や妻に恩返しをしなければ，という互酬性規範と，「男性らしく弱音を吐かず自力で介護をする」というジェンダー規範，そして「男性なのに介護してえらい」といった周囲の評価とが組み合わさり，加速していった可能性があると，羽根は指摘している。

また，男性介護者のセルフヘルプ・グループに

参加する人々のインタビューを行った松井由香の質的調査は〔松井（2014）〕，参加者が仕事と介護の両立の困難であること，社会的に期待される稼得機能を失った男性がしばしば介護を「第二の仕事」とみなして専心していることを示した。これらは，介護を遂行することで自ら持つ男性性が揺さぶられているがゆえに，ジェンダー規範をさらに強く内面化してきた結果である，と松井は述べている。

永井邦芳らは，特定の市を対象に，男性介護者の心身の特性を調査した〔永井他（2011）〕。在宅で要介護3以上，あるいは要介護3未満だが認知症の者を介護している人を「介護者」とし，被介護者と比較したところ，男性介護者は「心の健康」スコアと精神的サマリースコアが有意に低く，メンタルヘルスが悪化，ウェルビーイングが低下していることが示唆された。

これらの知見は男性介護者を取り巻く諸相を理解するためには，非常に重要な研究群であるが，その一般性には課題が残る。先行研究は，グループインタビューや小サンプルによる分析，あるいは介護虐待にかんする公的統計データや報道の分析から得られたものであり，全国規模の社会調査ではまだ十分に確認されていない。全国レベルのデータを用いて先行研究が指摘した内容を確認す

ることは、学術上重要であると同時に、男性介護者への支援ニーズの把握にもつながり、政策に資する基礎的な情報を提供する。

3 本論文の目的

先行研究の知見を整理すると、男性介護者には以下の傾向があると考えられる：仕事と介護の両立が難しく、経済的な困難を抱え、社会的に孤立しており、メンタルヘルスや生活満足度などが低い。本論文では、対応する変数を用いてこれらの傾向を代表性の高い全国データから確認する。具体的には、次の3つの分析を通して、男性介護者にかんする先行研究の指摘を検討する。

分析1：性別と介護状況変数と各指標との関連を、記述統計と分散分析によって確認する。

分析2：分析1の関連が変数を統制したうえでも確認できるか、多変量解析を行い明らかにする。

分析3：分析2での分析枠組みを用いて、介護する相手の影響を多変量解析から検討する。

分析1と2によって、先行研究の知見が男性介護者に特有のものなのか、確認を行う。また、分析3は男性介護者の異質性を介護相手との関係性から確認をする。

II 方法

1 分析するデータと変数

本論文では、2022年生活と支え合いに関する調査（以下、支え合い調査）の分析を通して、男性介護者を取り巻く状況とその影響を明らかにする。支え合い調査は、人々の生活・家族関係、社会経済的状況や社会保障給付などを明らかにするために実施される国立社会保障・人口問題研究所による社会調査である。前身の社会保障実態調査（2007年実施）から、2012年に第1回生活と支え合いに関する調査が行われ、5年ごとに実施されている。

今回用いるデータは2022年の調査から得られたものである¹⁾。2022年の支え合い調査では、全国の世帯主と世帯員を調査対象としている。具体的には、令和4年国民生活基礎調査（厚生労働省）の調査地区から無作為に300地区抽出し、その地区内のすべての世帯の世帯主および18歳以上の世帯員を調査対象者として設定している。この点において、支え合い調査は代表性の高いデータであり、本論文の目的に合致している。

支え合い調査の質問紙は、世帯全体について尋ねる世帯票と、世帯員それぞれが回答する個人票との2種類が存在する。本研究で主に用いるのは個人票の設問である。分析の中心となる変数は性別と介護状況の有無である。個人票問8「現在、どなたかの介護をしていますか。仕事での介護従事は除いてお答えください。」という設問に「している」と回答した人を介護者、「していない」とした人を非介護者と定めた。

被説明変数として、収入・仕事・ウェルビーイングに関する7変数を取り上げる。収入に関する個人収入・世帯収入の2変数を用いる。仕事については、仕事の有無、(勤めの場合の)職場での呼称の2変数を、ウェルビーイングの指標として生活満足度、K6、孤独感を用いる。生活満足度と孤独感はそれぞれ11段階、5段階で尋ねた選択肢を点数化している。生活満足度は点数が高いほど満足しており、孤独感は点数が高いほど強い孤独感を抱えていることを表す。また、K6はメンタルヘルスを測る指標であり〔Kessler et al. (2002)〕、点数が高いほどメンタルヘルスが悪いことを示している。また、ほかの統制変数として、学歴4分類（中卒、高卒、短大・高専卒、大卒）、年齢、配偶関係（未婚、既婚、離死別）の3変数を用いる。

2 分析枠組み

分析1では、各変数と性別と介護状況とのクロス表を作成し、変数間の基本的な関係を明らかにする。分析2では被説明変数のうち、職場での呼称を除いた6変数に対して、多変量解析を行い、性

¹⁾ 支え合い調査の詳細は報告書〔国立社会保障・人口問題研究所（2023）〕や解説〔黒田他（2024）〕を参照していただきたい。

別と介護状況との各変数の関連を明らかにする。仕事の有無については二項ロジスティック回帰分析を、ほかの5変数は回帰分析を用いる。分析に際して具体的には以下の説明変数が異なる4つのモデルを基に分析を行う。ここに、男性×介護変数は、男性ダミーと介護ダミーの交互作用項を表す。

M0：年齢＋年齢の二乗＋学歴＋男性ダミー＋介護ダミー＋男性×介護変数

M1：M0＋配偶関係

M2：M0＋仕事の有無

M3：M0＋配偶関係＋仕事の有無

これらのモデルにおいて、最も注目すべきは男性×介護変数の係数である。この係数が男性介護者固有の影響を表すことになる。先行研究の知見に基づけば、男性×介護変数が世帯・個人収入では負、生活満足度では負、K6・孤独感では正、そして仕事の有無に対しては負であることが期待される。

M0をベースラインモデルとして、配偶関係、仕事の有無を順次投入しているのは、男性×介護変数の影響がどの要因によって説明されるかを確認するためである。例えば、男性×介護変数の係数の値がM1のほうがM0より小さくなった場合には、当初見られていた男性介護者固有の影響は、配偶関係によって部分的に説明された、とみなすことができる。なお、仕事の有無についてはM0とM1のモデルのみで検討する。

本論文では、各モデルの男性ダミー、介護ダミー、男性×介護変数の係数と信頼区間を計算する。また、世帯収入・個人収入については、1を足して対数変換を行った上で回帰分析を行う（すなわち、 $Y \rightarrow \log(Y+1)$ という変換である）。

分析3では、介護している相手によって各指標がどのように変化するのか、サンプルを男性介護者に限定し、分析2で用いた多変量解析の枠組みに、介護相手変数を追加投入して分析を行う。使用するモデルは以下の通りである。

M4：年齢＋年齢の二乗＋学歴＋配偶関係＋仕事の有無＋介護相手変数

M4'：年齢＋年齢の二乗＋学歴＋配偶関係＋介護相手変数

M4'は仕事の有無を被説明変数とした分析に、M4はそれ以外の被説明変数を対象とした分析に適用する。

介護している相手は調査票上では「介護している」と回答した際に付問として8つの相手（自分の親、配偶者の親、配偶者、子ども、祖父母、きょうだい、親戚、その他）から複数回答形式で選ぶ形になっている。本論文では、まず複数回答（e.g. 2つの選択肢に○を付けた）、およびいずれにも○をつけなかったサンプルを除外し、男性介護者内で介護相手の8選択肢のいずれか一つを必ず選択するように分析データを限定した。そのうえで、エフェクトコーディングを行い〔Hardy (1993)〕、介護相手変数の各係数を平均値からのズレとして解釈できるようにした。例えば、K6を被説明変数とした回帰分析において、配偶者の係数が正であれば、配偶者を介護している男性のK6は分析サンプル内の平均値より高い値である、ということを表す。なおコーディングの関係上、「自分の親」の係数はほかの7変数の係数によって決定され（具体的には $-\sum \beta_k$ ）、有意性の検討はできない。

Ⅲ 結果

1 分析1：性別・介護状況と各指標の関連

分析1では、度数分布表や平均値を用いて、性別と介護状況の2変数とほかの各指標がどのように関連しているのか、明らかにする。表1に質的変数、表2に量的変数の分析結果を示した。それぞれの変数の特徴を確認する。

まずは、統制変数である学歴・配偶状況から簡単に確認する（表1）。学歴変数から見ると、非介護層に比べて介護層は若干高卒比率が高い傾向にある（女性：35.9% / 42.8%，男性：33.8% / 37.1%）。配偶状態では、男女ともに介護層のほう

表1 性別・介護状況変数と諸変数の度数分布表・カイ二乗検定

度数 (割合)	女性 非介護	女性 介護	男性 非介護	男性 介護
学歴：中卒	807 (11.2)	74 (9.3)	756 (11.2)	64 (12.5)
学歴：高卒	2579 (35.9)	342 (42.8)	2281 (33.8)	190 (37.1)
学歴：短大・高専	1087 (15.1)	132 (16.5)	251 (3.7)	17 (3.3)
学歴：大卒	1301 (18.1)	104 (13.0)	2439 (36.2)	174 (34.0)
学歴：無回答	1409 (19.6)	148 (18.5)	1019 (15.1)	67 (13.1)
$\chi^2 = 1088.3^{***}, df = 12.$				
配偶状態：未婚	1349 (18.8)	103 (12.9)	1644 (24.4)	90 (17.6)
配偶状態：既婚	4374 (60.9)	599 (74.9)	4598 (68.2)	382 (74.6)
配偶状態：離死別	1290 (18.0)	86 (10.8)	402 (6.0)	31 (6.1)
配偶状態：無回答	170 (2.4)	12 (1.5)	102 (1.5)	9 (1.8)
$\chi^2 = 582.0^{***}, df = 9.$				
仕事：していない	3331 (46.4)	416 (52.0)	2091 (31.0)	199 (38.9)
仕事：している	3782 (52.7)	377 (47.1)	4618 (68.5)	313 (61.1)
仕事：無回答	70 (1.0)	7 (0.9)	37 (0.5)	0 (0.0)
$\chi^2 = 420.8^{***}, df = 8.$				
呼称：正規の職員・従業員	1555 (21.6)	94 (11.8)	3012 (44.6)	157 (30.7)
呼称：パート	1200 (16.7)	139 (17.4)	182 (2.7)	27 (5.3)
呼称：アルバイト	155 (2.2)	20 (2.5)	156 (2.3)	9 (1.8)
呼称：派遣社員	124 (1.7)	9 (1.1)	80 (1.2)	2 (0.4)
呼称：契約社員・嘱託	217 (3.0)	26 (3.3)	323 (4.8)	41 (8.0)
呼称：利用者 (障害者就労 継続支援), その他	66 (0.9)	10 (1.3)	100 (1.5)	4 (0.8)
呼称：不詳	144 (2.0)	19 (2.4)	93 (1.4)	5 (1.0)
呼称：非該当	3628 (50.5)	464 (58.0)	2645 (39.2)	251 (49.0)
呼称：無回答	94 (1.3)	19 (2.4)	155 (2.3)	16 (3.1)
$\chi^2 = 1648.9^{***}, df = 27.$				

注：*：p<0.05, **：p<0.01, ***：p<0.001。

出所：2022年生活と支え合いに関する調査より筆者作成。

表2 性別・介護状況変数と諸変数の平均・標準偏差・F検定の結果

平均 (標準偏差)	女性 非介護	女性 介護	男性 非介護	男性 介護
年齢	56.6 (18.8)	62.2 (13.8)	55.5 (18.3)	62.1 (14.1)
$F = 49.5^{***}, df = (3, 15237).$				
世帯収入	495.5 (482.5)	466.7 (449.5)	534.5 (486.9)	483.9 (486.7)
$F = 345.1^{***}, df = (3, 11467).$				
個人収入	194.0 (183.6)	180.6 (222.8)	384.5 (405.9)	352.8 (299.2)
$F = 10.0^{***}, df = (3, 14294).$				
生活満足度	6.1 (2.1)	5.7 (2.1)	5.9 (2.2)	5.4 (2.1)
$F = 22.7^{***}, df = (3, 14658).$				
K6	4.5 (4.9)	5.8 (5.3)	4.0 (4.8)	5.1 (5.4)
$F = 43.0^{***}, df = (3, 14934).$				
孤独感	2.4 (1.1)	2.5 (1.1)	2.2 (1.1)	2.5 (1.1)
$F = 19.1^{***}, df = (3, 15010).$				

注：*：p<0.05, **：p<0.01, ***：p<0.001。

出所：表1と同じ。

が非介護層よりも既婚率が高い。

表2に目を移すと、年齢は男女問わず介護層が約62歳、非介護層が56歳前後であり、介護層が相対的に高い。これは、自らの加齢に伴って親などの年齢も上昇し、介護者となることが示唆される。実際、介護相手として「自分の親」と回答した人が男女問わず約半数（男性52.7%/女性48.6%）を占めていることから理解できる〔国立社会保障・人口問題研究所（2023），p.148〕。

続いて、被説明変数の関連を確認する。表1の仕事の有無を見ると、介護層のほうが非介護層より仕事をしている割合が低い傾向がある。さらにその内訳をみると、介護層は正規職の割合が少なく、非正規職の割合が多い。これは、介護層の年齢が高いことに加え、時間の融通がしやすいことが影響を与えている可能性がある。

世帯収入・個人収入は、全体として介護層のほうが非介護層に比べて低い（表2参照）。これは先ほどの仕事の有無・従業上の地位によって説明できるだろう。すなわち、介護層のほうが、有職率

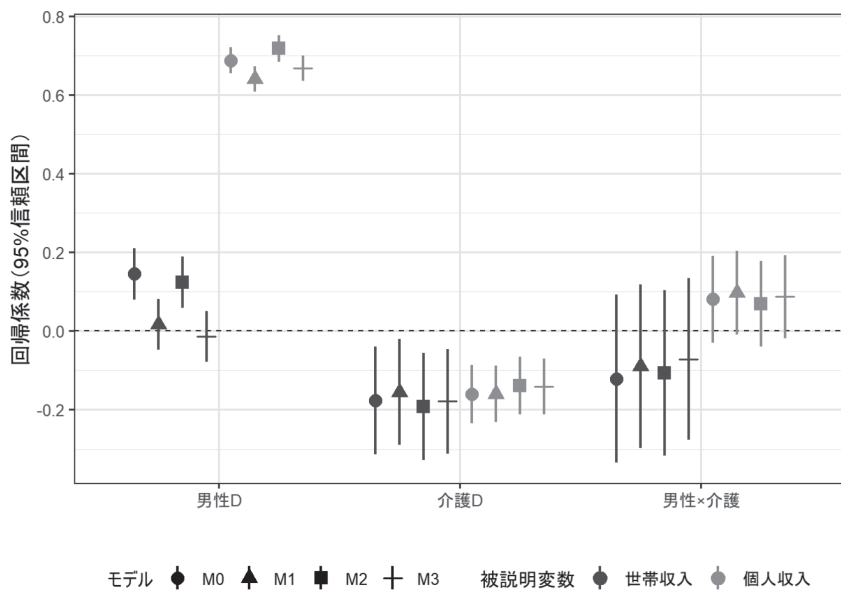
が低く、非正規職が多いことが反映していると考えられる。

メンタルヘルスを示す3つの変数は、男性・介護 ≤ 女性・介護 < 女性・非介護 < 男性・非介護という形で、メンタルヘルスの状態の順序関係があることである。男性・介護層がすべての指標で最も悪く、男性・非介護層が最も良い。

2 分析2：多変量解析

分析1で示した傾向は、ほかの変数を統制しても観測されるのだろうか。多変量解析の結果のうち、男性ダミー、介護ダミー、そして両者の交互作用（男性×介護変数）の係数を示したのが表3、点推定値と95%信頼区間を示したのが図2~4である。また、最終モデルの結果を表4に示した。

まず、収入面からみると、大枠では男性ダミーの係数は正の値を、介護ダミーは負の値を示している。これは、これまでの先行研究の知見と一致する。その一方で、男性×介護変数の係数は統計学的に有意ではない。この点において、先行研究



注：M0：年齢+年齢の二乗+学歴+男性ダミー+介護ダミー+男性×介護，M1：M0+配偶関係，M2：M0+仕事の有無，M3：M0+配偶関係+仕事の有無。
出所：表1と同じ。

図2 世帯収入・個人収入に対する回帰係数の点推定値と95%信頼区間

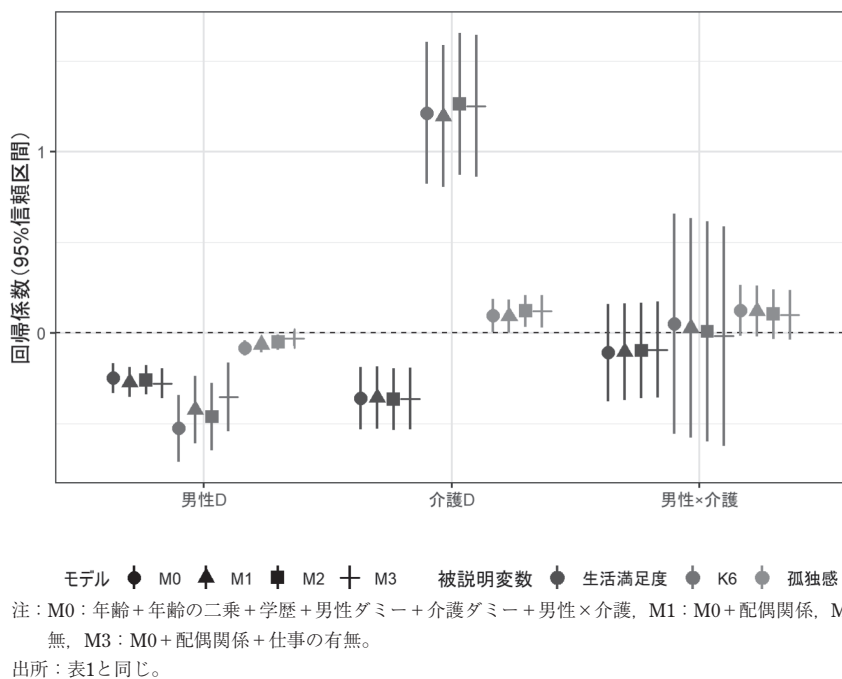


図3 生活満足度・K6・孤独感に対する回帰係数の点推定値と95%信頼区間

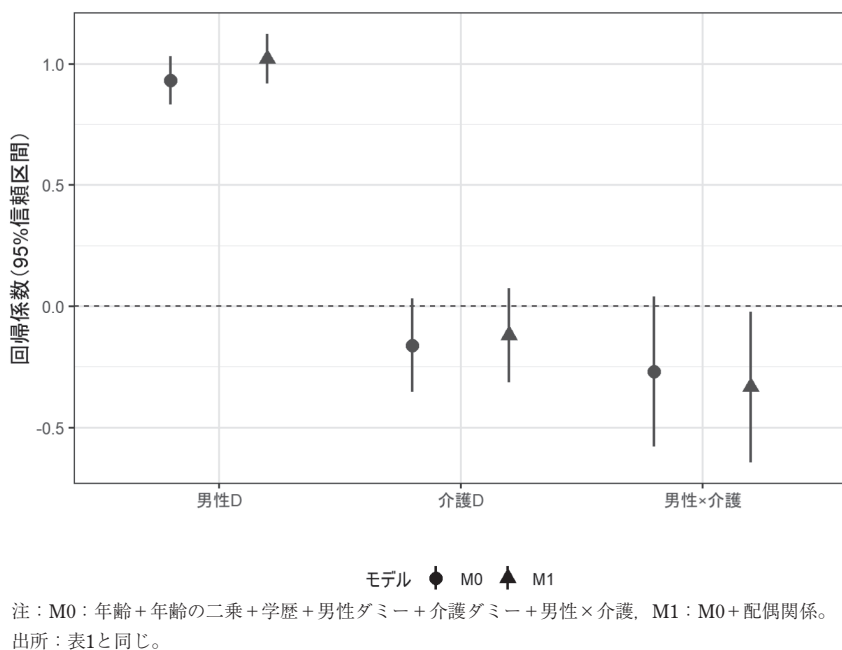


図4 仕事の有無に関する回帰係数の点推定値と95%信頼区間

表3 多変量解析による男性ダミー、介護ダミー、男性×介護の係数

		男性D	介護D	男性×介護
世帯収入 (N=11,695)	M0	0.145 ***	-0.177 *	-0.121
	M1	0.017	-0.155 *	-0.090
	M2	0.124 ***	-0.191 **	-0.107
	M3	-0.014	-0.179 **	-0.071
個人収入 (N=9,433)	M0	0.687 ***	-0.160 ***	0.080
	M1	0.640 ***	-0.160 ***	0.097 +
	M2	0.718 ***	-0.139 ***	0.069
	M3	0.668 ***	-0.141 ***	0.087
生活満足度 (N=11,977)	M0	-0.250 ***	-0.361 ***	-0.109
	M1	-0.273 ***	-0.357 ***	-0.104
	M2	-0.260 ***	-0.365 ***	-0.097
	M3	-0.279 ***	-0.364 ***	-0.093
K6 (N=12,115)	M0	-0.526 ***	1.213 ***	0.050
	M1	-0.424 ***	1.194 ***	0.027
	M2	-0.463 ***	1.262 ***	0.008
	M3	-0.353 ***	1.250 ***	-0.018
孤独感 (N=12,251)	M0	-0.085 ***	0.096 *	0.124 +
	M1	-0.065 **	0.092 *	0.120 +
	M2	-0.051 *	0.121 **	0.104
	M3	-0.030	0.119 **	0.099
仕事の有無 (N=12,336)	M0	0.931 ***	-0.162 +	-0.271 +
	M1	1.020 ***	-0.120	-0.334 *

注：仕事の有無については、二項ロジスティック回帰分析、それ以外は線形回帰分析。+：p<0.10，*：p<0.05，**：p<0.01，***：p<0.001。M0：年齢+年齢の二乗+学歴+男性ダミー+介護ダミー+男性×介護，M1：M0+配偶関係，M2：M0+仕事の有無，M3：M0+配偶関係+仕事の有無。

出所：表1と同じ。

が示唆するような収入の低下は積極的に観測されなかった。

次に、ウェルビーイングやメンタルヘルスなどの面からその効果を確認する。生活満足度では、男性ダミーは負、介護ダミーは負であるので、全体として、男性、あるいは介護をしているほど満足度は低い。そして、男性×介護変数の係数は負なので、男性介護者はさらに生活満足度が低下している傾向がある。

K6については、男性ダミーでは負、介護ダミーでは正の影響が確認された。男性は女性に比べてメンタルヘルスが良く、介護者は非介護者に比べて悪いことがわかる。男性×介護変数の係数はM0では正の値であるものの、配偶関係・仕事の有無を統制すると負の傾向（＝メンタルヘルス改善の方向）が現れる。ただし、生活満足度、K6ともに男性×介護変数の係数は有意ではないので、積

極的に解釈することはできない。

一方、孤独感に関しては、男性ダミーが負であるが、表3のモデル間の係数からみると、その効果は配偶関係と仕事の有無によって説明される。これは、M0では男性ダミーの係数は-0.085であるが、配偶関係・仕事の有無を投入したM3では-0.030とその絶対値が低下していることから読み取れる。一方、介護ダミーは一貫して正の効果を持つので、介護をしていることは孤独感を高める。また、男性×介護変数は正の効果を持つ。すなわち男性介護者はほかと比べて相対的に孤独感が高いことが見て取れる。ただし、この影響の一部は男性ダミーと同様に仕事の有無によって説明される。M0に比べて、M2・M3の男性×介護変数の係数が低下しているからである。

最後に仕事の有無について、図4をもとに確認する。まず、男性ダミーは正の効果が表れてい

表4 多変量解析による結果（仕事の有無，配偶状態を投入したモデル）

		世帯収入		個人収入		生活満足度	
		係数		係数		係数	
	切片	5.264	***	3.658	***	6.091	***
	年齢	-0.028	***	0.022	***	-0.060	***
	年齢の2乗	+0.000	***	-0.000	***	+0.001	***
学歴 ref. 中卒	高卒	0.392	***	0.085	**	0.507	***
	短大・高専卒	0.583	***	0.172	***	0.893	***
	大卒以上	0.714	***	0.482	***	1.365	***
仕事の有無	有職ダミー	0.844	***	0.557	***	0.120	*
配偶状態 ref. 未婚	既婚	0.552	***	0.105	***	0.856	***
	離死別	-0.016		0.307	***	0.356	***
	男性ダミー	-0.014		0.668	***	-0.279	***
	介護ダミー	-0.179	**	-0.141	***	-0.364	***
	男性×介護	-0.071		0.087		-0.093	
	adj. R2	0.139		0.337		0.071	
		K6		孤独感		仕事の有無	
	切片	7.227	***	2.096	***	-4.136	***
	年齢	-0.013		0.026	***	0.253	***
	年齢の2乗	-0.000		-0.000	***	-0.003	***
学歴 ref. 中卒	高卒	-0.739	***	-0.100	**	-0.025	
	短大・高専卒	-0.877	***	-0.092	*	-0.056	
	大卒以上	-1.114	***	-0.125	***	-0.024	
仕事の有無	有職ダミー	-0.688	***	-0.128	***		
配偶状態 ref. 未婚	既婚	-0.786	***	-0.523	***	0.612	***
	離死別	0.206		0.030		0.828	***
	男性ダミー	-0.353	***	-0.030		1.020	***
	介護ダミー	1.250	***	0.119	**	-0.120	
	男性×介護	-0.018		0.099		-0.334	*
	adj. R2/AIC	0.028		0.052		11694	

注：仕事の有無については，二項ロジスティック回帰分析（M1/AICを表示），それ以外は線形回帰分析（M3/Adj. R2を表示）。+：p<0.10，*：p<0.05，**：p<0.01，***：p<0.001。
出所：表1と同じ。

る。女性に比べて男性のほうが有職である確率が高いことを表している。その一方で，介護ダミーは負の効果を持っている。すなわち，介護層は非介護層に比べて，仕事を持つ確率が低いことを表している。ただし，この一部は配偶状況によって説明されている。男性×介護変数は一貫して負の効果を持っており，ほかの変数を統制しても確認できる。ここから，男性介護者は仕事を持ちづらい状況があることが示唆された。

3 分析3：男性介護者内の異質性

男性介護者内の異質性を検討する分析3の結果を表5に示す。表5の介護相手の係数は，サンプル

である男性介護者の平均からのズレとして読むことができる。係数をみると，全体的にメンタル面（生活満足度・K6・孤独感）に影響が出ているように思われる。とりわけ，介護相手が配偶者の場合は，男性介護者の平均よりもメンタル面が悪い。すなわち，生活満足度は低下し，K6は上昇し，孤独感も上昇する，ということである。

その一方で，ほかの介護相手ではメンタル面が相対的に良い方向に係数の値が表れているものも存在する。具体的には，配偶者の親の場合は孤独感が，祖父母の場合はK6が男性介護者平均と比べて良い状態にある。これらの知見は，積極的な解釈は難しいが，配偶者への介護と親世代への介護

表5 介護相手による係数（仕事の有無，配偶状態を投入したモデル）

	世帯収入	個人収入	生活満足度	K6	孤独感	仕事の有無
切片	4.688 **	5.444 ***	7.607 ***	9.743 *	2.180 *	-0.161
年齢	-0.064	-0.008	-0.148 **	-0.015	0.028	0.093
年齢 ² 乗	0.001	-0.000	0.001 **	-0.000	-0.000	-0.002 *
学歴 ref. 中卒						
高卒	0.714 *	0.038	0.616 +	-0.786	-0.161	0.268
短大・高専卒	0.870	0.315	1.151 *	-2.017	-0.586 +	-0.116
大卒以上	1.274 ***	0.377 **	1.227 ***	-1.046	-0.024	0.602
有職ダミー	1.155 ***	0.321 **	0.156	-0.930	-0.090	-- --
配偶状態 ref. 未婚						
既婚	0.707 *	0.347 **	1.075 ***	-1.292	-0.399 *	1.976 ***
離死別	-0.490	0.024	-0.059	0.523	0.115	0.977
介護相手（エフェクトコーディング）						
自分の親	0.246 --	0.093 --	0.174 --	0.014 --	-0.141 --	0.523 --
配偶者の親	0.147	0.037	0.391	-1.443	-0.368 +	0.583
配偶者	-0.460	0.126	-0.793 *	2.990 ***	0.354 *	0.286
子ども	0.057	0.029	0.048	-0.112	-0.236	0.108
祖父母	0.431	-0.206	0.327	-3.609 *	-0.265	-0.322
きょうだい	-0.566	0.053	-0.033	-0.469	-0.365	0.420
親戚	-0.432	-0.096	0.966	-2.005	0.234	-1.527
その他	0.577	-0.036	-1.080	4.634 *	0.787	-0.071
N	390	319	397	403	406	409
adj. R ² /AIC	0.150	0.165	0.077	0.060	0.040	412.82

注：仕事の有無については，二項ロジスティック回帰分析（M4' /AICを表示），それ以外は線形回帰分析（M4/Adj, R²を表示）。ほかの変数の係数は省略。+：p<0.10, *：p<0.05, **：p<0.01, ***：p<0.001。

出所：表1と同じ。

では，春日が述べたものとは異なる形での異質性があるかもしれない。

IV 考察

本論文では男性介護者を取り巻く諸相を，全国規模データである支え合い調査を用いて，先行研究で得られた知見を確かめる形で分析を行った。その結果を次のようにまとめることができる。まず，男性介護者はとりわけ収入が低いわけではない。経済的な面では重大な問題が顕在化していない一方で，男性・介護層では孤独感が相対的に強かった。この効果は仕事の有無を統制すると影響は説明されてしまうものの，配偶関係では説明できなかった。すなわち，孤独感の一部は，仕事の有無によって解消されうることを示している。生活満足度やK6については，記述統計レベルではそれぞれの困難が確認されたものの，多変量解析で

は男性介護層固有の影響は確認できなかった。これは，先行研究の男性介護者に関する知見が，男女関係なく介護によるものであった可能性がある。

仕事の有無に関していえば，男性介護者は単に介護をしている以上に，仕事を持ちづらい現状が確認された。この点は先行研究との知見と一致している。すなわち，介護と仕事の両立について，男性固有の課題がある可能性を示している。

また，男性介護者内部での異質性を確認するために，介護相手の効果を検討した（分析3）。結果，介護相手が配偶者である場合は，生活満足度・K6が悪化していることが確認された²⁾。また，ほかの介護相手においても，先行研究の示唆とは異なる形で異質性が表れていることが示唆された。

これらの成果は2つの意義がある。まず，より全国レベルのデータを用いたことで，先行研究の知見を再検討できた点である。先行研究では，少

数、限定されたサンプルから知見を引き出していた。本研究の観点から述べれば、それらの知見の一部は一般化することには慎重な姿勢が求められることが示唆される。ただし、量的研究から得られた知見もまた、その詳細なメカニズムを質的研究によって検討される必要があるだろう。男性介護者をとりまく環境を理解するには、引き続き、質的・量的双方の研究成果の蓄積が必要だ。

2点目は、男性介護者の傾向について、基礎的な情報を提供した点である。本論文の知見は主に、仕事と介護の両立において、男性介護者の苦境を示すものである。仕事の有無は、単に収入の低下のみならず、ほかの指標にも影響しており、表4をみると、有職ダミーは生活満足度を上げ、K6と孤独感を下げることが示されている。男性介護者が仕事との両立を可能にする政策が重要になるかもしれない。

ただし、本論文は一定の課題がある。本論文では個人を分析の最小単位と設定したが世帯単位の情報(e.g., 世帯構造)を十分に分析に組み込めていない。世帯単位情報をも組み込んだ分析を行うことで、家族社会的な間に接続することができるだろう。

付記

本論文は「男性家族介護者をとりまく諸相：支え合い調査に基づく知見の再検討」(IPSS Working Paper Series No.75)を加筆修正したものである。また、国立社会保障・人口問題研究所の一般会計プロジェクト「生活と支え合いに関する調査」の研究成果の一部であり、統計法第33条に基づく二次利用申請を行い、「2022年生活と支え

合いに関する調査」の調査票情報の提供を受けた。

参考文献

- 羽根文(2008)「介護殺人・心中事件にみる家族介護の困難とジェンダー要因——介護者が夫・息子の事例から」,『家族社会学研究』, Vol.18, No.1, pp.27-39.
- Hardy, A. M. (1993) “Regression with Dummy Variables”, Sage Publications.
- 春日キスヨ(2013)「男性介護者の増大と家族主義的レジームのパラドクス」, 庄司洋子編『親密性の福祉社会学——ケアが織りなす関係』, 東京大学出版会, pp.23-41.
- Kessler R. C., Andrews G., Colpe L. J., Hiripi E., Mroczek D. K., Normand S. L., Walters E. E. and Zaslavsky A. M., (2002) “Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress,” *Psychological Medicine*, Vol.32, No.6, pp.959-976.
- 国立社会保障・人口問題研究所(2023)『2022年社会保障・人口問題基本調査 生活と支え合いに関する調査 報告書』, https://www.ipss.go.jp/ss-seikatsu/j/2022/SSPL2022_houkokusho/SSPL2022_houkokusho.pdf (2024年3月6日最終確認)。
- 黒田有志弥・毛塚和宏・河西奈緒・佐々木織恵・榊原賢二郎・蓋若琰・泉田信行(2024)「生活と支え合いに関する調査」結果の概要について」,『厚生指標』, Vol.71, No.2, pp.30-37.
- 松井由香(2014)「男性介護者の語りにみる「男性ゆえの困難」——セルフヘルプ・グループに集う夫・息子介護者の事例から」,『家族研究年報』, Vol.39, pp.55-74.
- 永井邦芳・堀容子・星野純子・浜本律子・鈴木洋子・杉山晃子・新實夕香理・近藤高明・玉腰浩二・榊原久孝(2011)「男性家族介護者の心身の主観的健康特性」,『日本公衆衛生雑誌』, Vol.58, No.8, pp.606-616.

(けづか・かずひろ)

²⁾ 分析3の結果(一部の男性介護者で生活満足度・K6で悪化した)は分析2(男性介護者が生活満足度・K6でとりわけ低下しているわけではない)での知見に反するよう見える。しかし、これらは、分析に用いたサンプルと分析の焦点の違いによってもたらされたと考えられる。分析2では全サンプルのうちの男女・介護/非介護の差異に、分析3では男性介護者内の介護相手による差異に注目しているため、このような差異が生じたと考えられる。

An Exploratory Analysis on Male Family Caregiver: Re-examining the Findings of Previous Research with The National Survey on Social Security and People's Life, 2022

KEZUKA Kazuhiro*

Abstract

The number of male caregivers is slowly increasing in Japan. Previous studies have shown that male caregivers face challenges such as financial difficulties, unemployment, and poorer mental health (well-being, mental health, and feelings of loneliness). However, these findings are limited by the representativeness of the sample. This paper examines the results of previous studies using a national survey, The National Survey on Social Security and People's Life, 2022. The results showed that no significant effects of male family caregivers were identified for income, life satisfaction, and K6, while negative effects were identified for having a job. In addition, a deterioration in life satisfaction and K6 was confirmed when the care partner was the spouse.

Keywords : Caregiving, Male caregiver, Well-being

* Associate Professor, Faculty of Social and Cultural Studies, Kyushu University

特集：ライフコースにおける社会的リスクの実証分析：2022年「生活と支え合いに関する調査」から

深夜・夜間における就労の関連要因の分析

—非典型時間帯労働の背後にある潜在的社会保障給付ニーズの探求に向けた予備的分析—

泉田 信行*

抄 録

平日9時—17時以外の非典型時間帯に働く労働者は低所得などの不利な環境の中でその時間帯での労働を選択せざるを得ない状況にあるのかも知れない。近年の日本では全体として従事する者は減少してきたが、そのような中でも非典型時間帯労働に従事する者が存在する。

本分析の目的は非典型時間帯労働としての深夜・夜間に従事することとの関連要因を探索的に明らかにすることである。『生活と支え合いに関する調査』の個票データを用い、深夜・夜間における勤務開始および深夜・夜間に勤務することの関連要因について、犯罪被害リスクを含めて、分析した。ロジスティック回帰分析は全般的には夜間帯に勤務している割合が減少しているなかで、非正規雇用者については夜間帯に勤務している割合が増加していることを示した。同調査の調査票の改善を図りつつ、社会保障給付ニーズが深夜・夜間勤務の背景に存在するかについて継続的な分析が必要である。

キーワード：非典型時間帯労働，深夜・夜間勤務，非正規雇用，生活と支え合いに関する調査，社会保障給付ニーズ

社会保障研究 2024, vol. 9, no. 3, pp. 343-360.

I はじめに

本論文は非典型時間帯労働とされるもののうち深夜・夜間における勤務開始および深夜・夜間に勤務することの関連要因を探索的に分析し、明らかにすることを目的とする。

非典型時間帯労働とは月曜日から金曜日、9時—17時の勤務、standard work schedules以外の時間帯において働く者を指し、第三次産業の発展という「24時間週7日経済」の拡大によって増大してきた〔Pressor (2003)〕。

日本では24時間週7日経済が広まる契機となったのは1989年～1990年に行われた日米構造協議が発端とする見解がある〔大石 (2017)〕。1990年の大規模小売店舗法の改正、2000年の廃止により大規模小売店舗の営業時間延長に繋がったとしている。2020年時点では男性就業者の64.4%、女性就業者の82.8%が第三次産業で就労しており〔総務省統計局 (2022)〕、第三次産業従事が主流となっている。

日本以外でも同様である。米国のCurrent Population Surveyのデータを用いて1991年時点で午後9時に働いているのは男性の就業者の12.9%、

* 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部長

女性就業者の11.3%であることが示された研究〔Hamermesh (1999a)〕, German Time Use Surveyを用いて非典型時間帯労働に従事する者が9.8%にのぼることを示した研究〔Merz, et.al., (2009)〕, 2011年から2020年のAmerican Time Use Surveyを用いて, 警察・消防・刑務の職種の41.7%や外食産業従事者の28.6%が昼間帯以外の勤務を通常としていることを示した研究〔Chen (2024)〕, 2005年, 2010年, 2015年のEuropean Working Conditions Surveysを用いて非典型時間帯労働が南欧で46%, 中東部欧州で43%であるのに対してスカンディナヴィア諸国では27%であることを示した研究〔Gracia, et.al., (2021)〕がある。

非典型時間帯労働はそれに従事するものの生活に悪影響をもたらすために社会的な課題となっている。親子関係では, 親が夜間 (evening; 18時-22時) に働くことはほかの時間帯に働くことよりもより大きな影響をもたらすこと〔Rapoport and Bourdais (2008)〕, 母親のシフトワークで働いた年数と子どもの行動障害が関連すること〔Rapoport and Bourdais (2008)〕, 母親の非典型時間帯労働と思春期の子どもの肥満が関連すること〔Miller and Han (2008)〕などがある。シフトワークなどの非典型時間帯労働と疾病等の有無との関連を示す研究も多数蓄積されており, 健康への帰結についてのレビュー〔Kecklund and Axelsson (2016)〕, パネルデータを用いた7本の研究からシフトワークが精神的健康への悪影響のリスク増大 (効果量1.28) 及びうつ症状 (1.33) と関連することを指摘したメタアナリシス〔Torquati, et.al., (2019)〕, 精神的疾患との関連の研究〔Brown, et.al., (2020)〕, 非典型時間帯労働が悪影響を及ぼすと考えられる3領域 (労働関連アウトカム, 被用者の健康や福祉への影響, 被用者や家族の健康アウトカムへの影響) を整理し, 将来の研究課題について論じた研究〔Bolino, et. al., (2021)〕などがある。

このように非典型時間帯は昼間の時間帯よりも好ましくない労働条件であると一般には考えられ, それゆえ, より高い賃金でないと非典型時間帯に働く労働者を雇用することができないと考え

られる。Hamermeshが経済学に基づいた理論的な分析を行い, 高所得者はより好ましい時間帯で働き, 低所得者は好ましくない時間帯での就業に留まること, 低所得者にとっては相対的に高い賃金での所得稼得機会に就業することが望ましくなる場合があることを指摘した〔Hamermesh (1999a)〕。

日本での実証分析としては, 社会生活基本調査の1996年, 2006年の個票データを用いた分析がある〔黒田・山本 (2014)〕。男性正規雇用者の労働時間の延長により非典型時間帯の就業率の増加が起こったと考えられる一方, 男性非正規雇用者については労働時間変化以外の部分により非典型時間帯の就業率の増加が起こったことを示した。正規雇用者の労働時間の長時間化による深夜の時間帯の財・サービス需要の増加に伴って, 深夜時間帯に就業する非正規雇用者が増加したのではないかと解釈を与えている〔黒田・山本 (2014)〕。

被用者のうち, 母子世帯や二親世帯の母親に焦点化した実証分析が大石によって実施されてきている〔大石 (2015a), 大石 (2015b), 大石 (2017), 大石 (2019)〕。大石 (2015b) は, 労働政策研究・研修機構が2012年に実施した「第2回子育て世帯全国調査」の個票データを用いて, 母子世帯と二親世帯を対象に, 1) 非典型時間帯における賃金プレミアムの推定, 2) 非典型時間帯労働をする動機として「貯蓄ターゲット」, 「流動性制約」, 「保育制約」が関連するかのロジスティック回帰分析, 3) 母親の非典型時間帯労働が子どもに対するインプットに影響を与えているかの最小自乗推定を実施している。なお, 働く時間帯は早朝 (5時~8時), 日中 (8時~18時), 夜間 (18時~22時), 深夜 (22時~5時) に分類している。非典型時間帯は日中以外の時間帯としている。その結果, 母子世帯の母親が夜間労働する際に賃金プレミアムの存在が観察され, 子どもに高等教育を受けさせるという目標が夜間に働く重要な要因であり, そうした働き方をすることで子どもと過ごす時間は短縮され, 子どもと一緒に夕食をとる回数大幅に減少することを示した。

大石 (2017) は, 経済構造の変化, 制度の変化

表1 従業上の地位別各年別時間帯別行動者（仕事）率

正規の職員・ 従業員	20:00- 21:00	21:00- 22:00	22:00- 23:00	23:00- 24:00	00:00- 01:00	01:00- 02:00	02:00- 03:00	03:00- 04:00	04:00- 05:00	05:00- 06:00	06:00- 07:00
平成23年	18.32	11.68	7.48	5.21	4.06	3.61	3.18	3.09	3.31	4.05	6.43
平成28年	17.00	10.59	6.84	4.73	3.39	3.03	2.67	2.62	2.86	3.60	6.56
令和3年	11.92	7.78	5.15	3.82	2.80	2.58	2.41	2.43	2.69	3.70	6.92
正規の職員・ 従業員以外	20:00- 21:00	21:00- 22:00	22:00- 23:00	23:00- 24:00	00:00- 01:00	01:00- 02:00	02:00- 03:00	03:00- 04:00	04:00- 05:00	05:00- 06:00	06:00- 07:00
平成23年	9.59	7.30	5.24	4.07	3.10	2.57	2.23	2.18	2.41	2.81	3.80
平成28年	9.14	7.04	4.73	3.44	2.21	1.82	1.73	1.77	1.88	2.52	4.11
令和3年	6.74	4.65	2.95	2.15	1.61	1.47	1.55	1.53	1.63	2.17	3.86
(うち) アルバイト	20:00- 21:00	21:00- 22:00	22:00- 23:00	23:00- 24:00	00:00- 01:00	01:00- 02:00	02:00- 03:00	03:00- 04:00	04:00- 05:00	05:00- 06:00	06:00- 07:00
平成23年	18.17	14.38	10.35	7.66	5.82	4.33	3.80	3.75	3.79	3.80	4.09
平成28年	18.36	15.58	10.31	7.15	4.07	3.04	2.70	2.74	2.50	2.83	4.01
令和3年	14.74	9.86	5.23	3.33	1.98	1.82	2.22	2.37	2.43	2.49	3.37

出所：総務省統計局『社会生活基本調査』各年版より筆者作成。

という「24時間週7日経済」の背景条件について整理した後に、公的統計等を用いて日本における時間帯別の就業者数を確認している。その上で非典型時間帯労働が労働者自身の健康・安全、労働者の子どもに及ぼす影響について整理した上で、大石（2015a）に基づいて母親の非典型時間帯労働の実態について記述的な分析を実施している。

大石（2019）は、大石（2015a）をベースにした上で、社会生活基本調査を用いて、母子世帯と二親世帯の母親の生活時間配分の変化を1996年から2016年まで確認している。二親世帯の母親は仕事時間と育児時間が増加していた。就学前児童のいる二親世帯の母親は仕事時間と育児時間の両方が大幅に増加し、家事時間と余暇時間の減少で相殺している。二親世帯の父親については大きな変化は見られないが、就学前児童がいる二親世帯の父親は仕事時間、育児時間、家事時間が増加しており、それを余暇時間の大幅な削減で埋め合せている。母子世帯の母親は変化は小さいが二親世帯の母親と比較して、仕事時間が長く、家事時間が短く、育児時間も短い。就学前児童のいる世帯に限定すると、母子世帯の母親と二親世帯の母親の仕事時間、家事時間、余暇時間は差が縮小してきている。まとめると、二親世帯と母子世帯の間の生活時間配分の違いは大きく、母子世帯の子どもが親から受け取る時間的インプットの少なさが際立つ結果となった。

大石による研究以外にも母子世帯の母親の就労について検討されており、非典型時間帯での就労と典型時間帯での長時間就労に分かれている可能性も指摘されている〔熊谷（2019）〕。

日本における非典型時間帯労働の研究は余り進められておらず、管見の限りでは上記の男性被用者や母親に限定された研究が行われているのみである。それゆえ、属性を問わずに労働者の非典型時間帯労働について分析する必要がある。まずは、基本的な動向を総務省統計局『社会生活基本調査』の平成23年、28年、令和3年を用いて確認しよう。各年の夜の20時から朝の7時までの1時間ごとに¹⁾、有業者のうち実際に仕事に従事している者の割合を示したのが表1である。平成23年を見ると、正規の職員・従業員である有業者の18.32%が20時台に従業しているが、21時台には11.68%と低下し、午前3時台に3.09%と最小となるが、午前4時台から徐々に従事する者の割合が増大する。

正規の職員・従業員と正規の職員・従業員以外のうちアルバイトを比較すると、平成23年時点では夜間の各時間帯に従事している者の割合はアルバイトの方が高かったが、徐々に正規職員で従事する者の割合の方が高くなってきていることがわかる。その1つの理由が、正規・非正規にかかわらず、夜間帯の従事者割合は平成28年、令和3年と各時間帯で低下しているが²⁾、平成28年から令和3年にかけて、23時以降のアルバイトの従事する者の

¹⁾『社会生活基本調査』では15分ごとに行動者率が表示されているが、分母の有業者数が一定であることから、時間帯ごとに単純平均して算出した。

割合がより大きく低下しているためである。

大石（2017）は1991年から2011年にかけて就業者（男女計）について、非典型時間帯での就業者数が増加していることを、黒田・山本（2014）は1996年から2006年にかけて男性雇用者について非典型時間帯の就業割合が、特に非正規雇用について、増加していることを示していた。それに対して、表1で見た2011年以降の深夜・夜間における就労状況はそれまでの傾向が逆転していることを示すものである。

正社員・アルバイト双方について、夜間帯の従事者割合が減少した背景には新型コロナウイルス感染症の蔓延が何らかの形で関連しているかもしれない。また、平成23年から10年間に於いて趨勢的に低下してきているため、何らかの構造の変化も底流にあると考えられる。いずれにせよ、社会生活基本調査で見える限りにおいては、夜間の労働は全体として減少しながらも、相対的に正規の職員・従業員のウェイトが高まっている状況となっている。

このような社会経済環境の変化の中でどのような属性の一般労働者が非典型時間帯労働を選択していることを明らかにすることは政策的に重要な意味を持つ可能性がある。すなわち、「実質賃金率の低下は、（負の）所得効果を通じて、深夜や早朝といった限界不効用が高い時間帯への人々の労働供給を促す」のであれば〔黒田・山本（2014）〕、相対的に所得水準が高いとは言い難い非正規雇用労働者が不利な環境の中で非典型時間帯労働を選択せざるを得ない状況にあるかもしれない。

そこで、本稿では『生活と支え合いに関する調査』の2017年調査と2022年調査の個票データを用い、先行研究が分析してきた深夜・夜間の就労としての非典型時間帯労働の選択に関連する要因について実証的に明らかにする。ここで深夜は22時から4時台まで、夜間は19時から4時台までと、夜間は深夜を含む時間帯として操作的に定義する。その上で、深夜・夜間での勤務開始とおおよび深夜・夜間に勤務することを分離して、双方の関連要因を探索的に分析することとする。深夜・夜間

での勤務開始とおおよび深夜・夜間に勤務することを分離する理由は、黒田・山本（2014）が示したように昼間帯からの勤務の超過勤務として労働者個人の主体的な選択とはあまり言えない状況で深夜・夜間に勤務することがある一方、労働者個人の選択として深夜・夜間での勤務開始が必要となる職種が存在すると考えられるためである。

本稿の分析ではロジスティック回帰分析を採用したが、その結果として、非正規雇用者について深夜・夜間帯に勤務開始する割合が増加していることとその背景に持続する実質賃金の低下の影響がある可能性を指摘した。そのほか、深夜・夜間の勤務との関連要因を探索的に分析した。その際に、Hamermesh（1999b）が、米国のより大きなMSA（Metropolitan Statistical Areas）において、夜間に就労している者がほかの地域よりも少ないことを説明する要素として考慮した犯罪リスクについて、夜間勤務の選択との関連についても考慮した。具体的には、『生活と支え合いに関する調査』調査票に含まれる住環境についての設問である「地域の犯罪、暴力、荒らし行為に困っている」を用いて、この点を統制した。考察においてどのような経路で経済的な背景が深夜・夜間に働くことにつながるのか、社会保障給付ニーズが深夜・夜間の勤務の背景に存在しないか等について継続的な分析が必要であることを指摘した。

II データと分析方法

1 使用したデータ

国立社会保障・人口問題研究所による『生活と支え合いに関する調査』の2017年調査、2022年調査の個票データを用いた。同調査は厚生労働省の実施する国民生活基礎調査の後続調査として実施されるが、当該年の国民生活基礎調査の調査区から無作為抽出された全国300調査区内の世帯を調査対象としている。同調査は世帯票と個人票から構成されるが、世帯票は世帯主が、個人票は世帯内の18歳以上の個人が回答することとされている。

²⁾ 正規の職員・従業員については、例外的に5時台は平成28年から令和3年にかけて、6時台は平成23年以降従事する者の割合が増大しており、朝早い時間帯に働く者が増加している傾向を示している。

る。2017年調査の有効回収数・回収率は世帯票が10,369 (63.5%)、個人票は19,800 (75.0%)とされている。2022年調査の有効回収数・回収率は世帯票が8,473 (50.7%)、個人票は15,929 (58.5%)とされている。

本稿の分析には世帯票と個人票がマッチングできたものを使用した。分析の対象者は「あなたは現在、収入をとまなう仕事をしていますか」という設問に対して「仕事をしている」と回答した者とした。就業時間について自己の裁量の効きやすい者、すなわち同調査個人票における現在の仕事(勤めか自営かの別)の設問に対して、自営業(雇人あり)、自営業(雇人なし)、家族従業者(自家営業の手伝い)、内職と回答した者を除外した。この問いに無回答の者もサンプルから除外した。

分析の関心である就業時間帯、就業時間の情報については、同調査個人票の先週の仕事時間についての設問の情報を用いた。当該設問は「あなたは、仕事に行くために何時ごろに家を出ましたか。」「あなたは、仕事から帰ってくると何時ごろに家に着きましたか。」という二つの設問から構成されている。就業時間のみを検討するためには、通勤時間を除外する必要があるが、この設問では就業時間から通勤時間を分離できないため、この点は分析上の留保となる。

就業時間帯について大石(2015b)は早朝(5時~8時)、日中(8時~18時)、夜間(18時~22時)、深夜(22時~5時)に分類している。本稿でもその分類に従うこととしたが、時間帯の重複を許さず、早朝(5時~7時)、日中(8時~18時)、夕方(19時~21時)、深夜(22時~4時)とした。本稿では夕方と深夜の時間帯を合わせた時間帯を夜間(19時~4時)と呼称する。

本稿で関心のある「勤務開始(深夜)」変数と「勤務開始(夜間)」変数は、それぞれ22時~4時、19時~4時の時間帯に仕事のために家を出たか否かで把握した。それぞれ、当該時間帯に勤務を開始した場合に1を、そうでない場合に0の値を取る2値変数とした。「深夜に勤務している」変数と「夜間に勤務している」変数は、同時時間帯に勤務を開始した者だけでなく、その前の時間帯に勤務を

開始した者の就業時間を算出し、考慮することで構築した。すなわち、同調査個人票の「あなたは、仕事から帰ってくると何時ごろに家に着きましたか。」の情報も用いて識別した。それぞれ、当該時間帯に勤務をしている場合に1を、そうでない場合に0の値を取る2値変数とした。

上記の作業の過程から「5時間未満の勤務・通勤」変数、「11時間を超えて勤務・通勤」変数を作成した。それぞれ該当する場合に1を、該当しない場合に0の値を取る2値変数である。就業にかかわる変数として「有期雇用」変数、「非正規雇用」変数を使用した。これらはそれぞれ、有期雇用、非正規雇用の場合にそれぞれ1をとり、その他の場合に0を取る変数である。また、「仕事の内容」変数として、管理的職業をベースとして専門的・技術的職業、事務的職業、・・・運搬・清掃・包装等の職業など特定の職業のときに1をとり、そうでないときに0をとる変数も使用した。また、就業している企業の規模を統制する変数として従業員数1-4人の企業をベースとして、5-29人、30-99人、・・・、5000人以上、官公庁それぞれの場合に1を取り、そうでない場合に0をとる変数を使用した。

人口学的な変数として、女性ダミー変数(性別が男性のときに0、女性のときに1をとる)、及び年齢階級ダミー変数(18~29歳を基準とし、30~39歳のときに1、その他の場合に0を取る「30歳代」変数のほかに「40~49歳」変数、「50~59歳」変数、「60~69歳」変数、「70歳以上」変数)を作成して分析に使用した。また、婚姻状況(配偶者ありを基準として、未婚、死別、離別の各カテゴリーについての2値変数)や調査の回答者が世帯主である場合に1、それ以外の世帯員である場合に0の値を取る「世帯主」変数、6歳以下の子供がいる場合に1の値をとり、それ以外の場合に0の値を取る「6歳以下の子どもあり」も使用した。

学歴として「最後に通った学校」を変数として使用した。小・中学校を基準として、高校、高専、短大、大学・大学院、その他の各学校のそれぞれについて、最後に通った学校である場合に1、そうでない場合に0の2値を取る変数を分析に投入し

た。最後に通った学校については2017年調査と2022年調査では設問が若干異なっていたため、統一した³⁾。最後に通った学校については中退と卒業が選択肢としてあり得るが、ここではそれらを区別していない。

経済状態にかかわる変数も幾つか使用した。ひとつは「他の所得稼得者あり」である。生活と支え合いに関する調査個人票では、生活費用を誰が賄っているかについて、担い手として質問している⁴⁾。これを利用し、自分以外の家族（父親、母親、祖父母、きょうだい、配偶者、子ども、その他の親戚）の少なくとも誰かひとりが担い手となっていれば1、そうでない場合は0の値を取る変数とした⁵⁾。

このほかに、世帯票の情報を利用して、世帯単位の経済状態の変数を作成し、分析に使用した。まず、「食料困窮経験」変数は、「あなたの世帯では、過去1年の間に、お金が足りなくて、家族が必要とする食料が買えないことがありましたか。」という設問に対して、よくあった、ときどきあった、まれにあった、のいずれかの回答である場合に1を、そうでない場合に0を取る変数とした。「負債あり」変数は借入金がありとした場合に1を、そうでない場合に0を取る変数とした。「不意の出費に備えた貯蓄がなし」変数は「不意の出費に備えた貯蓄がある」という設問に対して、「あてはまらない」と回答した場合に1を、それ以外の場合に0を取る変数とした。

夜間に就業・通勤する際には地域によっては犯罪に遭うリスクを考慮する必要があるかもしれない。この点を考慮するために、世帯票における住環境についての設問である「地域の犯罪、暴力、

荒らし行為に困っている」を用いた。この設問に対して、「あてはまる」と回答した場合に1を、そうでない場合に0を取る変数、「地域の犯罪、暴力、荒らし行為に困っている」変数を利用した。

このほか、2017年データである場合に0を、2022年のデータである場合に1の値を取る変数である2022年ダミー変数と居住している地域の差異について、北海道を基準として、東北、関東、北陸、東海（中部）、近畿、中国、四国、九州、沖縄の別を、それぞれに該当する場合に1をとり、非該当の場合に0となる2値変数にて統制した。

2 データ利用の承認について

本稿で使用する国立社会保障・人口問題研究所が実施した『生活と支え合いに関する調査』の各年の個票データについては統計法32条による申請（課室内利用）に対する承認を受けて利用した。集計結果の表示に当たっては少数である結果が生じないように集計単位を適宜集約した。本稿で示す集計結果は著者の集計結果に基づくものであり、国立社会保障・人口問題研究所が調査結果として公表しているものとは必ずしも一致しない。

3 分析モデル

変数 Y_i を、深夜の時間帯に「勤務を開始」している場合に1、していない場合に0を取る変数とする。 $Y_i=1$ となる確率 $\Pr(Y_i=1)$ を p_i としたときに、対数ロジットを被説明変数として説明変数ベクトル x_i に回帰するロジスティック回帰モデル

$$\ln\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = x_i\beta + \varepsilon_i$$

を推定した。ここで、 β は推定されるべきパラメータのベクトル、 ε_i は誤差項である。深夜の時

³⁾ 具体的には2022年調査データでは高専と短大が別の選択肢になっているが、2017年調査では両者がひとつの選択肢であるため、2022年調査データについて高専と短大の選択肢を高専・短大とひとつの選択肢とし、その後の選択肢である大学・大学院、その他、の選択肢の番号をひとつずつ繰り上げ、両年間で選択肢の番号と内容を一致させた。

⁴⁾ 「生活費用の担い手」変数を使用する強みは、階級値で質問する場合を含めて所得そのものの有無や金額を聞くよりも無回答率が低く、この設問に無回答であることで分析から脱落するサンプルを抑制することが可能になることである。所得水準によって無回答の傾向が違う場合はバイアスを分析に持ち込まないために適切な措置とも言える。

⁵⁾ 当該設問には「公的支援」、「その他」という選択肢もあるが、世帯内で自動的に生活を担うというほかの選択肢と性質が違うため、これらの選択肢については変数作成の際に使用していない。

表2 記述統計表

	度数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数					
勤務開始（深夜）	14,299	0.015	0.120	0.000	1.000
勤務開始（夜間）	14,299	0.021	0.144	0.000	1.000
深夜に勤務している	14,299	0.107	0.309	0.000	1.000
夜間に勤務している	14,299	0.519	0.500	0.000	1.000
独立変数					
有期雇用（ベース：無期雇用）	14,299	0.138	0.345	0.000	1.000
非正規雇用（ベース：正規雇用）	14,299	0.365	0.482	0.000	1.000
5時間未満の勤務・通勤	14,299	0.052	0.222	0.000	1.000
11時間を超える勤務・通勤	14,299	0.406	0.491	0.000	1.000
世帯主（ベース：その他世帯員）	14,299	0.523	0.499	0.000	1.000
他の所得稼得者あり	14,299	0.481	0.500	0.000	1.000
婚姻状況（ベース：配偶者有り）					
未婚	14,299	0.250	0.433	0.000	1.000
死別	14,299	0.021	0.142	0.000	1.000
離別	14,299	0.059	0.235	0.000	1.000
6歳以下の子どもあり	14,299	0.119	0.324	0.000	1.000
女性ダミー（ベース：男性）	14,299	0.457	0.498	0.000	1.000
地域の犯罪、暴力、荒らし行為に困っている （世帯単位）	14,299	0.025	0.157	0.000	1.000
食料困窮経験あり（世帯単位）	14,299	0.102	0.302	0.000	1.000
負債あり（世帯単位）	14,299	0.416	0.493	0.000	1.000
不意の出費に備えた貯蓄無し （世帯単位）	14,299	0.183	0.387	0.000	1.000
2022年ダミー（ベース：2017年）	14,299	0.455	0.498	0.000	1.000

注：本表に掲載されていない変数の記述統計を末尾の付表1に収録している。

出所：筆者作成。

間帯（22時～4時）のみならず、深夜の時間帯を含む夜間の時間帯（19時～4時）についても、「勤務を開始」しているかについて推定を行った。また、「勤務を開始」だけでなく、深夜および夜間の時間帯に「勤務している」についてもそれぞれ推定を行った。推定にあたっては、不均一分散に頑健な標準誤差を用いた。また、説明変数に以下の交差項、1) 離別×6歳以下の子どもあり、2) 女性ダミー×地域の犯罪、暴力、荒らし行為に困っている、3) 非正規雇用×2022年ダミー変数をそれぞれ順次導入して、分析を行った。有意水準は5%とした。

Ⅲ 結果

1 記述的分析の結果

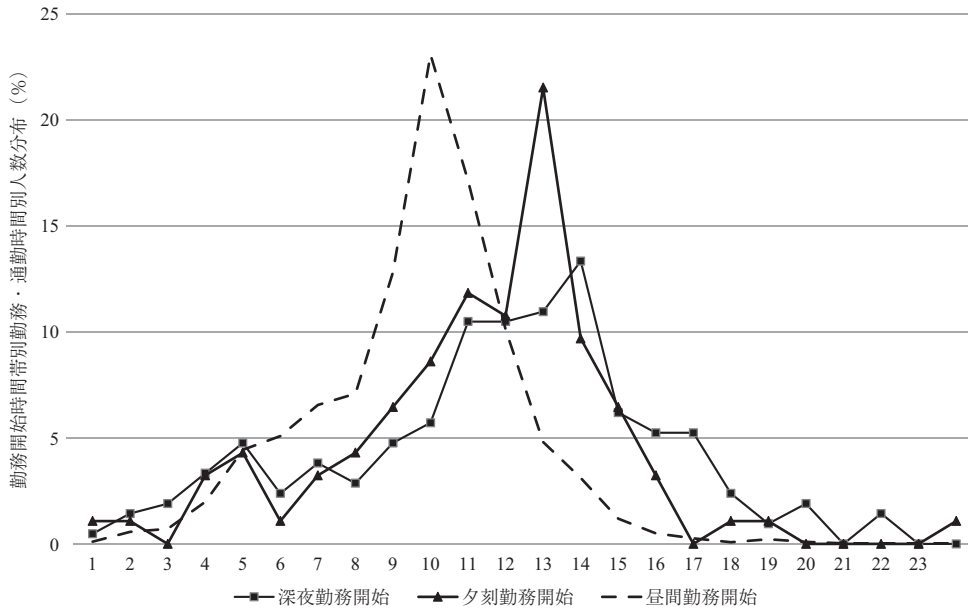
ロジスティック回帰分析に用いる変数の記述統計表は表2にまとめられている。表2に掲載されていないがロジスティック回帰分析に用いられる一部の変数については付表1にその記述統計がまとめられている。それらの変数のロジスティック分

析での推定値等は、紙幅の都合で表中に示されていない。

深夜（22時から4時）に勤務を開始する者はサンプル中で約1.5%、深夜を含めて夜間（19時～4時）に勤務を開始する者は約2.1%となっていた。ほかの時間帯に勤務を開始する者を含めて深夜帯に勤務している者は全体の約10.7%、夜間帯に勤務している者は約51.9%であった。

勤務・通勤時間が11時間を超える者は全体として約40.6%、5時間未満の勤務・通勤時間である者は5.2%であった。勤務・通勤時間別の人数比率を勤務開始時間帯別に見たのが図1である。この図を見ると、昼間に勤務開始する者については10時間をピークとして、やや左裾が厚い分布となっていたが、夕刻（19時～21時）に勤務開始する者は13時間、深夜に勤務開始する者は15時間にそれぞれの分布のピークがあった。また、夕刻や深夜に勤務開始する者の分布には5時間あたりに別のピークがあった。

時間帯別に勤務開始している人数・勤務している人数を正規・非正規別および年度別で見たのが



注：2017年調査と2022年調査の個票データから作成。

出所：筆者作成。

図1 勤務開始時間帯別勤務時間別人数分布 (%)

表3 年度別正規・非正規別時間帯別勤務開始している人数・勤務している人数

	正規職						非正規職					
	当該時間帯に勤務開始した人数(人)			比率(%)			当該時間帯に勤務開始した人数(人)			比率(%)		
	しない	した	合計	しない	した	合計	しない	した	合計	しない	した	合計
深夜												
2017年	4,857	76	4,933	98.46	1.54	100	2,819	41	2,860	98.57	1.43	100
2022年	4,086	56	4,142	98.65	1.35	100	2,327	37	2,364	98.43	1.57	100
夜間												
2017年	4,833	100	4,933	97.97	2.03	100	2,801	59	2,860	97.94	2.06	100
2022年	4,070	72	4,142	98.26	1.74	100	2,292	72	2,364	96.95	3.05	100
	当該時間帯に勤務している人数(人)			比率(%)			当該時間帯に勤務している人数(人)			比率(%)		
深夜	していない	している	合計	していない	している	合計	していない	している	合計	していない	している	合計
2017年	4,266	667	4,933	86.48	13.52	100	2,614	246	2,860	91.40	8.60	100
2022年	3,708	434	4,142	89.52	10.48	100	2,181	183	2,364	92.26	7.74	100
夜間	していない	している	合計	していない	している	合計	していない	している	合計	していない	している	合計
2017年	1,584	3,349	4,933	32.11	67.89	100	1,953	907	2,860	68.29	31.71	100
2022年	1,661	2,481	4,142	40.1	59.90	100	1,682	682	2,364	71.15	28.85	100

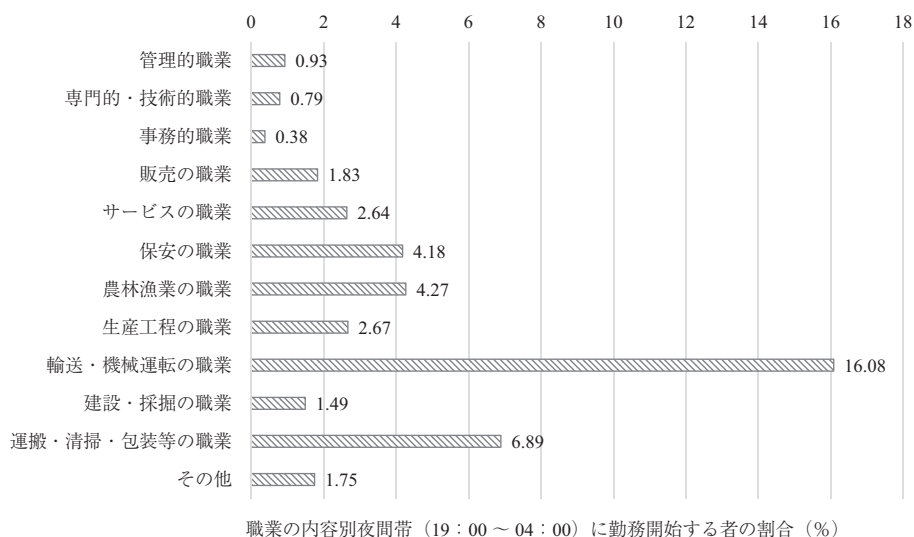
出所：筆者作成。

表3である。深夜帯に勤務開始する人数の割合は2017年の正規職で1.54%、非正規職で1.43%であり、 χ 二乗検定の結果は有意差を示さなかった。2022年についても同様である。就業開始時間帯を夜間に拡張すると、2017年は正規職と非正規職の間で有意差が示されなかったが、2022年においては夜間帯に勤務開始する者の割合が正規職で1.74%、非正規職で3.05%となり有意差が検出された。

勤務している人数の割合については2017年の深

夜帯では正規職は13.52%、非正規職は8.60%となり、有意差が検出された。2022年では正規職は10.48%、非正規職は7.74%と有意に正規職の方が勤務している人数の割合が大きかった。夜間帯については、2017年では正規職は67.89%、非正規職は31.71%と有意に正規職の方が勤務している者の割合が大きく、2022年でも正規職は59.90%、非正規職は28.85%と有意に正規職の方が勤務している者の割合が大きくなっていった。

夜間帯(19:00~04:00)に勤務を開始する者の割



注：2017年調査と2022年調査の個票データから作成。

出所：筆者作成。

図2 職業の内容別夜間帯に勤務開始する者の割合（％）

表4 深夜・夜間の勤務開始及び深夜・夜間に勤務することの関連要因の推定結果

	推定式1			推定式2			推定式3			推定式4		
	勤務開始（深夜）			勤務開始（夜間）			深夜に勤務している			夜間に勤務している		
	Number of obs = 14299			Number of obs = 14299			Number of obs = 14299			Number of obs = 14299		
	Odds Ratio	[95% Conf. Interval]	Odds Ratio	[95% Conf. Interval]	Odds Ratio	[95% Conf. Interval]	Odds Ratio	[95% Conf. Interval]	Odds Ratio	[95% Conf. Interval]	Odds Ratio	[95% Conf. Interval]
有期雇用	0.815	0.503	1.321	0.844	0.578	1.234	1.098	0.897	1.344	0.865	0.761	0.983
非正規雇用	0.932	0.633	1.371	1.436	1.045	1.973	0.937	0.795	1.106	0.405	0.366	0.448
世帯主	0.929	0.614	1.404	1.033	0.734	1.454	1.328	1.134	1.556	1.336	1.196	1.493
他の所得稼得者あり	0.906	0.664	1.237	0.805	0.618	1.047	0.829	0.725	0.948	0.832	0.761	0.909
未婚	1.135	0.710	1.815	1.401	0.970	2.025	1.579	1.332	1.872	1.691	1.503	1.902
死別	1.432	0.613	3.346	0.959	0.417	2.203	1.186	0.746	1.886	1.040	0.774	1.398
離別	0.799	0.416	1.538	1.013	0.604	1.696	1.202	0.927	1.558	1.080	0.903	1.291
6歳以下の子どもあり	2.047	1.175	3.566	1.962	1.224	3.145	0.981	0.799	1.205	0.685	0.602	0.780
離別×6歳以下の子どもあり	1.951	0.195	19.463	0.918	0.103	8.210	0.241	0.032	1.824	0.608	0.285	1.298
女性タミー	0.391	0.247	0.621	0.440	0.305	0.634	0.446	0.377	0.526	0.531	0.476	0.592
地域の犯罪、暴力、荒らし行為に困っている	0.572	0.171	1.909	0.484	0.171	1.368	0.948	0.667	1.348	1.001	0.787	1.274
食料困窮経験あり	0.730	0.460	1.158	0.849	0.585	1.232	1.016	0.843	1.226	0.955	0.831	1.097
負債あり	1.174	0.863	1.597	1.179	0.916	1.517	1.061	0.941	1.197	1.045	0.964	1.132
不意の出費に備えた貯蓄無し	1.945	1.362	2.777	1.890	1.408	2.537	1.419	1.221	1.649	1.232	1.104	1.375
2022年ダミー（ベース：2017年）	1.051	0.790	1.399	1.228	0.971	1.554	0.804	0.717	0.901	0.704	0.652	0.759
cons	0.006	0.001	0.028	0.007	0.002	0.028	0.075	0.040	0.140	0.951	0.625	1.448
Wald chi2(53)	460.1			513.46			844.7			2575.21		
Prob>chi2=	0			0			0			0		
Log pseudolikelihood	-906.03176			-1240.3124			-4011.7735			-8198.1515		
Pseudo R2	0.1724			0.1549			0.1021			0.172		
Hosmer-Lemeshow chi2(8)=	4.06			9.24			19.02			8.26		
Prob>chi2=	0.8516			0.3226			0.0147			0.4081		

出所：筆者作成。

合を職業の内容別に見たものが図2である。輸送・機械運転の職業は夜間帯に勤務を開始する者の割合16.08%と最も高く、続いて運搬・清掃・包装等の職業（6.89%）、農林漁業の職業（4.27%）、保安の職業（4.18%）と続いていた。他方で、管理的職業（0.93%）、専門的・技術的職業（0.79%）、事務的職業（0.38%）と非常に低い割合の職業も

見られた。

2 勤務開始と勤務についての関連要因の推定結果

推定結果のうち、深夜に勤務開始（推定式1）、夜間に勤務開始（推定式2）は表4の左側にそれぞれまとめられている。双方の推定結果において有

意な関連を得た変数は「6歳以下の子どもあり」(オッズ比:2.0),「女性ダミー」(オッズ比:0.4),「不意の出費に備えた貯蓄無し」(オッズ比:1.9)であった。夜間に勤務開始については、非正規雇用が正で有意に関連していた(オッズ比:1.4)。2022年ダミーをはじめとするその他の変数は有意ではなかった。Hosmer-Lemeshow検定の結果は推定式自体の当てはまりに問題があることを示していなかった。

勤務が深夜にわたるか(推定式3)及び夜間にわたるか(推定式4)どうかについての推定結果は表4の右側にそれぞれまとめられている。それぞれの推定式において有意に正の関連を示したのは、世帯主(オッズ比:1.3),未婚(オッズ比:1.6~1.7),不意の出費に備えた貯蓄無し(オッズ比:1.2~1.4)であった。有意に負の関連を示したのは、ほかの所得稼得者あり(オッズ比:0.83),女性ダミー(オッズ比:0.45~0.53),2022年ダミー(オッズ比:1.2~1.4)であった。推定式4においては、有期雇用であること(オッズ比:0.87),非正規雇用であること(オッズ比:0.41),6歳以下の子どもあり(オッズ比:0.69)もそれぞれ有意な負の関連を示した。なお、Hosmer-Lemeshow検定の結果は推定式3に当てはまりに問題がある可能性を示した。

3 長時間勤務の効果

表4の推定式1~推定式4に対して、5時間未満の勤務・通勤,11時間を超えた勤務・通勤変数を加えた推定式5~推定式8を示したのが表5である。深夜に勤務開始(推定式5),夜間に勤務開始(推定式6)では、それぞれの式において5時間未満の勤務・通勤,11時間を超えた勤務・通勤,両変数が正で有意な関連を示していた。その他は基本的には推定式1,推定式2と同じ結果が得られているが、夜間に勤務開始(推定式6)において、2022年ダミーが正で有意となった。

表5右側の深夜に勤務している(推定式7),夜間に勤務している(推定式8)では共通に、11時間を超えて勤務・通勤変数が有意に正の関連を示すが、オッズ比がそれぞれ5.0(深夜に勤務),33.5(夜間に勤務)と非常に大きくなっていった。5時間未満の勤務・通勤変数は深夜に勤務の推定式においてのみ正で有意な関連をしていた。両推定式では共通に、世帯主,未婚,不意の出費に備えた貯蓄無し変数が正で有意な関連をしていた。女性ダミーは推定式7において、「6歳以下の子どもあり」は推定式8において、有意な負の関連をしていた。非正規雇用変数は深夜に勤務の推定式においては正で有意な関連(オッズ比:1.3)を示すが、夜間に勤務の推定式においては負の関連(オッズ比:

表5 深夜・夜間の勤務開始及び深夜・夜間に勤務することと長時間勤務の関連についての推定結果

	推定式5 勤務開始(深夜)			推定式6 勤務開始(夜間)			推定式7 深夜に勤務している			推定式8 夜間に勤務している		
	Number of obs = 14299			Number of obs = 14299			Number of obs = 14299			Number of obs = 14299		
	Odds Ratio	95% Conf.	Interval]	Odds Ratio	95% Conf.	Interval]	Odds Ratio	95% Conf.	Interval]	Odds Ratio	95% Conf.	Interval]
有期雇用	0.818	0.504	1.326	0.863	0.589	1.265	1.142	0.925	1.411	0.901	0.773	1.049
非正規雇用	0.975	0.641	1.484	1.570	1.114	2.213	1.333	1.119	1.589	0.653	0.575	0.741
5時間未満の勤務・通勤	3.749	2.133	6.587	3.427	2.158	5.441	1.588	1.147	2.200	0.874	0.700	1.092
11時間を超えた勤務・通勤	2.294	1.566	3.362	2.410	1.744	3.329	5.001	4.313	5.799	33.502	29.607	37.910
世帯主	0.919	0.607	1.393	1.032	0.732	1.457	1.303	1.107	1.533	1.335	1.165	1.529
他の所得稼得者あり	0.899	0.656	1.231	0.805	0.617	1.050	0.879	0.768	1.006	0.933	0.832	1.046
未婚	1.163	0.730	1.852	1.424	0.988	2.052	1.518	1.275	1.808	1.643	1.416	1.907
死別	1.453	0.608	3.474	0.974	0.414	2.293	1.274	0.794	2.043	1.278	0.920	1.775
離別	0.825	0.429	1.587	1.052	0.629	1.760	1.240	0.951	1.615	1.133	0.913	1.408
6歳以下の子どもあり	2.009	1.150	3.511	1.927	1.197	3.101	0.998	0.808	1.233	0.696	0.591	0.820
離別×6歳以下の子どもあり	2.311	0.218	24.466	1.136	0.132	9.801	0.331	0.049	2.259	0.876	0.394	1.949
女性ダミー	0.418	0.254	0.688	0.484	0.329	0.712	0.615	0.518	0.729	0.959	0.839	1.097
地域の犯罪、暴力、荒らし行為に困っている	0.546	0.161	1.855	0.470	0.163	1.355	0.936	0.646	1.356	0.949	0.703	1.282
食料困窮経験あり	0.715	0.450	1.136	0.827	0.568	1.205	1.032	0.847	1.257	1.002	0.842	1.191
負債あり	1.146	0.840	1.563	1.145	0.887	1.478	1.005	0.888	1.138	0.945	0.854	1.045
不意の出費に備えた貯蓄無し	1.966	1.373	2.813	1.921	1.427	2.586	1.396	1.192	1.635	1.210	1.054	1.389
2022年ダミー(ベース:2017年)	1.091	0.816	1.459	1.280	1.008	1.625	0.913	0.811	1.027	0.821	0.747	0.902
_cons	0.004	0.001	0.019	0.004	0.001	0.018	0.029	0.015	0.054	0.257	0.153	0.431
Wald chi2(53)	468.3			549.57			1248.36			4183.35		
Prob>chi2=	0			0			0			0		
Log pseudolikelihood	-886.61878			-1212.4941			-3815.481			-5732.8632		
Pseudo R2	0.1902			0.1738			0.146			0.421		
Hosmer-Lemeshow chi2(8)=	9.8			4.26			28.06			7.31		
Prob>chi2=	0.2792			0.8333			0.0005			0.5041		

出所:筆者作成。

0.65) と負の関連を示した。

推定式7のHosmer-Lemeshow検定の結果は推定式3と同様に推定式の当てはまりに問題がある可能性を示すものであった。

4 地域の犯罪, 暴力, 荒らし行為リスクと深夜・夜間勤務の関連

表5の推定式5~推定式8に対して, 交差項「女性ダミー×地域の犯罪, 暴力, 荒らし行為に困っている」を加えた推定式9~推定式12を示したのが表6である。

これまで見てきた推定式1~8においても, 「地域の犯罪, 暴力, 荒らし行為に困っている」変数は投入され, いずれにおいても負の関連は示されていたが, 有意な推定結果となっていなかった。交差項を分析に投入しても, 「地域の犯罪, 暴力, 荒らし行為に困っている」変数自体はいずれの推定式でもほぼ負であるが統計的に有意でなく, 交差項は夜間に勤務している(推定式12)のみで正で有意となった。ほかの変数については推定式5~推定式8にて得られた推定値と大きく変わるものではなかった。推定式11のHosmer-Lemeshow検定の結果は推定式7と同様に推定式の当てはま

りに問題がある可能性を示すものであった。

5 非正規雇用者の深夜・夜間勤務の年次間変化

表6の推定式9~推定式12に対して, 交差項「2022年ダミー×非正規雇用」を加えた推定式13~推定式16を示したのが表7である。

これまで見てきた推定式1~12においても, 2022年ダミー変数は投入され, 統計的に有意で無い場合も多いが, 深夜に勤務開始(推定式1, 5, 9)及び夜間に勤務開始(推定式2, 6, 10)においては正の関連を, 深夜に勤務(推定式3, 7, 11)及び夜間に勤務(推定式4, 8, 12)においては負の関連を示してきた。

交差項を投入した結果, 2022年ダミー変数は深夜に勤務開始, 夜間に勤務開始, 深夜に勤務(推定式13~15)については有意な関連を得なかった。また, これらの推定式では, 交差項も有意な関連を持たなかった。夜間に勤務(推定式16)については2022年ダミー変数は負で有意であり, 交差項は正で有意な結果となった。

推定式15のHosmer-Lemeshow検定の結果は推定式11と同様に推定式の当てはまりに問題がある

表6 深夜・夜間の勤務開始及び深夜・夜間に勤務することと地域の犯罪, 暴力, 荒らし行為リスクの関連についての推定結果

	推定式9 勤務開始(深夜)			推定式10 勤務開始(夜間)			推定式11 深夜に勤務している			推定式12 夜間に勤務している		
	Number of obs = 14299			Number of obs = 14299			Number of obs = 14299			Number of obs = 14299		
	Odds Ratio [95% Conf. Interval]			Odds Ratio [95% Conf. Interval]			Odds Ratio [95% Conf. Interval]			Odds Ratio [95% Conf. Interval]		
有期雇用	0.819	0.505	1.329	0.863	0.589	1.266	1.142	0.924	1.410	0.902	0.774	1.051
非正規雇用	0.976	0.642	1.485	1.570	1.115	2.213	1.332	1.118	1.587	0.654	0.576	0.742
5時間未満の勤務・通勤	3.748	2.133	6.588	3.427	2.158	5.442	1.587	1.146	2.198	0.875	0.701	1.094
11時間を超えた勤務・通勤	2.295	1.566	3.362	2.410	1.744	3.329	5.001	4.313	5.798	33.566	29.662	37.983
世帯主	0.918	0.606	1.392	1.032	0.731	1.457	1.303	1.107	1.533	1.332	1.163	1.526
他の所得稼得者あり	0.899	0.656	1.232	0.805	0.617	1.050	0.879	0.768	1.006	0.933	0.832	1.047
未婚	1.162	0.730	1.850	1.424	0.988	2.052	1.517	1.274	1.806	1.647	1.419	1.911
死別	1.446	0.604	3.464	0.974	0.413	2.293	1.276	0.796	2.047	1.275	0.918	1.771
離別	0.827	0.430	1.591	1.052	0.629	1.761	1.238	0.950	1.613	1.134	0.913	1.409
6歳以下の子どもあり	2.010	1.150	3.513	1.927	1.197	3.101	0.998	0.808	1.233	0.696	0.591	0.820
離別×6歳以下の子どもあり	2.309	0.218	24.451	1.136	0.132	9.801	0.331	0.049	2.259	0.876	0.394	1.950
女性ダミー	0.415	0.252	0.682	0.484	0.329	0.712	0.619	0.521	0.735	0.939	0.820	1.075
地域の犯罪, 暴力, 荒らし行為に困っている	0.482	0.108	2.144	0.460	0.134	1.578	1.009	0.658	1.549	0.653	0.423	1.007
女性ダミー×地域の犯罪, 暴力, 荒らし行為に困っている	1.522	0.119	19.475	1.085	0.102	11.587	0.731	0.301	1.775	2.119	1.205	3.726
食料困窮経験あり	0.714	0.449	1.135	0.827	0.567	1.205	1.032	0.847	1.257	1.006	0.846	1.196
負債あり	1.146	0.840	1.563	1.145	0.887	1.478	1.005	0.888	1.138	0.945	0.854	1.045
不意の出費に備えた貯蓄無し	1.966	1.374	2.814	1.922	1.427	2.587	1.395	1.191	1.634	1.212	1.056	1.391
2022年ダミー(ベース: 2017年)	1.092	0.816	1.460	1.280	1.008	1.625	0.912	0.811	1.026	0.821	0.747	0.903
_cons	0.004	0.001	0.019	0.004	0.001	0.018	0.029	0.015	0.055	0.259	0.154	0.435
Wald chi2(54)	473.55			551.19			1450.13			4182.58		
Prob>chi2=	0			0			0			0		
Log pseudolikelihood	-886.5662			-1212.4918			-4080.4525			-5729.5881		
Pseudo R2	0.1902			0.1738			0.1612			0.4213		
Hosmer-Lemeshow chi2(8)=	9.91			4.44			28.68			9.16		
Prob>chi2=	0.2711			0.8153			0.0004			0.3293		

出所:筆者作成。

表7 非正規雇用者の深夜・夜間勤務の年次間変化についての推定結果

	推定式13 勤務開始(深夜)			推定式14 勤務開始(夜間)			推定式15 深夜に勤務している			推定式16 夜間に勤務している		
	Number of obs = 14299			Number of obs = 14299			Number of obs = 14299			Number of obs = 14299		
	Odds Ratio	95% Conf. Interval		Odds Ratio	95% Conf. Interval		Odds Ratio	95% Conf. Interval		Odds Ratio	95% Conf. Interval	
有期雇用	0.819	0.505	1.329	0.865	0.589	1.269	1.142	0.925	1.410	0.901	0.774	1.050
非正規雇用	0.987	0.600	1.623	1.298	0.860	1.960	1.296	1.057	1.589	0.592	0.507	0.691
5時間未満の勤務・通勤	3.750	2.133	6.595	3.407	2.142	5.419	1.584	1.144	2.193	0.875	0.700	1.093
11時間を超えた勤務・通勤	2.296	1.564	3.370	2.397	1.732	3.318	5.000	4.311	5.798	33.505	29.610	37.912
世帯主	0.918	0.606	1.392	1.038	0.734	1.467	1.304	1.108	1.534	1.335	1.165	1.530
他の所得稼得者あり	0.899	0.656	1.231	0.807	0.618	1.053	0.879	0.768	1.006	0.935	0.833	1.049
未婚	1.162	0.730	1.850	1.415	0.982	2.040	1.516	1.273	1.805	1.645	1.418	1.909
死別	1.449	0.602	3.488	0.947	0.398	2.252	1.274	0.794	2.045	1.268	0.913	1.761
離別	0.827	0.430	1.590	1.054	0.630	1.762	1.238	0.950	1.613	1.135	0.913	1.411
6歳以下の子どもあり	2.011	1.149	3.518	1.906	1.184	3.069	0.997	0.807	1.232	0.695	0.590	0.819
離別×6歳以下の子どもあり	2.309	0.218	24.441	1.150	0.133	9.911	0.332	0.049	2.263	0.876	0.394	1.945
女性ダミー	0.414	0.252	0.682	0.486	0.330	0.716	0.620	0.522	0.736	0.941	0.821	1.077
地域の犯罪、暴力、荒らし行為に 困っている	0.482	0.109	2.138	0.471	0.138	1.607	1.011	0.659	1.551	0.654	0.424	1.008
女性ダミー×地域の犯罪、暴力、 荒らし行為に困っている	1.524	0.119	19.501	1.058	0.099	11.338	0.730	0.301	1.772	2.116	1.204	3.718
食料困窮経験あり	0.714	0.449	1.135	0.828	0.568	1.206	1.032	0.847	1.258	1.010	0.849	1.202
負債あり	1.146	0.840	1.563	1.144	0.886	1.477	1.005	0.888	1.138	0.945	0.854	1.045
不意の出費に備えた貯蓄無し	1.966	1.372	2.816	1.927	1.431	2.596	1.395	1.191	1.634	1.209	1.053	1.387
2022年ダミー(ベース:2017年)	1.102	0.766	1.584	1.077	0.785	1.479	0.895	0.778	1.029	0.754	0.669	0.851
2022年ダミー×非正規雇用	0.977	0.535	1.781	1.488	0.911	2.433	1.068	0.826	1.382	1.246	1.030	1.508
_cons	0.004	0.001	0.018	0.005	0.001	0.020	0.029	0.015	0.055	0.274	0.163	0.462
Wald chi2(54)	474.09			558.69			1451.07			4200.61		
Prob>chi2=	0			0			0			0		
Log pseudolikelihood	-886.56314			-1211.1983			-4080.3241			-5727.0563		
Pseudo R2	0.1902			0.1747			0.1612			0.4216		
Hosmer-Lemeshow chi2(8)=	9.2			11.01			30.89			8.75		
Prob>chi2=	0.3254			0.201			0.0001			0.3641		

出所:筆者作成。

可能性を示すものであった。

IV 考察

本稿は『生活と支え合いに関する調査』の個票データを用いて深夜・夜間帯での勤務を開始すること、勤務開始時間帯にかかわらず同時帯に勤務していることとの関連要因について明らかにした。本稿での主な分析結果をまとめると次のとおりとなる。

1) 記述統計の結果は、2017年と2022年の間で深夜・夜間帯に勤務開始する正規職員の割合は低下したが、非正規職員についてはその割合が増大したことを示した。ロジスティック回帰分析の結果は、全体としては夜間に勤務している割合が減少する一方で、非正規雇用については逆に、2017年と比較すると2022年において夜間に勤務している確率が高まったことを示した。2) 11時間を超えた勤務で測定される長時間労働は深夜の勤務開始、夜間の勤務開始、深夜に勤務していること、夜間に勤務していること、すべてに対して正の関連をしていた。3) 5時間未満の勤務・通勤は深夜の勤務開始・夜間の勤務開始、深夜の勤務につい

て正の関連をしていた。4) 「6歳以下の子どもあり」変数は深夜・夜間時間帯での勤務開始についての推定式と夜間帯での勤務についての推定式で異なる効果を持っていた。前者では有意な正の関連を、後者では有意な負の関連をしていた。なお、「離別×6歳以下の子どもあり」についてはすべての推定式において有意な結果を得られなかった。5) 「不意の出費に備えた貯蓄無し」はすべての推定式において、正で有意な関連をしていたが、「食料困窮経験あり」、「負債あり」はすべての推定式で、「他の所得稼得者あり」はほとんどの推定式で、それぞれ有意な結果を得られなかった。6) 「地域の犯罪、暴力、荒らし行為に困っている」変数はすべての推定式で有意な関連を示さなかった。女性ダミーとの交差項は、夜間の勤務について勤務時間の長短を統制したケースにおいて正で有意な関連を示した。

本稿冒頭において、『社会生活基本調査』を用いて、正規・非正規にかかわらず、夜間帯の従事者割合が2011年から2016年、2021年と各時間帯で低下してきたことを確認した。先行研究である黒田・山本(2014)は社会生活基本調査の1996年、2006年の個票データを用いて分析を行っている

が、非典型時間帯労働に従事する個人が増加していた時代である。また、大石（2017）は、1991年から2011年の社会生活基本調査を用いて、非典型時間帯労働に従事する個人が増加したことを示した上で議論している。それゆえ、使用しているデータは『社会生活基本調査』と異なるが、2017年、2022年のデータを分析している本稿は先行研究と異なる状況の下でのデータを用いて分析を行っていることになる。

本稿での記述的な分析は深夜・夜間帯に勤務開始する正規職員の割合は2017年と2022年の間で低下したという『社会生活基本調査』でのトレンドと整合的な結果となった。本稿のロジスティック回帰分析の結果は、全体としては夜間に勤務する割合が減少する一方で、非正規雇用については、2017年と比較すると2022年において夜間に勤務する確率が高まったことを示した。これをどのように解釈すべきであろうか。

一般的に言って、両統計が異なるものであるため、異なる結果が出ることはあり得ることである。また、『令和3年社会生活基本調査』の調査実施があった2021年10月はその前月までとされる新型コロナウイルス感染症第5波が過ぎた直後、2022年に『生活と支え合いに関する調査』が実施されたのは第7波が始まった同年7月であった〔西塚（2022）〕。これらの感染症の流行のタイミングの違いを生んでいる可能性もある。

他方で底流にある経済的な要因で不変なものもある。実質賃金率の低下傾向である。厚生労働省『毎月勤労統計調査』による実質賃金指数（5人以上、就業形態計、調査産業計）の長期時系列表を見ると、1996年の116.5をピークに以後持続的に低下しており〔厚生労働省（2024b）〕、2020年は100.0、2021年は100.6、2022年は99.6、2023年では97.1となっていた。黒田・山本（2014）が指摘した「実質賃金率の低下は、（負の）所得効果を通じて、深夜や早朝といった限界不効用が高い時間帯への人々の労働供給を促す潜在的な状況は変わっておらず、「留保賃金が相対的に低い低所得層の労働者ほど、所得を得るために限界不効用が高い時間帯の就業を行う」という基本的な基調に変化が

無かった可能性がある。すなわち新型コロナウイルス感染症の蔓延が一息つき、この基本的な基調、実質賃金率が低下している状況に回帰した可能性である。その場合は、負の所得効果により正規雇用層ではなく、低所得層である非正規雇用層が夜間の労働供給を増加させたことを整合的に説明できる。この点については次回以降の調査結果も用いて継続的に分析を行っていく必要があると考えられる。

長時間労働が深夜・夜間の勤務と正の関連をしていた結果は、長時間労働が削減されていない事実を反映していると考えられる。パートタイム労働者を含む年間総実労働時間は減少してきているものの、一般労働者に限定すれば年間総実労働時間は2000時間前後で推移している〔厚生労働省（2024a）〕。それゆえ、昼間勤務の被用者の勤務時間が長時間であることを反映して深夜・夜間の時間帯での勤務確率を高めることになったと考えられる。

長時間労働は深夜帯での勤務開始、夜間帯での勤務開始にも関連していた。これは、記述的分析にて見たように、深夜帯・夜間帯で勤務開始する者には相対的に長時間労働となる者が多く含まれていることの反映であると考えられる。

このほか、5時間未満の勤務・通勤もまた深夜の勤務開始・夜間の勤務開始、深夜の勤務について正の関連をしていたことを考え合わせると、深夜・夜間の勤務は昼間からの長時間労働者、深夜に勤務開始および夜間に勤務開始する短時間労働者及び長時間労働者と比較的多様な働き手から構成されていることを示唆する。多様な就労層には、6歳以下の子どもがいる世帯も含まれる。「6歳以下の子どもあり」変数が深夜・夜間時間帯での勤務開始に対して有意な正の関連を示したことは一見パラドキシカルであるが、母子世帯の8.6%、二親世帯の母親の6.7%が深夜に働いていることも観察されており〔大石（2015a）〕、整合的な結果とも言える。また、『北海道子どもの生活実態調査』及び『北海道子どもの生活実態調査（乳幼児調査）』を用いた研究で、非典型時間帯に働いている母親はそもそもそうした時間帯に働く

仕事に従事している可能性を指摘されていること〔熊谷 (2023)〕とも整合的な結果であると言える。

今回の分析では6歳以下の子どもがいることは夜間帯での勤務について有意な負の関連をも示していた。この結果は親の性別に拠らない結果である。これは幼児がいることは残業としての夜間労働を親の性別に拠らず抑制する効果を持つとも解釈することができる。先ほどの熊谷 (2023) は、非典型時間帯を避ける形で労働時間を調整している母子世帯の母親が一定数いることを指摘しており、先行研究と整合しつつ、その結果が母親に限定されない可能性を示したと言えよう。本稿の分析では「離別×6歳以下の子どもあり」については深夜の勤務開始を含むすべての推定式において有意な結果を得られなかった。大石 (2015b) は母子世帯の母親にとって、子どもに高等教育を受けさせるという目標が夜間に働く重要な要因であることを指摘しているが、深夜の勤務開始についての推定において「離別×6歳以下の子どもあり」が有意な結果とならないことは矛盾するとも言える。他方で、本稿の上記の結果は性別を限定しておらず、ひとり親世帯についての結果であるため、父子世帯と母子世帯の親では行動が異なるため、先行研究と整合的な結果とならない可能性もある。

本稿では深夜・夜間に働くことの経済的な背景として幾つかの変数を分析に投入した。世帯の形態にかかわらず「不意の出費に備えた貯蓄無し」がすべての推定式において一貫して正で有意な関連をしたことは先行研究と整合的な結果である。母親が非典型時間帯で労働に従事することについてのロジスティック回帰分析では二親世帯の母親のサンプルについて「貯蓄なし・取り崩し」は深夜・夜間に働くことと有意な正の関連を示すことを示されているが、母子世帯の母親については有意な関連は報告されていない〔大石 (2015b)〕。本稿での分析結果は世帯を限定しておらず、より幅広い世帯について貯蓄が無いことが深夜の勤務、夜間の勤務と関連することを示したことになる。この他、「食料困窮経験あり」が有意な結果とならなかったことも大石 (2015b) の結果と整合

する。「負債あり」がすべての推定式で、「他の所得稼得者あり」がほとんどすべての推定式で有意な結果を得られなかったことと合わせると、「不意の出費に備えた貯蓄無し」以外の分析に投入した経済変数が深夜・夜間に働くことと一見関連していないことを意味する。すなわち、深夜・夜間の勤務それ自体が低所得などの社会保障給付ニーズの存在を必ずしも示唆するわけではないことを意味する。

しかしながら、統計的には有意ではないものの、「負債あり」は深夜での勤務開始、夜間での勤務開始、深夜の勤務、の推定式において、「食料困窮経験あり」は深夜の勤務の推定式において、それぞれ正の関連を示していた。それゆえ、経済的変数相互の関連を踏まえつつ、どのような経路で経済的な背景が深夜・夜間に働くことにつながるのかさらに丁寧に分析することも必要であると考えられた。大石は母親に限定したサンプルにて経済変数を投入した分析により、子どものいる世帯の深夜・夜間勤務に対しての「子どもが親と過ごす時間の保障」について指摘している〔大石 (2015b)〕。本稿では母子世帯に限らない分析を行ったが、世帯の種類と経済的な状況の関係性を明示的に分析に反映するなどした分析を行うなどにより、経済的な側面の社会保障給付ニーズが背景に存在しないかをより丁寧に分析する必要であると考えられた。特に経済変数間の相互関連を考慮した分析が必要となるが、この点は今後の課題であると考えられる。

Hamermesh (1999b) が示したように、犯罪リスクに直面するのであれば夜間に働くことを個人の選択として避ける可能性がある。本稿においても「地域の犯罪、暴力、荒らし行為に困っている」変数を分析に投入したところ、深夜・夜間の勤務開始、勤務と負の関連が示唆されたが統計的に有意な水準ではなかった。長時間労働や短時間労働を統制した場合に、女性ダミーとの交差項は統計的に有意に正值となったが、「地域の犯罪、暴力、荒らし行為に困っている」変数自体は負ではあるものの有意な結果とならなかった。この変数もともと住環境の評価の文脈での調査項目であり、

自宅とは異なる就業する地域の環境についての評価ではないことや、調査対象者個々人の評価ではなく、世帯票を記載する世帯主の評価であることが有意な関連を持たないことの背景にあるかもしれない。より正確に分析するためには『生活と支え合いに関する調査』の個人票において就業に関連する項目として夜間勤務のリスクについて調査する必要がある。この点の分析は将来の課題となる。

本稿での分析の限界として、使用しているデータにかかるものがまずあげられる。勤務の開始・終了に関する『生活と支え合いに関する調査』個人票における設問は、「仕事に行くために何時ごろに家を出ましたか。」「仕事から帰ってくると何時ごろに家に着きましたか。」という聞き方をしていることに起因する。これにより、仕事をしている時間に通勤時間が含まれてしまう。総務省統計局『社会生活基本調査』によると、平日における平均の通勤時間は令和3年では有業者男性は60分、女性は44分、平成28年では有業者男性は67分、女性は48分であった⁶⁾。それゆえ、本稿における就労時間には平均すれば男女ともに1時間程度の通勤時間を含むことになる。本稿で用いたデータでは通勤時間について質問していないため、通勤時間について除外できない点は分析の限界となる。なお、平日と土日・祝日による勤務時間の違いを厳密には統制できていないが、調査票では「交代制勤務など就労時間が一定でない場合は、もっとも多いパターンについてお答えください。」という設問としており、ある程度比較可能性を担保していると考えられる。

次いで、職業の内容と非典型時間帯労働の関連について十分に検討していないことがあげられる。職業の内容については本稿で表示した表には掲載していないが、実際には分析モデルには変数として投入されている。問題は就労者が職業の内容を選択しているのか、労働の時間帯を選択しているのか、という点が分析されていない点であ

る。例えば、看護師の資格を持っていることから看護師として働くことを選択する場合、病棟看護師であれば夜勤勤務などが求められるため、結果として深夜・夜間帯での勤務も含めて選択しているように見えるかもしれない。こうした場合は労働時間帯の選択ではなく、職業内容の選択としてとらえる必要があるとも考えられるが、この点は本稿では十分には考慮されておらず、今後の課題として残されている。

さらには、本稿ではクロスセクションデータである『生活と支え合いに関する調査』を用いて分析を行った。それゆえ、一般的な世帯における非典型時間帯の労働の選択についてのみ分析を行った。他方で、本稿冒頭で論じたとおり、非典型時間帯労働と疾病等の有無との関連を示す研究は多数蓄積されている。変化する社会においてはクロスセクションデータの分析により、調査時点での社会を代表する形で非典型時間帯労働や疾病罹患等の状況についてそれぞれ把握することが可能となる。他方で、パネルデータを用いることで、非典型労働時間帯における労働の選択と疾病等の負担の蓄積に関する分析が可能となる。第三次産業従事が主流となった日本においてはクロスセクションデータの分析により非典型時間帯労働の実態を把握することとパネルデータを利用することで非典型時間帯労働の帰結を理解することの双方をバランス良く推進することは今後の大きな課題であると言えよう。

V 結論

本分析は『生活と支え合いに関する調査』の2017年調査と2022年調査の個票データを用い、非典型時間帯労働とされるもののうち深夜・夜間における勤務開始および深夜・夜間に勤務することの関連要因を探索的に分析した。ロジスティック回帰分析の結果は、非正規雇用者について夜間帯に勤務している割合が増加している可能性を示唆

⁶⁾ 平成28年、令和3年双方について、政府統計の総合窓口（e-Stat）上にて、社会生活基本調査 調査票Aに基づく結果「生活時間に関する結果」表番号2-2「男女、ふだんの就業状態、行動の種類別総平均時間－平日、15歳以上」を参照している。

し、持続する実質賃金の低下がその背景にある可能性について論じた。また、不意の出費に備えた貯蓄が無いことが深夜・夜間に勤務することと関連することのほか、長時間労働、6歳以下の子どもがいること、未婚であること、女性であることなどについて先行研究が示す結果と整合的な結果を得たうえで、管見の限り日本では検討されていない犯罪リスクと夜間勤務との関連について負の関連性を示唆する結果を得たが、有意な結果とはならなかった。『生活と支え合いに関する調査』の調査票の改善を図ることで分析の制約を緩めながら、職業の内容と非典型時間帯労働の関係をより明示的に考慮した上で、どのような経路で経済的な背景が深夜・夜間に働くことにつながるのか、社会保障給付ニーズが深夜・夜間の勤務の背景に存在しないか等について継続的な分析が必要であると考えられた。

参考文献

- Bolino, M.C., Kelemen, T., & Matthews, S. (2021). Working 9-to-5? A Review of Research on Nonstandard Work Schedules. *Journal of Organizational Behavior*, 42, pp.188-211.
- Daniel S. Hamermesh (1999a) "The Timing of Work Over Time," *The Economic Journal*, Volume109, Issue452, pp.37-66.
- (1999b) "Crime and the Timing of Work," *Journal of Urban Economics*, Vol.45, No.2, pp.311-330.
- J. P. Brown, D. Martin, Z. Nagaria, A. C. Verceles, S. L. Jobe, E. M. Wickwire, (2020) "Mental Health Consequences of Shift Work: An Updated Review," *Current Psychiatry Reports*, Vol.22 (2): 7, doi: 10.1007/s11920-020-1131-z.
- Guang X. Chen, (2024) "Working Hours, Shift, and Remote Work by Industry and Occupation in U.S. Full-time Workers," *Workplace Health & Safety*, Volume 72 (9), pp.392-400.
- Pablo Gracia, Wen-Jui Han, and Jianghong Li. (2021) "Nonstandard work schedules in 29 European countries, 2005-15: differences by education, gender, and parental status," *Monthly Labor Review*, U.S. Bureau of Labor Statistics, <https://doi.org/10.21916/mlr.2021.17>
- Han WJ. Shift Work and Child Behavioral Outcomes, *Work Employ Soc*, 2008 Mar; 22 (1):pp.67-87, doi: 10.1177/0950017007087417.
- Göran Kecklund and John Axelsson, (2016) "Health consequences of shift work and insufficient sleep," *British Medical Journal*, 355: i5210. doi: 10.1136/bmj.i5210.
- 熊谷良介 (2023) 「労働時間から見る母子世帯の就労の特徴」, 『北海道大学大学院教育学研究院紀要』, No.142, pp.1-14。
- 黒田祥子・山本勲 (2014) 「第3章長時間労働と非正規雇用問—就業時間帯からみた日本人の働き方の変化」, 黒田祥子・山本勲編『労働時間の経済分析』, 東京: 日本経済新聞出版社, pp.69-91。
- 厚生労働省 (2024a) 「資料No.3-2 人口構造, 労働時間等について」, 『労働基準関係法制研究会 (第1回) 令和6年1月23日』, <https://www.mhlw.go.jp/content/11201250/001194507.pdf>
- (2024b) 『毎月勤労統計調査 長期時系列表 実質賃金 (現金給与総額) 指数及び増減率—就業形態計 (5人以上) (調査産業計, 製造業)』, <https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00450071&tstat=000001011791&cycle=0&tclass1=000001035519&tclass2=000001144287&tclass3val=0>
- Joachim Merz, Paul Böhm and Derik Burgert, (2009) "Timing and fragmentation of daily working hours arrangements and income inequality - An earnings treatment effects approach with German time use diary data," *electronic International Journal of Time Use Research*, Vol. 6 (2), pp.200-239, doi.org/10.13085/eIJTUR.6.2.200-239
- Miller D. P. and Han W. J., (2008) "Maternal nonstandard work schedules and adolescent overweight," *American Journal of Public Health*, vol.98 (8), pp.1495-502, doi: 10.2105/AJPH.2007.123885.
- 西塚至 (2022) 「資料3-8-② 西塚先生提出資料 第3波, 第5波, 第6波, 第7波の比較 (まとめ)」, 『第105回新型コロナウイルス感染症対策アドバイザーボード (令和4年11月9日)』, <https://www.mhlw.go.jp/content/10900000/001010896.pdf>
- 大石亜希子 (2015a) 「母親の非典型時間帯労働の実態と子どもへの影響」, 『子育て世帯のウェルビーイング—母親と子どもを中心に』, 資料シリーズNo.146, 労働政策研究・研修機構, pp.21-44。
- (2015b) 「母親の非典型時間帯労働が子どもへの時間的・経済的インプットに及ぼす影響」, 『統計』, 2015年5月号, pp.20-26, https://www.jil.go.jp/institute/reports/2017/documents/0189_05.pdf
- (2017) 「24時間週7日経済におけるワーク・ライフ・バランス」, 『大原社会問題研究所雑誌』, No.701, pp.24-39。
- (2019) 「子どもをケアする時間の格差」, 松本伊智朗・湯沢直美編『生まれ, 育つ格差—子ども

もの貧困と家族・社会』, 明石書店, pp.131-149。
 Presser H. B. (2003). Working in a 24/7 Economy: Challenges for American Families, New York, New York: Russell Sage Foundation.
 総務省統計局 (2022) 『令和2年国勢調査』, <https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&toukei=00200521&tstat=000001136464>
 Benoît Rapoport and Céline Bourdais (2008) "Parental time and working schedules," Journal of Population Economics, vol.21 (4), pp.903-932.

Luciana Torquati, Gregore I Mielke, Wendy J Brown, Nicola W Burton, Tracy L Kolbe-Alexander, (2019) "Shift Work and Poor Mental Health: A Meta-Analysis of Longitudinal Studies," American Journal of Public Health, Nov; 109 (11), e13-e20, doi: 10.2105/AJPH.2019.305278.

(いずみだ・のぶゆき)

付表1 ロジスティック回帰分析に使用した変数の記述統計表

	度数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
年齢階級ダミー (ベース: 18~20歳)					
30歳代	14,299	0.187	0.390	0.000	1.000
40歳代	14,299	0.254	0.435	0.000	1.000
50歳代	14,299	0.245	0.430	0.000	1.000
60歳代	14,299	0.157	0.364	0.000	1.000
70歳代	14,299	0.041	0.198	0.000	1.000
最後に通った学校 (ベース: 小・中学校)					
高校	14,299	0.362	0.481	0.000	1.000
高専・短大	14,299	0.119	0.324	0.000	1.000
大学・大学院	14,299	0.350	0.477	0.000	1.000
その他	14,299	0.137	0.344	0.000	1.000
仕事の内容 (ベース: 管理的職業)					
専門的・技術的職業	14,299	0.266	0.442	0.000	1.000
事務的職業	14,299	0.183	0.386	0.000	1.000
販売の職業	14,299	0.080	0.271	0.000	1.000
サービスの職業	14,299	0.164	0.371	0.000	1.000
保安の職業	14,299	0.017	0.128	0.000	1.000
農林漁業の職業	14,299	0.008	0.090	0.000	1.000
生産工程の職業	14,299	0.094	0.292	0.000	1.000
輸送・機械運転の職業	14,299	0.030	0.169	0.000	1.000
建設・採掘の職業	14,299	0.028	0.166	0.000	1.000
運搬・清掃・包装等の職業	14,299	0.043	0.202	0.000	1.000
その他	14,299	0.012	0.109	0.000	1.000
企業規模 (ベース: 従業員数1-4人)					
5-29人	14,299	0.220	0.414	0.000	1.000
30-99人	14,299	0.183	0.387	0.000	1.000
100-299人	14,299	0.157	0.363	0.000	1.000
300-499人	14,299	0.072	0.258	0.000	1.000
500-999人	14,299	0.070	0.255	0.000	1.000
1000-4999人	14,299	0.095	0.293	0.000	1.000
5000人以上	14,299	0.093	0.291	0.000	1.000
官公庁	14,299	0.064	0.245	0.000	1.000
地域ダミー (ベース: 北海道)					
東北	14,299	0.068	0.252	0.000	1.000
北関東	14,299	0.059	0.236	0.000	1.000
東京圏	14,299	0.289	0.453	0.000	1.000
中部・北陸	14,299	0.111	0.314	0.000	1.000
中京圏	14,299	0.096	0.295	0.000	1.000
大阪圏	14,299	0.118	0.323	0.000	1.000
京阪周辺	14,299	0.026	0.159	0.000	1.000
中国	14,299	0.057	0.232	0.000	1.000
四国	14,299	0.026	0.159	0.000	1.000
九州・沖縄	14,299	0.108	0.311	0.000	1.000

注: 本表に掲載されていない変数の記述統計は表2に収録している。

出所: 筆者作成。

What Factor is Associated for Night Work?: A Preliminary Analysis for Searching Potential Social Security Benefit Needs Behind the Nonstandard Work Schedules

IZUMIDA Nobuyuki*

Abstract

Workers who work nonstandard work schedules other than 9:00-17:00 on weekdays may be forced to choose to work in those hours due to low income or other disadvantageous circumstances. Although the number of people engaged in this type of work has decreased in Japan in recent years as a whole, there are still those who engage in nonstandard work schedules.

The purpose of this analysis is to explore the factors associated with engaging in late-night and night-time work as a nonstandard work schedule. Using individual data from the Survey of Livelihoods and Support, factors associated with starting work late at night and working late at night were analysed, including the risk of criminal victimisation. Logistic regression analysis showed that, while the proportion working at midnight/night has generally decreased, the proportion working at/night has increased for those in part-time employment. Continued analysis is needed on whether social security benefit needs underlie late-night and night-time work, while questionnaire in that survey is being improved.

Keywords : Nonstandard work schedules, Night work, Non-regular employment, The National Survey on Social Security and People's Life, Needs for social security benefits

* Director, National Institute of Population and Social Security Research

年金の給付水準をめぐる法政策

島村 暁代*

I 概要

社会保障判例研究で取り上げる最二小判令和5・12・15裁判所時報1830号4頁は、特例水準の解消による年金減額決定は生存権を定める憲法25条や財産権を定める憲法29条に反するものではないことを示した初めての最高裁判決である。年金の給付水準にかかわる問題を扱った事案であるが、本稿では特例水準とは何かを含め、スライド制やマクロ経済スライドといった年金の給付水準にかかわる法政策の変遷を整理したい。その上で今後より問題になると思われるマクロ経済スライドによる年金調整についても検討したい。現行の制度には名目下限措置があるが、社会保障審議会の年金部会における改正に向けた議論の中では、その撤廃を求める意見も複数主張されており¹⁾、こうした問題についても簡単に検討したい。

II 給付水準に関する法政策の変遷

1 趣旨

現行の老齢年金は、定額の国民年金（老齢基礎年金）と報酬比例の厚生年金（老齢厚生年金）の2つから成るが、いずれも主に現役時代に拠出した保険料実績に基づき支給されるものである。保険料を拠出する期間と給付を受ける期間とでは時間的な隔りがあることが通常で、保険料の拠出から給付に至るまで長期間を要するため、年金制度は長期的な視野をもって制度設計することが不可欠である。給付に至るまでには経済も変動する

し、金銭の価値も変わりうる。昔の1万円と今の1万円では名目上は同じでも金銭的な価値は時代背景によって異なり、将来受ける年金が実質的な価値を伴うためには、拠出と給付の間にある時間差を埋める必要がある。そのために重要なのがスライド制や賃金再評価といった仕組みである。

2 スライド制等の導入

戦後の高度経済成長期には賃金は右肩上がりの一方、年金の給付水準は著しく低いという問題があった。そのため、当時の課題は年金の給付水準の向上であり、1965年には厚生年金の標準的な年金額は月額1万円と設定された。その際には国民の生活水準等の変化に応じて年金額を改定するとの規定も国会修正で挿入され、年金の実質的な価値を維持するという考え方が初めて法律にて明確にされた〔吉原・畑（2016）、p.64〕。

その後、本格的な高齢化社会に入らる中で厚生年金の標準的な年金額は2万円へと引き上げられ、さらに5万円へと改善されるが、1973年改正では年金の給付水準を割合で目指すようになる。より具体的には現役の勤労者の平均的な賃金報酬のおおむね60%程度が目途として示された。そしてそれを実現するために、加入中の平均標準報酬月額を算定する際には過去の標準報酬をそのまま使うのではなく、一定の率をかけて現在の報酬水準に評価し直す賃金再評価やスライド制が導入されることになった〔吉原・畑（2016）、pp.74-75〕。スライド制の導入にあたっては物価を基準とする自動物価スライド制によって年金額の実質的な価値を維持し、制度に対する信頼を確保しようとした

* 立教大学法学部 教授

¹⁾ 例えば社会保障審議会年金部会第8回（2014年10月24日）小林委員、井上参考人、権丈委員、第14回（2014年4月16日）権丈委員、佐保委員、第16回（2024年7月3日）深尾委員、第17回（2024年7月30日）小野委員発言等を参照。

〔吉原・畑 (2016), p.75〕。このような自動改定は、5%を超える変動があった場合に行われることになった。

3 その後の改正等

1973年改正後には第1次オイルショックが起き、消費者物価は「狂乱」的に上昇したため、導入されたばかりの物価スライドは直ちに発動されることになる〔吉原・畑 (2016), p.77〕。そして1976年改正では報酬比例部分については1975年3月以前の標準報酬を、1980年改正では1954年3月以前の標準報酬を、それぞれ当時の水準で再評価することで、厚生年金の支給額を徐々に引き上げた。5年ごとに行われる財政再計算の際には厚生年金については賃金の伸びに応じて標準報酬を再評価すること、国民年金については国民の生活水準、消費水準等の動向を踏まえて政策改定を行うこととなり、財政再計算の間の年には物価変動に応じた改定が行われることになった。創設当初は5%を超える変動があった場合の改定が決められたが、1989年改正によって毎年行う完全自動物価スライド制となった (1990年以降)。

1994年改正では名目賃金の上昇率ではなく、手取り賃金の上昇率に応じて改定する可処分スライド制が導入された。というのも賃金には社会保険料も所得税も賦課され、これらの負担は年々増加することが見込まれる一方で、年金には社会保険料はかからず、所得税も公的年金控除があって一定限度までは非課税だったからである。名目賃金の伸びに応じてスライドさせているのは手取賃金の水準に比して年金水準が高くなることが懸念された〔吉原・畑 (2016), pp.119-120〕。

さらに2000年改正では、裁定後の年金額には賃金再評価や政策改定はせずに、物価変動率だけで

改定することにした。ただし、物価変動率だけで改定した年金額と年金再評価等を行った場合の年金額との乖離が過大になる場合には賃金再評価等を行うことにした。2割が指標となったので8割ルールと呼ばれる²⁾が、このルールは法律に根拠規定があったわけではなく、財政再計算時の再評価率等の改定の方針として説明された。

4 フレームワークの転換とマクロ経済スライド制の導入

少子高齢化が進展する中で行われた2004年改正では、長期的な給付と負担の均衡を図り、年金制度を持続可能なものとするために、年金財政のフレームワークが大きく転換された。財政再計算の度に増えていた保険料には上限が付される (保険料水準固定方式) とともに、料率の上限の範囲内で長期的に年金財政の均衡を図るマクロ経済スライドも導入された〔吉原・畑 (2016), p.163〕。

もっとも、マクロ経済スライドにはいわゆる名目下限措置も付され、賃金や物価の伸びがマイナスの場合には下落分についてマイナススライドするが、給付水準を引き下げるマクロ経済スライドは適用しないこととした (国年法27条の4第2項、27条の5第2項、厚年法43条の4第4項、43条の5第4項等)。また、マクロ経済スライドを続けると際限なく年金水準が低下する恐れがあるので、モデル年金³⁾の代替率50%という下限が付された (平成16年改正法附則2条1項)。

このような年金財政のフレームワークの大転換に対応して経済状況等に合わせた改定ルールも次のように法定された。つまり、新規裁定については毎年の賃金上昇率を、既裁定分については物価上昇率を用いることで、毎年度自動改定する (具体的な改定水準は毎年度政令に規定)。そして、

²⁾ 既裁定年金の水準が、新規裁定年金の水準の8割を維持するという意味で8割ルールといわれている〔堀 (2022), p.260〕。

³⁾ 年金水準を決めるために指標となる年金であり、夫は現役男子の平均的な標準報酬月額を得ている被用者で厚生年金に標準的な期間加入しているが、妻は厚生年金に全く加入したことがない (専業主婦) という夫婦世帯 (いわゆる片働き世帯) が65歳時に世帯として得る年金を示したものである。片働き世帯は日本の代表的な世帯ではない等の批判もある中、直近2024年の財政検証においては、65歳時点の年金額についてその平均や分布が世代によってどう変化するかといった年金額分布推計も示されている (第16回社会保障審議会年金部会 (2024年7月3日) 資料1参照)。

年金財政の長期的な均衡が保持できると見込まれるまでの間、賃金・物価の上昇率から公的年金全体の被保険者数の減少率（年平均0.6%程度）と今後の平均余命の伸びによる年金の平均受給年数の伸び率（0.3%程度）を合わせた0.9%程度を差し引いた率で改定することになった。

5 マクロ経済スライド制と改定ルールの見直し

しかし、マクロ経済スライドはデフレが続いたことや後述の特例水準の問題もあってなかなか発動されず、初めて発動されたのは2015年であった〔堀（2022）、p.266〕。調整期間が長期化し、将来の年金水準が低下するおそれがあったため、2016年には現在の高齢世代に配慮しつつ、できる限り早期に調整する観点から名目下限措置は維持する一方で、賃金や物価の上昇の範囲内で前年度までの未調整分を翌年度以降に繰り越せるキャリアオーバー制が導入された（2018年度以降）。

そして、賃金・物価スライドについては支え手である現役世代の負担能力に応じた給付にすると観点から賃金変動が物価変動を下回る場合には賃金変動に合わせて改定する考え方が徹底された（賃金スライド徹底）（2021年度以降）〔堀（2022）、p.262〕。

6 現行制度

現状では過去の標準報酬が現役世代の手取賃金の上昇率に応じて見直された上で平均したものが基準に計算される（老齢厚生年金）とともに、新規裁定には毎年の賃金上昇率が、既裁定分には物価上昇率が用いられて毎年度自動的に改定される⁴⁾。もっとも、賃金変動率が物価変動率よりも低い場合には既裁定分も賃金変動率で改定することで現役世代の負担能力にも配慮している。

加えて年金制度を持続可能なものとするためにマクロ経済スライドもあり、上記の賃金上昇率あるいは物価上昇率からスライド調整率を減じた形で改定される。このマクロ経済スライドには名目

下限措置があるため賃金・物価の上昇の範囲内でしか調整されないが、未調整分は翌年度以降に持ち越される。

ただし、時系列としてはやや前後するが、マクロ経済スライドの適用にあたっては特例水準の解消が必要であったため、次に特例水準の経緯を振り返ることにしたい。

III 特例水準

1 特例水準の導入

先述の通り判例研究で扱う事案では特例水準の解消によって年金の支給額が減額された処分の違法性が問題となったが、特例水準が初めて設けられたのは1996年である。物価の下落に応じて減額すべきところに特例措置が設けられ、額が据え置かれた。もっとも、1997年度には自然と解消されたため、大きな問題にはならなかった。

しかし、2000年から2002年にかけて導入された特例水準は訴訟の対象となる。まず特例水準を導入したのは物価スライド特例法で、物価の下落に合わせてマイナス改定するはずの年金額が1999年度の額のまま据え置かれた。こうした特例が設けられたのは、当時の厳しい社会経済情勢の下において年金受給者の生活等の状況に鑑みたためであり〔尾崎（2013）、p.17〕、年金減額によって景気に悪影響を与えることが懸念された〔浅野（2021）、p.157〕⁵⁾。

2 特例水準の解消に向けて

物価スライド特例法の制定によって2002年度における特例水準と本来水準とのかい離はおおむね1.7%となった。このかい離を埋めるために解消に向けた動きが開始される。

(a) 2004年改正

はじめに特例水準の解消に向けて着手したのは、年金財政フレームに大転換をもたらした、マクロ経済スライドも導入した2004年改正であった。

⁴⁾ 2004年改正以降、64歳までの賃金変動率が反映される67歳以前が新規裁定、68歳以後が既裁定と整理されている。

⁵⁾ 年金審議会総会・全員懇談会議事録（平成12年1月28日）年金局長趣旨説明。

具体的には物価が下落した場合には原則的に年金額を引き下げるとともに、物価が上昇しても特例水準の年金額は据え置く手法が採用された。賃金や物価の上昇に伴って本来水準の年金額が引き上がり、特例水準の年金額を上回れば、それ以降本来水準の年金額を支払うことによって特例水準を解消することにした。そしてマクロ経済スライドは、本来水準が特例水準を上回り、本来水準に復帰してから適用するものと整理された。

しかし、同法の施行後も物価や賃金の下落傾向は続いたため、特例水準は解消されず、2012年度のかい離は、2.5%にまで拡大する。

(b) 2012年改正法

少子高齢化の急速な進展と国民年金及び厚生年金の各収支における赤字増大の傾向もみられる中で、2012年改正法は賃金や物価が下がった場合においても特例水準を解消することにした。すなわち、物価スライド特例措置を2015年度以降は適用しないこと、物価スライド特例措置に基づく2013年度及び2014年度の年金額については物価や賃金の変動を基準とすること、さらには1.0%の適正化が図られるように改定する措置を講じることを内容とした。

この改正の成果としてようやく特例水準が解消され、2015年度からマクロ経済スライドの発動が開始される。その一方で、年金の支給額が下がる処分を受けた人々は処分の違法性をめぐって訴訟を提起した。

Ⅳ 若干の検討

年金の給付水準をめぐる法政策は上述のように推移し、特例水準の解消に関する最高裁の立場は明確になった。ではマクロ経済スライドによる調整はどうか。現行制度には名目下限措置があるため、前年度の支給額に比べてマクロ経済スライド

の影響で引き下がることはないが、年金の実質的な価値は低下する可能性があるため、憲法違反にならないかは問題となりうる。また、制度改正に向けた議論の中では名目下限措置の撤廃も検討事項であるため、その点も簡単に検討してみたい。

1 合憲性

マクロ経済スライドの発動によって年金額が改定される、より正確に言えば年金額は賃金・物価に完全にはスライドしないことは生存権を保障する憲法25条や財産権を保障する同29条に違反しないか⁶⁾。

(1) 憲法25条

まず生存権との関係では堀木訴訟を先例とし「著しく合理性を欠き明らかに裁量の逸脱、濫用とみざるを得ないような場合」に違憲となりうるが、基準自体が緩やかなため、違憲を導くのは相当難しい⁷⁾。具体的にみるとマクロ経済スライドは世代間の公平に配慮しながら将来への持続可能性を維持するために設けられ、合理的な理由に基づく。たしかに既裁定者も対象にするが、その権利が過度に侵害されることのないように名目下限措置や所得代替率の下限もあり、必要最小限度にとどめられる。これらの事情を総合して考えればより厳しい基準でも合憲となる余地はあるように思え、いわんや堀木訴訟が示した緩やかな基準であればなおのこと合憲と考えられる⁸⁾。

実体的にマクロ経済スライドの発動によって支給される年金水準自体が低いとして最低限度の生活を営む権利を保障する憲法25条1項に違反するとの主張も考えられないわけではない。しかし、年金、特に国民年金制度は憲法25条2項に規定する理念に基づいて健全な国民生活の維持及び向上に寄与することを目的に設けられ、2004年改正によって基礎年金は消費実態をもとに「必要に応じ

⁶⁾ 広島高判岡山支部令和6・4・18 LEX/DB25599849, 岡山地判令和3・3・30LEX/DB25569618, 和歌山地判令和4・5・10LEX/DB25592988はいずれも合憲との結論である。

⁷⁾ 岡山地判令和3・3・30LEX/DB25569618でも合憲と判断されている。

⁸⁾ 将来に向けて制度を安定させ、予測可能性を担保するため、(給付引き下げ自体の是非をおけば)基本的に望ましい方向性のものと評価するものに〔笠木(2011), p.47〕がある。

た保障」をするものではなくなくなった〔島村(2022), pp.40-41〕。別途生活保護制度があって最低限度の生活は保障されるとすると生存権違反との結論を導くのは極めて難しいように思われる〔笠木(2011), p.46, 中野(2005), pp.69-70〕⁹⁾。

(2) 憲法29条

次に財産権については、マクロ経済スライドの発動によって額面額は下がらなくても年金の実質的な価値は下がりうるので制約はありうる。そうするとその制約は公共の福祉による制約として正当化されるかが問題となる。

この問題を考えるにあたっては年金制度が拠出から給付に至るまで長期にわたる制度であることに鑑み、マクロ経済スライドという仕組みが導入された時期との関係で分けて考えてみたい。問題状況を鮮明にするために(現状ではレアケースであろうが)保険料を拠出していた期間には一切マクロ経済スライドは導入されていないが、給付時には導入されて支給額が下がる場合を考えてみる。この場合は拠出後の制度変更として、当初支給されるはずであった賃金・物価に応じた額がマクロ経済スライドの発動により減額となりえ、それが財産権への公共の福祉による制約として正当化されるかが問題となろう。事後変更であるため、国有農地等売却特措法事件・最大判昭53・7・12民集32巻5号946頁が示した基準、すなわち「一旦定められた法律に基づく財産権の性質、その内容を変更する程度、及びこれを変更することによって保護される公益の性質などを総合的に勘案し、その変更が当該財産権に対する合理的な制約として容認されるべきものであるかどうか」で判断されると思われる。

年金受給権は要件を満たした場合に発生するが、支給額については国年法4条で「国民の生活水準その他の諸事情に著しい変動が生じた場合には、変動後の諸事情に応ずるため、速やかに改定の措置が講ぜられなければならない」と定められ、改定がありうるのが法定される(厚生年金

についても厚年法2条の2にほぼ同様の規定がある)。毎年、物価や賃金に応じた改定があることも想定され、年金の支給額は毎年変わりうるものである。マクロ経済スライドの適用にあたっては高齢者の生活に配慮するために名目下限措置があつて額面額は前年の額を下回らないし、所得代替率50%との下限もある。さらにマクロ経済スライドによって年金制度の持続可能性が図られ、世代間の格差が是正されるとの重要な公益が達成される。これらの点を総合的に考えれば、合理的な制約として正当化されるように思われる。

すべての保険料を拠出した後、給付時に事後的に現れるマクロ経済スライドについて上記のように考えられるとすれば、通常よくあるケース、つまり保険料拠出期間の途中でマクロ経済スライドが導入されたり、制度加入の前から既に導入されたりする場合には、なおのこと制度に内在するものとして不合理性を導くのは一段と難しくなるのではないだろうか。

年金の受給権は可変性と永続性を兼ね備えたもので、それこそ年金の本質といえるように思われる。可変性と永続性のバランスが極端に崩れるような例外的な場合はさておき、現在の給付水準を基本としつつ、公平の原理から将来的な変更可能性を内在するのが年金の受給権と考えられる〔江口(2009), p.52, 江口(2012), pp.288-289〕。

2 名目下限措置の撤廃案

マクロ経済スライドに関する現在の深刻な問題は、厚生年金と国民年金とで調整期間が一致せず、国民年金の調整期間だけが長期化することである〔高橋(2024), pp.96-113〕。この問題については次期年金改革にて解決することが不可欠であると考えるが、そもそもなぜこのような事態になったのか。経済的な事情によるところが大きいですが、名目下限措置の存在も無関係ではないだろう。この名目下限措置については撤廃案も検討事項であるため、簡単に触れておきたい。

名目下限措置があることをマクロ経済スライド

⁹⁾ 東京地判平成9・2・27判時1607号30頁。

の合憲性を考える上で根拠のひとつとして先述したが、これがなくなれば即違憲というわけではないだろう。撤廃の必要があり、守られる公益が大きければ、合理的な制約として容認される余地はありうる。高齢者への配慮は必要であるとしても、下限は残り、生活保護もある中で、名目下限措置が不可欠の仕組みとは考えられず、その撤廃も一理あると思われる。

ただ、現行の制度ではキャリアオーバーも導入され、未調整分は翌年以降に持ち越せる仕組みとなっている¹⁰⁾。キャリアオーバーをやめて名目下限措置の撤廃に舵を切るのであれば、キャリアオーバーのどこに欠陥があるか、より具体的にはなぜ賃金・物価の伸びが出てからの調整では遅いのか等についてまで確認する必要があるように思われる。

参考文献

浅野公貴 (2021) 「社会保障法学の視点から (判例研究

- 年金減額処分取消請求事件〔札幌地判平成31・4・26〕〕, 『社会保障法研究』, 13号, p.147。
 江口隆裕 (2009) 「年金制度と法—変動するリスクと年金受給権」, 『ジュリスト』, 1389号, p.47。
 ——— (2012) 「第14章公的年金の財政」, 日本社会保障法学会編『1これからの医療と年金』, 法律文化社, p.270。
 尾崎拓洋 (2013) 「持続可能な公的年金制度とするために」, 『時の法令』, 1929号, p.4。
 笠木映里 (2011) 「現代の労働者と社会保障制度」, 『日本労働研究雑誌』, 612号, p.40。
 島村暁代 (2022) 「公的年金の安定性と充分性の確保に向けた課題と展望」, 『社会保障法研究』, 16号, p.29。
 中野妙子 (2005) 「老齢基礎年金・老齢厚生年金の給付水準—法学の見地から」, 『ジュリスト』, 1282号, p.67。
 高橋俊之 (2024) 『年金制度の理念と構造 より良い社会に向けた課題と将来像』, 社会保険研究所。
 堀勝洋 (2022) 『年金保険法 (第5版)』, 法律文化社。
 吉原健二・畑満 (2016) 『日本公的年金制度史—戦後七十年・皆年金半世紀—』, 中央法規。

(しまむら・あきよ)

¹⁰⁾ 2018年に発生した未調整分は2019年度に調整されたし、2021年度と2022年度の未調整分も翌年度以降に持ち越される。

特例水準の解消に伴う年金減額改定を定めた法律の憲法適合性

年金減額改定決定取消，年金減額改定決定取消等請求事件
最二小判令和5・12・15裁判所時報1830号4頁

島村 暁代*

I 事案の概要

1 国民年金法（以下「国年法」という）上の老齢基礎年金及び厚生年金保険法（以下「厚年法」という）上の老齢厚生年金（以下、併せて「老齢年金」という）については、1973年以降、物価スライド制が採用されていたが、2000年から2002年にかけて物価スライド特例法（2000年法律第34号、2001年法律第13号、2002年法律第21号）が制定されたことで、物価が下落した場合でも減額改定が行われず、1999年度の額に据え置かれた（以下、物価スライド特例法が適用されなかったと仮定した場合の本来の年金額の水準を「本来水準」といい、上記の据置きを契機として生じた、本来水準よりも高い、実際に支給される年金額の水準を「特例水準」という）。

2 2004年改正法（同年法律第104号）は、保険料水準を将来的に固定した上で、調整期間においては物価・賃金の変動に基づく改定率や再評価率（基礎年金では改定率、厚生年金では再評価率というが、両者併せて以下では「改定率等」という）に、被保険者等総数変動率と平均余命の伸び率を勘案して決定される調整率を乗じて年金額を改定するマクロ経済スライドを導入した（同年改正法による改正後の国年法16条の2、27条の4及び27条の5並びに厚年法34条、43条の4及び43条の5）。

もっとも、物価上昇によって本来水準が特例水

準を超えるまでの間は特例水準の支給を継続し、その間はマクロ経済スライドを適用しないとの措置をとった。つまり、本来水準による年金額が上昇して特例水準による年金額を上回ることによって特例水準が解消されることが目指された。

3 しかし、その後も物価が下落するなどした結果、特例水準は解消されず、2011年には特例水準が本来水準をおおむね2.5%上回る状況となった。そこで、2012年改正法（同年法律第99号）が制定され、物価や賃金が上昇しない場合でも特例水準を3年間で段階的に解消することにした（2013年度及び2014年度に1.0%、2015年度に0.5%の減額）。

4 こうした経緯で老齢年金の額が改定される処分を受けることになった受給権者であるXらは、2012年改正法は憲法25条や29条等に違反するなど主張して、Y（国）を相手に改定決定の取消等を求める訴訟を提起した。

II 判旨：（憲法25条及び29条違反の判断のみ）

1 「所論は、平成24年改正法1条の規定のうち、国民年金法による年金たる給付等の額の計算に関する経過措置、平成25年度及び平成26年度における国民年金法による年金たる給付等の額の計算に関する経過措置の特例並びに平成25年度における厚生年金保険法による年金たる保険給付の額の計算に関する経過措置の特例について定める部分（以

* 立教大学法学部 教授

下「本件部分」という。)が憲法25条及び29条に違反する旨をいうものと解される。]

2 (1)「前記事実関係等によれば、平成24年改正法1条は特例水準を3年度にわたって段階的に解消するものであるところ、特例水準は、それが生じた経緯に照らし、当初から、将来的に解消されることが予定されていたものといえる。このような特例水準による年金額の給付を維持することは、賦課方式(現在の年金受給権者に対して支給される年金給付の財源を、主に現役世代が負担する保険料によって賄う方式)を基本とする制度の下で現役世代に本来の負担を超える負担を強いることとなり、また、現役世代が年金の給付を受けるようになった際の財源を圧迫することにもつながるものと考えられる。そして、平成24年改正法の制定時には、今後、我が国の少子高齢化の進展に伴い、現役世代の保険料や税の負担能力が更に減少する一方で、支給すべき老齢年金の総額が更に増加することが合理的に予測されていたものである。」

(2)「これらの点に加え、特例水準の解消が、我が国における少子高齢化の進展が見込まれる中で、世代間の公平に配慮しながら前記の財政の均衡を図りつつ年金制度を存続させていくための制度として合理性を有するものとして構築されたマクロ経済スライド制の適用の実現につながるものであることをも踏まえれば、特例水準によって給付の一時的な増額を受けた者について一律に特例水準を解消することは、賦課方式を基本とする我が国の年金制度における世代間の公平を図り、年金制度に対する信頼の低下を防止し、また、年金の財政的基盤の悪化を防ぎ、もって年金制度の持続可能性を確保するとの観点から不合理なものとはいえない。」

(3)「以上によれば、立法府において上記のような措置をとったことが、著しく合理性を欠き、明らかに裁量権の範囲を逸脱し又はこれを濫用したものであるということとはできず、年金受給権に対す

る不合理な制約であるともいえない。」

3「したがって、本件部分は憲法25条、29条に違反するものとはいえない。」

以上は、当裁判所大法廷判決(最高裁昭和51年(行ツ)第30号同57年7月7日大法廷判決・民集36巻7号1235頁、最高裁昭和48年(行ツ)第24号同53年7月12日大法廷判決・民集32巻5号946頁及び最高裁平成12年(オ)第1965号、同年(受)第1703号同14年2月13日大法廷判決・民集56巻2号331頁)の趣旨に徴して明らかである。これと同旨の原審の判断は正当として是認することができる。」

Ⅲ 評釈 概ね賛成

1 本判決の意義と特徴

(1) 意義

本件は、老齢年金の特例水準を3年度にわたって段階的に解消することにした2012年改正法¹⁾の本件部分が憲法25条及び29条に違反しないかが争われた事案である。本判決はXらの請求を棄却した原審を正当として是認し、特例水準の解消に関する立法的な措置は憲法に違反しないことを明確にした。この問題については全国的に訴訟が提起されており、最高裁判所が合憲という形で終止符を打った本判決には非常に重要な意義がある。とりわけマクロ経済スライドにも言及した点は注目し値する。最高裁として初めての言及かと思われ、マクロ経済スライドの適用自体の合法性を争う訴訟も別途係属される中で²⁾、本判決は大きな影響を及ぼすものと考えられる。

(2) 特徴

本判決は本件部分が憲法25条、29条に違反するものとはいえないと結論付けるにあたり、判断基準を明確にしないまま、議論を進める。最後に判断基準らしきものに当てはめて合憲との結論を導いた上で、その結論は憲法25条と29条に関する著

¹⁾ 2012年改正法の経緯・内容等については、尾崎拓洋(2013)「持続可能な公的年金制度とするために」、『時の法令』、1929号、p.4。

²⁾ 広島高判岡山支部令和6・4・18 LEX/DB25599849, 岡山地判令和3・3・30 LEX/DB25569618, 和歌山地判令和4・5・10 LEX/DB25592988。

名な最高裁の3判決—具体的には堀木訴訟・最大判昭和57・7・7民集32巻5号946頁、国有農地等売払特措法事件・最大判昭和53・7・12民集32巻5号946頁（以下「国有農地判決」という）、証券取引法164条事件・最大判平成14・2・13民集56巻2号331頁（以下「証取法判決」という）—の「趣旨に徴して明らか」と締めくくる。

全体として判旨は年金制度に賦課方式がとられることに言及し、現在の受給者との関係だけでなく、将来の受給者との関係でも考察し、長期にわたるものにとらえて制度の持続可能性を重視する立場がとられたことが注目される。こうした観点は年金制度を設計するにあたってこれまでも政策的な視点から重視されてきたが、最高裁にも是認されたことの意味は小さくないように思われる。以下では、改めて問題状況を整理した上で本判決の内容を辿りながら、判決の構造を理解することに取り組みたい。

2 問題状況の確認

(1) 年金受給権の構造

年金受給権は、周知の通り、各年金の支給要件を満たすこと³⁾で発生し、実際に年金を受給するには厚生労働大臣等の裁定（国年法16条、厚年法33条）を受ける必要がある。裁定によって、年金受給権（基本権）が存在することが公的に確定され〔堀（2022）、p.238〕、支払期月ごとに年金の支払を受ける支分権を取得する〔堀（2022）、p.232〕。老齢基礎年金では定額、老齢厚生年金では報酬比例の年金が支給される。そして現在の制度では支給額は基本的に保険料の拠出期間や標準報酬月額に応じて決まるが、スライド制やマクロ経済スライドの適用を受ける（国年法27条、厚年法43条）。現行のスライド制では1年ごとに物価や賃金の変動に応じた改定率等が乗じられ、マクロ

経済スライドの適用も含め、毎年4月分から年金額が改定される。つまり、厚生労働大臣等からの裁定により「年金給付を受ける権利」にあたる基本権は具体化されるが、その内容は毎年変わる。基本権が4月1日に変更されると、それに伴って「当該権利に基づき支払期月ごとに・・・支払うものとされる給付の支給を受ける権利」である支分権の内容も変更される⁴⁾。このような仕組みによって、年金の実質的な価値は維持されている。

(2) スライド制と特例水準

既に述べた通り、スライド制は、物価や賃金の変動に応じて年金額を調整するが、その内容には変遷がある（本誌別稿「年金の給付水準をめぐる法政策」参照）。本事案で問題になった特例水準は、2000年から2002年にかけて制定された物価スライド特例法に根拠がある。すなわち、物価スライド特例法は、物価の下落に合わせてマイナス改定するはずの年金額を1999年度の額に据え置くものである。

このような特例は、当時の厳しい社会経済情勢の下における年金受給者の生活等の状況に鑑みて設けられ〔尾崎（2013）、p.17〕、年金減額によって景気に悪影響を与えることが懸念された〔浅野（2021）、p.157〕⁵⁾。物価スライド特例法の結果として、2002年度における特例水準と本来水準とのかい離はおおむね1.7%となった。

(3) 特例水準解消の経緯—問題の所在

そうした中で年金制度を大きく改革した2004年改正法は、物価と賃金の変動を基準に年金額を改定する現行のスライド制のベースを築いた⁶⁾。また、保険料水準を将来的に固定した上で（保険料水準固定方式）、年金財政の長期的な安定を図る（長期的な給付と負担の均衡を図る）ため、改定に

³⁾ 老齢基礎年金は保険料納付済期間と保険料免除期間などを合算した受給資格期間が10年以上あること、原則として65歳以上であること（国年法26条）、老齢厚生年金では老齢基礎年金を受け取れる場合で、厚生年金の加入期間があること（厚年法42条）が必要である。

⁴⁾ 最高裁としてこの問題を明確に論じたものに最二小判平成29・4・21民集71巻4号726頁がある。支払該当月の初日に支分権が発生するところ、基本権の内容に変更があると、それに続いて既に発生した部分をも含めて支分権の内容が変更される〔島村（2019）、p.370〕。

⁵⁾ 年金審議会総会・全員懇談会議事録（平成12年1月28日）年金局長趣旨説明。

対して一定の調整を講じるマクロ経済スライドも導入した⁷⁾。

そして、特例水準を解消するための措置を講じた。すなわち、物価が下落した場合には原則的に特例水準の年金額を引き下げ、一方、物価が上昇しても特例水準の年金額は据え置くことにした。賃金や物価の上昇に伴って本来水準の年金額が引き上がり、特例水準の年金額を上回れば、それ以降、本来水準の年金額を実際に支払うという方法で特例水準を解消し、そしてマクロ経済スライドについては、本来水準が特例水準を上回って、本来水準に復帰してから適用することにした。

しかし、2004年改正法の施行後も、物価や賃金の下落傾向は続いたため、特例水準は解消されず、2012年度のかい離は、2.5%にまで拡大した。また、少子高齢化の急速な進展と、国民年金及び厚生年金の各収支における赤字増大の傾向もみられた。

そこで制定された2012年改正法は、物価スライド特例措置を2015年度以降は適用しないものとする、物価スライド特例措置に基づく2013年度及び2014年度の年金額について物価や賃金の変動を基準とする改定と併せて、1.0%の適正化を図られるように改定する措置を講じることとした。これらの措置によって、物価や賃金が上昇しない場合でも特例水準が解消されることになり、金額としてみれば2013年10月で老齢基礎年金が666円減、老齢厚生年金が2349円減、2014年4月でそれぞれ675円減、2375円減、2015年4月でそれぞれ334円減、1176円減となった〔尾崎 (2013), p.17, 尾形

(2020), p.766〕が、この点の適法性が訴訟で争われた。

3 本判決の検討

(1) 本判決の構造

本判決は、先述の通り、判断基準を明確にせず、年金制度を検討し、終盤(判旨2(3))では堀木訴訟等が示した基準にも触れるが、判旨2(2)ではまず特例水準の解消が「不合理なものといえ」るかどうかを判断する。すなわち、判旨2(1)で特例水準の性質や意味、2012年改正法の制定時の状況を確認した上で、続く(2)で特例水準を解消することの意味や効果を指摘し、それを踏まえて一律に特例水準を解消することは不合理なものとはいえないと述べる。その上で「違憲でない」と結論付ける直前の判旨2(3)で堀木訴訟等が示した基準により触れる。具体的には立法府において措置をとったことが「著しく合理性を欠き、明らかに裁量権の範囲を逸脱し又はこれを濫用したものであるということ」ができるかどうかという基準にあてはめるとともに、「年金受給権に対する不合理な制約である」といえるかどうかを検討する。後者は前者ほどに明確ではないが、これまで最高裁が財産権に関して定立してきた基準に類似するものである⁸⁾。

そして、判旨3にて、本件部分は憲法25条、29条に違反するものとはいえないとの結論を述べた上で、以上は堀木訴訟等3判決の趣旨に徴して明らかとして締めくくる。

⁶⁾ 新規裁定までは賃金変動率で、既裁定は物価変動率で毎年度自動改定する原則及びその算定方式を法定化した。その後、2016年改正(同年法律第114号)では賃金・物価スライドについて、支え手である現役世代の負担能力に応じた給付とする観点から、賃金変動が物価変動を下回る場合には賃金変動に合わせて改定する考え方を徹底する改正が行われた(2021年以降)。具体的な改定の水準は、実際の物価変動率、賃金変動率を改定ルールに当てはめて算定し、毎年度政令に規定されることになった。

⁷⁾ 具体的には原則として5年に1度行われる財政検証の際に、100年後に1年分の給付費に相当する積立金を保有することができるように年金額の伸びの調整を行う期間(調整期間)を設定し、調整期間内の毎年度の年金額は、賃金や物価の変動に応じて算定される改定率等からスライド調整率(=公的年金全体の被保険者の減少率+平均余命の伸びを勘案した一定率(0.3%))を差し引いて改定し、年金額の上昇を抑えることにした〔尾崎(2013), p.16〕。賃金・物価による改定率がマイナスとなる年度においては調整を行わない、いわゆる名目下限措置が採用された。

⁸⁾ 例えば国有農地判決では「財産権に対する合理的な制約として容認されるべきものであるかどうか」という基準が使われた。

(2) 特例水準の性質や意味、2012年改正法の制定時の状況（判旨2（1））

本判決は検討のはじめに、特例水準が生じた経緯を述べて、当初から将来的に解消されることが予定されていた点に着目する。この点はこれまでの裁判例⁹⁾でも繰り返し指摘される点である¹⁰⁾。そして「特例水準を維持することは」として賦課方式を定義し、現役世代に本来の負担を超える負担を強いることと現役世代が年金の給付を受けるようになった際の財源を圧迫することにもつながるとする。

現行の年金制度は積立金があるものの、基本的には現役世代が負担する保険料によって現在の年金受給権者への年金給付が賄われ、賦課方式であるとの説明があることで長期的な視点から考察する必要性が裏付けられる〔菊池（2022），pp.34-35〕。繰り返しになるが、長期的な視点は年金制度の設計を考える上でかねてより重要なものと政策的にはとらえられてきたが、それが最高裁にも是認されたことの意味は大きいだろう。賦課方式の下では特例水準で高止まりすると将来の給付にまわせる財源は少なくなるため、将来の財源が圧迫されうる。そのため、後者の点は首肯できるが、前者の点、すなわち本来の負担を超える負担を現役世代に強いるというのはどうか。

この点では2004年改正で年金財政フレームが転換されたことに注目する必要がある。従来のように必要な給付のために保険料を集めるフレームではなくなっている。そうすると、判旨のいう「本来の負担」とは何を意味するかは自明とはいえないように思われる。可能性としては特例水準がなかったときに負担する額が考えられるが、特例水準の支給が必要であるが故に現役世代が負担する保険料が増えるという相関関係にはないため、「現役世代に本来の負担を超える負担を強いる」という表現はやや筆が滑ったのではないかとの感がある。ただその一方で、財政フレームが転換される前の2004年時点の制度を念頭に置けば理解で

きるし、さらに特例水準の支給が必要とすると、保険料を負担する被保険者の側からしてみれば負担に感じうるため、その点を考えれば是認できる余地がある。続いて判旨が触れる2012年改正法の制定時の状況についての記述は支持できる。

(3) 特例水準の解消の意味・効果を踏まえて、解消に不合理性がないこと（判旨2（2））

次の段落で判旨は、マクロ経済スライドについて「世代間の公平に配慮しながら…財政の均衡を図りつつ年金制度を存続させていくための制度として合理性を有するものとして構築された」とする。最高裁がマクロ経済スライドの合理性を認めたのは初めてで特筆に値する。この点、合理性を有するものとして立法者によって構築されただけで、最高裁自体がその合理性を認めたとまではいえないという読み方もありえようが、「マクロ経済スライド制の適用の実現につながる」と続く判旨の内容を総合して考えると、判旨はマクロ経済スライドを肯定的にとらえたと読むほうが素直ではないだろうか¹¹⁾。

特例水準が解消するまでマクロ経済スライドは適用されないため（2004年改正法）、特例水準の解消がマクロ経済スライドの適用の実現につながるという指摘は、的を得ている。逆に解消されなければマクロ経済スライドによる自動調整の発動は遅れ、その分だけ調整期間は後ろ倒しされ、将来の給付水準は下がって世代間の格差が広がる要因になりかねないため、特例水準を解消する必要性は高かったと考えられる。

その上で判決は、「特例水準によって給付の一時的な増額を受けた者について一律に特例水準を解消することは」と続けるが、ここでは判旨が特例水準をどう評価しているかを垣間見ることがができる。つまり特例水準とはあくまで特例で「一時的な増額」に過ぎず、言い換えれば本来あるべきものからの「減額」という発想ではない¹²⁾。そしてこうした評価は、物価の下落時に常に特例水準

⁹⁾ 例えば札幌地判平成31・4・26訟月65巻8号1183頁等。

¹⁰⁾ この事情が、合憲性の肯定に強く影響していると分析するものに、〔坂井（2024），p.94〕参照。

¹¹⁾ 「マクロ経済スライドへの肯定的な評価を含む」と触れられる文献に〔坂井（2024），p.94〕。

が設けられるわけではないことを説明していた厚生省(当時)の理解¹³⁾とも整合し、納得できる。この理解こそ、判旨の射程を考える上でも重要であり、本判決はあくまで一時的な増額についての判断であり、減額に関する事案には本判決の射程は及ばないと考えるのが自然なように思われる。

そして判旨は、年金制度の持続可能性を確保するとの観点から一律に特例水準を解消することは不合理なものとはいえないとする。既述の通り、特例水準を維持すれば年金財政を圧迫し、将来世代の年金は低下することになるため、世代間の公平を図るという点は重要であるし、年金制度に対する信頼の低下の防止や、年金の財政的基盤の悪化を防いで制度の持続可能性を確保することも重要である〔菊池(2018), p.115〕。最高裁は、年金制度を全体的な観点から考察して解消について不合理なものとはいえないとし、判旨2(3)にて「以上によれば」として、ようやく憲法25条や29条との関連性に言及する。

(4) 憲法25条

まず判決は、堀木訴訟の基準にあてはめる。憲法25条の具体化については立法府に広い裁量が認められるが、判旨の内容を踏まえれば、裁量権の逸脱や濫用を否定する結論は首肯できる。

もっとも、本判決については立法府における判断形成過程の適切さや、受給者の生活保障あるいは期待利益が適切に考慮されているかに関して詳細な検討が行われていないとして問題視する見解もある〔植木(2024), p.38〕。

また、Xらはそもそも憲法25条違反について制度後退禁止原則や立法の判断過程審査の観点から主張していたが、法廷意見は正面からの回答を避けた。その一方で、尾島補足意見では、制度後退禁止原則については「何をもって制度が後退した

と評価するのか、法律によって作られた制度の保護水準がその後の改正法によって引き下げられると憲法に違反することになるといふとき、憲法と法律の各規範の相互関係をどのように考えているのかなどあいまいな点が多く、法律の憲法25条適合性の審査に際して参照するのに適切な成熟した法理ないし基準であるとはいえないように思われる」とし、判断過程審査の点については「立法府の判断過程審査の具体的な内容自体、立法権と司法権との関係を踏まえた上で、その理論としての必要性、明確性、有用性等が成熟したものになっているとは考えられ」ないとして、いずれも一蹴した。

先に触れた本判決に対する批判とも重なるが、学説では、高齢者の生活実態の検証は不可欠とする指摘〔遠藤(2022), p.29〕や、立法府の判断過程において高齢者の基礎的生活保障に対する配慮が十分考慮されたかどうか疑問があるとの指摘〔尾形(2020), p.759〕がある¹⁴⁾。具体的には国会における審議においては、特例水準の解消という直截的かつ劇的な施策ではなく、景気対策等の措置をより積極的に講ずるといふ、より制限的でない代替的手段があったのではないかと指摘されるようである。

そこで考えてみるとより制限的でない代替的手段があったかについては難しかったのではないか。というのも、物価上昇によって特例水準を解消する方策を2004年改正法でやってみたが、失敗しむしろ本来水準とのかい離が広がったために2012年改正法の制定に至ったからである。また、高齢者の可処分所得が減少するのに特例水準を解消すれば、低所得年金受給者の生活への影響は極めて大きく、その点は憂慮すべきであるが、特例水準の解消はそもそも予定されていたし、物価や賃金等の下落は現役世代も甘受しており、年金受

¹³⁾ この点のみを、財産権制限は生じていないとみていると考える余地を指摘する見解に〔植木(2024), p.37〕がある。

¹³⁾ 特例措置は、「時々の判断」「以後踏襲するというわけではない。特例というふうに考えています。」(年金審議会総会・全員懇談会議事録(平成12年1月28日)事務局発言)。

¹⁴⁾ 公的年金制度の基本原則を抽象的に前提とし、高齢者の基礎的生活保障という憲法的価値を考慮に入れていない疑いがあるとの指摘もある〔尾形(2020), p.760〕。

給世代に甘受させないことを正当化する理屈にまではなっていないように思われる。その他の施策に生活保護もある中で¹⁵⁾どこまで年金でカバーするかとの問題もある。繰り返し述べる通り特例水準が解消されない限り、マクロ経済スライドは発動されず、結果として将来世代の給付水準は下がるため、それを早く食い止める必要性は高かった。一時的な増額に過ぎないなら経過措置を設けずに一度に解消することもできたが、立法府は3年をかけて段階的に徐々に解消しており、高齢者の生活への配慮といえ、逸脱・濫用にはならないであろう。

つまるところこの問題は、ベースラインをどうとらえるか次第である。特例水準はあくまで特例であるから解消は想定内と考えるのか、それとも一度でも支給したならそれを前提に生活するためあるべきものととらえるか。そして、制度全体の視点、つまりより将来の世代に対する給付にまで視野を広げるか、それとも現在の受給者世代の受ける額という近視眼的な観点に限るのか。

最高裁は特例水準の解消を想定内とした上で制度全体の観点から考察したわけであるが、マクロ経済スライドによる調整も法が予定するものであり、判旨は首肯できるように思われる。学説からは、特例水準については、「これまで政府が年金受給者の生活に過剰とも言えるほどの配慮措置を講じてきた」との評価もある〔石崎（2019）、p.519〕。

(5) 憲法29条

続いて憲法29条について、本判決は「年金受給権に対する不合理な制約であるともいえない」とさらっと触れる。そもそも年金受給権は、財産権に含まれるかという問題があるが、「憲法29条1項により保障される財産権には公法上の権利も含まれ、したがって、労災保険或いは厚生年金保険法上の保険給付請求権が憲法29条1項によって保障されることは明らかである」との判決がある¹⁶⁾。本判決では「年金受給権」という言葉が終盤（判旨2（3））で突如使用されるが、その後に憲法29条に関する2つの最高裁先例に言及することを踏まえると、年金受給権も財産権の対象であることは当然の前提にしていると考えられる¹⁷⁾。

その上で制約があるかの問題については、本判決は「年金受給権に対する不合理な制約」ではないとしたため、そもそも制約はないとの立場か、あるいは制約はあっても不合理とはいえないとの立場のいずれかである¹⁸⁾。後者の方が判旨の読み方として素直で自然であるが、問題はいかなる基準で不合理性を判断するか、先例は、国有農地判決¹⁹⁾か証取法判決²⁰⁾かとの問題があり、下級審判決でも見解が割れていた²¹⁾。

両判決のすみわけについては憲法学にて活発な議論があり、議論が終息したわけではなさそうであるが、少なくともかねてより主張されていた既得権侵害事案には国有農地判決、内容形成事案に

¹⁵⁾ 年金制度だけで最低限度の生活を保障しなければいけないわけではないだろう。

¹⁶⁾ 札幌地判平成1・12・27労民集40巻6号743頁。

¹⁷⁾ 「物権、債権、無体財産権、公法上の権利等々を含む財産的価値を有するすべての権利」との広くとられる一般的な財産権理解を前提にすれば、年金の切り下げが、財産権の問題にもなりうることは間違いないとするものに〔松本（2023）、p.341〕がある。

¹⁸⁾ 本判決について「財産権制限」の存否に関して論じていないとして、「端的に「財産権制限」は生じていないとみていると考える余地もある」との分析に〔植木（2024）、p.37〕。

¹⁹⁾ 国有農地判決の判断基準は、「一旦定められた法律に基づく財産権の性質、その内容を変更する程度、及びこれを変更することによって保護される公益の性質などを総合的に勘案し、その変更が当該財産権に対する合理的な制約として容認されるべきものであるかどうか」である。

²⁰⁾ 証取法判決の判断基準は、「規制の目的、必要性、内容、その規制によって制限される財産権の種類、性質及び制限の程度等を比較考量して判断すべき」である。

²¹⁾ 国有農地判決を引くものに例えば、青森地判令和2・2・28 LEX/DB25565031、徳島地判令和2・12・23判時2542号28頁、高松高判令和4・5・25賃社1811=1812号5頁があり、証取法判決を引くものに例えば、札幌地判平成31・4・26訟月65巻8号1183頁、大阪地判令和2・3・12 LEX/DB25592351（本件原々審—なお原審大阪高判令和4・3・16 LEX/DB2559232350）、仙台地判令和3・5・25LEX/DB25590127、仙台高判令和5・2・15 LEX/DB25594743があった。

は証取法判決というすみわけではうまく説明できない最高裁判決があり²²⁾、最近では「既得権の存在をめぐる考察が重要な比重を占める場合には国有農地」判決が、「その他の要素が重視される場合」には証取法判決が引用されるという整理〔村山 (2020), p.211〕も有力であった²³⁾。これに対して本判決は原々審が証取法判決だけを引用していたにもかかわらず、あえて両方の判決に言及した点が注目される。「本判決は、本件に、制度形成と既得権保障の両方の問題が含まれているとみただけであろうか。」との指摘もある〔松本 (2024), p.99〕。

私見では特例水準は当初から解消が想定されていたので、既得権保護の要請は低く、証取法判決でよいのではと考えていた〔島村 (2022), pp.37-38〕が、最高裁が両判決に言及したことは無視できない。事後変更であるとして国有農地判決を引用しつつ、解消は想定内だったので証取法判決も引用したのだろうか。その一方でもうひとつ留意したいのは、本判決は判断基準を示してその直後にカッコ書きで先例として引用しあてはめを行うというオーソドックスな手法は取っていない点である。あくまでも最後に「趣旨に徴して明らか」と触れるにとどまる²⁴⁾のはそれらの判決に照らせば、今回の結論は当然出てくると言いたかっただけなのかもしれない。既に触れた通り、憲法からは憲法25条と29条の交錯と相違を整理しなかったことや、年金減額が両条項との関係でどう位置づけられるかを論じていないことについて、憲法上の権利保障という裁判所の役割からみて疑問があるとも指摘されるところである〔植木 (2024), p.36〕。

4 判決の射程

本判決はかねてより解消が予定されていた特例水準の事案のため、本判決の射程は限定的と考えられる。そのため、マクロ経済スライドの適用に

よる年金額の改定等については本判決の射程が直接及ぶとは考えられない。ただ、その一方で、私見のように本判決をマクロ経済スライドの合理性を認めたものと解するのであれば、その点も重要な判旨といえ、マクロ経済スライドに基づく減額については真つ新たな白地で判断するよりは違法となるハードルはより高くなるように思われる。

参考文献

- 浅野公貴 (2021) 「年金額減額処分取消請求事件/社会保障法学の視点から」, 『社会保障法研究』, 第13号, p.147。
- 石崎浩 (2019) 「22 公的年金「マクロ経済スライド」の名目下限措置廃案をめぐる考察」, 新田秀樹ほか編『現代雇用社会における自由と平等』, 信山社, p.503。
- 植木淳 (2024) 『<判批>新・判例解説Watch』, Vol.34, p.36。
- 遠藤美奈 (2022) 『<判批>ジュリスト』, 1570号, p.29。
- 尾形健 (2020) 「公的年金の給付水準引下げにかかる憲法問題」, 『同志社法学』, 72巻4号, p.743。
- 尾崎拓洋 (2013) 「持続可能な公的年金制度とするために」, 『時の法令』, 1929号, p.4。
- 菊池馨実 (2018) 「社会保障法と持続可能性—社会保障制度と社会保障理論の新局面」, 『社会保障法研究』, 第8号, p.116。
- (2022) 『社会保障法』, 有斐閣。
- 坂井岳夫 (2024) 「時論 特例水準の解消のための年金減額と憲法25条・29条」, 『ジュリスト』, 1600号, p.90。
- 島村暁代 (2019) 「特別支給の老齢厚生年金に関する退職改定」(判批), 『社会保障研究』, Vol.4, No.3, p.364。
- (2022) 「公的年金の安定性と十分性の確保に向けた課題と展望」, 『社会保障法』, 16号, p.29。
- 堀勝洋 (2022) 『年金保険法 (第5版)』, 法律文化社。
- 松本哲治 (2012) 「経済的活動の自由を規制する立法の違憲審査基準」, 『論究ジュリスト』, 1号。
- (2023) 「経済的自由権をめぐる最近の判例の展開について」, 『同志社法学』, 75巻4号, p.319。
- (2024) 『(判批) 法学教室』, 523号, p.99。
- 横大道聡編 (2020) 『憲法判例の射程 [第2版]』, 弘文堂, p.211 (村山健太郎著)。

(しまむら・あきよ)

²²⁾ 最判平成15・4・18民集57巻4号366頁は既得権保障・現状保障が問題となったが証取法判決が先例として参照された〔松本 (2012), pp.64-65〕。

²³⁾ 支持する見解として〔浅野 (2021), p.166〕。

²⁴⁾ 各判決が判決の論証にどのように反映されているのかも明らかではないとの指摘に〔植木 (2024), p.36〕。

動向

令和4（2022）年度 社会保障費用統計
—概要と解説—

国立社会保障・人口問題研究所 社会保障費用統計プロジェクト*

抄 録

国立社会保障・人口問題研究所は2024年7月30日に「令和4年度社会保障費用統計」を公表した。2022年度の社会支出の総額は142兆3,215億円、前年度から6,683億円の減少となり、対GDP比は0.70%ポイント減少した。社会支出を政策分野別に対前年度増減額でみると、増加額は「保健」（1兆4,565億円増）、減少額は「積極的労働市場政策」（1兆5,437億円減）と「家族」（1兆1,808億円減）で大きかった。

2022年度の社会保障給付費の総額は137兆8,337億円、前年度から9,189億円の減少となり、対GDP比は0.73%ポイント減少した。社会保障給付費を部門別に対前年度増減額でみると、「医療」は1兆3,306億円増、「年金」は244億円減、「福祉その他」は2兆2,251億円減であり、「福祉その他」の減少、「医療」の増加が大きかった。

社会保障給付費に対応する社会保障財源は総額152兆9,922億円で、前年度に比べ10兆3,986億円の減少となった。項目別に対前年度増減額でみると、「資産収入」（8兆6,782億円減）と「国庫負担」（2兆4,693億円減）の減少が大きかった。

2022年度は、2020年度、2021年度に増加した新型コロナウイルス感染症対策関係費が減少に転じ、社会支出、社会保障給付費が減少した。

キーワード：社会支出，社会保障給付費，社会保障財源，OECD，ILO，EU

社会保障研究 2024, vol.9, no.3, pp.375-388.

I 社会保障費用統計

「社会保障費用統計」は、年金や医療保険、介護保険、雇用保険、生活保護、子育て支援など、社会保障制度に関する1年間の収支を国際基準に則って集計したものである。OECD（経済協力開発機構）基準による「社会支出」、ILO（国際労働機関）基準による「社会保障給付費」と「社会保

障財源」、EU（欧州連合）基準による「社会保障財源」の各集計表から成り¹⁾、そのうち、社会支出集計表（OECD基準）及び社会保障給付費収支表（ILO基準）は統計法上の基幹統計に指定されている。

社会支出は、1980年度以降についてOECD諸国との比較が可能であり、国際比較の観点から重要な指標となっている。他方、社会保障給付費及び社会保障財源（ILO基準）は、1950年代以降につい

* 矢野正枝（企画部長）、竹沢純子（企画部 第3室長）、黒田有志弥（社会保障応用分析研究部 第1室長）、横山真紀（企画部 研究員）、河西奈緒（社会保障応用分析研究部 研究員）

て我が国の長期時系列推移をみるのに適しており、国内の政策議論の基礎として長年利用されている。社会保障財源（EU基準）は「令和3年度社会保障費用統計」より2000年度以降について公表を開始したものであり、欧州諸国との比較が可能である²⁾。

本稿は、2024年7月30日に公表した「令和4年度社会保障費用統計」³⁾の集計結果の概要を示し、解説することを目的とするものである。

II 「令和4年度社会保障費用統計」の概要と解説

本節では、社会支出、社会保障給付費、社会保障財源（ILO基準）の動向と、社会支出及び社会保障財源（EU基準）の国際比較について解説する。なお、2022年度は新型コロナウイルス感染症の影響により社会保障費用が著しく増加した2020年度、2021年度に続く年であり、その変動の影響を受けている。新型コロナウイルス感染症対策に係る費用については、Ⅲに詳細を記述する。

1 社会支出（OECD基準）

(1) 社会支出の状況—前年度から減少（表1）

2022年度の社会支出の総額は142兆3,215億円で

あった。新型コロナウイルス感染症対策関係費の減少により、前年度と比べ6,683億円、0.5%の減少となった。対GDP比（国内総生産比）は25.12%であり、前年度に比べ0.70ポイント減少した。また、人口一人当たりの社会支出は113万9,100円であり、前年度に比べ300円、0.03%の減少となった。

(2) 政策分野別社会支出の状況—「保健」が増加、「積極的労働市場政策」「家族」が減少（表2）

2022年度の社会支出を政策分野別にみると、最も大きいのは「保健」の61兆9,775億円（総額に占める割合は43.5%）であり、次いで「高齢」の4兆8,973億円（同34.4%）、「家族」の1兆2,086億円（同7.9%）である。以下は順に、「障害、業務災害、傷病」（同4.9%）、「遺族」（同4.4%）、「他の政策分野」（同2.5%）、「積極的労働市場政策」（同1.2%）、「失業」（同0.7%）、「住宅」（同0.4%）となっている。「保健」と「高齢」の2分野で総額の78.0%を占めている。

前年度と比べて増加額が大きかった政策分野は「保健」（1兆4,565億円、2.4%増）、減少額が大きかった政策分野は、「積極的労働市場政策」（1兆

表1 社会支出

社会支出	2021年度	2022年度	対前年度	
			増減額・分	増減率（%）
総額（億円）	1,429,897	1,423,215	△ 6,683	△ 0.5
対GDP比（%）	25.83	25.12	△ 0.70	-
一人当たり（千円）	1,139.3	1,139.1	△ 0.3	△ 0.0

資料：GDPは、内閣府「2022年度（令和4年度）国民経済計算年次推計」、人口は、総務省統計局「人口推計—2022年10月1日現在」による。

¹⁾ 社会支出は、社会保障給付費と比べ、施設整備費や管理費など直接個人には帰着されない支出まで集計範囲に含んでいる。また、社会保障財源（ILO基準）、社会保障財源（EU基準）とは、社会保障給付、施設整備費や管理費などに充てられる財源である。各基準の定義及び含まれる費用については、国立社会保障・人口問題研究所（2024）37-58頁を参照。

²⁾ 公表の経緯等については、竹沢（2024）参照。

³⁾ 国立社会保障・人口問題研究所（2024）参照。同内容は研究所ホームページ及び政府統計の総合窓口（e-Stat）に全文掲載している。なお、社会保障費用統計では、集計範囲や集計項目の分類の妥当性を随時検証し、変更の必要があれば毎年の公表時にそれらを反映させている。その際には過去の数値についても適切な時点まで遡及修正している。「令和4年度社会保障費用統計」においても細かな変更を行い、それに伴い遡及修正も行っているため、時系列表などを参照する際には最新のもの（2025年度公表予定の「令和5年度社会保障費用統計」までは「令和4年度社会保障費用統計」）を参照されたい。

5,437億円、48.0%減）、「家族」（1兆1,808億円、9.5%減）である。「保健」の増加は主に、公的医療保険給付や新型コロナウイルス感染症対策関係費が増加したことによる。「積極的労働市場政策」の減少は、2020年度に大幅に増加した雇用調整助成金が、2021年度に引き続き2022年度も減少したことによる。「家族」の減少は、2021年度に1.7兆円を計上した子育て世帯等臨時特別支援事業費補助金（子育て世帯分）について、2022年度は前年度に支給が完了しなかった一部の自治体の支出分等が計上されているのみであり、同補助金の額が大幅に減少したことによる。

2 社会保障給付費（ILO基準）

（1）社会保障給付費の状況—前年度から減少（表3）

2022年度の社会保障給付費の総額は137兆8,337億円であった。新型コロナウイルス感染症対策関係費の減少により、前年度と比べ9,189億円、0.7%の減少となった。対GDP比は24.33%であり、前年度に比べ0.73%ポイント減少した。また、人口一人当たりの社会保障給付費は110万3,100円であり、前年度に比べ2,400円、0.2%の減少となった。

表2 政策分野別社会支出

社会支出	2021年度	2022年度	対前年度	
			増減額	増減率
	億円	億円	億円	%
合計	1,429,897 (100.0)	1,423,215 (100.0)	△ 6,683	△ 0.5
高齢	487,809 (34.1)	489,733 (34.4)	1,925	0.4
遺族	63,344 (4.4)	62,561 (4.4)	△ 783	△ 1.2
障害、業務災害、傷病	66,662 (4.7)	69,970 (4.9)	3,308	5.0
保健	605,210 (42.3)	619,775 (43.5)	14,565	2.4
家族	123,894 (8.7)	112,086 (7.9)	△ 11,808	△ 9.5
積極的労働市場政策	32,186 (2.3)	16,749 (1.2)	△ 15,437	△ 48.0
失業	13,015 (0.9)	10,383 (0.7)	△ 2,632	△ 20.2
住宅	6,397 (0.4)	6,279 (0.4)	△ 117	△ 1.8
他の政策分野	31,381 (2.2)	35,676 (2.5)	4,296	13.7

注1：（ ）内は構成割合である。

2：政策分野別社会支出の項目説明は、国立社会保障・人口問題研究所（2024）43-52頁を参照。

表3 社会保障給付費

社会保障給付費	2021年度	2022年度	対前年度	
			増減額・分	増減率（%）
総額（億円）	1,387,526	1,378,337	△ 9,189	△ 0.7
対GDP比（%）	25.06	24.33	△ 0.73	-
一人当たり（千円）	1,105.6	1,103.1	△ 2.4	△ 0.2

資料：GDPは、内閣府「2022年度（令和4年度）国民経済計算年次推計」、人口は、総務省統計局「人口推計—2022年10月1日現在」による。

(2) 部門別社会保障給付費の状況—「医療」が増加、「福祉その他」が減少(表4, 図1)

部門別社会保障給付費は、社会保障給付費を「医療」「年金」「福祉その他」に分けたものである。これはILO第18次調査の社会保障給付費収支表を基礎にしているが、分類は日本独自である。

2022年度の社会保障給付費を部門別にみると、「医療」が48兆7,511億円(総額に占める割合は35.4%),「年金」が55兆7,908億円(同40.5%),「福祉その他」が33兆2,918億円(同24.2%)である。前年度と比べ、「医療」は1兆3,306億円増加,「年金」は244億円減少,「福祉その他」は2兆2,251億円

表4 部門別社会保障給付費

社会保障給付費	2021年度	2022年度	対前年度	
			増減額	増減率
計	億円 1,387,526 (100.0)	億円 1,378,337 (100.0)	億円 △ 9,189	% △ 0.7
医療	474,205 (34.2)	487,511 (35.4)	13,306	2.8
年金	558,151 (40.2)	557,908 (40.5)	△ 244	△ 0.0
福祉その他	355,169 (25.6)	332,918 (24.2)	△ 22,251	△ 6.3
介護対策(再掲)	112,117 (8.1)	112,912 (8.2)	796	0.7

注1:()内は構成割合である。

2:部門別社会保障給付費の項目説明は、国立社会保障・人口問題研究所(2024)19頁,38頁を参照。

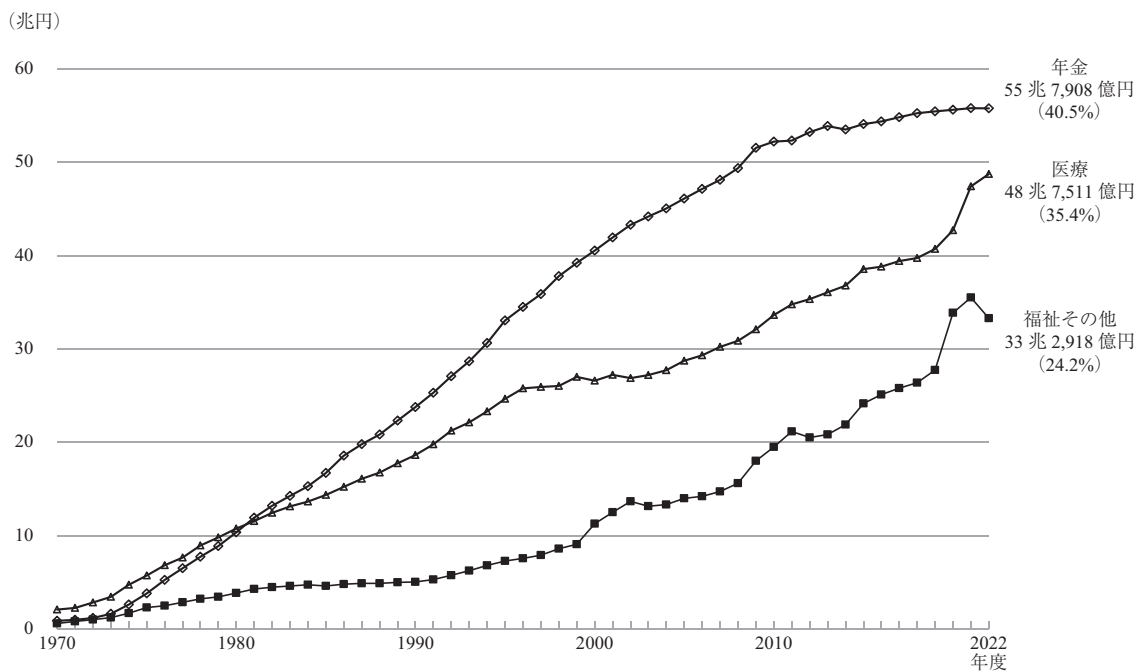


図1 部門別社会保障給付費の年次推移

減少しており、「医療」の増加、「福祉その他」の減少が大きかった。

① 医療

2022年度の「医療」は全体で1兆3,306億円増加し、対前年度比2.8%増となった。「医療」は2020年度（4.9%増）、2021年度（11.0%増）と全体の額が高く伸び、2022年度はそこからさらに伸びている。

2022年度の「医療」の増加は、公的医療保険給付や、新型コロナウイルス感染症対策関係費が増加したことによる。制度別にみると、「医療」の増加に主に寄与したのは、公的医療保険である後期高齢者医療制度（6,678億円増）、組合管掌健康保険（2,120億円増）、全国健康保険協会管掌健康保険（1,983億円増）と、公衆衛生（5,631億円増）である。

公的医療保険については、2020年度に新型コロナウイルス感染症の影響等による給付の減少があり、その反動が2021年度に引き続き2022年度もあったために、増加したと考えられる。また、新型コロナウイルス感染症の患者が増加したことも影響している⁴⁾。

公衆衛生の増加に主に寄与したのは、新型コロナウイルス感染症緊急包括支援交付金（医療分）（4,332億円増）、新型コロナウイルス感染症治療薬の確保（4,131億円増）、感染症予防事業費等負担金（感染症発生動向調査事業）（1,914億円増）、新型コロナウイルス感染症対応検査促進交付金（1,841億円増）である。新型コロナウイルス感染症の治療や検査に係る費用が「医療」の伸びにつながった。

② 年金

2022年度の「年金」は全体で244億円減少し、対前年度比0.04%減となった。近年の「年金」の伸びはおおむね1.0%未満であり、2022年度は年金額

の改定が賃金変動率により0.4%引き下げとなったこと等によって、微減となった。制度別にみると、減少が大きいのは厚生年金保険（381億円減）、戦争犠牲者（261億円減）、増加が大きいのは国民年金（551億円増）である。

厚生年金保険については、年金額が0.4%引き下げられたこと等により、老齢年金において平均年金月額が683円減少したことが全体の減少に影響している⁵⁾。戦争犠牲者に係る制度の支出は、遺族の減少により長期的に減少傾向にある。

国民年金については、年金額の改定率はマイナスであったものの、受給者数が増加したことで給付費総額が増加している⁶⁾。

③ 福祉その他

2022年度の「福祉その他」は全体で2兆2,251億円減少し、対前年度比6.3%減となった。「福祉その他」は2020年度（22.1%増）、2021年度（4.9%増）と全体の額が高い水準で推移しており、2022年度はそこから減少となる。ただし2019年度以前と比べると、「福祉その他」の額は高い水準に留まっている。制度別では、主に雇用保険（1兆5,128億円減）、社会福祉（6,917億円減）が「福祉その他」の減少に寄与した。

雇用保険の減少は、主に雇用調整助成金の減少（1兆3,903億円減）による。雇用調整助成金は、新型コロナウイルス感染症の影響を受けた事業主に対する特例措置等により2020年度に額が大幅に増加し、2021年度も高水準であったが、2022年度は支給決定件数が減少したことや、支給上限額が段階的に引き下げられたことから、支給総額が減少した。

社会福祉の増減に主に寄与したのは、子育て世帯等臨時特別支援事業費補助金（子育て世帯分）（1兆7,218億円減）、子育て世帯等臨時特別支援事業費補助金（住民税非課税世帯等分）（6,972億円

⁴⁾ 2023年9月1日に公表された「令和4年度 医療費の動向—MEDIAS—」の参考資料によれば、医療費が増加した理由には2020年度の減少の反動や、新型コロナウイルス感染症の患者が増えた影響等がある。なお、主傷病がCOVID-19であるレセプトを集計すると、2022年度で8,600億円程度になる（厚生労働省保険局「令和4年度医療費の動向—概算医療費の集計結果—」2頁）。

⁵⁾ 老齢年金の平均月額については厚生労働省年金局「令和4年度厚生年金保険・国民年金事業の概況」8頁を参照。

⁶⁾ 国民年金について、受給者数は対前年度比で0.1%の増加、給付費（基礎年金勘定）は0.4%の増加となっている（社会保障審議会年金数理部会「公的年金財政状況報告—令和4（2022）年度—」130頁、203頁）。

減)、生活支援臨時特別事業費補助金(8,192億円増(新規))である。2022年度は物価高騰に伴う低所得世帯への生活支援臨時特別事業費補助金の新規支給があったものの、前年度に大部分が支給された子育て世帯等臨時特別支援事業費補助金の減少分が大きく、社会福祉全体では減少となった。

最後に、「福祉その他」の中で再掲している「介護対策」⁷⁾は、0.7%の伸びとなった。「介護対策」の増加は、そのうち97.9%(2022年度)を占める介護保険が増加したことによる(681億円増)。

3 社会保障財源 (ILO基準) (表5)

2022年度の社会保障財源の総額は152兆9,922億円で、前年度に比べ10兆3,986億円、6.4%の減少となった。大項目別にみると、「社会保険料」が77兆2,894億円で、総額の50.5%を占める。次に「公費負担」が64兆2,172億円で、総額の42.0%を占めて

いる。

前年度と比べて減少額が大きかったのは、「資産収入」(8兆6,782億円、60.0%減)、「国庫負担」(2兆4,693億円、5.2%減)である。「資産収入」の減少は、年金積立金の運用実績が前年度と比べて減少したことによる。「国庫負担」の減少は、新型コロナウイルス感染症対策に係る国庫からの支出が減少したことが大きい。

(1) 社会保険料

① 被保険者拠出

2022年度の「被保険者拠出」は全体で8,769億円増加し、対前年度比2.2%増となった。制度別にみると、厚生年金保険で3,524億円、雇用保険で1,940億円増加している。

厚生年金保険における被保険者拠出の増加は、被保険者数の増加、一人当たり標準報酬額の増加

表5 項目別社会保障財源

社会保障財源	2021年度	2022年度	対前年度	
			増減額	増減率
計	億円 1,633,908 (100.0)	億円 1,529,922 (100.0)	億円 △ 103,986	% △ 6.4
社会保険料	755,227 (46.2)	772,894 (50.5)	17,667	2.3
被保険者拠出	397,852 (24.3)	406,621 (26.6)	8,769	2.2
事業主拠出	357,375 (21.9)	366,273 (23.9)	8,898	2.5
公費負担	660,599 (40.4)	642,172 (42.0)	△ 18,427	△ 2.8
国庫負担	477,765 (29.2)	453,073 (29.6)	△ 24,693	△ 5.2
他の公費負担	182,834 (11.2)	189,100 (12.4)	6,266	3.4
資産収入	144,605 (8.9)	57,823 (3.8)	△ 86,782	△ 60.0
その他	73,477 (4.5)	57,033 (3.7)	△ 16,443	△ 22.4

注1: () 内は構成割合である。

2: 「資産収入」については、公的年金制度等における運用実績により変動することに留意する必要がある。また、「その他」は積立金からの受入等を含む。

⁷⁾ 「介護対策」には、介護保険給付のほか、生活保護の介護扶助、原爆被爆者に対する介護保険の一部負担金の助成及び介護休業給付が含まれる。

などによる⁸⁾。雇用保険における被保険者抛増の増加は、新型コロナウイルス感染症の影響に伴う特例措置を実施した雇用調整助成金の支出増による雇用保険財政の逼迫を背景に、保険料率が引き上げられたことなどによる。なお、労働者負担の保険料率は2022年10月より0.2%引き上げられている。

② 事業主抛増

「事業主抛増」は全体で8,898億円増加し、対前年度比2.5%増となった。制度別にみると、厚生年金保険で3,524億円、雇用保険で2,913億円増加している。

厚生年金保険の保険料は労使折半であるため、事業主抛増の増加要因は、被保険者抛増の増加の要因と同じである。雇用保険における事業主抛増の増加は、被保険者抛増の増加の要因と同じく、主に雇用保険財政の逼迫を背景とした保険料率の引き上げによる。ただし、事業主負担の保険料率は2022年4月に0.05%、同年10月に0.2%の二段階で引き上げられている。

(2) 公費負担

① 国庫負担

「国庫負担」は全体で2兆4,693億円減少し、対前年度比5.2%減となった。制度別にみると、雇用保険で1兆5,048億円、社会福祉で8,018億円減少している。

雇用保険における国庫負担の減少は、雇用調整助成金に充当するための国庫からの支出が減少したことによる。新型コロナウイルス感染症の影響で2020年度より大幅に増加した雇用調整助成金の費用について、2021年度は実質的に一般会計がその財源となったが、2022年度は雇用調整助成金の費用が減少し、国庫負担も減少した。

社会福祉における国庫負担の減少は、子育て世

帯等臨時特別支援事業費補助金（子育て世帯分・住民税非課税世帯等分）の減少が影響している。

以上、「国庫負担」の減少は、主として新型コロナウイルス感染症対策関係費が要因となっている。新型コロナウイルス感染症対策ではない事業で増減に寄与したものとしては、生活支援臨時特別事業費補助金（8,192億円増（新規））、子どものための教育・保育給付交付金（1,836億円増）の増加があるが、それを上回る新型コロナウイルス感染症対策関係費の減少があり、全体では減少している。

② 他の公費負担

「他の公費負担」とは、①国の制度等に基づいて地方公共団体が負担しているもの、②地方公共団体の義務的経費に付随して、地方公共団体が独自に負担をしているもの、である⁹⁾。

「他の公費負担」は、社会福祉（3,307億円増）、公衆衛生（1,145億円増）、後期高齢者医療制度（1,054億円増）等で増加した結果、全体で6,266億円の増加（対前年度比3.4%増）となった。

社会福祉における他の公費負担の増加は、保育サービスや障害福祉サービスなど、既存の社会保障制度における増加の地方負担分が、増加として現れている。公衆衛生における他の公費負担の増加は、主に新型コロナウイルス感染症の影響により感染症発生動向調査事業費が増加し、地方負担が増加したことによる。後期高齢者医療制度における他の公費負担の増加は、高齢化に伴う医療費増大や被保険者数の増加が影響していると考えられる¹⁰⁾。

なお、新型コロナウイルス感染症対策関係費の大部分は国の負担であるため、地方負担への影響は相対的に小さい。「他の公費負担」の増加は、既存の社会保障制度における地方負担の増加分と、一部に新型コロナウイルス感染症対策関係費の増

⁸⁾ 社会保障審議会年金数理部会「公的年金財政状況報告—令和4（2022）年度—」186頁。

⁹⁾ ILO基準社会保障財源の「他の公費負担」では、原則として①と②の事業を計上しているが、認可外保育所等の一部の就学前教育・保育に係る事業及び公費負担医療給付分については、従来から法令の義務づけを問わず計上してきた経緯を踏まえ、例外的に計上している。

¹⁰⁾ 後期高齢者医療制度について、平均被保険者数は対前年度比で3.2%の増加、一人当たり医療費は1.2%の増加となっている（厚生労働省保険局調査課「後期高齢者医療事業状況報告—事業概況」表1、表6）。

加分が現れていると考えられる。

(3) 資産収入

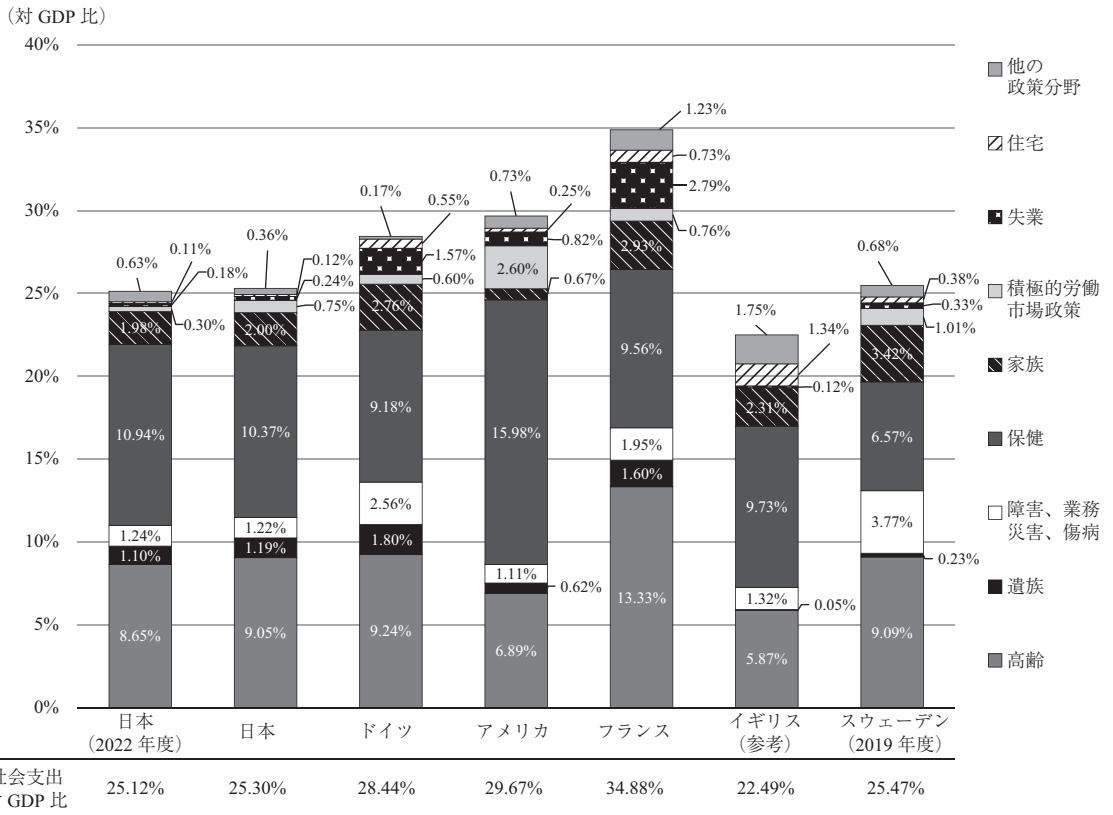
「資産収入」は、2022年度の年金積立金の運用実績が2021年度よりも低かったため¹¹⁾、全体として8兆6,782億円の減少（対前年度比60.0%減）となった。

(4) その他

「その他」は全体で1兆6,443億円減少し、対前年度比22.4%減となった。制度別にみると、雇用保険で1兆5,252億円減少している。雇用保険における減少は、積立金からの受入が減少したことによる。

4 社会支出の国際比較 (図2)

図2は日本を含めた主要6か国の政策分野別社会



注：イギリスは、欧州連合からの離脱に伴い、2019年度以降のデータソース等が変更されており留意が必要であるため、参考値として掲載。2020年度は「積極的労働市場政策」の数値が公表されていない。

資料：諸外国の社会支出は、OECD Social Expenditure Database (2024年6月20日時点OECD事務局提供の暫定値)による。国内総生産については、日本は内閣府「2022年度(令和4年度)国民経済計算年次推計」、諸外国はOECD Social Expenditure Reference Series (2024年6月20日時点)による。諸外国の社会支出は各国の社会保障会計年度値が用いられることに合わせ、国内総生産も社会保障会計年度ベースに調整されている。イギリスは4月～3月、アメリカは10月～9月、その他の国は1月～12月の値。

図2 政策分野別社会支出の国際比較 (対GDP比) (2020年度)

¹¹⁾ 年金積立金の運用実績について、2018年度から2022年度の収益率は、厚生年金保険では、1.43%、△5.00%、23.96%、5.16%、1.42%、国民年金では、1.46%、△5.07%、24.39%、5.23%、1.43%と推移している(厚生労働省「年金積立金の運用状況について」)。

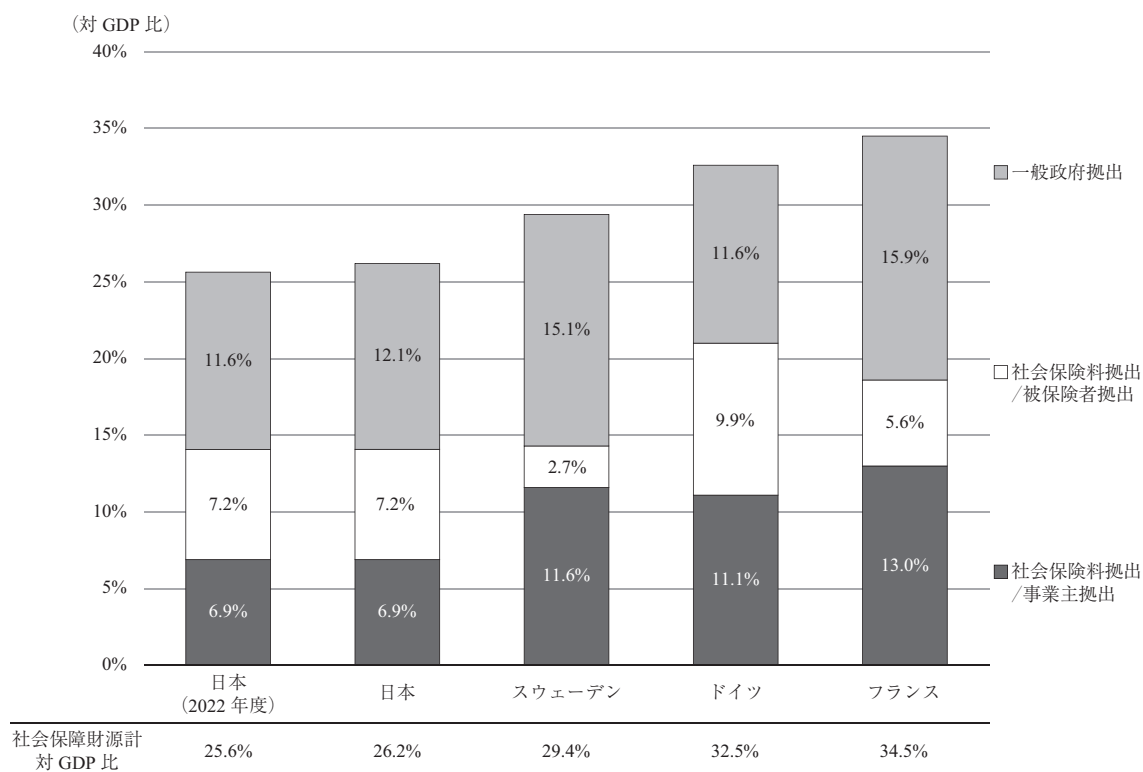
支出（対GDP比）である。諸外国の社会支出を対GDP比でみると、2020年度時点で日本は、フランス、アメリカ、ドイツと比較すると小さくなっている¹²⁾。スウェーデンについては、新型コロナウイルス感染症の拡大が本格化する前の2019年度の数値が最新値であるため、比較を行う際には注意が必要である。

5 社会保障財源（EU基準）¹³⁾の国際比較（図3）

図3は日本を含めた主要4か国の社会保障財源

（対GDP比）である。諸外国の社会保障財源を対GDP比でみると、2021年度時点で日本は、フランス、ドイツ、スウェーデンよりも小さくなっている。

項目別にみると、フランス、ドイツ、スウェーデンと比較した場合、日本は「社会保険料拠出」のうち「事業主拠出」が小さく、「被保険者拠出」（被用者、自営業者・年金生活者その他の計）がドイツに次いで大きい。「一般政府拠出」は、フランス、スウェーデンより小さい。



注：社会保障財源のうち、「他の収入」（公的年金の運用収入等）を除外して国際比較を行っている。

資料：諸外国の対国内総生産比は、EUROSTAT ESSPROS Database（2024年5月27日時点）による。日本の国内総生産は内閣府「2022年度（令和4年度）国民経済計算年次推計」による。

図3 社会保障財源（EU基準）の国際比較（対GDP比）（2021年度）

¹²⁾ 5か国の社会支出値の出所であるOECD社会支出データベースは、原則として2年おきにt-3年度（tとは、OECDデータベースの更新作業が行われた年度を表す。）まで更新され、次回は2024年末～2025年初め頃に、2021年度分まで更新予定となっている。そのため、「令和4年度社会保障費用統計」集計時点においては、OECD事務局より提供を受けた暫定値（2019年度または2020年度）を利用した。

¹³⁾ 社会保障財源（EU基準）とは、社会保障給付、施設整備費や管理費などに充てられる財源。詳細は、国立社会保障・人口問題研究所（2024）39頁、58頁を参照。

Ⅲ 新型コロナウイルス感染症対策に係る費用の影響等についての補足

前節で述べたように、「令和4年度社会保障費用統計」の集計結果については、2020年度、2021年度に引き続き、新型コロナウイルス感染症対策に係る費用の影響が見られた。そこで本節では、「令和4年度社会保障費用統計」の集計方法や集計結果に対する新型コロナウイルス感染症に係る事業等の影響に関して、特に補足すべき事項として、新型コロナウイルス感染症対策に係る費用の動向、家族関係社会支出の動向、緊急小口資金等特例貸付事業（償還免除分）に係る費用の計上について解説することとする。

1 社会保障費用統計に含まれる新型コロナウイルス感染症対策に係る主な事業等の費用（表6）

社会保障費用統計においては、新型コロナウイルス感染症対策に係る事業等の費用のうち、国際基準に沿って集計対象となるものを計上している。社会支出（OECD基準）及び社会保障給付費（ILO基準）のそれぞれについて、集計対象とした主な施策・事業と費用は表6のとおりである。

以下では2022年度の費用の動向を中心に記述するが、2022年度は新型コロナウイルスのオミクロン株による第7波、第8波の流行があり、感染者数、死亡者数ともに過去最多を更新している。一方で、政府は第7波の始まった2022年7月、新たな行動制限を行わずに新型コロナウイルスと併存しながら平時への移行を進める方針を示し¹⁴⁾、社会経済活動の正常化が徐々に図られていった年でもある。これらの状況が、2022年度の新型コロナウイルス感染症対策に係る費用の動向に影響を与えている。

新型コロナウイルス感染症対策に係る事業等の費用を2022年度の額でみると、最も大きいのは「新型コロナウイルス感染症緊急包括支援交付金（医療分）」の3兆3,330億円であり、前年度と比べて4,332億円増加している。事業内容には、重点医療機関等の病床確保や宿泊療養施設確保の支援、感染症患者受入れに係る医療機関等の設備や人材確保支援などが含まれる。また、表内の「新型コロナウイルス感染症治療薬の確保」（6,958億円）、「感染症予防事業費等負担金（感染症発生動向調査事業）」（4,621億円）、「新型コロナウイルス感染症対応検査促進交付金」（1,881億円）なども前年度から額が増加している。2022年度は新型コロナウイルス感染症の感染者数、死亡者数ともに過去最多を更新しており¹⁵⁾、治療や検査に係るこれらの費用の増加が、政策分野別社会支出における「保健」、部門別社会保障給付費における「医療」の増加に寄与した。なお、同じ「保健」分野でも、ワクチン関連費用である「新型コロナウイルスワクチン接種体制確保事業費臨時補助金」（5,754億円）、「新型コロナウイルスワクチン接種対策費負担金」（4,370億円）、「ワクチン購入・流通費用（各年度接種済み相当分）」（3,794億円）¹⁶⁾は、前年度からワクチン接種回数が減少したため額が減少している¹⁷⁾。

そのほか、2022年度の社会保障費用の増減に対する影響が大きかった項目として、「雇用調整助成金」（7,856億円）と「子育て世帯等臨時特別支援事業費補助金（子育て世帯分）」（264億円）が挙げられる。雇用調整助成金制度においては、2020年度より新型コロナウイルス感染症の影響を受けた事業主に対する特例措置が実施され、高い水準の支出が続いていたが、2022年度は支給決定件数が減少したことや、経過措置で支給上限額が引き下げられたことによって支給総額が減少し、全体で1兆3,903億円の減少となっている。また、子育て

¹⁴⁾ 新型コロナウイルス感染症対策本部「新型コロナウイルス感染症対策の基本的対処方針（令和4年7月15日変更）」。

¹⁵⁾ 第7波では新規陽性者数261,735人、死亡者数350人、第8波では新規陽性者数246,221人、死亡者数491人に達した。感染者数厚生労働省「データからわかる—新型コロナウイルス感染症情報—」（<https://covid19.mhlw.go.jp/>）に掲載の新規陽性者数の推移（日別）及び死亡者数の推移を参照。

世帯等臨時特別支援事業費補助金（子育て世帯分）は、0歳から高校3年生の子どもに一人当たり10万円相当の給付（年収960万円以上の世帯を除く）を行うことを内容とし、2021年度に新規実施された事業であるが、大部分の支給は2021年度内に完了しており、2022年度は前年度と比べて1兆7,218億円の減少となっている。これらの費用の減少が、部門別社会保障給付費においては「福祉その他」の減少、政策分野別社会支出においてはそれぞれ、雇用調整助成金は「積極的労働市場政策」の減少、子育て世帯等臨時特別支援事業費補助金（子育て世帯分）は「家族」の減少に寄与した。

最後に、各年度における新型コロナウイルス感染症対策関係費の全体の推移について、仮に表6に記載している事業の費用を足上げると、2020年度は約7.6兆円、2021年度は約12.0兆円、2022年度は約8.5兆円となる。表6は主な事業のみを記載したものであり、足上げた額が新型コロナウイルス感染症対策関係費の総額とはならない点に注意が必要であるが¹⁶⁾、大きな傾向としては、2020年度、2021年度に増加した新型コロナウイルス感染症対策関係費が、2022年度は減少に転じている。これが2022年度における社会保障費用全体の減少の要因となっている。

2 家族関係社会支出の動向及び遡及修正

家族関係社会支出（政策分野別社会支出における「家族」）の近年の推移をみると、2020年度が10

兆7,536億円（対GDP比2.00%）、2021年度が12兆3,894億円（同2.24%）、2022年度が11兆2,086億円（同1.98%）となっている。2021年度から2022年度にかけ、家族関係社会支出の額及び対GDP比が大きく減少しているが、これは既述のとおり、子育て世帯等臨時特別支援事業費補助金（子育て世帯分）の減少によるものである。新型コロナウイルス感染症対策関係費以外の主な事業等の費用について近年の推移をみると、子どものための教育・保育給付交付金は2020年度が2兆6,362億円、2021年度が2兆7,423億円、2022年度が3兆1,094億円と増加傾向に、児童手当（公務員以外）は2020年度が1兆8,331億円、2021年度が1兆7,932億円、2022年度が1兆7,172億円と微減傾向にある。

なお、2021年度の子育て世帯等臨時特別支援事業補助金（子育て世帯分、住民税非課税世帯等分）については、「令和4年度社会保障費用統計」において遡及修正を行っている。同補助金は、①子育て世帯分（児童を養育している者の年収が960万円以上の世帯を除き、0歳から高校3年生の子どもに一人当たり10万円相当の給付）、②住民税非課税世帯等分（住民税非課税世帯等に対して1世帯当たり10万円の現金を給付）から構成されるものである。OECD基準上、①は政策分野別社会支出の「家族」、②は「他の政策分野」に該当するが、「令和3年度社会保障費用統計」（2023年8月4日公表）の取りまとめ時にはこれらの内訳が得られなかったため、同補助金の主たる事業目的を勘案し、全額を「家族」に計上した。「令和4年度社会

¹⁶⁾ 社会保障費用統計では、SHA基準のCOVID-19ガイドラインに基づき、各年度に接種された新型コロナウイルスワクチンの費用を当該年度に計上している。2022年度接種済み相当分のワクチン購入・流通費用については、新型コロナウイルスワクチンの2020～2022年度の総契約数量に対する予算措置額（2,878,600百万円）と、それに対応する接種回数（9億7,200万回）から算出される単価（2,962円）を、2022年度の接種回数（1億2,812万回）に乗じた金額（379,443百万円）を計上している。予算措置額とそれに対応する接種回数については、財政制度等審議会財政制度分科会（2022年4月13日、2023年11月1日）の資料による。2022年度の接種回数については、厚生労働省「新型コロナワクチンの接種回数について（令和6年4月1日公表）」（https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kenkou_iryuu/kenkou/kekaku-kansenshou/yobou-sesshu/syukeihou_00002.html（2024年6月21日最終確認））に掲載の公表日別の実績による。

¹⁷⁾ 2021年度の接種回数は2億5,408万回、2022年度の接種回数は1億2,812万回である。注15及び国立社会保障・人口問題研究所 社会保障費用プロジェクト（2023）「令和3（2021）年度社会保障費用統計—概要と解説—」、『社会保障研究』, Vol.8, No.3, 373頁を参照。

¹⁸⁾ 表6に記載したものの以外にも、既存の施策・事業の中で実施されている新型コロナウイルス感染症対策に係る費用や、より少額の施策・事業等がある。

表6 社会保障費用統計に含まれる新型コロナウイルス感染症対策に係る主な事業等の費用

主な施策・事業	額（億円）			社会支出の区分	社会保障給付費の区分
	2022年度	2021年度	2020年度		
新型コロナウイルス感染症緊急包括支援交付金（医療分）	33,330	28,998	24,677	保健	医療
雇用調整助成金	7,856	21,759	29,798	積極的労働 市場政策	福祉その他
新型コロナウイルス感染症治療薬の確保	6,958	2,827	363	保健	医療
新型コロナウイルスワクチン接種体制確保事業費臨時補助金	5,754	7,342	336	保健	医療
子育て世帯等臨時特別支援事業費補助金（住民税非課税世帯等分）	4,653	11,625	-	他の政策分野	福祉その他
感染症予防事業費等負担金（感染症発生动向調査事業）	4,621	2,707	1,029	保健	医療
新型コロナウイルスワクチン接種対策費負担金	4,370	6,558	0	保健	医療
ワクチン購入・流通費用（各年度接種済み相当分）	3,794	6,924	23	保健	医療
緊急小口資金等特例貸付事業（償還免除分）	3,179	3	0	他の政策分野	福祉その他
新型コロナウイルス感染症対応検査促進交付金	1,881	40	-	保健	医療
新型コロナウイルス感染症セーフティネット強化交付金（低所得の子育て世帯に対する子育て世帯生活支援特別給付金）	1,551	1,878	-	家族	福祉その他
検疫所における検疫・検査体制の強化	1,303	1,543	439	保健	医療
新型コロナウイルス感染症患者の入院医療費等の公費負担	1,103	646	222	保健	医療
新型コロナウイルス感染症抗原定性検査キットの確保	1,069	284	0	保健	医療
新型コロナウイルス感染症対応休業支援金・給付金	815	1,944	885	失業	福祉その他
緊急雇用安定助成金	661	2,064	2,107	積極的労働 市場政策	福祉その他
新型コロナウイルス感染症セーフティネット強化交付金	560	710	0	他の政策分野	福祉その他
新型コロナウイルス感染症による小学校休業等対応助成金・支援金	449	105	575	家族	福祉その他
医療用物資の備蓄等事業	326	482	3,570	保健	医療
新型コロナウイルス感染症医療提供体制確保支援補助金	310	3,485	2,677	保健	医療
子育て世帯等臨時特別支援事業費補助金（子育て世帯分）	264	17,481	-	家族	福祉その他
住居確保給付金	140	233	433	住宅	福祉その他
新型コロナウイルス感染症緊急包括支援交付金（介護分）	-	57	4,153	保健	福祉その他 （介護対策）
新型コロナウイルス感染症緊急包括支援交付金（児童福祉施設等分）	-	0	464	家族	福祉その他
ひとり親世帯臨時特別給付金	-	-	1,802	家族	福祉その他
子育て世帯臨時特別給付金	-	-	1,495	家族	福祉その他
新型コロナウイルス感染症緊急包括支援交付金（障害分）	-	-	1,271	障害、業務災害、 傷病	福祉その他

注1：主な施策・事業の費用には、新型コロナウイルス感染症対策以外の施策に係る費用が一部含まれる場合がある。

2：額の表章について、「0」は5千万円未満、「-」は当該年度に事業の実施がないことを表している。数値は四捨五入。

備考：新型コロナウイルス感染症対策に係る主な事業のうち、特別定額給付金、新型コロナウイルス感染症対策中小企業等持続化給付金、新型コロナウイルス感染症対応地方創生臨時交付金（検査促進交付金以外）等は、社会保障費用統計に含まれていない。

保障費用統計」においては、2021年度及び2022年度の内訳が得られたため、2021年度の住民税非課税世帯等分（1兆1,625億円）について、社会支出の区分を「家族」から「他の政策分野」に変更している。これに伴い、2021年度の家族関係社会支出の対GDPは、修正前の2.46%から修正後の2.24%に更新されている。

3 緊急小口資金等特例貸付事業（償還免除分）の計上

緊急小口資金等の特例貸付は、新型コロナウイルス感染症の影響により収入が減少した世帯の資金需要に対応するために2020年3月より実施された特例措置であるが、社会保障費用統計においては、OECD基準上、貸付金は計上対象に含まれず、償還免除となった場合のみ給付として計上対象に含まれるため、これまで同事業は計上対象外となっていた。しかし、特例貸付の貸付金の償還が

2023年1月に始まったことから、「令和4年度社会保障費用統計」において償還免除分の計上を開始し、免除が決定された年度に免除額を計上した。緊急小口資金等特例貸付事業（償還免除分）の2022年度の額は3,179億円となっている。

参考文献

国立社会保障・人口問題研究所（2024）『令和4年度社会保障費用統計』（[https:// www.ipss.go.jp/ ss-](https://www.ipss.go.jp/ss-cost/)

[cost/ j/ fsss-R04/ fsss_R04.html](https://www.ipss.go.jp/ss-cost/j/fsss-R04/fsss_R04.html)）。

竹沢純子（2024）「社会保障費用統計におけるEU基準社会保障財源表の公表開始について」、『社会保障研究』, Vol.8, No.4, pp.528-535 ([https:// www.ipss.go.jp/ ss-cost/ j/ journal/ kikan-2021_jouhou.pdf](https://www.ipss.go.jp/ss-cost/j/journal/kikan-2021_jouhou.pdf))。

（やの・まさえ）

（たけざわ・じゅんこ）

（くろだ・あしや）

（よこやま・まき）

（かさい・なお）

Financial Statistics of Social Security in Japan, Fiscal Year 2022

National Institute of Population and Social Security Research
Project Team for Financial Statistics of Social Security*

Abstract

The total amount of Social Expenditure in FY 2022 was 142,321.5 billion yen, a decrease of 668.3 billion yen from the previous fiscal year, and a decrease of 0.70 percentage points as a percentage of the Gross Domestic Product (GDP). Among the nine policy areas of Social Expenditure, the area with the largest increase from the previous fiscal year was Health (an increase of 1,456.5 billion yen), while the areas with the largest decreases were Active Labour Market Programmes (a decrease of 1,543.7 billion yen) and Family (a decrease of 1,180.8 billion yen).

The total amount of Social Benefit in FY 2022 was 137,833.7 billion yen, a decrease of 918.9 billion yen from the previous fiscal year, and a decrease of 0.73 percentage points as a percentage of GDP. Among the three categories of Social Benefit, Medical Care increased by 1,330.6 billion yen from the previous fiscal year, Pensions decreased by 24.4 billion yen, and Welfare and Others decreased by 2,225.1 billion yen. The decrease in Welfare and Others and the increase in Medical Care were the largest.

Social Security Revenue in FY 2022 amounted to 152,992.2 billion yen, a decrease of 10,398.6 billion yen from the previous fiscal year. Among the sources of revenue, the largest decreases from the previous year were in Income from Capital (down 8,678.2 billion yen) and State Contribution (down 2,469.3 billion yen).

In FY 2022, expenses on COVID-19 related measures, which had increased in FY 2020 and 2021, began to decrease, resulting in a decrease in Social Expenditure and Social Benefit.

Keywords : Social Expenditure, Social Benefit, Social Security Revenue, OECD, ILO, EU

* YANO Masae, Director, National Institute of Population and Social Security Research
TAKEZAWA Junko, Senior Researcher, same as above
KURODA Ashiya, Senior Researcher, same as above
YOKOYAMA Maki, Researcher, same as above
KASAI Nao, Researcher, same as above

情報（所内研究報告（社会保障））

「将来世代の公的年金資産形成の実態把握とその背景にある
就業・家族形成行動との関連の分析」について

佐藤 格*

Ⅰ はじめに

日本において、おおむね1993～2004年の期間に学校卒業期を迎えた世代は、新卒時の採用が絞られたことから「就職氷河期世代」と呼ばれ、非正規雇用など本意な職を選ばざるを得なかった者が多いとされている。当該世代に関しては、太田・玄田・近藤（2007）などによって、初職時の状況が中年期まで持続的な影響を及ぼすという世代効果が指摘されているほか、辻（2018）の推計によれば、就職氷河期世代がこのまま高齢化すると、潜在的な老後生活困窮者は就職氷河期世代人口の2.9%に相当する49.9万人となり、潜在的生活保護受給累計額は約10兆円に上ると言われている。

高齢期における生計費の原資を見ると、高齢世帯の所得に占める公的年金の割合は62.8%（2022年国民生活基礎調査）であり、2002年の69.8%と比べて約7%ポイント低下している。つまり、老後生計費の原資として公的年金に対する依存度は低下しているといえる。他方、財産所得や仕送り、私的年金等の若年期における自らの資産形成によるものが高齢期の所得に占める割合は11.4%（2022年同調査）となっている。しかし、自らの資産形成に頼れない者については、公的年金依存の可能性は高まっている可能性がある。

就職氷河期世代はライフサイクルにわたる就業状態について、初職で貰った影響を長期に受けている可能性があり、それが資産蓄積や就業・家族形成行動に影響を及ぼす可能性もある。それゆ

え、引退期のさまざまな行動にも世代効果が及ぶかを明らかにすることは、学術的に非常に重要な論点である。

本研究は、就職氷河期及びその前後の世代に対して複数年にわたる追跡調査を行うことで、これらの世代の年金資産の蓄積や、その背後にある就業や家族形成行動を明らかにし、氷河期世代を始めとする将来世代の正規雇用化や就業継続、家族や親族の間での助け合いを促し、生活保護受給者増を防ぐための施策に資する基礎的な資料の作成を目的としている。

Ⅱ 研究の実施状況

2022年度に委託によりパイロット調査を実施したのち、2023年度においても委託による本調査を行った。本委託調査は株式会社アダムスコミュニケーションが2024年3月1日～3月11日に調査モニターに参加する30～59歳の男女3,596名を対象者として実施したものであり、ねんきん定期便の情報の転記をはじめ、資産の蓄積状況や老後の不安等についてのアンケートを行っている。なお、サンプルは2022年10月時点の性・年齢別人口の推定値における比率と整合的になるように設定されている。これにより、ある年齢における年金資産の蓄積状況の分布などについての情報が得られることが最大の特徴である。

Ⅲ 研究成果と今後の展開

本研究班での調査データの分析から、(1) 若年

* 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障基礎理論研究部 第1室長

表1 性別世代別転職回数

性別	世代	転職回数	obs.	比率
男性	30歳代	1回のみ	214	48.9%
	30歳代	2回	113	25.8%
	30歳代	3回以上	111	25.3%
	40歳代	1回のみ	318	54.0%
	40歳代	2回	153	26.0%
	40歳代	3回以上	118	20.0%
	50歳代	1回のみ	415	64.8%
	50歳代	2回	133	20.8%
女性	50歳代	3回以上	92	14.4%
	30歳代	1回のみ	192	43.3%
	30歳代	2回	112	25.3%
	30歳代	3回以上	139	31.4%
	40歳代	1回のみ	231	38.4%
	40歳代	2回	174	29.0%
	40歳代	3回以上	196	32.6%
	50歳代	1回のみ	305	46.4%
50歳代	2回	163	24.8%	
50歳代	3回以上	190	28.9%	

出所：中田大悟（2024）「氷河期世代の資産蓄積，金融リテラシーおよび社会資本」，第81回日本財政学会報告資料。

表2 初職が不本意であったか否かと持ち家居住であるかのクロス表（男性）

	人数（人）			比率（%）		
	持ち家以外	持ち家	合計	持ち家以外	持ち家	合計
不本意でなかった	267	557	824	32.40	67.60	100.00
不本意	156	221	377	41.38	58.62	100.00
合計	423	778	1,201	35.22	64.78	100.00

Pearson chi2(2) 9.135

p<0.05

表3 初職が不本意であったか否かと持ち家居住であるかのクロス表（女性）

	人数（人）			比率（%）		
	持ち家以外	持ち家	合計	持ち家以外	持ち家	合計
不本意でなかった	319	552	871	36.62	63.38	100.00
不本意	129	201	330	39.09	60.91	100.00
合計	448	753	1,201	37.30	62.70	100.00

Pearson chi2(2) 0.623

p=0.43

出所：泉田信行（2024）「持ち家取得への年齢効果と世代効果：氷河期世代に着目して」，生活経済学会第40回研究大会報告資料。

世代ほど転職している回数が多い傾向（表1），（2）男性については，初職が不本意でなかった者の方が持ち家比率が高い傾向（表2，3），（3）初職が不本意であった者の割合が有意に高く，特に女性で正規雇用で就くまでの年数が有意に長い傾向（表

4），（4）老後の資産として公的年金以外も必要と思う者の数は多かったが，実際の資産形成はどの世代も順調には進んでいない傾向（表5，6），（5）正規雇用の代理変数としての厚生年金被保険者期間割合で見ると，厚生年金被保険者期間割合が高

表4 氷河期世代と他の世代の平均値の差

変数名	男性						女性			
	氷河期前	平均値		差の検定 (p-value)		氷河期前	平均値		差の検定 (p-value)	
		氷河期	氷河期後	氷河期と 氷河期前	氷河期と 氷河期後		氷河期	氷河期後	氷河期と 氷河期前	氷河期と 氷河期後
初職が不本意	2.233	2.556	2.361	***	***	2.195	2.495	2.318	***	***
正規雇用に就くまでの年数	2.256	2.423	2.000			2.371	4.834	2.876	***	***
希望の職に就くまでの年数	2.835	3.337	1.748		***	2.881	2.708	1.637		***
未婚ダミー	0.331	0.443	0.598	***	***	0.237	0.326	0.439	***	***
有子ダミー	0.479	0.458	0.333		***	0.576	0.456	0.430	***	
子ども数	0.856	0.937	0.692		***	1.022	0.828	0.805	***	
結婚年齢	31.401	30.668	28.884		***	28.549	29.930	27.993	***	***
第一子出生時年齢	32.019	31.781	28.101		***	28.659	30.137	28.582	***	***
親と同居ダミー	0.210	0.265	0.362		***	0.177	0.228	0.270		
キャリアラダー	5.660	5.749	6.264		***	5.120	5.685	5.962	***	
主観的健康度	6.070	6.185	6.421			6.263	6.322	6.432		
老後資金の準備割合	39.551	32.080	29.962	***		36.661	31.211	25.418	***	***

出所：岡庭英重（2024）「初職の不利と将来の生活状況に関する一考察」，第149回社会政策学会報告資料。

表5 年齢別公的年金以外で老後のために資産（貯蓄など）形成の必要性（人）

	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳	50～54歳	55～59歳	合計
強くそう思う	154	177	222	291	354	296	1494
ある程度そう思う	112	146	181	199	202	187	1027
どちらともいえない	151	152	134	160	139	126	862
あまりそう思わない	28	30	30	26	18	12	144
そう思わない	9	10	12	11	18	9	69
合計	454	515	579	687	731	630	3596

出所：SATO Itaru（2024）“An analysis of the impact of differences in employment status on future asset formation and measures to address this issue”，2024 EASP/FISS Joint Conference.

表6 年齢階級別資産形成の進捗状況（人）

資産形成の進捗\年齢	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳	50～54歳	55～59歳
0～10%	68	65	75	101	112	86
10～20%	15	25	30	25	28	23
20～30%	9	12	9	10	17	21
30～40%	5	9	7	9	12	18
40～50%	2	4	1	4	1	2
50～60%	12	6	14	13	19	19
60～70%	0	0	2	2	3	1
70～80%	1	0	4	2	2	3
80～90%	2	1	0	2	5	1
90～100%	0	1	0	0	0	0
100%～	2	2	5	5	6	12
合計	116	125	147	173	205	186

注：進捗状況の定義：自身が必要と考える老後のための資産額のうち、現在備えている金額の割合。

出所：SATO Itaru（2024）“An analysis of the impact of differences in employment status on future asset formation and measures to address this issue”，2024 EASP/FISS Joint Conference.

表7 厚生年金被保険者期間割合別資産形成の進捗状況 (%)

厚生年金 被保険者期間割合	資産形成の 進捗状況	0%	~20%	~40%	~60%	~80%	~100%
0~10%		43.9	38.1	35.1	30.5	24.0	21.9
10~20%		12.5	13.0	16.8	15.4	17.3	13.0
20~30%		7.4	8.4	10.1	9.7	10.3	10.2
30~40%		5.4	6.8	8.9	8.7	8.3	7.4
40~50%		1.7	2.5	3.2	3.7	3.8	3.0
50~60%		12.3	14.9	13.1	13.1	12.5	15.9
60~70%		1.1	1.6	2.2	2.3	3.2	3.6
70~80%		2.8	2.4	1.2	2.3	3.2	4.3
80~90%		4.0	3.0	3.0	5.4	4.8	5.7
90~100%		0.9	0.7	1.0	0.7	0.3	1.2
100%~		8.0	8.5	5.4	8.1	12.2	13.7

注：厚生年金被保険者期間割合の定義：働き始めてから現在までの月数（分母）と、その人の厚生年金被保険者月数（分子）の比率。

出所：SATO Itaru (2024) "An analysis of the impact of differences in employment status on future asset formation and measures to address this issue", 2024 EASP/FISS Joint Conference.

いの方が若干資産形成が進んでいる傾向（表7）などが明らかになった。

就職氷河期世代は既に50歳代に差し掛かってきており、退職後の生活についての検討の必要性も高まってきていると考えられる。また、骨太の方針2021においてセーフティネット強化、孤独・孤立対策等の形で就職氷河期世代や将来世代への支援の必要性が引き続き言及されていること、さらには厚生労働省の生活困窮者自立支援制度において就職氷河期世代及びそれ以降の人々の活躍の場を更に広げることが新たな政策課題とされている

ことから、本研究から期待される知見は、これらの政策課題への効果的・効率的対応に対して不可欠なものであると考えられる。

参考文献

- 太田聡一, 玄田有史, 近藤絢子 (2007) 「溶けない氷河」, 『日本労働研究雑誌』, 569号, pp.4-16。
辻明子 (2018) 「老後貧困リスクと社会的コスト—2017年就業構造基本調査による就職氷河期世代の状況—」, 『年金と経済』, Vol.37, No.3, pp.29-40。

(さとう・いたる)

書評

石田光男 著
『仕事と賃金のルール 「働き方改革」の社会的会話に向けて』
(法律文化社, 2023年)

西村 幸満*

本書は、1970年代末から日英米の豊富な企業(工場)調査に基づいて得られた知見を記述し高い評価を得てきた著者が、賃金と仕事、雇用関係を軸にその成果を改めて集約し、その地平からこれまで言及してこなかった「働き方改革」について初めて言及する機会を得て刊行したものである。本書の序では、以下のように、著者の立ち位置を明快に示す。著者は「働き方改革」の骨子を長時間労働の是正、多様で柔軟な働き方の助長、「同一労働同一賃金」の推進にまとめ、先進諸外国の「働き方改革」が「働いてくれない」労働者に対する改革なのに対して、日本の「働き方改革」は「働き過ぎ」労働者に対して「その解決を立法措置によって国を挙げて取り組まなくてはならない」(p.2)と指摘する。そして「働き方改革」が「かつての企業の活力の源泉であった労使自治を毀損しかねない」(p.3)改革であるとの認識を示す。さらに日本の雇用関係を「働き方に特段の制約を課さずに全力で仕事に取り組むことと引き換えに、解雇はできるだけ避け、人を育成し、頑張りに見合った報酬を支払うという交換関係」と特徴づける(p.3)。他方で著者は、「働き方改革」の内容は、「脱イデオロギー的な性格」(p.4)であり、批判するのが「人間として恥ずかしい」(p.4)ともいい、「時代を覆う精神」(p.4)でもあると訝しがる。

このような著者の立場を支える、賃金のルールについて整理する第Ⅰ部と仕事のルールについて整理する第Ⅱ部では、過去の調査から抽象度の高い議論を展開し、第Ⅲ部では日本の雇用関係と

「働き方改革」のやや厳しい評価が下される。第Ⅰ部では、「1 日本：人基準の賃金とその変化」と「2 英米：仕事基準の賃金(ジョブ型賃金)の実際」でそれぞれの賃金の決まり方を抽出し、「3 日本と英米の賃金制度の比較」で、日英米の比較が行われる。日本の調査では工場労働者にキャリアがあるのに対して、特に米国の工場では同じ仕事で賃金が一律のジョブ型になっていることが示される。第Ⅱ部は、簡潔な「4 仕事論」が戦後の代表的な議論を要約し、「5 日米自動車工場の仕事のルール」と「6 英国の仕事のルール」が丁寧に比較提示される。第Ⅲ部は、「7 賃金と仕事のルールから雇用関係」において代表的な議論を簡潔に整理し、「8 日本の雇用関係の特質：欧米と日本」は欧米との比較から、特に雇用関係の特徴をこれも簡潔に整理し、これを踏まえて「結 「働き方改革」のためのソーシャル・ダイアログ(社会的対話)」において著者の「働き方改革」に対する試論が展開される。特に7では、濱口桂一郎氏の雇用システムの二軸類型論を引いて、「働き方改革」の目的を「[メンバーシップ型]雇用システムが獲得してきた「仕事のガバナンス」による効率的な経営を毀損せずに、「メンバーシップ型」雇用システムが抱えてきた「取引なき取引」の弊害を克服」(p.158)することであると明言している。8では、大規模工場労働者にある人事考課、昇格、昇進といったキャリアがある日本では、煩雑な工場と労働者個々人の間で移動の際の取引が繰り返されるはずが、まるで取引がないかのように経営管理制度がスムーズに代替する、「取引

* 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障基礎理論研究部長

なき取引」が雇用関係の特徴であることが示される。この特徴を著者は私的秩序形成と呼び、この私的秩序形成の「稀有な達成」(p.166)ゆえに「働き方改革」の「ワークライフバランスの確保、多様性の許容、社会的不平等の是正」(p.166)に向けたスムーズな対策には難があると指摘するのである。

著者の試論は、私的秩序形成により「取引なき取引」となった雇用関係を、「働き方改革」に向け改めて「取引」の蘇生により対応するというもので、労使の私的秩序形成の機能により、双方が話し合いの場へ参加すると予想する。交渉の場では「生活への負担・私生活の犠牲」を補償する必要から、著者の言及はないものの、労使・労働者間のそれぞれが身を切るシナリオの想定も排除していない。たとえば、「同一労働同一賃金」では、正規と非正規の賃金格差の是正は、非正規の賃金だけを上げて格差是正するだけでは十分ではない。著者は「多様な働き方の受容」においては、労働時間・勤務地などの条件も非正規だけを優遇してもそれが企業のパフォーマンスを毀損するのであれば経営者は改革に対して躊躇し、企業がバランス改革が否定される懸念をもつと考えると評者は理解した。

改めて整理し評者の役割をはたしたい。本書の特徴は、著者の過去の調査を改めて賃金のルール、仕事のルール、雇用関係という構図で整理し直し、賃金のルールと仕事のルールは、それぞれがバランスをもち、労働アーキテクチャといった共通基盤をもつ雇用関係として把握される。この構図が日英米の比較に用いられている。この構図が著者本人のアイデアなのか雇用関係の一般モデルなのかは本からは明らかではないが、研究生生活を仕事論から賃金論へと展開した著者にとって、本書で展開する雇用関係研究のモデルが予めテキスト化されたものではなく著者のたどりつ

た地平であることが推察される。

また著者は、本書の考察が、過去の調査研究—特に大企業・自動車産業の主にラインという限られた調査研究—から抽出された事実に基づいていることをたびたび指摘している。仕事論で用いられた自動車工場の日英米比較は、時期的には2000年代以降の事例であるが、賃金論では仕事論よりも古い事例が用いられている。長期にわたる現場主義の姿勢には著者がとった「わかるため」の執念を感じることができる。

著者の議論は、企業(雇用先)と労働者間の7頁図序-1で示された労使関係論のフレームワークに示された労働組織と経営組織間の取引のみに焦点づけられている。外在的な要因を考慮しないこの制限は、著者が展開する「働き方改革」の評価に直結している。制限の中で展開される本書の議論は、著者の頭の中で整理された「改革」しない理由探しの思考プロセスを朗々と記述しているようにも読め、また論理に特有の展開があるため平易ではあるが難解な部分がある。この分野に精通した熟達者にとっては理解しやすくとも、そうでない者にはとっつきにくい議論であり、経験の少ない研究者には難解であるかもしれない。

残念なことに、本書は、社会保障あるいは企業内福祉に対する言及は一切無く、「働き方改革」という外在的な圧力に対する内部労働市場のルールの説明に終始している。そのことに不満はあるものの、大企業(工場)が自力でどこまで改革できるかという点からみれば、評者の不満は杞憂であり、制限された範囲内で「働き方改革」の是非を真摯に考察した好著であるといえる。隣接分野の研究者、経験の少ない研究者、若い研究者には老練な著者が描いた地平を体感して欲しい。

(にしむら・ゆきみつ)

新刊紹介

石田浩・石田賢示 編

『格差社会のセカンドチャンスを探して——東大社研パネル調査にみる人生挽回の可能性』
(勁草書房, 2024年)

齊藤 知洋*

日本が「格差社会」と呼ばれて久しい。ある時点の社会の断面を切り取った各種統計データからは、所得格差の拡大や貧困の固定化といった悲観的な社会像が強調されがちである。しかしそうした社会診断は、現代日本が人生で一度でも社会的な困難に陥ったらその状態から脱け出せない社会であることを意味するのだろうか。それとも、時間の経過や何らかの公的・私的支援によって、個人がその苦境を乗り越えることが可能な、希望が残された社会なのだろうか。

本書は、「セカンドチャンス」という新たな概念を導入し、どちらの見方が現実の日本社会により適合的なのかを検証している。ここでのセカンドチャンスは、「それまでの人生の歩みの過程で、典型的なライフコースから逸脱した経験を持った人、あるいは不利を被った人が、それらによるその後の不利の継続を回避し、不利な状態から復帰、回復、挽回できる機会」(p.6)と定義されている。本書全体を通じて、あらゆるライフコース上の不利や困難の場面における、セカンドチャンスの①有無、②規模、③獲得、④帰結について検討がなされる。

使用データは、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターが実施している「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」(Japanese Life Course Panel Survey: JLPS)である。JLPSは、2006年12月末時点で20~40歳の日本全国に居住する男女4,800人を継続的に追跡した長期パネル調査であり、2011年と

2019年にはサンプルが補充・追加されている。最大17ヶ年分に及ぶ個人の履歴情報を含むJLPSデータを用いることで、人生の挽回過程について個人のライフコースを時間軸に据えた分析が展開されている。

本書は三部構成であり、序章と終章を除けば全9章の実証研究論文から成る。第1部では、ライフコース初期の不利とセカンドチャンスの関連について検討が進められる。第1章(石田浩)では、出身家庭の暮らし向きや生育環境、障がい・疾患の有無といった子ども期の不利が、成人期の生活状況に対して持続的な効果を有するかについて検証がなされる。第2章(菅澤貴之)と第3章(下瀬川陽)では、それぞれ高等教育機関夜間部に通った者と大学・短大・高専・専門学校を退学した大学等中退者に着目し、それらの教育経験が後の職業的・経済的地位に不利をもたらしているのかを分析している。

第2部では、入職後のライフコースの変化として、無業者(第4章)、自営業からの退出(第5章)、貧困(第6章)に焦点をあてる。第4章(石田賢示)は、無業者の求職行動や再就職過程(正規雇用への移行)において、個人の社会ネットワーク(親同居・友人・仕事の相談相手・仕事紹介の相談相手の有無など)の状況が有利に働くのかを検討する。第5章(仲修平)では、職業経歴に占める自営業の発生割合・構成比率・継続期間を記述するとともに、自営業から常時雇用への移行が就業環境の変化をもたらすかについて、経済的側面と仕事

* 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障基礎理論研究部 研究員

の特性に着目して分析を行っている。そして第6章(林雄亮)は、貧困の動態(ダイナミクス)研究の分析枠組みをもとに、貧困からの脱出を経験する人々の規模とその促進/抑制要因を析出することを試みている。

第3部では、メンタルヘルス尺度(MHI-5)を共通のアウトカムとし、幼少期から壮年期にかけて経験するライフイベントとの関連について分析を加えている。第7章(百瀬由璃絵)は、幼少期の逆境体験として学校でのいじめ被害や物質的剥奪などに着目し、それらの体験が成人期のメンタルヘルスに負の影響を与えているか、およびメンタルヘルスの回復を促す保護要因を検討している。第8章(池田めぐみ)は、男性の失業経験がメンタルヘルスに及ぼす負の影響が、個人のストレス対処力を指す首尾一貫能力(Sense of Coherence)や他者からの社会的サポートによって緩和されるのかを分析している。第9章(俣野美咲)では、実親との死別経験後のメンタルヘルスの変化パターンとその規定要因を検討し、親との死別から立ち直るために必要な社会的条件を探っている。

終章(石田賢示・石田浩)では、各章で得られた諸知見を総括し、現代日本が「格差社会の構造に制約されたセカンドチャンス」(p.238)が存在する社会であると結論づけている。その根拠の一つに、典型的なライフコースから逸脱した経験のある人々の相当数が、時間の経過とともにその不利な状態から回復しているという経験的事実がある。確かに、子ども期の不利は成人期へと引き継がれやすいが、加齢とともに初発の不利は縮小傾向にあった(第1章)。また、一度貧困に陥ったとしてもその翌年には6割前後が貧困状態から脱出していることや(第6章)、親との死別によるメンタルヘルスの低下・悪化は、その翌年には幾分改善することも明らかとなっている(第9章)。

一方で、セカンドチャンスを獲得できるか否か

は個人が置かれた状況にも依存しており、社会の構造的制約が大きいことから、状況は決して楽観視できない。本書全体を俯瞰すると、不利な状況からの回復や挽回の局面では、家族や社会的サポートの役割が大きいことが繰り返し言及されている。すなわち、家族(特に配偶者)や友人・知人の存在は、出身家庭や子ども期の逆境体験がもたらす現在の経済状況やメンタルヘルス上の不利を緩和させ(第1・6・7・9章)、その一方で、仕事の相談相手の不在は、無業者の求職行動が正規雇用への移行を促す効果を弱めていた(第4章)。

家族の重要性を指摘する一連の分析結果は、裏を返せば、私的なサポート資源に頼ることができない人々にとってはセカンドチャンスの獲得機会が閉ざされている可能性を示唆している。少子高齢化や未婚化、単独世帯の量的増加などが今後深刻化することが見込まれる中で、家族に代わってセカンドチャンスの獲得を支える公的社会保障制度のあり方についてさらに踏み込んだ議論が必要となる。ほかに、高等教育機関の夜間部出身者(第2章)、大学等中退者(第3章)、自営業から常時雇用へ移行した者(第5章)の経済状況について分析した各章の知見も、近年注目を集めているリカレント教育や「多様な働き方」に対する支援策のあり方を検討するうえで貴重な基礎資料となるだろう。

このように本書は、個人が経験する社会的不利とその回復・挽回過程をパネルデータによって精緻に描き出した力作である。各章の冒頭にはリサーチ・クエスチョンが提示され、統計分析の結果も図表で簡潔にまとめられている。研究者のみならず、政策立案者や格差問題に関心を有する一般読者にもぜひとも手にとって頂きたい一冊である。

(さいとう・ともひろ)

『社会保障研究』への投稿論文の査読状況について

『社会保障研究』に投稿された投稿論文受付数、一回目の査読結果が投稿者に通知されるまでの期間（査読期間）、採択率はそれぞれ下記のとおりでした。

期間	投稿論文 受付数（本）	査読期間 （日：平均値）	採択率（％）	採択率に関する 備考
2024年4月～2024年9月	4	105.7	0	2024年9月30日までの 受付分
2023年10月～2024年3月	0	—	—	2024年3月31日までの 決定分
2023年4月～2023年9月	4	93.5	25	2023年9月30日までの 決定分
2022年10月～2023年3月	3	158.6	66.6	2023年3月31日までの 決定分
2022年4月～2022年9月	3	213.3	66.6	2022年9月30日までの 決定分

引き続き、皆様の論文の投稿をお待ちしております。

『社会保障研究』編集委員会

『社会保障研究』執筆要領

1. 原稿の書式

原稿はA4版用紙に横書き（40字×36行）とし、各ページに通し番号をふってください。

2. 原稿の分量

原稿の分量は、本文・図表・注釈・参考文献を含めて、それぞれ以下を上限とします。なお、図表については、1つにつき、A4サイズ原稿の1/2までの大きさのものは400字とし、1/2以上のものは800字に換算するものとします。

- (1) 論文：20,000字 (4) 社会保障判例研究：12,000字
 (2) 動向・資料：12,000字 (5) 書評：6,000字
 (3) 情報：3,000字

3. 原稿の構成

1) 表題

和文表題とともに英文表題を記載してください。

2) 見出し等

本文は、必要に応じて節、小見出しなどに分けてください。その場合、I II III … →123… → (1) (2) (3) … → ① ②③ …の順に区分し、見出しを付けてください。なお、本文中に語や箇条書きの文などを列挙する場合は、見出しと重複しないよう、(a) (b) (c) または・などを使用してください。

3) 抄録・キーワード

「論文」、「動向・資料」については、和文400字程度、英文250語程度で抄録を作成してください。また、和文、英文各5語以内でキーワードを設定してください。

なお、編集委員会では、英文のネイティブ・チェックは行いませんので、執筆者ご自身の責任でご確認をお願いいたします。

4) 注釈

注釈は脚注とし、注釈を付す箇所に上付きで1) 2) …の注釈番号を挿入してください。注釈番号は論文末までの通し番号としてください。

5) 参考文献

参考文献は、論文の末尾に列挙してください。表記の方法は下記を参考にしてください。

金子能宏・川越雅弘・西村周三（2013）「地域包括ケアの将来展望」、西村周三監修、国立社会保障・人口問題研究所編『地域包括ケアシステム―「住み慣れた地域で老いる」社会をめざして』、慶應義塾大学出版会、pp.311-318。

泉田信行・黒田有志弥（2014）「壮年期から高齢期の個人の健康診断受診に影響を与える要因について―一生活と支え合いに関する調査を用いて―」、『季刊社会保障研究』、Vol.49, No.4, pp.408-420。

森田朗（2014）『会議の政治学Ⅱ』、慈学社出版。

Finkelstein, Amy and Kathleen McGarry (2006) "Multiple Dimensions of Private Information: Evidence from the Long-Term Care Insurance Market," *American Economic Review*, Vol.96, No.4, pp.938-958.

Poterba, James M., Steven F. Venti, and David A. Wise (2014) "The Nexus of Social Security Benefits, Health, and Wealth at Death," In David A. Wise ed., *Discoveries in the Economics of Aging*, University of Chicago Press.

Le Grand, Julian (2003), *Motivation, Agency, and Public Policy: Of Knights and Knaves, Pawns and Queens*, Oxford University Press.

インターネットのサイトを引用する場合は、そのページのタイトル、URL、および最終確認日を明記してください。

United Nations Development Programme (2010) Human Development Report 2010, <http://hdr.undp.org/en/reports/global/hdr2010/> (2010年10月5日最終確認)

4. 引用方法

本文または注釈において、ほかの文献の記述を引用する、または、参照する場合は、その出典を以下のように引用文の末尾に亀甲括弧で明記してください。この場合、当該引用文献を論文末尾に参考文献として必ず挙げてください。

(例1) … [森田 (2014), p.45] … [Le Grand (2003), p.3]

… [森田 (2014), pp.45-46] … [Le Grand (2003), pp.3-4]

(例2) 著者が2人の場合

… [泉田・黒田 (2014), p.408] … [Finkelstein and McGarry (2006), p.938]

(例3) 著者が3人以上の場合

… [金子他 (2013), p.311] … [Poterba et al. (2014), p.159]

ただし、本文中における、ほかの文献の引用または参照について、その出典を注釈で示す場合は、亀甲括弧は必要ありません。

(例) 1) 森田 (2014), p.45

また、注釈などで、参考文献として列挙しない文献を挙げる場合は、上記の参考文献の表記に準じてその著者名、著書・論文名、頁などを記載してください。

(例) 1) 森田朗 (2014)『会議の政治学Ⅱ』慈学社出版, p.45。

5. 表記

1) 年号

原則として西暦を用いてください。元号が必要な場合は西暦の後に括弧書きで挿入してください。ただし、元号を用いることが慣例となっている場合はその限りではありません。

2) 敬称

敬称は略してください。

(例) 西村周三教授は→西村は 京極氏は→京極は

6. 図表

図表にはそれぞれ通し番号および表題を付け（例参照）、出所がある場合は必ず明記してください。図表を別ファイルで作成した場合などは、論文中に各図表の挿入箇所を指定してください。なお、他の出版物から図表を転載する場合には、執筆者自身が著作権者から許諾を得てください。

（例）〈表1〉受給者数の変化 〈図1〉社会保障支出の変化

7. 倫理的配慮

原稿に利用したデータや事例等について、研究倫理上必要な手続きを経ていることを本文または注に明記してください。また、記述においてプライバシー侵害がなされないように細心の注意をはらってください。

8. 利益相反

利益相反の可能性がある場合は書面で報告してください。なお、利益相反に関しては厚生労働省指針（「厚生労働科学研究における利益相反の管理に関する指針」）を参照してください。

9. 原稿の提出方法など

1) 原稿の提出方法

投稿論文を除き、本誌掲載用の原稿は原則としてデータファイルを電子メールに添付する方法で提出してください。ファイル容量などの理由により、電子メールに添付する方法での提出が困難な場合は、CD-Rなどの媒体に記録の上、郵送で提出してください。また、当方で受信したファイルの読み込みができない、あるいは、特殊文字の認識ができないなどの場合には、紙媒体による原稿の提出をお願いすることがありますので、その際にはご協力ください。原稿のデータファイルが存在しない場合は、紙媒体の原稿を郵送にて提出してください。

2) 図表について

図表を別ファイルで作成している場合は、当該図表ファイルも提出してください。提出方法は、原稿の提出方法と同様です。データファイルが無い場合は、図表を記載した紙媒体の資料を郵送してください。

3) 投稿論文の提出方法

投稿論文の提出については、『社会保障研究』投稿規程に従ってください。審査を経て採用が決定した場合には、前2項に従って当該論文のデータファイルを提出していただくことになります。

『社会保障研究』投稿規程

- 本誌は、国内外の社会保障およびその関連領域に関する理論的・実証的研究、国内外の社会保障制度改革の動向などを迅速かつ的確に収録することを目的とします。
- 投稿は、「論文」、「動向・資料」および「社会保障判例研究」の3種類とし、いずれかを選択してください。なお、「論文」、「動向・資料」はおおむね以下のようなものとします。
「論文」：独創的かつ政策的有用性に優れた社会保障に関する研究論文
「動向・資料」：政策的有用性に優れた社会保障に関する研究論文、資料（独創性は問わない）であり、おおむね以下のようなものとします。
 - 独創性や政策的有用性は「論文」に及ばないが、今後の発展が期待できる研究論文
 - 政策的有用性に優れた社会保障に関する調査・分析に関する報告
 - 国内外における社会保障の政策動向に関する考察
 投稿者の学問分野は問いませんが、本誌に投稿する論文等は、いずれも未投稿・未発表のものに限ります。
- 投稿者は、投稿申込書とともに審査用原稿（PDFファイル）を電子メールにて送付してください。投稿申込書は研究所ウェブサイトよりダウンロードし、各欄に必要な事項を記入してください。なお、投稿論文の審査は執筆者名を伏せて行いますので、審査用原稿には執筆者が特定できる情報を記入しないでください。電子メールによる送付が難しい場合には、投稿申込書1部、審査用原稿4部を、郵送してください。
- 採否については、編集委員会が指名したレフェリーの意見に基づき、編集委員会において決定します。ただし、研究テーマが本誌の趣旨に合致しない、あるいは学術論文としての体裁が整っていない場合など、審査の対象外とする場合もあります。採用するものについては、レフェリーのコメントに基づき、投稿者に一部修正を求めることがあります。なお、原稿は採否に関わらず返却いたしません。また、本誌において一度不採用とされた論文等の再投稿は受付をしません。再投稿に当たるかどうかの判断は編集委員会が行います。
- 原稿執筆の様式は『社会保障研究』執筆要領に従ってください。
- 掲載された論文等は、他の雑誌もしくは書籍または電子媒体等に収録する場合には、国立社会保障・人口問題研究所の許諾を受けることを必要とします。なお、掲載号の刊行後に、国立社会保障・人口問題研究所ホームページで論文等の全文を公開します。
- 原稿の送り先・連絡先
電子メールによる提出：e-mail: kikanshi@ipss.go.jp
郵送による提出：〒100-0011
東京都千代田区内幸町2-2-3 日比谷国際ビル6階
国立社会保障・人口問題研究所 総務課業務係
電話03-3595-2984 Fax: 03-3591-4816

編集長

林 玲 子 (国立社会保障・人口問題研究所長)

編集委員

井 上 由起子 (日本社会事業大学 専門職大学院教授)
 駒 村 康 平 (慶應義塾大学 経済学部教授)
 酒 井 正 (法政大学 経済学部教授)
 周 燕 飛 (日本女子大学 人間社会学部教授)
 金 成 垣 (東京大学大学院 人文社会系研究科教授)
 笠 木 映 里 (東京大学大学院 法学政治学研究科教授)
 小 島 克 久 (国立社会保障・人口問題研究所 副所長)
 乗 越 徹 哉 (同研究所 政策研究調整官)
 矢 野 正 枝 (同研究所 企画部長)
 是 川 夕 (同研究所 国際関係部長)
 清 水 昌 人 (同研究所 情報調査分析部長)
 西 村 幸 満 (同研究所 社会保障基礎理論研究部長)
 泉 田 信 行 (同研究所 社会保障応用分析研究部長)

編集幹事

竹 沢 純 子 (同研究所 企画部第3室長)
 横 山 真 紀 (同研究所 企画部研究員)
 佐 藤 格 (同研究所 社会保障基礎理論研究部第1室長)
 菊 池 潤 (同研究所 社会保障基礎理論研究部第3室長)
 斉 藤 知 洋 (同研究所 社会保障基礎理論研究部研究員)
 鈴 木 貴 士 (同研究所 社会保障基礎理論研究部研究員)
 茂 木 洋 之 (同研究所 社会保障基礎理論研究部研究員)
 黒 田 有志弥 (同研究所 社会保障応用分析研究部第1室長)
 榊 原 賢二郎 (同研究所 社会保障応用分析研究部第3室長)
 佐々木 織 恵 (同研究所 社会保障応用分析研究部主任研究員)
 河 西 奈 緒 (同研究所 社会保障応用分析研究部研究員)
 西 村 仁 憲 (同研究所 社会保障応用分析研究部研究員)
 新 杉 知 沙 (同研究所 社会保障応用分析研究部研究員)
 恩 田 直 人 (同研究所 社会保障応用分析研究部研究員)

 社会保障研究 Vol.9, No.3 (通巻第34号)

令和6年12月25日 発行

編 集

国立社会保障・人口問題研究所

〒100-0011 東京都千代田区内幸町2丁目2番3号

日比谷国際ビル6階

電話 03-3595-2984

<https://www.ipss.go.jp>

印 刷

日本印刷株式会社

〒170-0013 東京都豊島区東池袋4-41-24

Tel: 03-5911-8660

JOURNAL OF SOCIAL SECURITY RESEARCH (SHAKAI HOSHO KENKYU)

Vol.9 No.3

2024

Foreword

Repeated Cross-sectional Survey in a Changing Society
..... IZUMIDA Nobuyuki 272

Special Issue: Empirical Analyses of Social Risks Across the Life Course: Insights from the 2022 National Survey on Social Security and People's Life

Who Recognizes and Uses Children's Cafeteria?: Focusing on the Attributes of Parents and Social Support
..... SASAKI Orie 274

Household Arrear Patterns and Their Determinants
..... KASAI Nao 289

To Measure the Actual Living Conditions for Using National Statistics:
Analysis of Reasons for Item Nonresponse and Examining New Living Variables
..... NISHIMURA Yukimitsu 301

Contemporary Aspects of Multigenerational Living Arrangements in an Aging Society:
Examining the Well-being of Older Adults in Japan
..... SAITO Tomohiro 316

An Exploratory Analysis on Male Family Caregiver: Re-examining the Findings of Previous Research with The National Survey on Social Security and Peoples's Life, 2022
..... KEZUKA Kazuhiro 331

What Factor is Associated for Night Work?: A Preliminary Analysis for Searching Potential Social Security Benefit Needs Behind the Nonstandard Work Schedules
..... IZUMIDA Nobuyuki 343

Social Security and Law

Legal Policy Concerning Pension Benefit Level
..... SHIMAMURA Akiyo 361

Constitutional Conformity of Laws Providing for the Reduction of the Amount of Pensions due to the Abolition of the Exceptional Standards
..... SHIMAMURA Akiyo 367

Report and Statistics

Financial Statistics of Social Security in Japan, Fiscal Year 2022
..... National Institute of Population and Social Security Research
Project Team for Financial Statistics of Social Security 375

Understanding the Actual State of Public Pension Asset Formation of Future Generations and Analyzing the Relationship with Employment and Family Formation Behaviors Behind the Formation of Public Pension Assets
..... SATO Itaru 389

Book Review

ISHIDA Mitsuo, Work and Wages Rule: Toward a Social Dialogue on Working Practice Reform..... NISHIMURA Yukimitsu 393

ISHIDA Hiroshi, and ISHIDA Kenji (eds.), "In Search of Second Chances in a Divided Society: The Possibility of Life Course Reorientation - Evidence from the Japanese Life Course Panel Surveys"(Keisoshobo, 2024)
..... SAITO Tomohiro 395

Edited by
National Institute of Population and Social Security Research
(KOKURITSU SHAKAI HOSHO•JINKO MONDAI KENKYUSHO)