

社会 保障 研究

第4卷
第3号
2019年

生活を知る

..... 泉田 信行

特集：人々の生活実態・困難の 多面的分析

若者の自立とキャリアの不安定化

—就職氷河期世代の初職と現在—

..... 西村 幸満

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—

..... 大津 唯・渡辺久里子

借り入れ制約とお金の援助で頼る人：

『生活と支え合いに関する調査(2017年)』を使って

..... 暮石 渉

三世同居と相対的剥奪

..... 藤間 公太

障害者手帳保有者の世帯の生活状況について

..... 泉田 信行・黒田有志弥

相対的はく奪による健康診断の受診行動の考察：

生活と支え合いに関する調査(2017)を利用した分析

..... 盖 若琰

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

..... 阿部 彩・武川 正吾・西村 幸満・

宮本 太郎・泉田 信行

社会保障研究 第4巻第3号 (2019年) 目次

巻頭言

生活を知る 泉田 信行 260

特集：人々の生活実態・困難の多面的分析

若者の自立とキャリアの不安定化—就職氷河期世代の初職と現在— 西村 幸満 262

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— 大津 唯・渡辺久里子 275

借り入れ制約とお金の援助で頼る人：

『生活と支え合いに関する調査(2017年)』を使って 暮石 渉 287

三世同居と相対的剥奪 藤間 公太 300

障害者手帳保有者の世帯の生活状況について 泉田 信行・黒田有志弥 311

相対的はく奪による健康診断の受診行動の考察：

生活と支え合いに関する調査(2017)を利用した分析 盖 若琰 323

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

阿部 彩，武川 正吾，西村 幸満，宮本 太郎，泉田 信行 344

社会保障と法

(社会保障と法政策) 高齢者の就労と退職に関連する公的年金制度の概要 島村 暁代 356

(社会保障判例研究) 特別支給の老齢厚生年金に関する退職改定 島村 暁代 364

投稿(論文)

家族介護者の介護負担感は介護の種類によって変わるのか？

認知症介護と身体介護を比較して 陳 鳳明・若林 緑 372

動向

平成29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 387

情報

OECD Affordable Housing Database 泉田 信行 403

新刊紹介

佐藤俊樹著『社会科学と因果分析：ウェーバーの方法論から知の現在へ』

(岩波書店，2019年) 西村 幸満 405

巻頭言

生活を知る

本号の特集企画は「生活と支え合いに関する調査」の個票データを活用した学術論文と4人の有識者による座談会から構成される。

調査名にある「支え合い」は意味を掴みやすいかも知れない。他方、「生活」とはどのようなイメージであろうか。生活を労働力の再生産過程としてとらえる考え方¹⁾もあるが、それでは定年退職年齢以降、15年以上の「老後」の「生活」ととらえきれない。また、病を得た人、障害により働けない人や教育・扶養を受けている子ども、家族ケアに専従している世帯員などの生活も同様である。

それゆえ、生活には少なくとも、自己の生命維持・余暇や発達にかかわる物質の消費、次世代の再生産や自分自身及び同居家族を維持するための家族内ケア関係の保持、さらには社会で生きる上で必要な関係性の維持、これらに必要な貨幣を得るための所得稼得（労働）もその要素として含まれるべきであろう。すると、生活の困難は人生の時期によらず、失業・低所得や疾患・傷病・障害や要介護状態、出産や養育、多子などにより、生活の要素の維持が難しくなることも理解できる。また、困難を金銭的な観点から見れば貧困、物質的な観点から見れば相対的はく奪、社会関係性であれば社会的孤立、と改めて分類することも可能となろう。

もちろんこのような生活困難に対して社会保障制度が戦前から引き続いて戦後も維持・構築されて公的に対応するとともに個々人が生活の自己変容によって対応してきたとされる²⁾。この公的に対応を生活保障と呼ぶならば³⁾、マクロ的な生活保障制度が一応の達成（ないしは限界）に到達し、ミクロ的なないしは個別的生活困難への支援も現在必要とされている^{2, 4)}。

個別的生活困難のどこまでを生活支援の給付対象として解決を図るかを考えるならば、生活とその困難をできる限り包括的に把握することが必要となる。仮に把握された支援されていない困難が特定の属性の個人に共通するものであれば個別的な支援ではなく生活保障制度において効果的・効率的に解決できる可能性を改めて模索する必要があるかも知れない。いずれにせよ、生活とその困難の把握が今後の公的制度を考える上で基本的かつ最も重要なことである。

「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（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の情報が得られる。

本特集での個票データを活用した論文は、若年層、低所得世帯、子育て世代、障害者世帯といった個人や世帯の属性を切り口とした分析、および居住、物質的はく奪、社会的サポートと社会参加といった生活の特定の側面を切り口とした分析から構成される。これらに着目して分析することは研究として明快な結論を得るために有益な方法であり、かつ、特定の属性や困難を抱える当事者についてその困難を詳細に検討し、解決法を検討するという実践面からも有益な方法であろう。

特定の小集団に限定した上で、ないしは生活の一領域に限定した上で生活困難を発見する研究方法はその性質から、分析結果を解釈したり、政策に反映したりするためにはその結果が国民の生活の中でどのように位置づけられるかを別途検討する必要がある。また同調査は横断面調査であるため、個票データを再集計することにより生活困難とその原因との間の因果推論を行うことや動態的側面が強調される社会的排除の実態把握は難しい側面がある。他方で、国民全体としての生活困難の巨視的な変動を出生コホート単位や属性別の集団に分割した上での継続的な観察は可能である。これらの分析やデータの特性を踏まえ、座談会において生活困難の包括的な把握方法とそれを具現化する調査の学術的な側面からのあり方、それをういた研究の今後の方向性について議論した。

戦後、「より良き生活」を求める過程での自己変容として世帯規模縮小が行われ、現在の生活困難はその帰結の側面があるとされている²⁾。現在直面している生活困難についても自己変容によって対応が進んでいると考えられるが、その帰結は数十年後に明らかになる³⁾。短期の研究課題達成やそれを通じた政策課題の解決のみならず、長期的な視野の研究・施策検討における「生活と支え合いに関する調査」の学術研究上の役割をも考えていただく機会になれば幸いである。

【参考文献】

- 1) 籠山京（1977）『戦後日本における貧困層の創出過程』東京大学出版会。
- 2) 中川清（2018）『近現代日本の生活経験』左右社。
- 3) 宮本太郎（2009）『生活保障 排除しない社会へ』岩波新書。
- 4) 猪飼周平（2015）「「制度のはざま」から社会福祉学の焦点へ—岡村理論の再検討を突破口として—」『社会福祉研究』122号, pp.29-38。
- 5) 森田朗監修国立社会保障・人口問題研究所編（2017）『日本の人口動向とこれからの社会』東京大学出版会。

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 部長）

特集：人々の生活実態・困難の多面的分析

若者の自立とキャリアの不安定化 ——就職氷河期世代の初職と現在——

西村 幸満*

抄 録

本論文は、2017年に実施した「生活と支え合いに関する調査」を用いて、政府が2020年以降に集中的な支援プログラムを決めた就職氷河期世代の分析を行った。この世代は、最初の職に就くときに就職難を経験し、現在においても困難を抱えているという。そこで生活費用を自分自身（と配偶者の組み合わせ）で担うことを自立と定義して、初職時と現在における就業状態を出生世代間で比較した。共通する属性を用いた分析では、自立は、就職氷河期世代以降さらに困難になっていること、初職において属性の説明力が高いことが明らかになった。

就職氷河期世代である36-45歳の支援は、初職時に比べ支援ニーズが多様化していることが想定され、雇用の正規化だけではそのニーズに適っていない可能性がある。自立の観点からは、むしろ現在の仕事の待遇改善に加えて、将来のリスクを引き下げするために、初職時や35歳以下の若者への支援範囲の拡大が求められている。

キーワード：若者の自立，就職氷河期世代，生活不安

社会保障研究 2019, vol. 4, no. 3, pp.262-274.

I 問題の所在

戦後の日本社会は、1990年代の後半まで数回の短期的な経済的停滞と、1990年代半ばから10年ほど続いた長期不況という例外を除くと、若者の就業に関しては安定した状態で推移してきた。雇用動向は経済指標の景気動向のとらえ方に対して若干のタイムラグを生じることが知られているが、例外的に不安定な状態が長期化したこの時期に学校を卒業し、社会への参入において負の影響を受けた世代を就職氷河期世代という。2019年の骨太

の方針にその世代に向けた支援策を講じることが明記され、厚生労働省が従来のさまざまな施策を組み合わせで対策を作り上げたことで現在注目を集めている。

政府の経済財政諮問会議が2019年6月11日に示した「骨太の方針素案」では、就職氷河期世代に対して3年間の集中的な支援プログラムの実施が示された。就職氷河期世代の支援は、「Society 5.0時代¹⁾にふさわしい仕組みづくり」を構成する4つの柱－「成長戦略実行計画をはじめとする成長力の強化」、「人づくり革命、働き方改革、所得向上策の推進」、「地域創生の推進」、「グローバル経済

* 国立社会保障・人口問題研究所 室長

社会との連携」—のうち、リストの2番目である「人づくり革命、働き方改革、所得向上策の推進」の中の「所得向上策」に位置づけられている。このような就職氷河期世代に対する短期間の正規雇用化プログラムは、後述するように、この世代の将来リスクを払拭するために、正規化により現在の生活の安定と将来への準備、現在加入している国民年金ではなく受給額の大きい厚生年金の受給により老後の経済的リスクを下げることを目指している²⁾。

他方、このような正規化を目標とするプログラムには、支援目標が一元的過ぎるのではないかという批判もあるだろう。実際問題として、厚生労働省就職氷河期世代活躍支援プラン（2019）では、「引き続き不安定な就労、無業の状態にある方」と枠付けして、「早期離転職等により、概して能力開発機会が少なく、企業に評価される職務経歴も積めていない。」「加齢（特に35歳以降）に伴い企業側の人事・採用慣行等により、安定した職業に転職する機会が制約されやすい。」「不安定な就労状態にあるため、収入が低く、将来にわたる生活基盤やセーフティネットが脆弱。」という課題を抱えている不安定層を想定している（同、p.1）。この設定は、同年6月21日閣議決定された「経済財政運営と改革の基本方針2019について」の支援対象者、①正規雇用を希望しながら不本意に非正規雇用で働く者、②就業を希望しながら、さまざまな事情により求職活動をしていない長期無業者、③社会とのつながりを作り、社会参加に向けてより丁寧な支援を必要とする者の3つに対応している。

本論文は、これらの政策が対象とする就職氷河期世代の特質を計量的に把握することにある。こ

の世代は、卒業後に最初に就いた職業から現在においても不安を抱えていると考えられている。そこで、社会的自立プロセスにおいて、就職氷河期世代が受けたインパクトを初職時と現在との比較において検証する。

II 若者・就職氷河期世代

1 若者とは

就職氷河期世代の問題に不安定さをもたらすのは若者固有の問題なのか。それとも特定の世代に顕在化した問題なのか。さらには、構造的な変化の影響なのか。このあたりの切り分けはできていない。就職氷河期世代の事例は、政策的には、就職による社会への参入が安定的な生活を担保でき、たとえそこで躓いても後で挽回できる支援体制の整備が必要であることを示唆しているといえる。

ところで、若者固有の問題であるのなら、まずは若者とは何であるかを規定する必要がある。若者研究によると、それは年齢によって規定されるものであるが、一致した見解があるわけではない。例えば、OECDでは、若者を16-24歳³⁾あるいは15-24歳として国際比較している。日本を取り出したレビューでは（OECD訳書（2010）、OECD同様、15-24歳であるが、一部の分析ではさらに25-29歳、15-34歳までを若者としている。

例えば、学校から仕事への移行期の追跡調査を実施した乾・本田・中村（2017）らが調査した若者は、2007年に20歳であり（1997年生まれ）、毎年1回、5年間同一人物を追跡している。石井・宮本・阿部（2017）らは、1969年から1995年生まれを2008年、2010年、2013年、2014年に調査してい

¹⁾ Society 5.0とは、内閣府の第5期科学技術基本計画（2016）において未来社会の姿として提唱しているもので、「サイバー空間（仮想空間）とフィジカル空間（現実空間）を高度に融合させたシステムにより、経済発展と社会的課題の解決を両立する、人間中心の社会（Society）」であり、「狩猟社会（Society 1.0）、農耕社会（Society 2.0）、工業社会（Society 3.0）、情報社会（Society 4.0）に続く」社会を形容したものである。

²⁾ 厚生労働省の支援プランは10の施策に整理されているが、10番目の関連施策に「短時間労働者等への社会保険適用拡大」の拡充がリストされている。

³⁾ 16-24歳は、アイスランド、スペイン、スウェーデン、イギリス、アメリカなどで、15-24歳は「その他すべての諸国」（OECD訳書（2011、p.35））になっている。若者が調査されているのは、時系列の結果に加え、2005年から2009年を現時点としている。出生年で見ると、1981-1989年生まれから1985-1993年生まれである。

る⁴⁾。阿部(2006)は「僕たちの世代」「いわゆる団塊ジュニア」という表現を用いているが、若者の年齢は明記されていない。

本田(2005)がいう若者とは、新卒者である15-24歳(あるいは15-29歳)であり、事例の分析対象者①は、1965-97年に高校を卒業した者であり、これらはおよそ1947-1979年生まれに該当する。②はフリーター97名であり、この中には1971年生まれの29歳が最も年齢が高い。計量で用いる対象者は、1998年時点で18-24歳、1995年に大卒同等を終了した12か国の3000人で、1970年代前半の生まれとなる。また1996年時点で40-59歳の中高年も対象となっており、これらは1937-56年生まれである。

小杉(2010)は、若者を15-29歳と位置づけている。「若者ワークスタイル調査」⁵⁾と「第2回若者ワークスタイル調査」においてそれぞれ25-29歳のフォーカスし、その詳細な記述をおこなっている。多くの若者研究は、人生におけるある時期を切り取って、出生世代間で比較をするという手法を取っている。ただし、小杉(2010)が対象とした若者は、2001年調査の25-29歳が1972-76年生まれであり、2006年調査の25-29歳が1977-81年生まれに対応している。この年齢層は本分析が対象とする就職氷河期世代に一致しており(2.1参照)、就職氷河期世代の2時点での横断面を明らかにしている。

総じて、若者研究の対象は、調査時点で社会へ参入する新規学卒者-特に非正規層・不安定層-のプロフィールを明らかにすることであって、そこから需要側の構造的な問題あるいは特殊な時代効果の影響を分析することではなかった。本分析では就職氷河期世代の分析を通じて、若者の就職とキャリアについて雇用構造の変化を考慮に入れることを試みる。

2 就職氷河期世代

就職氷河期は、バブル経済の崩壊後の1993年か

ら10年あまりのあいだに日本企業が新卒採用を極端に抑制しつづけた時期を指す。「高成長を知らない世代の先頭に立」ち、「一部は団塊ジュニアと重なり人口ボリュームが大き」く、現在は30代後半から40代前半の中堅層を迎え、働き手の中心になるゾーンに」入っている(下田2017)。大手新聞では、就職氷河期世代について、大卒者の就職率の推移(毎日新聞)や有効求人倍率の推移(日本経済新聞)を用いてその時期を確認している。どちらも就職氷河期世代を1993年から2005年までに労働市場に登場した世代としている。

近年、就職氷河期世代について積極的にその特徴を描き出してきた下田(2019)は、この世代と重なる年齢層の非正規雇用比率と非労働力比率が上の世代よりも高いこと、特に就職氷河期世代の年長世代と重なる団塊ジュニアは、親の介護問題が現実的になっているうえに、少ないきょうだい数により1人あたりの負担が大きく、そのことがかれらの就労に負の影響をもたらすだろうと予測する(p.29)。

就職氷河期の非正規雇用の老後生計費を試算した山本(2016)によると、40か月(33.3年)以上の基礎年金加入で老後の基礎的消費支出を賄うことができるかと試算した(同, p.458)。40か月はかなり長い年数であり、非正規雇用は2018年4月から改正労働契約法の「5年ルール」や同年10月1日から適用の改正労働派遣法の「3年ルール」などの運用を開始しており、無期契約を結ぶことで上積みが可能になっている。より衝撃的な推計もある。2008年現在の非正規雇用・無業者を前提に就職氷河期世代の潜在的な生活保護受給者推計をした辻(2008)は、その数77.4万人、追加的な予算額累計は約17.7~19.3兆円の規模になるとした(同, p.114)。

将来のリスクではなく、隣接する世代との比較によって就職氷河期世代の現状を明らかにした研究もある。黒田(2016)は、40代前半の大学・大学院卒の月給を2010年と2015年時点で比較し、

⁴⁾ これらの調査は地方の若者という括りで、岩手、山形、大分、宮崎で実施している。

⁵⁾ この調査名は、図表の出典としては、「2001年若者ワークスタイル調査」との記述があるが、本文中の名称を使用している。また、調査対象者は「どちらの調査も対象は東京都内在住の18-29歳層」(p.79)という記述がある。

2010年と比べて平均して約2万3千円少ないことを明かにした(同, pp.53-55)。また勤め先で教育や訓練を受けた経験が少ないと感じている割合が高いことや(連合総合研究所2016, pp.40-44), 初職時点で自分の生活費を賄うことができた割合が, 就職氷河期世代よりも前の世代の1968-72年生まれと比較して, 就職氷河期世代を含む1983-87年生まれで低下している事実を明らかにしている(西村2014, p.394)。就職氷河期世代が就職を迎えたときの労働市場の悪化が「世代効果」として長期的に就職氷河期世代に負の影響を与えているという太田(2010, pp.515-516)や, そもそも低賃金である大量の高齢者が, 潜在的な競争相手としていたことを原因とする研究もある(玄田2017, p.3)。香川・西村(2015)では, 太田の長期的な負の影響を掘り下げ, 第2職以降の転職において, 正規職へのなりやすさに, 学歴の影響はなく, 初職が正規であることが関係していることを示した(同, pp.40-41)。

すでにみたように, 非正規雇用あるいはフリーターを対象とてきた小杉(2010)の分析は, そのまま就職氷河期世代の2001年と2006年の横断面を明らかにしている。小杉(2010)によれば, フリーター期間の長さは正規化(正社員になるの)を妨げているという(p.254)。1972-76年は「1990年代前半の好景気期とそれほど不況の深くない時期が10代後半から20代前半に当たり, フリーター期間が短いうちに離脱できた者が多かったと思われる。これに対して, 1977-81年生まれは「2002年以降に景気拡大期を経験しているものの, 学校卒業以来の不況の下でフリーター期間が長引き, 景気拡大を迎えても正社員への移行がしにくい人が多かったのではないかと推測される」(p.254)と構造的な側面があること, 就職氷河期世代内部においても雇用に差異が生じていることを示唆している。

Ⅲ 就職氷河期世代への支援策

厚生労働省の就職氷河期世代の支援の概略は, 「厚生労働省就職氷河期世代活躍支援プラン」(2019)の概算要求からうかがい知ることができる。その基盤となるのは, 都道府県レベルのプラットフォーム⁶⁾と各地域の福祉側のプラットフォーム⁷⁾という位置づけである(同, p.2)。そして地域で担う支援には多機関・多職種連携の要請が強い傾向にある。国の要請に対して, 地域の連携は支援ニーズに応じて対応も負担も異なるため, 連携の運営・継続の障害となりやすい。

このプラットフォームを起点に, ①戦略的広報による誘い込み, ②活用可能な支援メニューの発信とアウトリーチ型の支援体制の整備, ③成果連動型民間の活用, ④ハローワークの担当者によるチーム支援, ⑤業界団体等との連携と就職に繋がる短期的トレーニングの創設, ⑥対象なる世代向けの, 求人開拓・マッチング・助成金の活用促進, ⑦トライアル雇用・実践的訓練の実施に対する訓練費・賃金の一部助成がある。無業者・ひきこもりに対しては, ⑧地域若者サポートステーションに, ハローワークの就職支援・訓練プログラムを組み合わせ提供, その窓口・支援機関の所在広報で対応する。全体的な支援体制の共通理念を提示しており, 生活困窮者自立支援制度でもたびたび先進事例の合言葉となってきた⑨「断らない」支援体制を整備するという(同, pp.2-5)。地域が主導で連携による情報共有, 人的資源の活用, 組織的なバックアップの構築は, 近年, 厚生労働省が推し進めてきた地域福祉の支援提供体制(地方自治体主導による民間の活用, ワンストップ型, アウトリーチの拡充, 寄り添い・伴走型支援)に準じるものになっている。地域包括ケアあるいは生活困窮者自立支援制度の経験からすると(遠藤・西村監修2018), 多くの自治体では, 地域の実情に

⁶⁾ 行政・企業側: 労働局, 都道府県, 市町村, 各省地方機関, ポリテクセンター, 経済団体, 業界団体, 金融機関など。

⁷⁾ 自立相談支援, 地域若者サポートステーション, ハローワーク, 経済団体, ひきこもり地域支援センター, ひきこもり家族会等からなら市町村レベル。

鑑みることなく官製の標準的な連携体制（⇒地域支援協議会など）となる懸念は残ることを指摘しておきたい。その一方で、すでに就職氷河期世代の専門窓口を設置したハローワークや正社員向け研修・講習会の実施、正規職員の採用試験を行った自治体がある⁸⁾。

Ⅳ データと変数

本論文では、国立社会保障・人口問題研究所が2017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」を使用する。この調査は国勢調査区を使用した一般統計で、各調査区におよそ50程度の世帯が割り振ってある。その世帯（世帯票）と18歳以上の世帯員（個人票）全員に調査票を配布し、回答を得ている。

本論文では自立を稼得収入の多寡ではなく、世帯内における生活費用の担い方に注目して把握する。西村（2012）は、「生活費用の担い手」の概念化に際して、自分の生活を単独で支えるのか、分担して支えるのかという社会関係に注目し、親から本人へ「担い手」が移転する際には、人々の多くが単独で費用を担うものの、一部は分担することでリスクに対応している実態を明らかにした。調査では、「生活費用の担い手」として多重回答した結果から、「自分（本人）」、「配偶者」あるいは「自分（本人）」と「配偶者」の両方を選択した者を社会的に自立しているとして定義づけた。ほかに「世帯主」変数の分析を行っているが、「生活費用の担い手」は、性別・続柄にかかわらず複数の「担い手」を回答できるため、「世帯主」や女性に強い離家変数以上の情報を与えてくれるとしている（2012）。

「生活費用の担い手」の概念構成は、多重回答の分布から類型化したもので、本分析では、世帯員の生活費用について、(1) 単独で担うのかそれと

も分担して担うのか、(2) 担い手は本人の世帯なのか親の世帯なのか、を基準として再構成している。特に重要なのは、「担い手」のパターンの中でも比較的多い、「本人」、「配偶者（特に女性の配偶者＝男性）」、「父」「母」という担い手の中で、誰が単独で生活費用を担っているのか、というタイプを特定できることである。そこに「父と母」、上記4つの「担い手」の組み合わせ、「祖父母」を含むすべての組み合わせ、さらには、「公的支援」を含むすべての組み合わせなどを定義づけた。横断調査では、現時点の情報が収集されるが、ここでは「15歳」、「最初の仕事に就いた後」、「現在」の3つの時点で「生活費用の担い手」を回顧的に確認している。回顧情報は時間が経つほど信頼性の担保が難しいが、本分析では象徴的なイベントを扱っており、そうした信頼性の担保も比較的容易になっている。

学校を卒業後、「最初の仕事についたあと」（以下、初職）と、「現在」については、仕事の内容も重要であるが、非正規雇用の増大による生活の不安定化を確認するために、「経営者」、正規の職員・従業員を「正規雇用」とし、パート・アルバイト・派遣社員・契約社員・嘱託を一括した「非正規雇用」として分類し直し、さらに「自営」を加えた。この類型の作成には、①仕事の内容、②勤めか自営の別、③（勤めの方のみ）勤務先での呼称という3を組み合わせて再カテゴリー化している。

属性変数としての年齢は、本分析で就職氷河期世代とした層の年齢36歳から45歳までを中心に、5歳刻みとにコホート化し使用している。学歴は、「中卒」、「高卒」、「短大・専門卒」、「専修・専門卒」、「大学・大学院卒」に分類し、分析には「高卒」を基準変数とする学歴ダミー変数を投入した。次節では、「生活費用の担い手」について整理し、その後最初の職に就いたあと⁹⁾と現在につい

⁸⁾ 2019年7月1日から開設した大阪府（梅田・阿倍野）を皮切りに、9月3～17日に兵庫県（神戸・三宮・尼崎・姫路）、10月24日の沖縄（那覇）、10月30日の埼玉県（さいたま）、11月の東京（池袋・立川）など。兵庫県の宝塚市では正規職員3名の採用に1800人以上が応募（受験は1635人）した一方で、45歳の年齢上限には批判も生じた。これを受けて厚生労働省は就職氷河期世代を特定の年齢層と位置づけ、限定求人として年齢の幅を35歳以上55歳未満と通達している。

図表1 生活費用の担い手

	男女計		男性計		女性計	
初 職						
本人、配偶者、両方（自立）	9,559	55.9	5,369	64.0	4,190	48.2
父のみ	1,810	10.6	621	7.4	1,189	13.7
母のみ	279	1.6	97	1.2	182	2.1
父母のみ	591	3.5	182	2.2	409	4.7
本人、配偶者、両方配偶者、父、母の組み合わせ	3,019	17.7	1,304	15.5	1,715	19.7
祖父母、本人、配偶者、父、母の組み合わせ	147	0.9	63	0.8	84	1.0
公的支援との組み合わせ	36	0.2	20	0.2	16	0.2
その他 ²⁾	588	3.4	247	2.9	341	3.9
無回答	1,059	6.2	490	5.8	569	6.5
計 ¹⁾	17,088	100.0	8,393	100.0	8,695	100.0
現 職						
本人、配偶者、両方（自立）	14,376	72.6	7,034	74.5	7,342	70.9
父のみ	555	2.8	276	2.9	279	2.7
母のみ	213	1.1	116	1.2	97	0.9
父母のみ	372	1.9	177	1.9	195	1.9
本人、配偶者、両方配偶者、父、母の組み合わせ	923	4.7	457	4.8	466	4.5
祖父母、本人、配偶者、父、母の組み合わせ	88	0.4	41	0.4	47	0.5
公的支援との組み合わせ	559	2.8	253	2.7	306	3.0
その他 ²⁾	1,769	8.9	686	7.3	1,083	10.5
無回答	945	4.8	406	4.3	539	5.2
計	19,800	100.0	9,446	100.0	10,354	100.0

*1 「これまでに一度も収入をとまなう仕事をしたことはない」人を除いている。

*2 きょうだい、その他の親戚、子どもの組み合わせを含む。

て、就職氷河期世代の自立について分析をおこなう。

V 分析

1 自立指標と生活費用の担い手

はじめに、本分析で重要な自立指標について概要を整理しておこう。図表1は、初職と現在についての生活費用の担い手について多重回答を類型

化したものである。最も構成比が高いのは、「本人、配偶者、両方」というカテゴリーである。生活費用を自分あるいは配偶者それぞれで担うか、それとも両方の費用で担う場合に、本分析では社会的に自立していると判断している。初職時には、男女計で56%（男性64%、女性48%）が社会的に自立していると回答していることになる。次いで「本人、配偶者、父、母の組み合わせ」が17%、「父のみ」が11%で、それ以外の選択肢は少

⁹⁾ 「生活と支え合いに関する調査」の2017年調査では、「生活費用の担い手」の設問の仕方が、2007年の「社会保障実態調査」と2012年の「生活と支え合いに関する調査」と異なっている。「最初の仕事に就いたあと」の「本人、配偶者、両方」の割合は、2007年で男性46.6%、女性35.1%、2012年の男性で47.0%、女性で30.3%であった。この数値は、2017年の男性64.0%、女性48.2%よりも13~18%程度小さくなっている。2012年までは、まず「最初の仕事に就いたあと」などのイベントの経験の有無を確認したうえで、誰が生活の費用を担っているかを確認している。さらに、「最初の仕事に就いたあと」の前にはイベントの発生時期に近い「最後の学校を卒業した直後」（2007年）、「最後の学校を卒業したあと（初めて仕事に就く前）」（2012年）というイベントの経験の有無を確認し、「生活費用の担い手」を確認している。2017年調査では調査票の削減を実施したため、「最初の仕事に就いたあと」のイベント想定期間が15歳から現在の間に幅広く設定されたため、15歳でも現在でもない時期に「生活費用の担い手」が「本人、配偶者、両方」と回答する人が集中したものと考えられる。

図表2 「最初の仕事に就いたあと」から「現在」への移動

最初の仕事に就いたあと	現 在			
	全体		就職氷河期世代	
	本人、配偶者、両方	本人、配偶者、両方	本人、配偶者、両方	本人、配偶者、両方
	%	度数	%	度数
本人、配偶者、両方	87.1	8324	89.0	1613
父のみ	76.1	1377	80.6	253
母のみ	65.6	183	59.1	26
父母のみ	58.7	347	67.3	66
本人、配偶者、両方配偶者、父、母の組み合わせ	70.6	2130	74.3	401
祖父母、本人、配偶者、父、母の組み合わせ	55.8	82	73.5	25
公的支援との組み合わせ	19.4	7	75.0	3
その他 ²⁾	49.3	290	54.7	35
無回答	41.6	441	28.8	40
	77.1	17088	79.6	2505

ない。現在になると、「本人、配偶者、両方」の値は高くなり73%（男性75%、女性71%）になる。初職から現在への変化の多くは、「父のみ」（76%が自立へ移動）と「本人、配偶者、父、母の組み合わせ」（71%が自立へ移動）からの移動であり（図表2）、親の援助が徐々になくなっていく様子を示しており、特に女性はこの傾向が顕著である（図表1）。この全体傾向は、就職氷河期世代ではより強くなっている（図表2）。

図表1の初職について、自立層を性別年齢コホート別に確認したのが図表3である。この数値は、各年齢層の初職時の自立割合を示しており、戦前から戦後そして現代まで自立がどのように推

移してきたかを示している。その傾向は、団塊の世代まで初職時の自立が高まり（86-105歳の52%から団塊の世代の57%）、その後就職氷河期世代までゆるやかに低下して推移し、就職氷河期世代でピークを迎え、近年若者の自立の割合は低下している。男女間では、女性の自立割合は、団塊の世代以降、就職氷河期世代まで一貫して上昇している。この傾向を非正規の占める割合で示したのが図表4である。男女計では、自立層であっても就職氷河期世代から非正規率は高くなる傾向にある。その割合は、就職氷河期世代前の46-50歳層の男女計で8%から26-30歳層の19%、男性は5%から17%、女性は12%から21%であり、もともと女性に非正規率は高い傾向にあることを踏まえても、男女ともに非正規率は近年高まっている。

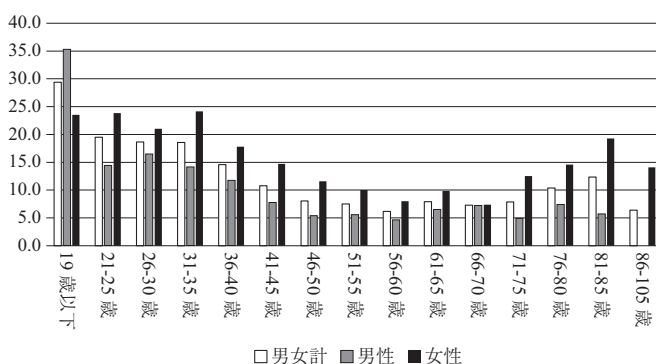
このような傾向は、性別、学歴、15歳時に自立していたか否か、初職の状態を統制しても確認できるのであろうか（図表5）。Logistic回帰分析の結果は、オッズ比で示している。初職時の自立には、やはり女性よりも男性であることがオッズ比は高い。学歴は高卒に比べ専修・専門、大学・大学院レベルで有意に自立しやすくなっている。中卒が有意に高くなっているモデルⅠとⅣでは、15歳時の自立の要因がモデルに組み込まれていないため、おそらく中卒者の割合が高かった時期に15歳児の自立も高かったと推測できる¹⁰⁾。ⅢとⅣのモデルで初職の状態は、経営・正規以外は、有意に自立しにくい傾向をオッズ比は示している。最も非正規率の低かった56-60歳を基準とした年齢

図表3 年齢コホート別男女別の初職時の自立¹⁾

	就職氷河期世代										団塊の世代				計	
	19歳以下	21-25歳	26-30歳	31-35歳	36-40歳	41-45歳	46-50歳	51-55歳	56-60歳	61-65歳	66-70歳	71-75歳	76-80歳	81-85歳		86-105歳
男女計	34	241	456	673	829	984	947	878	845	998	1,115	648	463	276	172	9,559
	24.3	38.7	51.4	56.0	60.6	58.5	58.8	58.0	55.2	56.7	57.3	54.8	56.5	56.1	52.0	55.9
男性	17	111	237	375	436	556	541	489	458	571	680	392	271	141	94	5,369
	25.0	38.5	56.2	61.4	65.3	68.6	66.5	67.4	64.6	66.0	67.8	66.2	63.0	58.5	63.5	64.0
女性	17	130	219	298	393	428	406	389	387	427	435	256	192	135	78	4,190
	23.6	38.8	47.0	50.5	56.1	49.1	50.9	49.4	47.0	47.7	46.2	43.4	49.2	53.8	42.6	48.2

*1 「最初の仕事に就いたあと」の生活費用の担い手が「本人、配偶者、両方」と回答した度数と全体に占める割合。

¹⁰⁾ この関係は現職においても確認できる。この傾向は50代後半から60代に確認することができた

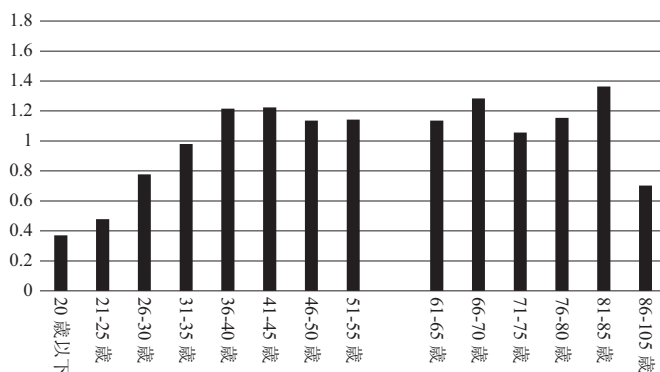


図表4 性・出生コホート別自立者の就業状態（非正規率）

図表5 初職時の自立の規定要因

	I	II	III	IV	V
性別ダミー	1.835 *** (0.078)	1.789 *** (0.077)	1.783 *** (0.078)	1.830 *** (0.079)	1.756 *** (0.077)
学歴ダミー (vs.高校卒)					
大学・大学院ダミー	1.624 *** (0.082)	1.722 *** (0.088)	1.718 *** (0.088)	1.620 *** (0.082)	1.782 *** (0.094)
専修・専門ダミー	1.220 *** (0.079)	1.261 *** (0.082)	1.268 *** (0.083)	1.226 *** (0.079)	1.300 *** (0.086)
短大・高専ダミー	1.051 (0.071)	1.085 (0.074)	1.071 (0.073)	1.038 (0.070)	1.064 (0.074)
中学ダミー	1.292 ** (0.132)	0.964 (0.105)	1.070 (0.119)	1.429 *** (0.149)	1.009 (0.115)
年齢コホートダミー (vs.56-60歳)					
20歳以下ダミー					0.371 *** (0.087)
21-25歳ダミー					0.479 *** (0.056)
26-30歳ダミー					0.778 ** (0.080)
31-35歳ダミー					0.981 (0.093)
36-40歳ダミー					1.215 ** (0.113)
41-45歳ダミー					1.223 ** (0.106)
46-50歳ダミー					1.137 (0.100)
51-55歳ダミー					1.143 (0.100)
61-65歳ダミー					1.135 (0.106)
66-70歳ダミー					1.283 ** (0.137)
71-75歳ダミー					1.057 (0.167)
76-80歳ダミー					1.154 (0.253)
81-85歳ダミー					1.363 (0.518)
86-105歳ダミー					0.702 (0.373)
15時自立ダミー		9.463 *** (1.753)	9.765 *** (1.814)		10.013 *** (1.865)
初職ダミー (vs.正規雇用)					
経営ダミー			1.085 (0.063)	1.114 * (0.064)	1.121 * (0.066)
非正規ダミー			0.694 *** (0.044)	0.720 *** (0.045)	0.742 *** (0.048)
自営ダミー			0.597 *** (0.059)	0.623 *** (0.060)	0.577 *** (0.058)
切片	0.850 *** (0.033)	0.800 *** (0.032)	0.848 *** (0.036)	0.892 *** (0.038)	0.799 *** (0.059)
N	10124	10124	10124	10124	10124
LL	-6680.4011	-6554.2905	-6522.5271	-6651.3875	-6457.7237
Pseudo R2	0.0271	0.0455	0.0501	0.0314	0.0596

注：*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .10$



図表6 出生年別自立（56-60歳基準のオッズ比）

ダミーを投入したモデルⅤをみると、団塊の世代と就職氷河期世代の間の世代では、56-60歳と比べて、初職時に自立しやすい傾向にあり、特に団塊の世代と就職氷河期世代は有意にオッズ比が高くなっている。しかし、就職氷河期世代以降は、56-60歳層と比べて初職時に自立するのは困難になっており、その傾向は強まっている（自立しにくくなっている）といえる（図表6）。就職氷河期世代が初職時に自立しやすかった理由は、そもそもこの世代がフリーター世代とも重なっており、当時の非正規職の厚遇もあり、社会経済的には親などに頼っているという実感がなかったのかもしれない。

2 初職の影響は現在にまで続くのか。

図表1と図表2で確認したように、現在の自立の割合は、男女計で72%に達している。年齢が低い層では親の支援、高い層では、とうぜん子どもや親せき、公的支援なども生活費用に加わってくる。ここでは、就職氷河期世代のように、初職時に非正規職に就いたことが、現在の自立に影響を与えているのかを確認する（図表7）。

まず、全体をみると、大学・大学院ダミー以外は、それほど安定的な効果をもたないことがわかる。現在の自立は、初職時と異なり、本人や配偶者の能力以外の要因で決定するようになってい

る。さらに言えば、ここで投入した変数以外の要因で決定している。就職氷河期世代は、確かに現在の自立において56-60歳よりも困難であるが、それ以上に若い世代の自立は困難である。

モデルⅠとモデルⅡをみると、現在の自立に対して、15歳時の自立ダミーと初職自立ダミーが有意な効果を示している。初職時と異なり、15歳時の自立ダミーの効果は、正負が反転している。15歳時の自立は中卒者の初職と重なっており、歴史的に中卒者は1950年代後半から1960年代半ばまで未曾有の需要を経験している。団塊の世代以前（66歳以上）が時期的に重なり、自立しやすいことがわかっている（図表6）。この効果は、初職時においてのみ影響を与えたあと消失し、多くが現在では自立を継続することが困難になったことを示唆しているようである¹¹⁾。これに対して、初職自立ダミーの効果は、自立していなかった層よりもオッズ比は5倍以上になる。またモデルⅣの推定結果から、現在の自立に対して、初職時に非正規であることのオッズ比は0.78になり、初職での躰きの影響は、現在の自立にまで続いていることがわかる。

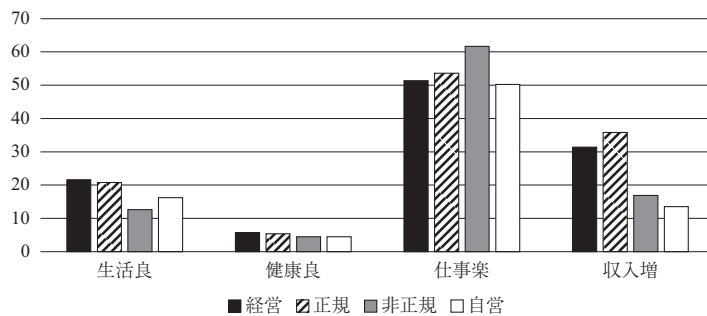
それでは、このような状況の中で、就職氷河期世代の現在をどのようにとらえ、2020年度以降の支援プランを評価すればよいのか。就職氷河期世代の自立層に限って現在と5年前の生活を比較し

¹¹⁾ 試みに1歳ごと年齢幅を調整して確認したところ、58歳から69歳までは、この効果は正の効果であった。

図表7 現在の自立の規定要因

	I		II		III		IV	
性別ダミー	1.078	(0.060)	1.258	*** (0.070)	1.057	(0.062)	0.993	(0.061)
学歴ダミー (vs高校卒)								
大学・大学院ダミー	1.123	* (0.076)	1.680	*** (0.116)	1.380	*** (0.101)	1.339	*** (0.098)
専修・専門ダミー	0.865	* (0.071)	1.118	(0.092)	1.025	(0.089)	1.021	(0.089)
短大・高専ダミー	1.184	* (0.105)	1.210	** (0.109)	1.189	* (0.111)	1.190	* (0.111)
中学ダミー	1.015	(0.132)	0.805	* (0.105)	0.854	(0.118)	0.874	(0.121)
年齢コホートダミー								
19歳以下			0.054	*** (0.013)	0.056	*** (0.015)	0.052	*** (0.014)
21-25歳			0.100	*** (0.013)	0.104	*** (0.015)	0.097	*** (0.014)
26-30歳			0.212	*** (0.027)	0.202	*** (0.027)	0.192	*** (0.026)
31-35歳			0.401	*** (0.050)	0.378	*** (0.049)	0.361	*** (0.047)
36-40歳		就職氷河期世代	0.567	*** (0.072)	0.510	*** (0.067)	0.497	*** (0.066)
41-45歳			0.729	** (0.090)	0.662	*** (0.085)	0.649	*** (0.083)
46-50歳			0.820	(0.104)	0.766	** (0.101)	0.750	** (0.099)
51-55歳			1.040	(0.138)	0.983	(0.134)	0.974	(0.133)
61-65歳			0.851	(0.114)	0.806	(0.112)	0.875	(0.122)
66-70歳		団塊の世代	0.924	(0.140)	0.853	(0.134)	0.944	(0.149)
71-75歳			0.726	(0.150)	0.725	(0.156)	0.826	(0.179)
76-80歳			0.551	** (0.147)	0.510	** (0.142)	0.594	* (0.167)
81-85歳			0.313	*** (0.125)	0.261	*** (0.112)	0.312	*** (0.135)
86-105歳			0.279	** (0.146)	0.297	** (0.166)	0.344	* (0.194)
15時自立ダミー	0.335	*** (0.043)			0.347	*** (0.047)	0.346	*** (0.047)
初職自立ダミー	5.397	*** (0.321)			5.199	*** (0.321)	5.152	*** (319)
初職ダミー (vs正規雇用)								
経営ダミー							0.988	(0.090)
非正規ダミー							0.774	*** (0.056)
自営ダミー							0.681	*** (0.066)
切片	1.943	*** (0.100)	5.851	*** -0.608	3.547	*** (0.382)	4.285	*** (0.510)
N	10124		10124		10124		10124	
LL	-4424.6119		-4471.3874		-4065.7519		-4054.6627	
Pseudo R2	0.0954		0.0858		0.1687		0.171	

注：*** $p < .01$, ** $p < .05$, * $p < .10$



図表8 就業タイプ別5年前と比較した現在の生活 (「本人、配偶者、両方」のみ)

てみると(図表8), 非正規職は、生活は良くなったと回答したもの、収入が増加したと回答したものはともにほかの就業状態よりも低い。けれども、仕事は楽になったと回答する割合が高く、62%にも達している。就職氷河期世代のなかでも行政の支援対象となっている非正規層ではあるが、働き方自体には不満が少ないことを示している。もちろん、生活は楽になっておらず、収入も増えていない。それでも非正規の仕事を負担に感じることなく生活はできている。これは正規職に転換することの積極的意義に疑義を生じる結果である。

VI 結論

就職氷河期世代において初職時に躓いたかどうかを確認するために、自立概念を用いて検証をおこなった。経済指標の多くが大卒の就職率や非正規割合を理由に躓きがあったと結論づけてきた。本分析では自立概念を用いてその躓きの有無を確認したところ、むしろ就職氷河期世代は、前後の世代よりも自立割合がやや高いことが明らかになった。この概念が、非正規であっても生活費用が自身で賄えると判断すれば自立している、と判定するためである。そして就職氷河期世代は初職から現在にかけても自立を成し遂げていた。むしろ問題は現在の若者で自立が困難になっていることである。その理由もやはり氷河期以降で非正規割合が増えたことにある。非正規が短期間に異なった働き方になった可能性がある。初職時の自立には、男性、高い学歴、正規雇用など長期的に安定した理由のほかに、15歳時の自立のように高学歴化により消失した理由もある。現在の自立は、想定した変数以外による影響が大きく、影響があるのは、初職時の自立が顕著に大きく、性の効果は薄れて、学歴の効果は大学・大学院卒のみが確認できた。初職非正規が現在の自立を引き下げる効果も確認できた。

就職氷河期世代の事例は、現在日本社会の雇用

構造が自立しにくい状況にあることを覆い隠しているかもしれない。すなわち、就職氷河期世代が長期不況の影響によって自立を阻害された時代効果に加えて、雇用構造自体が変化して若者に自立できる職を提供できなくなっている可能性がある。この結果は、来年度から実施される予定の正規化30万人の目標においても、また就職氷河期世代である36-45歳層という支援対象にも妥当性に疑義が生じる。厚生労働省はハローワークに就職氷河期世代の支援対象年齢を36-55歳まで拡大するよう通達をしたが、本分析の結果はむしろそれよりも若い層も含めて全世代型の支援が必要になる可能性を示唆する。また就職氷河期世代内部においても雇用に差異が生じていることにも支援での配慮が必要である。例えば、西村(2019)は、2017年と2018年に実施した20-35歳、36-45歳、46-60歳の正規・非正規のグループ・インタビューの分析結果から、36-45歳のグループ(特に非正規)¹²⁾においては、正規職に就くための支援ニーズがまったく言及されなかった事実を示している。その代わりに現在(非正規)の働き方を維持した状態での賃金や福利厚生への期待が大きいことを明らかにした。これは子育てと親の面倒を期待される年齢になりつつある就職氷河期世代にとっては、正規化あるいは訓練などにより現在の生活が崩れてしまうこと危惧するからである。就業という社会への参入に際して、正規化のみが生活不安の解消策であるという前提は問い直さねばならない。それが働き方改革の出発点であると就職氷河期世代の事例は示している。

参考文献

- 阿部真大(2006)『搾取される若者-バイク便ライダーは見た!』集英社新書。
藤村正之・浅野智彦・羽瀨一代編(2016)『現代若者の幸福-不安感社会を生きる』恒星社厚生閣。
玄田有史編(2017)『人手不足なのになぜ賃金が上がらないのか』慶應義塾大学出版会。
玄田有史(2017)「これだけ深刻な人手不足なのに、いつまでも賃金が上がらない理由」『現代ビジネス』
<https://gendai.ismedia.jp/articles/-/51726>, p.3 (最終確

¹²⁾ 東京都23区内、東京都23区外、京都市、仙台市で実施した。都市部の対象者ゆえに離れた親の世話と子育てが生活の中心になっている様子がうかがえた。

- 認日：2018年11月29日)。
- 樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編(2013)『若年者の雇用問題を考える 就職支援・政策対応はどうかあるべきか』日本経済評論社。
- 濱口桂一郎(2013)『若者と労働 入社の仕組みから解きほぐす』。
- 本田由紀(2005)『若者と仕事 「学校経由の就職」を超えて』東京大学出版会。
- 乾 彰夫(2012)『若者が働きはじめるとき 仕事、仲間、そして社会』日本図書センター。
- 乾彰夫編(2013)『高卒5年どう生き、これからどういきるのか 若者たちが今<大人になる>とは』大月書店。
- 乾彰夫・本田由紀・中村高康編(2017)『危機の中の若者たち 教育とキャリアに関する5年間の追跡調査』東京大学出版会。
- 石田 浩(2005)「後期青年期と階層・労働市場」『教育社会学研究』第76集, pp.41-57。
- 石田浩・村尾裕美子(2000)「女子中卒労働市場の制度化」『学校・職安と労働市場』東京大学出版会。
- 石黒格・李永俊・杉浦裕晃・山口恵子(2012)『「東京」に出る若者たち 仕事・社会関係・地域間格差』ミネルヴァ書房。
- 石井まこと・宮本みち子・阿部誠編(2017)『地方に生きる若者たち インタビューからみえてくる仕事・結婚・暮らしの未来』旬報社。
- 香川めい・西村幸満(2015)「若者の第2職の重要性ー『初職からの移行』における現代の課題」『季刊社会保障研究』Vol.51, No.1, pp.29-43。
- 小杉礼子(2010)『若者と初期キャリア 「非典型」からの出発のために』勁草書房。
- 厚生労働省(2019)「資料3厚生労働省就職氷河期世代活躍支援プラン」(最終確認日：2019年5月29日)
<https://www.mhlw.go.jp/content/12601000/000513529.pdf#search=%27%E5%8E%9A%E7%94%9F%E5%8A%B4%E5%83%8D%E7%9C%81+%E5%B0%B1%E8%81%B7%E6%B0%B7%E6%B2%B3%E6%9C%9F%E3%83%97%E3%83%A9%E3%83%B3%27> (最終確認日：2019年9月30日)。
- 黒田啓太(2016)「今も続いている就職氷河期の影響」玄田有史編『人手不足なのになぜ賃金が上がらないのか』慶應義塾大学出版会, pp.51-68。
 内閣府Society 5.0 (最終確認日：2019年10月30日)。
https://www8.cao.go.jp/cstp/society5_0/index.html
- 中村政則(1976)『労働者と農民 日本近代を支えた人々』小学館ライブラリー。
- 西村幸満(2014)「変貌する若者の自立の実態」『季刊社会保障研究』Vol.49, No.4, pp.384-395。
- OECD編(2010)『日本の若者と雇用OECD若年者雇用レビュー：日本』明石書店(濱口桂一郎監訳, 中島ゆり訳)。
- (2011)『世界の若者と雇用 学校から職業への移行を支援する』明石書店(濱口桂一郎監訳, 中島ゆり訳)。
- 太田聰一(2010a)「若年雇用問題と世代効果」樋口美雄編『労働市場と所得分配』慶應義塾大学出版会, pp.513-539。
- (2010b)『若年者就業の経済学』日本経済新聞社。
- 鈴木賢志(2015)『日本の若者はなぜ希望を持ってないのか 日本と主要6か国の国際比較』草思社。
- 辻 明子(2008)「就職氷河期世代の老後に関するシミュレーション」総合研究開発機構『就職氷河期世代のきわどさ 高まる雇用リスクにどう対応すべきか』NIRA研究報告書, pp.114-123。
- 山本克也(2016)「現行社会保障制度に基づく非正規労働者の老後設計費問題：予備的考察」『社会保障研究』Vol.1, No.2, pp.446-460。

(にしむら・ゆきみつ)

Youth Self-Reliance and Career Instability - Analysis of First Job and Present of the Ice Age

Yukimitsu NISHIMURA*

Abstract

This paper analysed the self-reliance status of the employment ice age generation for which the government decided to implement an intensive support program in and after 2020 by using data from the “The National Survey on Social Security and People’s Life” conducted in 2017. This generation is said to have experienced difficulties in getting their first job and still have difficulties today. Therefore, I defined the concept of self-reliance as the status of bearing the cost of living by themselves with the support of a spouse if any, and compared the employment status at first job and present job between birth generations. Analysis revealed that self-reliance has become more difficult since the Employment Ice Age, controlling for attributes, and that the explanatory power of attributes is stronger at first job.

Support for Employment Ice Age at the ages from 36 to 45 is expected to be more diverse than that required at their first job, and the normalization of employment may not meet their needs. From the standpoint of self-reliance, it is rather necessary to improve the treatment of young people at first job and expand the age of people eligible for the support.

Keywords : Youth Self-Reliance, Ice Age Generation, Instability about Life

* Senior Research Fellow Department of Empirical Social Security Research

特集：人々の生活実態・困難の多面的分析

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——¹⁾大津 唯^{*1}, 渡辺 久里子^{*2}

抄 録

日本における貧困の測定は、近年相対的貧困率などの金銭的指標の活用が進んできたところであるが、これを補完する非金銭的指標の整備は遅れている。そこで本稿では、国立社会保障・人口問題研究所「生活と支え合いに関する調査」(2017年)の個票データを用いて、代表的な非金銭的指標の一つである剥奪指標による貧困の測定と分析を行った。

本稿の主な知見は次の2点である。第一に、等価所得がゼロに近づくにつれて剥奪率は指数関数的に上昇することが確認された。第二に、所得水準の違い等を統御した上でもなお、世帯構造による剥奪率の違いが存在し、子のいない世帯よりも子のいる世帯の方が、また、ふたり親世帯よりもひとり親世帯の方が、それぞれ剥奪率が高いことが確認された。ひとり親世帯は所得水準が低く、相対的貧困率の高いことが知られているが、所得水準の低さだけでは説明できない生活上の困難に直面している可能性が示唆された。

キーワード：貧困, 剥奪指標

社会保障研究 2019, vol. 4, no. 3, pp. 275-286.

I はじめに

先進諸国における貧困の指標として最も代表的なのは、等価可処分所得の中央値の50%²⁾を貧困線とした相対的貧困率である。しかし、所得は人々の生活水準を決定づける重要な要素であるも

の、生活水準を直接的に測定するものではないため、貧困を測定する手法としては限界がある〔Ringen (1988), Callan et. al. (1993), Nolan and Whelan (1996), Atkinson et. al. (2002) など〕。

そこで、これを補完するものとして非金銭的な指標の開発が進められてきたが、その代表的な指標の1つに「剥奪」(deprivation) 指標がある³⁾。剥

¹⁾ 本稿は、厚生労働行政推進調査事業費政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)(H28-政策-指定-006)「我が国の貧困の状況に関する調査分析研究」(研究代表者: 泉田信行)および国立社会保障・人口問題研究所における一般会計プロジェクト「生活と支え合いに関する調査」の成果の一部である。

^{*1} 埼玉大学大学院人文社会科学研究科 准教授

^{*2} 国立社会保障・人口問題研究所 企画部 研究員

²⁾ 欧州連合(EU)の公式統計では、中央値の60%が相対的貧困線と定義されている。

³⁾ 非金銭的指標のそのほかの代表例としては、剥奪の概念を発展させたより概念の広い「社会的排除」(social exclusion)が挙げられる。

奪は、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を指し、Townsend (1979) を嚆矢としてその測定が試みられてきた。現在は、EUが毎年実施しているEU-SILC (EU Statistics on Income and Living Condition) において加盟28か国の剥奪状況が調査され、それがEUの中期成長戦略である「欧州2020戦略」(Europe 2020) の指標に採用されるなど、国際的にその活用が進んでいる。

翻って日本においては、格差・貧困問題への関心が高まるなかで、2009年に厚生労働省が相対的貧困率の公表を始めるなど、金銭的指標については近年その活用が進んできたところであるが、剥奪をはじめとする非金銭的指標については、一部の試行的な調査研究に限られ、その活用は遅れている。

本稿は、このような状況を踏まえ、2017年に国立社会保障・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」の個票データを利用して、日本の貧困の実態について剥奪指標による測定と分析を行ったものである。

本稿の構成は次の通りである。まず、第2節で国内外の剥奪指標に関する研究を概観する。第3節では本稿の分析枠組みについて説明する。第4節では基礎集計の結果を示し、第5節では多変量解析の分析結果を確認する。第6節は本稿のま

めである。

II 先行研究

1 剥奪指標の歴史

剥奪指標の歴史については、既に日本でも多くの文献で紹介されているが⁴⁾、ここで改めてその概要を整理したい。

それまで貧困研究において主流であった絶対的基準による貧困測定に代わる方法として、剥奪指標による貧困測定を初めて行ったのはTownsend (1979) である。Townsend (1979) は、「所属する社会で慣習になっている、あるいは少なくとも広く奨励または是認されている種類の食事をとったり、社会的諸活動に参加したり、あるいは生活の必要諸条件や快適さを得るために必要な生活資源を欠いている」(Townsend 1979: 31)⁵⁾状態を「相対的剥奪」(relative deprivation) と定義し、1968～69年にイギリスにおいて、12分野60項目から構成される調査を実施した。そして、各分野から1項目ずつ、計12項目を選定し(表1)、12項目のうちあてはまる項目数を「相対的剥奪スコア」として示した。さらに、所得が一定水準を下回るとこのスコアが急増する「閾値」が存在することを示した。

しかし、Townsend (1979) は、次の2点で批判を

表1 Townsend (1979) の相対的剥奪指標の項目

1. 過去12ヵ月間に1週間の休暇を家の外で過ごしていない。
2. (大人のみ) 過去4週間に親類または友人を家に招き、食事もしくは軽食をとったことがない。
3. (大人のみ) 過去4週間に親類または友人の家を訪ね、食事もしくは軽食をとったことがない。
4. (15歳未満の子供のみ) 過去4週間の間に友人を家に呼んで遊んだりお茶を飲んだりしたことがない。
5. (15歳未満の子供のみ) 前回の誕生日にパーティーを開かなかった。
6. 過去2週間の間に娯楽のために午後または晩に外出したことがない。
7. 1週間に4日以上新鮮な肉(外食をふくむ。ソーセージ・ベーコン・ハムなどを除く)を食べることがない。
8. 過去2週間に、料理された食事を食べない日が1日以上あった。
9. 「1週間のうちほとんどの日に、料理された朝食(ベーコンエッグなどを含む)をとっている」ということがない。
10. 家には冷蔵庫がない。
11. 「通常(4回のうち3回以上)日曜日に、大きな肉片を食べる」ということがない。
12. 家の中に次の4種の室内設備のいずれかがない(共用設備を除く)……水洗トイレ/流しまたは洗面台、および水の出る蛇口/固定された風呂またはシャワー/ガスまたは電子レンジ

注: 和訳は平岡(2001: 154-155)をもとに一部修正して作成した。

出所: Townsend (1979: 250), 平岡(2001: 154-155)より筆者ら作成。

⁴⁾ 小沼(1981), 柴田(1997), 平岡(2001), 阿部(2002), 橋木・浦川(2006)の第2章および第8章, 阿部(2014), 阿部(2015)など。

⁵⁾ 和訳は斉藤他(2014: 309)。

受けた。第1の批判は、項目の選定がTownsend自身によって行われたものであり、恣意的であるというものである。第2の批判は、標準的な生活様式を満たしていないことが、欠乏の結果なのか、それとも個人の選択の結果なのか、識別されていないということである。

こうした欠点を改善するために登場したのが、「合意に基づく方法」(consensual method)のアプローチである⁶⁾。Mack and Lansley (1985)は、剥奪を「社会的に合意された必需品の強制的な欠如である」と定義したうえで、一般市民の50%が「必要である」と認識している項目を「社会的必需項目」(socially perceived necessities)として選定することで、剥奪指標の項目選択における恣意性を排除した⁷⁾。さらに、このアプローチでは、「社会的必需項目」の欠如が、金銭的余裕がない、すなわち「強制的な欠如」(enforced lack)のためなのか、それとも選好に基づいた選択の結果のためなのかを明確に区別し、「強制的な欠如」の場合のみを剥奪に含めることとされた。これ以降、「合意に基づく方法」は剥奪アプローチによる貧困測定の標準的手法として発展してきた〔Gordon and Pantazis (1997), Pantazis et. al. (2006), Lansley and Mack (2015)など〕。

また、剥奪指標の算出方法についても改善が図られてきた⁸⁾。Townsend (1979)では、剥奪状態にある項目の数が単純に用いられていたが、この方法は解釈が容易である一方、すべての項目が同じ重みをもつという暗黙の仮定が置かれている⁹⁾。そこで、次の式(1)のように各項目に重みづけをして剥奪率を計算する方法が取られるようになった〔Mack and Lansley (1985), Halleröd (1995),

Whelan et. al. (2002), Apospori and Millar (2003)など〕。

$$u_j = \sum_{i=1}^I w_i X_{ij} \quad (1)$$

$$\text{ここで, } w_i = \frac{h_i}{\sum_{i=1}^I h_i}$$

$$\text{かつ, } \sum_{i=1}^I w_i = 1$$

u_j = 個人 j の剥奪率

X_{ij} = 個人 j の項目 i の剥奪状況 (剥奪の状態にある場合は1, そうでない場合は0)

w_i = 項目 i のウェイト (合計が1となるように標準化したもの)

h_i = 項目 i のウェイト (初期値)

ウェイト (h_i) の設定方法には、必要度 (consensus weighting) を用いる方法と、普及率 (prevalence weighting) を用いる方法の2つがある。必要度は、その項目が必需品であると考えた人の割合であり、当該項目がその社会でより必要と考えられていれば、その項目により大きなウェイトが与えられる。普及率は、その項目を所有している人の割合である¹⁰⁾。

2 日本における研究

日本国内で初めて全国的な剥奪指標の測定・分析を行ったのは、阿部 (2006) である。阿部 (2006) は、全国の20歳以上の男女2,000人を対象とした「福祉に関する国民意識調査」(2003年)と「社会生活調査」(同年)の結果を用いて¹¹⁾、所得が一定水準を下回ると剥奪の度合いが急激に大きくなる

⁶⁾ Townsend自身も剥奪指標の改良を試みている [(Townsend 1993) など]。

⁷⁾ とはいえ、50%以上の人が必要と回答したものを「社会的必需項目」であると定義すること自体にも恣意性は残る。これに対し、Halleröd (1995)は、50%を境界とせず、強制的に欠如されたすべての項目の必要度を足し上げていく手法 (proportional deprivation index) を提案している。

⁸⁾ 以下の記述はGuio (2009)に基づいている。

⁹⁾ ただし、剥奪項目が必要不可欠であるとみなされるのであれば、その項目へのアクセスが同じ規範的価値を持つと主張することもできる。その場合、剥奪項目に重みづけをしないほうが望ましい可能性もある〔Guio (2009) : 13〕。

¹⁰⁾ Guio (2009)は、ウェイトとして必要度を用いた場合と普及率を用いた場合を比較した分析を行い、重みづけの方法で剥奪指標が異なることを示している。

表2 阿部（2006）で相対的剥奪指標の構築に用いられた社会的必需項目

設備	<ul style="list-style-type: none"> ・電子レンジ ・冷暖房機器（エアコン、ストーブ、こたつ等） ・湯沸器（電気温水器等含む）
社会生活	<ul style="list-style-type: none"> ・親戚の冠婚葬祭への出席（祝儀・交通費を含む） ・電話機（ファックス兼用含む） ・礼服 ・1年に1回以上新しい下着を買う
保障	<ul style="list-style-type: none"> ・医者にかかる ・歯医者にかかる ・死亡・障害・病気などに備えるための保険（生命保険、障害保険など）への加入 ・老後に備えるための年金保険料 ・毎日少しずつでも貯金ができること
住環境	<ul style="list-style-type: none"> ・家族専用のトイレ ・家族専用の炊事場（台所） ・家族専用の浴室 ・寝室と食卓が別の部屋

出所：阿部（2006）より筆者ら作成。

こと、単身世帯や母子世帯の剥奪率が高いことを示した。また、同じデータを用いて行われた Saunders and Abe（2010）では、日本とオーストラリアの相対的貧困率、剥奪指標および両指標の重なりを世帯類型別に示し、いずれの指標でも単身世帯やひとり親世帯の貧困リスクが高いことを確認している。

全国的な剥奪指標の測定・分析を行った研究は以上のものに限られるが、対象を限定した調査研究は多数ある。平岡（2001）と齊藤他（2014）は65歳以上の高齢者を、阿部（2008）は子どものいる世帯を、岩田・濱本（2004）は若年女性を、山田（2013）はホームレス経験者を、それぞれ対象として剥奪の状況を分析している。それぞれの概要は、阿部（2006）も含めて表3にまとめた¹¹⁾。

また、剥奪指標と他の指標との関係を調べた研究も行われている。橋木・浦川（2006）は生活満足度との関係を、Kondo et. al.（2015）は高齢者の

主観的健康観との関係を、それぞれ分析している。

学術研究以外にも、国・地方公共団体による調査が進められている。厚生労働省は、2010年、2016年および2019年に「家庭の生活実態及び生活意識に関する調査」を実施している。この調査は、一般世帯だけでなく生活保護受給世帯も対象としていることから、生活保護受給世帯の非金銭的な貧困状況を把握することができ、また一般世帯との比較分析も可能である。さらに、全国規模の調査であることも特筆すべき点ある。また、地方公共団体でも、独自に剥奪指標の調査が進められているが¹²⁾、剥奪指標が統一されていないことからそれぞれの比較は不可能であり、また調査対象が子どもに限定されていることが多く、日本全体の状況を把握するには限界がある。

III 分析の枠組み

1 データ

本稿の分析に用いるデータは、国立社会保障・人口問題研究所「生活と支え合いに関する調査」（2017年）の個票データである。同調査は、厚生労働省「平成29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（1,106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および18歳以上の個人を対象として、2017年7月1日現在の世帯の状況（世帯票）および個人の状況（個人票）について調査したものである。

分析にあたっては、世帯票と個人票のデータを突合し、個人単位のデータセットを構築した。分析に用いる変数が欠損している場合は、分析対象から除外した。

¹¹⁾「福祉に関する国民意識調査」の詳細については、後藤他（2004）、阿部（2004）を参照されたい。また、阿部（2006）で剥奪率の算出に用いられた項目は表2の通りである。

¹²⁾このほか、社会生活に関する調査検討会（2003）が生活保護世帯と「一般低所得世帯」（世帯人員別にみた収入階級第1五分位の世帯）を対象とした調査を行っているが、必ずしも相対的剥奪の概念と測定方法に基づいたものではない。同調査については、中川（2004）も参照されたい。

¹³⁾例えば沖縄県では、2015年から2018年にかけて「沖縄子ども調査」、「沖縄県未就学児調査」、「沖縄県長中学生調査」が実施されている。また、大阪市では、2012年に「大阪子ども調査」、2016年に「子どもの生活に関する実態調査」が実施されている。

表3 日本国内における相対的測奪指標の調査研究一覧

	平岡 (2001)	岩田・濱本 (2004)	阿部 (2006)	阿部 (2008)	山田 (2013)	斉藤他 (2014)
【測奪指標に関する研究概要】						
分析対象	高齢者	若年女性	全国の20歳以上の男女	12歳以下の子どものいる世帯	ホームレス経験のある生活保護受給者	要介護認定を受けていない65歳以上の高齢者
指標の構成	20項目のリストの中で、欠如している項目数。	保有率の高い耐久消費財の所有、貯蓄や民間保険制度、クレジットカードや消費者信用、年金・健康保険などの社会制度の利用、趣味や娯楽に費やす時間、心を打ち明けられる友人についての12項目。	普及率によるウェイト付けをした測奪状態にある項目の相対的剥奪率として算出。	子どもの生活水準にかかわる15項目のそれぞれについて、次如し率の相対的剥奪率として算出。	阿部 (2006) に同じ。	既存の指標を参考に14項目を設定。
主な結果	サンブルの80%がいずれかの項目を欠いている。	10%前後が3項目以上で「なし」。	相対的剥奪率は34.9%。世帯所得が500万円を下回ると急激に悪化。	子どもの測奪指標は400万円～500万円を閾値として急激に悪化。	分析対象者の測奪スコアは阿部 (2006) に比べて大きかった。	高齢者の27.6%がいずれかの項目に、13.0%が複数の項目に該当。また、高齢者がいる世帯では等価所得が200万円未満ないし150万円未満という状態になると相対的測奪状態へのリスクが急激に高まる。
【使用した調査について】						
調査名	中高年の生活実態と老後意識に関するアンケート	消費生活に関するパネル調査	①福祉に関する国民意識調査 (子備調査) ②社会生活調査 (本調査)	①福祉に関する国民意識調査 (子備調査) ②社会生活調査 (本調査)	アパートなどで生活している人への支援に関するアンケート	日本老年学的評価研究 (JAGES) プロジェクト調査
調査年	1996年	①1993～2002年度 ②1997～2002年度	①2003年 ②2003年	①2003年 ②2003年	2009年	2010～2012年
調査対象	無作為に抽出された東京都23区の高齢者 (65歳以上) の男女1000人	①2002年時点で55歳から44歳の女性 ②2002年時点で29歳から34歳の女性	①層化2段無作為抽出法によって抽出された全国の20歳以上の男女2,000人 ②無作為抽出された全国の20歳以上の男女2,000人	①層化2段無作為抽出法によって抽出された全国の20歳以上の男女2,000人 ②無作為抽出された全国の20歳以上の男女2,000人	名古屋市内でホームレス支援活動を行っている「笹島診療所」に支援記録のある人のうち、アパルト生活者向けに発行しているニューズレターを送付している327名	全国12都道府県31市町村における要介護認定を受けていない65歳以上の高齢者169,215名
回答者数 (回答率)	654人 (65.4%) (代理回答含む) 585人 (58.5%) (本人回答のみ)	—	①1,350人 (67.5%) ②1,520人 (76.0%)	①1,350人 (67.5%) ②1,520人 (76.0%)	116人 (36.4%)	112,123人 (66.3%)
調査方法	訪問による面接調査。なお、一部の回答者に対して家族による代理回答を認めた。	—	①調査チームが選択した28項目について「現在の日本の社会において、ある家庭がふつうに生活するために絶対に必要であるか」を質問。有効回答者の50%が「必要である」と答えた16項目を「社会的必備項目」と定義。②「社会的必備項目」のそれぞれ「必要」について、回答者が経済的理由で満たせない状態にあるかどうかを質問。	①調査チームが選択した15項目について「現在の日本の社会において、ある家庭が普通に生活するために絶対に必要であるか」を質問。有効回答者の50%以上が「必要である」と回答したの3項目しかなかったため、予備調査の全項目について、回答者が経済的理由で満たせない状態にあるかどうかを質問。	①1次調査：あらかじめ用意した会場に回答者に集合してもらった後の面接調査。 ②2次調査：1次調査に集合できなかった対象者の自宅を調査員が訪問しての面接調査。	郵送調査

出所：筆者ら作成。

2 剥奪指標の定義および算出に用いる項目

本稿で用いる剥奪指標は、①剥奪項目数、②剥奪率の2つである。①剥奪項目数は、剥奪されている項目の数を単純にカウントした値である。②剥奪率の定義は、前節の式(1)の通りである。なお、ウェイトには、必要度ではなく普及率を用いているが、これは、「生活と支え合いに関する調査」では必要度を調査しておらず、またほかの先行研究を参照してもすべての剥奪項目の必要度を計算することができないためである。

剥奪指標の算出に用いる項目数は22であり、その一覧は表4の通りである。表4はそれぞれの項目の剥奪者率と普及率も記載している。剥奪者率はその項目について剥奪状態にある人の割合であるが、より具体的には次の式で計算される¹⁴⁾。

$$\text{剥奪者率} = \frac{\text{金銭的理由で所有していない（アクセスできない）と回答した人数}}{\text{全回答者数}}$$

また、普及率は次のように計算される¹⁵⁾。

$$\text{普及率} = \frac{\text{所有している（アクセスできる）と回答した人数}}{\text{全回答者数} - \text{「必要ない」と回答した人数}}$$

なお、「生活と支え合いに関する調査」における剥奪項目の選定方法については、大津・渡辺(2019)を参照されたい。

Ⅳ 基礎集計

1 剥奪項目数

表5は、剥奪項目数別にみた回答者の構成比を示したものである。まず、剥奪項目数がゼロ、す

表4 項目別の剥奪者率・普及率

項目名	剥奪者率	普及率
食料	11.5%	88.5%
1日おきに、肉、魚、またはそれに相当するものが食べられる	1.5%	98.5%
衣服	12.9%	87.1%
医療機関受診	0.7%	99.3%
必要な時に医者にかかること	2.0%	98.0%
必要な時に歯医者にかかること	2.7%	97.2%
風邪薬・鎮痛剤・塗り薬などの市販薬が買える	1.6%	98.4%
バスや電車の料金	0.9%	99.1%
自動車	2.6%	97.1%
洗濯機	0.2%	99.9%
カラーテレビ	0.2%	99.9%
電話	0.2%	99.8%
家族人数分のベッドまたは布団	0.4%	99.6%
火災報知器	3.1%	96.1%
部屋の温度調節	3.6%	96.2%
家賃等の支払い	7.3%	92.7%
就職・仕事用のスーツ	1.6%	96.8%
親戚の冠婚葬祭への出席	2.9%	97.0%
年に一度の旅行	25.0%	72.1%
家族のためでなく、自分のために使えるお金	12.1%	87.2%
予期せぬ支出への対応	14.1%	85.3%
生命保険等	6.7%	92.7%

出所：国立社会保障・人口問題研究所「生活と支え合いに関する調査」(2017年)を用いて筆者ら集計。

なわち剥奪状態にある項目が全く無い人の割合は61.9%、何らかの項目が剥奪の状態にある人の割合は38.1%であった。また、剥奪項目数が1つである割合は15.2%、2つである割合は7.2%で、何らかの項目が剥奪の状態にある人の過半数は項目数が1つまたは2つであった。一方、剥奪項目数が3つ以上の人でも全体の15.8%、10以上である人も全体の1.4%いた。

¹⁴⁾ ただし、「食料」、「衣服」については、過去1年間にお金が足りなくて買えなかったことがあったかという問いに対して「よくあった」、「ときどきあった」、「まれにあった」と回答した人を剥奪状態にあると定義している。相対的剥奪は、ある社会で当然に必要なとみなされることが金銭的な理由によって達成できなかったことを測っており、頻度が多ければより深刻な剥奪状況にあると想像されるが、当該期間に1回でも達成できなかったことそのものが、生活の不安定さや困窮を示すことになるからである。

また、「医療機関受診」については、過去1年間に金銭的理由で医療機関に受診できなかった人を、「家賃等の支払い」については過去1年間に公共料金の未払い、家賃・住宅ローンの滞納、住民税の滞納、そのほかの債務不履行があった人を、それぞれ剥奪状態にあると定義している。

¹⁵⁾ 「食料」、「衣服」、「医療機関受診」、「家賃等の支払い」の各項目については、普及率を以下の式で計算している。
普及率 = 1 - 剥奪者率

2 属性別の平均剥奪項目数・平均剥奪率

表6は、属性別の平均剥奪項目数および平均剥奪率を示したものである。まず、サンプル全体の平均剥奪項目数は1.1、剥奪率は4.7%であった。これを年齢階級別でみると、年齢が上がるにつれて平均剥奪項目数も平均剥奪率も低下する傾向にあることが分かった。平均剥奪項目数と平均剥奪率が最も高いのは18～24歳でそれぞれ1.4、6.0%、最も低いのは80歳以上でそれぞれ0.8、3.4%であった。一方、男女間の明確な差は観察されなかった。また、世帯構造別では、夫婦のみの世帯の平均剥奪項目数と平均剥奪率がそれぞれ0.8、3.4%で最も低い。単独世帯、夫婦と未婚の子のみの世帯、三世帯世帯、世帯構造が不詳の世帯、その他の世帯の平均剥奪項目数と平均剥奪率は、おおよそ全体平均と同程度かやや高い水準で、平均剥奪項目数は1.1～1.4、平均剥奪率は4.5～5.6%であった。一方、ひとり親と未婚の子のみの世帯の平均剥奪項目数と平均剥奪率は突出して高く、それぞれ3.2、13.4%であった。

等価所得階級別にみると、階級が上がるほど剥奪率が低下する顕著な傾向が観察される。平均剥奪項目数と平均剥奪率が最も高いのは「0～99万

円」の階級でそれぞれ1.62、6.8%、「100～199万円」の階級も高く、それぞれ1.47、6.1%であった。「200～299万円」の階級からは全体平均を下回るようになり、「600～699万円」の階級以上では平均剥奪項目数が0.2前後、剥奪率は1%未満であった。

表6 属性別の剥奪項目数・剥奪率

	観測値数	構成比	平均剥奪項目数	平均剥奪率
全体	14,574	100.0%	1.1	4.7%
【年齢階級別】				
18-24歳	915	6.3%	1.4	6.0%
25-29歳	727	5.0%	1.2	5.2%
30-34歳	994	6.8%	1.2	4.8%
35-39歳	1,182	8.1%	1.3	5.5%
40-44歳	1,362	9.3%	1.3	5.6%
45-49歳	1,392	9.6%	1.3	5.5%
50-54歳	1,244	8.5%	1.2	5.2%
55-59歳	1,269	8.7%	1.0	4.1%
60-64歳	1,368	9.4%	1.0	4.0%
65-69歳	1,574	10.8%	1.0	4.0%
70-74歳	1,038	7.1%	1.0	4.3%
75-79歳	709	4.9%	0.9	3.8%
80歳以上	800	5.5%	0.8	3.4%
【男女別】				
男性	7,165	49.2%	1.1	4.7%
女性	7,409	50.8%	1.2	4.8%
【世帯構造別】				
単独世帯	1,527	10.5%	1.2	5.3%
夫婦のみの世帯	3,343	22.9%	0.8	3.4%
夫婦と未婚の子のみの世帯	3,291	22.6%	1.3	5.3%
ひとり親と未婚の子のみの世帯	216	1.5%	3.2	13.4%
三世帯世帯	858	5.9%	1.4	5.6%
世帯構造が不詳の世帯	216	1.5%	1.3	5.5%
その他の世帯	5,123	35.2%	1.1	4.5%

注：ここで「子」は20歳未満の子をいう。

出所：表4に同じ。

表5 剥奪項目数の分布

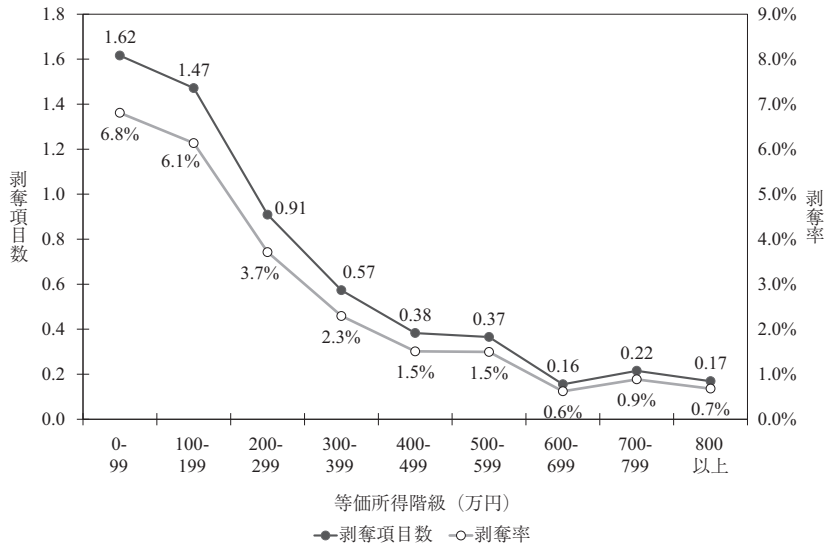
項目数	観測値数	構成比 (%)	累積比率 (%)
0	9,016	61.9	61.9
1	2,209	15.2	77.0
2	1,049	7.2	84.2
3	691	4.7	89.0
4	481	3.3	92.3
5	333	2.3	94.6
6	246	1.7	96.2
7	152	1.0	97.3
8	112	0.8	98.0
9	82	0.6	98.6
10	62	0.4	99.0
11	37	0.3	99.3
12	29	0.2	99.5
13	23	0.2	99.6
14	31	0.2	99.9
15～	21	0.2	100.0
計	14,574	100.0	

出所：表4に同じ。

V 回帰分析

1 分析の枠組み

本節では、剥奪項目数と剥奪率を被説明変数とした多変量回帰分析を行った。分析は、線形回帰モデルとトービット・モデルによる分析を行った。トービット・モデルを用いたのは、剥奪項目数と剥奪率が0に集中しており、左側が0で打ち切られた変数であるとみなせるからである。



出所：表4に同じ。

図1 等価所得階級別の剥奪項目数・剥奪率

分析に用いる説明変数は次の通りである。まず、個人の基本的な属性として、年齢および性別に関する変数を用いた。年齢は調査時点の年齢の連続変数である。また、性別に関する変数として、女性=1、男性=0をとる女性ダミーを用いた。

次に、剥奪に影響すると考えられる主な要因として、等価所得と世帯構造を用いた。等価所得は、世帯所得を世帯人数の平方根で除した値であり、実際の等価所得額に1万円を足して対数変換した値を説明変数として用いた。世帯構造は、単独世帯、夫婦のみの世帯、夫婦と未婚の子のみの世帯、ひとり親と未婚の子のみの世帯、三世帯世帯、世帯構造が不詳の世帯、その他の世帯の7区分の категория変数とした¹⁶⁾。

その他の説明変数として、主観的健康ダミー、就業ダミー、持ち家ダミーも用いた。ここで主観的健康ダミーは、健康状態が「よい」、「まあよい」、「ふつう」の場合に1、「あまりよくない」、「よくない」の場合に0をとるダミー変数とした。就業ダミーは現在就業している場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数、持ち家ダミーは持

表7 基本統計量

変数名	観測値数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
剥奪項目数	14,574	1.1	2.2	0	19
剥奪率 (%)	14,574	5.2	10.0	0	86.4
年齢	14,574	52.2	17.4	18	100
女性ダミー	14,574	0.508	0.500	0	1
等価所得	14,574	287.2	189.3	0	979.8
世帯構造 (基準カテゴリー：夫婦のみの世帯)					
単独世帯	14,574	0.105	0.306	0	1
夫婦のみの世帯	14,574	0.229	0.420	0	1
ひとり親と未婚の子のみの世帯	14,574	0.015	0.121	0	1
三世帯世帯	14,574	0.059	0.235	0	1
世帯構造が不詳の世帯	14,574	0.015	0.121	0	1
その他の世帯	14,574	0.352	0.477	0	1
主観的健康ダミー	14,574	0.851	0.356	0	1
就業ダミー	14,574	0.652	0.476	0	1
持ち家ダミー	14,574	0.786	0.410	0	1

出所：表4に同じ。

ち家に住んでいる場合に1、そうでない場合に0をとるダミー変数である。表7は、回帰分析に用いた変数の基本統計量である。

¹⁶⁾ ここで、子は20歳未満の子を指す。

2 推定結果

推定結果は、表8の通りである。推定結果は、被説明変数が剥奪項目数の場合も剥奪率の場合も、またモデルが線形回帰モデルの場合もトービット・モデルの場合も同様の傾向が観察された。ここでは、剥奪率に関するトービット・モデルの推定結果に基づいて分析結果を概観していく。

まず個人の基本的な属性については、年齢の係数が有意に負であり、年齢が上がると剥奪率が有

意に低下することが観察された。平均値回りの限界効果は-0.03パーセントポイントと推定された。一方、女性ダミーの有意な影響は観察されなかった。

対数等価所得の係数は有意に負であり、平均値回りの限界効果は-0.87パーセントポイントと推定された。これは、等価所得がゼロに近づくにつれて剥奪率は指数関数的に上昇することを示している。

表8 回帰分析の推定結果

モデル 被説明変数	線形回帰モデル		トービット・モデル			
	剥奪項目数 係数	剥奪率 係数	剥奪項目数		剥奪率	
			係数	限界効果	係数	限界効果
年齢	-0.0051 *** [0.0012]	-0.0230 *** [0.0055]	-0.0169 *** [0.0028]	-0.0056 *** [0.0009]	-0.0768 *** [0.0128]	-0.0256 *** [0.0043]
女性ダミー	-0.0023 [0.0352]	-0.0106 [0.1601]	-0.0215 [0.0838]	-0.0072 [0.0279]	-0.0979 [0.3807]	-0.0326 [0.1269]
対数等価所得	-0.2456 *** [0.0126]	-1.1163 *** [0.0571]	-0.5722 *** [0.0288]	-0.1907 *** [0.0097]	-2.6008 *** [0.1309]	-0.8667 *** [0.0443]
世帯構造 (基準カテゴリー： 夫婦と未婚の子のみの世帯)						
単独世帯	-0.5049 *** [0.0688]	-2.2952 *** [0.3126]	-1.4976 *** [0.1644]	-0.4991 *** [0.0542]	-6.8072 *** [0.7474]	-2.2685 *** [0.2465]
夫婦のみの世帯	-0.3569 *** [0.0567]	-1.6225 *** [0.2579]	-1.2283 *** [0.1375]	-0.4093 *** [0.0457]	-5.5832 *** [0.6250]	-1.8606 *** [0.2078]
ひとり親と未婚の子のみの世帯	1.3348 *** [0.1478]	6.0672 *** [0.6718]	1.7927 *** [0.3167]	0.5974 *** [0.1061]	8.1487 *** [1.4396]	2.7155 *** [0.4821]
三世帯世帯	0.2948 *** [0.0809]	1.3399 *** [0.3676]	1.0563 *** [0.1824]	0.3520 *** [0.0606]	4.8015 *** [0.8291]	1.6001 *** [0.2756]
世帯構造が不詳の世帯	0.0427 [0.1468]	0.1939 [0.6672]	0.1431 [0.3383]	0.0477 [0.1127]	0.6504 [1.5379]	0.2167 [0.5125]
その他の世帯	-0.0401 [0.0489]	-0.1823 [0.2222]	-0.0154 [0.1138]	-0.0051 [0.0379]	-0.0700 [0.5175]	-0.0233 [0.1725]
主観的健康ダミー	-0.8947 *** [0.0506]	-4.0670 *** [0.2302]	-1.9892 *** [0.1156]	-0.6629 *** [0.0390]	-9.0418 *** [0.5255]	-3.0132 *** [0.1771]
就業ダミー	0.1613 *** [0.0411]	0.7330 *** [0.1868]	0.3382 *** [0.0975]	0.1127 *** [0.0325]	1.5374 *** [0.4433]	0.5123 *** [0.1479]
持ち家ダミー	-0.9131 *** [0.0453]	-4.1507 *** [0.2061]	-1.8604 *** [0.1034]	-0.6857 *** [0.0382]	-8.4563 *** [0.4698]	-3.1170 *** [0.1734]
定数項	4.1659 *** [0.1100]	18.9360 *** [0.4999]	5.7557 *** [0.2517]		26.1623 *** [1.1442]	
決定係数	0.097	0.097	0.034		0.024	
対数尤度			-20633.1		-29048.6	
サンプルサイズ	14,574	14,574	14,574		14,574	
打ち切りサンプルサイズ			9,016		9,016	

注1：有意水準：* 0.1 ** 0.05 *** 0.01。括弧内は標準誤差。

注2：限界効果は平均値回りの推定値である。

出所：国立社会保障・人口問題研究所「生活と支え合いに関する調査」(2017年) を用いて筆者ら推計。

世帯構造の影響については、夫婦と未婚の子のみの世帯に比べ、単独世帯と夫婦のみ世帯の剥奪率は有意に低く、ひとり親と未婚の子のみの世帯、三世代世帯は有意に高いことが観察された。所得水準等の影響は統御されているため、それでもなお世帯構造による剥奪率の有意な差が存在するということになる。また、子のいない世帯よりも子のいる世帯の方が、さらに子のいる世帯でもふたり親世帯よりもひとり親世帯の方が、それぞれ剥奪率が高いと言える。

その他の説明変数の影響は次の通りである。主観的健康ダミーの係数は有意に負で（平均値回りの限界効果は-3.01パーセントポイント）、健康であるほど剥奪率は低いことが観察された。就業ダミーの係数は有意に正で（平均値回りの限界効果は0.51）、就業している人ほど剥奪率が高いことが観察された。持ち家ダミーの係数は有意に負であり（平均値回りの限界効果は-3.12）、持ち家に住んでいる人ほど剥奪率が低いことが観察された。

Ⅵ まとめ

本稿は、国立社会保障・人口問題研究所「生活と支え合いに関する調査」（2017年）の個票データを用いて、日本の貧困の実態について剥奪指標による測定と分析を行ったものである。分析から得られた主な知見は次の2点である。

第一に、等価所得がゼロに近づくにつれて剥奪率は指数関数的に上昇することが確認された。所得水準と剥奪率がこのような関係にあることは、阿部（2006）や海外の諸研究でも確認されているが、2017年時点の日本においてもその傾向に変わりはないことが確認された。

第二に、所得水準の違い等を統御した上でもなお、世帯構造による剥奪率の違いが存在し、子のいない世帯よりも子のいる世帯の方が、また、ふたり親世帯よりひとり親世帯の方が、それぞれ剥奪率が高いことが確認された。特に、ひとり親世

帯は所得水準が低く、相対的貧困率の高いことが知られているが¹⁷⁾、単なる所得水準の低さだけでは説明できないさまざまな生活上の困難に直面している可能性が示唆される。

以上を踏まえ、最後に若干の政策的含意を述べたい。本稿の冒頭で触れたように、日本においても金銭的貧困指標については、その活用が進んできたところである。しかし、剥奪指標をはじめとする非金銭的指標の整備はいまだ不十分な状況にある。金銭的指標のみによる貧困の測定は、人々の実質的な生活水準を把握するのに不十分であり、非金銭的な指標による補完が必要である。剥奪指標は代表的な非金銭的指標の1つであり、今後継続的な調査が実施され、貧困指標として活用されるようになることを期待したい。

参考文献

- Atkinson, B. Tony, Bea Cantillon, Eric Marlier and Brian Nolan (2002) *Social Indicators: The EU and Social Exclusion*, Oxford University Press.
- Apospori, Eleni, and Jane Millar (eds.) (2003) *The dynamics of social exclusion in Europe: comparing Austria, Germany, Greece, Portugal and the UK*, Edward Elgar Publishing.
- Callan, Tim, Brian Nolan and Christopher T. Whelan (1993) "Resources, deprivation and the measurement of poverty," *Journal of Social Policy*, Vol. 22, No. 2, pp.141-172.
- Gordon, David, and Christina Pantazis (eds.) (1997) *Breadline Britain in the 1990s*, Ashgate Publishing.
- Kondo, Naoki, Masashige Saito, Hiroyuki Hikichi, Jun Aida, Toshiyuki Ojima, Katsunori Kondo and Ichiro Kawachi (2015) "Relative deprivation in income and mortality by leading causes among older Japanese men and women: AGES cohort study," *Journal of Epidemiology and Community Health*, Vol.69, No.7, pp.680-685.
- Halleröd, Björn (1995) "The truly poor: direct and indirect measurement of consensual poverty in Sweden" *journal of European social policy*, Vol.5, No.2, pp.111-129.
- Guio, Anne-Catherine (2009) "What can be learned from deprivation indicators in Europe?" , *Eurostat Methodologies and Working papers*.
- Lansley, Stewart and Joanna Mack (2015) *Breadline Britain - the rise of mass poverty*. Oneworld

¹⁷⁾ 例えば、駒村他（2017）。

- Publications.
- Mack, Joanna and Stewart Lansley (1985), *Poor Britain*, George Allen & Unwin.
- Nolan, Brian and Christopher T. Whelan (1996) “Measuring poverty using income and deprivation indicators: Alternative Approaches,” *Journal of European Social Policy*, Vol. 6, pp.225-240.
- Pantazis, Christina, David Gordon and Ruth Levitas (2006), *Poverty and Social Exclusion in Britain*, Bristol: The Policy Press.
- Ringen, Stein (1988), “Direct and indirect measurement of poverty,” *Journal of Social Policy*, Vol.17, No.3, pp.351-365.
- Saunders, Peter, Aya Abe (2010) “Poverty and Deprivation in Young and Old: A Comparative Study of Australia and Japan”, *Poverty & Public Policy*, Vol.2, No. 1, pp.67-97.
- Townsend, Peter (1979) *Poverty in the United Kingdom*, Allen Lane and Penguin Books.
- (1993) *The International Analysis of Poverty*, Harvester Wheatsheaf.
- Whelan, Christopher T., Richard Layte, Bertrand Maître, and Brian Nolan (2002) “Income and Deprivation Approaches to the Measurement of Poverty in the European Union” in Ruud J.A. Muffels, Panos Tsakoglou, and David G. Mayes (eds.), *Social exclusion in European welfare states*, Edward Elgar, pp.183-201.
- 阿部 彩 (2002) 「貧困から社会的排除へ：指標の開発と現状」『海外社会保障研究』No.141, pp.67-80。
- (2004) 「補論「最低限の生活水準」に関する社会的評価」『季刊社会保障研究』Vol.39, No.4, pp.403-414。
- (2006) 「相対的剥奪の実態と分析：日本のマイクロデータを用いた実証研究」社会政策学会編『社会政策学会誌』No.16, pp.251-275。
- (2008) 「日本における子育て世帯の貧困・相対的剥奪と社会政策」『社会政策学会誌』No.19, pp.21-40。
- (2012) 「2011年社会必需品調査 調査結果」『厚生労働科学研究費補助金 政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業) 貧困・格差の実態と貧困対策の効果に関する研究』pp.185-195。
- (2014) 「非金銭的データによる貧困の実態把握と国際比較」西村周三・京極高宣・金子能宏編『社会保障の国際比較研究—制度再考に向けた学際的・政策科学的アプローチ』ミネルヴァ書房, 第12章, pp.233-251。
- (2015) 「貧困と社会的排除の測定」『社会と調査』No.14, pp.2-19。
- 岩田正美・濱本知寿香 (2004) 「デフレ不況下の「貧困の経験」」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況』日本経済新聞社, 第8章, pp.203-233。
- 大津唯・渡辺久里子 (2019) 「剥奪指標を用いた貧困測定のための調査項目のあり方の検討」『平成30年度厚生労働科学研究費補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)) 我が国の貧困の状況に関する調査分析研究』分担研究報告書』pp.193-199。
- 後藤玲子・阿部彩・橘木俊昭・八田達夫・埋橋孝文・菊池馨実・勝又幸子 (2004) 「現代日本社会において何が必要か?—『福祉に関する意識調査』の分析と考察—」『季刊社会保障研究』Vol.39, No.4, pp.389-402。
- 小沼 正 (1981) 「貧困測定における新しい手法—P. Townsendの68年貧困調査」『季刊社会保障研究』Vol.16, No.3, pp.42-52。
- 駒村康平・渡辺久里子・田中聡一郎・四方理人 (2017) 「日本の所得格差と貧困—『全国消費実態調査』(1994-2009)を用いた検証」『Keio-IES Discussion Paper Series』DP2017-013。
- 斉藤雅茂・近藤克則・近藤尚己・尾島俊之・鈴木佳代・阿部彩 (2014) 「高齢者における相対的剥奪の割合と諸特性：JAGESプロジェクト横断調査より」『季刊社会保障研究』Vol.50, No.3, pp.309-323。
- 柴田謙治 (1997) 「イギリスにおける貧困問題の動向—「貧困概念の拡大」と貧困の「基準」をめぐる—」『海外社会保障研究』No.118, pp.4-17。
- 社会生活に関する調査検討会 (2003) 『社会生活に関する調査・社会保障生計調査報告書』。
- 橘木俊昭・浦川邦夫 (2006) 『日本の貧困研究』東京大学出版会。
- 中川 清 (2004) 「貧困の性格変化と社会生活の困難さ—「社会生活に関する調査」の意義—」『季刊社会保障研究』Vol.39, No.4, pp.354-370。
- 平岡公一編 (2001) 『高齢期と社会的な不平等』東京大学出版会。
- 山田壮志郎 (2013) 「ホームレス状態の解消と持続する排除：社会的包摂志向のホームレス対策に向けて」『日本福祉大学社会福祉論集』No.128, pp.51-65。

(おおつ・ゆい)
(わたなべ・くりこ)

Poverty Measurement based on Relative Deprivation in Japan

Yui OHTSU*¹ and Kuriko WATANABE*²

Abstract

Summary:

In this paper, we examined relative deprivation in Japan, which is one of the most representative non-monetary indicators for measuring poverty. Since 2000s, poverty measurement has become a big stream in empirical research, although these were much rather based on monetary indicators, such as relative poverty rate. Hence, we analyzed the relative deprivation using the “National Survey on Social Security and People’s Life” conducted by the National Institute of Population and Social Security Research in 2017.

We found two main results in this research. One is that there is the negative correlation between equalized income and relative deprivation, which means lower income households have higher material deprivation. Second is that even controlling household income, single parent households are in severe deprivation compare to other household types. It would imply that poverty measurement depending only on monetary indicators is not enough to capture households in needy and difficulties.

Keywords : Poverty, Deprivation

*¹ Associate professor, Graduate School of Humanities and Social Sciences, Saitama University

*² Researcher, Department of Research Planning and Coordination, National Institute of Population and Social Security Research

特集：人々の生活実態・困難の多面的分析

借り入れ制約とお金の援助で頼る人： 『生活と支え合いに関する調査（2017年）』を使って

暮石 渉*

抄 録

本論文では、どのような世帯が借入れ制約に直面しているのか、また、借入れ制約に直面している世帯の方が所得の変化と生活水準の変化に関連があるのかを、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（2017年）』を用い調べる。本論文では借入れ制約の指標として、「いざという時のお金の援助で頼る人がいない」を用いる。

分析の結果、「いざという時のお金の援助で頼る人がいない」世帯は、男性、独身や離別、低学歴、不健康という特徴を持っていた。また、年齢階級に関して年齢が高いほど頼る人がいないという結果を得た。また、借入れ制約に直面している世帯の指標を「世帯の預貯金が世帯所得の2か月分未満」に変えて分析した場合は、上記指標を用いた借入れ制約に直面している世帯の特徴とほぼ同じだったが、年齢階級に関しては若いほど、また、世帯所得階級に関しては低いほど、預貯金所得比でみた借入れ制約に直面する割合が高という逆の傾向があった。

キーワード：借り入れ制約、いざという時のお金の援助、生活と支え合いに関する調査

社会保障研究 2019, vol. 4, no. 3, pp. 287-299.

I イントロダクション

所得や資産が限られている世帯では、予期せぬ支出や収入の下落に対処するために、たとえそれが一時的な下落であったとしても、必要な資金の流動性を確保するのに苦勞することが多い。借入れは、このような一時的な経済的ショックへの対処策の一つとして機能し、個人や家族に対する困難のリスクを低減することができる。

さて、恒常所得仮説では、ある時点における個人の消費はその個人の生涯にわたる総所得に依

ずる。これは、個人は各時点の消費の限界効用の期待値を等しくしたいと望み、個人は所得の変化に対して貯蓄や借入れによって対応するからである。多くの実証分析が恒常所得仮説を検証してきたが、予想される所得の変化に対して消費が反応することがあることから恒常所得仮説の妥当性は未だ結論付いていない¹⁾。恒常所得仮説の最も重要な仮定の一つに、資本市場の完全性がある。つまり、貸し借りが自由におこなえるはずだということである。もし資本市場が不完全であるのなら、将来の所得を担保とした借入れができず、借入れに制約がかかるということになる。そのた

* 国立社会保障・人口問題研究所 室長

め、消費者は将来に予想される所得の一時的な変化に対して、消費を調整せざるを得なくなるかもしれない。したがって、資本市場が完全かどうかによって、個人の消費行動についてのインプリケーションが異なるので、貸し借りを自由におこなえるかどうかを検証することは重要である。

借入れ制約が消費行動に影響を与えているかどうかを分析した研究で最も重要なZeldes (1989)は、アメリカのPanel Study of Income Dynamics (PSID)を用いて、非住宅資産の所得に対する比率を使った借入れ制約の定式化のもとで消費者が最適化を行っているという対立仮説に対して、恒久的所得仮説を検証している。同論文では、非住宅資産の所得に対する比率が低いグループは借入れ制約を受ける可能性が高く、高いグループは借入れ制約を受ける可能性が低いであろうとの理由から、非住宅資産と所得の比率に基づいてPSIDのサンプルを二つに分け、借入れ制約が人々の消費に重要な影響を及ぼすという結果を得ている。Jappelli (1990)は、消費者が借入れ制約を受けているかどうかは直接には観察できないということから、1983年のSurvey of Consumer Finances (SCF)における、家計の信用供与の要請が金融機関によって拒絶されたかどうかを直接の借入れ制約の情報として用いて分析している。

日本のデータを用いて借入れ制約と消費行動について分析した論文には、Kohara and Horioka (2006)がある。彼らは家計経済研究所による『消費生活についてのパネル調査』の若年女性のデータを用い、借入れ制約と家計消費の変化について分析している。同パネル調査の借入れを断られた経験があるか、また断られるとの予想のもとで申し込みをしなかったかの質問を借入れ制約の指標

に利用している。彼らによると、日本の若年既婚女性の8-15%が借入れ制約に直面しており、家計資産と夫の教育水準が借入れ制約に直面するか否かの最も重要な決定要因だということである。Wakabayashi and Horioka (2005)は、1995年に金融広報中央委員会が実施した『貯蓄と消費に関する世論調査』を用いて、借入れ制約のある世帯がどのような特徴を有しているか、また、借入れ制約が世帯の消費行動に及ぼす影響を検証している。彼らは世帯が借入れ制約のあるに直面しているかどうかの指標として、金融機関の審査に不満があるかどうか、家計の非住宅資産が所得の2か月分未満かどうか、家計がクレジットカードを利用しているかを用いており、前者が良い指標であると述べている。

本論文では、どのような世帯が借入れ制約に直面しているのか、また、借り入れ制約に直面している世帯の方が所得の変化と生活水準の変化に関連があるのかを、国立社会保障・人口問題研究所が2017年7月に実施した『生活と支え合いに関する調査(2017年)』を用い調べる。本論文では借入れ制約の新たな指標として「いざという時のお金の援助で頼る人がいない」を主な指標として用いている。加えて、Zeldes (1989)が考案し、先行研究で用いられることの多い「家計の非住宅資産が所得の2か月分未満」を借入れ制約の指標として用い、前者と比較を行う。この背景には、従来用いられてきた指標である「非住宅資産と所得の比率や借入れを断られた経験があるか、また断られるとの予想のもとで申し込みをしなかったか」の質問と異なる側面から、「いざという時のお金の援助で頼る人がいない」といった社会とのつながりを基にした情報借入れに制約があるかの指標と

¹⁾ 消費が退職後に低くなることは、多くの実証研究によって報告されている(退職消費パズル)。例えば、Bernheim et al (2001)は、アメリカの1978年から1990年のPanel Study of Income DynamicsとConsumer Expenditure Surveyを用いて、資産の蓄積と消費プロファイルの形状の関係を分析し、退職のときに消費に顕著な不連続があること、またこの不連続の大きさは、退職時の貯蓄とも所得代替率とも負の相関をしていることを見つけている。また、Banks et al (1998)は、イギリスのFamily Expenditure Surveyを用い、家計の世帯主が退職したときに消費が下落することを見つけている。退職者の消費と失業者の消費を比較することで労働市場への参加をコントロールしたとしても、退職時の消費の下落が観察されると報告している。日本においてもWakabayashi (2008)が、日本のマイクロデータである家計における金融資産選択に関する調査を用い、退職後に消費が下落することを確認している。

して用いることに意義があると判断したからである。実際、イタリアにおける社会資本の差を用い、金融選択に対する社会資本の影響を分析しているGuiso et al (2004)は、社会資本が多い地域ほど、消費者金融への借入の申込が断られにくく、友人や家族から貸付を受けているという結果を示している。つまり、金融契約を結ぶかどうかは、法的拘束力のみならず、契約相手をどの程度信頼できるかに依存しているということである。また、ベトナムにおける社会的ネットワークを調べたNewman et al (2014)は、情報ギャップが存在するもとの社会的ネットワークが制度的な貯蓄に与える影響を分析している。ベトナム女性組合といった社会的ネットワークへの参加による金融情報の共有が、草の根レベルでの制度的な貯蓄を増やすことに有効であるとの結果を得ている。さらには、Gries and Dung (2014)も、ベトナムにおける社会的ネットワークによる繋がりと保険による繋がりが家計貯蓄や資産蓄積に与える影響を見ている。これらの先行研究が示唆することは、社会的なつながりのある世帯の方が、借入れに制約を受けずに消費や貯蓄の決定を行うことができるということであり、本研究において借入れ制約の指標として「いざという時のお金の援助で頼る人がいない」を用いることの妥当性を示している。

本論文の構成は以下のとおりである。第2節では使用するデータを紹介する。第3節では記述統計を示す。第4節では推定モデルを示す。第5節では結果を示す。第6節で得られた結果を考察し、結論を述べる。

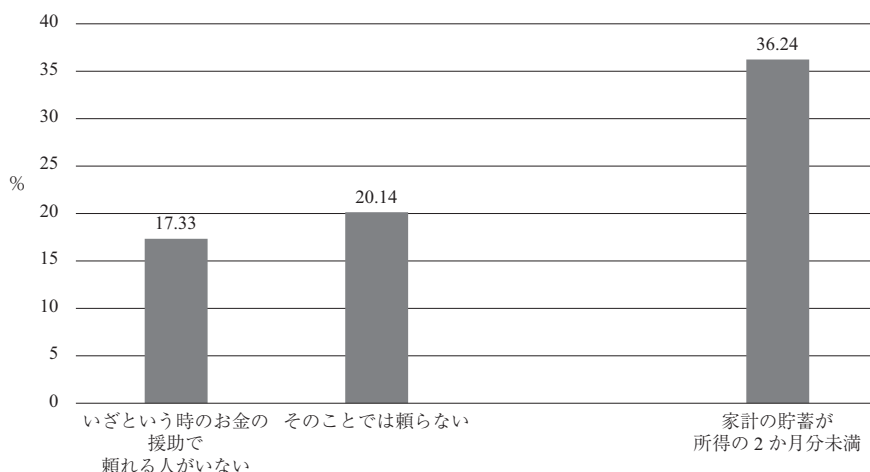
II データ

本論文で使用するデータは、国立社会保障・人口問題研究所が2017年7月に実施した『生活と支え合いに関する調査』からのマイクロデータである。この調査は、人々の生活困難の状況や、家族や地域の人々との間の支え合いの実態を把握し、

どのような人が公的な支援を必要としているのかなどを調べることを目的としたもので、厚生労働省が実施した『平成29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（1,106地区）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および18歳以上の個人を対象として平成29年7月1日現在の世帯の状況（世帯票）および個人の状況（個人票）について調べられている。調査は、配票自計、密封回収方式で実施されており、16,341の世帯票配布数に対して、有効回収数は10,369票であった（有効回収率63.5%）。また、対象世帯の18歳以上の個人に配布された26,383の個人票に対して、有効回収数は19,800票であった（有効回収率75.0%）。この調査では、家族や地域社会との繋がりが弱い人々の出現が社会問題となるなか、友人・知人、別居の家族、親戚、地域社会の人々の共助機能の実態を明らかにするため、日本社会において、どのような人がどのような社会なネットワークに包摂され、もしくは、排除されているのか、人々が共助機能を果たせないのであれば、その理由は何か、社会ネットワークで補えない公的な社会保障の機能はどこにあるべきかなどについて尋ねられている。9種類の事柄ごとに、頼れる人がいるかが複数回答で聞かれている。

とりわけ、金銭の借入れに関連するものとしては、「いざという時のお金の援助」についての質問がなされている²⁾。頼れる人がいるかどうかを「いる」、「いない」、「そのことでは人に頼らない」で尋ねられ、「いる」場合の頼れる相手の選択肢（複数回答）は、(1) 家族・親族、(2) 友人・知人、(3) 近所の人、(4) 職場の人、(5) 民生委員・福祉の人、(6) その他の人の6つである。本研究では、この情報を利用し、どの家計が借入れ制約に陥っているのかを定義する。なお、この調査では、家族・親族、友人・知人、近所の人、および職場の人がいざという時のお金の援助を必要としている時に、手助けを行なうかどうか尋ねられ

²⁾ そのほかの8つの事柄は、子どもの世話や看病、(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、喜びや悲しみを分かち合うこと、日頃のちょっとした手助け、家を借りるときの保証人を頼むこと、成年後見人・補佐人を頼むことである。



注：『生活と支え合いに関する調査』2017年より著者作成。「いざという時のお金の援助で頼る人がいない」についてはn = 3,694、家計の貯蓄が所得の2か月分未満についてはn = 3,778。

図1 借入れ制約に直面する世帯

ている。

本論文では、先に述べたように、借入れ制約の指標として(1)「いざという時のお金の援助で頼る人」がいないと(2)2ヶ月分の世帯所得を超えた世帯貯蓄を保有していないを用いる。所得に関しては、退職世帯の所得の場合、年金所得が主となるため現役所得と比較することが難しい。そこで、現役世帯と考えられる60歳未満の世帯主に限定する(サンプルの大きさは4,308人)。さらに、分析に使用する変数の情報があるものに限定した3,694人を分析の対象とする。

Ⅲ 記述統計

この論文で使用する『生活と支え合いに関する調査』における3,694人のデータから、いざという時のお金の援助で頼る人はいますかに「いない」と答えた世帯主は17.3%おり、2割弱の世帯主が借入れ制約に直面しているといえる(図1)。「そのことでは頼らない」と答えた世帯主は20.1%である。先に述べた通りKohara and Horioka (2006)では、日本の若年既婚女性の8-15%が借り入れ制約に直面していることから、本論文の指標の方が高い。Zeldes (1989)など先行研究で用いられることが多い指標の一つである、家計の貯蓄が所得

表1 いざという時のお金の援助で頼る人と家計の貯蓄が所得の2か月分の関係

	家計の貯蓄が所得の2か月分		Total
	以上	未満	
いざという時のお金の援助で頼る人	いる	798	2,310
	いない	34.55	100
	そのことでは人に頼らない	50.31	100
	Total	36.28	100

注：『生活と支え合いに関する調査』2017年より著者作成。上は実数、下は%。

の2か月分未満である世帯主は36.2%であり、3割半ばの世帯主が借入れ制約に直面しているといえる。

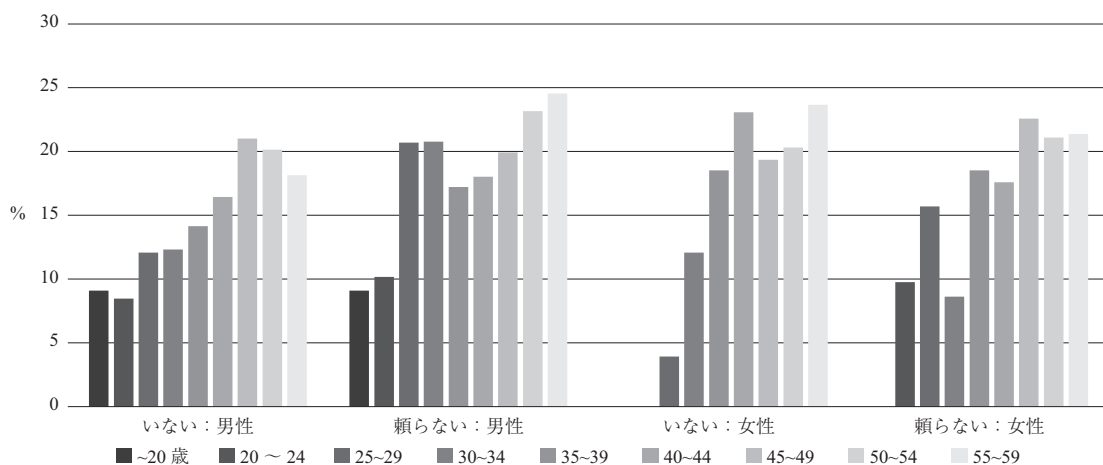
本論文で用いる借り入れ制約の二つの指標をクロスで見たのが表1である。いざという時のお金の援助で頼る人がいない640人のうち、約50%の世帯の貯蓄が所得の2か月分未満であり、どちらの指標においても借入れ制約に直面している。また、いざという時のお金の援助で頼る人がいると答えた2,310においても、三分の一強が家計の貯蓄が所得の2か月分未満であり、従来の借り入れ

制約の指標では借入れに直面していることになる。このように、従来の指標と本研究で新たに提案する指標との間には重ならない個人がかなりいることが分かる。そのことでは人に頼らないと答えた744人には家計の貯蓄が所得の2か月分以上を保有している個人が7割強おり、資産が多いため人には頼る必要がないようだ。

つぎに年齢階級ごとの「いざという時のお金の援助で頼る人はいますか」に「いない」や「頼らない」と答えた世帯主の割合を見てみよう。男性

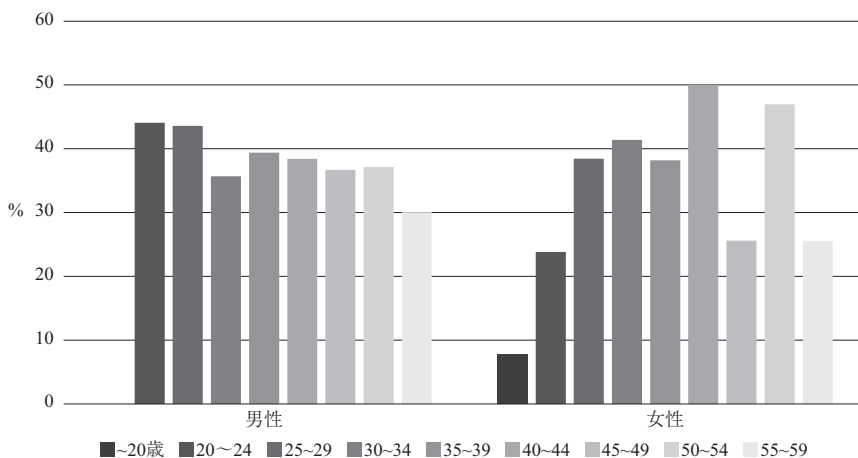
では、40歳代後半でピークを打ち、その後50歳代後半で低下する（最も高いのは40歳代後半の21.0%）。女性では、30歳代後半で急激に上昇し（40歳代前半で23.1%）、その後も20%台のままである。30歳代前半までは「いない」「頼らない」と答えている世帯主は男性の方が多いが、30歳代後半以降は女性の方が多い。（女性の20歳未満と20歳代前半は「いない」が0%であり、20歳未満の「頼らない」が0%であることに注意）

頼らないに関しては、男性ではおおむね「いな



注：『生活と支え合いに関する調査』2017年より著者作成。男性でn = 3,004, 女性でn = 690。

図2 いざという時のお金の援助で頼る人がいない割合の年齢プロフィール



注：『生活と支え合いに関する調査』2017年より著者作成。n = 3,778。

図3 家計の貯蓄が所得の2か月分未満の個人の割合の年齢プロフィール

い」よりも割合は高く、20歳代後半と30歳代前半で急に高まっているものの、年齢とともに上昇している。女性に関してもおおむね年齢とともに上昇している。

家計の貯蓄が所得の2か月分未満を借入れ制約の指標としてみた場合（図3）、男性では20歳代前半から40%を越え、その後低下していき、50歳代後半で3割である。女性では20歳代後半で35%を越え、40歳代前半では50%に達している。

さらに、世帯所得（十分位）別に見たのが次の図である。どちらの指標でも、世帯所得が高いほど、借入れに制約がかかる世帯主の割合は下がっている。いざという時のお金の援助で頼る人はいますかに「いない」と答えた世帯主の割合は、第1十分位で最も高く32.6%で、第9十分位で最も低く17.1%である。家計の貯蓄が所得の2か月分未満の個人の割合では、第3十分位で最も高く59.1%で、第10十分位では21.2%である。とはいえ、家計の貯蓄と所得による指標の場合、世帯所得が第1十分位の世帯では、借入れ制約に直面する世帯がいないことになっている。貯蓄に比べて所得が低いためであろう。「頼らない」については世帯所得が高いほど割合が高い。

表2に、『生活と支え合いに関する調査』の本分析に使用するサンプルについて、記述統計を示し

ている。分析に用いるサンプルは、世帯主に限定しているため男性が81%と多く、年齢に関しても40歳代と50歳代が多い。20%が独身で、離別と死別はそれぞれ10%と2%である。中学校卒が少なく、大学卒が42%で最も多く、高卒が次いで多い（37%）。6割が持ち家で、子供の数は平均すると1.34人、世帯人員数は2.8人である。8割が勤めで、自営業は8%である（無職の世帯主が8%いる）。

IV 推定モデル

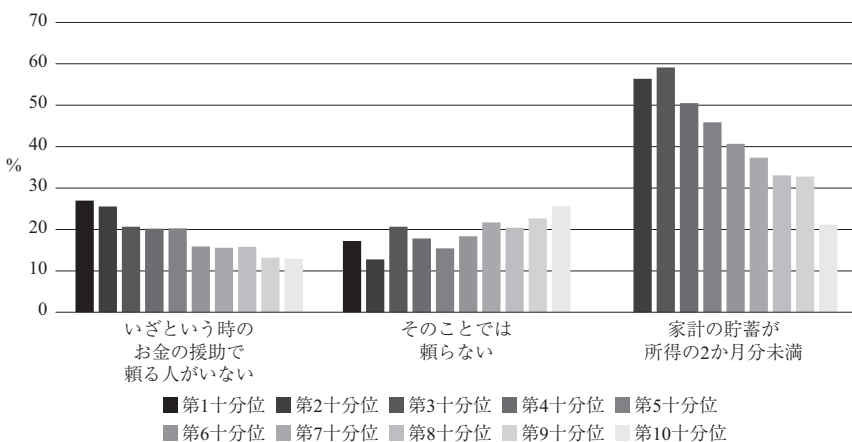
(ア) 借入れ制約に直面している世帯主の特徴について

どのような特徴を持つ世帯主が借入れ制約に直面しているのかを調べるため、次の式（1）を用いて多項ロジットモデルで推定を行う：

$$P(\text{Borrowing_Constrained}=j) = f(a_1 \text{ age_c} + a_2 \text{ single} + a_3 \text{ divorced} + a_4 \text{ widowed} + a_5 \text{ educ_c} + a_6 \text{ own_house} + a_7 \text{ health} + a_8 \text{ \#children} + a_9 \text{ \#households} + a_{10} \text{ salaried} + a_{11} \text{ selfemployed} + a_{12} \text{ e_income_c} + u),$$

j= 1,2,3

式（1）において、Borrowing_Constrainedは、2つの指標を用いる。1つ目は、いざという時のお



注：『生活と支え合いに関する調査』2017年より著者作成。「いざという時のお金の援助で頼る人がいない」についてはn = 3,694。家計の貯蓄が所得の2か月分未満についてはn = 3,778。

図4 世帯所得（十分位）別にみた借入れ制約に直面する個人の割合

表2 記述統計

	平均	標準偏差
男性	0.813	0.390
年齢階級		
20歳未満	0.006	0.079
20～24歳	0.027	0.162
25～29歳	0.045	0.208
30～34歳	0.086	0.281
35～39歳	0.120	0.325
40～44歳	0.161	0.368
45～49歳	0.184	0.388
50～54歳	0.187	0.390
55～59歳	0.183	0.387
独身	0.200	0.400
離別	0.097	0.296
死別	0.017	0.129
教育		
中卒	0.025	0.155
高卒	0.366	0.482
短大卒	0.071	0.258
大卒	0.415	0.493
大学院卒	0.122	0.328
持ち家	0.613	0.487
主観的健康	3.815	1.034
子どもの数	1.341	1.124
世帯員数	2.811	1.380
勤め	0.842	0.365
自営業	0.084	0.277
世帯所得階級		
第I十分位	0.058	0.234
第II十分位	0.064	0.244
第III十分位	0.066	0.247
第IV十分位	0.079	0.270
第V十分位	0.095	0.293
第VI十分位	0.099	0.298
第VII十分位	0.115	0.319
第VIII十分位	0.129	0.335
第IX十分位	0.146	0.353
第X十分位	0.151	0.358

注：『生活と支え合いに関する調査』2017年より著者作成。
n = 3,694

金の援助で頼る人がいない場合（借入れ制約に直面している場合）は1, 頼る人がいる場合（借り入れ制約に直面していない）は2, そのことでは人に頼らない場合は3をとるカテゴリー変数である。また、2つ目の指標として、家計の貯蓄が所得の2か月分未満であれば1, そうではない場合0をとる二値変数を用いる。

変数age_cは5歳ごとの年齢階級変数で、20歳未満から55～59歳までを入れてある（ベースラインは40～44歳）。二値変数single, divorced, およびwidowedはそれぞれ独身, 離別, 死別を示している（ベースラインは既婚）。変数educ_cは教育水準（中卒, 短大卒, 大学卒, 大学院卒）を表し（ベースラインは高卒）、own_houseは持ち家かどうかを表す二値変数である。変数healthは1から5までの5段階の主観的健康観であり、値が大きいほど良い健康状態を示す。連続変数である#childrenと#householdsはそれぞれ世帯内の子ども数と世帯人員数を示し、常勤で働いていればsalariedは1を、自営業であればselfemployedは1をとる（ベースラインは無職）。世帯の所得として、世帯の等価可処分所得の十分位を示すe_income_cを入れている。uは誤差項である。

（イ）借入れ制約と家計の生活水準の変化

次に、借り入れ制約に直面している世帯の方が、直面していない世帯よりも、所得の変化に対して、生活水準が変化しているかどうかを検証する。本論文で使用する『生活と支え合いに関する調査』には、世帯の支出に関しては世帯票で尋ねられているものの、消費の変化についての質問項目はない。そこで、本分析では、消費の変化ではなく主観的な家計の生活水準の変化を分析に用いる。ライフサイクルモデルにしたがっているかどうかは、消費の観点から検証するよりは、生活水準や暮らし向きといった限界効用により近い主観的指標の観点から検証されるべきとの指摘も多い。例えば、退職後に仕事に関係する支出が終了していたり、余暇時間と代替的な財の消費が減っていたり、世帯構成が変化していたりするのであれば、退職後の消費の低下は見せかけであり、限界効用は平準化されているにもかかわらず退職後に消費は減るかもしれない（暮石 [2011]）。

つまり、消費の変化の代理として、家計の生活水準の5年前の状況と比べた現在の状況を用いる。その上で、収入における5年前の状況と比べた現在の状況とどの程度関連しているのかが、個人が借り入れ制約に直面しているかどうかによって異なるのかを調べるといことであり、次の式の推

定を行う：

$$\Delta \text{Standard of living} = a_1 + a_2 \text{ borrowing constrained} + a_3 \Delta \text{ income} + a_4 \text{ borrowing constrained} \times \Delta \text{ income} + a_5 \text{ single} + a_6 \text{ divorced} + a_7 \text{ widowed} + a_8 \text{ educ_c} + a_9 \text{ own_house} + a_{10} \text{ health} + a_{11} \# \text{ children} + a_{12} \# \text{ households} + a_{13} \text{ salaried} + a_{14} \text{ selfemployed} + a_{15} \text{ e_income_c} + u$$

被説明変数 $\Delta \text{Standard of living}$ は、5年前にくらべて現在の生活水準がどうなっているかを示す順序変数である。5が「かなり悪くなった」、4が「悪くなった」、3が「ほとんど変わらない」、2が「よくなった」、1が「かなりよくなった」である。説明変数の Δincome は過去5年間の収入の変化をしめす変数で、1が「増えた」を、2が「変わらない」、3が「減った」を示す。資本市場が不完全であり、将来の所得を担保とした借入れができず、借入れに制約がかかるのであれば消費者は、収入の変化に対して、消費（つまり生活水準）を下げるを得ない。したがって、交差項 $\text{borrowing constrained} \times \Delta \text{income}$ の係数は正となると予想される。

V 分析結果

(ア) 結果：借入れ制約に直面している世帯の特徴

表3に式(1)の分析の結果、つまり、「いざという時のお金の援助で頼る人がいない」と「家計の貯蓄が所得の2か月分未満」のそれぞれに関して、さまざまな社会経済的な特徴との関係を示した。

まず「いざという時のお金の援助で頼る人がいない」を借入れ制約の指標とした場合の結果を見てみよう。同表の列(1)には、「いない」、列(2)には「いる」、そして列(3)には「そのことでは人に頼らない」についての限界効果がそれぞれ示してある。(1)列において「いざという時のお金の援助で頼る人がいない」と性別の間には、統計的に有意な正の相関関係があることがわかった。つまり、平均的な属性の世帯主で評価して、男性は借入れ制約に直面する確率は7.5%ポイント高

いということである。年齢に関しては、20歳未満から30～34歳までが負で有意であった。つまり、40～44歳をベースラインとして、それよりも若いと借入れ制約に直面する確率は低いということである。45歳より老いているかは有意ではなかった。独身や離別は正で有意なので、独身者や離別を経験すると借入れ制約に直面する確率は高い。中卒は正で、大卒は負で有意なので、学歴が低いほど借入れ制約に直面する確率は高い。主観的健康観は負で有意なので、健康水準が高いほど借入れ制約に直面する確率は低いということである。子どもの数や世帯人員数に関しては有意ではなかった。世帯主本人の就労については、自営業が負で有意である。所得水準に関しては、第5十分位をベースラインすると、第7十分位と第9十分位、第10十分位が負で有意であった。つまり、世帯所得階級が第7十分位や第9十分位、第10十分位に属する世帯の世帯主は、借入れ制約に直面する確率が3～6%ポイント低いということである。低い世帯所得階級については有意ではなかったため、この指標を用いた場合、世帯所得が低いからといって借り入れ制約に直面する割合が高いというわけではない。

列(3)のいざという時のお金の援助で「人に頼らない」の限界効果についてみてみると、男性や50歳代、死別、大卒、勤めや自営業といった属性の世帯主がいざという時のお金の援助で人に頼らないことがわかる。世帯所得階級については第1と第3、第10十分位が正で有意であった。

列(4)は、被説明変数を借入れ制約の指標を「家計の貯蓄が所得の2か月分未満」に変えて行った分析の結果を示している。多くの変数において列(1)の頼れる人が「いない」の場合と結果は似通ってはいるものの、例えば、年齢階級については大きな違いがある。年齢階級に関しては20～24歳、25～29歳の係数が正で有意であり、45～49歳と55～59歳の係数が負で有意であった。つまり、40～44歳をベースラインとして、それよりも若いと借入れ制約に直面する確率は8.7%ポイントから23.2%ポイント高く、老いていると借入れ制約に直面する確率は4.9%ポイントから8.1%ポイン

表3 結果（借入れ制約に直面している世帯主の特徴，限界効果）

	いざという時のお金の援助で頼る人がいない 多項ロジットによる推定						家計の貯蓄が所得の2か月分未満 ロジットによる推定	
	(1) 頼る人がいない	(2) 頼る人がいる	(3) そのことでは人に頼らない	(4) 家計の貯蓄が所得の2か月分未満				
男性	0.075 ***	(0.014)	-0.114 ***	(0.024)	0.039 ***	(0.020)	0.137 ***	(0.026)
年齢階級								
20歳未満	-0.138 ***	(0.019)	0.310 ***	(0.038)	-0.172 ***	(0.032)	0.124	(0.323)
20～24歳	-0.136 ***	(0.014)	0.258 ***	(0.033)	-0.123 ***	(0.030)	0.232 ***	(0.076)
25～29歳	-0.072 ***	(0.024)	0.100 **	(0.039)	-0.028	(0.034)	0.087 ***	(0.050)
30～34歳	-0.043 *	(0.022)	0.058 *	(0.033)	-0.014	(0.028)	0.004	(0.036)
35～39歳	-0.024	(0.021)	0.032	(0.030)	-0.008	(0.026)	0.001	(0.032)
45～49歳	0.033	(0.022)	-0.057 **	(0.028)	0.024	(0.025)	-0.049 ***	(0.028)
50～54歳	0.029	(0.022)	-0.074 **	(0.029)	0.045 *	(0.025)	0.008	(0.029)
55～59歳	0.015	(0.022)	-0.072 **	(0.030)	0.057 **	(0.027)	-0.081 ***	(0.029)
独身	0.123 ***	(0.028)	-0.160 ***	(0.031)	0.038	(0.025)	0.089 ***	(0.033)
離別	0.116 ***	(0.033)	-0.115 ***	(0.037)	-0.001	(0.029)	0.163 ***	(0.039)
死別	-0.048	(0.041)	-0.093	(0.069)	0.141 **	(0.068)	-0.067	(0.068)
教育								
中卒	0.092 **	(0.044)	-0.061	(0.056)	-0.031	(0.045)	0.214 ***	(0.064)
短大卒	0.003	(0.023)	0.007	(0.033)	-0.010	(0.028)	-0.115 ***	(0.030)
大卒	-0.060 ***	(0.014)	0.030	(0.019)	0.030 *	(0.016)	-0.227 ***	(0.019)
大学院卒	-0.005	(0.018)	0.017	(0.026)	-0.012	(0.023)	-0.053 ***	(0.026)
持ち家	-0.006	(0.014)	0.001	(0.019)	0.005	(0.016)	-0.062 ***	(0.020)
主観的健康	-0.034 ***	(0.006)	0.031 ***	(0.008)	0.003	(0.007)	-0.049 ***	(0.009)
子どもの数	0.010	(0.008)	0.001	(0.011)	-0.011	(0.009)	0.033 ***	(0.012)
世帯員数	-0.001	(0.007)	0.013	(0.010)	-0.012	(0.008)	-0.005	(0.010)
勤め	-0.035	(0.030)	-0.040	(0.039)	0.074 **	(0.030)	0.114 ***	(0.043)
自営業	-0.048 *	(0.025)	-0.045	(0.054)	0.093 *	(0.054)	0.076	(0.060)
世帯所得階級								
第I十分位	0.053	(0.041)	-0.157 ***	(0.055)	0.104 *	(0.055)		
第II十分位	0.038	(0.033)	-0.020	(0.044)	-0.018	(0.038)	0.138 ***	(0.046)
第III十分位	-0.005	(0.028)	-0.075 *	(0.045)	0.081 *	(0.044)	0.130 ***	(0.044)
第IV十分位	0.004	(0.027)	-0.047	(0.041)	0.043	(0.039)	0.061	(0.040)
第VI十分位	-0.029	(0.023)	0.001	(0.038)	0.027	(0.035)	-0.021	(0.036)
第VII十分位	-0.037 *	(0.021)	-0.015	(0.037)	0.052	(0.035)	-0.046	(0.034)
第VIII十分位	-0.033	(0.022)	-0.005	(0.036)	0.038	(0.034)	-0.079 ***	(0.033)
第IX十分位	-0.058 ***	(0.019)	0.012	(0.035)	0.047	(0.033)	-0.066 ***	(0.033)
第X十分位	-0.055 ***	(0.020)	-0.005	(0.037)	0.060 *	(0.035)	-0.152 ***	(0.031)

注：『生活と支え合いに関する調査』2017年より著者作成。括弧内は標準誤差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

ト低いということである。また、所得階級に関して、低い所得階級で正で有意、高い所得階級で負で有意であり、所得が低いほど借入れ制約に直面する割合が高く、「いざという時のお金の援助で頼る人がいない」の場合と異なっている。

(イ) 結果：借入れ制約と家計の生活水準の変化について

次に、表4に式(2)の分析の結果を示してある。列(1)では、借入れ制約の指標として「いざという時のお金の援助で頼る人がいない」を用いている。その結果、借入れ制約（つまり、いざという時のお金の援助で頼る人がいない）と収入の変化の交差項は有意ではなく、むしろ「そのことで

表4 結果 (借入れ制約と家計の生活水準の変化について、係数)

	(1)	(2)	(3)		(1)	(2)	(3)
変数	被説明変数：生活水準の変化 (OLSによる推定)			変数	被説明変数：生活水準の変化 (OLSによる推定)		
いざという時のお金の援助で頼る 人がいない (=1)	-0.0324 (0.0782)		-0.0350 (0.0780)	持ち家	-0.0195 (0.0261)	-0.00403 (0.0259)	-0.0125 (0.0261)
そのことでは人に頼らない (=1)	-0.141 (0.0942)		-0.140 (0.0944)	主観的健康	-0.0891*** (0.0114)	-0.0893*** (0.0113)	-0.0858*** (0.0114)
いざという時のお金の援助で頼る 人がいない (=1) × 収入の変化	0.0107 (0.0385)		0.0144 (0.0384)	子どもの数	0.00825 (0.0155)	0.00659 (0.0153)	0.00471 (0.0155)
そのことでは人に頼らない (=1) × 収入の変化	0.132*** (0.0417)		0.125*** (0.0418)	世帯員数	0.0336** (0.0135)	0.0307** (0.0133)	0.0338** (0.0135)
家計の貯蓄が所得の2か月分未満 (=1)		-0.0230 (0.0648)	0.00775 (0.0657)	勤め	-0.0295 (0.0565)	-0.0567 (0.0560)	-0.0448 (0.0564)
家計の貯蓄が所得の2か月分未満 (=1) × 収入の変化		0.0764** (0.0308)	0.0566* (0.0312)	自営業	-0.212*** (0.0669)	-0.226*** (0.0662)	-0.221*** (0.0667)
収入の変化	0.490*** (0.0200)	0.486*** (0.0202)	0.464*** (0.0229)	第I十分位	0.0340 (0.0690)	0.137** (0.0680)	0.0940 (0.0698)
男性	0.0345 (0.0368)	0.0347 (0.0366)	0.0223 (0.0368)	第II十分位	0.177*** (0.0589)	0.169*** (0.0584)	0.163*** (0.0588)
20歳未満	-0.140 (0.171)	-0.271* (0.164)	-0.175 (0.171)	第III十分位	0.0553 (0.0575)	0.0283 (0.0572)	0.0389 (0.0574)
20~24歳	-0.0652 (0.0846)	-0.138 (0.0840)	-0.0906 (0.0846)	第IV十分位	0.0501 (0.0538)	0.0440 (0.0536)	0.0414 (0.0537)
25~29歳	-0.104* (0.0624)	-0.116* (0.0620)	-0.116* (0.0622)	第VI十分位	0.0106 (0.0509)	0.00843 (0.0505)	0.0140 (0.0507)
30~34歳	-0.116** (0.0483)	-0.124*** (0.0478)	-0.120** (0.0482)	第VII十分位	-0.00642 (0.0492)	-0.00933 (0.0490)	-0.00251 (0.0491)
35~39歳	-0.0914** (0.0429)	-0.0948** (0.0426)	-0.0940** (0.0428)	第VIII十分位	-0.00400 (0.0484)	0.00175 (0.0482)	0.00398 (0.0483)
45~49歳	-0.00831 (0.0382)	-0.00412 (0.0379)	-0.00451 (0.0381)	第IX十分位	-0.0916* (0.0481)	-0.0911* (0.0479)	-0.0853* (0.0479)
50~54歳	0.0395 (0.0390)	0.0337 (0.0386)	0.0402 (0.0389)	第X十分位	-0.145*** (0.0494)	-0.140*** (0.0493)	-0.131*** (0.0494)
55~59歳	-0.00747 (0.0408)	-0.00350 (0.0404)	0.00317 (0.0407)	定数項	2.322*** (0.108)	2.319*** (0.108)	2.326*** (0.111)
独身	0.0947** (0.0406)	0.103** (0.0401)	0.0868** (0.0405)	観測数	3,666	3,746	3,666
離別	0.101** (0.0480)	0.0974** (0.0476)	0.0875* (0.0479)	R-squared	0.333	0.331	0.337
死別	0.0114 (0.0914)	0.00218 (0.0915)	0.0169 (0.0911)	注：「生活と支え合いに関する調査」2017年より著者作成。括弧内は標準誤差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。			
中卒	0.0219 (0.0738)	0.0468 (0.0725)	0.00650 (0.0737)	は人に頼らない」との交差項が正で有意であった。つまり、いざという時のお金の援助で頼る人がいない世帯主であっても、5年前の状況と比べて現在の収入の変化が、5年前の生活水準と比べて現在の生活水準は変化とリンクしていないということである。「そのことでは人に頼らない」とする世帯主の方が、5年前と比べて収入が減少す			
短大卒	0.0876* (0.0463)	0.0947** (0.0462)	0.0980** (0.0462)				
大卒	0.0302 (0.0270)	0.0500* (0.0272)	0.0527* (0.0274)				
大学院卒	0.0681* (0.0372)	0.0746** (0.0368)	0.0747** (0.0371)				

注：「生活と支え合いに関する調査」2017年より著者作成。括弧内は標準誤差。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

は人に頼らない」との交差項が正で有意であった。つまり、いざという時のお金の援助で頼る人がいない世帯主であっても、5年前の状況と比べて現在の収入の変化が、5年前の生活水準と比べて現在の生活水準は変化とリンクしていないということである。「そのことでは人に頼らない」とする世帯主の方が、5年前と比べて収入が減少す

ると、5年前と比べた生活水準が低下している。

年齢に関しては、25～29歳と30～34歳、35～39歳が負で有意であった。つまり、40～44歳をベースラインとして、それよりも若いと5年前の生活水準と比べた現在の生活水準は高いということである。独身や離別は正で有意なので、独身者や離別を経験すると5年前の生活水準と比べた現在の生活水準は低くなるということである。教育水準に関しては、短大卒と大学院卒の変数が正で有意なので、学歴が高いほど5年前の生活水準と比べた現在の生活水準は低くなっている。主観的健康観は負で有意なので、健康水準が高いほど5年前の生活水準と比べた現在の生活水準は高くなっている。世帯人員数に関しては正、自営業に関しては負で有意であった。所得水準に関しては、第50分位をベースラインすると、第20分位の係数が正で有意、第90分位と第100分位の係数がどちらも負で有意であった。つまり、低い所得10分位に属する世帯の世帯主は、5年前の生活水準と比べた現在の生活水準は低くなり、最も高い第90分位や第100分位に属する世帯の世帯主は、生活水準は高くなるということである。

式(2)において、借入れ制約の指標を「家計の貯蓄が所得の2か月分未満」に変更して分析を行った結果を列(2)に示している。借入れ制約と収入の変化の交差項は正で有意である点が大きな違いであり、係数の大きさは0.076である。また、列(3)には「いざという時のお金の援助で頼る人がいない」と「家計の貯蓄が所得の2か月分未満」を両方とも加えた推定の結果を示してある。係数および有意水準に大きな違いは無い。

VI 結論

本論文では、国立社会保障・人口問題研究所が2017年7月に実施した『生活と支え合いに関する調査（2017年）』を用い、まず、どのような世帯が借入れ制約に直面しているのかを検証した。

その結果、借入れ制約を示す変数である「いざという時のお金の援助で頼る人がいない」との間には、男性、独身や離別、低学歴、不健康が正

の相関をしていることが分かった。借入れ制約の変数を、従来用いられることが多かった「家計の貯蓄が所得の2か月分未満」に変えて分析した場合、借入れ制約に直面している世帯の特徴はほぼ同じだったが、年齢階級に関して若いと借入れ制約に直面しやすく、所得が低いほうが借入れ制約に直面しやすいという違いがあり、「いざという時のお金の援助で頼る人がいない」の場合と逆であった。すなわち、年齢階級が若いと「いざという時のお金の援助で頼る人がいる」一方、「家計の貯蓄が所得の2か月分未満」である傾向が高く、年齢が高いと「いざという時のお金の援助で頼る人がいない」一方、「家計の貯蓄が所得の2か月以上」である傾向が高いということだろう。ほかの社会経済変数が同じ傾向を示すことから、年齢と借入れの議論は今後の課題である。

また、借入れ制約に直面している世帯の方が、所得の変化に対して生活水準が変化しているのかについても分析を行った。いざという時のお金の援助で頼る人がいない世帯主が、5年前の状況と比べた現在の収入が減ったとしても、5年前の生活水準と比べた現在の生活水準は変化しないということであった。むしろ、いざという時のお金の援助で人に頼ろうとしない世帯において、5年前の状況と比べた現在の収入が減ると、5年前の生活水準と比べた現在の生活水準が低下しているということであった。いざという時のお金の援助で頼る人がいない世帯よりも、そのことでは人に頼らない世帯において、経済的ショックへの対処として必要な資金の流動性を確保するのに苦労しているという結果は、そもそもお金の援助で人に頼ろうとしても断られることを予想して頼ろうとしなかったり、人に頼ることがスティグマとなっていたりすることから借入れ制約に直面する度合いが強いことがあるのかもしれない。

引用文献

- Banks, J., Blundell, R., & Tanner, S. (1998). Is there a retirement-savings puzzle? *American Economic Review*, 769-788.
- Bernheim, D. B., Skinner, J., & Weinberg, S. (2001). What accounts for the variation in retirement wealth

- among US households? *American Economic Review*, 91 (4), 832-857.
- Gries, T., & Dung, H. (2014). Household Savings and Productive Capital Formation in Rural Vietnam: Insurance vs. Social Network. *Modern Economy*, 5, 878-894.
- Guiso, L., Sapienza, P., & Zingales, L. (2004). The Role of Social Capital in Financial Development. *The American Economic Review*, 94(3), 526-556.
- Jappelli, T. (1990). Who is Credit Constrained in the U. S. Economy? *The Quarterly Journal of Economics*, 105(1), 219-234.
- Kohara, M., & Horioka, C. Y. (2006). Do borrowing constraints matter? An analysis of why the permanent income hypothesis does not apply in Japan. *Japan and the World Economy*, 18(4), 358-377.
- Newman, C., Tarp, F., & van den Broeck, K. (2014). Social Capital, Network Effects, and Savings in Rural Vietnam. *Review of Income and Wealth*, 60(1), 79-99.
- Wakabayashi, M. (2008). The Retirement Consumption Puzzle in Japan. *Journal of Population Economics*, 21, 983-1005.
- Wakabayashi, M., & Horioka, C. Y. (2005). Borrowing Constraints and Consumption Behavior in Japan. *NBER Working Paper No. 11560*.
- Zeldes, S. P. (1989). Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation. *Journal of Political Economy*, 97(2), 305-346.
- 暮石 渉。(2011)。退職者における予期しない出来事が生活水準と暮らし向きに与える影響。季刊社会保障研究, 46 (4), 368-381。

(くれいし・わたる)

The Borrowing Constraints and Social Network for the Financial Assistance: Using ‘The National Survey on Social Security and People’s Life (2017)’

Wataru KUREISHI*

Abstract

This paper examines which households face borrowing constraints and whether those facing borrowing constraints are related to changes in income and living standards using ‘The National Survey on Social Security and People’s Life (2017)’ conducted by the National Institute of Population and Social Security Research. In this paper, we use “there is no one to rely on the financial assistance” as an index of borrowing constraint.

As a result of the analysis, households who have “no one to rely on the financial assistance” are characterized by male, single, divorced, low educational background, and unhealthy. And, as for the age class, the result is that the older the age is, the less people have someone to rely on the financial assistance. When the borrowing constraint index is changed to “households’ deposits and savings are equal to or less than two months’ household income”, the characteristics are almost the same as those of households facing the borrowing constraint using “there is no one to rely on the financial assistance”, but the opposite trend is observed: the younger the age group, and the lower the household income group, the higher the proportion of households facing the borrowing constraint with “households’ deposits and savings are equal to or less than two months’ household income”.

Keywords : Borrowing Constraints, Financial Assistance, The National Survey on Social Security and People’s Life

* Senior Researcher Department of Empirical Social Security Research

三世代同居と相対的剥奪

藤間 公太*

抄 録

近年、子ども育てる者へのサポート資源として三世代同居に注目が集まっている。しかしながら、三世代同居をすることが子どもを育てる者の生活に与える影響については、これまで十分に検討されてこなかった。

本稿では、「第2回 生活と支え合いに関する調査」の個票データを利用し、居住環境、世帯の生活、個人の生活の3つの側面について、相対的剥奪の状況に対する三世代同居の効果を検討した。

分析の結果、三世代同居をしていることは、居住環境、世帯の生活、個人の生活それぞれにかかわる相対的剥奪スコアのいずれに対しても有意な負の効果を持たなかった。それどころか、三世代同居をしていることは、居住環境剥奪スコアおよび個人生活剥奪スコアを高める有意な正の効果を示していた。

以上の結果からは、既に提案されているような三世代同居の推進のための住宅政策のみならず、三世代同居を選択しなくても生活できるような公的支援も併せて拡充することの必要性が示唆された。

キーワード：三世代同居，相対的剥奪，第2回 生活と支え合いに関する調査

社会保障研究 2019, vol. 4, no. 3, pp.300-310.

I 問題の所在

子どもを育てる者への公的、私的なサポートの必要性が徐々に認識されるなか、近年では三世代同居に注目が集まっている。例えば2015年に発表された「一億総活躍社会の実現に向けて緊急に実施すべき対策——成長と分配の好循環の形成に向けて」においては、「家族の支え合いにより子育てしやすい環境を整備するため三世代同居・近居の環境を整備する」、「三世代の『同居』や『近居』の環境を整備するため、三世代同居に向けた住宅

建設・UR賃貸住宅を活用した親子の近居等を支援する」とされている。都心部における待機児童問題に代表されるように、子どもを育てる者への支援は不足している現状にある。そうしたなかで、子どもからみた祖父母世代をサポート資源として活用することで、子育てにかかる親世代の心身の負担を軽減したり、親世代の仕事と子育ての両立を支援することなどが目指されているといえる。

しかしながら、三世代同居が本当に資源となりうるのかという点についての検証は、いまだ十分蓄積されていない。たしかに、子どもの祖父母が

* 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部 第2室長

子どもを育てる者（特に母親）にとって重要なサポート資源であることは指摘されている〔落合（1989）、厚生省人口問題研究所（1996）〕。その一方で、シングルマザーと同居する祖父母世代は経済的困難を抱えている確率が高いとも指摘されている〔Shirahase and Raymo（2014）〕。後者の指摘に鑑みるならば、三世同居をすることは、必ずしも子育てをする者の助けとはならない可能性もあるということになるだろう。

以上を踏まえ本稿では、居住環境、世帯の生活、個人の生活の3つの側面について、相対的剥奪の状況に対する三世同居の効果を明らかにすることを目的とする。相対的剥奪を被説明変数とする理由は、Ⅲで述べるとおり、この指標が「現在の所得のみによる指標よりも生活に密着した指標」〔阿部（2006）、p.253〕であるためである。

Ⅱ 先行研究

（1）子育てをする者へのサポートの減少

まず、松田（2008）の整理に依拠して、子育てをする者へのサポートの変容や、サポートの効果についてどのように論じられてきたのかを確認しておこう。松田によると、子育てをする者へのサポートは、時代とともに弱くなっている。日本においては、高度成長期にいわゆる近代家族が普及したことに伴い、専業主婦が子育てを中心的に担うようになったが、その時期にも親族や子育て仲間など、母親を支える存在はいた〔落合（1993）〕。とはいえ、家事使用人が自宅に住み込んでいたときは違い、常日頃から祖父母に子どもの面倒を任せられるわけではないし、子育て仲間を頼るにも限界がある。また、家族の独立性が高くなり、親は親族や地域の干渉を避けて子育てができるようになった反面、サポートが必要であれば、自分自身で支援してくれる人を見つけ、協力を仰ぐことが必要となった〔松田（2008）、pp.5-6〕。

サポートの減少が帰結する問題としては、親の育児不安や子どもへの発達の影響が指摘されている。前者の育児不安とは、「子どものことでどうしたらよいか分からなくなったり、子どものこと

がわずらわしいように思えてイライラしたりする状態である」〔松田（2008）、p.7〕。広い人間関係を有していなかったり、父親の子育てへの協力が少ない場合、母親の育児不安は高くなると指摘されている〔牧野（1982）、牧野・中西（1985）〕。後者の子どもの発達については、育児ネットワークは子どもに認知的な刺激や行動のモデルを与えたり、「親の育児力」を高めるなどして、子どもの発達を促す効果があるといわれている〔Cochran and Brassard（1979）、服部・原田（1991）、松田（2008）〕。

くわえて、サポートの減少は少子化の一因とも言われている。子育てが「ワンオペ」〔藤田（2017）〕となったことにより、親の子育てに対する負担感や不安が増大し、その結果として少子化が進行しているということである〔人口問題審議会（1998）〕。「育児ネットワークの支えが弱まったことは、母親の育児の負担や不安を高めただけでなく、社会全体における少子化の進行という結果ももたらしたのである」〔松田（2008）、p.8〕。

（2）三世同居、近居についての研究

子育てをする者へのサポートが減少する中で、祖父母との三世同居や近居に期待が高まっていることは前節で述べたとおりである。それでは、三世同居や近居は、子育て世代へのサポート資源としてどのように論じられてきたのであろうか。

三世同居、近居が子どもを育てる親に与える効果については、統一した見解は出されていない。例えば母親の育児不安との関連について、「核家族世帯よりも三世代世帯の方が、母親の育児不安度が低く、育児満足度が高い」との指摘がある〔松田（2008）、pp.97-98〕。また、就業している者の（これから第1子を持つことも含め）追加の子どもを持つことへの希望に対しては、職場における休暇取得の自由度といった要因よりも、三世同居をしていることの方が正の効果を持つことも指摘されている〔藤間（2017）〕。他方で、居住距離が近いことは祖父母世代が孫育てに参加する傾向を高めるものの、居住距離と母親の子育てへの不安には関連がないことや、祖父母の関与は

過少、過多な場合と比べて中庸な場合の方が母親の子育てへの不安は低い傾向にあることが指摘されている〔八重樫ほか(2003)〕。また、近くに暮らすことで、子育てに関する価値観やライフスタイルの違いをめぐる摩擦が引き起こされるとの指摘もある〔角川2009；井関・白井2010〕。

三世代同居が子どもに与える影響についても議論がなされている。例えば、三世代同居の子どもはそうでない子どもに比べて情動をコントロールしやすく、その背景には母親と祖母との双方に気をつかいながら生活していることや、非三世代同居家族よりも多くの大人に囲まれて暮らしていることがあると指摘されている〔浜(1993)〕。また、祖父母との同居と学校生活に対する子どものストレス反応との関連を検討した研究においては、子どもにとっては日常生活の中で母方祖母の存在がストレスナーになっている可能性があること、母方祖母は子どもに対して保護的な役割が過剰になったり、愛情が過多になる場合と、子どもを監視する役割が過剰になる場合とで二極化する傾向にあることが示唆されている〔赤平・大嶋(2002)〕。

支援を要請される祖父母世代の側に着目した研究もある。例えば、文献研究の知見にもとづき、孫の育児に参加している祖父母は精神的に良い影響と悪い影響の双方を受けており、そのように精神的健康を左右する要因は複数考えられることを示すものや〔小松ほか(2010)〕、インターネット調査から、祖父母の6割近くが「本来子育ては親が行うべきだが、一方で孫の世話を娘や息子のために引き受けるべき」という複雑な意識を抱いていることを指摘するものなどである〔北村(2015)〕。このほか、兵庫県における調査にもとづき、どの年代の祖父母世代も、自分の親族内の新たな孫に対しては6割の者が支援意向を持つのに対し、親族以外への支援意向を持つ者の割合は4割に満たないこと、祖父母は孫とのかかわりを肯定的に感じる一方で身体的な疲労も感じており、特に活発に支援を行っている年齢層でその傾向が高いことが示唆されている〔新道(2013)〕。

これらに加えて、三世代同居の推進を少子化対

策と位置づけることへ疑義を呈する議論もある。先述の通り、三世代同居の推進には、祖父母をインフォーマルなサポート資源として活用することで、子育てにかかる親世代の負担を軽減するねらいがある。そしてその背後には、「子育てにかかる負担が軽減されれば、人々は今よりも多くの子どもをもつはずだ」との想定がある。しかしながら、全体的な傾向として三世代同居は地方部に多くみられ、国の三世代同居推進施策も地方のように間取りに余裕がある状況を想定していること〔筒井(2016)〕、三世代世帯の住宅の多くは建築年が古いことなどから〔平山(2016)〕、三世代同居を推進する政策は必ずしも少子化対策として有効性を持ちえないと論じられている。また、そもそも親族が育児ニーズに柔軟に対応することには限界がある可能性も指摘されている〔余田・新谷(2018)〕。

以上のように、三世代同居については、子どもを育てる親、育てられる子ども、支援を期待される祖父母それぞれに着目して研究がなされている。また、少子化対策として三世代同居、近居を推進することに関しては、住宅事情の地域差等の観点から疑義も呈されている。

しかしながら、三世代同居をすることが子育て世帯の生活や暮らしぶりにどのような影響を及ぼすのかについて、直接的に検討した議論は管見の限りあまりみられない。子どもをもつことは生活に大きな変化をもたらす。場合によっては親世代の生活を苦しくすることもあるだろう。祖父母世代を子育て世帯へのサポート資源として活用すべく三世代同居することの妥当性を論じるためには、そもそも三世代同居によって生活の状況に差異が出るのかを検討することが必要である。

そこで本稿では、「第2回 生活と支え合いに関する調査」の個票データを利用し、居住環境、世帯の生活、個人の生活の3つの側面について、相対的剥奪の状況に対する三世代同居の効果を検討していく。

Ⅲ 方法

1 データ

本稿では、「第2回 生活と支え合いに関する調査」の詳細分析の一環として行った同調査データの課室内利用での集計分析（子育てをしている者の生活についての分析）にて作成された集計表等を活用して議論する。

「第2回 生活と支え合いに関する調査」は、「人々の生活、家族関係と社会経済状態の実態、社会保障給付などの公的な給付と、社会的ネットワークなどの私的な支援が果たしている機能を精査し、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、社会保障制度の利用と密接に関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2017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2018：1）。

調査対象は、「厚生労働省が実施する『平成29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（1,106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および18歳以上の個人」であり、2017年7月1日現在の世帯の状況および個人の状況について調査された。「調査方法は配票自計、密封回収方式による。その結果、世帯票の配布数（世帯票の調査客体数）16,341票に対して、回収票数は10,959票、有効票数は10,369票であった（回収率67.1%、有効回収率63.5%）。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（個人票の調査客体数）26,383票に対して、回収票数は22,800票であった（回収率86.4%）。ただし、回収票のうち重要な情報が抜けている3,000票は無効票として集計対象から除外したため、有効票数は19,800票、有効回収率は75.0%となった」（国立社会保障・人口問題研究所2018：1）。

後述の通り、子育て世帯の生活状況は多面的に

把握される必要がある。「第2回 生活と支え合いに関する調査」では、居住環境、世帯の生活、個人の生活という3つの側面から相対的剥奪の状況についてたずねている。その点で、子育て世帯の生活の状況を詳細に分析するのに適したデータといえる。

2 分析に使用する変数

(1) 被説明変数

被説明変数は、居住環境、世帯の生活、個人の生活それぞれに関する相対的剥奪スコアである¹⁾。相対的剥奪とは、「人々が社会で通常手にいれることのできる栄養、衣服、住宅、居住設備、就労、環境面や地理的な条件についての物的な標準にこと欠いていたり、一般に経験されているか享受されている雇用、職業、教育、レクリエーション、家族での活動、社会活動や社会関係に参加できない、ないしはアクセスできない」状態を指す〔Townsent (1993)〕²⁾。Townsent (1993)は12種類の指標を用いて相対的剥奪の測定を試みたが、阿部彩によると、この「相対的剥奪指標」の特徴は以下の点にある。

相対的剥奪指標の特徴は、当該社会で期待される生活行動を具体的にリストアップし、その有無を指標化している点である。換言すれば、相対的剥奪は社会のなかで比較的に低所得であるという不平等の理論で片付けられるものではなく、ある一定の生活水準以下では社会の中で期待される生活様式を享受できない、という絶対的な概念なのである……生活行動は、現在の所得以外の要因（例えば、貯蓄や持ち家）にも影響されるため、相対的剥奪指標は、現在の所得のみによる指標よりも生活に密着した指標といえることができる〔阿部 (2006), p.253〕。

子育てには経済面、身体面、精神面、時間面など、さまざまな側面での負担が必要とされる。そ

¹⁾ 以下述べる通り、本稿ではすべてのスコアについて変数を足し合わせる方法で作成したが、そのほかの作成方法の方が妥当である可能性もある。この点については今後検討することとしたい。

²⁾ 訳文は柴田 (1997) による。

これらの負担と、公的、私的サポートとのそれぞれの多寡が、子育て世帯、およびそこで生活する個人の状況に影響を及ぼすと考えられる。それゆえ、子育て世帯の生活状況をみるためには「現在の所得以外の要因」も考慮に入れる必要がある。これが、相対的剥奪の状況を被説明変数とする理由である。

居住環境については、世帯票において、住居にシャワーや水洗トイレといった設備があるか否か、採光の悪さがあるか否か、周辺に騒音や環境汚染、アクセスの悪さがあるか否かなどを尋ねている。必要な設備がある場合を0、ない場合を1、また、採光の悪さ、騒音、環境汚染、アクセスの悪さといったことがない場合を0、ある場合を1とし、足し合わせて合成変数を作成した（以下、この変数を居住環境剥奪スコアと呼ぶ）。

世帯の生活状況については、世帯票において、2日に1回以上主菜がとれているか、必要な出費を払うことができるか、急な出費に備えた貯蓄があるか、耐久消費財の状況、支出の負担感などについて尋ねている。必要なものがなかったり、出費や貯蓄ができない場合を0、ある/できる場合を1、負担感が重いと感じない場合を0、感じる場合を1とし、足し合わせて合成変数を作成した（以下、この変数を世帯生活剥奪スコアと呼ぶ）。

個人の生活状況については、個人票において、保険に加入しているか、仕事用のスーツがあるか、携帯電話を持っているか、年に1回は旅行に行けるか、家族のためでなく自分で使えるお金があるかの5項目について、「あてはまる」、「あてはまらない（金銭的理由）」、「あてはまらない（必要ない）」の3つの選択肢で訪ねている。このうち、「あてはまる」と「あてはまらない（必要ない）」を0、「あてはまらない（金銭的理由）」を1とし、足し合わせて合成変数を作成した（以下、この変数を個人生活剥奪スコアと呼ぶ）。

(2) 説明変数

説明変数は、三世代同居の有無である。世帯票

のデータより作成された世帯タイプ変数を用い、18歳未満の子どもがいる世帯のうち、「二人親世帯（二世代）」、「ひとり親世帯（二世代）」の場合に0の値を、「二人親世帯（三世代）」、「ひとり親世帯（三世代）」の場合に1の値をとる合成変数を作成した。「その他の有子世帯」については、分類や解釈が困難であり、該当するケース数もリストワイズ前で30と少ないため、欠損値とした。

(3) 統制変数

統制変数は、性別のダミー変数（男性=0、女性=1）、等価世帯所得（対数）、就業状況のダミー変数（就業【ref】、失業中、非就労）、最終学歴のダミー変数（小・中学校卒、高等学校卒【ref】、短大・高専卒、大学・大学院卒、その他卒）、末子年齢、を用いる。なお、回答者本人の年齢は、末子年齢との相関が強いため投入していない。末子年齢を優先した理由は、子育て中の世帯や個人の生活の状況は、本人の年齢よりも末子の年齢からより多くの影響受けるであろうと判断したためである³⁾。

次節では、以上の変数を用いた重回帰分析を行い、居住環境、世帯の生活、個人の生活それぞれにおける相対的剥奪の状況に対する三世代同居の効果を検討していく。分析には「第2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。なお、三同居の有無によって子どもを育てている者の生活の状況がどう変わるのかを分析するという本稿の目的に則し、分析は18歳未満の子どもがいる者に対象を限定して行うこととする。

IV 結果⁴⁾

1 居住環境

まずは居住環境の状況からみていこう。表1は使用する変数の記述統計量、表2は居住環境剥奪スコアを被説明変数とした重回帰分析の結果を示している。

³⁾ 念のため本人年齢の各被説明変数への効果を確認したところ、いずれも有意な効果はみられなかった。

⁴⁾ 本節各項で示されるNや変数の記述統計量は、それぞれリストワイズ後のものである。

表1 使用する変数の記述統計量（居住環境）

	N=2,916			
	平均値	標準偏差	最小値	最大値
居住環境剥奪スコア	1.070	1.293	0	8
三世代同居の有無	0.136	0.343	0	1
女性ダミー	0.525	0.499	0	1
等価世帯所得（対数）	5.473	0.717	0	9.380
就業状況				
就業	0.850	0.357	0	1
失業	0.047	0.212	0	1
非就労	0.103	0.304	0	1
最終学歴				
小・中学校卒	0.018	0.134	0	1
高等学校卒	0.346	0.476	0	1
短大・高専卒	0.158	0.365	0	1
大学・大学院卒	0.327	0.469	0	1
その他（専門・専修）卒	0.150	0.357	0	1
末子年齢	7.897	5.254	0	17

出所：「第2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。

表2 重回帰分析の結果（居住環境）

被説明変数：	N=2,916			
	モデル1		モデル2	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
居住環境剥奪スコア				
三世代同居の有無	0.363	0.070 ***	0.348	0.069 ***
女性ダミー			-0.027	0.053
等価世帯所得（対数）			-0.254	0.034 ***
就業状況（ref：就業）				
失業中			0.068	0.114
非就労			0.047	0.084
最終学歴（ref：高等学校卒）				
小・中学校卒			0.362	0.179 *
短大・高専卒			-0.222	0.074 **
大学・大学院卒			-0.251	0.060 ***
その他（専修学校、専門学校）卒			-0.168	0.073 *
末子年齢			0.000	0.005
切片	1.021	0.026 ***	2.560	0.189 ***
調整済みR2乗	0.009		0.040	

出所：「第2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。

説明変数のみを投入したモデル1の結果をみると、三世代同居をしていることには、居住環境剥奪スコアを高める有意な効果が確認される。すなわち、三世代同居をしている場合、していない場合に比して居住環境に関する相対的剥奪の度合い

が高いということになる。

統制変数を投入した後も、三世代同居をしていることは有意な正の効果を示している。統制変数の効果をみると、等価世帯所得が有意な負の効果を示している。就業状況については有意な効果を示していない。最終学歴が高等学校卒業であることと比べ、小・中学校卒業であることは有意な正の効果を、短大・高専卒であることや大学・大学院卒であることは、有意な負の効果を示している。末子年齢は、有意な効果を示していない。

2 世帯の生活

次に、世帯の生活について見ていこう。表3は使用する変数の記述統計量を、表4は世帯剥奪スコアを被説明変数とした重回帰分析の結果を示している。

説明変数のみを投入したモデル1の結果をみると、三世代同居の有無は有意な効果を示していない。

同様に、統制変数を投入したモデル2でも、三世代同居の有無は有意な効果を示していない。統制変数については、等価世帯所得が高いことが有意な負の効果を示している。就労状況については、失業中であることが有意な正の効果を、非就労で

表3 使用する変数の記述統計量（世帯の生活）

	N=2,663			
	平均値	標準偏差	最小値	最大値
世帯生活剥奪スコア	2.796	2.077	0	16
三世代同居の有無	0.129	0.335	0	1
女性ダミー	0.525	0.499	0	1
等価世帯所得（対数）	5.488	0.696	0.805	9.380
就業状況				
就業	0.843	0.363	0	1
失業	0.050	0.217	0	1
非就労	0.107	0.309	0	1
最終学歴				
小・中学校卒	0.017	0.130	0	1
高等学校卒	0.337	0.473	0	1
短大・高専卒	0.157	0.364	0	1
大学・大学院卒	0.339	0.473	0	1
その他（専門・専修）卒	0.150	0.357	0	1
末子年齢	7.617	5.223	0	17

出所：「第2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。

表4 重回帰分析の結果（世帯の生活）

被説明変数：	N=2,663			
	モデル1		モデル2	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
世帯生活剥奪スコア				
三世代同居の有無	0.018	0.120	-0.033	0.113
女性ダミー			0.044	0.085
等価世帯所得（対数）			-0.880	0.056 ***
就業状況（ref：就業）				
失業中			0.415	0.179 *
非就労			-0.366	0.132 **
最終学歴（ref：高等学校卒）				
小・中学校卒			0.630	0.294 *
短大・高専卒			-0.310	0.119 **
大学・大学院卒			-0.601	0.096 ***
その他（専修学校、専門学校）卒			-0.290	0.118 *
末子年齢			0.020	0.007 **
切片	2.793	0.043 ***	7.755	0.312 ***
調整済みR2乗	0.000		0.127	

* < .05, ** < .01, *** < .001

出所：「第2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。

あることが有意な負の効果を示している。最終学歴については、小・中学校卒であることが有意な正の効果を、短大・高専卒、大学・大学院卒、その他卒であることが、有意な負の効果を示している。末子年齢については、有意な正の効果を示している。

3 個人の生活

最後に、個人の生活についての結果を示す。表5は使用する変数の記述統計量を、表6は個人剥奪スコアを被説明変数とした重回帰分析の結果を示している。

説明変数のみを投入したモデル1の結果をみると、三世代同居をしていることは有意な正の効果を示している。

統制変数を投入した後も、係数の値は小さくなるものの、三世代同居をしていることの有意な正の効果が確認できる。統制変数については、等価世帯所得が有意な負の効果を示している。就業状況については、失業中であることが有意な正の効果を示している。最終学歴については、小・中学校卒であることが有意な正の効果を、短大・高専

表5 使用する変数の記述統計量（個人の生活）

	N=2,929			
	平均値	標準偏差	最小値	最大値
個人生活剥奪スコア	0.447	0.812	0	4
三世代同居の有無	0.136	0.342	0	1
女性ダミー	0.525	0.499	0	1
等価世帯所得（対数）	5.471	0.715	0	9.380
就業状況				
就業	0.852	0.355	0	1
失業	0.047	0.213	0	1
非就労	0.101	0.301	0	1
最終学歴				
小・中学校卒	0.019	0.138	0	1
高等学校卒	0.343	0.475	0	1
短大・高専卒	0.158	0.365	0	1
大学・大学院卒	0.329	0.470	0	1
その他（専門・専修）卒	0.150	0.357	0	1
末子年齢	7.926	5.262	0	17

出所：「第2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。

表6 重回帰分析の結果（個人の生活）

被説明変数：	N=2,929			
	モデル1		モデル2	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
個人生活剥奪スコア				
三世代同居の有無	0.103	0.044 *	0.082	0.041 *
女性ダミー			0.077	0.031 *
等価世帯所得（対数）			-0.327	0.020 ***
就業状況（ref：就業）				
失業中			0.284	0.067 ***
非就労			0.005	0.050
最終学歴（ref：高等学校卒）				
小・中学校卒			0.336	0.102 **
短大・高専卒			-0.201	0.044 ***
大学・大学院卒			-0.278	0.035 ***
その他（専修学校、専門学校）卒			-0.170	0.043 ***
末子年齢			0.012	0.003 ***
切片	0.433	0.016 ***	2.220	0.112 ***
調整済みR2乗	0.002		0.146	

* < .05, ** < .01, *** < .001

出所：「第2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。

卒、大学・大学院卒、その他卒であることが、有意な負の効果を示している。末子年齢については、有意な正の効果を示している。

V 考察

本稿での分析結果をまとめよう。三世同居をしていることは、居住環境、世帯の生活、個人の生活それぞれにかかわる相対的剥奪状況のいずれに対しても有意な負の効果を持たなかった。それどころか、居住環境および個人の生活にかかわる剥奪に対して、有意な正の効果を示していた。すなわち、三世同居をしている場合、していない場合と比して、居住環境にかかわる相対的剥奪の状況と、個人の生活にかかわる相対的剥奪の状況は悪いという結果が、本稿の分析から看取されたのである。

まず、三世同居をしていることが居住環境剥奪スコアを高める有意な効果を示したことは、三世同居世帯が暮らす住居の建築年が古いことを反映していると考えられる。筒井(2016)や平山(2016)の指摘にあった通り、三世同居は、地方部で祖父母が建てた間取りの広い家で行われる傾向にあり、そうした住居は設備やアクセスの面で剥奪スコアが高くなると推察される。このことが子どもを育てる者の生活にどのように影響するののかについての解釈は容易ではないが、少なくとも全国サンプルで見たときに、三世同居をしている者の居住環境が、そうでない者と比べて良い状況にあるとはいえない。居住環境が親世代の心身面での健康や子どもの育ちに何らかの影響を及ぼすのであれば、居住環境がよくない三世同居世帯へ、住居の補修費用等の手当を支給することなどが求められるだろう。

次に、三世同居をしていることが個人生活剥奪スコアを高める有意な正の効果を示したことから、2つの可能性が考えられる。1つ目は、実は祖父母世代は資源となりえておらず、むしろ相対的剥奪をもたらすリスク要因である可能性である。例えば、祖父母世代に介護ニーズが生じた結果三世同居が選択されており、それによって子どもを育てる親世代の生活が苦しくなっているという可能性である。この可能性が正しいとすれば、三世同居は子どもを育てる者の生活を改善

するどころか、かえって苦しめる作用を持つということになる。2つ目は、親と子どものみの世帯では生活が成り立たないほど苦しい状況にある層が三世同居を選択しているという可能性である。本稿の分析結果を踏まえるならば、そのように必要にかられた者が三世同居を選択してもなお、三世同居をしていない層よりも相対的剥奪の状況が悪い、ということになる。もちろんこれらの考察は推測の域を出るものではないが、三世同居が子どもを育てる者の生活の助けになるか否かは慎重に検討する必要があるだろう。

最後に、なぜ世帯の生活に対してはいずれの説明変数も効果を示さなかったのだろうか。このことについては、合成変数作成のもとになった質問項目の性質にバラツキがあることの影響を受けた可能性がある。第Ⅲ節で述べたとおり、世帯の剥奪についての質問項目には、「2日に1回以上主菜がとれているか」といった事実ベースのものと、「支出の負担感」といった主観ベースのものが混在している。こうした性質が異なるものを1つの変数として合成したことが、説明変数の効果に何らかの影響を及ぼしたのかも知れない。

以上の結果を踏まえるならば、三世同居を選択する者への支援はもちろん、三世同居を選択しない層への支援も充実させる必要があるだろう。たしかに、居住環境の剥奪スコアが三世同居をしている場合に有意に高いという本稿での分析結果からは、既に提案されているような、三世同居の推進のための住宅政策は意味あるものと評価できる。しかしながら、三世同居をしている場合、個人生活剥奪スコアも有意に高かったという結果に鑑みるならば、住宅政策のみでは不十分であるといわざるをえない。本節での考察の通り、生活が苦しい層が三世同居を選択しているとするならば、そうした人々が三世同居を選択しなくても生活できるよう、公的支援を拡充することが必要であろう。三世同居の推進は家族主義的な想定にもとづいており〔平山(2016)〕、核家族の限界を(修正)拡大家族の力で乗り越えようとする点で、「積極的家族主義」〔Leitner(2003)〕的な政策と位置づけられる。そうした政策にもも

ちろん意義はあるものの、「脱家族化」オプションも同時に充実させることで、「選択的家族主義」を達成するような政策が求められるであろう〔落合(2015), 藤間(2018)〕。

VI 結論

本稿では、居住環境、世帯の生活、個人の生活のそれぞれについて、相対的剥奪の状況に三世代同居が与える影響との関連をみてきた。その結果、三世代同居は必ずしも相対的剥奪の状況を改善する効果を示しておらず、むしろ居住環境と個人の生活については、相対的剥奪スコアを高める効果を示していた。ここから、実は三世代同居をすることは子育てをする世代にとって資源にはなりえず、むしろ生活を苦しくするリスク要因である可能性を指摘し、三世代同居を推進するための住宅政策のみならず、三世代同居を選択せずとも生活していけるような公的支援が必要であると論じた。

本稿には残された課題もある。第1に、本来であれば、公営、あるいは民営の子育て支援サービスや、職場における両立支援制度の利用の有無が、三世代同居の有無の効果にどう影響を与えるのかも考慮すべきである。しかしながら、本稿で用いた「第2回 生活と支え合いに関する調査」においては、そうしたサービス、制度の利用の有無についての設問は小学生以下の子どもがいる者のみに限定して尋ねられているため、サンプルサイズの大幅な減少が免れない。こうした事情から、本稿での分析においては当該項目を統制できなかった。第2に、世帯の生活への三世代同居の影響について、より検討する必要がある。先述の通り、「第2回 生活と支え合いに関する調査」における世帯の生活に関する剥奪についての質問項目には、事実ベースのものと主観ベースのものが混在している。本稿では両者をまとめて合成して被説明変数としたが、それらを別に分析したら結果が異なってくる可能性はあるだろう。第3に、三世代同居の発生を規定する要因についての分析である。本稿において示唆された生活が苦しい者

が三世代同居を選択している可能性や、三世代同居を含む世帯構造やその変動の状況には都道府県によって差があるという先行研究における指摘に鑑みると〔小山(2012)〕、社会経済的地位や居住地域によって、そもそも三世代同居の発生が影響を受ける可能性がある。今後の研究課題としたい。

参考文献

- 阿部 彩(2006)「相対的剥奪の実態と分析——日本のマイクロデータを用いた実証研究」、『社会政策学会誌』No.16, pp.251-275。
- 赤平理紗・大嶋巖(2002)「三世代同居と母子の心理的ストレスの関連についての基礎的調査」、『こころの健康——日本精神衛生学会誌』Vol.17, No.1, pp.57-65。
- Cochran, M. M. and J. A. Brassard (1979) “Child Development and Personal Social Networks”, *Child Development*, Vol.50: 601-16.
- 藤田結子(2017)『ワンオペ育児——わかってほしい休めない日常』毎日新聞出版。
- 浜 治世(1993)「三世代同居家族における祖母-母親-子どもの感情的相互作用に関する実験的研究」、『感情心理学研究』Vol.1, No.1, pp.26-47。
- 服部祥子・原田正文(1991)『乳幼児の心身発達と環境——大阪レポートと精神医学的視点』名古屋大学出版会。
- 平山洋介(2016)「『三世代同居推進』の住宅政策をどう読むか」、『世界』, No.880, pp.107-18。
- 井関敦子・白井瑞子(2010)「実母からの授乳・育児支援の中で娘が体験した思いと、その思いに関係する要因」、『母性衛生』, Vol.50, No.4, pp.672-9。
- 人口問題審議会(1998)『人口減少社会、未来への責任と選択——少子化をめぐる議論と人口問題審議会報告書』ぎょうせい。
- 角川志穂(2009)「子育て支援に向けた祖父母学級導入の検討」、『母性衛生』, Vol.50, No.2, pp.300-9。
- 北村安樹子(2015)「祖父母による孫育て支援の実態と意識——祖父母にとっての孫育ての意味」、『Life design report』, Summer 2015, pp.15-24。
- 国立社会保障・人口問題研究所(2018)「2017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 結果の概要」。
- (2019)「2018年 社会保障・人口問題基本調査 第6回全国家庭動向調査 結果の概要」。
- 小松紗代子・斎藤民・甲斐一郎(2010)「孫の育児に参加する祖父母の精神的健康に関する文献的考察」、『日本公衆衛生雑誌』, Vol.57, No.11, pp.1005-14。
- 厚生省人口問題研究所(1996)『現代日本の家族に関する意識と実態——第1回全国家庭動向調査(1993

- 年)』, 厚生統計協会。
- 小山泰代 (2012) 「世帯変動の地域的傾向」『人口問題研究』, Vol.68, No.2, pp.18-36。
- Leitner, S. (2003) “Variety of Familialism: The Caring Function of the Family in Comparative Perspective”, *European Societies*, Vol.5, No.4, pp.353-75.
- 牧野カツコ (1982) 「乳幼児を持つ母親の生活と〈育児不安〉」, 『家庭教育研究所紀要』, 第3集, pp.35-56。
- 牧野カツコ・中西幸夫 (1985) 「乳幼児を持つ母親の育児不安——父親の生活および意識との関連」『家庭教育研究所紀要』第6集, pp.11-24。
- 松田茂樹 (2008) 『何が育児を支えるのか——中庸なネットワークの強さ』勁草書房。
- 落合恵美子 (1989) 『近代家族とフェミニズム』, 勁草書房。
- (1993) 「家族の社会的ネットワークと人口学的世代——60年代と80年代の比較から」, 蓮見音彦・奥田道大編『21世紀日本のネオ・コミュニティ』, 東京大学出版界。
- (2015) 『『日本型福祉レジーム』はなぜ家族主義のままなのか—4報告へのコメント』『家族社会学研究』Vol.27, No.1, pp.61-8。
- 柴田謙治 (1997) 「イギリスにおける貧困問題の動向——『貧困概念の拡大』と貧困の『基準』をめぐって」, 『海外社会保障研究』, No.118, pp.4-17。
- 新道由記子 (2013) 「祖父母と育児——祖父母のライフスタイルとしての育児支援」, 『季刊家計経済研究』, No.97, pp.23-32。
- Shirahase, S. and J. M. Raymo, (2014) “Single mothers and poverty in Japan: The role of intergenerational coresidence,” *CDE Working Papers 2014-01*, Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin, Madison, WI.
- 藤間公太 (2017) 「看護休暇の取得と追加の子どもを持つことへの希望」, 『育児・介護と職業キャリア——女性活躍と男性の家庭生活 (労働政策研究報告書 No.192)』, 独立行政法人労働政策研究・研修機構, pp.189-202。
- (2018) 「ケアの多元化と脱家族化」『大原社会問題研究所雑誌』, No.722, pp.58-69。
- Townsent, P. (1993), *The International Analysis of Poverty*, London: Harvester Wheatsheaf.
- 筒井淳也 (2016) 「三世同居推進政策は有効か——データから見えてくること」(<https://synodos.jp/society/16033/2>: 2019年9月25日最終確認)。
- 八重樫牧子・江草安彦・李永喜・小河孝則・渡邊貴子 (2003) 「祖父母の子育て参加が母親の子育てに与える影響」, 『川崎医療福祉学会誌』, Vol.13, No.2, pp.233-45。
- 余田翔平・新谷由里子 (2018) 「母親の就業と祖父母からの育児支援——『個体内の変動』と『個体間の差異』の検討」, 『人口問題研究』, Vol.74, No.1, pp.61-73。

(とうま・こうた)

Three Generation Households and Relative Deprivation

Kota TOMA*

Abstract

Recently, attention has been focused on three-generation households as support resources for people who raise children. However, the impact of three-generation households on the lives of those raising children has not been fully studied.

Using data from the “Second National Survey on Social Security and People’s Life”, this paper examines the effects of three-generation households on the relative deprivation of people who raise children with regard to three aspects: living environment, household life, and individual life.

The analysis showed that three-generation households had no significant negative effect on any of the relative deprivation situations. On the contrary, it had significant positive effects on those aspects of household environment and personal life.

These results suggest that not only housing policy to promote the three-generation cohabitation, but also the public support that makes it possible not to live in three-generation households is needed.

Keywords : Three Generation Households, Relative Deprivation, Second National Suney on Social Security and Peoples Life

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

障害者手帳保有者の世帯の生活状況について

泉田 信行*¹, 黒田 有志弥*²

要 旨

「地域共生社会」の実現が進められているが、地域で暮らしていくためには、社会とつながっていることのみならず、生活の糧が得られることが必要である。所得保障については、年金を含めた高齢者の所得については議論が活発に行われているものの障害者の所得については日本において限られた議論しか行われていない。

本稿は国立社会保障・人口問題研究所が2017年に実施した「生活と支え合いに関する調査」の個票データを用いて、障害者を含む世帯の世帯全体としての経済状況とその世帯主の社会関係性について明らかにすることを目的とする。

分析の結果、障害者手帳保有者のいる世帯は経済状態や世帯主の社会関係性、生活困窮の状態がない世帯よりも相対的に悪い状態にあった。他方で手帳保有者の有無で統計的な有意差のない指標もあった。障害当事者が多数回答する、多様な調査項目を含む同種データでのさらなる分析による発展的な検証が求められる。

キーワード：障害者手帳、生活と支え合いに関する調査、経済状態、社会関係性、生活状況

社会保障研究 2019, vol. 4, no. 3, pp.311-322.

I はじめに

「地域共生社会」の実現が進められている。「地域共生社会」は「制度・分野ごとの『縦割り』や「支え手」「受け手」という関係を超越して、地域住民や地域の多様な主体が『我が事』として参画し、人と人、人と資源が世代や分野を超越して『丸ごと』つながることで、住民一人ひとりの暮らしと生きがい、地域をともに創っていく社会」と説明されている。

地域で暮らしていくためには、社会とつながっていることのみならず、生活の糧が得られることが必要である。後者については、年金をはじめとする高齢者の所得については議論が活発に行われているものの障害者の所得については日本において限られた議論しか行われていない。また、前者についても管見の限りほとんど分析が進んでいない状況である。

そこで、本稿は公的統計調査の個票データを用いて、障害者を含む世帯の世帯全体としての経済状況とその世帯主の社会関係性について明らかに

*¹ 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

*² 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2室長

することを目的とする。

これまで障害者の社会経済状態については、いくつかの先行研究がある。土屋（2008）は厚生労働科学研究班¹⁾で実施された「障害者生活実態調査」（以下「実態調査」）を用いて、総務省の「全国消費実態調査」、「社会生活基本調査」の公表集計表と適宜比較しながら分析を行っている。サンプルサイズ：207である「実態調査」における単身世帯では年収が200万円未満の世帯は全体の76.7%に当たるのに対して、全国消費実態調査では28.3%に過ぎないこと、同様に、2人以上世帯については、「実態調査」では10.4%、全国消費実態調査では3.5%であることを示した。江口・川上（2009）は1992年にある地方都市で課税台帳と住民基本台帳を個人単位でマッチングし、世帯単位で集計して世帯所得を算出する手法により生活保護水準を最低生活水準としてそれを下回る世帯の割合を算出し、障害者を含む世帯の30.1%に対して、含まない世帯では23.6%であることを示した。

田中（2010）は家族本人による記入または調査に協力する施設の職員による聞き取りによって2008年にある市で実施した調査（サンプルサイズ：1,197）のうち療育手帳を持つ18歳以上の子どもの母親障害者のいる世帯の調査票から、知的障害者世帯のうち所得水準が総務省の家計調査年報における所得第Ⅰ五分位に該当する割合が50%に近いこと、ひとり親（祖父母と非同居）の場合は所得第Ⅰ五分位に該当する割合が最も高く8割近くとなること、二人親（祖父母と同居）の場合に28.9%と障害者世帯の中でも最も低くなることを示した。

田中（2019）は2011年にある市に在住する知的障害者の家族にスノーボール式に調査依頼を行って実施した同年11月の家計に関する調査票調査の結果を報告している。対象である93世帯（家族同居（68世帯）とグループホーム（以下GH、25世帯））について、家族同居の場合は52ケース、GHでは17ケースが月の家計収支が赤字であったこ

と、GH居住であっても家族からの支援を受けているケースがあること、などを指摘した。

山村（2019）は障害者福祉計画立案のために実施された自治体調査のデータを活用して次の点を報告している。就労している障害者のうち、身体障害者はほとんどが一般就労に、知的障害者と精神障害者は福祉的就労が多いこと、月収20万円を超える人が身体障害者では40%を超える一方、知的障害者では0%、精神障害者では18.7%であり、知的障害者と精神障害者では月収5万円未満の者がそれぞれ5割を超えること等を指摘した。

山田・百瀬・四方（2015）は厚生労働省「平成25年 国民生活基礎調査」の二次利用により、世帯票中の手助けや見守りの要否の設問に対して、「必要としている」と回答した者を要介助障害者と定義し、要介助障害者とそれ以外の者、要介助障害者を含む世帯と含まない世帯を比較して貧困率について分析を行っている。導いた結果は、(1) 未成年の要介助障害者では特別児童扶養手当を始めとする児童手当や親の就労所得が貧困を軽減していること、(2) 20-74歳では、本人所得に基づく貧困率よりは低いとはいえ、要介助障害者の貧困リスクはそうでない者より2倍高く、3割前後が相対的貧困にあること、(3) 世帯単位で見た貯蓄無しの割合も3割前後で高いこと、(4) 特に50代以降の単身の要介助障害者の貧困率が高く5割を超えること、(5) (ひとり親世帯とは異なり) 就労所得を中心とした本人市場所得が相対的貧困率を回避するための決定的な要因となること、(6) 本人就労所得がない場合、たとえ年金受給者であっても、本人の社会保障給付金だけでは所得水準を改善しきれず、同居による世帯員間の所得移転が行われたとしても、貧困率が高いままであることが明らかであること、としている。

これらの先行研究は、山田・百瀬・四方（2015）、を除くと比較的小サンプル、ないしは特定の地域における調査に基づくものであること、他方で、山田・百瀬・四方（2015）は使用した国民生活基礎調査が障害者手帳の有無を識別していないとい

¹⁾ 厚生労働科学研究費補助金障害保健福祉総合研究事業「障害者の所得保障と自立支援施策に関する調査研究」（主任研究者 勝又幸子）による。

うデータ上の制約があると整理できよう。国立社会保障・人口問題研究所が2017年に実施した「生活と支え合いに関する調査」は国民生活基礎調査ほどの大規模なサンプルではないが、世帯員の障害者手帳の保有状況について設問があり、かつ、豊富な経済状態や社会関係性についての設問がある。本稿では、同調査の個票データを再集計することにより、先行研究が明らかにすることができなかった障害者手帳を保有する者の有無別に世帯の経済的状況・社会的関係について、住宅の状況を含めて実態を多面的に明らかにする。これにより、障害当事者の生活実態を把握・理解するための学術的な貢献を行う。

本稿は以下において次のように構成される。次節では使用するデータである『生活と支え合いに関する調査』のデータの取り扱い、分析方法について説明する。第Ⅲ節では分析結果が与えられ、第Ⅳ節ではその含意と今後の課題が検討され、最後の節で結論が与えられる。

Ⅱ 方法

国立社会保障・人口問題研究所が2017年に実施した『生活と支え合いに関する調査』の個票データを統計法32条の規定による課室内利用により再集計を行う。世帯票及び個人票の世帯主にかかるものを、世帯番号を用いてマッチングしたデータセットを構築する。同調査は世帯主と18歳以上の世帯員が調査対象となっているが、世帯主が記載することが期待されている世帯票問12において、世帯構成員すべてについての障害者手帳の有無・種類・等級の記載が求められている。この障害者手帳の有無・種類の情報を用いて世帯における障害者の有無を判定した。

同調査は可処分所得として所得の情報を個人票で収集している。世帯の所得水準については、世帯単位で個人の所得額を集計し、世帯人員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を用いた。等価可処分世帯所得の十分位の情報のない世帯については分析から除外した。所得以外の世帯の経済状態、貯蓄の有無、取り崩し状況、

困窮経験、料金の未払い・未納等、はく奪指標について世帯票から情報を得た。また、持ち家か否か、住宅の質の情報についても世帯票から世帯単位の情報を得た。

世帯としての障害者手帳を保有する世帯の社会との関係性について世帯主の社会関係を以て把握した。個人票で18歳以上の世帯員に質問している社会関係性についての設問の回答結果を活用した。具体的には、会話頻度、外部組織への参加状況、必要な頼れる人の状況である。なお、世帯主の就業状況を世帯の経済状態の変数として活用した。

世帯として経済的困窮にあり、世帯主が孤立の状態にある場合を奥田他(2014)に従って生活困窮と定義した。経済的困窮は所得十分位で第Ⅰ十分位の場合、ないしは第Ⅰ～Ⅲ十分位にある場合と2とおり検討した。孤立については世帯主の会話頻度が2週間に一回以下の場合とした。双方の条件を満たす世帯の割合を各カテゴリー別に算出した。

分析はクロス集計表による分析とし、世帯単位での障害者手帳を有する者の有無による χ^2 乗検定を実施した。世帯単位で見ても、個人としても、障害者手帳を複数種類有する者が存在する可能性があるため、障害者手帳の種類別の割合等には世帯が重複計上される可能性がある。このため、所有する手帳の種類には比率等を示すにとどめ、障害手帳種別間の χ^2 乗検定等は実施しなかった。

分析対象の変数については、無回答・非該当を分母から除外して割合を算出した。食料や衣料の困窮経験については、「よくあった」～「まれにあった」の割合を算出した。はく奪指標については、金銭的な理由でできないとした者の割合を算出した。耐久消費財の状況としては、「買えない」とした者の割合を算出した。外部組織への参加状況については「参加したいができない」とした者の割合を算出した。必要な頼れる人のいない割合は「いない」とした者の割合を算出した。

Ⅲ 結果

1 手帳保有者に関する基礎的な集計

分析対象となる世帯数は9,217世帯であった。うち、いずれかの種類の手帳を保有する者のいる世帯（これ以後の表では「手帳あり世帯」と略記）は956世帯（10.4%）であった（表1）。ひとつの世帯に手帳を持つ者が複数いる場合も66世帯（0.7%）ほど存在した。身体障害者手帳（これ以後の表では「身体」と略記）を持つ世帯は8.0%、療育手帳（これ以後の表では「療育」と略記）は1.4%、精神障害者保健福祉手帳（これ以後の表では「精神」と略記）は1.5%であった。

個人単位で見ると、身体障害者手帳を持つ者が最も多く、すべての種類の手帳について女性よりも男性の保有者数が多かった（表2）。性別不明者を除外して、手帳別に保有者の年齢分布を見ると、身体障害者手帳を保有する者は65歳以上の者がその割合が最も高く、療育手帳については18歳

～40歳未満、精神障害者保健福祉手帳については45歳～60歳未満の者が、それぞれ割合が最も高くなっていった（表3）。

2 手帳保有者の有無別の世帯の生活状況

世帯の所得・貯蓄状況、住宅の状況についての集計結果は表4にまとめられている。第I十分位の世帯の割合を見ると、手帳保有者無しの世帯は9.9%、手帳ありの世帯は13.4%と統計的に有意に手帳あり世帯の方が高かった。第III十分位までの割合を見ても、手帳保有者無しの世帯は29.5%、手帳ありの世帯は40.6%と同様の結果となった。貯蓄ありの世帯割合については有意な差はなかったが、貯蓄有りの世帯において、貯蓄を取り崩している割合については手帳保有者無し：15.3%、手帳ありの世帯：19.1%と有意差があった。障害の種類別にみると、療育手帳を保有する世帯においては12.9%である一方、身体障害者手帳、精神障害者保健福祉手帳を保有する世帯ではそれぞれ20%を超えていた。

表1 世帯内で手帳を保有する人数別世帯数

	いずれかの種類の手帳		身体障害者手帳		療育手帳		精神障害者保健福祉手帳	
	世帯数	割合 (%)	世帯数	割合 (%)	世帯数	割合 (%)	世帯数	割合 (%)
手帳保有者がいない世帯	8,261	89.6	8,482	92.0	9,089	98.6	9,078	98.5
手帳保有者が1人の世帯	890	9.7	693	7.5	124	1.4	135	1.5
手帳保有者が2人以上の世帯	66	0.7	42	0.5	4	0.0	4	0.0
合計	9,217	100.0	9,217	100.0	9,217	100.0	9,217	100.0

注：手帳の種類別では世帯を重複計上している。

出所：筆者作成。

表2 性別手帳種類別手帳保有個人数

	男性	女性	不明	合計
身体障害者手帳	420	358	1	779
療育手帳	94	35	3	132
精神障害者保健福祉手帳	80	61	2	143

注：手帳の種類別では個人を重複計上している。

出所：筆者作成。

表3 年齢階級別手帳種類別手帳保有個人数

	身体障害者手帳		療育手帳		精神障害者保健福祉手帳	
	人数	割合 (%)	人数	割合 (%)	人数	割合 (%)
18歳未満	16	2.1	34	26.4	3	2.1
18歳～40歳未満	50	6.4	64	49.6	39	27.7
40歳～65歳未満	186	23.9	26	20.2	70	49.7
65歳以上	520	66.8	4	3.1	29	20.6
年齢不詳	6	0.8	1	0.8	0	0.0
合計	778	100.0	129	100.0	141	100.0

注：性別不明者を除いている。また、手帳の種類別では個人を重複計上している。

出所：筆者作成。

表4 手帳有無・種類別世帯の所得・貯蓄状況、住宅の状況

	手帳保有者無し		手帳あり			身体		療育		精神	
	N	割合	N	割合		N	割合	N	割合	N	割合
第I十分位の世帯	8261	9.9	956	13.4	$p < 0.05$	735	13.1	128	14.1	139	13.7
第I～第三十分位の世帯	8261	29.5	956	40.6	$p < 0.05$	735	38.6	128	46.1	139	49.6
貯蓄有り	7696	74.6	901	72.3	$p = 0.125$	697	72.2	116	75.0	131	72.5
貯蓄を取り崩している	5669	15.3	643	19.1	$p < 0.05$	496	20.2	85	12.9	95	22.1
持ち家に居住する割合	8180	73.0	948	76.5	$p < 0.05$	728	79.5	126	72.2	139	62.6
水洗トイレがある	8175	96.2	952	94.5	$p < 0.05$	731	94.1	127	96.1	139	95.7
浴室またはシャワーがある	8180	98.4	952	97.7	$p = 0.122$	731	97.3	127	100.0	139	97.8
雨漏り、湿気、破損などの問題がある	8114	81.9	938	77.2	$p < 0.05$	720	76.9	126	83.3	137	74.5
窓から十分な光が入らない	8110	90.9	937	89.1	$p = 0.079$	720	89.7	125	88.8	137	89.1
世帯の人数からすると手狭だ	8092	89.0	937	86.4	$p < 0.05$	718	87.0	125	78.4	138	89.9
交通の便が悪い	8112	76.6	945	72.2	$p < 0.05$	725	71.2	126	69.0	139	79.1
近隣の騒音がひどい	8110	90.2	939	90.8	$p = 0.560$	719	90.8	126	92.9	139	91.4
大気汚染、悪臭がひどい	8102	94.9	940	94.8	$p = 0.840$	721	94.9	126	96.8	138	93.5
犯罪、暴力、荒らし行為に困っている	8095	96.9	943	96.1	$p = 0.196$	723	96.4	126	94.4	139	96.4
病院・公共施設・生活施設が遠い	8124	77.5	945	73.0	$p < 0.05$	725	71.4	126	77.0	139	78.4

注：手帳の種類別では世帯を重複計上している。

出所：筆者作成。

持ち家に居住する割合は手帳保有者無し：73.0%、手帳ありの世帯：76.5%と有意に手帳ありの世帯の方が高かった。障害の種類別にみると、身体障害者手帳を保有する者がいる世帯においては79.5%である一方、精神障害者保健福祉手帳を保有する者のいる世帯では62.6%であった。住宅の質についての項目は10項目あるが、半数で有意に障害者手帳を保有する世帯で質が高いと感じている割合が低かった。有意差があったのは、水洗トイレがある、雨漏り、湿気、破損などの問題がある、世帯の人数からすると手狭だ、交通の便が悪い、病院・公共施設・生活施設が遠い、であった。これらについても障害者手帳の種類によっては手帳保有者無しの世帯と同程度の割合である場合もある一方、手帳の種類によっては相対的に低い水準である場合もあった。

困窮経験等とはく奪指標の該当割合についての差の検定結果は表5にまとめられている。困窮経験等においては、食料が買えない経験、衣料が買えない経験、電気料金の未払い、電話代の未払いについて、障害者手帳を保有する世帯で該当する割合が有意に高かった。ほかの6項目では障害者手帳を保有する者の有無で差は見られなかった。はく奪指標の該当割合についても同様の結果であ

り、冠婚葬祭に出席できる、出費に備えた蓄えがある、快適な温度に保つことが出来る、火災報知器を設置している、において障害者手帳を保有する世帯で金銭的な理由で剥夺されているとする割合が有意に高かった。ほかの10項目では有意差は見られなかった。

3 手帳保有者の有無・種類別の世帯主の生活状況

手帳保有者のいない世帯では世帯主は78.7%が男性であるが、いずれかの種類の手帳を持つ世帯では82.7%とやや高かった（表6）。手帳の種類別に見ると、精神障害者保健福祉手帳を持つ者のいる世帯において、男性の世帯主の割合が73.4%とやや低かった。世帯主の年齢分布を見ると手帳保有者のない世帯よりもいずれかの種類の手帳を持つ者のいる世帯の方が高年齢層に分布していた（図1）。身体障害者手帳を持つ者のいる世帯の世帯主の年齢分布は70歳以上において厚くなっていた。他方、療育手帳を持つ者のいる世帯の世帯主の年齢分布は35歳～59歳において相対的に厚くなっていた。

世帯における障害者手帳保有者の有無・種類別に世帯主の社会参加、社会関係性についてみた結

表5 手帳有無・種類別世帯の困窮経験等・剥奪指標の状況

	手帳保有者無し		手帳あり			身体		療育		精神	
	N	割合	N	割合		N	割合	N	割合	N	割合
困窮経験等											
食料が買えない経験	8145	12.7	946	18.4	$p<0.05$	726	17.5	125	15.2	138	23.9
衣料が買えない経験	8136	14.0	947	20.9	$p<0.05$	726	19.8	127	18.9	139	27.3
電気料金の未払い	6844	3.0	823	4.5	$p<0.05$	624	4.8	107	2.8	126	4.8
ガス料金の未払い	6124	3.2	739	3.8	$p=0.367$	558	3.6	92	3.3	118	5.1
水道料金の未払い	6722	2.9	803	3.7	$p=0.164$	604	4.3	106	2.8	127	2.4
電話代の未払い	6833	2.9	825	4.5	$p<0.05$	622	4.5	109	4.6	128	4.7
家賃の滞納	3224	4.7	336	6.5	$p=0.123$	231	6.9	52	3.8	71	7.0
住宅ローンの滞納	2901	2.0	261	1.1	$p=0.355$	178	1.7	48	0.0	46	0.0
住民税の滞納	6334	4.5	717	6.0	$p=0.068$	545	6.2	98	3.1	101	5.9
その他の債務不履行	5245	4.7	595	6.4	$p=0.072$	726	3.4	127	0.0	137	7.3
剥奪指標											
肉・魚を含む食事をとれる	8176	0.5	954	1.0	$p=0.052$	733	1.0	128	1.6	139	2.2
医者にかかることができる	8200	0.3	954	0.4	$p=0.361$	733	0.4	128	0.0	139	0.7
歯医者にかかることができる	8198	0.3	953	0.2	$p=0.609$	733	0.1	127	0.8	139	0.0
市販の薬を買うことができる	8190	0.8	951	0.5	$p=0.429$	730	0.5	128	0.0	139	0.7
冠婚葬祭に出席できる	8139	3.7	944	5.9	$p<0.05$	725	4.8	126	2.4	137	13.9
交通費を払うことができる	8174	3.3	944	4.2	$p=0.134$	728	4.3	123	2.4	139	5.0
出費に備えた蓄えがある	8072	15.2	930	18.7	$p<0.05$	717	18.4	124	13.7	135	23.7
快適な温度に保つことができる	8158	4.2	948	7.2	$p<0.05$	729	6.6	127	4.7	138	11.6
火災報知器を設置している	8109	3.5	938	6.0	$p<0.05$	722	6.6	124	3.2	138	5.1
家族全員分の寝具がある	8176	0.5	954	1.0	$p=0.052$	733	1.0	128	1.6	139	2.2
家に洗濯機がある	8200	0.3	954	0.4	$p=0.361$	733	0.4	128	0.0	139	0.7
家にテレビがある	8198	0.3	953	0.2	$p=0.609$	733	0.1	127	0.8	139	0.0
家に固定電話がある	8190	0.8	951	0.5	$p=0.429$	730	0.5	128	0.0	139	0.7
自家用車がある	8174	3.3	944	4.2	$p=0.134$	728	4.3	123	2.4	139	5.0

注：手帳の種類別では世帯を重複計上している。
出所：筆者作成。

表6 世帯の手帳保有者有無・種類別世帯主の性別人数

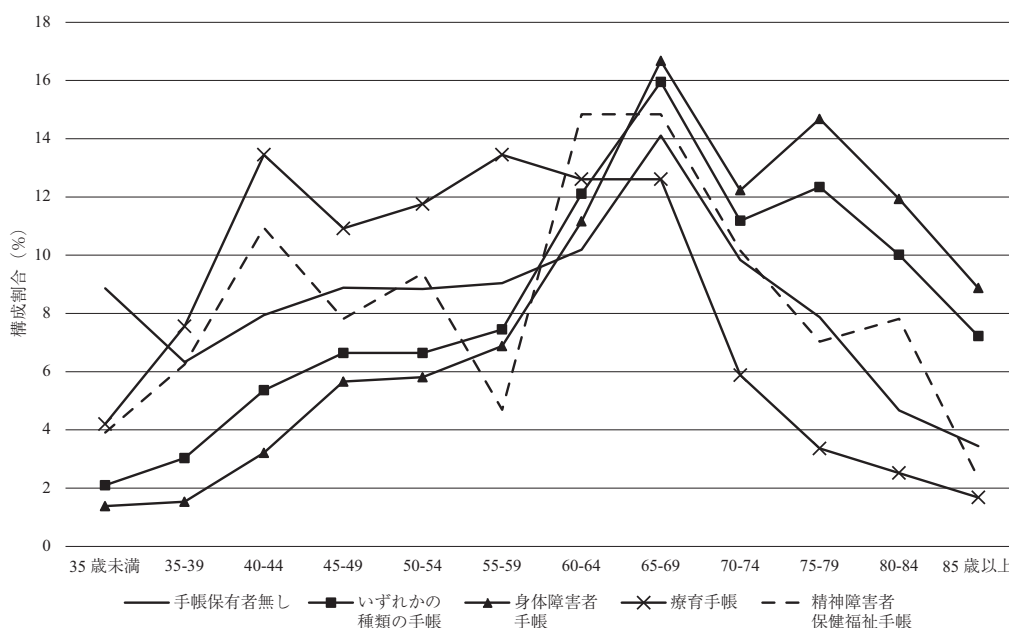
	人数			比率	
	男性	女性	合計	男性	女性
手帳保有者無し	6,160	1,664	7,824	78.7	21.3
いずれかの種類の手帳	710	149	859	82.7	17.4
身体障害者手帳	550	104	654	84.1	15.9
療育手帳	98	21	119	82.4	17.7
精神障害者保健福祉手帳	94	34	128	73.4	26.6

注：手帳の種類別では世帯主を重複計上している。
出所：筆者作成。

果が表7である。手帳保有者のない世帯においては仕事をしている世帯主は70.3%であった。手帳あり世帯では、52.7%と有意に低かった。療育手帳を持つ者のいる世帯においては79.3%と相対的に高かった。会話頻度が2週間に1回以下の割合は手帳あり世帯で4.8%と有意に高かった。精神障

害者保健福祉手帳を保有している世帯においては6.3%となっていた。

社会組織に参加できない割合は、自治会や町内会、ボランティア・NPO、宗教団体について手帳あり世帯で有意に高かった。ほか4項目については有意な差はなかった。必要な頼れる相手のいない割合は、子どもの世話や看病、(子ども以外の)介護や看病、日頃のちょっとした手助けについて有意差がなく、ほかのすべての項目では手帳あり世帯の方が有意に高かった。障害の種類別に見ると、いざというときのお金の援助について、療育手帳を持つ者のいる世帯では17.4%と相対的に低いのに対して、精神障害者保健福祉手帳を持つ者のいる世帯の世帯主については32.0%と高くなっていた。



注：手帳の種類別では世帯主を重複計上している。
出所：筆者作成。

図1 世帯の手帳保有者の手帳種類別世帯主の年齢階級別構成割合

表7 手帳有無・種類別世帯の困窮経験等・剥奪指標の状況

世帯主単位の集計	手帳保有者無し		手帳あり			身体		療育		精神	
	N	割合	N	割合		N	割合	N	割合	N	割合
仕事をしている割合	7455	70.3	802	52.7	$p < 0.05$	604	48.7	116	79.3	123	48.8
会話頻度が2週間に1回以下の割合	7705	3.0	846	4.8	$p < 0.05$	645	4.7	116	3.4	127	6.3
参加できない割合											
自治会や町内会	7446	6.5	818	8.9	$p < 0.05$	619	9.4	116	9.5	122	6.6
ボランティア・NPO	7187	9.6	785	12.7	$p < 0.05$	593	13.2	107	14.0	120	12.5
宗教団体	7202	1.7	794	3.7	$p < 0.05$	602	4.2	111	2.7	119	2.5
PTAや保護者会	7009	3.4	768	4.4	$p = 0.122$	575	4.3	112	7.1	118	2.5
趣味の会やスポーツクラブ	7339	11.5	798	9.4	$p = 0.07$	603	10.3	109	11.0	126	4.0
職場内の会やグループ	7070	4.8	773	6.2	$p = 0.075$	578	6.4	113	8.8	118	4.2
同じ学校出身者の会やグループ	7175	9.0	790	7.6	$p = 0.186$	594	7.9	113	9.7	119	4.2
必要な頼れる人のいない割合											
子どもの世話や看病	7032	21.4	755	23.8	$p = 0.124$	562	23.8	110	16.4	121	28.1
(子ども以外の) 介護や看病	7124	29.8	770	30.9	$p = 0.539$	577	30.3	109	33.0	122	34.4
重要な事柄の相談	7402	8.8	806	11.2	$p < 0.05$	607	11.9	114	6.1	123	12.2
愚痴を聞いてくれること	7415	8.3	809	11.1	$p < 0.05$	610	12.3	115	6.1	124	9.7
喜びや悲しみを分かち合うこと	7400	6.6	810	10.0	$p < 0.05$	612	10.9	114	3.5	124	10.5
いざという時のお金の援助	7420	19.7	818	23.7	$p < 0.05$	618	23.9	115	17.4	125	32.0
日頃のちょっとした手助け	7383	9.5	801	10.9	$p = 0.228$	605	10.7	113	8.8	123	14.6
家を借りる時の保証人を頼むこと	7198	13.1	773	16.3	$p < 0.05$	579	16.4	110	15.5	122	16.4
成年後見人・保佐人を頼むこと	7156	24.9	776	29.8	$p < 0.05$	580	29.0	113	34.5	121	33.1

注：手帳の種類別では世帯主を重複計上している。
出所：筆者作成。

4 生活困窮の状況

経済的困窮を所得第Ⅰ十分位に該当する場合としたとき、手帳保有者のない世帯については、0.8%が、手帳ありの世帯については1.6%が生活困窮の状態にあると推定された（表8）。第Ⅰ～Ⅲ十分位に入る場合を経済的困窮とした場合は、手帳保有者のない世帯：1.7%、手帳ありの世帯：2.9%であった。

表8 手帳保有者有無別世帯の生活困窮該当割合

経済的困窮	手帳保有者無し		手帳あり		
	N	該当割合	N	該当割合	
第Ⅰ十分位	7793	0.8	856	1.6	$p < 0.05$
第Ⅰ～Ⅲ十分位	7762	1.7	850	2.9	$p < 0.05$

出所：筆者作成。

Ⅳ 考察

本稿では、国立社会保障・人口問題研究所が2017年に実施した「生活と支え合いに関する調査」の個票データを用い、世帯票の情報から障害者手帳を保有する世帯員のいる世帯を手帳の種類別に把握した上で、手帳を保有する者の有無別に世帯の住宅の状況、経済状態、世帯主の社会関係性について比較することにより、生活困窮を含む幾つかの指標で手帳を保有する者のいる世帯は、いない世帯よりも困難な状態にあることを示した。

本稿の貢献は、全国レベルの公的統計調査を用いて、障害者手帳の有無により当事者を把握し、手帳を持つ者のいない世帯との対比の上で、世帯の経済状態のみならず、世帯主に限定されるものの、社会関係性についても実態を明らかにし、奥田他（2014）で提唱された概念である生活困窮についてまでも明らかにしたことにある。これまでの研究は山田・百瀬・四方（2015）を除き、経済状態については特定の自治体の調査対象者に対して調査を実施したという限定がある。また、社会関係性については管見の限り、生活時間配分の観点から行った土屋（2008）、社会的孤立の観点からの大村（2016）以外は分析が行われていないと考

えられる。「生活と支え合いに関する調査」の個票データが持つ豊かな情報が障害者のいる世帯のこれまで明らかにすることを可能にしたと言えよう。

特に、所得という単一の尺度だけではなく、困窮経験やはく奪指標を用いて経済状況を多面的に分析した結果、障害者手帳を保有する者のいる世帯といない世帯で統計的に差がある項目、差のない項目が明らかになった。例えば、貯蓄の有無という観点では手帳保有者の有無で差はなかった。他方で、等価可処分所得は障害者手帳を保有する者のいる世帯で低く、かつ、貯蓄有りの世帯において取り崩している割合は障害者手帳を保有する者のいる世帯において高くなっていた。本稿で得られたこの結果は田中（2019）による多くの知的障害者の家族の月の家計収支が赤字であったことの指摘と極めて整合的な結果であると言える。

はく奪指標についても、分析では、冠婚葬祭に出席できる、出費に備えた蓄えがある、快適な温度に保つことが出来る、火災報知器を設置している、だけが障害者手帳を保有する者の有無で差がある結果となった。これも障害を抱えて生きる場合に、日常生活よりも高次元な社会的活動（冠婚葬祭への出席）の参加、支出リスクへの対応（出費に備えた蓄え）に困難を抱える可能性があることを示唆するかもしれない。

さらに言えば、仕事をしている世帯主の割合は療育手帳保有者のいる世帯では79.3%と高かったが、身体障害者手帳保有者のいる世帯、精神障害者保健福祉手帳保有者のいる世帯では50%を割り込んでいた（表7）。使用したデータにおいて、療育手帳保有者のいる世帯の世帯主の平均年齢が相対的に若いと考えられるため（図1）、このような結果となったのかもしれない。他方で、療育手帳保有者のいる世帯は等価可処分所得が第Ⅲ十分位までである割合が46.1%と高かったことを踏まえると、遠山（2008）が指摘するように、知的障害者と精神障害者に福祉的就労が多いこと、福祉的就労において収入が極めて低いことなどをふまえて、本人の働き方を含めた分析が当然必要になる。また、田中（2010）は母親が障害者のケアの

専従者としての役割を担い、父親が生計中心者として外で働くという強固な性別役割分業があること、母親が就労していない場合に世帯所得が低くなる可能性を指摘しており、障害当事者だけでなく家族の働き方も考慮に入れる必要がある。

いずれにしても、このように多様な項目について比較分析を行うことは障害を抱えて生きる際に直面する困難を理解するために重要であると考えられる。もっとも、本稿の結果から障害者手帳を保有する者の全体像を描くことには十分に禁欲的である必要がある。より多数の障害者が回答する同種調査を実施して同種の分析を行って結果が異なることを確認する必要がある。さらには、障害者種別による障害特性を踏まえたより詳細な分析が必要であるようにも思われる。本稿の分析は、世帯単位での分析であることもあるが、ひとりで複数の障害認定を受けることもあり得るため、障害者手帳の種別の社会経済状態の差異については厳密な検証を行っていない。他方で、分析結果は障害特性による違いを示唆すると考えられる。例えば、持ち家に居住する割合を障害の種類別にみると、身体障害者手帳を保有する者がいる世帯：79.5%、精神障害者保健福祉手帳を保有する者のいる世帯：62.6%であった。このような結果は今回使用したデータ特有のものであるのか否か、大規模な調査で確認する必要がある学術的にはあ

らう。

異なる障害特性を持って生きることの実態を理解するためには、多くの障害当事者が回答する調査が必要であると言えそうであるが、考慮しなければならない点が少なくとも2点あるように思われる。そのひとつは調査票に誰が回答しているかという点である。例えば、山村（2019）では、利用している障害にかかる調査票の回答者について知的障害では6割は親が回答しているなど障害の種別によって大きな違いがあることを明らかにしている。もしこれが障害にかかるほかの調査票調査にも妥当するのであれば、個人に対する回答を求める調査票の設問、特に社会関係性などその個人しかわからないことも多い項目、については障害の種別によって回答内容の性質が異なってくることになる。すなわち、障害者自らが回答している場合には自らの視点から見た社会関係性が回答されていると考えられる一方、親などが代理で回答している場合には親から見た障害当事者の社会関係性が回答されることになる。潜在するこの課題を、障害当事者が回答しやすい調査票を追求することとは別に、解決する必要があるのではないか。本稿ではこのような緻密な検討が必要である点については一旦回避し、世帯主が記載する世帯票、世帯主が記載する世帯主の個人票に限定して分析を行った。障害当事者の情報について回答を

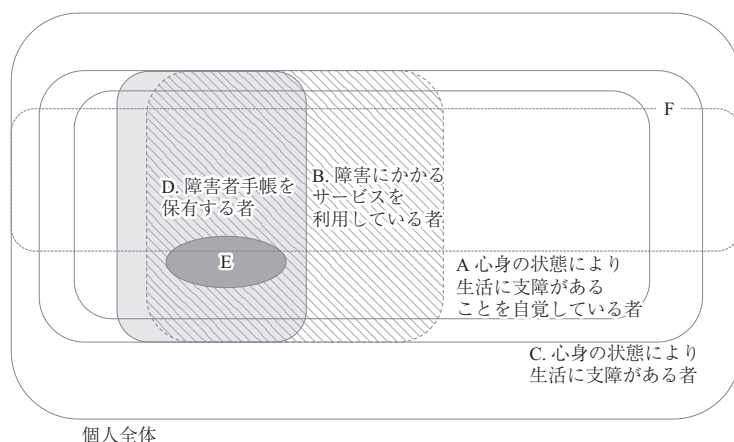


図2 先行研究における障害の把握方法

求める調査票調査ではこの点を今後さらに検討する必要がある。

もう一点は、やや抽象的であるが、誰のどのような特性を明らかにするのか、という点を吟味する必要があることである。このことは図2を参照すると理解できるであろう。心身の状態により生活に支障があることを自覚している者（Aの領域）に対して、現に支障があっても自覚していない者もいるかも知れない（Cの領域；これはAの領域を含んでいる）。生活に支障がある者のうち、障害にかかるサービスを利用している者（Bの領域）もいるが、それは障害者手帳を有する者（Dの領域）とは必ずしも一致しない。

本稿はDを対象とする分析である。課税台帳から障害者控除の有無の特定を試みた江口・川上（2009）はEの領域を調査対象としていると言えよう。山村（2019）はDUBを対象とする分析と言えよう。山田・百瀬・四方（2015）が用いた厚生労働省の「国民生活基礎調査」は、仮に世帯主が世帯員の状況を記載しているケースが含まれるならば、Fの領域がデータに含まれることになる。彼らは見守りの必要なものうち介助が必要な者を要介助障害者と定義して本人の就労状況・所得、世帯の所得水準について分析するために、その分析の前段において、加齢起因の障害であるか否かについて綿密に識別を行っている。障害手帳を保有している者の状態について明らかにする分析であるためのこのプロセスはFの領域を対象としたデータからD（ないしはDUB）を特定化する努力であると言えよう。

障害者手帳を持つ個人の生活上の困難を把握するのであれば、Dに属する個人を調査対象とするか、Dに属する個人であることを識別できる調査項目（障害者手帳の有無）を調査票に含むことが必要となる。他方、原因が加齢であれ先天的なものであれそのほかのものであれ、現に生活上直面している（身体的・精神的、そのほか）制約により直面する生活上の困難について明らかにすることを目的とするのであれば、まさに山田・百瀬・四方（2015）が用いた厚生労働省の「国民生活基礎調査」の個票を用いた分析が必要になると考え

られる。本稿では障害者手帳を保有する個人について明確に識別して分析を行ったが、障害者手帳を持たないながらも現に障害を負っている個人や世帯の置かれている状況については識別することができない。それゆえ、本稿と山田・百瀬・四方（2015）は相互補完的な位置づけにあると言えよう。これらを踏まえると、障害者の暮らしをより深く理解するためには、障害者手帳を持つ個人や障害サービスを利用する個人を対象とした（それらの個人を識別できる調査項目を含んだ）大規模な調査票調査、より一般的な生活困難を把握できる形の大規模な調査票調査、そして障害が困難を生み出すプロセスに迫れる質的調査、のいずれもの分析がさらに進められることが必要とされるのではなかろうか。

V 結論

「生活と支え合いに関する調査」を用いて障害者手帳を持つ世帯の経済状態、住宅の状況、世帯主の社会関係性について多面的に明らかにした。同調査の個票データの分析をより深めるだけでなく、障害種別を踏まえたより多数の障害当事者が回答する調査データの分析やより一般的な生活上の困難についての調査データの分析を質的調査分析も含めて併用することが障害当事者の生活実態を把握・理解するために重要であると考えられた。

参考文献

- 江口英一・川上昌子（2009）『日本における貧困世帯の量的把握』法律文化社。
- 奥田知志・稲月正・垣田裕介・堤圭史郎『生活困窮者への伴走型支援：経済的困窮と社会的孤立に対応するトータルサポート』明石書店、2014年。
- 大村美保（2016）「障害者の社会的孤立とその対応に関する文献検討」東洋大学『福祉社会開発研究』No.8, pp.49-58。
- 田中智子（2010）「知的障害者のいる家族の貧困とその構造的把握」『障害者問題研究』第37巻第4号, pp.21-32。
- （2017）「成人期障害者の母親におけるケアと就労の両立困難」『佛教大学総合研究所共同研究成果報告論文集』第5号, pp.135-156。

- (2019)「障害者のいる世帯の貧困の特質と社会的支援の課題」『社会福祉研究』第134号, pp.57-64。
- 土屋葉 (2008)「障害者の自立支援に向けた生活実態把握の重要性—「障害者生活実態調査」の結果から—」『季刊社会保障研究』Vol.44, No.2, pp.196-211。
- 遠山真世 (2008)「障害者の就労問題」『季刊社会保障研究』Vol.44, No.2, pp.161-170。
- 山田篤裕・百瀬優・四方理人 (2015)「障害等により手助けや見守りを要する人の貧困の実態」『貧困研究』Vol.15, pp.99-121。
- 山村りつ (2019)「貧困の中の障害者/障害者の中の貧困—社会構造の壁と就労支援の意味」埋橋孝文 同志社大学社会福祉教育・研究支援センター編『貧困と就労自立支援再考—経済給付とサービス給付—』法律文化社, pp.98-117。

(いずみだ・のぶゆき)
(くろだ・あしや)

Living Conditions of Households with Disability Certificate Holders

Nobuyuki IZUMIDA^{*1} and Ashiya KURODA^{*2}

Abstract

The realization of an “inclusive society” is being promoted, but for citizens to live in their own region, it is necessary not only to be connected to society but also to earn their living. In Japan, there is an active debate about the income security of elderly people, including pensions, but there is only a limited discussion about the income of persons with disabilities.

Using individual data from the “The National Survey on Social Security and People’s Life,” conducted by the National Institute of Population and Social Security Research in 2017, this paper examines the economic situation of the families including the disabled and their householders’ relationship with local communities.

The results of the analysis revealed that in terms of the economic conditions of the families and the social relationships of the heads of the household, the families with disability certificate holders are in a relatively worse condition than those without. On the other hand, with regard to other indicators, statistically significant differences are not recognized between the households with certificate holders and those without. There is a need for further verification through detailed analysis of similar data, including various survey items with responses from persons with disabilities.

Keywords : Disability Certificate, The National Survey on Social Security and People’s Life, Social Relationship, Living Conditions

^{*1} Director, Department of Empirical Social Security Research, National Institute of Population and Social Security Research

^{*2} Senior Researcher, Department of Theoretical Social Security Research

特集：人々の生活実態・困難の多面的分析

相対的はく奪による健康診断の受診行動の考察： 生活と支え合いに関する調査（2017）を利用した分析

蓋 若琰*

抄 録

本研究は貧困・社会経済的格差をより全面的に反映する相対的はく奪指標の開発にかかわる研究に着目し、2017年度実施した「生活と支え合いに関する調査」のデータを用いて、相対的はく奪の視点も加えて健康診断の受診に影響する社会経済的要因を考察した。マルチレベル分析で被調査者全体及び年齢層、就業・非就業別で分析した結果、相対的はく奪の程度による影響は調査対象全員、65歳以下の者について有意であった一方で、高齢の者、就業している者、求職中の者、非求職・学生の者のようにサブグループを分けて見ると、各年齢層の生活・就業の様相、健康行動のパターンにかかわる影響要因（年齢、学歴、健康上の問題による制限、健康保険の加入、過去の受診・治療経験、就業・非就業、就業の者について正規雇用、勤務先の規模など）が確認できた。

キーワード：相対的はく奪、健康診断、受診行動、格差

社会保障研究 2019, vol. 4, no. 3, pp. 323-343.

はじめに

日本では最近、貧困にかかわる指標が先進諸国において劣ることが注目されている。貧困の測定は社会的価値と政策的文脈によって異なり、画一的なものではないが、一定の生活水準の維持に欠かせない資源の獲得力における格差・不公平、いわゆる「相対的貧困」の数値的指標での評価が先進諸国で広がっている。はく奪のアプローチを貧困の測定指標として最初に提起したのはイギリスのTownsendであり、所得のほかに、一定の生活水準を維持するための必需品、生活環境、公的サービスの利用、社会参加など生活の質を幅広くとら

え、より広く貧困の実態を評価できる（Townsend 1979, 阿部2014）。日本国内でもはく奪アプローチによる貧困測定指標の確立に向けて、大規模な公的調査を含め複数の社会調査を通して、はく奪指標の開発、貧困・社会経済的格差の実態、政策対策の研究が行われている（阿部2004, 阿部2006, 阿部2007, 阿部2011）。

貧困と社会経済的格差は健康格差を根本として生じる。健康の改善は単なる疾病の予防と治療、保健医療分野の問題でなく、社会構造と社会環境全体に深くかかっている。健康の社会決定要因として、教育・雇用・住環境、社会的環境による不安とストレス、社会的排除と社会的支援、栄養と食生活、健康に悪い生活習慣、さらに胎児期・

* 国立社会保障・人口問題研究所 室長

幼少期の健康と発達、逆境体験によるストレスの長期的影響などが挙げられる (Wilkinson & Marmot 2003, 近藤2014)。日本では、景気と雇用、女性の就労、家族構造、地域・世代のあり方などの社会の変容に伴い、地域、所得、職業による健康関連行動とその結果となる健康指標の差が過去の研究と公的調査で報告され、今後こうした健康格差がますます深刻化する恐れがある (石尾2017, Kanchanachitra et al 2017)。

健康格差が拡大する中、健康日本21 (第二次) は健康寿命の延伸のほかに、健康格差の縮小も全体目標として掲げた。先行の政策との最も大きな相違点は、健康づくりにおける個人レベルの取り組みだけでなく、社会環境の整備と改善の課題も明確化したことにあり、社会参加の機会の増加と健康のための資源 (保健・医療・福祉等サービス) へのアクセスの改善と公平性の確保によって社会環境の質の向上を図り、健康格差の縮小を目指している。生活習慣病の発症予防と重症化予防の徹底、社会生活を営むために必要な機能の維持及び向上、健康を支え守るための社会環境の整備と生活習慣の改善において到達目標を設定して、各ライフステージの健康課題を網羅した (厚生科学審議会地域保健健康増進栄養部会2018)。

健康診断は健康増進と疾病の予防・早期発見のための有力な手段として、医療保険各法に基づいて医療保険者が行う一般健診、労働安全衛生法に基づいて事業者が労働者に提供する定期健診、老人保健法に基づいて自治体が行う老人健診などが実施されてきた。また、2008年4月より生活習慣病対策の一環として特定健康診査・特定保健指導が導入されて、健康日本21 (第二次) の展開に伴いさらに充実されつつある。一方で、このようなユニバーサル・カバレッジにもかかわらず、健康診断の受診行動は地域、所得、就業・職業、ジェンダーなどの社会経済的要因に影響される (木村2012, Fijita et al 2017)。前回・2012年度に実施した「生活と支え合いに関する調査」を用いた健康診断受診の意思決定にかかわる影響要因の分析もある。その結果は就業、会話頻度、所得、離職経験、離婚経験 (男性のみ)、子どもあり (男性のみ)

などの要因が壮年期から高齢期の個人の健康診断就診に有意に影響することが示された (泉田・黒田2014)。

しかしながら、より広い視点でとらえた貧困・社会経済的格差が健康行動に与える影響を検証する研究はいまだにない。また、健康日本21 (第二次) の進捗により、健康診断・特定健康診査の受診にかかわる社会経済的要因が前回の生活と支え合いに関する調査が実施された2012年より変化する可能性もある。そこで、本研究は国立社会保障・人口問題研究所が2017年度に実施した「生活と支え合いに関する調査」を用いて、相対的はく奪の視点も加えて健康診断の受診に影響する社会経済的要因を考察することを目的とする。同調査の規模とサンプリング方法に鑑みると、代表性のあるデータと考えられる。また、健康診断の受診行動を調べる最新の全国調査でもある。同調査報告書では有効回答の19,800人のうち29.7%が過去1年間に健康診断を受診しておらず、仕事の状況別・年齢階層別に健康診断の未受診を見ると、全体、65歳未満、65歳以上のいずれにおいても仕事をしている者の未受診率が最も低い一方で、65歳未満で仕事をしていない者の未受診率が高いことが指摘される。本研究では被調査者全体のほか、生活・就業、医療費・保健医療サービスの利用の特徴を鑑み、年齢層、就業・非就業別の健康診断未受診の状況を考察する。

データと方法

生活と支え合いに関する調査は、世帯構成と家計の実態、家族関係と社会経済状態の実態、社会保障給付などの公的な給付、社会的ネットワークなどの私的な支援の機能、年金、医療・介護の利用とあり方、個人の社会参加について調査し、社会保障及び人口問題に関する研究のための分析を行うとともに、厚生労働行政などにおける各種の施策に資する基礎資料を提供する。2017年の調査は国民生活基礎調査世帯名簿を用いて、国民生活基礎調査の調査地区から無作為に抽出した300調査地区内のすべての世帯の世帯主及び18歳以上の

世帯員を調査対象とした。調査票は世帯票と個人票があり、前者は10,369票（有効回収率69.1%）、後者は19,800票（有効回収率75.0%）となっている。医療機関の受診行動に関して、今回調査した19,800人の中、過去1年間受診や治療が必要と思われる病気やけがをした際に実際に必要な受診、治療をしなかった者の割合は3.3%であった。その理由について、最も多いのが「仕事など多忙で時間がなかったから」の64.8%で、次に「お金が払えなかったから」の19.9%、その他の理由の19.8%、「近くに病院・診療所がなかったから」の9.2%であった。なお、過去1年間健康診断を受け

なかった者は5,872人で、全体の29.7%であった。

本研究の分析において被説明変数として利用するのは過去1年間に、職場や学校での健診（人間ドックを含む）、自治体の健診（がん検診や40歳以上の方の基本健康検査）の受診状況についての回答であり、全体19,800票の中、13,640人（68.9%）が受診した、5,872人（29.7%）が受診しなかったと答えた。説明変数は①社会人口的属性、②就業・職業、③所得・経済状況、④健康状態と受診行動、⑤介護経験、⑥支え合いと社会的ネットワーク、⑦相対的はく奪の分野の変数を網羅した（図表1と図表2）。

図表1 変数リスト

		質問票にある当該質問と選択肢
社会人口的属性	年齢	出生年月
	性別	性別（1.男性、2.女性）
	婚姻	婚姻状況（1.未婚 2.配偶者あり 3.死別 4.離別）
	教育	最後に通った学校（1.小・中学校 2.高校 3.短大・高専 4.大学・大学院 5.その他）
	子どもの有無	子どもの有無（1.いる 2.いない）
就業・職業	現在の就業状況	現在、収入をとまう仕事をしていますか。（1.仕事をしている 2.仕事をしていない（仕事を探している） 3.仕事をしていない（仕事を探していない、または学生である）
	勤め先での呼称	1.正規の職員・従業員 2.パート 3.アルバイト 4.労働者派遣事業所の派遣社員 5.契約社員・嘱託 6.その他
	勤め先の規模・官公庁の別	1.1-4人 2.5-29人 3.30-99人 4.100-299人 5.300-499人 6.500-999人 7.1000-4999人 8.5000人以上 9.官公庁
所得・経済状況	世帯所得	世帯所得の総額
	預貯蓄の有無	1.貯蓄あり 2.貯蓄なし
	借入金の有無	あなたの世帯に土地・家屋の購入、耐久消費財の購入、教育資金などの生活のための借入金（住宅ローン、教育ローンなど）の残高合計額
	現在の暮らし向き	1.大変ゆとりがある 2.ややゆとりがある 3.普通 4.やや苦しい 5.大変苦しい
	家計のやりくり	世帯支出の負担感（1.とても大変 2.やや大変 3.大変でない）
	生活保護の受給	あなたの世帯では生活保護を受けていますか。（1.受けている 2.受けていない）
健康状態と受診行動	公的年金の加入	20歳以上60歳未満の方で公的年金を受給していない方に、あなたの公的年金への加入状況をお答えください（1.国民年金第1号被保険者（自営業者や学生等） 2.国民年金第2号被保険者（会社員や公務員等） 3.国民年金第3号被保険者（会社員や公務員等の配偶者） 4.公的年金に加入していない 5.自分がどの公的年金に加入しているのか、わからない）
	現在の健康状態	1.よい 2.まあよい 3.ふつう 4.あまりよくない 5.よくない
	健康の制限	過去6か月以上にわたって、周りの人が通常おこなっているような活動について、あなた自身の健康上の問題による制限がありましたか。（1.非常に制限があった 2.制限はあったがひどくはなかった 3.まったく制限はなかった）
	精神健康	K6質問票
	受診や治療が必要と思われるほどの病気やケガの有無	過去1年間に、病院や診療所での受診や治療が必要と思われるほどの病気やケガをしましたか。（1.常に受診・治療をした 2.受診・治療をしなかったことがある）
介護経験	国民健康保険の加入	あなたの世帯に、市町村の国民健康保険に加入している方はいますか。（1.ある 2.ない）
	現在の介護経験	1.している 2.していない
	過去の介護経験	1.ある 2.ない

図表2 変数リスト相対的はく奪

相対的はく奪の関連指標		質問票にある当該質問と選択肢	平均値	標準偏差
住居環境	水洗いトイレ	水洗いトイレある (1.あてはまる 2.あてはまらない)	0.0361	0.1866
	浴室	浴室またはシャワー室がある (1.あてはまる 2.あてはまらない)	0.0111	0.1049
	雨漏りなどの不具合	雨漏り、湿気、破損などの問題がある (1.あてはまる 2.あてはまらない)	0.1863	0.3894
	採光	窓から十分な光が入らない (1.あてはまる 2.あてはまらない)	0.0809	0.2727
	狭さ	世帯の人数からすると手狭だ (1.あてはまる 2.あてはまらない)	0.1220	0.3273
	交通の利便性	交通の便が悪い (1.あてはまる 2.あてはまらない)	0.2384	0.4261
	騒音	近隣の騒音がひどい (1.あてはまる 2.あてはまらない)	0.0874	0.2824
	汚染	大気汚染、悪臭がひどい (1.あてはまる 2.あてはまらない)	0.0475	0.2127
	地域安全	地域の犯罪、暴力、荒し行為に困っている (1.あてはまる 2.あてはまらない)	0.0266	0.1610
	生活の利便性	病院、公共施設、買い物・生活施設が遠い (1.あてはまる 2.あてはまらない)	0.2231	0.4163
世帯の生活状況	食事	2日に1回以上、肉・魚を含む食事をとれる (1.あてはまる 2.あてはまらない (金銭的理由) 3.あてはまらない (その他の理由))	0.0143	0.1186
	医者への受診	必要な時に医者にかかることができる (1.あてはまる 2.あてはまらない (金銭的理由) 3.あてはまらない (その他の理由))	0.0180	0.1329
	歯医者への受診	必要な時に歯医者にかかることができる (1.あてはまる 2.あてはまらない (金銭的理由) 3.あてはまらない (その他の理由))	0.0251	0.1563
	市販薬の購買	風邪薬・鎮痛剤・塗り薬などの市販の薬を買うことができる (1.あてはまる 2.あてはまらない (金銭的理由) 3.あてはまらない (その他の理由))	0.0142	0.1183
	冠婚葬祭の出席	親戚の冠婚葬祭に出席できる (1.あてはまる 2.あてはまらない (金銭的理由) 3.あてはまらない (その他の理由))	0.0273	0.1629
	交通費の支払い	普段の生活でバス代や電車代を払うことができる (1.あてはまる 2.あてはまらない (金銭的理由) 3.あてはまらない (その他の理由))	0.0080	0.0890
	貯蓄	不意の出費に備えた貯蓄がある (1.あてはまる 2.あてはまらない (金銭的理由) 3.あてはまらない (その他の理由))	0.1348	0.3415
	快適な温度	冷暖房などで家の中を快適な温度に保つことができる (1.あてはまる 2.あてはまらない (金銭的理由) 3.あてはまらない (その他の理由))	0.0349	0.1836
	火災報知器	火災報知器を設置している (1.あてはまる 2.あてはまらない (金銭的理由) 3.あてはまらない (その他の理由))	0.0303	0.1714
	耐久消費財の所有状況	ベッド・布団	家族全員分のベッドまたは布団がある。(1.ある 2.買えない 3.必要ない)	0.0041
洗濯機		家に洗濯機がある (1.ある 2.買えない 3.必要ない)	0.0014	0.0370
テレビ		家にテレビがある (1.ある 2.買えない 3.必要ない)	0.0015	0.0388
固定電話		家に固定電話がある (1.ある 2.買えない 3.必要ない)	0.0047	0.0685
車		自家用車がある (1.ある 2.買えない 3.必要ない)	0.0253	0.1569
基本的なライフライン	食料	あなたの世帯では、過去1年間にお金が足りなくて、家族が必要とする食料がかえないことがありましたか (1.よくあった 2.ときどきあった 3.まれにあった 4.まったくなかった)	0.1071	0.3092
	衣料	あなたの世帯では、過去1年間にお金が足りなくて、家族が必要とする衣料がかえないことがありましたか (1.よくあった 2.ときどきあった 3.まれにあった 4.まったくなかった)	0.1240	0.3295
未払い・滞納の経験	電気料金の未払い	あなたの世帯では、過去1年間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。(1.あった 2.なかった 3.該当しない)	0.0208	0.1427
	ガスの未払い	同上	0.0193	0.1376
	水道料金の未払い	同上	0.0188	0.1360
	電話代の未払い	同上	0.0194	0.1378
	家賃の滞納	同上	0.0129	0.1128
	住宅ローンの滞納	同上	0.0064	0.0798
	住民税の滞納	同上	0.0294	0.1689
その他の債務不履行	同上	0.0264	0.1604	
個人のはく奪状況	保険加入	病気・ケガ・死亡などに備える保険 (生命保険、傷害保険など) に加入している。(1.あてはまる 2.あてはまらない (金銭的理由) 3.あてはまらない (必要でない))	0.0655	0.2474
	仕事用のスーツ	仕事用のスーツがある (1.あてはまる 2.あてはまらない (金銭的理由) 3.あてはまらない (必要でない))	0.0148	0.1207
	携帯電話	携帯電話 (スマートフォンを含む) を持っている (1.あてはまる 2.あてはまらない (金銭的理由) 3.あてはまらない (必要でない))	0.0100	0.0995
	年に一回の旅行	年に一回は泊りがけの旅行に行くことができる。(1.あてはまる 2.あてはまらない (金銭的理由) 3.あてはまらない (必要でない))	0.1574	0.3642
	自分で自由に使えるお金	家族のためでなく、自分で使えるお金がある。(1.あてはまる 2.あてはまらない (金銭的理由) 3.あてはまらない (必要でない))	0.1172	0.3216

「年齢」について、65歳未満と65歳以上の分け方のほか、就業、医療費・保健医療サービスの利用の特徴によって、40歳未満、40～59歳、60～74歳、75歳以上という変数も作成した。「婚姻」について、「配偶者の有無」の変数を作成して検討した。「就業・非就業」について、現在の就業状況として質問され、仕事をしていると答えた者に対してさらに仕事の内容、勤めか自営かの別、勤め先での呼称、勤め先の規模・官公庁の別を聞いた。「等価世帯所得」は世帯単位で税引き後の所得を合算し、世帯人員数の平方根で割って算出した。また、それを10分位にして該当世帯に属する個人に割り当てて「等価世帯所得階級」の変数を、その中央値の50%以下を「低所得」の変数を作成した。「健康保険の有無」は、市町村の国民健康保険に加入している方、現在仕事をしている方、また病気・けが・死亡などに備える保険（生命保険、傷害保険など）に加入している項目に「あてはまる」と答えた方を「あり」、それ以外の方は「なし」にして作った変数である。「精神健康」は心理的ストレスを測定するために開発された6項目の尺度K6の得点を算出し、0～4点（所見なし）、5～9点（心理的ストレス反応相当）、10点以上（気分・不安障害相当）と区分して作成した変数である。

はく奪指標について、生活と支え合いに関する調査では住居環境、未払い・滞納の経験、世帯の生活状況、耐久消費財の所有状況、食料・衣料という基本的なライフライン、個人のはく奪状況といった複数の変数群を設けた（図表2）。また、「等価世帯所得」、「預貯金の有無」、「借入金の有無」、「生活保護の受給」のような所得・経済状況を反映する変数のほかに、「現在の暮らし向き」、世帯の支出の負担感・「家計のやりくり」で主観的困窮度の検討に用いる変数もある。本研究では上記の住居環境（トイレ、浴室、雨漏りなどの不具合、採光、狭さ、交通の利便性、騒音、汚染、地域安全、生活の利便性）、未払い・滞納の経験（電気料金の未払い、ガスの未払い、水道料金の未払い、電話代の未払い、家賃の滞納、住宅ローンの滞納、住民税の滞納、そのほかの債務不履行）、世帯の生活状況（肉・魚を含む食事、医者にかかれること、

歯医者にかかれること、市販薬の購買、冠婚葬祭の出席、交通費の支払い、貯蓄、快適な温度、火災報知器）、耐久消費財の所有状況（ベッド・布団、洗濯機、テレビ、電話、車）、基本的なライフライン（食料の買えない経験、衣料の買えない経験）、個人のはく奪状況（病気・けが・死亡などに備える保険、仕事用のスーツ、携帯電話、年に一回の旅行、自分で自由に使えるお金）の合計39変数を網羅するほか、これまでの国内のはく奪指標にかかわる研究結果（阿部2004、阿部2014）を参考して、本調査で聞いた39項目から最低限の生活水準にかかわる10変数（医者にかかれること、電話、歯医者にかかれること、病気・けが・死亡などに備える保険、浴室、冷暖房＝快適な温度、トイレ、冠婚葬祭の出席、交通費の支払い、貯蓄）、相対的貧困率を補完する生活困難指標の6変数（食料の買えない経験、衣料の買えない経験、電気料金の未払い、ガスの未払い、電話代の未払い、そのほかの債務不履行）も抽出して、それぞれ合成変数「相対的はく奪（全項目）」、「相対的はく奪（最低限の生活水準）」、「相対的はく奪（生活困難度）」を作成して検討した。その際に、前述した生活・所有状況に関する質問の答え「当てはまる/ある」を「0」、「あてはまらない/買えない/必要でない」を「1」、食料・衣料の買えない経験の答え「まったくなかった」を「0」、「よくあった/ときどきあった/まれにあった」を「1」、未払い・滞納の経験の答え「なかった/該当しない」を「0」、「あった」を「1」として合計した点数で新しい変数を作成した。合計点数が高いほどはく奪の程度が高いと考えられる。また、相対的はく奪の程度について、各項目の合計値の平均と標準偏差に基づいて、標準偏差の増加単位：+1SD、+2SD、+3SDとリファレンスとしての+1SD以下で「相対的はく奪（全項目）」、「相対的はく奪（最低限の生活水準）」、「相対的はく奪（生活困難度）」それぞれにおいて新しい変数を作成した。

分析では「健康診断の受診の有無」について、調査データの階層構造（都道府県、市町村）を考慮してマルチレベル混合効果ロジスティック回帰を行った。単変量分析で有意差が認められた説明

変数を適宜にダミー変数に変換してモデルに投入し、「受診しなかった」ことと比べた「受診した」ことのオッズ比を変数ごとに算出した。オッズ比は1より大きい場合はレファレンスと比べて健康診断受診の可能性が高く、1より小さい場合はレファレンスと比べて受診の可能性が低いことになる。はく奪指標について、「相対的はく奪（全項目）」、「相対的はく奪（最低限の生活水準）」、「相対的はく奪（生活困難度）」の程度の変数をそれぞれモデルに入れて検討した。この多変量解析では、被調査者全員のほか、高齢の者（65歳以上）とそうでない者、また就業している者については40歳未満、40～59歳、60～74歳、75歳以上ごとにモデルを作成し、健康診断未受診の影響要因を検討した。

結果

図表3は本調査の被調査者の社会人口的属性を、図表4は社会人口的属性、就業・職業、所得・経済状況、健康状態と受診行動、介護経験の変数ごとに健康診断受診の状況をまとめたものである。年齢層を見ると、40-59歳が最も受診率が高かった。また、男性、学歴が高い者、配偶者のいる者、現在就業している者、正規雇用、勤め先の規模が大きい者、健康保険のある者、預貯蓄のある者、借入金のある者、生活保護の受けていない者、家計のやりくり負担がない者、健康状態が比較的に良い者、健康上の問題による制限がまったくない者、精神的に健康な者、過去1年間に受診や治療の経験がある者は受診率が相対的に高かった。単変量解析で有意差が認められた変数の年齢、性別、配偶者有無、学歴、等価世帯所得、生活保護の受給、健康状態、健康上の問題による制限、精神的な健康、過去1年間の受診・治療歴、健康保険の有無、預貯蓄の有無、現在の就業状況と相対的はく奪の程度をマルチレベル混合効果ロジスティック回帰のモデルに入れた。

また、相対的はく奪の程度と健康状態、生活困難を表す指標との関連性も検討した。その結果、はく奪指標合計得点の標準偏差が1単位増加する

図表3 社会人口的属性

		頻度	%	
地域	北海道	895	4.52	
	東北	1,469	7.42	
	北関東	1,225	6.19	
	東京圏	5,077	25.64	
	中部・北陸	2,103	10.62	
	中京圏	1,925	9.72	
	大阪圏	2,715	13.71	
	京阪周辺	507	2.56	
	中国	1,204	6.08	
	四国	497	2.51	
	九州・沖縄	2,183	11.03	
	年齢	10代	377	1.9
		20代	1,752	8.85
30代		2,600	13.13	
40代		3,375	17.05	
50代		3,127	15.79	
60代		4,051	20.46	
70代		2,939	14.84	
80代		1,380	6.97	
90代・その以上		199	1.01	
性別		男性	9,446	47.71
	女性	10,354	52.29	
婚姻	未婚	4,055	20.48	
	配偶者あり	12,669	63.98	
	死別	1,563	7.89	
	離別	1,118	5.65	
	無回答	395	1.99	
教育	小中学校	2,395	12.1	
	高校	7,931	40.06	
	短大・高専	2,016	10.18	
	大学・大学院	4,819	24.34	
	その他	2,062	10.41	
	無回答	577	2.91	
	等価世帯所得	第I十分位	1,394	7.04
第II十分位		1,488	7.52	
第III十分位		1,698	8.58	
第IV十分位		1,597	8.07	
第V十分位		1,860	9.39	
第VI十分位		1,849	9.34	
第VII十分位		1,947	9.83	
第VIII十分位		2,145	10.83	
第IX十分位		2,263	11.43	
第X十分位		2,105	10.63	
不明		1,454	7.34	
子どもの有無	いる	13,629	68.83	
	いない	5,245	26.49	
	無回答	926	4.68	
合計		19,800	100	

図表4 健康診断受診の概観

		受診しなかった	%	受診した	%	合計	p値
年齢	40歳以下	1,470	31.4	3,207	68.6	4,677	<0.001
	40-59歳	1,596	24.7	4,866	75.3	6,462	
	60-74歳	1,655	29.7	3,919	70.3	5,574	
	75歳以上	1,151	41.1	1,648	58.9	2,799	
性別	男性	2,472	26.5	6,854	73.5	9,326	<0.001
	女性	3,400	33.4	6,786	66.6	10,186	
学歴	小・中学校	973	42.0	1,346	58.0	2,319	<0.001
	高校	2,414	30.8	5,432	69.2	7,846	
	短大・高专	577	28.7	1,433	71.3	2,010	
	大学・大学院	1,022	21.3	3,777	78.7	4,799	
	その他	658	32.2	1,383	67.8	2,041	
配偶者の有無	いない	2,303	34.7	4,333	65.3	6,636	<0.001
	いる	3,445	27.4	9,113	72.6	12,558	
子どもの有無	いない	1,587	30.5	3,610	69.5	5,197	0.11
	いる	3,959	29.3	9,533	70.7	13,492	
現在の就業状況	就業	2,568	21.9	9,134	78.1	11,702	<0.001
	非就業（求職）	644	50.1	642	49.9	1,286	
	非就業（非求職・学生）	2,244	40.9	3,238	59.1	5,482	
就業の場合：勤め先での呼称	正規	861	14.0	5,280	86.0	6,141	<0.001
	パート	584	28.8	1,447	71.3	2,031	
	アルバイト	179	43.9	229	56.1	408	
	派遣	61	30.4	140	69.7	201	
	契約・嘱託	133	15.1	748	84.9	881	
	その他	190	33.2	383	66.8	573	
就業の場合：勤め先の規模・官公庁の別	1-4人	447	45.3	539	54.7	986	<0.001
	5-29人	650	28.5	1,633	71.5	2,283	
	30-99人	305	17.6	1,427	82.4	1,732	
	100-299人	197	13.0	1,322	87.0	1,519	
	300-499人	97	13.5	623	86.5	720	
	500-999人	76	12.1	554	87.9	630	
	1000-4999人	71	8.7	748	91.3	819	
	5000人以上	62	8.3	683	91.7	745	
	官公庁	36	5.9	570	94.1	606	
	健康保険の有無	なし	513	58.5	364	41.5	
あり		5,359	28.8	13,276	71.2	18,635	
預貯蓄の有無	貯蓄なし	1,678	38.4	2,688	61.6	4,366	<0.001
	貯蓄あり	3,544	26.8	9,669	73.2	13,213	
借入金の有無	借入金なし	3,795	31.0	8,434	69.0	12,229	<0.001
	借入金あり	1,577	27.1	4,254	73.0	5,831	
生活保護の受給	受けている	148	67.0	73	33.0	221	<0.001
	受けていない	5,505	29.6	13,100	70.4	18,605	
	無回答	219	31.9	467	68.1	686	
家計のやりくり	とても重い	1,090	36.6	1,890	63.4	2,980	<0.001
	やや重い	2,511	30.0	5,851	70.0	8,362	
	負担はない/感じていない	1,880	26.5	5,203	73.5	7,083	
	よい	1,252	27.3	3,334	72.7	4,586	
健康状態	まあよい	1,138	26.0	3,239	74.0	4,377	<0.001
	普通	2,153	29.8	5,072	70.2	7,225	
	あまりよくない	1,053	38.6	1,674	61.4	2,727	
	よくない	261	46.6	299	53.4	560	
	健康上の問題による制限	442	47.1	497	52.9	939	
健康上の問題による制限	非常に制限があった	1,219	35.1	2,251	64.9	3,470	<0.001
	制限はあったがひどくはなかった	4,121	27.7	10,772	72.3	14,893	
	まったく制限はなかった	2,718	27.7	7,105	72.3	9,823	
精神的な健康	所見なし	1,721	30.1	4,001	69.9	5,722	<0.001
	心理的ストレス反応相当	1,269	36.0	2,260	64.0	3,529	
	気分・不安障害相当	5,150	29.9	12,100	70.1	17,250	
現在の介護経験	していない	543	30.4	1,246	69.7	1,789	0.662
	している	3,185	31.8	6,829	68.2	10,014	
過去1年間に、病院や診療所での受診や治療の有無	しなかった	2,607	28.1	6,671	71.9	9,278	<0.001

と、健康診断の未受診のほか、健康状態が「よくない」こと、精神的な健康の面の「気分・不安障害相当」、家計のやりくりが「とても重い」と感じること、生活保護を受けていること、低所得世帯の割合も高くなった（図表5）。

図表6は被調査者全員を対象とした多変量解析の結果である。年齢層において、40歳以下をレファレンスとして、40-59歳、60-74歳、75歳以上はいずれも健康診断の受診状況が有意に良かった。男性と比べて、女性の受診のオッズ比が低かった。配偶者有無について、「相対的はく奪（最低限生活水準）」を相対的はく奪の程度指標として入れたモデルでは、配偶者のいる者の受診状況が比較的に良いと見えた一方で、「相対的はく奪（全項目）」、「相対的はく奪（生活困難度）」のモデルではその有意差はなかった。学歴について、小・中卒の者をレファレンスとして、高卒及びその以上の者の受診状況が有意に良かった。等価世帯所得において、最下位の第1十分位と比べて、第6十分位及びその以上は受診状況が有意に良かった。生活保護の有無による健康診断受診の有意差が見えなかった。健康状態による影響について、「相対的はく奪（全項目）」のモデルでは有意差が見えなかったが、「相対的はく奪（最低限生活水準）」、「相対的はく奪（生活困難度）」のモデルでは健康状態の良い者と比べて、あまりよくない者の受診率が有意に低いことが見えた。健康上に非常に制限があった者と比べて、制限が少ないほど受診状況が良かった。精神的な健康について、三つのモデルでいずれも有意な影響が見えなかった。過去1年間で受診・治療経験のあった者と比べて、なかった者の受診のオッズ比が比較的に低かった。健康保険のない者をレファレンスとして、ある者の受診が良かった。世帯貯蓄がない者と比べて、ある者の受診が良かった。家計のやりくりによる影響が見えなく、主観的に家計負担がとても重い者と比べて、負担がやや重い者、負担がない者の受診において有意差がなかった。就業状況について、就業の者をレファレンスとして、非就業の者、特に求職中の者の受診状況が比較的に悪かった。相対的はく奪について、相対的はく奪の程度がひ

どいほど健康診断の受診状況が悪くなるが、標準偏差1単位以下と比べて、「相対的はく奪（全項目）」のモデルでは標準偏差3単位以上、「相対的はく奪（最低限生活水準）」のモデルでは標準偏差1～2単位において有意差が見えなかった。

同じようなモデルを高齢の者及び高齢でない者においてそれぞれ検討した（図表7と図表8）。高齢の者において、配偶者のいる者、学歴が大学・大学院の者、健康上の問題による制限が比較的にない者、健康保険のある者、預貯蓄のある者の健康診断の受診状況がそれぞれのレファレンスと比べて良く、過去1年間受診・治療の経験のなかった者、非就業の者が比較的に健康診断の受診状況が悪かった。一方で、性別、等価世帯所得による有意差が見られなかった。「相対的はく奪（全項目）」のモデルでは相対的はく奪の程度が有意に健康診断の受診に影響したものの、「相対的はく奪（最低限生活水準）」、「相対的はく奪（生活困難度）」のモデルではいずれも有意差がないが、家計のやりくりが重くないほど健康診断の受診が良いと見られた（図表7）。高齢でない者において、配偶者のいる者、学歴が比較的に高い者、等価世帯所得の比較的に高い者、健康上の問題による制限のない者、健康保険のある者、預貯蓄のある者、現在就業する者が健康診断の受診状況が良く、女性、過去1年間の受診・治療経験のなかった者、相対的はく奪の程度がひどい者の健康診断の受診状況が比較的に悪いことが分かった（図表8）。

また、就業している者を年齢別に検討した（図表9、図表10と図表11）。40歳以下では、配偶者のいる者、等価世帯所得の比較的に高い者、健康状態のまあよい者、勤め先の規模が大きい、もしくは官公庁で勤務する者が健康診断の受診状況が良く、過去1年間受診・治療の経験のなかった者、正規雇用以外の者が健康診断の受診状況が比較的に悪いと見られたが、相対的はく奪の程度による有意な影響は見られなかった（図表9）。40～59歳については健康診断の受診状況に有意に影響する要素は過去1年間の受診・治療経験、勤め先での呼称、勤め先の規模・官公庁の別であり、相対的はく奪の程度による影響は「相対的はく奪（生活困

図表5 相対的はく奪と健康状態、生活困難を表す指標の関連性

			0	%	1	%	2	%	3	%	p値
相対的はく奪 (全項目)	健康診断の受診	受診しなかった	3,971	27.7	346	39.1	220	48.7	156	45.6	<0.001
		受診した	10,376	72.3	538	60.9	232	51.3	186	54.4	
	健康状態	よい	3,603	25.0	186	20.9	77	16.9	58	16.9	<0.001
		まあよい	3,426	23.7	172	19.3	76	16.6	56	16.3	
		普通	5,272	36.5	341	38.3	182	39.8	125	36.4	
		あまりよくない	1,798	12.5	161	18.1	91	19.9	77	22.5	
		よくない	335	2.3	31	3.5	31	6.8	27	7.9	
	精神的な健康	所見なし	7,774	54.7	326	37.3	132	29.3	86	25.8	<0.001
		心理的ストレス反応相当	4,206	29.6	288	32.9	152	33.8	90	27.0	
		気分・不安障害相当	2,242	15.8	261	29.8	166	36.9	158	47.3	
	家計のやりくり	とても重い	72	0.5	16	1.8	23	5.0	18	5.2	<0.001
		やや重い	14,256	98.5	860	96.5	435	94.4	316	91.9	
		負担はない/感じていない	147	1.0	15	1.7	3	0.7	10	2.9	
	生活保護の受給	受けている	1,420	10.0	385	44.0	266	58.1	251	73.8	<0.001
		受けていない	6,466	45.6	419	47.8	178	38.9	80	23.5	
無回答		6,306	44.4	72	8.2	14	3.1	9	2.7		
低所得世帯	低所得世帯でない	11,572	83.2	630	74.2	250	56.7	183	55.5	<0.001	
	低所得世帯である	2,335	16.8	219	25.8	191	43.3	147	44.6		
相対的はく奪 (最低限生活水準)	健康診断の受診	受診しなかった	4,559	28.4	529	36.6	104	40.6	180	51.4	<0.001
		受診した	11,487	71.6	916	63.4	152	59.4	170	48.6	
	健康状態	よい	3,951	24.4	251	17.2	45	17.4	72	20.6	<0.001
		まあよい	3,746	23.2	278	19.0	48	18.5	64	18.3	
		普通	5,943	36.7	574	39.3	109	42.1	126	36.0	
		あまりよくない	2,137	13.2	282	19.3	46	17.8	65	18.6	
		よくない	402	2.5	75	5.1	11	4.3	23	6.6	
	精神的な健康	所見なし	8,633	54.4	484	34.1	80	31.8	100	28.9	<0.001
		心理的ストレス反応相当	4,699	29.6	474	33.4	79	31.4	100	28.9	
		気分・不安障害相当	2,544	16.0	463	32.6	93	36.9	146	42.2	
	家計のやりくり	とても重い	107	0.7	47	3.2	9	3.5	17	4.8	<0.001
		やや重い	15,895	97.9	1,388	94.7	249	95.8	323	92.0	
		負担はない/感じていない	232	1.4	30	2.1	2	0.8	11	3.1	
	生活保護の受給	受けている	1,673	10.6	687	48.5	143	56.8	243	72.5	<0.001
		受けていない	7,202	45.8	688	48.6	109	43.3	85	25.4	
無回答		6,858	43.6	42	3.0	0	0.0	7	2.1		
低所得世帯	低所得世帯でない	12,682	82.0	929	67.7	154	62.9	193	56.6	<0.001	
	低所得世帯である	2,793	18.1	443	32.3	91	37.1	148	43.4		
相対的はく奪 (生活困難度)	健康診断の受診	受診しなかった	4,458	27.5	339	43.9	147	48.4	210	51.5	<0.001
		受診した	11,737	72.5	434	56.1	157	51.6	198	48.5	
	健康状態	よい	4,029	24.8	126	16.1	42	13.8	54	13.2	<0.001
		まあよい	3,798	23.4	160	20.5	46	15.1	64	15.6	
		普通	5,996	36.9	306	39.1	111	36.5	145	35.4	
		あまりよくない	2,056	12.6	156	20.0	88	29.0	116	28.3	
		よくない	389	2.4	34	4.4	17	5.6	31	7.6	
	精神的な健康	所見なし	8,615	53.7	296	38.2	87	29.6	96	23.8	<0.001
		心理的ストレス反応相当	4,817	30.1	247	31.9	77	26.2	123	30.5	
		気分・不安障害相当	2,598	16.2	232	29.9	130	44.2	184	45.7	
	家計のやりくり	とても重い	68	0.4	39	5.0	24	7.9	33	8.0	<0.001
		やや重い	16,034	98.4	738	93.9	276	90.8	367	89.3	
		負担はない/感じていない	200	1.2	9	1.2	4	1.3	11	2.7	
	生活保護の受給	受けている	1,873	11.8	334	43.6	177	60.2	293	73.3	<0.001
		受けていない	7,264	45.7	374	48.8	111	37.8	99	24.8	
無回答		6,755	42.5	59	7.7	6	2.0	8	2.0		
低所得世帯	低所得世帯でない	12,931	82.7	454	60.9	148	51.2	206	53.1	<0.001	
	低所得世帯である	2,703	17.3	292	39.1	141	48.8	182	46.9		

図表6 健康診断受診の影響要因 (全員)

	相対的はく奪 (全項目)		相対的はく奪 (生活困難度)		相対的はく奪 (最低生活水準)	
	Odds Ratio	p値	Odds Ratio	p値	Odds Ratio	p値
健康診断の受診	ref.		ref.		ref.	
年齢						
40歳以下	ref.		ref.		ref.	
40-59歳	1.262625	<0.001	1.254973	<0.001	1.256875	<0.001
60-74歳	1.565151	<0.001	1.368103	<0.001	1.560839	<0.001
75歳以上	1.37969	<0.001	1.155948	<0.001	1.388548	<0.001
性別						
男性	ref.		ref.		ref.	
女性	0.837281	<0.001	0.7677107	<0.001	0.852643	<0.001
配偶者の有無	ref.		ref.		ref.	
いない	1.094591	0.057	0.9974112	1.201238	1.102692	0.069
学歴						
小・中学校	ref.		ref.		ref.	
高校	1.210812	0.013	1.041287	1.407937	1.193052	0.015
短大・高専	1.278622	0.012	1.05537	1.54886	1.237611	0.021
大学・大学院	1.786678	<0.001	1.503465	2.128081	1.767672	<0.001
その他	1.692285	0.362	0.9035988	1.320371	1.084423	0.376
等価世帯所得						
第I十分位	ref.		ref.		ref.	
第II十分位	0.9390424	0.573	0.7544019	1.168874	0.895558	0.293
第III十分位	0.881786	0.241	0.7145931	1.088097	0.8704412	0.17
第IV十分位	1.360616	0.005	1.098117	1.658363	1.218686	0.055
第V十分位	1.154021	0.177	0.9375518	1.42047	1.078317	0.452
第VI十分位	1.375582	0.003	1.116164	1.662383	1.229056	0.039
第VII十分位	1.378799	0.003	1.11828	1.70001	1.010345	1.495112
第VIII十分位	1.557813	<0.001	1.262187	1.922679	1.419681	0.008
第IX十分位	1.816916	<0.001	1.470791	2.244497	1.656741	<0.001
第X十分位	1.895305	<0.001	1.520372	2.3627	1.795988	<0.001
生活保護の受給	ref.		ref.		ref.	
受けている	1.205687	0.471	0.7248246	2.005654	1.211842	0.4
無回答	1.195751	0.591	0.6226304	2.29642	1.275586	0.413
健康状態						
まあよい	ref.		ref.		ref.	
普通	1.069702	0.283	0.945636	1.206665	1.06332	0.292
あまりよくない	0.9731225	0.644	0.8668306	1.092448	0.9614243	0.486
よくない	0.8563539	0.074	0.7223197	1.015259	0.8357532	0.029
	0.8946405	0.484	0.6547838	1.22236	0.9083664	0.222
健康上の問題による制限	ref.		ref.		ref.	
非常に制限があった	1.353042	0.008	1.082299	1.691511	1.344204	0.006
制限があったがひどくはなかった	1.617345	<0.001	1.29006	2.027661	1.598273	<0.001
精神的な健康	ref.		ref.		ref.	
所見なし	0.984721	0.756	0.8937584	1.084941	0.964526	0.907
気分・不安障害相当	0.9216654	0.185	0.8108626	1.039914	0.9142536	0.124
過去1年間に、病院や診療所での受診や治療の有無	ref.		ref.		ref.	
なし	0.6700929	<0.001	0.6107973	0.7351448	0.6518281	<0.001
健康保険の有無	ref.		ref.		ref.	
あり	1.784419	<0.001	1.423885	2.236713	1.77497	<0.001
預貯金の有無	ref.		ref.		ref.	
貯蓄あり	1.294394	0.001	1.078578	1.344887	1.2610279	<0.001
家計のやりくり	ref.		ref.		ref.	
とても重い	1.01793	0.786	0.8951514	1.157548	1.054859	0.381
やや重い	1.066473	0.621	0.8901626	1.194752	1.093686	0.191
負担はない/感じない	ref.		ref.		ref.	
現在の就業状況	0.3102198	<0.001	0.2644767	0.3638745	0.3148962	<0.001
失業 (求職)	0.4065755	<0.001	0.3671979	0.4568438	0.4158782	<0.001
非就業 (非求職・学生)	ref.		ref.		ref.	
0	0.7027243	<0.001	0.5890717	0.8383044	0.9470578	0.481
1SD+	0.5743085	<0.001	0.4529157	0.72824	0.7181158	0.026
2SD+	0.8112722	0.143	0.613294	1.073213	0.6531045	0.002
3SD+						

図表7 健康診断受診の影響要因（高齢者でない）

	相対的はく奪（全項目）		相対的はく奪（生活困難度）		相対的はく奪（最低生活水準）	
	Odds Ratio	p値	Odds Ratio	p値	Odds Ratio	p値
健康診断の受診	ref.		ref.		ref.	
性別						
男性	0.7473533	<0.001	0.7744663	<0.001	0.7706278	<0.001
女性	ref.		ref.		ref.	
配偶者の有無						
いない	1.155756	0.008	1.037958	1.286822	1.131319	0.019
いる	ref.		ref.		ref.	
学歴						
小・中学校	1.290131	0.074	0.9752798	1.706827	1.365378	0.02
高校	1.354178	0.051	0.996031	1.835577	1.425065	0.016
短大・高専	1.893589	<0.001	1.415942	2.532362	2.039662	<0.001
大学・大学院	1.048747	0.755	0.7774647	1.414687	1.143924	0.35
その他	ref.		ref.		ref.	
等価世帯所得						
第I十分位	0.8321068	0.202	0.6275173	1.103399	0.7688239	0.057
第II十分位	0.8923815	0.428	0.6733269	1.182701	0.9046492	0.466
第III十分位	1.238119	0.138	0.9333621	1.642383	1.123846	0.399
第IV十分位	1.022789	0.873	0.775202	1.349451	0.9728452	0.839
第V十分位	1.31977	0.049	1.001798	1.386666	1.186996	0.203
第VI十分位	1.428291	0.001	1.089107	1.873108	1.384287	0.015
第VII十分位	1.65788	<0.001	1.265586	2.171773	1.56698	0.001
第VIII十分位	1.937917	<0.001	1.481397	2.535121	1.835265	<0.001
第IX十分位	2.072391	<0.001	1.572697	2.730853	2.013725	<0.001
第X十分位	ref.		ref.		ref.	
生活保護の受給						
受けている	0.6281784	0.237	0.2904774	1.368481	0.8478126	0.657
受けていない	0.6816157	0.407	0.2753155	1.687519	1.119488	0.798
無回答	ref.		ref.		ref.	
健康状態						
よい	0.7051289	0.05	0.4969768	1.000463	1.110935	0.126
まあよい	1.06475	0.923	0.8833109	1.02097	0.972449	0.966
普通	0.9465195	0.623	0.7602113	1.178487	0.9053244	0.35
あまりよくない	0.9931422	0.977	0.625795	1.576126	1.096696	0.678
よくない	ref.		ref.		ref.	
健康上の問題による制限						
非制限があった	1.357042	0.082	0.9625033	1.913307	1.418037	0.037
制限があったがひどくはなかった	1.602106	0.006	1.147458	2.236895	1.69718	0.001
まったく制限はなかった	ref.		ref.		ref.	
精神的な健康						
見えない	0.996645	0.956	0.8842138	1.123372	0.9866537	0.819
心理的ストレス反応相当	0.8808818	0.078	0.7648945	1.014457	0.8777957	0.059
気分・不安障害相当	0.6487778	<0.001	0.5792567	0.7266426	0.6164179	<0.001
過去1年間に、病院や診療所での受診や治療の有無	ref.		ref.		ref.	
健康保険の有無						
なし	2.191984	<0.001	1.555966	3.08798	2.204521	<0.001
あり	ref.		ref.		ref.	
預貯金の有無						
貯蓄なし	1.18534	0.009	1.04255	1.347087	1.216979	0.002
貯蓄あり	ref.		ref.		ref.	
家財のやりくり						
とても重い	0.9753377	0.741	0.8412346	1.130818	0.992289	0.913
やや重い	1.025138	0.772	0.8668244	1.212365	1.020039	0.805
負担はない/感じていない	ref.		ref.		ref.	
現在の就業状況						
就業	0.2372466	<0.001	0.1950362	0.2885825	0.2341401	<0.001
非就業（求職）	0.3491178	<0.001	0.3046797	0.4000372	0.3488318	<0.001
非就業（非求職・学生）	ref.		ref.		ref.	
0	0.7254026	0.002	0.5895774	0.8925188	0.7015414	0.002
1	0.3828202	<0.001	0.443692	0.7655747	0.6209234	0.007
2	0.7448921	0.062	0.5464596	1.01538	0.6552333	0.006
3	ref.		ref.		ref.	
相対的はく奪						
0	0.7015414	0.002	0.7379299	1.057103	0.7015414	0.002
1	0.5829234	0.007	1.323777	1.509986	0.6209234	0.007
2	0.6552333	0.006	0.4787428	0.8736803	0.6552333	0.006
3	0.4851538	0.8849372	0.4851538	0.8849372	0.4851538	0.8849372

図表8 健康診断受診の影響要因(高齢者)

	相対的はく奪(全項目)		相対的はく奪(生活困難度)		相対的はく奪(最低生活水準)	
	Odds Ratio	p値	Odds Ratio	p値	Odds Ratio	p値
健康診断の受診						
性別						
男性	ref.		ref.		ref.	
女性	1.087129	0.302	1.07018	0.371	1.064202	0.417
配偶者の有無						
いない	ref.		ref.		ref.	
いる	1.408365	<0.001	1.186659	<0.001	1.401432	<0.001
学歴						
小・中学校	ref.		ref.		ref.	
高校	1.195408	0.054	0.9969175	1.433418	1.182108	0.054
短大・高専	1.339428	0.094	0.9518315	1.884638	1.216659	0.229
大学・大学院	1.518818	0.001	1.178994	1.956591	1.48278	0.001
その他	1.591762	0.014	1.098691	2.306114	1.406014	0.054
等価世帯所得						
第1十分位	ref.		ref.		ref.	
第2十分位	1.198009	0.333	0.8312315	1.79625	1.182109	0.323
第3十分位	0.837489	0.282	0.8063408	1.159738	0.821843	0.196
第4十分位	1.380819	0.063	0.9826122	1.940402	1.228498	0.196
第5十分位	1.224755	0.219	0.8862609	1.692531	1.135549	0.408
第6十分位	1.262614	0.168	0.9065121	1.758601	1.1643	0.336
第7十分位	1.126058	0.503	0.7955426	1.593889	1.03235	0.847
第8十分位	1.169223	0.387	0.8206452	1.663664	1.176256	0.337
第9十分位	1.266997	0.21	0.8751267	1.834343	1.204745	0.295
第X十分位	1.261697	0.262	0.8408704	1.893132	1.283025	0.203
生活保護の受給						
受けている	ref.		ref.		ref.	
受けていない	1.665071	0.143	0.8410894	3.298276	1.469277	0.219
無回答	1.567341	0.405	0.544738	4.509611	1.590704	0.333
健康状態						
よい	ref.		ref.		ref.	
まあよい	0.9441255	0.684	0.7157752	1.245325	0.9854976	0.675
普通	0.9581045	0.745	0.7410323	1.239951	0.9728189	0.824
あまりよくない	0.7910209	0.14	0.5792882	1.080143	0.801677	0.139
よくない	0.8190809	0.404	0.5126602	1.308651	0.8996884	0.636
健康上の問題による制限						
非限に制限があった	ref.		ref.		ref.	
制限があったがひどくはなかった	1.464885	0.012	1.088119	1.972135	1.604918	0.001
まったく制限はなかった	ref.		ref.		ref.	
精神的な健康						
所見なし	ref.		ref.		ref.	
心理的ストレス反応相当	0.9446534	0.509	0.7976241	1.118785	0.9752025	0.788
気分・不安障害相当	0.8637687	0.361	0.7022879	1.137457	0.9283672	0.516
過去1年間に、病院や診療所での受診や治療の有無						
なかった	ref.		ref.		ref.	
した	0.6457125	<0.001	0.5477638	0.7612567	0.6291499	<0.001
健康保険の有無						
なし	ref.		ref.		ref.	
あり	1.670519	0.001	1.225889	2.276416	1.592033	0.003
預貯金の有無						
貯蓄なし	ref.		ref.		ref.	
貯蓄あり	1.332195	0.012	1.064926	1.666542	1.390434	0.002
家計のやりくり						
とても重い	ref.		ref.		ref.	
やや重い	1.196014	0.2	0.9065884	1.572634	1.317903	0.029
負担はない/感じていない	1.18454	0.246	0.8896401	1.571194	1.35289	0.023
現在の就業状況						
就業	ref.		ref.		ref.	
非就業(求職)	0.7150189	0.026	0.531763	0.9614284	0.7515407	0.041
非就業(非求職・学生)	0.6375237	<0.001	0.5311133	0.7652538	0.6729357	<0.001
相対的はく奪						
0	ref.		ref.		ref.	
1	0.6390837	0.012	0.4513634	0.9049045	0.8983147	0.533
2	0.5463192	0.019	0.328979	0.9072482	0.9313163	0.805
3	1.227585	0.565	0.6101504	2.469825	1.192012	0.261

図9 健康診断受診の影響要因（働く方、40歳以下）

性別	健康診断の受診	相対的はく奪（全項目）			相対的はく奪（生活困難度）			相対的はく奪（最低生活水準）				
		Odds Ratio	p値	95%信頼区間	Odds Ratio	p値	95%信頼区間	Odds Ratio	p値	95%信頼区間		
男性	ref.											
	0.8952927	0.377	0.7004969	1.142558	0.9873804	0.914	0.7831376	1.24489	0.958833	0.726	0.7579626	1.212937
	ref.											
女性	ref.											
	1.544579	0.016	1.066316	1.711507	1.33645	0.013	1.062534	1.68981	1.331319	0.016	1.056532	1.679003
	ref.											
学歴	ref.											
	1.19079	0.666	0.538624	2.631434	1.108914	0.791	0.5138011	2.384041	0.9970312	0.994	0.4672616	2.126985
等価世帯所得	ref.											
	1.349332	0.485	0.5814106	3.131517	1.264013	0.571	0.621143	2.842358	1.088448	0.872	0.4779955	2.38827
	1.208602	0.646	0.53963	2.704427	1.233415	0.597	0.5666584	2.684716	1.090653	0.826	0.5034181	2.362985
	0.9653192	0.991	0.4412362	2.245193	1.035727	0.597	0.4725765	2.263963	0.9233304	0.841	0.4422969	2.014031
	ref.											
	1.695408	0.243	0.690988	4.111659	1.51194	0.319	0.6701641	3.411047	1.298762	0.194	0.7564024	3.951095
	1.631296	0.135	0.8151661	4.576226	1.888328	0.114	0.8565139	4.207346	1.943924	0.103	0.851122	4.322013
	3.128758	0.01	1.318226	7.429897	2.70666	0.014	1.219353	6.007127	3.000655	0.007	1.341718	6.710745
	1.959938	0.116	0.847173	4.532499	1.781774	0.142	0.8247853	3.949155	1.871489	0.113	0.8616192	4.064989
	2.293943	0.063	0.987768	5.37339	2.101031	0.061	0.9673637	4.565257	2.19478	0.048	1.006666	4.785859
	2.609545	0.024	1.135083	5.99317	2.427708	0.023	1.128967	5.220495	2.677498	0.013	1.236022	5.800559
3.886766	0.002	1.69023	9.051375	3.840065	0.001	1.76067	8.375273	4.14591	<0.001	1.89073	9.091668	
3.196333	0.006	1.392998	7.332415	3.014841	0.005	1.402216	6.482072	3.27525	0.003	1.512983	7.091753	
2.127926	0.077	0.9217898	4.912566	2.197883	0.046	1.012537	4.770877	2.261866	0.004	1.037451	4.831355	
ref.												
1.25774	0.909	0.0321748	47.46379	0.986264	0.993	0.0524668	18.5533	1.029223	0.986	0.0346196	30.63992	
2.23716	0.681	0.0483409	103.2146	1.883935	0.692	0.0813476	43.74933	2.280988	0.651	0.064046	81.21636	
ref.												
1.384667	0.028	1.035928	1.851086	1.439483	0.011	1.085867	1.884469	1.371562	0.026	1.038468	1.811498	
1.129544	0.388	0.8517956	1.497859	1.159081	0.28	0.886383	1.515333	1.140873	0.341	0.868964	1.496315	
0.830384	0.669	0.4983732	1.561542	0.864291	0.589	0.5094565	1.466158	0.9212755	0.764	0.5393996	1.573506	
2.485683	0.139	0.7056292	12.21356	3.163624	0.088	0.8088912	12.37314	2.504964	0.152	0.7130049	8.800565	
ref.												
0.9807287	0.984	0.3538711	2.768134	1.00081	0.999	0.3946678	2.538526	0.9735318	0.955	0.3846278	2.468031	
0.9785985	0.985	0.380275	2.595068	1.101919	0.829	0.4573438	2.654952	1.10346	0.827	0.4569991	2.664389	
ref.												
0.9266844	0.577	0.709075	1.211192	0.9315121	0.584	0.7229009	1.208822	0.9431955	0.656	0.7289255	1.229451	
0.9348541	0.66	0.6925391	1.261954	0.8885614	0.414	0.6690567	1.180081	0.8617069	0.304	0.6487955	1.144472	
ref.												
0.7156891	0.011	0.5832008	0.9259041	0.6775556	0.002	0.529732	0.8666301	0.6721778	0.002	0.5244863	0.8614582	
ref.												
1.193812	0.214	0.9030022	1.578276	1.28856	0.058	0.9915116	1.674602	1.19445	0.191	0.9151703	1.558955	
1.079903	0.645	0.7784644	1.498067	1.083894	0.601	0.7985829	1.475185	1.02655	0.868	0.7534741	1.398594	
1.095998	0.613	0.7612707	1.588288	1.11716	0.533	0.7862651	1.383282	1.045461	0.802	0.7380757	1.480863	
ref.												
0.7014904	0.129	0.44439448	1.108446	1.034129	0.866	0.7002599	1.52718	0.7048138	0.143	0.441266	1.125796	
0.5854329	0.657	0.3376543	1.015037	0.988929	0.978	0.4533376	2.15729	0.7593664	0.437	0.3792617	1.520421	
0.5282797	0.658	0.273284	1.021195	0.7007362	0.27	0.3724897	1.318241	0.6237768	0.155	0.3255914	1.195048	
ref.												
0.3550794	<0.001	0.263178	0.497995	0.3439613	<0.001	0.2486626	0.4732961	0.3321947	<0.001	0.2406597	0.4591175	
0.1518143	<0.001	0.0917541	0.2511886	0.1637786	<0.001	0.1015458	0.264388	0.1633613	<0.001	0.1006706	0.2850912	
0.3657974	0.003	0.1890349	0.7078466	0.2593823	0.001	0.1868044	0.6529182	0.3757663	0.002	0.200178	0.7053739	
0.6869673	0.089	0.4456948	1.03885	0.8915037	0.078	0.4596356	1.042607	0.7373024	0.158	0.4829598	1.125359	
0.4895166	0.657	0.2270401	0.9525812	0.4302334	0.017	0.2149361	0.86119	0.464985	0.039	0.2255414	0.8634863	
ref.												
4.02439	<0.001	2.574376	6.291122	3.927562	<0.001	6.031547	6.031547	3.714401	<0.001	2.413385	5.721514	
6.652911	<0.001	4.133697	10.70742	6.410995	<0.001	4.557651	10.13923	5.941227	<0.001	3.752901	9.405573	
100.299人	<0.001	6.082178	16.63244	9.053943	<0.001	5.600684	14.63641	8.554074	<0.001	5.289475	13.88605	
300.49人	<0.001	5.745888	8.594372	4.998403	<0.001	4.998403	14.76457	8.179271	<0.001	4.737212	14.11888	
500.99人	<0.001	5.237331	17.86113	8.528659	<0.001	4.764874	15.27614	7.924517	<0.001	4.425765	14.18018	
1000.499人	<0.001	6.265173	20.58884	10.30848	<0.001	5.85497	18.14949	9.89927	<0.001	5.37475	17.5808	
5000人以上	<0.001	7.417398	28.62355	13.9635	<0.001	7.297496	26.72997	13.67329	<0.001	7.110747	26.29246	
ref.												
12.58429	<0.001	5.946493	26.63153	12.51341	<0.001	5.990107	26.14068	11.69731	<0.001	5.578428	24.52791	

健康上の問題による制限
 制限があったがひどくはな
 かった
 なかった制限はなかった
 所見なし
 心理的ストレス反応相当
 気分・不安障害相当
 過去1年間に、病院や診療所で
 の受診や治療の有無
 診断の有無
 家族のやりくり
 とても重い
 やや重い
 負担はない/感じていない
 0
 1
 2
 3
 正視
 働き先での呼称
 就業の場合：勤め先の規模・官
 公庁の別
 529人
 30~9人
 100~299人
 300~499人
 500~999人
 1000~4999人
 5000人以上
 官公庁

図表10 健康診断受診の影響要因（働く方、40-60歳）

	健康診断の受診		相対的はく奪（全項目）		相対的はく奪（生活困難度）		相対的はく奪（最低生活水準）	
	Odds Ratio	p値	Odds Ratio	p値	Odds Ratio	p値	Odds Ratio	p値
性別								
男性	1.24797	0.125	0.9450379	1.587372	1.163895	0.222	0.9122344	1.484682
女性	ref.		ref.		ref.		ref.	
配偶者の有無								
いない	1.242572	0.683	0.9723678	1.587861	1.177383	0.166	0.9346528	1.483654
いる	ref.		ref.		ref.		ref.	
学歴								
小・中学校	0.866617	0.677	0.4422846	1.698135	1.183586	0.57	0.6619946	2.116146
高校	1.248855	0.542	0.6111071	2.552556	1.694148	0.098	0.907515	3.162935
短大・高専	1.040776	0.911	0.5161351	2.098705	1.490885	0.2	0.8098384	2.744674
大学・大学院	0.8488661	0.652	0.4162388	1.731154	1.198061	0.367	0.6449339	2.225376
その他	ref.		ref.		ref.		ref.	
等価世帯所得								
第1十分位	1.041432	0.925	0.4449518	2.437522	1.007007	0.986	0.4568303	2.192946
第2十分位	1.137623	0.77	0.479868	2.697299	1.08921	0.871	0.4790897	2.584624
第3十分位	1.353381	0.49	0.5731001	3.196968	1.381182	0.429	0.6203155	3.072754
第4十分位	1.31357	0.324	0.5682006	3.036722	1.28128	0.332	0.5892465	2.785591
第5十分位	1.505097	0.312	0.6671514	3.57157	1.439921	0.366	0.6580988	3.111286
第6十分位	1.663889	0.229	0.7257607	3.814653	1.697478	0.18	0.7828484	3.681642
第7十分位	1.239671	0.496	0.5885819	3.018038	1.294064	0.507	0.6046232	2.769663
第8十分位	2.241515	0.037	0.9776435	1.539284	2.188127	0.047	1.011622	4.732893
第9十分位	1.868791	0.107	0.862835	4.58353	1.994475	0.082	0.9158911	4.343237
第10十分位	ref.		ref.		ref.		ref.	
生活保護の受給								
受けている	0.1828069	0.201	0.0135256	2.47111	0.1786006	0.16	0.0161219	1.97856
受けていない	0.1948338	0.252	0.0118577	3.202653	0.2186849	0.247	0.0167381	2.869681
無回答	ref.		ref.		ref.		ref.	
健康状態								
よい	1.015364	0.916	0.7651866	1.347337	0.9531954	0.727	0.7285477	1.247113
まあよい	1.026651	0.847	0.7864211	1.340265	0.9751214	0.845	1.254542	0.965974
普通	1.026157	0.911	0.6523264	1.614218	1.076279	0.749	0.6978784	1.648709
あまりよくない	1.404133	0.578	0.4247966	4.641256	1.406751	0.57	0.4329433	4.570919
よくない	ref.		ref.		ref.		ref.	
健康上の問題による制限								
制限はあったがひどくはない	0.9489187	0.9	0.4177478	2.185479	0.9236783	0.842	0.4229094	2.01741
制限はあったがなかった	1.21075	0.638	0.5462911	2.683397	1.226293	0.399	0.5738005	2.620763
制限なし	ref.		ref.		ref.		ref.	
精神的な健康								
見えない	0.845747	0.16	0.6683988	1.068569	0.8429945	0.129	0.6747129	1.051
心理的ストレス反応相当	0.7943415	0.13	0.5894221	1.076504	0.7694399	0.066	0.5821041	1.017065
気分・不安障害相当	ref.		ref.		ref.		ref.	
過去1年間に、病院や診療所で の受診や治療の有無	0.7173687	0.004	0.5738964	0.8067242	0.7016638	0.001	0.5875658	0.8674449
なかった	ref.		ref.		ref.		ref.	
あった	1.006079	0.963	0.7812061	1.295682	1.057454	0.643	0.8346752	1.338694
予置なし	1.114254	0.464	0.8343951	1.487996	1.073094	0.895	0.8211546	1.40233
予置あり	1.122288	0.496	0.8049025	1.584623	1.122486	0.472	0.819284	1.537935
家族のやりくり								
とても重い	0.8488559	0.434	0.5629437	1.279979	1.141112	0.564	0.7721448	1.607529
やや重い	0.6367736	0.091	0.3771147	1.075218	0.538356	0.056	0.2866281	1.014821
負担はない/感じない	1.0256663	0.16	0.8255975	3.20105	1.043326	0.886	0.5835334	1.859673
0	ref.		ref.		ref.		ref.	
1	0.2842553	<0.001	0.2114651	0.3821012	0.3115094	<0.001	0.296425	0.4104208
2	0.1668602	<0.001	0.0619123	0.1844398	0.1304643	<0.001	0.0758589	0.2165543
3	0.210188	<0.001	0.1115018	0.3962396	0.2273611	<0.001	0.1279807	0.4039129
就業の場合：勤め先の呼称	0.3400561	<0.001	0.2238881	0.3240411	0.3032907	<0.001	0.2595185	0.5724639
正規	0.5965578	0.012	0.3515329	0.8811063	0.6324456	0.009	0.3624486	0.8677835
非正規	ref.		ref.		ref.		ref.	
勤め先の規模：官1-4人	2.473833	<0.001	1.771065	3.454292	2.376295	<0.001	1.733214	3.257733
5-9人	5.858593	<0.001	4.012413	8.55423	5.783368	<0.001	4.65709	8.285771
10-99人	6.929783	<0.001	5.625795	11.31063	7.183767	<0.001	4.914143	10.50163
100-499人	6.929697	<0.001	4.20648	6.182191	9.830811	<0.001	3.887724	9.830811
500-999人	6.16366	<0.001	5.298801	15.86797	7.752148	<0.001	4.662655	12.88875
1000-4999人	16.76866	<0.001	9.19192	30.59076	14.2766	<0.001	8.45504	25.64331
5000人以上	9.351854	<0.001	5.60886	15.59268	8.94731	<0.001	5.46314	14.67785
非公庁	13.57175	<0.001	7.049016	26.13023	12.30749	<0.001	6.596184	22.96894
就業の場合：勤め先の規模：50人未満								
5-9人	3.62518	<0.001	2.456365	4.102724	2.456365	<0.001	1.794408	3.362518
10-49人	4.19272	<0.001	3.875149	5.861483	4.19272	<0.001	4.19272	6.1995147
50-99人	5.08519	<0.001	4.91143	7.396049	5.08519	<0.001	5.08519	10.81442
100-499人	6.09517	<0.001	6.530624	10.41359	6.09517	<0.001	6.09517	10.41359
500-999人	7.12573	<0.001	6.30185	14.37417	7.12573	<0.001	7.12573	28.96911
1000-4999人	9.36293	<0.001	9.36293	15.4916	9.36293	<0.001	9.36293	25.4916
5000人以上	12.72977	<0.001	12.72977	22.96894	12.72977	<0.001	12.72977	23.77994

難度)」のモデル以外では見られなかった(図表10)。60~74歳については健康診断の受診状況に影響したのは、過去1年間の受診・治療経験、預貯蓄の有無、勤め先の規模・官公庁の別であり、相対的はく奪の程度による影響は「相対的はく奪(最低限生活水準)」のモデル以外では見られなかった(図表11)。

さらに、働かない者の中で求職中の者と非求職・学生の者を検討した(図表12, 図表13)。求職中の者において、年齢が高い者、配偶者のいる者、学歴が大学以上の者、等価世帯所得が第VII十分位、第X十分位の者、過去1年間の受診・治療経験のある者、健康保険に加入している者の健康診断の受診状況が良かった一方で、相対的はく奪の程度による有意な影響は見られなかった(図表12)。非求職・学生の者において、年齢の高い者、学歴が大学以上の者、健康上の問題による制限の比較的少ない者、過去1年間の受診・治療経験のある者、健康保険に加入している者、預貯蓄のある者の健康診断の受診状況が良く、相対的はく奪の程度が悪いほうが(「相対的はく奪(全項目)」の標準偏差1~2単位と2~3単位、「相対的はく奪(生活困難度)」の標準偏差3単位以上)未受診のリスクが高かった(図表13)。

考察

本研究は社会疫学の視点から健康診断受診の影響要因を生活・就業の様相がそれぞれ異なる年齢層で検討した。健康診断の受診の影響要因について、全員のモデルにおいて有意差が示されたのは相対的はく奪の程度のほか、年齢、性別、学歴、配偶者の有無、等価世帯所得、健康上の問題による制限、過去1年間での受診・治療経験、健康保険の有無、預貯蓄の有無、就業・非就業であった。年齢層ごとにそれぞれの健康診断受診の影響要素が異なり、高齢の者はそうでない者と比べれば、性別、等価世帯所得による影響、「相対的はく奪(生活困難度)」及び「相対的はく奪(最低限生活水準)」のモデルにおける相対的はく奪の程度が有意に見えない傾向があるものの、家計のやりく

りが大変なほど健康診断の受診状況が悪かった。現在就業している者では40歳以下、40~59歳、60~74歳の年齢層のモデルにおいていずれも頑健的な有意差が示されたのは過去1年間の受診・治療経験と勤め先の規模・官公庁の別であり、相対的はく奪の程度による影響は比較的小さかった。就業していない者、求職中及び非求職・学生の者においては、年齢、大学以上の学歴、過去1年間の受診・治療経験、健康保険の加入が健康診断の受診に有意な影響があった。

本研究の分析では、相対的はく奪の程度を所得分布を補完する貧困・社会経済的格差の指標として取り扱い、相対的はく奪の程度健康診断の受診行動への影響を検討した。相対的はく奪は元々、ある程度の生活水準を維持するために必要なもの、サービスに対する社会的嗜好、相対的な所有により貧困・社会的格差を検討するアプローチであり、画一的な指標とカットオフ値を定めるのが難しく、むしろ即時的な社会経済的状況と生活水準に基づき「相対的」ととらえるのが現実的と考えられる。したがって、本研究では調査で網羅した関連項目のほか、先行研究の結果である生活困難度及び最低限の生活水準にかかわるはく奪の項目をベースにそれぞれ変数を作成して検討した(阿部2004, 阿部2014)。そのため指標の「相対性」と統一した尺度がないことによる変数作成の恣意性は本分析の限界でもある。

結果から見れば、相対的はく奪の程度による影響は調査対象全員において有意であった一方で、年齢層、就業状態によって異なるのである。高齢でない者と比べて、高齢の者における影響が有意ではなく、また、就業している者、求職中の者、非求職・学生の者それぞれのサブグループについて見れば、有意な影響が薄い傾向があった。この結果は国民全体のすべてのライフステージをカバーする健康診断が充実に中、各年齢層の生活・就業の様相、健康行動のパターンが健康診断の受診行動に根本的な影響を与えていることが示唆された。

各年齢層の生活・就業の様相、健康行動のパターンについて具体的に言えば、本研究では年齢

図表12 健康診断受診の影響要因(求職中の方)

	相対的はく奪(全項目)			相対的はく奪(生活困難度)			相対的はく奪(最低生活水準)		
	Odds Ratio	p値	95%信頼区間	Odds Ratio	p値	95%信頼区間	Odds Ratio	p値	95%信頼区間
健康診断の受診									
40歳以下	ref.			ref.			ref.		
40-59歳	2.462679	<0.01	1.576486	3.847029	<0.01	1.901148	3.6956	<0.01	1.505046
60-74歳	5.463734	<0.01	3.356602	8.896635	<0.01	3.265778	8.007721	<0.01	3.176446
75歳以上	4.794443	<0.01	2.522554	9.112516	<0.01	2.879084	8.980601	<0.01	2.978531
性別									
男性	ref.			ref.			ref.		
女性	1.075078	0.689	0.7711068	1.48888	0.641	0.7913108	1.462785	0.594	0.796511
配偶者の有無									
いない	ref.			ref.			ref.		
いる	1.374697	0.07	0.9743105	1.939619	0.037	1.020717	1.920481	0.04	1.014946
学歴									
小・中学校	ref.			ref.			ref.		
高校	1.377457	0.213	0.8325686	2.278957	0.17	0.8737871	2.149516	0.168	0.8725345
短大・高専	1.19884	0.607	0.5991754	2.402664	0.416	0.6897546	2.453532	1.2602	0.48
大学・大学院	1.868106	0.045	1.044311	3.446584	0.169	0.883323	2.907602	1.855683	0.03
その他	2.709665	0.004	1.382473	5.310978	0.058	1.243771	4.2614	0.006	1.283397
等価世帯所得									
第I十分位	ref.			ref.			ref.		
第II十分位	0.9662723	0.916	0.5113085	1.826064	0.436	0.4563696	1.402844	0.8497915	0.582
第III十分位	0.9462982	0.866	0.5187217	1.737284	0.988	0.4958376	1.49748	0.9695502	0.914
第IV十分位	1.186841	0.594	0.6327259	2.282227	0.174	0.5185975	1.621726	1.11768	0.708
第V十分位	1.341595	0.373	0.702611	2.559323	0.093	0.5734662	1.83724	1.182828	0.587
第VI十分位	0.9537589	0.879	0.5176578	1.752757	0.329	0.4246738	1.332251	0.8190545	0.502
第VII十分位	2.707389	0.005	1.348698	5.434838	0.026	1.092314	3.979261	2.167023	0.018
第VIII十分位	1.251967	0.523	0.6283247	2.494605	0.606	0.6065232	2.116014	1.133446	0.695
第IX十分位	1.424973	0.311	0.718669	2.92543	0.634	0.6169297	2.21041	1.289291	0.441
第X十分位	3.168805	0.009	1.337319	7.606629	0.024	0.624275	5.347787	2.9636	0.009
生活保護の受給									
受けていない	ref.			ref.			ref.		
受けている	0.8765864	0.867	0.4885872	4.074527	0.542	0.2315783	2.156542	0.7383805	0.646
無回答	0.3884629	0.363	0.0507315	2.974552	0.174	0.0602266	1.661527	0.4633783	0.412
健康状態									
まあよい	ref.			ref.			ref.		
普通	0.7361047	0.23	0.4463466	1.215959	0.648	0.5607284	1.433315	0.810791	0.384
あまりよくない	0.9359937	0.781	0.586848	1.492864	0.859	0.618288	1.489058	0.9066405	0.665
よくない	0.6925357	0.246	0.3721419	1.288771	0.168	0.3790658	1.184051	0.6610705	0.156
	0.5132506	0.183	0.1924907	1.368798	0.369	0.2713518	1.623175	0.685374	0.417
健康上の問題による制限									
非常に制限があった	ref.			ref.			ref.		
制限があったがひどくはなかった	1.088876	0.817	0.5304652	2.235366	0.672	0.5848738	2.238081	1.283344	0.471
まったく制限はなかった	1.016723	0.985	0.4865526	2.124591	0.812	0.552329	2.133963	1.255435	0.517
精神的な健康									
所見なし	ref.			ref.			ref.		
心理的ストレス反応相当	0.8085498	0.266	0.556009	1.175795	0.708	0.5687948	1.130478	0.8405054	0.329
気分・不安障害相当	0.7185861	0.131	0.4681177	1.103068	0.213	0.5254838	1.135968	0.779401	0.221
過去1年間に、病院や診療所での受診や治療の有無									
なかった	ref.			ref.			ref.		
あった	0.6250221	0.008	0.4428081	0.8822167	0.002	0.4390102	0.8297527	0.6179996	0.003
健康保険の有無									
なし	ref.			ref.			ref.		
あり	1.631193	0.107	0.8995655	2.957862	0.118	1.119496	3.314635	2.105446	0.015
預貯金の有無									
貯蓄なし	ref.			ref.			ref.		
貯蓄あり	1.292851	0.211	0.8647735	1.932835	0.404	0.8124725	1.675077	1.204131	0.329
家計のやりくり									
とても重い	ref.			ref.			ref.		
やや重い	1.20937	0.396	0.7796768	1.875873	0.438	0.7878898	1.733526	1.314698	0.177
負担はない/感じていない	1.159145	0.564	0.7018066	1.914511	0.473	0.745651	1.88223	1.285016	0.288
相対的はく奪									
0	ref.			ref.			ref.		
1SD+	0.9040249	0.759	0.4751106	1.720149	0.423	0.5190232	1.317029	1.577221	0.12
2SD+	0.8278219	0.631	0.3831745	1.788452	0.96	0.3087145	3.055621	0.6836816	0.426
3SD+	1.385531	0.456	0.5879276	3.26193	0.275	0.695785	3.575766	0.9434113	0.879

図表13 健康診断受診の影響要因（非求職・学生の方）

	相対的はく奪（全項目）		相対的はく奪（生活困難区間）		相対的はく奪（最低生活水準）	
	Odds Ratio	p値	Odds Ratio	p値	Odds Ratio	p値
健康診断の受診						
40歳以下	ref.		ref.		ref.	
40-59歳	0.760296	0.056	0.7199457	0.018	0.5483084	0.9453107
60-74歳	1.847376	<0.001	1.433309	2.377743	1.326169	2.159105
75歳以上	1.567175	0.001	1.193471	2.057894	1.469551	1.90864
性別						
男性	ref.		ref.		ref.	
女性	0.9967617	0.987	0.8540806	1.163279	0.846773	1.137098
配偶者の有無	ref.		ref.		ref.	
いない	1.073007	0.398	0.9111265	1.263649	1.113715	1.300912
学歴						
小・中学校	ref.		ref.		ref.	
高校	1.13778	0.227	0.9227827	1.402868	0.9212546	1.36404
短大・高専	1.137099	0.395	0.8456208	1.529047	1.121624	0.426
大学・大学院	1.738131	<0.001	1.333533	2.285487	1.467458	1.487148
その他	0.8946348	0.596	0.6453173	1.241108	0.8479901	0.297
等価世帯所得						
第I十分位	ref.		ref.		ref.	
第II十分位	1.206402	0.257	0.8719345	1.669169	1.174416	0.304
第III十分位	0.8588975	0.321	0.636393	1.159467	0.7710651	0.07
第IV十分位	1.20633	0.223	0.8919889	1.631446	1.047496	0.75
第V十分位	1.049496	0.747	0.7828433	1.406875	0.7096417	1.237556
第VI十分位	1.132045	0.42	0.8372388	1.530658	1.029635	0.842
第VII十分位	0.9121263	0.559	0.6701332	1.241506	0.8123061	0.165
第VIII十分位	1.089053	0.593	0.7963114	1.489412	0.9986552	0.983
第IX十分位	1.273484	0.134	0.9284473	1.746745	1.163102	0.32
第X十分位	1.417962	0.052	0.9973985	2.016042	1.3028	0.121
生活保護の受給	ref.		ref.		ref.	
受けている	1.395089	0.33	0.7137236	2.728927	1.523507	0.178
無回答	1.985094	0.22	0.6641099	5.933655	2.436321	0.081
健康状態						
よい	ref.		ref.		ref.	
まあよい	0.9778481	0.853	0.7710141	1.240168	0.9865745	0.908
普通	0.8756623	0.243	0.70066	1.094374	0.9077889	0.377
あまりよくない	0.6750782	0.008	0.505043	0.9023626	0.6869819	0.008
よくない	0.7261745	0.166	0.4618968	1.141661	0.7213398	0.133
健康上の問題による制限	ref.		ref.		ref.	
制限があったがひどくはな	1.450316	0.014	1.078281	1.950713	1.106912	0.008
なかった	ref.		ref.		ref.	
まったく制限はなかった	1.791436	<0.001	1.309825	2.450132	1.771339	<0.001
精神的な健康						
所見なし	ref.		ref.		ref.	
心理的ストレス反応相当	1.021026	0.804	0.8666049	1.202964	1.049151	0.55
気分・不安障害相当	0.932185	0.951	0.7992804	1.234214	1.051428	0.635
過去1年間に、病院や診療所	ref.		ref.		ref.	
での受診や治療の有無	0.6269095	<0.001	0.5342235	0.7356761	0.6189027	<0.001
健康保険の有無	ref.		ref.		ref.	
なし	1.862431	<0.001	1.439667	2.409343	1.819414	<0.001
預貯金の有無	ref.		ref.		ref.	
貯蓄あり	1.241447	0.049	1.000651	1.540642	1.395968	0.01
家計のやりくり	ref.		ref.		ref.	
とても重い	0.9127449	0.476	0.71021	1.173038	0.9541391	0.692
やや重い	0.9273774	0.576	0.7121538	1.207645	1.031483	0.906
負担はない/感じしていない	ref.		ref.		ref.	
0	0.6644926	0.018	0.4731476	0.932193	1.062365	0.686
1SD+	0.5844336	0.048	0.3434021	0.9946434	1.138223	0.739
2SD+	0.8955458	0.735	0.4725026	1.69735	0.2113187	0.084
3SD+						

が高い者、大学及びそれ以上の学歴が持つ者、配偶者のいる者、過去受診・治療経験のある者、就業している者、健康保険に加入している者、就業している者において正規雇用の者が健康診断の受診状況が良いという結果が先行研究と整合的である（泉田・黒田2014、山田2003、Inui et al, 2017、社会階層と健康政策提言ワーキンググループ2015）。そのほか、本研究の結果では、健康上の問題による制限のない者、就業している者において規模の大きい会社・官公庁で勤務する者の受診状況が良い傾向が示された。

相対的はく奪の全項目、生活困難度、最低限の生活水準の項目でそれぞれ作成した相対的はく奪の程度の変数は若干敏感度が異なり、相対的はく奪・全項目は標準偏差が比較的に低いレベルで敏感であること（全体、高齢者でない者、高齢者、非求職・学生）に対し、相対的はく奪・生活困難度は標準偏差が比較的に高いレベルで、特に3単位以上が敏感と思われた（全体、高齢者でない者、就業者・60～75歳、非求職・学生）。相対的はく奪・最低限の生活水準は被調査者全体及び高齢でない者においてすべての標準偏差レベルについて有意差が出ており、はく奪のレベルが高いほど健康診断の受診が悪くなると考えられた。相対的はく奪・全項目が生活の全般をカバーすることに対し、相対的はく奪・最低限の生活水準の項目はすでに妥当性が検証されており（阿部2014）、本研究の分析でもはく奪のレベルの高さに伴う健康診断の受診の低下を反映する敏感度が比較的に高い結果が確認できた。

結論

本研究はマルチレベル分析により「生活と支え合い調査2017」の被調査者全員及び年齢層、就業・非就業別の健康診断受診の影響要因、特に相対的はく奪指標の有意性を分析した。本分析の社会全体、65歳以下の者全体について相対的はく奪指標による健康診断受診行動の予測に有用である。年齢層と就業状況を分解して見ると、高齢の者、就業者、求職中の者、非求職・学生のような

サブグループそれぞれにおいてその有意性が比較的に希薄で、代わりに相対的はく奪の土台である生活・就業の様相、健康行動のパターンにかかわる影響要因、いわゆる健康の社会的決定要因の関連が確認できた。日本国内の政策形成に応用する相対的はく奪指標の関連研究が進むにつれて、今後社会全体及び各サブグループを対象としたはく奪アプローチによる健康診断を含む保健医療サービスの受診行動、健康行動の分析は貧困・社会経済的格差による健康格差の拡大にかかわる施策に寄与することが期待される。

参考文献

- 阿部 彩。日本におけるはく奪指標の構築に向けて：相対的貧困率を補完する指標の検討。社会保障研究2014；49（3）：360-371。
- 。相対的剥奪の実態と分析：日本のマイクロデータを用いた実証研究。社会政策会誌2006；16（0）：251-275。
- 。日本における社会的排除の実態とその要因（特集 社会的排除と社会的包摂 理論と実証）。社会保障研究2007；43（1）：27-40。
- 。補論「最低限の生活水準」に関する社会的評価。社会保障研究2004；39（4）：403-414。
- 。現在日本の貧困（1）豊かな社会における貧困とは何か。ミネヴァ通信2011；4：40-43。
- 石尾 勝。貧困・社会格差と健康格差への政策的考察。日医総研ワーキングペーパー。2017。
- 泉田信行、黒田有志弥。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——生活と支え合いに関する調査を用いて——。社会保障研究2014；39（4）：408-420。
- 木村好美。健康診断の受診と社会階層。早稲田大学大学院文学研究科紀要第1分冊/早稲田大学大学院文学研究科編。2012；58：35-44。
- 近藤直己。日本の「健康社会格差」の実態を知ろう。平成21年度～平成25年度科学研究費補助金・新学術領域研究（研究領域提案型）「現在社会の階層化の機構理解と格差の制御：社会科学と健康科学の融合」研究成果の報告。2014。
- 厚生科学審議会地域保健健康増進栄養部会。「健康日本21（第二次）」中間報告書（概要）。2018。
- 社会階層と健康政策提言ワーキンググループ。平成21年度～平成25年度科学研究費補助金・新学術領域研究（研究領域提案型）「現在社会の階層化の機構理解と格差の制御：社会科学と健康科学の融合」政策提言書。2015。
- 山田 武。健康診断の受診と情報としての健康診断の価値。医療と社会。2003；13（1）：39-52。

- Inui T, Ito Y, Kawakami A, et al. Empirical study on the utilization and effects of health checkups in Japan. RIETI Discussion Paper Series 17-E-082. 2017.
- Fijita M, Sato Y, Nagashima K, et al. Impact of geographic accessibility on utilization of the annual health checkups by income-level in Japan: A multilevel analysis. PLoS ONE. 2017; 12(5): e0177091.
- Kanchanachitra C, Tangcharoensathien V. Health inequality across prefectures in Japan. Lancet 2017; 390(10101): 1471-3.
- Townsend P. Poverty in the United Kingdom. Allen Lane and Penguin Books. 1979.
- Wilkinson R, Marmot M. Social determinants of health: the solid facts. 2nd Edition. World Health Organization Regional Office for Europe. 2003.

(かさい・じゃくえん)

Relative Deprivation and Utilization of Health Examination: A Cross-sectional Study Using the National Survey on Social Security and People's Life 2017

Ruoyan GAI*

Abstract

Relative deprivation, as measured by the individual experience of being deprived of necessary living materials and conditions which standard is widely accepted in the society, has been increasingly examined to capture poverty and socioeconomic inequality. This study, by using the latest data of the National Survey on Social Security and People's Life, aims to explore factors affecting utilization of health examination, with regard to the impact of relative deprivation on health. As results of the multilevel mixed-effects regression analysis targeting all participants as well as the subgroups relevant to age and working status, relative deprivation are significantly associated to the increased risk of no utilization of health examination during the past year. The indicators are created by referring previous findings. On the other hand, when assessing the subgroups separately, its impacts turn to be less significant. Rather in each subgroup, factors affecting utilization of health examination were those relevant to life, work and health behaviors, such as age, educational background, limited physical capability due to poor health, enrollment in health insurance, previous experience of seeking treatment, working / employment status, and characteristics of the employer. The findings highlight the importance to tailor health promotion strategies by different life stages and socioeconomic status.

Keywords : Relative Deprivation, Health Examination, Health Seeking Behavior, Inequality

* Senior Research Officer Department of Empirical Social Security Research National Institute of Population and Social Security Research

特集：人々の生活実態・困難の多面的分析

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

阿部 彩*¹，武川 正吾*²，西村 幸満*³，宮本 太郎*⁴，泉田 信行*⁵

司会（泉田）：

本日はお忙しい中をご出席くださり，ありがとうございました。『社会保障研究』では第14号で「人々の生活実態・困難の多面的分析」という特集企画を組んでおります。当研究所が実施している社会保障・人口問題基本調査のひとつである「生活と支え合いに関する調査」の個票データを分析した論文から構成されています。本日はその特集企画の一環として，定量的分析では見えてこない点について自由に御議論をいただければと考えております。

I 「生活と支え合いに関する調査」に対する評価

泉田：早速，どなたからでもご意見，ご議論の口火を切っていただければ。

阿部：私自身は2007年に所員として初めてこの調査に参加させていただいて，調査設計のところもかかわらせていただき，2012年のときには担当部長をやらせていただきました。ですので，ある意味この調査は自分の子供みたいな感情を持っている調査と思っています。ですので，2017年も継続させていただいて非常にうれしく思っています。

振り返ってみますと，この2007年から2017年は10年間のスパンでしかないのですが，その間ではやはり貧困ですとか，格差だとか，生活水準ですと

か，または，人々との交流の欠如つまり孤立だとか，そういった課題がほんとうに政策課題として認められるようになってきたなとすごく感じます。2007年のときはほんとうにもう食糧を買えないことがありますかということを入れるだけでもものすごく大変で，2012年のときは貧困なんて調べて何を考えていると罵倒されました。そんな状況だったのですけれども，今となってはそういった課題もかなりすっと認められてきているところがあるのかなと思います。その意味でこの調査は必ずしも所得からではわからないような生活の実態が非常によくわかるという意味で，政府統計としてこれをやっているのはすごく価値があると思います。



例えば，孤立に関していえば，内閣府などが時々ぼつんぼつんと高齢者対象のものですとかをやるのですけれども，その都度その都度やるし，サンプル数が少ないですよ。内閣府の調査って。なので，あまりそれ以上のことができないのですけど，「生活と支え合いに関する調査」はサンプル数が非常に多くて，全年齢層を網羅している。また，全国的にも網羅しているという全国調査であることも公的調査，国立の研究所でやって

*¹ 首都大学東京人文社会学部 教授*² 明治学院大学社会学部 教授*³ 国立社会保障・人口問題研究所 室長*⁴ 中央大学法学部 教授*⁵ 国立社会保障・人口問題研究所 部長

いることの1つの強みだとは思うのですよね。それこそ2017年の調査はEUですとか、EU以外でもさまざまな先進諸国において孤立の調査ですとか、生活困窮の調査ですとかをやっていますけれども、デプリベーションの調査とか、そういったものと比較できるものができてきたなということで、すごく価値が高くなったと思います。

でも一方で、学術的な観点から考えたときに、どうしてもやっぱりクロスセクションデータである限界があります。例えば、この調査結果をもとに日本から学術的なものをどんどん発信していくことは、クロスセクションデータであることによって少し難しくなってきたりして。特に生活困窮の部分は変数が絡み合っちゃっているので、クロスセクションデータでは非常に分析しにくい部分はあるかと思うのですね。

そういった意味で、基本的な問題かなというふうに思いますけれども、それを今後、どのように克服していくか。たとえ克服できないにしても、経年的にずっとデータをとっていくと、状態が変化していくさまを見ていくことができるというのは非常に重要かと思います。

宮本：こちらはこうした資料を活用させていただく立場でございまして、活用し切れているかということは別にして、大変興味深く拝見した次第です。そして、単に貧困を浮き彫りにするというだけでなく、新しい生活困難層とでもいうべきものが見えてきているのかなと思います。

少し大きく振り返ってみると、日本の支え合いというものは、基本的には社会保険を通して勤労所得が中断するというリスクに対する連帯を相当力を入れてつくってきたかと思うのですね。ただ、後で申し上げるように、ドイツとかフランスという、いわゆる社会保険主義の国とも違って、国が相当税を投入して、市町村国保に代表されるような地域保険、なかなかこれは保険料だけでは成立が難しいところを成り立たせてきたというところがあったかと思います。

逆に言えば、ドイツやフランスに比べて、支え合いの形がハイブリッド型の社会保険であるがゆえに、見えにくいところがあるのですね。誰がど

ういうふうに誰を支えているのかが見えにくいところがある。

でも少なくともこれまでは雇用を安定させて、加齢、病気、失業、労災等で勤労所得が中断する場合は、相当程度、税を投入した社会保険で生活を守ってきた。ぐーっと遠目に見ると、そこには連帯が一応、成立していたはずなのです。その分、純粋に税を投入する困窮者向けの給付は、よく日本はアングロサクソン型の選別主義と混同されるところがあるのですけれども、選別主義の国は、そこにそれなりにお金を使っています。しかし、日本は社会保険のほうに税の相当部分を投入している分、困窮層に回っていく給付は、比較論的に言っても非常に少なかったかと思います。

そうした構図を前提にした上で、この調査からは、社会保険による連帯にも加わることがなかなかできないでいて、かといって、税による救済・支えも受けていない、そうした「狭間の層」とでもいうべきものが見えてきているのかもしれない。どこかにしっかり支えられているわけでもないし、でも支える力も持ち切れていないという、そういう層ですね。この層は、所得の十分位の中でいえば、もちろん低い層ですけれども、生活保護を受給できる水準ではない。世帯の形態としてはっきりしているのは、なぜか高齢単身男性世帯ですね。年金所得からすれば、単身女性世帯のほうが少ないはずだけれども、こちらのほうが食糧、衣服、あるいは支払い滞納等で難儀をしているということが非常に明確に見えている。

あわせてひとり親世帯についても、これまた食糧、衣服、支払い滞納等の傾向が見えてきている。これに加えて、やはりこの調査で非常に特徴的で、しばしばメディアを介して言及される論点は、やっぱり孤立だかと思うのです。会話頻度の話が特によく出てくるのかなと思います。会話頻度で見ても、所得、第1十分位からきれいに会話頻度が少なくなっているのです。特に居住との関連で見ても、一般的なイメージでは、持ち家世帯が地域から独立しているのかなかと思うのですけれども、そうではなくて、むしろ民間賃貸、公社の賃貸、さらには公営住宅で頼る人がいないという傾

向が非常に鮮明になってきている。

ほかの所得階層に比べて低所得の階層で頼る人がいない。どこで一番差がはっきり出ているかというと、職場の人間関係なのですね。逆に言えば、ほかの相対的に所得の多い世帯というのは、地域で支え合うというよりも、職場のつながりがきいている。さっき申し上げた新しい生活困難層というのは、特に職場でも頼る人がいないということが非常に顕著に、ほかの階層に比べて落差があらわれているのかなと思います。

いずれにせよ、この調査だけから浮き彫りになることではないですけれども、おそらく今申し上げたような階層は、社会保険にも入り切れていないと思うし、おそらく第10百分位はともかく、低所得とか、あるいは、障害をお持ちの方も多だろうし、居住環境、複合的困難を抱えていてスムーズな就労は困難である。けれども、一つ一つの困難からすると、既存の税を投入して保護する制度の基準には合致しない。この調査の傑出した発見として、こうした新しい生活困難層が見えてきていることと、孤立の進度がその困難に応じて高まっていてというのが、とりあえず勉強させていただいたことかなというふうに思います。

武川：どこから話していいかわからないのですけれども、大きい感じかというと、阿部さんをご指摘されたように、サンプルサイズが非常に大きいので、クロス集計とかをするときに非常にやりやすい調査なのかなという印象です。それから、クロスセクションではあるのですけれども、一応5年おきということで調査しているので、因果関係は難しいかもしれないのですが、経年的な変化をたどることができる。この種の調査としては非常に重要なのかなと思いました。

また、2007年、12年、17年という調査年が、その前後にリーマン・ショックがあり、それから、安倍内閣が成立して、長期政権化して、その間の経済的な変化とその意識との食い違いや、あるいは一致というのを確かめることができる。なので、12年、17年というのがわりといいポイントになっているのかなと思いました。22年もまたやってくれるだろうと思います。

それから、調査全体でいうと、社会学者が調査するときは、大体、変数項目は社会経済的な地位ということかというと、職業と、所得と、それから、学歴というのが大体入るとというのが普通なのですから。

阿部：学歴は入っています。関心のある変数と学歴と掛け合わせることができる初めての公的統計調査だったと思います。

武川：公的機関がやる調査で、社会経済的な地位と、そして、いろんなリスク、生活の問題というものが関係してくることを見ることができる調査という点では、非常に重要だなと感じました。

大きな感じではそれぐらいです。

西村：調査をつり、分析もするという立場のところから申し上げます。先ほど宮本先生がおっしゃったように、新しい生活困難層という点においては、若者層の自立が就業関係との関係でうまくいっていない様子が見てとれます。若者が学校を卒業して、最初の仕事についたときに、自分たちで生活費を賄っていかどうかの分析をしましたが、それが年々難しくなっています。社会人になって最初のところでの生活が、我々とか、もっと上の世代と比べると、難しくなっている感じがしています。

先ほど武川先生がおっしゃったように、この調査は、学歴だけではなくて、細かい職業のことについて聞いています。例えば、最初の職業であるとか、現在の職業であるとか、最後についた仕事です。仕事の経歴も聞いているという意味では、ほかの公的統計調査にはない特徴です。

これらの項目を入れた理由は、所得を聞いたなら多分なかなか答えてくれないだろうと思うところがあつたので、答えやすいものを聞いていこうとしました。基本的に社会調査は、平均的なところを把握したり、あるいは、多い層を把握したりする設計になるのですが、この調査では比較的数の少ないところをとらえようとする設計になっています。そこがほかの調査に比べると、ユニークなところかなと思います。

Ⅱ 「生活と支え合いに関する調査」の役割

泉田：お話を伺っていて、この調査の特徴としては、生活困難、生活困窮、あと、新しい困難層の状況ですとか、問題が存在することを示すという役割は果たしているところかと思えます。他方で阿部先生、武川先生がおっしゃるように、クロスセクションだからというところがあり、因果関係の分析みたいなところについては弱点があるかもしれないと思えます。

そうしますと、困難がどうして起こるのかというところを捉まえていくためには、この調査の詳細な分析をすればいいのか。もしくは、それは支え合い調査のデータだけではだめだよという話になるのか、そのあたりの話を伺ってもよろしいでしょうか。阿部先生、いかがでしょうか。

阿部：おそらくこの調査の中で、意外と一番よく使われている変数が15歳のときの生活意識で、例えば、子供期の貧困がどれくらい影響しているかが分析できることはすごく強いと思うのですね。

ですが、意外と使われていないのが、西村さんのおっしゃった初職ですとか、そういう意味ではまだまだ分析の余地はあるかと思えます。

最初の2007年のときには、そのころよく言われていた自助・共助・公助の役割分担を明らかにするといった意味で導入された項目ですよ。私的なサポートだとか、私的な支え合いとか。2007年はかなり家族間のお金のやりとりについて聞いていたのですよね。ですけれども、本調査ではいわゆる個人が困窮している、生活困難に陥った、その状態はわかるのですが、例えば、その人に対してそれまで公的サポートだとか、私的なサポートがどれくらい入ってきていたのかとか。私的なほうは少しは聞いていると思えますけれども、公的な部分はちょっと薄いなど。

ただ、それを分析するためには、やっぱり膨大なデータが必要で、例えば社会保険の加入状況がどのようにして、今の困窮に至ったのかななどを分析しなくてはわからない。そういった意味で、社

会保障のどこが不備で、この人が今のこの困窮に陥っているかを明らかにするところまでやるには、まだやっぱり変数が足りないかなと思うところもあります。それはもしかしたら、それこそパネルみたいな形で、もうずっと、ずっと、ずっと同じ人について聞いていくか、または、インタビュー調査で詳細な聞き取り調査を行うとかしなきゃ出てこないところなのかなというところは感じます。ですので、そこが一回きりの紙ベースの調査でどこまでできるかというのは怪しいところかなと思うところですよ。

なので、現状でどういった方々の今の状況と、あと、スポット、スポットですね。15歳のときにどうだったかとか。だから、初職のときにどうだったかとか。スポット、スポットの状況で見て、その人がどうなったかということのを少しはまだ分析できるので、その点はこの調査の強みかなと思えます。いわゆる過去問といいますが、過去質問が入っているということですよ、今だけではなくて。でも分析し切れていないですよ、そのところは。分析し切れていないので、まだまだ二次利用して、どんどん活用していただきたいなと思えます。

宮本：そうですね、その因果関係という点からすると、社会経済的な背景との因果関係であれ、今、阿部さんもおっしゃった制度利用の効果であれ、大変有益な情報を得ているとはいうものの、双方やや中途半端でして、例えば、暮らし向きについていうならば、5年前に比べて悪くなったというその問いがどういう意味があるのか。この前が2012年ですか。それは当然、リーマン・ショック以降ですから、悪くなっている人が相当程度いるのは当たり前で、その後、2012年データに比べて、17年データで悪くなった割合が減ったということが何を意味しているかということ、決して暮らし向きが向上しているわけじゃなくそういう経済の変化にもかかわらず、悪くなったという人が相当多数であるという、このあたりも現実ですよ。

それから、あと、やはり制度利用の状況、これはなかなか細かい話で難しいと思えますけれども、この効果についてはやはりもうちょっと突っ

込んで知りたいなというところが強く感じるところです。社会保険はもちろんのこと、やはりこれは生保との関係。

生保は聞いていますか。

泉田：はい。聞いています。

宮本：それ以外の児童扶養手当等は、まだ聞いていない……。

泉田：それもあります。児童手当、児童扶養手当、特別児童扶養手当。

阿部：それらは過去受けたかどうかは聞いていません。生保は過去、受けたかどうか聞いています。

宮本：いずれにせよ、そのあたりの因果関係、両面からの因果関係が見えてくると、ここで浮き彫りになった新しい生活困難層のポジションというのがより明確になるのかなというふうに思います。

それから、自助、互助、公助、あるいは共助を入れてというのは、こういう議論が好きの方も多いのですけれども、それらは全部連携しているのが当たり前なのであって、どこまでが自助でどこまでが共助でやっているのかということを練引きしようというのはあまり意味がないのではないかと考えております。あと、普遍主義の是非について問いているようなところもありますが、自分の力も政府の力も両方って当たり前の回答が多数を占めているということもあって、このあたり、つまり新しい生活困難の実態についての分析と併せて、そこからどういう方向を希求しているかという志向性の問題を含めて、そのあたりはこれからの課題だなと思います。

武川：内容に関しても、分析という点では、3回やっているので、例えば、コーホート分析みたいなことをやって、しかもいろいろ社会保険のことも聞いているので、もう少しいろんなことが分析すると出てくるのではないかなという印象を持ってまして、期待しております。

それから、あと、宮本さんおっしゃった、自助と、あと何でしたっけ。地域ですか。

泉田：はい。

武川：そういう二択で何か聞いているような質問

がありましたが、日本の自助・互助・共助・公助とか、4つの分け方って語呂合わせ的ではあるけれども、あまり境界というのが明確ではないというのはふだんから思っています。例えば、セルフヘルプグループというのは自助であるか、共助なのかという問題を考えたら、概念的に区別して回答を求めるのは問題かなというのが私の感想です。



それから、本特集の巻頭言のところでマクロ的な生活保障からミクロ的な生活支援へというようなことが言われていたのですけれども、それもある意味では社会政策の用語でいうと、普遍主義的な制度と選別主義的な制度との組み合わせみたいな話に言い換えることができると思います。そもそもどちらかという話ではないと思うので、巻頭言にも出ているマクロ的な生活保障という普遍的な制度が全体のテーマ、さらにミクロ的な生活支援というのがプラスされるという、どこでもそうだと思うのですね。だからその水準がどの辺にあるかというのが多分、争われると思います。

昔、テイトマスという人がポジティブ・ディスクリミネーションというような概念を出して。選別主義、普遍主義というのは、もともとは所得保障の話ですけれども、おそらくサービスも含めて、社会保障についてもどうするのということですが、ポジティブ・ディスクリミネーションと言ったような形で、やっぱり普遍的な部分がある程度厚くないと、ミクロ的な生活支援というものあまり機能しない、これは調査の内容というよりも価値判断の話になっちゃいますけれども。

そんな感じですか。個別的に非常に数字を見て感じてしたのは、何かこういうことだったというので、おもしろいというか、発見ではありました。

泉田：西村さん、調査担当者として如何でしょうか？

西村：暮らし向きのお話については、最初にお話ししたように、こういう項目を調査したら、今までわからなかったことがわかりますよということ

で企画しました。ご指摘いただいた，経済的な変化を拾い上げるという意味ではこの項目があっただけよかったという気持ちは当然あります。

横断調査における因果推論の話が，議論がだいぶ煮詰まってきていており，こういった一回の調査にもある程度技術的に因果関係を問える形になっています。質的調査のケーススタディーにも利用していくことは十分に可能だという議論にも収束してきています。2000年以降，国内データアーカイブの創設などがあって，量的データを使う人が非常に増えてきています。データ分析をする人が増えてきたことで，新しいマーケットというか，ニーズというものが出てきます。この流れに沿って，調査項目・質問項目の厳密な定義づけとか，政策研究に直結できるような質問項目といったものが出てくることを期待しています。先ほどの新しい生活困難層が数字で把握ができたというのは大きな成果です。これから手法的に今把握しているものをより細かく分析するとき，先ほど先生方がおっしゃったように，規模の大きさのメリットがほかの調査より出てくるだろうと考えています。それを踏まえて，いろいろな質的調査の結果も勘案した議論というものが今後できるのではないかなど。例えば，高齢男性の単身層であるとか，シングルマザーの問題であるとか，それから，私が行った若者の問題とかです。それぞれ個別にいろんな質的，量的に調査されているものとの整合性みたいなもの，あるいは，そうでないものも含めて議論に乗せることができるのではないかなどと考えています。

武川：私，あまり直接関係していないのですが，社会階層の調査とかだと，職業威信スコアというのが非常によく効くということがあったと思うので，所得ですと確かに回答率が減っちゃうということがあるので，その代替というような意味では，すごく的確な判断だったと思いました。

それから，気になったのは，所得を聞いているんですけども，家計の中で占める住宅費の割合というのは地域によって，全然違うということがあるので，その辺によるコントロールも必要じゃないかなということでした。

西村：現実問題として，人口規模の小さい県になりますと，その調査地点が1地点とか，2地点という形で，1調査地区50世帯分，その地域一体丸ごと50世帯単位で調査をするような形になっていますので，都道府県単位での公表はしていません。武川：人口集中地区かどうかというようなことは。

西村：どこを調査したかは当然わかりますが。

Ⅲ 「学術研究」と「政策研究」，「政策」

泉田：先ほどの西村さんの発言の中で，政策研究というワードが出てきましたが，政策研究という単語は，学術研究と対になるものなのか，学術研究の中に入っているのか。一応そこだけ確認させていただいたら。

西村：個人的には政策研究と学術研究には少し距離があるのかなと考えています。大学などで調査を実施する場合には，調査を実施する方は，社会学の方が多い。社会学というのは新しい定義とか，新しい変数，概念をつくるのがすごく良い。ただ，これが政策に届かない。新しい概念が出てきて，それをそのまま政策に使えと言われても，難しい。そうすると，政策に使えるような形である程度，変数を作り替えたり，質問のし方を変えていかないと，直結していかないと考えています。そういう意味でも調査をするときの項目というのはできるだけ細かく聞いておいて，後で組み合わせられるようにしておくほうがよいのかと思います。そうすることで，政策側にもわかるような変数のつくり方というのが提示できれば，おそらく学術と政策というのが一緒に検討できるのかなという感じがします。

一方で，やっぱり主に経済学的な考えですけれども，そちらのほうはかなりそのまま変数を分析するので，そういう意味では政策にかなり直結した結論を出していけるのかなという感じがしています。

泉田：ありがとうございます。支え合い調査に期待される役割といいますか，この調査って結局，新しい困難層とか，困窮の存在みたいなのを示し

たというところはあるにしても、最初に阿部先生と、あと、やわらかい形で武川先生も学術研究に使えるかしらというところをご指摘いただいて。他方で、今、西村さんがおっしゃっていたように、政策研究にも活用できるのではないかな。実施しているのも研究者ですし、多分、分析を詳細に行うのも研究者なのですが、学術研究を踏まえた政策を立案するために作られるのかどうかとか、もしくは、研究者から見たらそこはある程度割り切るものなのか。支え合い調査の今後の発展の方向性と、分析の内容でもいいのですが、期待される役割などを、阿部先生から教えていただいてもよろしいでしょうか。

阿部：学術研究ってどうしてもやっぱり因果関係を証明するだとか、そういったほうが脚光を浴びやすいといえますか、関心がよりがちになると思います。疫学とかはそうでもないかなと思いますけど。そのようなことがあるので、学術的なことになってくると、やはりパネル調査とかのほうがいいかなという気がします。ただ、私はやはりこの調査のサンプル数が多くて、全国レベルでやっているということ、新しい生活困難を描写することができているという強みを生かすのであれば、やはり社会的弱者の状況をきちんと把握するほうをもう少し徹底してもいいのかなと思うのですね。

今回、2017年の調査票を見せていただいて、2012年のときには見逃して、ああ、よくなったなと思ったことの1つが世帯員の一人一人の障害の状況を聞いていることですね。例えば、障害者の方々が孤立をしているかどうかですとか、どのような経済的な状況になっているのかという詳細な分析というのは、なかなか学会の調査ではできないです。サンプル数が少ないので、分析できないのですね。例えば、父子世帯とか。ぜひこれは今後、取り入れていただきたいと思うのですが、性的マイノリティーの方ですとか、おそらくとれば、5%とか、6%は出てくると思うのですが、サンプル数が1,000とか、2,000とかの、多くの学会でやっているそれぐらいの規模のものであると、分析不可能なものになってしまう。この調査

だったらやることができる。外国籍も聞けていないところですけども、これは今後、すごく大きな課題となってくるところ。外国籍、また、外国ルーツのある方々がどのような生活困難を抱えていらっしゃるかをきちんとこの調査でわかっていたくようにしていただくということは、政策的にすごく重要なことと思うのですね。なので、政策的なニーズといった面でもまたこれは、学術的にも意義があることかなというふうに思いますので、ぜひそういったところの強みを、先ほど西村さんがおっしゃったように、この調査はどちらかというマイノリティーのことをきちんと把握するように設計されているといったところなので、やはりそのところを徹底してやっていただきたいなと。それがクロスセクションでできる強みかなと思います。



宮本：学術研究に基づいて、もちろんエビデンスベーストというのは非常に大事だけれども、学術研究に基づいて政策をつくっている国っておそらく1つもないのかなと思っていて。政策というのは、これは皆さん、釈迦に説法ですけども、やっぱり問題の流れとアイデアの流れと政治の流れがパチスロの窓のように3つそろって、あるいはごみ箱の中に全部入る、いろんな理論的の比喩がありますけれども、そこが重なったときに動き出すわけですね。やはりそういう3つの変数を動かすために、こうした調査というのは非常に重要な役割を、つまり調査、学術研究、政策ではなくて、調査、問題発見、アイデア、そして政治、そして政策という、こういう連関で考えるのがリアルなのだろうと思うわけですね。

まず、その問題発見という点では、冒頭以来、繰り返してお話したように、やはり新しい生活困難層、ここまで輪郭を描いているので、その発見というのをどういうふうにしきりと世論としてシェアをしていけるのかという問題ですね。それは、研究所がやるべき点もあるし、やるべきじゃないという点もあると思うので、その辺の線引き

というのをどういうふうに考えていくかです。

この問題発見を共有していくというのは、当然、政治の流れ、これはどんな党派であれ、こうした問題に関心を寄せていただくきっかけを提供していくという点でも非常に重要な素材になっていくだろうというふうに思います。

それから、やはり一番期待したいのがアイデアといいますが、どういう政策でこの困難を解決していくのかといったときに、アイデアがなかなかここから見えてこないという率直な感想を持っています。支え合いをまさに組みかえていかなきゃいけない。さっき社会保険と福祉とその間にすっぽりはまり込んだ新しい生活困難層の話をしたけれども、そこを広く支えていくような新しい支え合い。おそらく地域共生社会なんていう議論が出てきているのもそういう文脈だけれども、これはしばしばそういう検討会などを仕切らされていると批判を受ける。地域の支え合いに問題を投げようとしているのではないかという批判です。そうではなくて、やっぱり「支え合いを支えていく」という仕組みが重要だと思うけれども、そのきっかけってどこにあるのかなと勉強させていただこうとしたときに、なかなかそこが見えてこないところがあります。

それぞれが日本の、さっき武川さんもおっしゃった選別主義の欧米に比べて、日本では中間層が困窮層に税金を無駄遣いするなどと言っているというより、新しい生活困難層同士の中でのつながりがおそらく見えてこないというのが現状なのかなと。これは直感的に思うわけですね。あるいは、そういうふうに推測させるいろいろなほかのデータもあるということです。

例えば、同志社大学の西澤由隆さんの研究は、日本の低所得層は政党選択に当たって福祉を基準としていないということを明確に示しておられる。税の大部分が社会保険のほうに行っちゃって、福祉のほうに行っていないから、福祉の給付にあずかれる層が非常に限定されていて、低所得層の中でも一部だけが受給層である。だから、低所得層の中での反目というか、不信というのが生まれるし、そうして不信が煽られる場面もある。

アングロサクソン諸国とはちょっと文脈の異なった形で連帯の難しさ、分断というのが生まれてきているわけですね。

そうした中で住宅だとか、不足している物事だとか、家族状況だとか、いろんなヒントはあるのですが、ここから何か一步を踏み出す上でアイデアにつながるインデックスというのが見えてくるといいなと思います。それは私の読み方が不十分であるという点もあると思いますけれども、そこをぜひ期待したいというふうに思います。要するに、政策構想の踏み出すアイデア面といってもいいかもしれませんが、そちらに踏み出す上で何か情報を期待したいなというふうに思います。

武川：期待される役割ということで、少なくともいろんなことはつつこうと思えばできるかもしれないのですが、きちっと定点観測をしているという点では重要だと思うので、そういう意味では長期的にどういうふうに展開していくかを現状把握するために継続していただければよいと思います。

あと、もうやめちゃったのでしょうか。日本の国民性とかという、繰り返し調査ですけれども、やっぱり繰り返しやっている、何かいろんなことが見えてくるということがあるので、この種の繰り返しの調査も非常に重要なかなというのが1つです。

それから、あと、学術調査か、政策調査かというのは、あまりそんな区別する必要はないという気がしていて、何か政策提言につながる調査というのと、学術的な調査というのが別であるというふうにはあまり考えていないですね。むしろあまり政策、政策ということ、御用聞き調査といって批判するのですが、そういうものになってしまう。市町村とかは何をやってほしいかとかは、そういう感じのアンケートをよくとっています。そういうものに比べると、この調査の本当の目的というのは、ここでは社会的弱者の生活ということですが、それについてどういうことが関係しているのかというのを客観的にとらえようとしていることにある。いわゆるさっき言った

ような御用聞き調査じゃなくて、この調査は学術的なものでもあると思います。両者は別に分断して考える必要はないと。それが1つ。あと、この分野じゃないですけれども、例えば、少年非行とか、犯罪とか、犯罪社会学の分野で、アメリカとかだと、こういう結果が出ますという、それが直ちに政策に反映される。直ちにということはないかもしれませんが、研究者の分析結果が尊重されるところがあると思います。日本の場合は、疫学とか医学とかはどうかはわからないですけれども、社会科学の分野では、こういう結果が出ましたということで直ちに政策に反映しましょうというような風土がもともと弱いような感じがしています。多分、学術的か政策的かどうかということよりも、この調査の中からどういう政策的なインプリケーションがあるのかというようなことを見出すことが重要ではないかと思います。

泉田：今おっしゃっていただいた政策意見書は、宮本先生のおっしゃる問題発見の次のアイデアと重なると理解してもよろしいですか。

武川：重なるとも思いますし、インプリケーションは、多分、この調査の中だけでも言えることは言えると思っています。

Ⅳ 調査の役割

西村：2007年の調査は実態調査という名前を全面に出して、とにかくまず実態を把握しようという趣旨で実施をしました。ところが、あとで「社会保障」の実態ではないでしょうという指摘を受けて、「生活と支え合いに関する調査」という名前に変わりました。調査は、実態を把握して、社会問題がある一定の規模もありますと示すことができます。

例えば、新しい生活困難層の、単身高齢男性の世帯があるとして、これが何かクロスセクションで見た場合にこういった特徴があるということが集合的にわかるようになります。

問題は、大きな特徴として、まとめて見ているわけで、政策に直接つなげることを想定すると、おそらくそういった層は個々の事例を少しずつ当

たっていかなければ、政策につながってこないのかなという感じがしています。調査項目で把握できるものというのは限界があり、多様化していると言われる困難層の細部を把握することはできない。調査表を作って何かを聞いてしまうと、それ以外の何かを聞いていないかもしれないというリスクがあります。新しい生活困難層が多くなってきて、どうやら実態として規模が大きくなっている。さらに個人では孤立化しているかもしれないという話が出てくるのであれば、ここから次はフィールドワークみたいな人類学研究などの出番になってくるのではないかと。量と質の組み合わせがおそらく必要になってくるのかなというふうに考えています。

それぞれの調査方法の特徴を利用して、補完的に補うことで、もう少し単なる集団グループ間の比較ではなくて、その中にどういった特徴が含まれているのかというのがわかってくる。大きな調査でも結果が出てきたし、小さなケーススタディーからも同じ事実の発見がありましたという説得力をもつ。われわれの研究所から厚生労働省に提示するときにもより強く結果を提示できると考えています。

泉田：ありがとうございます。この一巡のご議論、ご意見をまとめますと、弱者について、マイノリティーのところについて焦点を当てて浮き彫りにしていくような形で調査を進めていくことが、淡々と進めていくことがかなり重要ということになるかと思っています。そこから政策的インプリケーションが出てくるころがあると思います。さらに宮本先生のおっしゃるアイデアのところまで。西村さん、そこは如何でしょうか？



西村：いつも社会調査では「がっ」とつかみましようという話をよくしています。「がっ」と把握したものの特徴を記述する。その後で、もう一回つかんだものの中身を把握する手続が必要ですよという話をしています。多分、そういう手続きが必要になってきて、そこを踏まえないと難し

く、そこを踏まえないと難しい

い。生活困窮者自立支援窓口では厚生労働省に毎月、結果について報告するようにしています。これとは別の調査を実施したときの話ですけれども、利用者の方が相談に来ると、「さあ、問題があるのですね。」「どうなっているのですか。」「では、ハローワークへ行きましょう。」みたいな手続きになっています。そういう対応に比較的女性の方がそのスピードについていけない。つまり困窮者自立支援窓口に来たときには、結構疲弊していて、それでも何か助けてもらわなきゃいけないということで来ているのだけど、そのまますぐハローワークに連れていかれて、「あなた、この求人票、これがありますから、どうぞ。」というふうに押し出されても、心がついていかないというようなところがあるようです。つまり政策として困窮者自立支援はそういうふうな形で設計されているけれども、実際に恩恵を受ける人たちの中にもどうやら温度差があり、その辺の温度差をちゃんと理解した上で現場で留保をつけたりすることが必要。いわゆる細かな丁寧な対応という意味では必要になってくるのかなという感じがしました。

宮本：よろしいですか。今、おっしゃったこと、すごく大切だと思っています。さっきアイデアと言ったのは、こういうデータから、武川さんの言葉を借りれば、御用聞きのように、彼らが何を望んでいるのかなというのがわかるわけがないのか、聞いてもそれがベストなソリューションであるはずもないのだと思うのですよね。でもきちっと耳を傾ける必要がある。

他方において、やはりここまでこういう分野で試みられてきた施策の蓄積、経験があるわけですよ。いわゆる自立支援だとか、より最近の言い方では社会的投資だとかという施策が正直言って空回りをしてきている。それどころか、マタイ効果といって、マタイによる福音書の「持てる者はさらに与えられる」というものですけれども、修学前教育にせよ、積極的労働市場政策にせよ、やはり中間層がうまく利用できるのだけれども、ボトムの部分では全然使えなくて。そういう施策が格差を広げていってしまっているという現実もある。他方で今のお話にもありましたけれども、元

気にする福祉だということは党派を越えてみんな言うのだけれども、財源が伴わないから、元気の中身が健康自己責任主義というか、就労第一主義にどんどんどんどん偏っていつているわけですよ。

そうした既存の政策の空転状況みたいなのが一方であって、それと現実を突き合わせていく中で、その突き合わせる現実としてこういうデータが非常に重要なのであって、そこをどうつないでいかなる教訓をくみ取るかというのは、これは当事者、研究者、自治体関係者、支援者等のコミュニティが全部知恵を絞り合わなきゃいけない問題なんだと思うのです。

先ほど申し上げたアイデアというのは、決して、武川さんがそう言っていたというのじゃないのですけれども、ここからどうしてほしいかを聞き取るみたいな、ニーズを把握するというような、そういう話では決してないということです。泉田：ありがとうございます。

V 「生活と支え合いに関する調査」の性能改善に向けて

阿部：1点いいですか。やっぱりでもその機能を追求するためには、回収率の問題を何とかしなければいけないのかな。前回からもやっぱり5%落ちていってますよね、回収率が63%なので、約4割の世帯が答えていないと。その世帯の中でも4人に1人は答えていない、75%です。なので、そこについては何か考えていらっしゃるのですか。

泉田：西村さんから何かありますか。

西村：我々もホームページで説明するなど、いろいろ工夫はしています。調査手法としては、地方自治体の福祉課や保健所を媒介にして、そこから調査員を派遣していただいています。集合住宅での調査が非常に難しくなっています。マンション自治会とかで拒否をしているところがあったりすると、その中に多くの世帯があるにもかかわらず、その入り口のところでシャットアウトされてしまう。どうやったら集合住宅のところに調査員

に配布してもらえるかというところを実験的に検証していかないといけないと思います。今後、特に都内ですけれども、首都圏や都市部はマンションが多いので。

阿部：オンライン調査は、社人研ではやるのですか。

西村：社会保障・人口問題基本調査のほかの調査がウェブ調査をしたときに、回収率がほとんど変わらなかったかと思います。オンライン調査にすると、IDを配るとか別の作業をしなければいけない。全部オンライン調査にすれば、多分、おそらく効率が上がると思うんですけど……。

阿部：オンラインと紙の両方やるのがね。

西村：どうしても両方せざるを得ない。この調査でいうと、ネットにアクセスできない人も調査対象にしているわけですから、そここのところも難しい。

阿部：でも、ネットにアクセスできないというのが、この次のときにはだいぶ違ってくると思いますよ。もうだいぶ、皆さんグーグルができるようになって。

西村：今回対象者が18歳以上になったのです。2007年のときは…。

阿部：個人票が。

西村：70歳未満だった。その後の調査では上限を取っ払ってしまったので、長寿の方たちはずっと把握できるようになっています。だから、60歳以上、65歳以上のあたりでウェブ調査をしていいかどうかというのは難しいです。実際、調査票を配

付しに行ってみないと、何歳なのかというのはわからないので、そういう意味では手順として難しいのかなと。調査票を配付するときに調査地区で配付をするので、その人たちがどんな属性を持っている人たちなのかわからずに配付しに行っている実態もあるので、国民生活調査を実施した後に、何歳ぐらいの世帯の人というのがわかるのかも知れませんが、こちらとしてはわからない。そういう意味でオンライン調査は難しいのかなと。

阿部：国民生活基礎調査も全然オンライン調査はしないのですか。

西村：それはまだわからないですね。

泉田：個人的な感想としては、調査票の調査項目が増えたので、そこで調査負荷がかかって落ちている部分は多少あるのかなと。そのときに全体的に下がっているのか、もしくは忙しい家庭のグループと、生活困難層の方の、もう大変なことをやりたくないという両側が落ちられると、マイノリティーの方の把握が厳しくなるかなということも危惧しています。先ほど宮本先生におっしゃっていただいたような調査項目を精査していくことによって、これぐらいだったらやってもいいかなと思っていただける方を増やす地道な努力も必要かなと思います。

泉田：

それでは、本日、長時間ありがとうございました。私が一番勉強させていただいたと思います。本日の座談会を終了させていただきます。ありが



ありがとうございました。

— 了 —

(2019年8月23日収録)

(あべ・あや)
(たけがわ・しょうご)
(にしむら・ゆきみつ)
(みやもと・たろう)
(いずみだ・のぶゆき)

高齢者の就労と退職に関連する公的年金制度の概要

島村 暁代*

I はじめに

金融審議会の2000万円報告書¹⁾問題がひとつの契機となって高齢期の所得保障に関する制度が注目を集めている。iDeCoの加入者数は令和元年7月末現在で131万人²⁾を突破した上、参院選でも一応年金問題が争点となったことは記憶に新しい。安倍政権は人生100年時代と銘打って、健康な高齢者がより就労できる環境づくりを目指すとともに、公的年金制度の改革等に取り組もうとしているところである³⁾。

そこで、本稿では高齢者が就労し、後に退職するとき、公的年金制度との関係ではどのような法律関係になるかを整理することに試みる⁴⁾。我が国の公的年金制度が定額部分の基礎年金と報酬比例部分の厚生年金の2階建て構造であることはよく知られており、本稿では定額の老齢基礎年金を規定する国民年金法（以下、「国年法」という）と報酬比例の老齢厚生年金を規定する厚生年金保

険法（以下、「厚年法」という）をとりあげる。次に、高齢者を何歳からと定義するかについては種々の見解があるが⁵⁾、ここでは繰上げ受給⁶⁾の仕組みを利用することによって老齢年金を受けとることができるようになる60歳⁷⁾をひとつのターニングポイントととらえた上で、60代前半と65歳以上とではそれぞれどのように取り扱われるかを整理する。なぜなら、公的年金制度においては60代前半と65歳以上とは異なる取扱いを受けることが多いからである。

以下ではまず典型的な年金受給者として制度が想定する65歳以上の者が働く場合の法律関係について概観する。我が国の公的年金の支給開始年齢は原則として65歳と定められているためである（国年法26条、厚年法42条）。特に厚生年金では65歳を支給開始年齢とする年金は、法の本則に規定され、「本来支給の老齢厚生年金」と呼ばれており、60代前半に対して経過的に支給されるいわゆる「特別支給の老齢厚生年金」（詳しくは後述）とは対置されている（図1参照）。65歳以上の者に続

* 信州大学経法学部 准教授

¹⁾ 金融審議会 市場ワーキング・グループ報告書「高齢社会における資産形成・管理」令和元年6月3日。

²⁾ 令和元年7月末現在で、正確には1,311,045人である（確定拠出年金の統計（2019）<https://www.pfa.or.jp/activity/tokei/nenkin/suii/suii03.html> 2019年9月13日最終確認）。

³⁾ 人生100年時代を見据えた経済・社会システムを実現するための政策のグランドデザインに係る検討を行うために、人生100年時代構想会議が設置されている（人生100年時代構想会議（2018）<http://www.kantei.go.jp/jp/singi/jinsei100nen/> 2019年9月13日最終確認）。「経済財政運営と改革の基本方針2019」においても人生100年時代を迎える中で必要な政策は何かを検討されている。本稿では2019年12月現在の現行法の内容確認を中心とし、改革案の検討は今後の課題とする。

⁴⁾ 60歳時点の賃金と比較して60歳以後の賃金が75%未満となっていてそのほかの要件も満たす場合には、雇用保険制度から高齢雇用継続給付が支給される可能性もあるが、本稿では検討の対象から外す〔嶋田（2017）、pp.210-212〕。

⁵⁾ 日本老年学会、日本老年医学会は2017年の提言において、75歳以上を高齢者とし、65歳から74歳までを准高齢者とすることを発表した〔荒井（2019）、p.1〕〔関（2008）、p.42〕。

⁶⁾ 国年法附則9条の2、厚年法附則7条の3。

⁷⁾ 国民年金の強制的な被保険者は、原則として60歳までである（国年法7条1項1号・3号参照）。

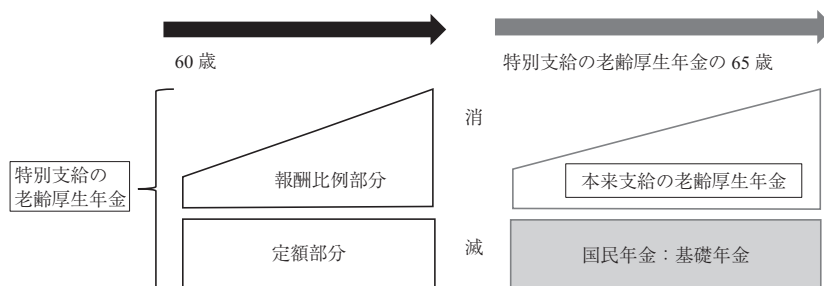


図1 特別支給の老齢厚生年金と本来支給の老齢厚生年金

いて、60代前半の場合を考察する。それぞれ被保険者資格・保険料負担、年金給付、その後の退職という観点から考察し、最後に若干の検討を行う。後掲の裁判例では、60代になっても働き続けた上、64歳11カ月で退職した場合の年金額（より具体的には後述する退職改定の要否）が問題となったのであり、本稿ではかかる判決を評釈するに先立って、高年齢者の就労とその後の退職に関連する公的年金制度の諸相について概観することとしたい。

Ⅱ 65歳以上の場合

1 被保険者資格と保険料負担

(1) 株式会社等の適用事業所で働く場合には、70歳未満であれば、厚生年金の被保険者資格を取得する（厚年法9条）ので、労使ともに保険料を負担する必要がある（厚年法8条1項）。少子高齢化が進行して現役世代の負担が重くなる中で、60歳代後半で報酬のある者には、保険料を負担して年金制度を支える側に立ってもらうことが望ましいと考えられて〔法研（2002）, p.430〕、このような仕組みになっている。これに対して70歳を超えて就労する場合には、被保険者には該当せず、保険料を負担する必要はない。厚年法の適用年齢を70歳以上にすると、一生涯厚生年金を全く受給できない例が生じ、このような掛け捨ての発生を許容することは適当ではないと考えられたようである〔矢野（2002）, p.131〕。働いて厚生年金の被保険者にあたる場合であっても、70歳になると自動的に被保険者資格を喪失することになる（厚年法14

条5号）。

(2) 以上が65歳以上の者が働く場合の原則であるが、60代以降であれば60歳までの働き方とは異なって、多様な働き方をしている場合が多いかもしれない。というのも、60歳を定年としていったん労働契約を終了し、65歳まで継続雇用制度という形で新たな有期の労働契約を締結するケースが多いからである（高年齢者等の雇用の安定等に関する法律8条・9条1項）。現行の労働法制が目指しているのは65歳までの安定した雇用の確保であるから、ここで考察対象としている65歳以上の者については法の守備範囲外といえ、より一層多様な働き方をしていることが予想される。

このような場合にも公的年金制度が適用されるかというのが本稿の課題である。「適用事業所に使用される」といえるか否か（厚年法9条）が問題になるが、この「使用」については就労の実態に照らして個別具体的に判断される。多様な働き方のひとつとして短時間の形で働く場合も多いと思われるが、そのような場合には労働時間や労働日数によって被保険者資格の有無が決まってくる。すなわち、1週間の所定労働時間と1か月の所定労働日数が通常の労働者の4分の3以上であれば厚生年金の被保険者資格が認められる。さらに、4分の3未満の場合であっても①労働時間が週20時間以上、②月額賃金8.8万円以上、③勤務期間1年以上（見込みを含む）、④学生ではないこと、⑤従業員501人以上（500人以下の場合には労使の合意が必要）の適用事業所で働く場合には被保険者にあたる（厚年法12条5号）一方で、上記の要件を満たさない場合には被保険者には該当しない。

さらに、65歳以降であれば雇われて働くのではなく、起業し経営者として働く場合も想定される。法人の代表者等も厚生年金の被保険者にあてはまることはよく知られている⁸⁾（個人事業所の事業主は除外）。

(3) このような取扱いの厚生年金に対して、国民年金についてはどうだろうか。国年法7条1項2号によると、厚生年金の被保険者資格を取得すると、自動的に国民年金の第2号被保険者に該当する。自営業者等が想定される第1号被保険者や専業主婦等が想定される第3号被保険者にはそれぞれ60歳という年齢上限が付されるが、第2号被保険者については特段の年齢要件が付されていないからである（国年法7条1項1号・2号・3号）。もっとも、第2号被保険者は国民年金の保険料を負担する必要はなく（国年法94条の6）、その代わりに通常であれば厚生年金の保険料として徴収されたものの一部が基礎年金拠出金という形で厚生年金の特別勘定から基礎年金の特別勘定へと財政調整される（国年法94条の2）ことになるが、60歳以降の者については、基礎年金拠出金の額を算定するにあたっての対象から外されている（国年法94条の3第1項、2項、同法施行令11条の3）〔島村（2016），pp.188-189〕。つまり、60歳以降の者は国民年金の第2号被保険者に該当するが、形式的にも実質的にも国民年金に対して保険料を負担することはないということである（もっとも、お金にイロはないので観念的な話にとどまる）。

他方で、65歳以上の場合には一定の要件を満たすことにより、70歳までは国民年金に任意加入できる⁹⁾が、70歳以上では任意加入もできず、被保険者には該当しない。

2 年金給付

では、年金給付はどうなるだろうか。老齢基礎年金と老齢厚生年金の行方について確認する。

(1) 老齢基礎年金

まず、定額の老齢基礎年金については65歳に達

した以上、そのほかの要件を満たして裁定請求をして裁定を受けると支給されることになる（国年法26条）。次にみる老齢厚生年金とは違って、老齢基礎年金については在職老齢年金の仕組みは用意されていないため、賃金を得ても年金が支給停止されることはなく、全額が支給される点が特徴である。

(2) 老齢厚生年金

これに対して複雑なのが厚生年金である。既に述べた通り、65歳が支給開始年齢であるため、本来支給の老齢厚生年金が支給される可能性がある。もっとも、就労を続けて被保険者資格が認められる場合には既に述べた通り、保険料を月々支払い続けることになるが、こうした保険料の支払い分は支給額に反映されることになるのだろうか。すなわち、年金の支給額はどのように決定されるかということが問題になる。以下では、年金の支給額の決定方法について確認した上で、就労する場合に適用がありうる在職老齢年金制度について説明する（図2参照）。

① 年金の支給額の算定基礎

そもそも年金の支給額は平均標準報酬月額と被保険者期間の月数によって決定される（厚年法43条1項）。そうすると、65歳以上にも働く場合には月々の保険料を負担し続けることになるため、被保険者期間の月数は月ごとに増えることになる。すると、被保険者期間が伸長するにつれて、年金額も月ごとに増えるかが問題となりうるが、これについては受給権を取得した後の被保険者期間については、老齢厚生年金の額を計算する算定基礎から外す仕組みとなっている（厚年法43条2項）。というのも、被保険者期間が伸長する度に年金額が変わるのは全く不安定かつ煩雑にすぎるし、退職老齢年金受給者に対して公平とも言い難いからである〔有泉・中野（1982），p.113〕。

② 在職老齢年金制度（高在老）

このように額が決定される年金も、必ず支給される訳ではなく、在職老齢年金制度（高年齢者在

⁸⁾ 広島高裁岡山支判昭和38年9月23日判時362号70頁。

⁹⁾ 特例任意加入という（平成6年改正法附則11条1項）。

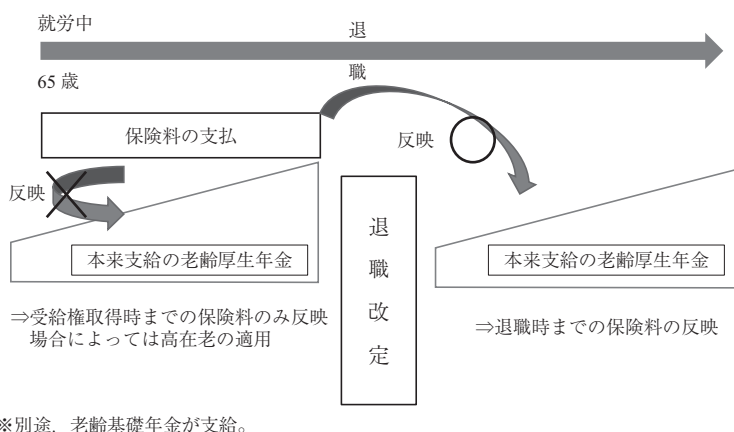


図2 65歳を超えて就労し70歳未満で退職する場合

職老齢年金制度（以下、「高在老」という）が適用される可能性がある。すなわち、65歳以降も（上記の要件を満たして）厚生年金の被保険者であって、賃金と年金の額を合算した額が一定額を超える場合には年金の全部または一部が支給停止される（厚年法46条1項）。より具体的には賃金（総報酬月額相当額）と年金（基本月額）の合計額が47万円以下であれば全額支給され、高在老の適用を受けずに済むが、それが47万円を超える場合には超える額の2分の1の年金額が支給停止される。賃金額が57万円以上になると、年金が全額支給停止される。ここでは高賃金であるため、年金を支給する必要ないと考えられて上記のような調整の仕組みが設けられている〔堀（2017），p.396〕。

3 退職する場合（資格・負担，給付）

それでは、就労して厚生年金の被保険者資格を有していた者が退職するとどうなるか。まず、厚生年金の被保険者資格については、退職によって喪失（厚年法14条2号）することになり、それ以降保険料を負担する必要がなくなる。次に、老齢厚生年金の給付については、それまで高在老の適用によって支給停止を受けていたとしても、それが解除され、全額が支給されることになる。また、年金の受給権を取得した後の被保険者期間は年金の支給額の算定基礎から外されてきたのである

が、算定基礎に含まれることになる。こうした退職に伴う年金額の調整を退職改定という。すなわち、被保険者である年金の受給権者がその被保険者資格を喪失し、被保険者となることなくして待期間である1か月を経過すると、年金の支給額は再計算される（厚年法43条3項）（図2参照）。

これに対して、老齢基礎年金についてはこれまで通りに支給され、特段の変更を受けることはない。

4 小括

このように65歳以降の者については就労し、その後、退職する場合には厚生年金の方で大きな動きがある。すなわち、70歳未満であれば厚生年金の被保険者資格を取得し保険料を負担するとともに、給付についてはいったん受給権の取得後の被保険者期間については算定基礎から外されて支給額が決まることになる。加えて賃金と年金の額が一定額を超えれば、高在老が適用され、年金の一部または全部が支給停止を受ける可能性がある。他方で、退職すると、被保険者資格を喪失するとともに、高在老の適用もなくなる。また、退職改定が行われることによって、それまで算定基礎から外されていた被保険者期間（受給権取得後から退職まで）についても算定基礎となることになり、支給額が再計算される。

これに対して、70歳を超える場合には、厚生年

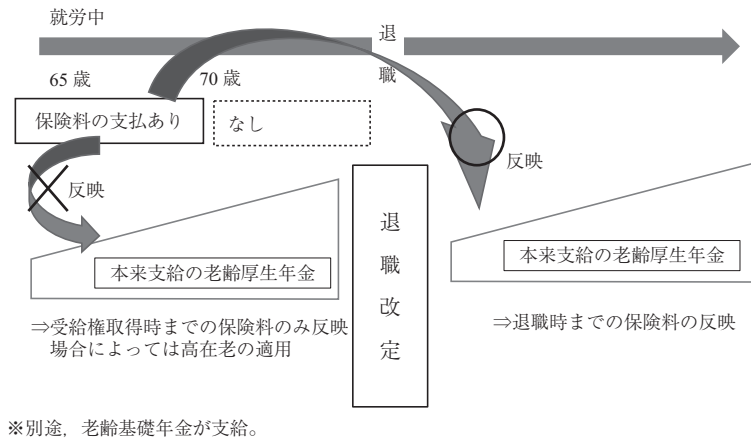


図3 70歳以降も就労し退職する場合

金の被保険者にはならないため（厚年法9条），保険料を負担する必要はないが，高在老が適用されて年金額の全部または一部が支給停止され（厚年法46条2項，厚年施行令3条の6の2），いずれ退職すれば退職改定が行われることになる（図3参照）。

Ⅲ 60代前半の場合

1 被保険者資格と保険料負担

続いて60代前半については，国民年金も厚生年金も，被保険者資格や保険料負担の面では既に述べた65歳以上の場合と同様である。

2 年金給付

これに対して，年金給付の面では65歳以上の場合とはいくつかの違いがみられる。

(1) 老齢基礎年金

老齢基礎年金は65歳を支給開始年齢とするため（国年法26条），繰上げ支給を選択しない限り，支給されない。

(2) 老齢厚生年金

① 特別支給の老齢厚生年金

これに対して，厚生年金については複雑である。既に述べた通り，厚生年金保険法の本則には，65歳を支給開始年齢とする「本来支給の老齢

厚生年金」が規定されるが，法の附則には「特別支給の老齢厚生年金」が規定されている。これは，従前60歳であった支給開始年齢を65歳に引き上げる改正に先立って行われた別の法改正によって創設されたものである。すなわち，昭和60（1985）年改正では，本来支給の老齢厚生年金を本則に規定するとともに，それまでは60歳が支給開始年齢であったことに鑑み，60歳を支給開始年齢とする特別支給の老齢厚生年金を附則に規定した。そして，本来支給の老齢厚生年金については別途，国民年金法が規定する定額の基礎年金という下支えがあることから報酬比例部分として整理し，他方で特別支給の老齢厚生年金については，基礎年金の下支えがないことから，定額部分と報酬比例部分の両者から構成されるものとした（図1参照）。そして，この特別支給の老齢厚生年金は受給権者が65歳に達したときに消滅する有期年金と整理した（法附則10条）。

このように，本来支給の老齢厚生年金と特別支給の老齢厚生年金はそれぞれ別の年金として，支給要件や支給内容等が定められているのであり，昭和60（1985）年改正は，給付体系の組み換えを行った改正と評価できる。

昭和60（1985）年改正の段階では従来通り，特別支給の老齢厚生年金の支給開始年齢は60歳と規定されたが，平成6（1994）年には定額部分が，そして平成12（2000）年には報酬比例部分が，それ

ぞれ3年ごとに1歳ずつ引き上げられて、いずれは特別支給の老齢厚生年金自体が姿を消すことが決定された。具体的には男性については、定額部分を平成13（2001）年から平成25（2013）年にかけて引き上げ、それに続いて報酬比例部分を平成25（2013）年から令和7（2025）年にかけて引き上げる。女性¹⁰⁾については、定額部分を平成18（2006）年から平成30（2018）年までに、報酬比例部分を平成30（2018）年から令和12（2030）年までにそれぞれ引き上げることが決まった。令和元（2019）年現在では男女ともに定額部分の引上げは完了し、報酬比例部分の引上げ途中であり、男性63歳、女性61歳から報酬比例部分だけが特別支給の老齢厚生年金という形で支給されている。このように60歳代前半で支給される年金は非常に複雑な設計となっている。

② 在職老齢年金制度（低在老）

では60代前半の者が働く場合、上述の特別支給の老齢厚生年金にはどのような変化がみられるか。受給権取得後の被保険者期間が算定の対象からいったんは外されることは65歳以上の場合で述べたことと同様であるが、特に違いがあるのは在職老齢年金制度の適用についてである。すなわち、60代前半については低所得者在職老齢年金、略して低在老が適用される。賃金だけでは生活が難しい低賃金の在職者の生活を保障するために年金は支給されると考えられて低在老の仕組みがある〔堀（2017）、p.396〕。そのため、一定額以上の所得があるのであれば年金を支給する必要はないと考えられる。具体的には、賃金（総報酬月額相当額）と年金額（老齢厚生年金の基本月額）の合計が28万円に達するまでは年金全額が支給されるが、28万円を上回る場合は、賃金（総報酬月額相当額）の増加2に対し、年金額1が停止され、賃金（総報酬月額相当額）が47万円を超える場合はさらに賃金（総報酬月額相当額）が増加した分だけ支給停止される。高在老の場合よりも支給停止に

なる基準額が低いことを確認することができる。

3 退職する場合

そして、退職すると低在老による支給停止は解除される。加えて、これまで算定基礎から外されていた受給権取得後の被保険者期間も算定基礎となって退職改定による再計算が行われる。もっとも、65歳以上の場合（すなわち、本来支給の老齢厚生年金の場合）との違いは、ここでは特別支給の老齢厚生年金が問題となっているため、65歳の誕生日が到来することによって受給権が消滅する可能性があるということである。すなわち、退職改定には、既述の通り、被保険者である年金の受給権者がその被保険者資格を喪失したことと、被保険者となることなくして待期期間を経過したことの2つが必要であるが（厚年法43条3項、〔図4参照〕）、退職したことによって被保険者資格を喪失したものの、待期期間が経過する前の段階で65歳の誕生日を迎え受給権が消滅する場合というのが想定される。このような場合にも退職改定の効果が生じるか否かという点は法令上明確ではなく、その点について最高裁が決着をつけたのが後掲の裁判例と位置づけられる（図4参照）。

4 小括

このように60代前半の場合には通常、老齢基礎年金は支給されないが、特別支給の老齢厚生年金が経過的であるとはいえ支給される。就労すると低在老の適用を受け、支給停止になりえ、また、退職した場合の退職改定の取扱いについては、65歳の誕生日の到来によって受給権が消滅するという事情が重なる可能性があるため、そのような場合にどのように整理されるかという問題があり、後掲の裁判例によって解決策が導かれたというのが現状である。

¹⁰⁾ 被用者年金制度の一元化等を図るための厚生年金保険法等の一部を改正する法律（平成24年法律63号）による改正前の厚生年金の被保険者のことを指し、国家公務員共済組合の組合員、地方公務員共済組合の組合員、私学共済法の規定による私立学校教職員共済制度の加入者である厚生年金の被保険者については、男性と同様の取扱いとなる。

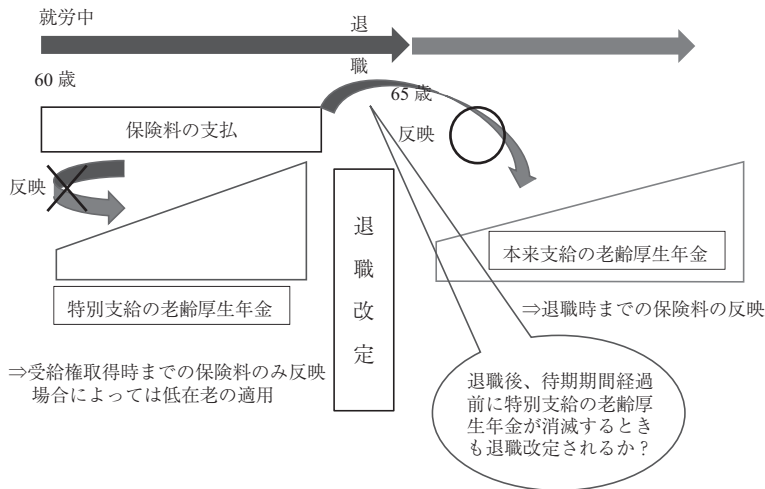


図4 60歳以上、65歳未満で就労し退職する場合

Ⅳ おわりに

深刻な人手不足という問題を抱える現在、元気な高齢者は重要な社会の担い手であり、高齢者の就労とそれを支える社会保障制度の充実が喫緊の課題といえる。その意味で、「経済財政運営と改革の基本方針2019」（令和元年6月21日閣議決定）において働く意欲のある高齢者が活躍する場を整備することの重要性が認識され、公的年金制度改革に向けた検討について言及されたことは評価できる。もっとも、上記基本方針でとりあげられ、検討課題とされた点は、受給開始の時期を70歳以降に拡大すること（おそらく繰下げ支給の対象者の範囲の問題）や在職老齢年金制度についての将来的な廃止も展望しつつ見直すこと、短時間労働者への被用者保険の適用拡大にとどまる。高齢化が進む中で、年金支給開始年齢の引上げ¹¹⁾に向けた検討は必要であると思われるし、また、70歳という厚生年金の被保険者資格の上限には果たして意味があるのかとの疑問も湧く。就労する以上、

被保険者に該当するとして保険料負担をさせるといのもひとつの考え方¹²⁾であり、在職老齢年金制度の見直しを検討するにあたっては、この点をも視野に入れた検討が必要であろう。また、多様な働き方が増えることによって厚生年金の適用を受けない形で就労する者が増加するのであり、そうすると、将来的には老齢基礎年金しか受給できないことになる。しかし、老齢基礎年金の支給水準については多くの課題が指摘される場所であり〔例えば中野（2012）、pp.198-203〕、法政策上の課題は山積しているのが現状といえるのではないだろうか。

※本稿は、科研費（16K17003及び19K13529）による研究成果の一部である。

参考文献

- 荒井秀典（2019）「高齢者の定義について」、日老医誌 56巻、1号、pp.1-5。
 有泉亨・中野徹雄（1982）『厚生年金保険法〔全訂社会保障関係法1〕』、日本評論社。
 確定拠出年金の統計（2019）<https://www.pfa.or.jp/activity/tokei/nenkin/suii/suii03.html>（2019年9月13日最終確認）。

¹¹⁾ 高齢者雇用とのかかわりでの年金支給開始年齢の引き上げ論を不要とする見解もある〔丸谷（2018）、pp.105-107〕。

¹²⁾ 70歳以上の者を対象とする高在老については賃金と年金の調整を正当化することは困難とする〔坂井（2015）、p194〕〔清水（2017）、p.196〕。

- 坂井岳夫 (2015) 「第9章 高年齢の労働者に関する雇用政策・年金政策」, 村中孝史他編, 『労働者像の多様化と労働法・社会保障法』, 有斐閣。
- 嶋田佳広 (2017) 「引退過程と雇用保険」, 社会保障法32号, pp.203-212。
- 島村暁代 (2016), 「第9章60代前半の所得保障」, 労働問題リサーチセンター編『働き方改革と雇用における参入・展開・退出の法的課題』, pp.184-201。
- 清水泰幸 (2017) 「引退過程と公的年金」, 社会保障法32号, pp.190-202。
- 人生100年時代構想会議 (2018) <http://www.kantei.go.jp/jp/singi/jinsei100nen/> (2019年9月13日最終確認)。
- 関ふ佐子 (2008) 「高齢者と年齢」, 週刊社会保障2483号, pp.42-47。
- 中野妙子 (2012) 「第10章 基礎年金の課題」, 日本社会保障法学会編『新・講座 社会保障法1 これからの医療と年金』, 法律文化社。
- 法研 (2002) 『厚生年金保険法解説 改定版』。
- 堀 勝洋 (2017) 『年金保険法 (第4版)』, 法律文化社。
- 丸谷浩介 (2018) 「社会保障法と労働法の相互作用」 社会保障法34号, pp.105-107。
- 矢野朝水 (2002) 『新世紀の年金制度2000年年金改正の軌跡』, ミネルヴァ書房。

(しまむら・あきよ)

特別支給の老齢厚生年金に関する退職改定

（最高裁第二小法廷平成29年4月21日判決

平28（行ヒ）14号，特別支給の老齢厚生年金決定取消請求上告事件
民集71巻4号726頁

島村 暁代*

I 事実の概要

1 (1) 厚生年金保険法（以下、「法」あるいは「厚年法」という。特に明示しない限り、平成24年改正前のものを指す）は、被保険者期間を有する者が、(1) 65歳以上であること、(2) 保険料納付済期間と保険料免除期間とを合算した期間が¹⁾25年以上¹⁾であることのいずれにも至ったときに老齢厚生年金を支給する旨を定めている（42条，以下，同条の規定による老齢厚生年金を「本来支給の老齢厚生年金」という）。他方で、当分の間、65歳未満の者（附則7条の3第1項各号に掲げる者を除く。）が、(1) 60歳以上であること、(2) 1年以上の被保険者期間を有すること、(3) 上記(2)にあたることのいずれにも該当するに至ったときには特別支給の老齢厚生年金を支給する旨定め（法附則8条，以下，同条の規定による老齢厚生年金を「特別支給の老齢厚生年金」という），その受給権は受給権者が65歳に達したときに消滅することとしている（法附則10条）。

(2) Xは昭和21年9月18日生まれの男性であり、平成19年7月31日に当時60歳の頃、社会保険庁長官に対して特別支給の老齢厚生年金の裁定請求をした。社会保険庁長官は、平成19年9月13日に同年金を支給する旨の裁定（受給権発生日平成18年9月17日・被保険者期間433か月）をしたが、Xは在

職していたため、在職老齢年金制度の適用を受け、全額の支給停止（国民年金法等の一部を改正する法律（1994年法第95号）法附則21条1項）となった。その後もXは就労を続け、保険料を負担してきたが、平成23年8月30日、64歳で勤務先を退職した。翌31日、当時の法に従い、Xは厚生年金保険の被保険者資格を喪失した（厚年法14条2号）。

2 (1) 厚年法では受給権者が権利を取得した月以後における被保険者であった期間は計算の基礎から外す（厚年法43条2項）一方、被保険者資格を喪失し、かつ、被保険者となることなくして被保険者の資格を喪失した日から起算して1月（以下、「待期間」という）を経過したときには、権利を取得した月から被保険者資格を喪失した月までの被保険者期間をもとに年金の支給額を改定するいわゆる「退職改定」の仕組みを用意している（厚年法43条3項）。

(2) Xについては平成23年9月30日に資格喪失から1月が経過するところ、それより以前の平成23年9月17日にXは誕生日を迎えて65歳に達したため、特別支給の老齢厚生年金の受給権は消滅した。そのため、旧社会保険庁長官から事務を引き継いだ厚生労働大臣は平成23年10月6日、在職老齢年金の支給停止の解除を行うとともに、特別支給の老齢厚生年金の最終月分である平成23年9月分については上記を理由に退職改定がされないこ

* 信州大学経法学部 准教授

¹⁾ 年金機能強化法により、保険料納付済期間等が10年以上25年未満の者が無年金者になるのを防ぐために、10年に変更された。

とを前提とする特別支給の老齢厚生年金に関する支給処分（以下、「本件処分」という）をした。本件処分は、被保険者期間を従前と同じく433か月で計算し、年185万2900円という内容であった。

3 (1) そこで、Xは平成23年9月分についても退職改定をするべきと主張して審査請求をしたが棄却され、再審査請求も棄却されたため、本件処分の取消しを求めて本件訴訟を提起した。退職改定をした場合には被保険者期間は492か月、年金額は年210万3400円となり、それをしない場合との差額は1月あたり2万0867円であった。

なお、平成23年11月7日には本来支給の老齢厚生年金が10月分より、被保険者期間492か月で、年210万3400円という内容で裁定されるとともに、特別支給の老齢厚生年金の受給権消滅に関する通知がXの下に届いている。

(2) 訴訟経過としては、原審（東京高判平成27年9月9日労判1166号10頁）・原々審（東京地判平成26年11月13日労判1166号15頁）がいずれもXの主張を認め、請求を認容したため、Y（国）が上告受理申立てをした。

II 判旨：原判決破棄，1審判決取消し請求棄却

1 「ア 法43条3項は、受給権者が被保険者である間の老齢厚生年金の額を固定するため、その権利を取得した月以後における被保険者期間をその計算の基礎としないものとしたこと（同条2項）から、被保険者である受給権者が被保険者の資格を喪失し、かつ、被保険者となることなく待期間を経過したときは、上記被保険者期間をも含めて老齢厚生年金の額の再計算をすることとしたものである。そして、同条3項は、退職改定の対象となる者を「被保険者である受給権者」と定めている以上、待期間を経過した時点においても当該年金の受給権者であることを退職改定の要件としているものと解するのが文理に沿う解釈である。

イ また、法43条3項が・・・定めているのは、老齢厚生年金の基本権に係る年金の額を上記アの被保険者期間をも計算の基礎とするものに改定することにより、基本権に基づき支払期日ごとに支

払うものとされる保険給付の額を、既に発生した保険給付の額も含め、当該改定後の基本権を前提としたものに改定することとしたものと解されるから、法は、退職改定がされる待期間の経過時点においても当該年金の基本権が存することを予定しているものといえることができる。これに加え、特別支給の老齢厚生年金については、前記2のとおり、本来支給の老齢厚生年金とは異なる発生要件が定められ（法附則8条）、特別支給の老齢厚生年金の受給権者が65歳に達したときは、受給権が消滅し（法附則10条）、本来支給の老齢厚生年金の支給を受けるために改めて厚生労働大臣による裁定を受けることとされており（法33条）、特別支給の老齢厚生年金の基本権の内容と本来支給の老齢厚生年金のそれとを必ず一致させることは予定されていないと解されることを併せ考えると、上記アのように解することは、老齢厚生年金に関する制度の仕組み等に沿うものといえることができる。老齢厚生年金が保険料が拠出されたことに基づく給付としての性格を有していることは、以上の解釈を左右するものではない。

ウ そうすると、特別支給の老齢厚生年金について退職改定がされるためには、被保険者である当該年金の受給権者が、その被保険者の資格を喪失し、かつ、被保険者となることなくして待期間を経過した時点においても、当該年金の受給権者であることを要すると解するのが相当である。」

2 「これを本件についてみるに、前記事実関係等によれば、被上告人は、平成23年8月31日に厚生年金保険の被保険者の資格を喪失した後、同年9月17日に65歳に達しており、同月30日を経過した時点では特別支給の老齢厚生年金の受給権者でなかったというのであるから、同月分の当該年金の額については退職改定がされるものでないことは明らかである。」

3 「以上によれば、被上告人に係る平成23年9月分の特別支給の老齢厚生年金の額につき退職改定がされるべきものとし、本件処分を違法であるとした原審の判断には、判決に影響を及ぼすことが明らかな法令の違反がある。論旨は理由があり、原判決は破棄を免れない。そして、以上に説

示したところによれば、被上告人の請求は理由がないから、第1審判決を取消し、同請求を棄却すべきである。」

Ⅲ 評釈 判旨・結論におおむね賛成

1 本判決の意義・特徴

(1) 本判決の意義

本件は特別支給の老齢厚生年金の受給権を取得した後も就労を続けたため、在職老齢年金制度の適用を受け、年金の支給停止を受けていた者が、退職した場合で、資格喪失日から待期期間を経過する前に65歳に達して受給権者でなくなった場合において、退職改定がされるべきかについて判断した初めての最高裁判決である。同種の問題について行政実務では待期期間経過時にも特別支給の老齢年金の受給権者であることが必要であるとの立場をとり（必要説）、経過時以前に受給権が消滅する場合には退職改定をしないという取扱いをしていたところ、原審・原々審は待期期間経過時には受給権者であることは要しない（不要説）として退職改定をすべきとしていた。その一方で、必要説をとる下級審判決（東京高判平成25年7月4日LEX/DB25446263、東京地判平成25年2月5日LEX/DB25446254、以下、両判決をあわせて「平成25年判決」という）も存在し、混乱が生じていた問題について、最高裁は必要説との決着をつけ、解釈を統一させた点に本判決の最大の意義がある。人口減少のあおりを受けて高齢者雇用の促進が叫ばれる中、64歳11か月で退職するケースは多い。そうすると、本判決が行政実務に及ぼす影響は少なくなく、実務上重要な意義を有するといわれている〔林（2018）、p.72〕。

(2) 本判決の特徴

本判決は必要説を採用するにあたり、大きく3つの理由を述べている（Ⅱ判旨1アイ）。すなわち、①文理に沿う解釈であること（ア）、②退職改定の法的な構造（イ前段）、そして③特別支給の老

齢厚生年金と本来支給の老齢厚生年金の内容の違い（イ後段）の3つであり、本件に関するこれまでの下級審判決（原審・原々審、平成25年判決）の内容と比較すると、特に②の点が本判決の特徴的な判断といえそうである。

以下では、改めて問題状況を整理した上で、本判決の示した3つの理由を原審・原々審あるいは平成25年判決の内容にも言及しながら考察することにした。

2 問題状況の確認

厚生年金の受給権者であっても適用事業所で就労すると、70歳未満であれば厚生年金の被保険者資格を取得する可能性がある。その場合、受給するはずの年金については、在職老齢年金制度の適用を受けるので、所得が一定額を超えると、全部又は一部が支給停止される（厚年法46条1項）。60代前半であれば低所得者在職老齢年金、略して低在老と呼ばれている²⁾。年金は低賃金の在職者の生活を保障するために支給されるのであるから一定以上の所得があるなら支給は不要と考えられてこのような仕組みとなっている〔堀（2017）、396頁〕。

他方で、既述の通り、就労する場合には、特別支給の老齢厚生年金の受給権を取得した月以降も被保険者資格を有するので（厚年法9条）、保険料を負担し（厚年法8条1項）、その結果、被保険者期間は月々伸長することになる。被保険者期間が長くなれば年金の支給額にも影響を及ぼすが、被保険者期間が1か月伸長するたびに支給額が変動されるのは不安定かつ煩雑にすぎる。加えて退職老齢年金受給者に対して公平とも言い難いため〔有泉・中野（1982）、p.113〕、受給権を取得した後の被保険者期間は、支給額算定の基礎から外されている（厚年法43条2項）。

その代わりに厚年法は、退職して被保険者資格を喪失した場合には、在職していた期間をも含めて年金額の計算をやり直す仕組みを用意しており、「退職改定」といわれている（厚年法43条3

²⁾ これに対して65歳以上という高年齢の在職者に対して、高賃金であるから年金を支給停止する高在老という仕組みもある（高年齢者在職老齢年金という）。

項)。

本件で問題となった退職改定の規定は、処分の日(平成23年10月6日)から考えて平成24年法律第63号(被用者年金制度の一元化等を図るための厚生年金保険法等の一部を改正する法律)による改正前のものであり、具体的には「被保険者である受給権者がその被保険者の資格を喪失し(「第1要件」という…注)、かつ、被保険者となることなくして被保険者の資格を喪失した日から起算して一月を経過したとき(「第2要件」という…注)は、前項の規定にかかわらず、その被保険者の資格を喪失した月前における被保険者であつた期間を老齢厚生年金の額の計算の基礎とするものとし、資格を喪失した日から起算して一月を経過した日の属する月から、年金の額を改定する。」(太字及び注は評者による)というものである。判旨には「平成25年法律第63号による改正前のもの」と書かれる部分もあるが、民集掲載の参照条文では上記規定が引用されるし、処分の日から考えても上記規定を前提とすることが適切であろう。なお、平成24年法律第63号はこの規定の「資格を喪失した日」に続いて「(第十四条第二号から第四号までのいずれかに該当するに至つた日にあつては、その日)」を挿入する改正を行っている(平成24年法律第63号36条の2第2項)。

本件で問題となったのは、上記規定のうち、条件部分の主語にあたる「被保険者である受給権者が」という部分が、資格喪失を内容とする第1要件のみならず、1月の経過にあたる第2要件にもかかるか否かという点である。なぜなら待期間たる1月が経過する以前に65歳に達したことで、特別支給の老齢厚生年金の受給権は消滅してしまったから(法附則10条)である。つまり受給権が消滅した場合にも上記規定を根拠にして退職改定されるか否かが本件では争われた。

3 本判決の検討

(1) 文理解

判旨は退職改定の対象となる者を「被保険者である受給権者」と定めているという文言に注目し、上記第2要件についても受給権者であること

を要件と解することが「文理に沿う解釈」と結論づける。原審までは上記の主語が第2要件にもかかるとすると「被保険者である受給権者が・・・被保険者となることなくして」となって、被保険者であるか否かが内容不明になるので妥当ではないと判断していたが、そのような原審までの立場を前提とすると、第2要件は主語がなくなってしまいなおさら不自然である〔新田(2018), p.92〕。他方で、「その後」を付け加えて「被保険者である受給権者が被保険者資格を喪失し、かつ、その後被保険者となることなくして」とするだけで、文理解上の難点はほとんど解消される〔海道(2019), pp.156-157〕。第2要件についても受給権者であることを要件とする立場は平成25年判決とも同様であり、最判が示した文言解釈は是認できると思われる(反対〔齋藤(2018), p.136〕)。

なお、原々審では退職改定、特に待期間の趣旨を検討し、「同一企業内における他の事業所への配置換えや偽装退職のような場合には退職改定をすることがないようにするため」と解し、不要説の理由のひとつに位置づけていた。その一方で、必要説に立つYの訴訟代理人も「事業所の変更があつた場合にも被保険者資格の喪失が生じてしまうことの不都合を回避すること、偽装退職等を通じて脱法的に被保険者期間の通算を許す機会が増加することにより、大量な件数を抱える厚生年金保険事業の円滑な事務処理に支障を及ぼすことを防止することにある」と主張していたのであり(民集71巻4号738頁)、待期間の趣旨についての理解に大きな差異は存在していなかった。それもあつてか最高裁はその点については一切触れることなく結論を導いており、本争点を解決する上では決定的ではないと考えたようである。退職改定に待期間の経過が必要なこととその時点で受給権者である必要があるか否かの点は区別できるため、待期間の趣旨に言及しない最高裁の立場は支持できる。

(2) 退職改定の構造

続いて本判決は法43条3項の退職改定の法的な構造について分析するが、上記の文理解に先立

つ部分によれば、受給権者が働いて被保険者である間には、老齢厚生年金の額を固定するために、権利を取得した月以後における被保険者期間は計算の基礎からいったん外される（法43条2項）。その上で、退職することで被保険者資格を喪失する場合には被保険者となることなく待期間を経過したときに再計算が行われるというのが法43条3項の定める退職改定である。ここでは被保険者資格の喪失と待期間の経過という2つの要件を充足することが必要であり、待期間を経過した時点において再計算が行われることが確認されている。

そして判旨は、「老齢厚生年金の**基本権**に係る年金の額を上記ア（権利を取得した月以後…注）の被保険者期間をも計算の基礎とするものに**改定**（1段階目…注）することにより、**基本権**に基づき支払期日ごとに支払うものとされる保険給付の額を、既に発生した保険給付の額も含め、当該改定後の**基本権**を前提としたものに**改定**（2段階目…注）することとしたものと解されるから、法は、退職改定がされる待期間の経過時点においても当該年金の**基本権**が存することを予定しているものといえることができる。」（太字・注・囲み・下線は評者による）と判示する。引用箇所4回登場したのが「基本権」というタームであり、判旨にはタームこそ現れてはいないが、「支分権」が対置される概念として想定されている（具体的には「支払期日ごとに支払うものとされる保険給付」や「既に発生した保険給付」のことを指す）。

この点を敷衍すると、年金については「年金給付を受ける権利」にあたる基本権と、「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」にあたる支分権とがある。法は「基本権」や「支分権」というタームを用いているわけではないが、明確な書き分けをしていると考えられている（厚年法92条1項）〔堀（2017），p.234〕。そして、「支分権は、基本権の存在を前提として、一定の期間を経過するごとに、個々の現実的な請求権として生じ、基本権の存

在を前提として発生し、その消滅によって消滅する」ものと解されている〔青谷（1966），p.166〕。

そもそも基本権が存在しなければ年金額の改定の効果は生じないというYの主張に答えるために、判旨は年金の受給権と退職改定の構造に言及したようである。すなわち、年金の受給権を基本権と支分権に分けた上で、判旨は退職改定の仕組みを段階的な改定と理解する。つまり第1に受給権取得後の被保険者期間をも計算の基礎とするように基本権に係る年金の額が改定され（1段階目）、続いて第2に基本権に基づき支払期日ごとに支払うものとされる保険給付の額（いわゆる支分権を指す）が改定される（2段階目）という2段階構成である（同様の理解をしていると思われるものに〔海道（2019），p.161〕）。そして、こうした理解を前提にすれば、退職改定の効力が生じる待期間の経過時点においても年金の基本権が存することを法は予定していると結論づける。基本権の存在を前提にその改定が行われてこそ、2段階目の支分権の改定へと進めるのであり、基本権が消滅すれば支分権の退職改定はありえないということになる。

では、2段階目の支分権の改定にあたって判旨が述べた「既に発生した保険給付の額も含め」とはどういう意味か。次にこの意味が問題になるだろう。具体的には支分権はいつ発生するかという問題を整理する必要があるようである。

ひとつの考え方は支払期の到来によって発生するという考え方であろう³⁾。厚年法36条1項では年金は月単位で支給すべき事由が生じた月の翌月から権利の消滅した月まで支給されることが、同条3項では2か月ごとの偶数月が支払期月であることが、それぞれ規定される。そうすると、偶数月の到来によって支分権は発生するので、例えば9月分の支分権は偶数月たる10月1日に発生することになる。しかし、こうした理解を前提にすると、判旨の「既に発生した保険給付の額も含め」という部分を説明できない。なぜなら、9月分の支分権は10月1日に発生するため、退職改定によって

³⁾ 名古屋地判平成26年3月20日LEX/DB25446636は「一定の支払期限の到来によって具体化し、成立する」と述べる。

基本権の額が変わるのであれば支分権も変更した内容で10月1日に初めて発生するからである。「既に発生した保険給付」とは何を意味するのかを観念できなくなるため、判旨は支払期の到来によって支分権が発生すると立場には立っていないようである。

ではどのような立場か。考えられるのは、支給月の到来(9月分なら9月1日)により発生するという立場である⁴⁾。というのも、年金の支分権は、被保険者がたとえ一瞬間でも生存していればその日の属する月については発生し、その月1か月分の年金を取得できるからである。例えば9月1日の午前0時1分に死亡すれば、死亡によってそれ以後の基本権は消滅する(法45条)が、9月分の支分権は1分間の生存を根拠に独立した権利となり、未支給年金として処理されることになる〔青谷(1966), p.168〕。そうすると、各月の年金については当該各月の初日に少なくとも観念的には権利として発生し、翌月あるいは翌々月にあたる偶数月が支払期となる(9月分は9月1日発生、10月15日支払期日)。

このような整理を前提に具体的な事案をあてはめてみると、9月1日の段階で433か月分の内容で支分権がいったん発生し、待期間の経過(9月30日経過)によって、第1に基本権が492か月分へと改定され、第2に支分権も492か月へと改定されるはずであった。しかし、本件では待機期間が経過する以前の9月17日にXが65歳に到達したことによって基本権が消滅し、退職改定の生じる余地がなくなったということである。

上記のように支分権の発生時点と支払期日とを分けて考えることによって、最高裁の特徴という第2の理由づけを説明できるように思われる。ここでは年金の受給権を、基本権と支分権の2つに分けてとらえて、基本権の存在を前提にしてこそ支分権は存在するとの考えがベースとなっている。そして、支給月の到来によって支分権は発生するところ、退職改定では第1に基本権が改定され、第2に支分権が改定されるという2段階のメカ

ニズムをたどるといことが本判決によって明確になったといことができる。そして、基本権が65歳の到達により消滅すれば、支分権も消滅する。もっとも、9月分の支分権については9月1日を迎えた段階で既に発生しており(433か月の内容)、かつ基本権が存在する間には退職改定は行われなかったため、発生時点と同様の内容の支分権が具体的な権利として残り、これこそが9月分として支給されるべき特別支給の老齢厚生年金の内容となる。

余談であるが、これに対して、被保険者資格の喪失から1月の経過時点よりも後に受給権が消滅したような場合はどうか。具体的には10月1日に65歳に達したような場合には退職改定後に基本権が消滅することとなる。つまり9月1日に433か月の内容で発生した上で、待期間の経過によってまずは基本権が492か月分へと改定され、その後、支分権も492か月へと改定されると整理される。

その結果、受給権が消滅する誕生日と被保険者資格の喪失日からの1月経過時点(待期間経過時点)のいずれが早いのか、その先後関係によって退職改定が行われるか否かが変わることになり、これが本判旨の示したルールといえることができる。この部分は、原審・原々審にも平成25年判決にもみられない部分であり、本判決の特徴といえる部分である。

(3) 特別支給の老齢厚生年金と本来支給の老齢厚生年金

判旨はさらに、特別支給の老齢厚生年金と本来支給の老齢厚生年金の内容について発生要件が異なること(法附則8条、法42条)、前者は65歳に達したときに消滅し(法附則10条)、後者を受けるには改めて厚生労働大臣の裁定が必要なこと(法33条)を摘示した上で、各年金の基本権の内容は必ずしも一致させることは予定されていないと解されると述べる。平成25年判決が「飽くまで別個の老齢厚生年金」と述べていたのに比べるとややトーンは落ちたといえるであろうが、原審による

⁴⁾ 堀教授は「支分権は各月の到来によって発生する。」と述べる〔堀(2017), p.235〕。

「特別支給から本来支給へ移行するに当たって、連携を持たせた制度設計がされているものとして解釈すべき」との立場に比較すれば、両者の違いを認める立場と位置づけることができそうである。

沿革を整理すると、既に述べたように老齢厚生年金は60歳から65歳に支給開始年齢を引き上げているところである。もっとも、かかる引上げにあたって採用された法改正の技法は、年金受給権のひとつの支給要件である支給開始年齢を調整することにはとどまらなかった。実際に65歳に引き上げた法改正（具体的には平成6（1994）年改正と平成12（2000）年改正）に先立って、基礎年金制度を導入した昭和60（1985）年改正は、給付体系の組み換えを行っており、この点こそ判旨によって重視された。すなわち、昭和60（1985）年改正は、法の本則に65歳以上を対象とする本来支給の老齢厚生年金を規定し、これは別途基礎年金による下支えがあるため、報酬比例部分のみと整理した。その一方で、法の附則に60代前半に向けた特別支給の老齢厚生年金を規定し、こちらは定額部分と報酬比例部分の両者から構成されるものとした。そして、平成6（1994）年には特別支給の老齢厚生年金のうち定額部分について、続く平成12（2000）年にはその報酬比例部分について、支給開始年齢の引上げを決定した。両部分ともに65歳に引き上げられれば（男性では令和7（2025）年、女性では令和12（2030）年）、特別支給の老齢厚生年金は役目を終えることになるが、令和元（2019）年現在では存続の最中である。正確に言えば、男女ともに定額部分の引上げは終了したが、報酬比例部分は男性63歳、女性61歳から支給されているのであり、特別支給の老齢厚生年金がその役目を全うするには今しばらく時間がかかる。

このように、昭和60（1985）年改正によって給付体系が組み換えられたことで、特別支給の老齢厚生年金と本来支給の老齢厚生年金という2つの年金が作出された。2つの年金の基本権の内容は必ずしも一致するわけではないので、年金の受給権ごとの内容となる。事案にあてはめると特別支給の老齢厚生年金については退職改定のないまま

433か月分となり、本来支給の老齢厚生年金については退職改定をして492か月分となっても何らの問題はないということである。このような違いをもたらす契機となった給付体系の組み換えについては、社会保障立法に関する立法者の広い裁量を根拠に正当化される（堀木訴訟最高裁判決（最大判昭和57年7月7日民集36巻7号1235頁）参照）。

（4）小括

判旨は、上記の（1）から（3）の点を併せて考えた上で、待期間の経過時点にも特別支給の老齢厚生年金の受給権者であることを退職改定の要件と解することは「老齢厚生年金に関する制度の仕組み等に沿う」と結論づける。そして、保険料が拠出されたことに基づく給付としての性格を有していることについては、原々審は受給権取得後の被保険者期間を算入するのは当然と論理づけていたが、判旨は「解釈を左右するものではない」と一蹴する。

4 本判決の射程

本判決は、今なお経過的に存在している特別支給の老齢厚生年金に関して、退職改定の要否を判断したものである。そのため、65歳以上の受給権者に高在老が適用されて年金の一部又は全部の停止を受けた後で退職改定をする場合には、本判決の射程は及ばないであろう。というのも、そのような場合には本来支給の老齢厚生年金の内容だけが問題になり、特別支給からの切り換えの問題は生じないからである（受給権の消滅が起きない以上、本件のような問題は発生しない）。もっとも、本判決が示した退職改定の際の年金の受給権の改定のメカニズムについては、本来支給の老齢厚生年金の場合にも同様に妥当と思われる。すなわち、支払該当月の初日に支分権が発生し、退職改定の要件（資格喪失と待期間の経過）が整うと、まずは基本権の内容が変更される、そして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という理解である。

繰り返し述べる通り、特別支給の老齢厚生年金は男性については令和7（2025）年で、女性につい

ては令和12（2030）年で終了する。そのため、特別支給の老齢年金と退職改定の関係を判示したこの判決の内容が意味を持つのは、女性の方がやや長いとはいえ時限的なものにすぎない。とはいえ、人口減少が進む中、高齢者雇用の促進は重要な政策課題になっていることから、ますます多くの高齢者が就労を継続した上で雇用から引退していくと思われる。そのため、引退過程にかかわる年金の支給額の変更について判示した本判決は重要なものであるし、退職改定のメカニズムについては広く妥当するといえよう。

本件では特別支給の老齢厚生年金と本来支給の老齢厚生年金の関係が問題になり、基本権の内容の違いもひとつの根拠となって結論が導かれた。今後、年金の支給開始年齢の引上げ等を政府で検討していく際には、支給要件の内容を変更するだけでなく、給付体系の組み換えをも行うと予期しなかった形で問題が生じるおそれがあることを示した事例として本判決を位置づけることができるのであり、制度改革にあたっては肝に銘じておくべき判決といえることができる。

最後に、本判決は平成24年（2012）法改正前の厚年法を前提にした判決であるが、平成24（2012）年改正により、厚年法の被保険者資格の資格喪失

日は「退職の翌日」から「退職日」へと変更された。退職改定に向けた1月の起算点が1日前倒しされたわけであるが、経過時に受給権者であることを要するとする判旨には影響はなく、判旨の射程は平成25年（2013年）法改正後の厚年法にも及ぶものと思われる。

※本稿は、科研費（16K17003及び19K13529）による研究成果の一部である。

参考文献

- 青谷和夫（1966）「年金の基本権と支分権およびその消滅時効」, 民商法雑誌54巻, 2号, pp.163-174。
有泉亨・中野徹雄（1982）『厚生年金保険法〔全訂社会保障関係法1〕』, 日本評論社。
海道俊明（2019）近畿大学法科大学院論集15号, pp.139-166。
齋藤健一郎（2018）自治研究94巻, 9号, pp.131-141。
新田秀樹（2018）労働判例1186号, pp.86-95。
林 史高（2018）ジュリスト1519号, pp.70-73。
———（2019）法曹時報71巻, 3号, pp.210-225。
堀 勝洋（2017）『年金保険法〔第4版〕』, 法律文化社。
※脱稿後、在職者の年金額を毎年、改定する案が検討されるとの記事（日本経済新聞 2019年12月2日朝刊参照）に接した。

（しまむら・あきよ）

投稿：論文

家族介護者の介護負担感は介護の種類によって変わるのか？
認知症介護と身体介護を比較して陳 鳳明*¹, 若林 緑*²

抄 録

高齢化の進展に伴い、認知症介護の問題が社会的な注目を集めている。しかし、データの制約により、医療経済学分野において、十分な研究成果が蓄積されていないのが現状である。本稿の目的は、日米LTCI研究会東京・秋田調査の第1回調査の個票データを用いて、介護に携わる主介護者に焦点を絞って、認知症介護と主介護者の介護負担感の関係を統計的に検証することである。本稿は2つの分析を行うこととしている。第1に、認知症に対する介護は、身体介護に比べ、主介護者はより大きな介護負担感を負っているのかを検証することである。第2に、その認知症に対する介護は、高齢者の身体状態の悪化によって、主介護者の介護負担感を変化させるかを検証することである。実証分析の結果によると、認知症介護は、身体介護と比較して、主介護者により大きな介護負担感を与えていることがわかる。しかし、この介護負担感は、認知症高齢者の身体状況の悪化に伴い、有意に低くなっていることがわかる。したがって、要介護状態の区分だけではなく、認知症の特徴を考慮に入れ、主介護者に適切な支援政策を提供することが必要である。

キーワード：認知症介護，身体介護，介護負担感，J-ZBI

社会保障研究 2019, vol. 4, no. 3, pp.372-386.

I はじめに

認知症の有病率は、高齢化率と有意に正の相関を持っているため、高齢化の進行に伴い、65歳以上の認知症の高齢者数も大幅に増え続けている〔(Sekita et al. (2010))〕。二宮（2015）の推計結果によれば、2060年には、日本における65歳以上の認知症の高齢者数は約1,200万人に達し、高齢者総人口の3分の1を占めることになる。「国民生活基礎調査の概況」（厚生労働省）によれば、2007年

時点で要介護となった主な原因は脳血管疾患であったが、2016年になると、要介護になった主な要因の第1位は認知症（要介護度5を除き）になっている。

現行の介護保険制度は、介護認定を行う際に、認知症の有無や行動・心理症状などを考慮に入れて判定しているが、限られている保険財源の下で、現行の介護保険は、増加し続けている認知症高齢者の介護問題をすべて解決できているわけではない。今後の保険財政の持続可能性を考えれば、介護保険の適用範囲を拡大するのではなく、

*¹ 東北大学スマート・エイジング学際重点研究センター 助教*² 東北大学大学院経済学研究科 准教授

一部の高齢者を重点的に支援する仕組みを構築する可能性が考えられる。一方、フォーマルケアとインフォーマルケアの間に一定の代替関係が存在しているため、フォーマルケアの供給不足は、インフォーマルケアの供給の増加につながる可能性がある〔Van Houtven and Norton (2004)〕。国内外の先行研究によれば、介護を提供することで、主介護者側の健康状態を悪化させる結果が得られている〔Coe and Van Houtven (2009)；Do et al. (2015)；Wakabayashi and Kureishi (2018)〕。しかし、データの制約により、認知症介護をすることで、主介護者の健康状態に及ぼす影響について十分なエビデンスが蓄積されていない〔岸田・谷垣 (2007)〕。

本稿の目的は、日米LTCI研究会東京・秋田調査（以下、「東京・秋田調査データ」と称する）の第1回調査の個票データを用いて、認知症介護と主介護者の介護負担感の関係を統計的に検証することである。

本稿の分析から得られる結果として、認知症介護は、身体介護と比較して、主介護者により大きな介護負担感を与えており、この介護負担感は、認知症高齢者の身体状況の悪化に伴い、有意に低くなっていることがわかる。

本稿の構成は、次の通りである。第Ⅱ節で医療経済学の観点から先行研究をサーベイする。第Ⅲ節では、データの詳細を紹介し、第Ⅳ節において、モデル及び推定方法を説明する。第Ⅴ節で実証分析の結果を解説したうえで、第Ⅵ節で本稿のまとめを行う。

Ⅱ 先行研究

医療経済学においては、家族介護と主介護者の健康状態にかかわる先行研究が数多く蓄積されている。インフォーマルケアが主介護者に影響を与える研究結果をまとめてみると、介護負担感、健康状態の自己評価、メンタルヘルス、K6、抑うつの症状、生活満足度、幸福度などの指標を用いてインフォーマルケアが主介護者にマイナスの影響を与える結果が得られている〔Bauer and Sousa-

Poza (2015)；Coe and Van Houtven (2009)；Do et al. (2015)；Heger (2017)；Niimi (2016)；Oshio and Usui (2018)；Wakabayashi and Kureishi (2018)〕。例えば、Do et al. (2015)では、韓国のマイクロデータ (the Korean Longitudinal Study of Aging) を用いて、家族介護と主介護者の健康状態の関係について分析したところ、インフォーマルケアを提供することは、女性介護者（娘と義理の娘）に負の影響を与えていることがわかっている。

高齢化の進展に伴い、認知症高齢者の数は急速に増加し、認知症介護の問題も深刻化している。しかし、上記で挙げた先行研究は、身体介護と認知症介護を区別せずに家族介護の影響について議論している。データの制約により、医療経済学から認知症介護に関する研究はまだ十分に蓄積されていない。限られている研究の中で、〔Pena-Longobardo and Oliva-Moreno (2015)；Suzuki et al. (2008)；Zhu et al. (2003)；岸田・谷垣 (2007)〕があげられる。Pena-Longobardo and Oliva-Moreno (2015) はスペインのマイクロデータ (the Survey on Disabilities, Personal Autonomy and Dependency Situations) を用いて、代替法 (Proxy good method)、機会費用法 (Opportunity cost method) と仮想評価法 (Contingent valuation method) という3つのアプローチによりアルツハイマー型認知症の経済コストを算出している。その結果としては、1人当たりのアルツハイマー型認知症のインフォーマルケアの年間コストは18,680ユーロから52,760ユーロの間である。一方、日本において、認知症高齢者の状況とその家族の介護実態を同時に把握できる調査は極めて少ない。したがって、認知症介護に関する既存研究では、独自の調査を実施したうえで、個票データを用いて、研究課題の分析を行っている〔岸田・谷垣 (2007)；Suzuki et al. (2008)〕。例えば、岸田・谷垣 (2007) では、独自の調査データを用いて、認知症介護の負担感を分析し、身体障害が軽く認知症が重い場合と身体障害が重く認知症が軽い場合、介護しなかった場合より、どちらとも介護負担感が有意に高いことを示した。一方、Suzuki et al. (2008) では、彼

らが独自に行ったインターネットリサーチを通じて、分析を行っている。この調査では、9つの地域から2,714件の回答を得ており、そのうち、2,530名の家族介護者の結果から、認知症高齢者の反社会的な行動 (Antisocial behaviors) は、家族介護者に有意に大きな介護負担感を与えていることがわかった¹⁾。

Ⅲ データ

1 データの出典

本稿は、2003年に日米LTCI研究会が実施し、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから提供を受けた「日米LTCI研究会東京・秋田調査」の個票データを用いる。この調査は、東京都葛飾区と秋田県大館市・田代町（現在は大館市に合併）で実施され、都市部と農村部の双方を対象としていることが特徴である。また、介護保険制度の要介護認定を受けた在宅高齢者（A票による質問）とその主介護者（B票による質問）双方を調査対象としていることも特徴である。調査内容としては、A票・B票ともに、高齢者介護を中心に、個人属性や介護保険サービスの利用状況などさまざまな情報を収集している²⁾。また、A票では特に、要介護者の孤立感や主介護者との関係を尋ねており、B票では主介護者から見た要介護者の健康状態や主介護者の介護負担感を尋ねている。したがって、この調査は、高齢者の認知状況及びその家族の介護状況を要介護者と主介護者双方から聴取し、認知症高齢者を分析するのに極めて貴重なデータである。

標本抽出の方法については、該当調査地域の要介護認定者名簿³⁾に基づき、65歳以上の要介護者本人に対して調査協力の依頼状を送付し、承認を得られた世帯を初回の調査対象としている。サンプル母集団を見ると、2003年では、葛飾区、大館・田代はそれぞれ6,824人（調査協力率15.5%）と2,009人（調査協力率25.9%）である。第1回調査において、1,577の協力世帯のうち、1,373の世帯から有効回答が回収でき、回収率は87.1%である。訪問面接法を通じて、本調査はA票とB票を用いて、それぞれ要介護者本人と主介護者本人を対象に調査を行った。本稿では、認知症の高齢者を介護することが、主介護者に介護負担を与えるかについて分析するため、調査票のB票（主介護者）の情報のみを利用している。データのフローチャートは図1のように示している⁴⁾。

2 サンプルセレクション

本稿で用いるデータには、データの特性上、認知症介護も身体介護もされていない要介護者はほとんど存在していない。第3節で定義される認知症介護（ここでは専門家の診断を用いる）と身体介護の定義を用いるならば、本稿の分析対象は大きく3つのタイプに分類できる。タイプ1とは、主介護者は認知症介護をしていると同時に、身体介護もしていることを指す。このタイプの人々は、全体サンプルの17.4%を占めている。次に、タイプ2は、主介護者が高齢者に認知症介護のみを提供している場合に限定しており、わずかに全体サンプルの1.4%に過ぎない。最後に、主介護者が身体介護のみをしているタイプ3は、全体の81.2%を占めている。本稿で認知症介護による負担感を検

¹⁾ 介護の研究で頻繁に利用される「暮らしと健康の調査」(Japanese Study of Aging and Retirement)からは高齢者の認知状況について限られた情報しか入手できない。また、インターネットリサーチから収集したデータは、モニターの属性(学歴やインターネットの利用率等)によりバイアスがかかる恐れがある。

²⁾ 2003年の「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」(総務省)の市区町村別年齢別人口のデータにより、2003年3月31日時点で全国、葛飾区と大館・田代地域の高齢化率はそれぞれ、18.8%、18.6%と26.6%である。葛飾区の高齢化率は全国並みである一方、大館・田代地域の高齢化率は、全国水準より7.8%ポイント高くなっていることがわかる。したがって、これらの地域の特徴を念頭において分析結果を解釈する必要がある。

³⁾ 葛飾：2002年11月末日時点、大館・田代：2003年3月時点。

⁴⁾ 東京・秋田調査データは追跡調査であるが、第2Waveにおいて、要介護者の施設に入居や死亡などにより回答者の脱落問題が存在している。分析可能なサンプル数は738(2003年)から286(2005年)までに大幅に減少した。上記のことを考慮に入れ、本稿では、2003年のデータに限定して分析を行うこととする。

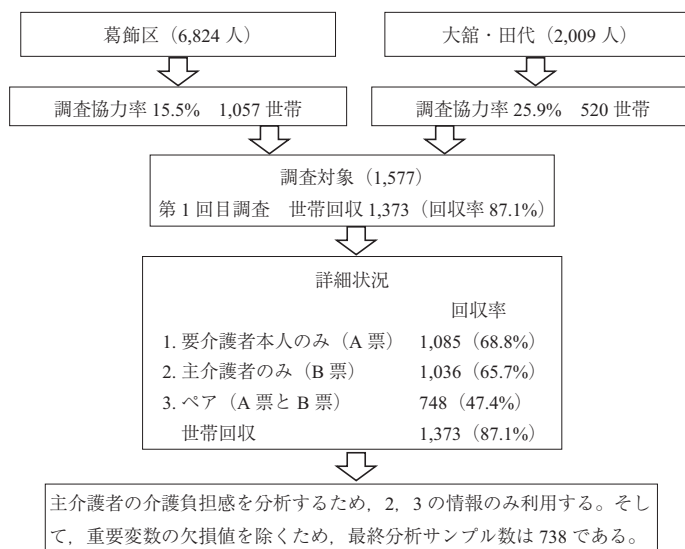


図1 データのフローチャート

証するため、必要な情報が揃っている主介護者に限定すると、最終サンプルサイズは738である。

3 変数の定義

本稿はThe Japanese Version of the Zarit Caregiver Burden Interview (以下、J-ZBIと称する)を用いて、主介護者の介護負担感を測定している。高齢者の家族介護者の負担感に関する研究は、1970年代後半から盛んになり、そのうち、Zarit et al. (1980)によって、開発されたThe Burden Interviewが広く使われるようになった。1990年代後半から、この評価手法が邦訳され、日本版のZarit介護負担感尺度 (J-ZBI) の有用性について確認された [Arai et al. (1997); 博野他 (1998)]。この尺度は老年学のみならず、医療経済学においてもしばしば利用されている [岸田・谷垣 (2007); Suzuki et al. (2008)]。

このJ-ZBIは22の質問項目から構成されている。具体的には、それぞれの項目の合計得点を計算し、多次元の評価内容を一次元に圧縮し、介護を行う上でのつらさの度合いを総合的に評価している。各質問項目の詳細については、付表1のように示している。すべての質問に対して、5つの選択肢が用意され、選択肢ごとに一定の点数が付与

される。具体的には、「そうは思わない」(0点)、「たまにそう思う」(1点)、「ときどきそう思う」(2点)、「よくそう思う」(3点)と「いつもそう思う」(4点)としている。したがって、J-ZBIは0点から88点までの間に分布し、得点が高ければ高いほど介護負担感が高いと言える。

本稿で最も注目している認知症介護について、2つの指標を用いて定義する。1つ目は、専門家により診断された認知症の有無に基づき、認知症介護ダミーを作成する。2つ目は質問票で回答する認知症の発症に伴う中核・周辺症状の数⁵⁾を用いて、認知症の程度を表す。この指標は、上記の専門家の診断結果のように十分な医学上のエビデンスに基づく判断ではなく、認知症の発症の特徴を利用し、中核・周辺症状の数が多くなると、認知症が悪化している可能性が高いとした。ほかの重要な説明変数については、表1のように示している。そのうち、日常生活動作 (Activities of Daily Living, 以下ADLと称する) の合計得点は、高齢者の身体の健康状態を表している⁶⁾。ADL合計得点が10点以上である場合に、要介護者の身体状況が悪く、手厚くケアする必要があるため、主介護者も大きな介護負担を負う可能性が高い。主介護の介護負担は、フォーマルケアとインフォーマルケ

表1 重要な説明変数の定義

説明変数	定義
認知症介護（診断）ダミー	要介護者は専門家により認知症と診断された場合は1, 該当しない場合は0。
認知症介護（認知症中核・周辺症状数）	要介護者が該当している認知症の中核・周辺症状の数（中核症状最大8個, 周辺症状最大8個）
ADL合計得点	要介護者の10項目の日常生活動作の合計得点を表す（10点～30点）。
ショートステイ利用ダミー	ショートステイを現在利用している場合は1, 利用していない場合は0。
家族不協力ダミー	介護をする上で、家族の協力を得ることは「とても難しいと感じる」、「多少は難しいと感じる」と回答している場合は1, 難しくないと感じる場合は0。
要介護者との関係（悪）ダミー	〇〇さんとの関係は、「あまりうまくいっていない」、「全くうまくいっていない」の場合は1, 「うまくいっている」の場合は0。

出典：2003年「日米LTCI研究会東京・秋田調査」より、筆者ら作成。

アの利用状況により、大きく変わってくる。ここで、フォーマルケアとしては、ショートステイサービスの利用状況に注目する。ショートステイは日常生活全般の介護を受ける保険サービスであり、介護する側の負担軽減を目的としている。一方、インフォーマルケアとしては、本稿で家族の協力状況を用いるとする。高齢者の介護は、主介護者だけではなく、家族全員で協力して行う必要がある。良い協力関係の構築は、主介護者の介護負担を軽減させると同時に、高齢者に高い質の介護サービスの安定供給を確保できるといえる。さらに、要介護者との関係（悪）も介護負担が生まれる原因の1つである。高齢者と良好な関係を持つことによって、高齢者の行動をよく理解でき、介護負担を抑えながら生活を送ることができる。また、本稿で用いるすべての説明変数を付表2にまとめている。

Ⅳ モデル及び推定方法

本稿では、認知症介護をすることは、身体介護をすることと比較して、介護負担感が大きいかを検証することを目的としているため、下記のモデルを考える。

$$Y_1 = \alpha_1 + \beta_1 T_1 + Z_1 \delta + u. \quad (1)$$

Y_1 はJ-ZBIを用いた主介護者の介護負担感を表している。 T_1 は2値変数であり、回答者が該当する認知症介護を提供する場合に1をとり、提供せず身体介護のみを行う場合に0をとる。 β_1 は T_1 の推定係数を表す。 Z_1 はコントロール変数を表すベクトルであり、 δ はコントロール変数の推定係数のベクトルを表す。 u は誤差項である。

ここでⅢ-3節で述べたように、認知症介護（ T_1 ）

⁵⁾ 中核症状：認知症の中心となる症状であり、主に記憶障害、見当識障害、実行機能障害、失行、失語、失認などを総じていう。一般的に、認知症になると、誰でも現れる症状である。周辺症状（BPSD = Behavioral and Psychological Symptoms of Dementia=認知症の行動と心理症状）：徘徊、暴言・暴行、食・性行動異常などの行動の変化と幻覚、妄想、うつ状態などの精神症状のことをいう。中核症状に対して、周辺症状は患者の心理・不安、生活環境、病前性格などを反映することが多いため、明確な個人差が存在している。本稿で用いる中核・周辺症状は下記の通りである。(1) 自分の年齢がわからないことが多い (2) 慣れている場所でも、ときに道を間違えることがある。(3) 子供の住んでいる都道府県あるいは市区町村がわからない (4) 今住んでいる場所を自分の家だと思っていないことがある (5) 同居している子供やその配偶者を他人と間違えることがある (6) 直前に食べた食事を、食べていないということがある (7) 子供の人数をきちんと答えられないことがある (8) 家の中で目的なく歩き回ることが目立つ (9) 鏡に映っている自分に話しかけることがある (10) 一日中とりとめもないことをしゃべっている (11) 同じ動作を何回も繰り返す (12) 食べられるものは手当たり次第食べてしまう (13) 特に理由なく入浴や着替えを嫌がる (14) 家の中でも洗面所の場所がわからないことがある (15) 理由なく夜起きて騒ぐ (16) 食べ物でないものを口の中に入れてしまう。

⁶⁾ 本稿は岸田（2014）を参考にし、各項目を単純に加算したものを利用している。岸田（2014）は、ADL/IADL（Instrumental Activity of Daily Living）の非自立度を訪ねた10の質問に対する回答の合計得点と認知症の症状の有無について尋ねた17の質問の該当数を用いている。

は客観的な指標である専門家に診断された認知症の有無を代用して表す。回答者は全員が主介護者であるため、要介護者は医者で診断された認知症(あり)であれば、主介護者は認知症介護をしているとみなされる。回帰分析で得られている β_1 は、身体介護をすることに比べ、認知症介護をすることで受ける介護負担感の大きさを表す。認知症は、記憶障害などの中核症状に伴い、一定の確率で徘徊や介護への抵抗などの周辺症状も出るため、主介護者にとって介護負担感が大きいと予測できる。したがって、 β_1 の予測符号は正である。コントロール変数としては、要介護度(要介護者)、疾病の数(要介護者)、ショートステイ利用ダミー、主介護者年齢(階級値)、主介護者男性ダミー、要介護者との同居ダミー、要介護者との同居者数、家族不協力ダミー、要介護者との関係(悪)ダミー、毎月のやりくり状況ダミー、葛飾区ダミーがあげられる。また、推定結果の頑健性を確認するために、認知症(診断)ダミーのほかに中核・周辺症状の数を T_1 の代理変数とした回帰分析も行う。

一方、認知症高齢者は、身体の衰弱により、身体介護も必要になる可能性がある。認知症介護と身体介護が重なる場合に、介護者の負担が重なることが考えられる一方、身体に重度な障害が出ている場合、徘徊や暴行などの行動から生じる介護負担感が減っている可能性もある。この仮説を検証するために、モデル(1)を踏まえて、認知症介護とADL合計得点の交差項を追加し、モデル(2)を構築している。

$$Y_2 = \alpha_2 + \beta_2 T_2 + \beta_3 ADL + \beta_4 (T_2 \times ADL) + Z_2 \lambda + v \quad (2)$$

Y_2 は Y_1 と同じ主介護者の介護負担感を表している。 T_2 は認知症介護を表す変数であり、 β_2 はその推定係数である。ADLは10項目の日常生活動作の合計得点であり、点数が高ければ、要介護者の身体能力が低いことを表している。 β_3 はADLの推定係数を表している。認知症介護また身体介護を提供することは、主介護者の介護負担感の増加に

寄与するため、 β_2 と β_3 の予測符号はともに正である。 β_4 は認知症介護とADLの交差項の推定係数を表している。認知症高齢者の身体能力の低下により、主介護者はより少ない介護負担感を負うことになるのであれば、 β_4 の符号は負であると予想される。 Z_2 はコントロール変数を表すベクトルであり、 λ はコントロール変数の推定係数のベクトルを表している。 v は誤差項である。

V 推定結果

1 記述統計

本節では、高齢者の要介護度(要介護3)を基準として、グルーピングを行い、グループ内の平均値の差の検定を実施し、比較結果を表2のようにまとめている。まず要介護度3未満(グループAとグループB)の結果を見ると、認知症介護(診断)の有無により、介護負担感を表すJ-ZBIに大きな差(36.53 - 22.02 = 14.51ポイント)が存在していることがわかる。これは、認知症介護をすることで主介護者が大きな介護負担を担っている状況を反映している可能性が高いといえる。この差に関しては、2000年から介護保険の実施に伴い、導入された要介護認定基準判定ソフト(1999年版)が原因の1つかもかもしれない。なぜならばこの判定ソフトの結果は、認知症高齢者が低く評価され認定ランクが低く判定されることや在宅の介護の状況を十分に反映していない可能性があるからである。上記のことを踏まえて、判定内容の一部を改訂し、2003年4月から要介護認定基準判定ソフト改訂版が実施された〔三宅他(2011)〕。2003年で実施した東京・秋田調査は2002年度の要介護認定者名簿に登録された高齢者を調査対象にしているため、高齢者の要介護認定結果は、要介護認定基準判定ソフト(1999年版)によるものである。したがって、同じ要介護度であっても、高齢者の認知能力や中核・周辺症状などの違いによって、主介護者が担っている介護負担感は大きく変わる可能性がある。

他の変数の結果を見ると、ADL合計得点については有意差が観察されていない。要介護者との関

表2 記述統計

	要介護度3未満		要介護度3以上	
	認知症介護 (診断) あり (A)	認知症介護 (診断) なし (B)	認知症介護 (診断) あり (C)	認知症介護 (診断) なし (D)
J-ZBI	36.53*** [18.67]	22.02 [15.82]	39.57*** [17.72]	29.32 [16.40]
ADL合計得点	14.21 [5.06]	13.92 [3.25]	23.86 [6.56]	23.36 [6.36]
主介護者年齢(階級値)	61.47* [9.60]	64.48 [10.32]	62.69*** [9.77]	66.12 [9.15]
家族不協力ダミー	0.41 [0.50]	0.40 [0.49]	0.63*** [0.48]	0.47 [0.50]
要介護者との関係(悪)ダミー	0.18*** [0.39]	0.05 [0.22]	0.09** [0.28]	0.04 [0.19]
ショートステイ利用ダミー	0.32*** [0.47]	0.11 [0.32]	0.48*** [0.50]	0.33 [0.47]
標本数	34	325	103	276

注1: 2003年「日米LTCI研究会東京・秋田調査」より, 筆者ら作成。注2: ***, **, *はそれぞれ, 1%, 5%, 10%水準で平均値にグループ間で有意差があることを示す。注3: [] のうち, 標準偏差を表す。

係(悪)について見ると, グループAにおける約18%の回答者は良好ではないと答えている一方, グループBの場合はわずか約5%に過ぎない。これも認知症介護の有無が家族との関係づくりに重要な要素の1つになりうることを反映しているといえる。一方, ショートステイ利用状況については, 明確な差がある。これは, ショートステイには, 長期間にわたり認知症高齢者を介護することによって生まれるストレスを軽減するために, 要介護者を短期間入所させるという理由があるからである。次に, 要介護度3以上(グループCとグループD)の結果を見てみよう。J-ZBIに関しても要介護度3未満と同様大きな差(39.57-29.32=10.25ポイント)が観察できた。しかし, この値は, 要介護度3未満の14.51ポイントより大きく下回っている状況にある。これは, 要介護度の増加に伴い, 体を自由に動かすことがなく, 徘徊や暴力などの認知症の周辺症状も出なくなる可能性があるからである。ほかの変数に関しては, 家族不協力ダミーを除き, 基本的に要介護度3未満の結果と一致している。

2 回帰分析

表3では, 認知症介護が主介護者の介護負担感(J-ZBI)に与える影響に関する推定結果をまとめ

ている。この回帰分析は, 身体介護をすることに比べ, 認知症介護をすることで主介護者がより大きな介護負担感を負っているかという仮説を検証するために, 推定式(1)を用いている。また, 認知症介護の定義の違いにより, 推定式1-1, 1-2を推定した。同様に, 認知症高齢者は, 身体の衰弱により, 徘徊や暴行などの行動から生じる介護負担感が減っている可能性が高いという仮説に対して, 交差項を加えた推定式1-3, 1-4を推定した。

まず最初に, 推定式1-1の推定結果を見ると, 認知症介護(診断)の偏回帰係数は有意に正であり, 認知症介護(診断)をしない主介護者に比べ, 認知症介護をしている主介護者のJ-ZBIの点数は平均的に約9ポイント高くなっていることがわかる。そして, 推定式1-2の推定結果によれば, 認知症介護の定義を認知症診断の有無(ダミー変数)から中核・周辺症状の数(連続変数)に変更するとしても, 認知症介護(中核・周辺症状の数)の推定係数は1%水準で有意に推定され, 認知症の中核・周辺症状の数が追加的に1つ増えれば, 主介護者の介護負担感は約1.4ポイント上がるという結果が得られている。上記の2つの推定結果をまとめてみると, 同じ要介護度であったとしても, 身体介護に比べ, 認知症介護を行うことで主介護者はより大きな介護負担感を感じていることがわか

る。

次に、要介護者の身体の衰弱から主介護者の認知症介護による負担感に与える影響を確認してみる。ここで認知症介護とADL合計得点との交差項を用いて、上記の影響をとらえようとしている。推定式1-3によれば、認知症介護（診断）と

ADL合計得点はともに有意に推定され、認知症介護をする場合あるいは要介護者の身体状況が悪化する場合、主介護者は大きな介護負担感を負っていることがわかる。一方、交差項1（診断×ADL合計得点）の推定係数は有意に負であるため、主介護者の介護負担感は要介護者の身体状況の悪化

表3 認知症介護が主介護者の介護負担感に与える影響に関する推定結果

	診断	症状数	診断 (交差項)	症状数 (交差項)
	1-1	1-2	1-3	1-4
認知症介護（診断）	8.792*** [1.579]		17.374*** [4.520]	
認知症介護（中核・周辺症状の数）		1.370*** [0.193]		2.869*** [0.518]
ADL合計得点	0.277** [0.134]	0.248* [0.130]	0.379*** [0.140]	0.495*** [0.149]
交差項1（診断×ADL合計得点）			-0.411** [0.208]	
交差項2（中核・周辺症状の数×ADL合計得点）				-0.074*** [0.025]
要介護度（要介護者）	0.527 [0.627]	0.129 [0.627]	0.427 [0.625]	-0.089 [0.625]
疾病の数	1.211*** [0.458]	0.911** [0.430]	1.221*** [0.454]	1.032** [0.432]
主介護者年齢（階級値）	0.061 [0.056]	0.080 [0.055]	0.059 [0.056]	0.079 [0.055]
主介護者男性ダミー	-1.797 [1.351]	-1.607 [1.352]	-1.837 [1.348]	-1.610 [1.351]
要介護者との同居ダミー	7.843*** [2.245]	6.833*** [2.413]	8.194*** [2.232]	6.711*** [2.384]
要介護者との同居者数	-0.714* [0.368]	-0.553 [0.376]	-0.743** [0.370]	-0.555 [0.375]
家族不協力ダミー	5.547*** [1.144]	5.542*** [1.137]	5.625*** [1.142]	5.656*** [1.131]
要介護者との関係（悪）ダミー	18.962*** [2.469]	15.540*** [2.504]	18.646*** [2.467]	15.243*** [2.499]
ショートステイ利用ダミー	6.686*** [1.440]	6.820*** [1.521]	6.646*** [1.438]	6.813*** [1.511]
毎月のやりくり状況ダミー	-4.019*** [1.178]	-4.850*** [1.153]	-4.106*** [1.176]	-5.090*** [1.146]
葛飾区ダミー	2.086* [1.225]	2.139* [1.219]	2.134* [1.226]	2.263* [1.217]
定数項	3.540 [4.028]	3.411 [4.033]	1.759 [4.046]	-0.441 [4.116]
自由度調整済み決定係数	0.285	0.307	0.288	0.316
標本数	738	720	738	720

注：筆者ら作成。注1：***, **, *はそれぞれ、1%、5%、10%水準で有意であることを示す。注2：被説明変数は、すべて介護負担感を表すJ-ZBIを用いる。注3：OLSに基づき、推定を行う。注4：[]内はロバスト標準誤差を示している。

に伴い、軽減されていることがわかる。交差項1の係数の大きさを見ると、 -0.411 であるため、認知症介護をする主介護者にとっては、要介護者のADL合計得点が追加的に1点増加すると、介護負担感は 0.411 ポイントが下がるという計算結果になっている。こちらは、身体障害が軽く認知症が重い要介護者を介護する主介護者が、介護しなかった場合より介護負担感が有意に高かった〔岸田・谷垣(2007)〕という研究結果と一致している。1つの理由としては、身体状態の悪化に伴い、認知症高齢者は寝たきりの状態になる可能性が高く、徘徊や暴力などの認知症の中核・周辺症状から生じる介護負担感が減少し始めることが考えられる。一方、交差項を用いたモデルにおいて、認知症介護(診断)の係数は推定式1-1に比べ、2倍ほど大きくなり、 17.374 になっている。主介護者の介護負担感は、要介護者の身体状態の悪化に伴い、低下しているにもかかわらず、二重介護負担を負う人は、大きな介護負担感を負わざるを得ないことを示す。この結果は、認知症介護の定義によらず、中核・周辺症状の数にしても、推定式1-4から同様な結論が得られている。高齢化の進展に伴い、認知症介護と身体介護を同時に行うケース(ダブルバーダン)が今後増加する傾向があるため、結果の解釈に注意が必要である。

最後に、コントロール変数の推定結果をまとめて説明する。表3における4つの推定式の推定結果を見ると、ほぼ同じである。要介護者の健康状態を表す疾病の数は、有意に推定され、要介護者が持っている疾病の数の増加につれて、主介護者の介護負担感が上昇することがわかる。また、主介護者の年齢は、介護負担感の上昇に寄与している⁷⁾。そして、家族の協力状況や要介護者との関係も有意に主介護者の介護負担感と深く関連して

いる。係数の大きさを見ると、いずれの推定式においても15以上の結果が得られている。いかに要介護者と良好な関係を構築するかについては、要介護者のみならず主介護者の介護負担感の軽減にもつながっていると言える。ショートステイの利用を通じて、家族介護者の負担を軽減させることが期待されているが、ショートステイ利用ダミーの偏回帰係数は有意に正である。つまりショートステイを利用しない回答者に比べ、利用している回答者の介護負担感は、相対的に高い。理由としては、2つが考えられる。第1に、認知症高齢者は、環境の変化に敏感で大きな刺激を受け、認知症はさらに進行する可能性が高い〔(松川, 2002)〕。第2に、もともと介護負担感が高い人がショートステイサービスを利用していると逆の因果関係が存在している可能性もある。要介護者との同居状況を見ると、別居している場合に比べ、同居している場合に主介護者が高い介護負担感を持っていることが分かる。仮に要介護者との同居する家族の数が多くなれば、主介護者の介護負担の一部を分担でき、主介護者の介護負担の軽減につながっている。また、毎月のやりくり状況ダミーの係数は負かつ有意であり、経済的に余裕(例えば、毎月のやりくり状況)があれば、主介護者の介護負担感も大幅に軽減されることが示されている⁸⁾。最後に葛飾区ダミーの推定結果によれば、葛飾区の介護提供者の方が有意に負担感が高いことが分かる。これは、両地域の異なる属性を反映している可能性が高い。しかし、東京・秋田調査は、地域の特性に関する情報がほとんど聴取されていないため、介護負担感の地域格差の理由については、今後別途に検討する必要がある。

⁷⁾ 厚生労働省の「自殺統計」によれば、平成25年から平成29年までの介護・看護疲れによる自殺者数の推移を見ると、全体としては減少している傾向が見られる一方、70歳以上の高齢者いわゆる老々介護に該当している対象者の状況を見ると、増加していることがわかる。これから高齢化の進行により、老々介護の割合は徐々に増加しているため、いかに高齢者の介護負担感を軽減できるかについては、重要な課題になっている。

⁸⁾ 高齢者の所得を利用しない理由としては、2つが挙げられる。第1に、高齢者の所得に欠損値が多く存在している。第2に、年金所得が必ずしも高齢者の経済状況を把握できず、資産の状況も含めて入れるべきであるが、当調査は資産の状況を聴取していない。したがって、本稿では「毎月のやりくり状況」という家計の金銭的な生活状況を使うこととする。

3 男女別の分析

一般的には、高齢者の介護に携わっている者は、男性より女性の方が多（本稿でも女性がおよそ73%である）。しかし、女性に比べ、少なくとも体力面においては、男性の方が優位であると考えられる。また、Do et al. (2015) やWakabayashi and Kureishi (2018) が指摘するように、アジア諸国では社会的規範により、女性が介護をするケースが多いといわれている。したがって、認知症介護によって生まれる介護負担感についても、男女間で差が存在している可能性が高い。表4では、主介護者男女別の推定結果を示している。2-1と2-5において、認知症介護（診断）の係数を見ると、ともに有意に推定され、認知症介護（診断）をしない人に比べ、認知症介護（診断）をしている主介護者は高い介護負担感を負っていることが分かる。これは表3の推定結果（本文中）と一致している。認知症の指標を中核・周辺症状の数にしても、類似結果（2-2と2-6）が得られている。仮説1については、男女間で大きな差がないことが分かる。一方、交差項の結果については、男女別に大きな違いが出てくる。男性のグループにおいては、交差項は有意ではない（2-3と2-4）。これに対して、女性のグループでは、診断×ADL合計得点

と中核・周辺症状の数×ADL合計得点の偏回帰係数がともに有意に推定され、高齢者の身体能力の悪化に伴い、女性の主介護者の介護負担感が減っていくことが分かる。

VI まとめ

本稿の分析結果から、介護に携わる主介護者に関心を絞り、認知症介護を提供することで、主介護者は身体介護と比較して、多大な介護負担感を負っていることが明らかとなっている。認知症は、ほかの病気と異なり、さまざまな中核・周辺症状が伴っている。これらの行動により生まれる介護負担は極めて重いことが分析から得られている。例えば、徘徊の症状が現れれば、長時間の看護体制が必要であるため、主介護者にとっては、心身ともに大きな負担を負わなければならないことが考えられる。また、分析結果によれば、家族メンバーの協力が介護負担の減少につながっていることが得られている。さらに、Van Houtven and Norton (2004) によれば、フォーマルケアとインフォーマルケアの間に一定の代替関係が存在しており、適切にフォーマルケアを利用すれば介護負担の軽減も達成できる可能性が高い。しかし、

表4 主介護者男女別の推定結果

	男性				女性			
	診断	症状数	診断 (交差項)	症状数 (交差項)	診断	症状数	診断 (交差項)	症状数 (交差項)
	2-1	2-2	2-3	2-4	2-5	2-6	2-7	2-8
認知症介護（診断）	9.582*** [3.279]		16.021* [9.470]		8.683*** [1.818]		18.150*** [5.180]	
認知症介護（中核・周辺症状の数）		1.681*** [0.407]		2.096* [1.071]		1.300*** [0.222]		3.114*** [0.606]
ADL合計得点	0.515* [0.264]	0.456* [0.265]	0.565** [0.268]	0.511* [0.276]	0.232 [0.160]	0.227 [0.152]	0.360** [0.167]	0.549*** [0.178]
交差項1（診断×ADL合計得点）			-0.309 [0.426]				-0.452* [0.239]	
交差項2（中核・周辺症状の数×ADL合計得点）				-0.021 [0.052]				-0.088*** [0.029]
コントロール変数	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
自由度調整済み決定係数	0.246	0.278	0.244	0.274	0.301	0.32	0.306	0.333
標本数	198	188	198	188	540	532	540	532

注：筆者ら作成。注1：***, **, *はそれぞれ、1%、5%、10%水準で有意であることを示す。注2：被説明変数は、すべて介護負担感を表すJ-ZBIを用いる。注3：OLSに基づき、推定を行う。注4：[]内はロバスト標準誤差を示している。

1999年版判定ソフトは、介護保険が導入される初版の要介護認定基準一次判定ソフトであり、認知症高齢者が低く評価され認定ランクが低く判定されることや、在宅の介護の状況を十分に反映していないという問題があると指摘されている。このことから、本稿は2003年のデータであるため、主介護者が利用できるフォーマルケアの量が過小に判定される可能性がある。そして、そのことが、フォーマルケアを通じて、主介護者の介護負担を緩和する機能としてうまく働かない結果になっているということが考えられる。厚生労働省(2015)によると、認知症の種類が多様であり、種類ごとに出る症状も異なっている。しかし、認知症の原因別のケアガイドラインはまだ整備されていないため、今後認知症高齢者を認定する際に、認知症の診断とその原因疾患の特定も考慮に入れる必要がある。また、2003年以降、一次判定ソフトの項目変更や認知症高齢者の状況を加味した修正が行われて、より正確に認知症高齢者の認定ランクを判定する変化もみられる。ただ、約16年前のデータであることで、認定基準の変化により、フォーマルケアの結果が現状よりも過大に推定されている可能性があるため、今後直近の個票データを用いて認知症介護の影響を検討する必要があると言える。

本稿の問題点としては、次の2点があげられる。第1に、データの代表性が問われる。本稿で用いる東京・秋田調査は、都市を代表とする葛飾区と農村を代表とする大館市・田代町を調査対象にしているため、ランダム・サンプリングではない。第2に、施設入居者と在宅の要介護者の間に異なる属性を持っている可能性が高い。東京・秋田調査は第2Waveから死亡・入所票を追加し、施設に入所している要介護者の属性の一部を把握できる。ここで第2Waveのデータを用いて、両地域の施設と在宅の要介護者の要介護度を比べてみると、ともに施設の方が有意に高くなっていることが分かる。要介護認定を実施する際に、高齢者の

認知状況も考慮に入れているため、重度の要介護者は認知症の発症リスクが高いと考えられる。仮により認知症の重い個人は施設入所している可能性が高いのであれば、現在の結果は比較的軽度の認知症患者に対するケアの提供に注目しており、認知症の家族介護負担を過小に推定している可能性があると言える⁹⁾。

謝辞

〔二次分析〕に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「日米LTCI研究会東京・秋田調査Wave1-3, 2003-2007」(日米LTCI研究会)の個票データの提供を受けた。本稿は科学研究費助成事業基盤研究B(No.16H03607)の助成を受けたものである。また本稿は、医療経済学会第13回研究大会で小椋正立先生(法政大学)、花岡智恵先生(東洋大学)から有益なコメントをいただいた。そして、慶應義塾経済学会のワークショップで大垣昌夫先生(慶應義塾大学)、コリン・マッケンジー先生(慶應義塾大学)、井深陽子先生(慶應義塾大学)から貴重なコメントをいただいた。また、吉田浩先生(東北大学)には論文の細部にわたり貴重な助言をいただいた。さらに2名の匿名レフェリーからも有益なコメントをいただき、記して感謝の意を申し上げたい。ただし、本論文の誤りについては、すべて筆者らの責任である。

参考文献

- Arai, Y., Kudo, K., Hosokawa, T., Washio, M., Miura, H., and Hisamachi, S. (1997) "Reliability and Validity of the Japanese Version of the Zarit Caregiver Burden Interview," *Psychiatry Clinical Neurosciences*, 51, pp.281-287.
- Bauer, J.M., and Sousa-Poza, A. (2015) "Impacts of Informal Caregiving on Caregiver Employment, Health and Family," *Population Ageing*, 8, pp.113-145.
- Coe, N.B., and Van Houtven, C.H. (2009) "Caring for Mom and Neglecting Yourself? the Health Effects of

⁹⁾ ADL合計得点と認知症の程度に正の関係があり、両方が深刻な個人が施設に入居するという傾向があるのであれば、在宅介護者においては、ADL合計得点の増加とともに認知症の重症度は減少していくことが予想され、認知症×ADL合計得点の交差項の結果の解釈も、本文中の説明と異なった理由から生じる可能性がある。

- Caring for An Elderly Parent,” Health Economics, 18 (9), pp.991-1010.
- Do, Y., Norton, E.C., Stearns, S., and Van Houtven, C.H. (2015) “Informal Care and Caregiver’s Health,” Health Economics, 24(2), pp.224-237.
- Heger, D. (2017) “the Mental Health of Children Providing Care to Their Elderly Parent,” Health Economics, 26, pp.1617-1629.
- Niimi, Y. (2016) “the ‘Costs’ of Informal Care: An Analysis of the Impact of Elderly Care on Caregivers’ Subjective Well-being in Japan,” Review of Economics of the Household, Vol.14, Issue 4, pp.779-810.
- Oshio, T., and Usui, E. (2018) “How Does Informal Caregiving Affect Daughters’ Employment and Mental Health in Japan?” Journal of the Japanese and International Economies, 49, pp.1-7.
- Pena-Longobardo, L.M., and Oliva-Moreno, J. (2015) “Economic Valuation and Determinants of Informal Care to People with Alzheimer’s Disease,” the European Journal of Health Economics, 16, pp.507-515.
- Sekita, A., Ninomiya, T., Tanizaki, Y., Doi, Y., Hata, J., Yonemoto, K., Arima, H., Sasaki, K., Lida, M., Iwaki, T., Kanaba, S., and Kiyohara, Y. (2010) “Trends in Prevalence of Alzheimer’s Disease and Vascular Dementia in a Japanese Community: the Hisayama Study,” Acta Psychiatrica Scandinavica, 122, pp.319-325.
- Suzuki, W., Ogura, S., and Izumida, N. (2008) “Burden of Family Care-Givers and the Rationing in the Long-Term Care Insurance Benefits of Japan,” the Singapore Economic Review, Vol.53, No.1, pp.121-144.
- Van Houtven, C.H., and Norton, E.C. (2004) “Informal Care and Health Care Use of Older Adults,” Journal of Health Economics, 23, pp.1159-1180.
- Wakabayashi, M., and Kureishi, W. (2018) “Differences in the Effects of Informal Family Caregiving on Health and Life Satisfaction between Wives and Husbands as Caregivers,” Review of Development Economics, 22, pp.1063-1080.
- Zarit, S.H., Reever, K.E., and Bach-Peterson, J. (1980) “Relatives of the Impaired Elderly: Correlates of Feelings of Burden,” Gerontologist, 20, pp.649-655.
- Zhu, C.W., Moore, M.J., and Clipp, E.C. (2003) “Dementia Problem Behavior and the Production of Informal Caregiving Services,” Review of Economics and the Household, 1, pp.59-76.
- 岸田研作・谷垣静子 (2007) 「在宅サービス何が足りないのか？－家族介護者の介護負担感の分析－」『医

付表1 Zarit介護負担尺度日本語版の質問項目

1.〇〇さんは、必要以上に世話を求めてくと思いますか
2.介護のために自分の時間が十分に取れないと思いますか
3.介護のほかに、家事や仕事などもこなしていかなければならず、「ストレスだな」と思うことがありますか
4.〇〇さんの行動に対し、困ってしまうと思うことがありますか
5.〇〇さんのそばにいると腹が立ちますか
6.介護があるので家族や友人と付き合いづらくなっていると思いますか
7.〇〇さんが将来どうなるのか不安になることがありますか
8.〇〇さんは、あなたに頼り切っていると思いますか
9.〇〇さんのそばにいると気が休まらないと思いますか
10.介護のために体調を崩したと思ったことがありますか
11.介護があるので自分のプライバシーを保つことができないと思いますか
12.介護があるので自分の社会参加の機会が減ったと思うことがありますか
13.〇〇さんが家にいるので友だちを自宅に呼びたくても呼べないと思ったことがありますか
14.〇〇さんは「あなただけが頼り」という風に見えますか
15.今の暮らしを考えれば、介護にかかる金銭的な余裕はないなあと思うことがありますか
16.介護にこれ以上の時間をさけないと思うことがありますか
17.介護が始まって以来、自分の思いどおりの生活ができなくなったと思うことがありますか
18.介護を誰かにまかせてしまいたいと思うことがありますか
19.〇〇さんに対して、どうしてよいか分からないと思うことがありますか
20.自分は今以上にもっと頑張って介護するべきだと思うことがありますか
21.自分は今よりもっと介護できるのになあと思うことがありますか
22.全体を通してみると、介護することはどれくらい自分の負担になっていると思いますか

注1：日米LTCI研究会東京・秋田調査Wave1の調査票（B票）より、筆者ら作成。注2：質問22の答えの候補は、各選択肢「全く負担ではない」（0点）、「多少負担に思う」（1点）、「世間並みの負担だと思う」（2点）、「かなり負担だと思う」（3点）、「非常に大きな負担だと思う」（4点）のように設定される。

療経済研究』, Vol.19, No.1, pp.21-35。
 岸田研作 (2014) 「介護が就業, 収入, 余暇時間に与える影響 - 介護の内生性および種類を考慮した分析 -」『医療経済研究』, Vol.26, No.1, pp.43-57。
 厚生労働省「国民生活基礎調査の概況」各年版。
 ———「自殺の統計: 各年の状況」, https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/hukushi_kaigo/shougaihashukushi/jisatsu/jisatsu_year.html (2019年4月19日 最終確認)。
 ——— (2015) 「2015年の高齢者介護～高齢者の尊厳を支えるケアの確立に向けて～」, <https://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/kentou/15kourei/3c.html> (2019年9月19日 最終確認)。
 三宅文枝・巻幡洋平・山岡喜美子・國定美香・石田博

嗣・影山佳奈・住居広士 (2011) 「要介護認定基準の変更と影響の同期検証 - 2009年10月版と2006年版一次判定の較差 -」『人間と科学: 県立広島大学保健福祉学部誌』, 11 (1), pp.125-136。
 総務省 (2003) 「住民基本台帳に基づく人口, 人口動態及び世帯数調査」, https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?page=1&layout=datalist&toukei=00200241&tstat=000001039591&cycle=7&year=20030&month=0&tclass1=000001039601&result_back=1&second=1 (2019年4月19日 最終確認)。
 二宮利治 (2015) 「日本における認知症の高齢者人口の将来推計に関する研究」(平成26年度厚生労働科学研究費補助金特別研究事業) <https://mhlw-grants.niph.go.jp/niph/search/NIDD00.do?resrchNum=201405037A>

付表2 すべての説明変数の定義

説明変数	定義
認知症介護 (診断) ダミー	要介護者は専門家により認知症と診断された場合は1, 該当しない場合は0。
認知症介護 (認知症中核・周辺症状数)	要介護者が該当している認知症の中核・周辺症状の数
認知症介護 (認知症の中核症状数)	要介護者が該当している認知症の中核症状の数
認知症介護 (認知症の周辺症状数)	要介護者が該当している認知症の周辺症状の数
ADL合計得点	要介護者の「入浴」, 「階段昇降」, 「着替え」, 「歩行」, 「室内移動」, 「食事」, 「トイレ」, 「整容」, 「排尿」, 「排便」の10項目の日常生活動作の合計得点を表す。具体的に, 自立できる (1点), 一部介助 (2点), 全面介助が必要である (3点)。合計得点が高ければ, 身体能力が低い。
交差項1	認知症介護 (診断) ダミー × ADL合計得点
交差項2	認知症介護 (認知症中核・周辺症状数) × ADL合計得点
交差項3	認知症介護 (認知症中核) × ADL合計得点
交差項4	認知症介護 (周辺症状数) × ADL合計得点
要介護度 (要介護者)	要介護者の要介護度を表す。具体的に, 次のように定義している。要支援 (0), 要介護1 (1), 要介護2 (2), 要介護3 (3), 要介護4 (4), 要介護5 (5)。
疾病の数	下記の疾病のうち, 要介護者が持っている疾病の数 1.脳卒中2.高血圧3.糖尿病4.心臓の病気5.高コレステロール血症6.ガン7.肺気腫8.気管支喘息9.胆嚢炎10.胃潰瘍11.腰痛12.骨折13.骨折以外の骨・関節の病気14.パーキンソン病15.うつ症状・不安障害
ショートステイ利用ダミー	「〇〇さんのお世話のために, ショートステイを利用したことがありますか。」という質問に対して, 「現在利用している」の場合は1, 利用していない場合は0。
主介護者年齢 (階級値)	主介護者の実年齢を5歳刻みでまとめてグループした。具体的に, 1) 50歳未満 (47.5) 2) 50～55歳未満 (52.5) 3) 55～60歳未満 (57.5) 4) 60～65歳未満 (62.5) 5) 65～70歳未満 (67.5) 6) 70～75歳未満 (72.5) 7) 75～80歳未満 (77.5) 8) 80歳以上 (82.5) と定義し, 連続変数として回帰式に投入。
主介護者男性ダミー	主介護者は男であれば, 1の値をとり, 女であれば, 0の値をとる。
要介護者との同居ダミー	主介護者は要介護者と同居している場合, 当該変数は1の値をとり, 別居している場合, 当該変数は0の値をとる。
家族不協力量ダミー	「介護をする上で, 家族の協力を得ることはどのくらい難しいですか。」という質問に対して, 「とても難しいと感じる」, または「多少は難しいと感じる」と回答している場合は1, 難しくないと感じる場合は0。
要介護者との関係 (悪) ダミー	「〇〇さんとの関係は, うまくいっていると思いますか」という質問に対して, 「あまりうまくいっていない」, または「全くうまくいっていない」の場合は1, 「うまくいっている」の場合は0。
要介護者との同居者数	要介護者と同居している家族の人数
毎月のやりくり状況ダミー	毎月のやりくり状況について, 「ゆとりがある」, または「ややゆとりがある」と回答している場合は1, 「苦しい」の場合は0。
葛飾区ダミー	回答者は葛飾区に在住している場合は1, 大館・田代に在住している場合は0。

出典: 2003年「日米LTCI研究会東京・秋田調査」より, 筆者ら作成。

(2019年4月19日 最終確認)。
 博野信次・小林広子・森悦朗(1998)「認知症患者の介護者の負担—日本版Zarit Caregiver Burden Interviewによる検討」『脳と神経』, 50 (6), pp.561-567。
 松川フレディ(2002)『ここまでわかったボケる人ボケない人』, 集英社文庫。

(ちん・ほうめい)
 (わかばやし・みどり)

付表3 推定結果の頑健性

	中核症状	周辺症状	中核症状 (交差項)	周辺症状 (交差項)
	3-1	3-2	3-3	3-4
認知症介護(中核症状)	1.780*** [0.310]		4.252*** [0.850]	
認知症介護(周辺症状)		2.842*** [0.389]		4.782*** [1.104]
ADL合計得点	0.244* [0.133]	0.245* [0.129]	0.497*** [0.150]	0.363*** [0.140]
交差項3(中核症状×ADL合計得点)			-0.120*** [0.039]	
交差項4(周辺症状×ADL合計得点)				-0.096* [0.053]
要介護度(要介護者)	0.320 [0.637]	0.411 [0.618]	0.124 [0.632]	0.287 [0.620]
疾病の数	0.965** [0.434]	0.875** [0.443]	1.051** [0.433]	0.959** [0.447]
ショートステイ利用ダミー	7.045*** [1.527]	6.736*** [1.440]	7.118*** [1.519]	6.645*** [1.439]
主介護者年齢(階級値)	0.049 [0.056]	0.095* [0.055]	0.047 [0.056]	0.094* [0.055]
主介護者男性ダミー	-1.719 [1.359]	-1.751 [1.343]	-1.635 [1.355]	-1.816 [1.342]
要介護者との同居ダミー	7.303*** [2.496]	6.558*** [2.386]	6.996*** [2.486]	6.725*** [2.387]
要介護者との同居者数	-0.605 [0.373]	-0.631* [0.371]	-0.577 [0.374]	-0.657* [0.371]
家族不協力ダミー	5.620*** [1.149]	5.806*** [1.128]	5.782*** [1.140]	5.799*** [1.129]
要介護との関係(悪)ダミー	17.271*** [2.572]	14.965*** [2.480]	17.055*** [2.575]	14.655*** [2.492]
毎月のやりくり状況ダミー	-4.992*** [1.177]	-4.381*** [1.152]	-5.342*** [1.171]	-4.417*** [1.147]
葛飾区ダミー	2.001 [1.222]	2.419** [1.217]	2.210* [1.217]	2.405** [1.220]
定数項	5.189 [4.125]	2.853 [4.078]	1.278 [4.240]	0.950 [4.115]
自由度調整済み決定係数	0.289	0.301	0.298	0.304
標本数	723	733	723	733

注：筆者ら作成。注1：***, **, *はそれぞれ, 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。注2：被説明変数は、すべて介護負担感を表すJ-ZBIを用いる。注3：OLSに基づき、推定を行う。注4：[]内はロバスト標準誤差を示している。

**Will the Family Caregivers' Burden Change According to
the Types of Nursing Care?
A Comparison Between Caregiving for Dementia Patients
and Physically Impaired Older Adults**

Fengming CHEN^{*1} and Midori WAKABAYASHI^{*2}

Abstract

In the past few years, much attention has been paid to dementia care issues. However, due to limited data availability, sufficient evidence is unavailable to support policymaking on the aspect of health economics. In this paper, we use the US-Japan Collaborative Project on Long-term Care Insurance System and Caregiving (2003) data to examine how dementia impacts the burden of caregivers. We find that as compared to providing physical care, dementia care exerts a greater burden on the primary caregivers. Also, caregivers' burden decreases significantly with the deterioration of the elderly's physical health conditions as measured by the total scores of Activities of Daily Living (ADLs). Since Behavioral and Psychological Symptoms of Dementia (BPSD) such as walking around, usually occur in most types of dementia, we need a comprehensive understanding of the attributes of dementia to create appropriate policies to support primary caregivers.

Keywords : Dementia Care, Physical Care, Care Burden, ZBI

^{*1} Assistant Professor, Smart-Aging Research Center, Tohoku University

^{*2} Associate Professor, Graduate School of Economics and Management, Tohoku University

動向

平成29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、2019年8月2日に「平成29年度社会保障費用統計」を公表した。2017年度の「社会支出」総額は124兆1,837億円、対前年度増加額は1兆9,722億円で過去最高となったが、対国内総生産比は0.08%ポイント低下した。「社会保障給付費」総額は120兆2,443億円で、対国内総生産比は0.09%ポイント低下した。

社会支出を政策分野別にみると、最も大きいのは「高齢」で56兆9,399億円、次いで「保健」の41兆8,713億円であり、この2分野で総額の約8割（79.6%）を占め、社会支出の伸びを牽引している。

社会保障給付費を「医療」、「年金」、「福祉その他」に3分類すると、「医療」は39兆4,195億円で総額に占める割合は32.8%、「年金」は54兆8,349億円で同45.6%、「福祉その他」は25兆9,898億円で同21.6%となった。社会保障給付費に対応する、社会保険料や公費による負担などの「社会保障財源」は、総額141兆5,693億円で、前年度に比べ5兆441億円増となった。大項目別構成割合をみると、「社会保険料」が50.0%、「公費負担」が35.3%、「他の収入」が14.7%であった。

キーワード：社会支出、社会保障給付費、社会保障財源、OECD、ILO

社会保障研究 2019, vol. 4, no. 3, pp.387-402.

I はじめに

社会保障費用とは、社会支出（OECD基準）と社会保障給付費（ILO基準）の総称である。社会支出は、社会保障給付費に加え、直接個人に帰着しない支出も集計範囲に含む。社会支出のデータはOECDにおいて定期的に更新・公表されており、国際比較の観点から重要な指標となっている

（なお、国際比較では2015年度のを公表している（後述））。他方、社会保障給付費は1950年以降について利用可能で、長期時系列推移をみるに適しており、国内の政策議論の基礎として長年利用されている。

国立社会保障・人口問題研究所（以下「研究所」という。）は、2019年8月2日に「平成29年度社会保障費用統計」を公表した¹⁾。本稿は、「平成29年度社会保障費用統計」について、まず概要について

* 新俊彦（企画部長）、竹沢純子（企画部 第3室長）、渡辺久里子（同 研究員）、黒田有志弥（社会保障基礎理論研究部 第2室長）

¹⁾ 国立社会保障・人口問題研究所（2019）参照。同内容は研究所ホームページおよび政府統計の総合窓口（e-Stat）に全文掲載している。

説明し(Ⅱ)、続いて今年度の主な変更点とそれに伴う過去の集計結果の数値の変更等について解説する(Ⅲ)。

Ⅱ 2017年度集計結果の概要と解説

本節では、まず社会支出および社会保障給付費の総額の動向、次に政策分野別社会支出、部門別社会保障給付費、機能別社会保障給付費の動向、最後に社会保障財源の動向について解説する。

1 社会保障費用(社会支出, 社会保障給付費)の総額—過去最高額を更新

(1) 社会支出(表1, 表2, 表3)

2017年度の社会支出の総額は124兆1,837億円、対前年度伸び率は1.6%(2016年度は1.2%)、対国内総生産比は22.69%(2016年度は22.77%)であった。また、2017年度の国民1人当たりの社会支出は98万100円であり、1世帯当たりでは242万4,500円であった。社会支出の総額は1980年の集計開始以来最高額であるが、対国内総生産比は0.08ポイント低下した。

表1 社会保障費用の総額

社会保障費用	2016年度	2017年度	対前年度比	
			増加額	伸び率
	億円	億円	億円	%
社会支出	1,222,115	1,241,837	19,722	1.6
社会保障給付費	1,184,089	1,202,443	18,353	1.6

注：社会支出には、社会保障給付費に加えて、施設設備費等の個人に帰着しない支出も集計範囲に含む。詳しくは国立社会保障・人口問題研究所(2019)56-67頁参照。

表2 社会保障費用の対国内総生産比および対国民所得比

社会保障費用	2016年度	2017年度	対前年度増加分
	%	%	%ポイント
社会支出			
対国内総生産比	22.77	22.69	△0.08
対国民所得比	31.24	30.72	△0.52
社会保障給付費			
対国内総生産比	22.06	21.97	△0.09
対国民所得比	30.27	29.75	△0.52

資料：国内総生産および国民所得は、内閣府「平成29年度国民経済計算年報」による。

表3 1人および1世帯当たり社会保障費用

社会保障費用	2016年度	2017年度	対前年度比	
			増加額	伸び率
	千円	千円	千円	%
社会支出				
1人当たり	962.8	980.1	17.3	1.8
1世帯当たり	2,377.3	2,424.5	47.2	2.0
社会保障給付費				
1人当たり	932.8	949.0	16.2	1.7
1世帯当たり	2,303.4	2,347.6	44.3	1.9

注：1世帯当たり社会支出=平均世帯人員×1人当たり社会支出によって算出した。1世帯当たり社会保障給付費も同様の方法による。

資料：人口は、総務省統計局「人口推計—平成29年10月1日現在」、平均世帯人員は、厚生労働省「平成29年国民生活基礎調査」による。

(2) 社会保障給付費(表1, 表2, 表3)

2017年度の社会保障給付費の総額は120兆2,443億円, 対前年度伸び率は1.6%(2016年度は1.3%), 対国内総生産比は21.97%(2016年度22.06%)であった。また, 2017年度の国民1人当たりの社会保障給付費は94万9,000円であり, 1世帯当たりでは234万7,600円であった。社会保障給付費の総額は1950年の集計開始以来最高額であり, 2017年度に初めて120兆円を超えたが, 対国内総生産比は0.09%ポイント低下した。

2 政策分野別社会支出—「高齢」と「保健」で約8割を占める(表4)

(1) 社会支出の動向

2017年度の社会支出を政策分野別にみると, 「高齢」が最も多く(構成割合は45.9%。以下同じ。), 次いで「保健」(33.7%), 「家族」(7.0%), 「遺族」(5.3%), 「障害, 業務災害, 傷病」(4.7%),

「他の政策分野」(1.6%), 「失業」(0.7%), 「積極的労働市場政策」(0.7%), 「住宅」(0.5%)の順となっている。「高齢」と「保健」の2分野で総額の約8割(79.6%)を占めている。前年度と比較して, 構成割合に大きな変動はなかった。

2017年度の政策分野別社会支出の対前年度伸び率でみると, 「家族」「積極的労働市場政策」「障害, 業務災害, 傷病」「保健」「高齢」「住宅」が増加している一方で, 「他の政策分野」「失業」「遺族」は減少している。2017年度の特徴は, 「家族」の伸びが比較的大きいことである。その要因としては, 子ども・子育て関連施策の拡充(子どものための教育・保育給付費負担金の増加(3,422億円増)等)が挙げられる。

(2) 社会支出の国際比較(表5, 図1)

表5および図1は, 日本を含めた主要6か国の政策分野別の社会支出の対国内総生産比である。出

表4 政策分野別社会支出

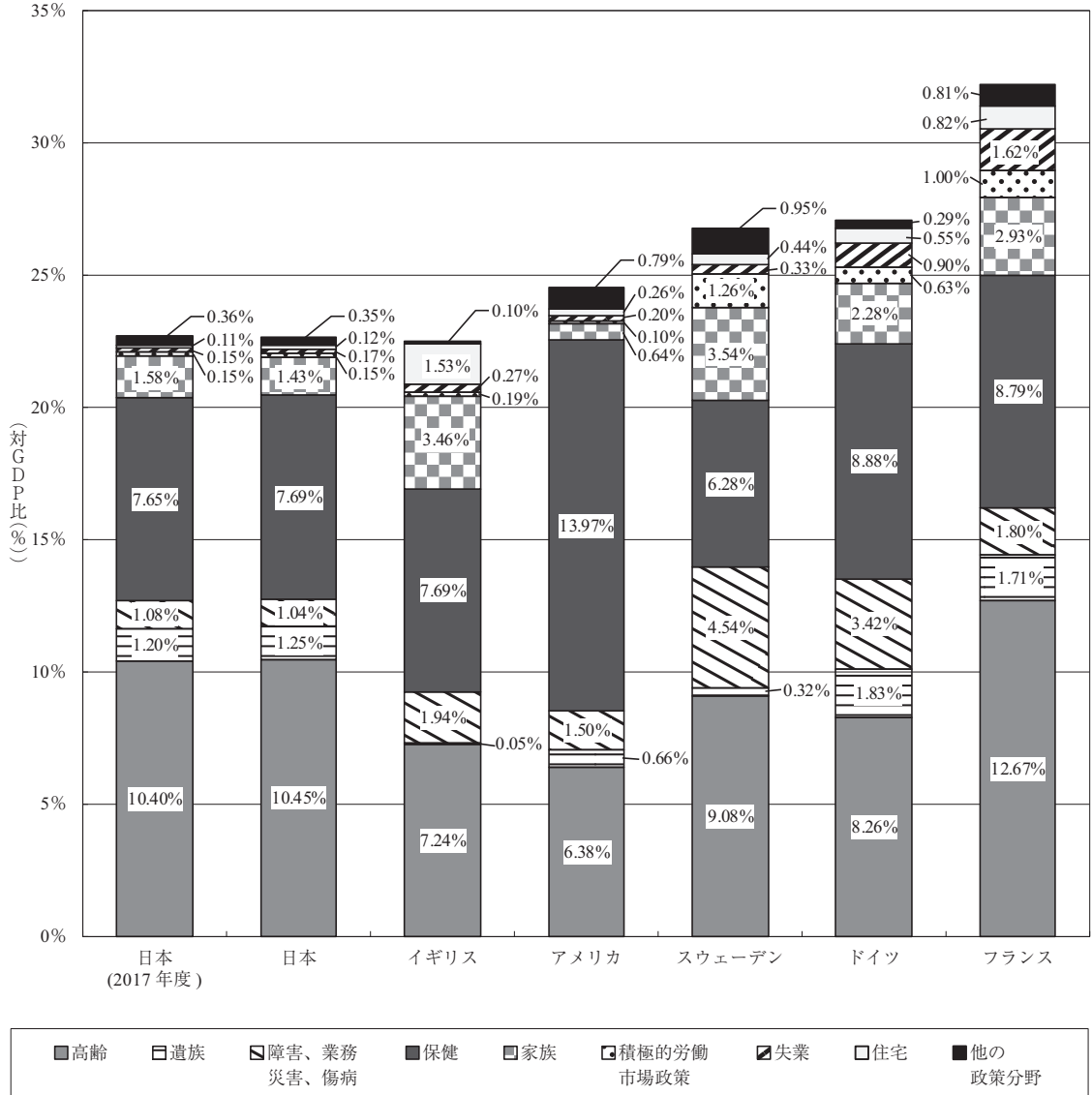
社会支出	2016年度	2017年度	対前年度比	
			増加額	伸び率
	億円	億円	億円	%
合計	1,222,115 (100.0)	1,241,837 (100.0)	19,722	1.6
高齢	560,869 (45.9)	569,399 (45.9)	8,530	1.5
遺族	65,791 (5.4)	65,616 (5.3)	△175	△0.3
障害, 業務災害, 傷病	56,980 (4.7)	58,923 (4.7)	1,943	3.4
保健	411,699 (33.7)	418,713 (33.7)	7,015	1.7
家族	80,718 (6.6)	86,601 (7.0)	5,882	7.3
積極的労働市場政策	7,841 (0.6)	8,141 (0.7)	300	3.8
失業	8,649 (0.7)	8,430 (0.7)	△219	△2.5
住宅	6,093 (0.5)	6,131 (0.5)	38	0.6
他の政策分野	23,475 (1.9)	19,881 (1.6)	△3,593	△15.3

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(2019)56-67頁を参照。

所の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²⁾まですべての国について一斉に更新され、直近では2018年度に2015年度まで更

新された。社会支出の対国内総生産比を諸外国と比較すると、2015年度時点で日本はイギリスと同水準にあるが、フランス、ドイツ、スウェーデン、



注：表5注参照。

資料：諸外国の社会支出は、OECD Social Expenditure Database (<http://www.oecd.org/els/social/expenditure>) (令和元年5月24日時点)、国内総生産・国民所得については、日本は内閣府「平成29年度国民経済計算年報」、諸外国はOECD Annual National Accounts Database (令和元年5月24日時点)による。

出所：上記資料より国立社会保障・人口問題研究所が作成。

図1 政策分野別社会支出の国際比較 (2015年度)

²⁾ t-3年度の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。

アメリカと比較すると小さくなっている。

アメリカでは、2014年に施行されたPatient Protection and Affordable Care Act（以下「オバマケア」という。）により、2014年度からOECD「保健」の支出が大幅に増加した。その結果、アメリカの2014年度および2015年度の社会支出の対国内総生産比は、日本、イギリスのそれを上回った。アメ

リカは社会支出の対国内総生産比が、イギリスを上回ったのは1980年度以降で2014年度が初めて、日本を上回ったのは、1998年度以来16年ぶりである。

オバマケアは、個人が民間の医療保険を購入する従来の枠組みを維持した上で、保険会社に対しては供給する保険についてある程度の規制を課

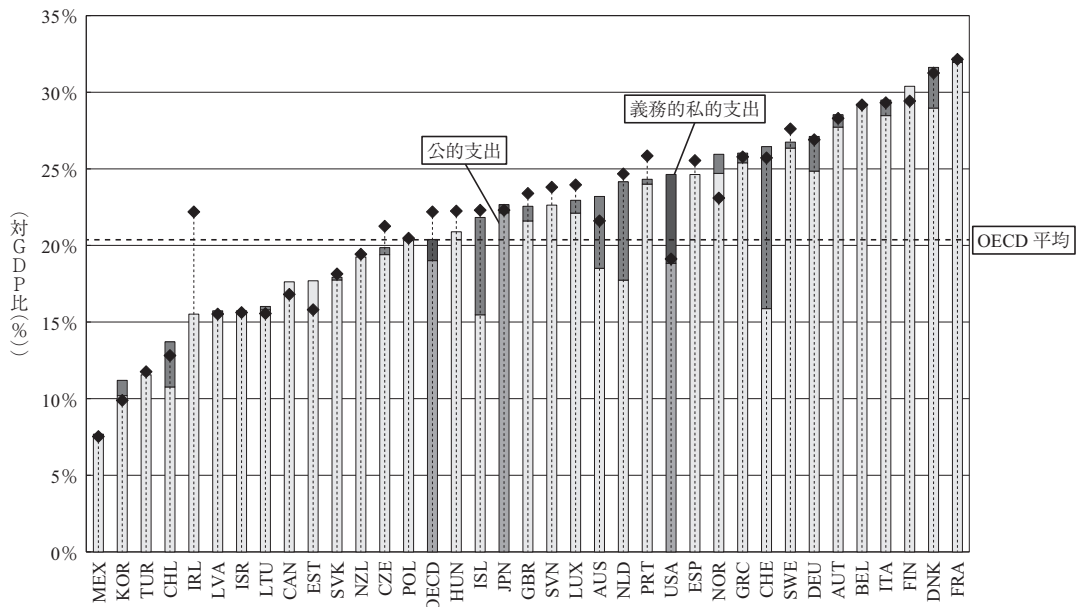
表5 社会支出の国際比較（2015年度）

社会支出	日本 (2017年度)	日本	イギリス	アメリカ	スウェーデン	ドイツ	フランス
社会支出							
対国内総生産比	22.69%	22.66%	22.47%	24.50%	26.74%	27.04%	32.16%
(参考) 対国民所得比	30.72%	30.96%	30.67%	30.61%	41.49%	36.20%	45.10%

注：アメリカについては、2014年にいわゆるオバマケア（Patient Protection and Affordable Care Act）が施行され、個人に対し医療保険への加入が原則義務化されたことに伴い、これまで任意私的支出（Voluntary Private Expenditure）とされてきた民間の医療保険支出が、義務私的支出（Mandatory Private Expenditure）として社会支出に計上されることになった。そのため、「平成28年度社会保障費用統計」公表時における2015年度のアメリカの対GDP比社会支出（19.12%）から数値が大きく増加している。

資料：諸外国の社会支出は、OECD Social Expenditure Database (<http://www.oecd.org/els/social/expenditure>)（令和元年5月24日時点）、国内総生産・国民所得については、日本は内閣府「平成29年度国民経済計算年報」、諸外国はOECD Annual National Accounts Database（令和元年5月24日時点）による。

出所：上記資料より国立社会保障・人口問題研究所が作成。



□ 公的支出(2015年度) ■ 義務私的支出(2015年度) ◆ 社会支出(公的支出+義務私的支出)(2013年度)

注：社会支出は、公的支出と義務私的支出の合計である。

出所：OECD Social Expenditure Database（令和元年6月26日時点）を基に、国立社会保障・人口問題研究所が作成。

図2 OECD加盟国における社会支出の比較

し、医療保険を購入しない個人に対しては罰金を科すことにより、医療保険でカバーされる範囲を拡大することなどを目的とした制度である。そのため、同制度は、個人に対して医療保険への加入（購入）を強制するとともに、民間保険会社に対して医療給付の内容等を規制するものであるとされ、従来、私的な医療保険とされてきたものの大部分が、義務的私的な支出と評価されることとなった。その結果、2014年度以降、アメリカの社会支出は大幅に増加することとなり、対国内総生産比も日本のそれを上回ったのである。

ただ、図2に示すように、日本の社会支出の対国内総生産比は、OECD加盟国の平均を上回っており、また、アメリカと比較しても、公的支出に限れば、その対国内総生産比は上回っている。

3 部門別社会保障給付費—「医療」「年金」は昨年度よりも高い伸び率（表6）

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」に分けているものである。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。

2017年度の社会保障給付費を部門別にみると、

「医療」が39兆4,195億円（構成割合は32.8%。以下同じ。）、「年金」が54兆8,349億円（45.6%）、「福祉その他」が25兆9,898億円（21.6%）であり、近年、「福祉その他」の構成割合が徐々に増加傾向にある。

2017年度の部門別社会保障給付費について対前年度伸び率でみると、「医療」は1.6%増、「年金」は0.8%増、「福祉その他」は3.1%増であった。「医療」および「年金」の伸び率については、低い水準であった昨年度と比較して、若干増加した。また、「福祉その他」のうち「介護対策」の伸びは4.1%であり、2001年度以降で最も低い伸びであった昨年度（2.1%）と比較して、増加した。

（1）医療

2017年度の「医療」は、全体として6,068億円増加し、2016年度における伸び（0.7%増）と比較して高い伸び（1.6%増）となった。2017年度は診療報酬の改定はなかったため、「医療」全体の伸びの要因としては、1日当たりの医療費の増加等が要因と考えられる³⁾。

制度別にみると、「医療」の増加に最も寄与したのは、後期高齢者医療制度（5,787億円増）、次いで全国健康保険協会管掌健康保険（以下「協会け

表6 部門別社会保障給付費

社会保障給付費	2016年度	2017年度	対前年度比	
			増加額	伸び率
	億円	億円	億円	%
計	1,184,089 (100.0)	1,202,443 (100.0)	18,353	1.6
医療	388,128 (32.8)	394,195 (32.8)	6,068	1.6
年金	543,800 (45.9)	548,349 (45.6)	4,550	0.8
福祉その他	252,162 (21.3)	259,898 (21.6)	7,736	3.1
介護対策（再掲）	97,063 (8.2)	101,016 (8.4)	3,953	4.1

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（2019）27頁、51頁を参照。

³⁾ 厚生労働省保険局「平成29年度医療費の動向」参照。ただし、「医療費の動向」における「医療」と部門別「医療」とは含まれる給付の種類に違いがあることに留意する必要がある。

んば」という。) (2,329億円増) である。

「医療」の伸びに最も寄与した後期高齢者医療制度の給付は、対前年度比で4.1%の増加となった。被保険者数の増加(対前年度比3.1%増⁴⁾、および、被保険者1人当たり医療費の増加(対前年度比1.1%増⁵⁾)が影響したと考えられる。協会けんぽの給付費の増加(対前年度比4.3%増)は、医療費そのものの増加と制度加入者数の増加⁶⁾によるものと考えられる。

他方、国民健康保険の給付は、対前年度比で2.6%の減少となった。1人当たり医療費は対前年度比2.4%増加したが⁷⁾、被保険者数が減少した(対前年度比4.4%減⁸⁾)ことにより伸びが抑えられたものと考えられる。

(2) 年金

2017年度の「年金」は、全体で4,550億円増加し、対前年度比0.8%増となった。これは、1964年度の「年金」区分の集計開始以降、四番目に低い伸びである。「年金」の増加の伸びが低く抑えられた要因としては、2017年度は、年金額が0.1%のマイナス改定であったこと、男性および共済組合等の女性において、老齢厚生年金の報酬比例部分の支給開始年齢が2016年度から62歳に引き上げられ、2017年度にその影響が満年度化したことによるものと考えられる。

制度ごとにもみると、厚生年金基金(2,276億円減)等で減少したが、国民年金(6,398億円増)、厚生年金保険(1,754億円増)等で増加したため「年金」全体として増加している。厚生年金基金の減

少は、厚生年金基金の解散により厚生年金基金数が減少した⁹⁾ためである。

(3) 福祉その他

2017年度の「福祉その他」は、介護保険、社会福祉の増加が影響して、全体として7,736億円増(対前年度比3.1%増)となった。

「福祉その他」の中で再掲している「介護対策」¹⁰⁾は、初めて10兆円を超えた。その増加は、うち99.0%(2017年度)を占める介護保険が増加したためである(3,898億円増、対前年度比4.1%増)。介護保険の伸びは、介護報酬の改定(改定率1.14%)、介護保険の要介護(要支援)認定者数の増加¹¹⁾等が要因と考えられる。

社会福祉は、全体で2,505億円の増加(対前年度比4.5%増)となった。これは主として、子どものための教育・保育給付費負担金の増加(3,422億円増)、臨時福祉給付金給付事業費補助金の増加(1,756億円増)等によるが、他方で、年金生活者等支援臨時福祉給付金の廃止による年金生活者等支援臨時福祉給付金給付事業費補助金の減少(3,849億円減)などにより、全体としては、2016年度の対前年度増加率(19.3%)よりも低い伸びとなった。

4 機能別社会保障給付費—「家族」が比較的大きな伸び(表7)

機能別社会保障給付費は、社会保障給付費を「高齢」「遺族」「障害」「労働災害」「保健医療」「家族」「失業」「住宅」「生活保護その他」の9つのり

⁴⁾ 厚生労働省保険局「平成29年度後期高齢者医療事業状況報告」。

⁵⁾ 前掲注4) 報告書参照。

⁶⁾ 協会けんぽにおける医療費は、2018年3月における対前年同期比で5.75%の増加、制度加入者数は、同2.25%の増加となっている(厚生労働省保険局「<月次報告(速報)>全国健康保険協会管掌健康保険(一般被保険者分)平成29年度」)。

⁷⁾ 厚生労働省保険局「平成29年度国民健康保険事業年報」。

⁸⁾ 前掲注7) 報告書参照。

⁹⁾ 厚生年金基金は、2016年度末には110基金であったものが2017年度末には36基金に減少している(厚生労働省年金局「厚生年金基金の財政状況等(2013(平成25)年度~2017(平成29)年度)」)。

¹⁰⁾ 「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および介護休業給付が含まれる。

¹¹⁾ 2018年3月における対前年同期比で、1.5%の増加となっている(厚生労働省老健局「介護保険事業状況報告(暫定)平成30年3月分」および同「平成28年度 介護保険事業状況報告」)。

表7 機能別社会保障給付費

社会保障給付費	2016年度	2017年度	対前年度比	
			増加額	伸び率
	億円	億円	億円	%
計	1,184,089 (100.0)	1,202,443 (100.0)	18,353	1.6
高齢	556,837 (47.0)	565,211 (47.0)	8,373	1.5
遺族	65,700 (5.5)	65,513 (5.4)	△188	△0.3
障害	44,106 (3.7)	45,622 (3.8)	1,516	3.4
労働災害	9,074 (0.8)	9,076 (0.8)	2	0.0
保健医療	371,248 (31.4)	377,436 (31.4)	6,188	1.7
家族	76,283 (6.4)	82,626 (6.9)	6,343	8.3
失業	14,167 (1.2)	13,999 (1.2)	△168	△1.2
住宅	6,037 (0.5)	6,082 (0.5)	45	0.7
生活保護その他	40,637 (3.4)	36,878 (3.1)	△3,758	△9.2

注1：() 内は構成割合である。

2：機能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（2019）71-73頁を参照。

スクあるいはニーズに分類したものである¹²⁾。

2017年度の社会保障給付費を機能別にみると、「高齢」が全体の47.0%で最も大きく、次いで「保健医療」が31.4%であり、この2項目で78.4%を占めている。これ以外では、構成割合の高い順に「家族」(6.9%)、「遺族」(5.4%)、「障害」(3.8%)、「生活保護その他」(3.1%)、「失業」(1.2%)、「労働災害」(0.8%)、「住宅」(0.5%)の順となっており、構成割合は2016年度と大きな違いはなかった。

対前年度伸び率でみると、「家族」(対前年度比8.3%増)が比較的大きく伸びている。その主たる要因としては、(前述の社会福祉の増加要因と同様)子どものための教育・保育給付費負担金の増加(3,422億円増)など、子ども・子育て関連施策の拡充が挙げられる。

他方で、「生活保護その他」は減少しているが

(対前年度比9.2%減)、これも前述のように、年金生活者等支援臨時福祉給付金の廃止による年金生活者等支援臨時福祉給付金給付事業費補助金の減少(3,849億円減)等が要因として挙げられる。

5 社会保障財源—「社会保険料」「公費負担」「他の収入」のいずれも増加(表8)

社会保障財源の概念は、社会保障給付費と同じようにILO基準に対応するもので、その総額には、給付費に加えて管理費および施設整備費等の財源も含まれる¹³⁾。

2017年度の社会保障財源は、総額で141兆5,693億円となり、前年度に比べて5兆441億円増加した(対前年度比3.7%増)。社会保障財源の総額は、資産収入の変動によって増減を繰り返しているが、2017年度も資産収入が比較的大きく増加したため、前年度の増加率(8.9%)よりは低かったも

¹²⁾ 各項目に含まれる制度については、国立社会保障・人口問題研究所（2019）71-73頁参照。

表8 項目別社会保障財源

社会保障財源	2016年度	2017年度	対前年度比	
			増加額	伸び率
	億円	億円	億円	%
計	1,365,252 (100.0)	1,415,693 (100.0)	50,441	3.7
社会保険料	688,926 (50.5)	707,979 (50.0)	19,053	2.8
被保険者拠出	364,949 (26.7)	373,647 (26.4)	8,698	2.4
事業主拠出	323,977 (23.7)	334,332 (23.6)	10,355	3.2
公費負担	493,504 (36.1)	499,269 (35.3)	5,765	1.2
国庫負担	332,309 (24.3)	333,167 (23.5)	858	0.3
他の公費負担	161,195 (11.8)	166,102 (11.7)	4,907	3.0
他の収入	182,822 (13.4)	208,445 (14.7)	25,623	14.0
資産収入	103,224 (7.6)	141,145 (10.0)	37,921	36.7
その他	79,597 (5.8)	67,300 (4.8)	△12,297	△15.4

注1：()内は構成割合である。

2：公費負担とは「国庫負担」と「他の公費負担」の合計である。「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。ただし、③国の制度等に基づかず地方公共団体が独自に行っている事業については、認可外保育所等の一部の就学前教育・保育に係る事業および公費負担医療給付分が含まれている。

3：「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を含む。

の、全体として3.7%の増加となった。

社会保障財源の大項目別構成割合をみると、「社会保険料」が50.0%、「公費負担」が35.3%、「他の収入」が14.7%であった。また、社会保障財源の小項目別構成割合は、「被保険者拠出」が最も多く(26.4%)、次いで「事業主拠出」(23.6%)、「国庫負担」(23.5%)、「他の公費負担」(11.7%)、「資産収入」(10.0%)、「その他」(4.8%)の順と

なっている。前年度と比較して資産収入の割合が増加しているが、資産収入を除いた各項目の相対的な構成割合に大きな変化はなかった。

社会保障財源の小項目別に対前年度伸び率をみると、前述のように「資産収入」が大きく増加し(36.7%増)、それ以外の項目も「その他」を除いていずれも2016年度より増加している。

¹³⁾ 財源はILO基準のみであり、社会支出に対応する財源の集計は存在しない。OECDでは別の統計(Revenue Statistics歳入統計)において、各国の税、社会保険料の国際比較データを整備している。ただし、Revenue Statisticsの税には、社会保障に加えて防衛費等のほかの支出へ充当する分も含むため、社会保障に限った財源をみるデータとしては不適當である。将来、OECDが社会支出とRevenue Statisticsを一体化させる形で拡張される可能性があるが、多大な労力がかかるため実現は難しい状況にある(Adema et al. 2011)。他方、欧州諸国に限れば、ESSPROS統計において社会保障の財源データが整備されており、国際比較が可能である。しかしながら、日本は、ESSPROS統計を整備していないため、比較ができない。日本と諸外国の比較可能な財源データの整備が今後の課題であることは、国立社会保障・人口問題研究所(2011)でも指摘しているところである。

(1) 社会保険料

① 被保険者拠出

「被保険者拠出」は、主として厚生年金保険(7,344億円増)、協会けんぽ(2,304億円増)等で増加したことにより、全体として8,698億円の増加、対前年度比2.4%の伸び率となった。

「被保険者拠出」の増加の要因について制度別にみると、厚生年金保険については被保険者数の増加および保険料率の引上げ¹⁴⁾、協会けんぽについては、制度加入者の増加および平均総報酬額の増加¹⁵⁾によるものと考えられる。

他方で、雇用保険の「被保険者拠出」は1,579億円の減少(対前年度比23.0%減)であった。これは雇用保険料率が2017年度に引き下げられたことが要因である。

② 事業主拠出

「事業主拠出」は、厚生年金保険(7,344億円増)、協会けんぽ(2,332億円増)等で増加し、全体として1兆355億円の増加、対前年度増加率3.2%の伸び率となった。厚生年金保険、協会けんぽの保険料は労使折半であるため、「事業主拠出」の増加要因は、「被保険者拠出」の増加の要因と同じである。

なお、雇用保険の「事業主拠出」は、「被保険者拠出」と同様、雇用保険料率の引き下げによって、1,454億円の減少(対前年度比12.1%減)となっている。

(2) 公費負担

公費負担とは、「国庫負担」と「他の公費負担」の合計である。

① 国庫負担

「国庫負担」は、雇用保険などで減少しているものの、厚生年金保険、後期高齢者医療制度、介護保険などで増加しており、全体として858億円の

増加となった。

厚生年金保険の「国庫負担」の増加(2,377億円増、対前年度比2.6%増)は、厚生年金保険の国庫負担の多くは基礎年金拠出金に係るものであるところ、基礎年金等給付費の増加を反映した基礎年金拠出金の増加が要因となっている¹⁶⁾。後期高齢者医療制度および介護保険の国庫負担の増加は、各給付費の増加が要因である。

他方、雇用保険における「国庫負担」の減少(1,054億円減、対前年度比81.2%減)は、国庫負担率が引き下げられたことによる(基本手当の場合、13.75%(本来負担すべき額(1/4)の55%)から2.5%(同10%)に引き下げ)。

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。ただし、③国の制度等に基づかず地方公共団体が独自に行っている事業については、認可外保育所等の一部の就学前教育・保育に係る事業および公費負担医療給付分が含まれている。

2017年度の「他の公費負担」は、国民健康保険で減少したものの(1,312億円減)、社会福祉(2,492億円増)、介護保険(1,616億円増)等で増加した結果、全体で4,907億円の増加(対前年度比3.0%増)となった。

社会福祉の「他の公費負担」の増加は、障害者総合支援法に基づく自主支援給付のうち介護給付費・訓練等給付費の地方負担分、子ども・子育て支援給付の地方公共団体の財政負担の増加等による。介護保険の「他の公費負担」の増加は、保険給付の増加により都道府県および市町村負担分が増加したことによる。

¹⁴⁾ 厚生年金保険料率(2017年9月1日改定)は18.182%から18.3%と0.118%上昇した。また、2017年度の厚生年金保険被保険者数の対前年度伸び率は2.3%であった(厚生労働省年金局「平成29年度厚生年金保険・国民年金事業の概況」)。

¹⁵⁾ 2018年3月における対前年同期比で、協会けんぽの制度加入者数は2.25%の増加、平均標準報酬月額については1.03%の増加となっている。(厚生労働省保険局「<月次報告(速報)>全国健康保険協会管掌健康保険(一般被保険者分)平成29年度」)。

¹⁶⁾ 社会保障審議会年金数理部会「公的年金財政状況報告-平成29年度-」p.123参照。

(3) 他の収入

① 資産収入

「資産収入」は、2017年度の年金積立金の運用収益額および運用収益率がプラスであった¹⁷⁾影響で、全体として3兆7,921億円の増加（対前年度比36.7%増）となった。

② その他

他の収入の「その他」は、地方公務員等共済組合、雇用保険等で増加したが、厚生年金保険で大きく減少したため（2兆7,426億円）、全体として1兆2,297億円の減少（対前年度比15.4%減）となった。厚生年金保険における「その他」の減少は、解散厚生年金基金等徴収金¹⁸⁾が減少したことが主たる要因である。

Ⅲ 今年度の主な変更点

1 作成方法の変更

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。「平成29年度社会保障費用統計」において、主な変更として、(1) 地方単独事業の総合的計上、(2) 特別職の国家公務員に対する災害補償の追加計上、(3) 労働保険特別会計（雇用保険、労働者災害補償保険）の人材確保・離職防止等に係る助成金等の削除を行い、いずれも過去の数値につき遡及修正を行った。今回は比較の大きな変更であるため、修正前後の額を含め、詳細に述べる。

なお、本変更については、統計法（平成19年法律第53号）第26条1項後段の規定に基づき、作成方法変更通知を行った¹⁹⁾。

(1) 地方単独事業の総合的計上

① 背景

「社会保障・税一体改革大綱（平成24年2月17日閣議決定）」において、「地方単独事業を含め、財源構成に関わりなくその事業の機能・性格に着目した社会保障給付の全体像の整理」を行うべきことが指摘された。これを踏まえ、「公的統計の整備に関する基本的な計画（平成30年3月6日閣議決定）」において、「社会保障費用統計について、国際基準に準拠した地方公共団体の社会保障支出の総合的な把握に向け、社会保障関係費用に関する調査結果の活用や、単価に基づく推計等を検討し、改善を図る。」ことが要請された。

② 変更内容

上記の計画を踏まえ、新たに総務省「社会保障施策に要する経費に関する調査」のうち「様式1地方単独事業として実施する社会保障関係事業に要する経費」のデータ提供を受けて、「平成29年度社会保障費用統計」においては、公立保育所運営費等について、従来、推計値を利用してきたものを、決算値に差し替えるとともに、未計上となっていた項目を新たに集計対象とした。なお、遡及は、本変更による影響額が最も大きい就学前教育・保育において、子ども・子育て支援新制度が施行された2015（平成27）年度まで行った。

地方単独事業の集計範囲は、「社会保障・税一体改革大綱（平成24年2月17日閣議決定）」における地方単独事業を含む社会保障費用の総合的な整理に係る記述²⁰⁾を踏まえ、社会保障給付費の集計では、原則として法令に基づき事業の実施が義務づけられることが明らかな事業を計上するが、例外として、①就学前教育・保育（保育所、幼稚園、認定子ども園等に係る経費）、および、②地方公共団体単独実施公費負担医療費給付分については、従来法令の義務づけを問わず計上してきた経緯を

¹⁷⁾ 年金積立金の運用実績について、2013年度から2017年度の収益率は、厚生年金保険では、8.22%、11.61%、△3.63%、5.47%、6.51%、国民年金では、8.31%、11.79%、△3.72%、5.63%、6.70%と推移している（2014年度までは厚生労働省「年金積立金運用報告書」、2015年度以降は厚生労働省「年金積立金の運用状況について」）。

¹⁸⁾ 解散厚生年金基金等徴収金とは、厚生年金基金が確定給付企業年金に移行する際、代行部分に関する権利義務は国に戻るが、それに伴って解散厚生年金基金等から国庫に納められるものである。

¹⁹⁾ 変更後の作成方法全文は<http://www.ipss.go.jp/ss-cost/j/sakusei-2018.pdf>に掲載している。

踏まえ、法令に基づき事業の実施が義務づけられていない事業も計上している。一方、社会支出の集計では、法令により事業の実施が義務づけられない事業も含め広く計上することとしている。主な地方単独事業の項目と支出額は表9のとおりである²⁰⁾。

③ 改定の影響額

本改定により、2017（平成29）年度ベースで、社会支出計は2.7兆円、社会保障給付費計は1.6兆円、社会保障財源は1.7兆円増加した。各年度の修正前後の額は表10、表11、表12のとおりである。社会支出の政策分野別において最も大きく変動し

表9 主な地方単独事業の項目と支出額

(下線は推計値から決算値へ置き換えた項目。太字は社会支出、社会保障給付費ともに計上の項目。平成29（2017）年度ベース。)	
・保健	公立病院・診療所、公立大学病院、国保病院（公営企業会計繰出分）5,463億円 予防接種（定期接種、任意接種）3,042億円、妊産婦健康診査844億円 がん検診1,124億円、保健所（職員人件費）1,317億円
・家族	公立保育所（職員人件費）7,461億円、 私立保育所3,361億円 、 私立幼稚園906億円
・高齢	私立養護老人ホーム等（老人保護措置費）675億円
・障害	公立障害者施設（職員人件費）666億円
・他の政策分野	福祉事務所（職員人件費）1,270億円

出所：国立社会保障・人口問題研究所（2019）『【参考資料】『平成29年度社会保障費用統計』における週と修正について』PDF版（http://www.ipss.go.jp/ss-cost/j/sankou/sankou_2017.pdf）、EXCEL版（http://www.ipss.go.jp/ss-cost/j/sankou/sankou_2017.xlsx）。

表10 地方単独事業の総合的計上による影響額（社会支出）

（単位：億円）

①修正前 従来ベース集計結果

年度	合計	高齢	遺族	障害、業務 災害、傷病	保健	家族	積極的労働 市場政策	失業	住宅	他の 政策分野
2015	1,182,675	553,840	66,776	52,641	405,309	65,558	7,558	9,285	6,172	15,536
2016	1,196,280	557,593	65,779	54,036	406,727	69,747	7,365	8,649	6,037	20,347
2017	1,214,713	566,068	65,597	55,852	413,275	75,033	7,659	8,430	6,082	16,717

②修正後 平成29（2017）年度社会保障費用統計の集計結果

年度	合計	高齢	遺族	障害、業務 災害、傷病	保健	家族	積極的労働 市場政策	失業	住宅	他の 政策分野
2015	1,207,666	557,113	66,790	55,596	409,976	76,022	8,049	9,285	6,228	18,608
2016	1,222,115	560,869	65,791	56,980	411,699	80,718	7,841	8,649	6,093	23,475
2017	1,241,837	569,399	65,616	58,923	418,713	86,601	8,141	8,430	6,131	19,881

③修正前後の差額（②修正後－①修正前）

年度	合計	高齢	遺族	障害、業務 災害、傷病	保健	家族	積極的労働 市場政策	失業	住宅	他の 政策分野
2015	24,991	3,273	14	2,955	4,667	10,464	491	－	55	3,072
2016	25,835	3,276	12	2,944	4,972	10,972	476	－	56	3,128
2017	27,124	3,331	20	3,071	5,438	11,567	483	－	50	3,165

出所：表9と同じ。

²⁰⁾「社会保障・税一体改革大綱（平成24年2月17日閣議決定）」の項目10地方単独事業を含めた社会保障給付の全体像及び費用推計の総合的な整理において、「地方単独事業を含め、財源構成に関わりなくその事業の機能・性格に着目した社会保障給付の全体像を整理する。『社会保障給付費』としては、今後、ILO基準に則り、『法令に基づき事業の実施が義務づけられる個人に帰属する給付』を対象とし、その際には財源構成に関わりなく把握をする。『社会保障給付費』の範囲に入らない①事業の実施が義務づけられていない事業、②個人に帰属する給付以外の給付に類似する事業、③施設整備費等を含め、社会保障に要する費用全体について把握をする。」との記述がある。

²¹⁾ OECDおよびILO基準における地方単独事業の全計上項目については、国立社会保障・人口問題研究所（2019）56-73頁を参照。

表11 地方単独事業の総合的計上による影響額（社会保障給付費）

①修正前 従来ベース集計結果 (単位：億円)

年度	合計	社会保障給付費			
		医療	年金	福祉その他	介護対策（再掲）
2015	1,154,054	381,601	540,929	231,524	94,049
2016	1,169,101	383,973	543,800	241,328	96,045
2017	1,186,935	390,028	548,349	248,558	99,998

②修正後 平成29（2017）年度社会保障費用統計の集計結果

年度	合計	社会保障費用			
		医療	年金	福祉その他	介護対策（再掲）
2015	1,168,403	385,605	540,929	241,869	95,060
2016	1,184,089	388,128	543,800	252,162	97,063
2017	1,202,443	394,195	548,349	259,898	101,016

③修正前後の差額（②修正後－①修正前）

年度	合計	差額			
		医療	年金	福祉その他	介護対策（再掲）
2015	14,349	4,004	-	10,345	1,011
2016	14,988	4,154	-	10,833	1,018
2017	15,507	4,168	-	11,339	1,017

出所：表9と同じ。

表12 地方単独事業の総合的計上による影響額（社会保障財源）

①修正前 従来ベース集計結果 (単位：億円)

年度	合計	社会保険料		公費負担		他の収入	
		被保険者拠出	事業主拠出	国庫負担	他の公費負担	資産収入	その他
2015	1,238,131	353,727	315,561	325,139	142,002	20,571	81,132
2016	1,349,257	364,949	323,977	331,925	145,585	103,224	79,597
2017	1,399,030	373,647	334,332	332,815	149,791	141,145	67,300

②修正後 平成29（2017）年度社会保障費用統計の集計結果

年度	合計	社会保険料		公費負担		他の収入	
		被保険者拠出	事業主拠出	国庫負担	他の公費負担	資産収入	その他
2015	1,253,525	353,727	315,561	325,531	157,005	20,571	81,132
2016	1,365,252	364,949	323,977	332,309	161,195	103,224	79,597
2017	1,415,693	373,647	334,332	333,167	166,102	141,145	67,300

③修正前後の差額（②修正後－①修正前）

年度	合計	社会保険料		公費負担		他の収入	
		被保険者拠出	事業主拠出	国庫負担	他の公費負担	資産収入	その他
2015	15,394	-	-	391	15,002	-	-
2016	15,994	-	-	384	15,610	-	-
2017	16,662	-	-	352	16,310	-	-

注：③において、地方単独事業の計上先である「他の公費負担」に加えて「国庫負担」に差額が生じているが、これは国庫負担および他の公費負担を財源とする就学前教育支出について、推計値から決算値に置き換えたことに伴い、国庫負担においても差額が生じたもの。

出所：表9と同じ。

たのは「家族」である。これは、公立保育所運営費を推計値から決算値に差し替えたことにより倍増したことが主な要因である²²⁾。

(2) 特別職の国家公務員に対する災害補償の追加計上

特別職の国家公務員は、国家公務員災害補償法が適用されず、それぞれの法律によって災害補償が行われている。一般職の災害補償については、人事院が全実施機関の実施状況を取りまとめ、「国家公務員災害補償統計」を公表している一方で、特別職については、取りまとめがされておらず、また、各実施機関の実施状況も公表されていないこと等に鑑み、未計上となっていた。

「平成29年度社会保障費用統計」においては、衆議院、参議院、裁判所、外務省および防衛省における特別職の国家公務員に対する災害補償のデータを入手し²³⁾、これらを計上することとし、特別職の国家公務員災害補償のうち療養補償費が、社会支出「保健」に計上されるため、「保健」が準拠するSHA (A System of Health Accounts) 基準が改定された2011 (平成23) 年度まで遡及した。

表13 特別職の国家公務員に対する災害補償の追加額 (社会支出) (単位: 億円)

年度	合計	障害、業務 災害、傷病	保健
2011	38	31	7
2012	40	32	8
2013	41	34	7
2014	46	38	8
2015	47	39	8
2016	51	42	8
2017	49	39	10

出所: 表9と同じ。

本改定により、2017 (平成29) 年度ベースで、社会支出および社会保障給付費において49億円増加した。各年度における追加額は表13、表14のとおりである。

(3) 労働保険特別会計 (雇用保険、労働者災害補償保険) の人材確保・離職防止等に係る助成金等の削除

従来、人材確保・離職防止の観点から労働者の処遇改善等を実施する事業主への助成金は、「社会支出集計表 (集計表1)」のうち「積極的労働市場政策」および「他の政策分野」に計上してきた。

今般、OECD事務局にOECD基準における上記事業の取扱いを改めて確認したところ、これらは、失業者および失業のリスクにある者に限らず、労働者一般を対象とする事業であり、集計から除外すべきとの回答を得たことから、「平成29年度社会保障費用統計」においては、当該事業を削除することとし、研究所がOECD LMP (労働市場政策) データベースへ登録した2005 (平成17) 年度まで遡及した。

本改定により、2017 (平成29) 年度ベースで、

表14 特別職の国家公務員に対する災害補償の追加額 (社会保障給付費) (単位: 億円)

年度	合計	医療	年金	福祉 その他	介護対策 (再掲)
2011	38	7	26	5	-
2012	40	8	26	6	-
2013	41	7	27	6	-
2014	46	8	28	10	-
2015	47	8	30	9	-
2016	51	8	29	13	-
2017	49	10	28	12	-

出所: 表9と同じ。

²²⁾ 従来、公立保育所運営費は、私立保育所の単位費用に公立保育所利用者数を乗じることによって得た推計値を用いていたが、総務省「社会保障施策に要する経費に関する調査」の決算値を用いた集計に変更した。本変更により、2017年度の公立保育所運営費は3,385億円増加した。差額が生じた理由として、公立保育所は、私立保育所に比して、年功賃金の下で経験年数の長い職員数が多いこと、職員賃金が高い傾向にあること等から、私立保育所の単位費用を用いた推計値よりも決算値の方が大きくなったこと等が考えられる。

²³⁾ 衆議院、参議院、裁判所、外務省および防衛省の5機関で特別職の国家公務員総人員の99.6%をカバーしている。財務省 (2019) 「平成31年度一般会計予算」の予算定員によれば、特別職の国家公務員29.8万人のうち、防衛省が26.8万人 (89.9%) と大部分を占めており、次いで裁判所が2.6万人、衆議院0.2万人、参議院0.1万人、外務省175人となっている。

社会支出において171億円減少した。各年度における削除額は、表15のとおりである。

表15 人材確保・離職防止等に係る助成金等の削除額
(社会支出) (単位：億円)

年度	合計	積極的労働 市場政策	失業	他の政策分野
2005	84	—	84	—
2006	80	—	80	—
2007	37	—	37	—
2008	58	25	—	33
2009	55	25	—	30
2010	41	18	—	24
2011	121	75	—	46
2012	124	74	—	50
2013	108	62	—	46
2014	111	65	—	46
2015	151	86	—	66
2016	168	99	—	70
2017	171	95	—	76

注：2007年度以前については「失業」に区分されていた助成金を削除している。

出所：表9と同じ。

参考文献

Adema, W., Fron, P. and Ladaique, M. (2011) “Is the European Welfare States Really More Expensive?: Indicators on Social Spending, 1980-2012; and a Manual to the OECD Social Expenditure Database (SOCX),” OECD Social, Employment and Migration Working Papers, 124

国立社会保障・人口問題研究所 (2011) 『社会保障費統計に関する研究会報告書』所内研究報告第41号 (<http://www.ipss.go.jp/ss-cost/j/houkokuNo.41-201106.pdf>) (2019年7月25日最終確認)。

(2019) 『平成29年度社会保障費用統計』 (http://www.ipss.go.jp/ss-cost/j/fsss-h29/fsss_h29.asp) (2019年8月2日最終確認)。

(あたらし・としひこ)

(たけざわ・じゅんこ)

(わたなべ・くりこ)

(くろだ・あしや)

Financial Statistics of Social Security in Japan, Fiscal Year 2017

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 2017 was 124,183.7 billion yen and the highest ever. The percentage share of the Gross Domestic Product (GDP) increased for the first time in four years. The total amount of Social Benefit was 120,244.3 billion yen. It was also recorded highest ever and the share of GDP also rose for the first time in four years.

Among the nine policy areas of Social Expenditure in FY 2017, Old age was the largest amount (56,939.9 billion yen), followed by Health (41,871.3 billion yen). These two areas accounted for 79.6% of the total amount of Social Expenditure in FY 2017 and have driven growth of the Social Expenditure.

Among the three categories of Social Benefit in FY 2017, expenditure (and its share in the total amount) in Medical care was 39,419.5 billion yen (32.8%), in Pensions was 54,834.9 billion yen (45.6%), and in Welfare and Others was 25,989.8 billion yen (21.6%).

Social Security Revenue in FY 2017 amounted to 141,569.3 billion yen, which was 5,044.1 billion yen increase from the previous fiscal year. The sources of revenue are 50.0% from contribution and 35.3% from tax, and 14.7% from others including income from capital.

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

* Toshihiko ATARASHI, Director, National Institute of Population and Social Security Research
Junko TAKEZAWA, Senior Researcher, same as above
Kuriko WATANABE, Researcher, same as above
Ashiya KURODA, Senior Researcher, same as above

OECD Affordable Housing Database

泉田 信行*

I はじめに

少なくとも西欧型の文明において、住宅が生活の根幹を構成することに異論を唱えるものはいないであろう。生活において重要な位置を占めるが故に各国において住宅を確保する政策が行われているが、それぞれの国の歴史的背景や政策体系を反映し、異なるものとなっている。その国際比較は興味を惹くものであり、国際比較研究は国外・国内で行われている。社会住宅（social housing）については、例えばScanlon et.al. (2014) があり、住宅手当についてはKemp (2007) がある。国内に目を向ければ、古くは社会保障研究所編(1990)、小玉他(1999)、家賃補助制度と公共住宅制度に焦点化した日本住宅総合センター(2012)がある。

住宅（ないしは居住）を保障するシステムが異なれば、その帰結も異なるであろう。各国で制度の体系が異なり、同じ名称で測定されている指標の定義が微妙に異なる場合もあると国際比較にどこまでの意味合いを持たせる（見いだせる）かに限界があることも事実である。とは言え、その限界を踏まえた上で国際比較を行うことは自国や他国のシステムのもたらしているものを考える際に一定程度有益な知見をもたらすのではなかろうか。OECDによるAffordable Housing Databaseは住宅（居住）の保障の分野における国際比較指標を

与えてくれる。

II OECD Affordable Housing Database

OECDのwebサイト¹⁾では、同データベースの背景として良質で支払い可能な住宅へのアクセスは基本的なニードであり、貧困の削減や機会均等の向上等を含む社会政策の多くの目的を達成するための鍵である一方で、それがしばしば満たされないことやOECD諸国においてあまりにも多くの人々が低質な住宅に居住したり、支払いに苦慮する住宅費用に直面したりしていることを指摘している。同データベースはこれらの問題の解決や政策評価のための知見の強化を目的として2017年2月に公表された。

同調査のwebサイト²⁾では大別して3群の指標が掲載されている。すなわち、

1. 住宅市場の状況（Housing market context）
2. 良質で支払い可能な住宅へのアクセス状況（Housing conditions）
3. 支払い可能な住宅確保に向けた施策（Public policies towards affordable housing）

である。

1. 住宅市場の状況については、住宅数や空き家数などの基礎的な数値、住宅価格、持ち家/借家別の住宅数、単身等の世帯構成別の世帯数などの情報が提供されている。2. 良質で支払い可能な住宅へのアクセス状況については、最終消費支

* 国立社会保障・人口問題研究所 部長

¹⁾ <https://www.oecd.org/sdd/Social%20and%20Welfare.pdf> 2019年9月20日アクセス確認。

²⁾ <https://www.oecd.org/social/affordable-housing-database.htm> 2019年9月20日アクセス確認。

出に占める住居費などの住宅関連支出、住宅ローン返済額・家賃の所得に占める割合、暖房費の状況などの住宅費用の状況、広さや専用水洗トイレの設置などの住宅の質、ホームレスの状況にある人口の推定値などのホームレスや住宅の排除の状況が利用可能である。3. 支払い可能な住宅確保に向けた施策、においては質的な変数が含まれていることは特に興味深い。持ち家促進策 (Support for home buyers), 住宅手当 (Housing allowances), 社会 (賃貸) 住宅 (Social rental housing), 支払い可能住宅確保策の状況、賃貸住宅市場規制の状況の情報が利用可能である。

Ⅲ 展望

同データベースを用いて、欧州主要国と米国について住宅所有状況別住宅数割合の比較を行ったのが表1である。同表の元データに日本のデータは掲載されていない。近い年度の日本のデータである2013年の総務省統計局『住宅・土地統計調査』では³⁾、持ち家率は61.5%とされている。Kemeny (1995) は政策的に借家部門を重視するレジームをユニタリズムと呼んだが、ユニタリズムにあるスウェーデンやフランスの持ち家率 (それぞれ62.1%, 61.4%) が持ち家を重視するレジーム (デュアリズム) にあるとされてきた日本の持ち家率とほぼ拮抗する状況にある。この一見奇妙とも思える状況が、使用している統計の違いに起因するのか、比較している特定年特有の一過性の状況なのか、それとも優遇されるはずの持ち家購入層が日本において持ち家取得をしていないのか、さらにはユニタリズム/デュアリズムの議論における暗黙の前提である持ち家と賃貸住宅の同質性が実は成立していないのか、さまざまな仮説が考えられる。

いずれにしても、各国の制度的な知識やある程度比較可能な指標値を提供する OECD Affordable Housing Databaseは、住宅についての研究を行う

表1 欧州主要国と米国における住宅所有状況別住宅数割合 (2014年~最新年)

	持ち家	持ち家 (ローン支払い中)	賃貸	賃貸 (家賃補助あり)	その他, 不明
イタリア	57.6%	14.2%	14.5%	4.0%	9.6%
フランス	38.7%	22.7%	21.4%	14.1%	3.1%
イギリス	32.6%	30.7%	17.3%	18.3%	1.0%
ドイツ	26.0%	19.0%	50.3%	4.4%	0.3%
米国	22.9%	40.3%	34.9%		1.9%
デンマーク	15.0%	38.9%	46.0%		0.1%
スウェーデン	9.8%	52.3%	36.9%	0.5%	0.5%
オランダ	9.2%	47.3%	42.9%		0.6%

出所: OECD Affordable Housing Database, HM1.3 Housing tenures
より筆者作成。

際や、根拠を踏まえつつ政策を進める場合に必要
な基礎的かつ有益な知見を与えてくれると考えら
れる。

謝辞

本稿は一般会計研究事業「住宅施策と社会保
障・福祉施策のあり方についての研究」の成果の
一部である。

参考文献

- 小玉徹・大場茂明・檜谷美恵子・平山洋介 (1999) 『欧
米の住宅政策 イギリス・ドイツ・フランス・アメ
リカ』 ミネルヴァ書房。
社会保障研究所編 (1990) 『住宅政策と社会保障』東京
大学出版会。
財団法人 日本住宅総合センター (2012) 『欧米主要国
における家賃補助制度および公共住宅制度等に関す
る調査研究』調査研究レポートNo.09305。
Jim Kemeny (1995) *From Public Housing to the Social
Market*, Routledge.
Peter A. Kemp (2007) *Housing Allowances in
Comparative Perspective*, The Policy Press.
Kathleen Scanlon, Christine Whitehead and Melissa
Fernandez Arrigoitia (2014) *Social Housing in Europe*,
Wiley Blackwell.

(いずみだ・のぶゆき)

³⁾ <https://www.stat.go.jp/data/jyutaku/2013/pdf/kgiy03.pdf> 2019年9月20日アクセス確認。

新刊紹介

佐藤俊樹 著

『社会科学と因果分析：ウェーバーの方法論から知の現在へ』

(岩波書店, 2019年)

西村 幸満*

本書は、社会科学の成り立ちと因果分析のための考え方について、その創設者の一人であるウェーバーを結末点として位置づけなおし、社会科学の100年を再構成した専門書である。著者は、「ウェーバーの『適合的因果』を、統計的因果推論と分析哲学の反事実的条件文をモデルに再構成してみた」(vii)という。これまでのウェーバー研究は、かれの事例研究にフォーカスが置かれ、またその理論の研究が行われてきた。本書を紹介する筆者も、質的研究者のモデルとしてウェーバーを扱ってきたし、統計や因果推論については、戦後の統計学者の最新の説を押さえてきた。ウェーバーが統計学(とその分析哲学)を自説に組み込んでいた(それが現代的な水準にある)というのは、衝撃の事実であるが、この事実は、統計学では知られたことであり、日本においてさえも、一部の研究者には知られたことであったという。著者はこうした歴史に埋もれた研究者にも新たにスポットを当てるわけだが(「コラム① ウェーバーの方法論の研究史」参照)、これはこの本の副産物である。

本書は、20回の講義形式で学生に説明するように構成され、これらは「第1章 社会科学とは何か」、「第2章 百年の螺旋」、「第3章 適合的因果の方法」、「第4章 歴史と比較」、そして「第5章 社会の観察と因果分析」という5つの章にまとめられる。2章以外には長めのコラムがついている。

著者は、ウェーバーが1903年から1921年の間に書いた10本の論文のうち、1906年に書いた「文化科学の論理学の領域での批判的研究」¹⁾(4本目)が、ウェーバーの代表作として位置づけられず、1904年に書いた「社会科学的及び社会政策的認識の『客観性』」²⁾(2本目)だけ、が代表作となったことから100年続くウェーバー理論のねじれが生じたとする(pp.5-7)。前者は「計量分析に近い人としてウェーバーが語られるとき参照され」(p.6)、後者は「事例研究や文化科学に近い人としてウェーバーが語られるとき、参照される主な論考」(p.6)として位置づけられるという。

著者はこのねじれが現代までさまざまな問題を引き起こしてきたことを、原著や参考文献にあたり、当時の用語を現代的な用語に変換しつつ、丁寧に跡づけるのである(この手続きから、日本の多くのウェーバー研究者が統計学を理解できなかったことが推測される)。そして社会科学における因果分析は、質的にも量的にもウェーバーによってほぼ完成されていた事実を明らかにする。このことは第1章に要約して書いてあるが、書籍全体を通して、多様なねじれを引き起こしてきた問題の原因がここにあったのか、とその都度思い至るのである。

この論証を納得のいくレベルに到達するために著者は、100年にわたる期間の原著にあたり、さらに原著の参考文献にあたり、用語定義の調整を繰

* 国立社会保障・人口問題研究所 室長

¹⁾ この論文は、森岡弘通訳(1965)『エドワルト・マイヤー マックス・ウェーバー 歴史は科学か』みすず書房の後半に所収。

²⁾ この論文は、富永祐治・立野保男訳折原浩補訳(1998)『社会学と社会政策にかかわる認識の「客観性」』岩波文庫、として単行本化されている。

り返すというシンプルな手続きを堅持している。明らかになった事実やそのねじれを認めない先人にとっては論争含みではあるが、その研究姿勢はまぎれもなく社会科学研究者のモデルとなるし、本書は研究者の実践のための指針となるだろう。その手続きは、同じウェーバーを質的に扱う著者の初の単行本、『近代・組織・資本主義：日本と西欧における近代の地平』³⁾から一貫しているが、本書は多少読者フレンドリーになっているので、読み比べてもいいだろう。

第5章の後半、第18回の「事例研究への意義」、第19回の「ウェーバーの方法論の位置」、第20回の「社会科学の現在 閉じることと開くこと」、は17

回までの論証を踏まえての論考になっているように思う。専門書の楽しみ方は、著者が到達した研究の頂からそのすそ野までも見下ろすことにもある。この本をぜひ手に取って楽しんでいただきたい理由である。特に、社会科学を志す若い研究者の方々には、研究生活の初期にこの本に出会えた幸運を甘受してこの本の到達点から研究を進めて欲しいと思う。ウェーバーの新しい位置づけから始まる社会科学の未来は、これまでの100年とは違った頂きに至るはずで想像するだけで心躍る思いがする。

(にしむら・ゆきみつ)

³⁾ 佐藤俊樹 (1993) 『近代・組織・資本主義：日本と西欧における近代の地平』 ミネルヴァ書房。

『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』に投稿され受理された投稿論文数、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	受理された投稿論文数（本）	査読期間（日：平均値）	採択率（％）	採択率に関する備考
2019年4月～2019年9月	5	－	－	2019年9月30日までの受付分
2018年10月～2019年3月	6	52.5	33.3	2019年3月31日までの決定分
2018年4月～2018年9月	8	61.9	25.0	2019年9月30日までの決定分
2017年10月～2018年3月	9	73.7	44.4	2018年3月31日までの決定分
2017年4月～2017年9月	7	51.0	33.3	2017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—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理しません。再投稿に当たると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必要があります。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

遠藤 久夫 (国立社会保障・人口問題研究所長)

編集委員

大石 亜希子 (千葉大学大学院 社会科学研究院教授)
 尾形 裕也 (九州大学 名誉教授)
 駒村 康平 (慶應義塾大学 経済学部教授)
 高橋 紘士 (東京通信大学 人間福祉学部教授)
 武川 正吾 (明治学院大学 社会学部教授)
 田辺 国昭 (東京大学大学院 法学政治学研究科教授)
 野口 晴子 (早稲田大学 政治経済学術院教授)
 鈴木 透 (国立社会保障・人口問題研究所 副所長)
 今井 明 (同研究所 政策研究調整官)
 新 俊彦 (同研究所 企画部長)
 林 玲子 (同研究所 国際関係部長)
 小島 克久 (同研究所 情報調査分析部長)
 山本 克也 (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)
 渡辺 久里子 (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)
 黒田 有志弥 (同研究所 社会保障基礎理論研究部第2室長)
 菊池 潤 (同研究所 社会保障基礎理論研究部第3室長)
 井上 希 (同研究所 社会保障基礎理論研究部研究員)
 西村 幸満 (同研究所 社会保障応用分析研究部第1室長)
 藤間 公太 (同研究所 社会保障応用分析研究部第2室長)
 暮石 涉 (同研究所 社会保障応用分析研究部第3室長)
 盖 若 琰 (同研究所 社会保障応用分析研究部第4室長)

社会保障研究 Vol.4, No.3 (通巻第14号)

令和元年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

<http://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.4 No.3

2019

Foreword

- Difficulties in people's daily lives and the expected role of the National Survey on Social Security and People's Life Nobuyuki IZUMIDA **260**

Special Issue: Multifaceted analyses of people's living conditions and difficulties

- Youth self-reliance and career instability - Analysis of first job and present of the ice age Yukimitsu NISHIMURA **262**
- Poverty Measurement based on Relative Deprivation in Japan Yui OHTSU and Kuriko WATANABE **275**
- The Borrowing Constraints and Social Network for the Financial Assistance: Using 'The National Survey on Social Security and People's Life (2017)' Wataru KUREISHI **287**
- Three-Generation Households and Relative Deprivation Kota TOMA **300**
- Living Conditions of Households with Disability Certificate Holders Nobuyuki IZUMIDA and Ashiya KURODA **311**
- Relative Deprivation and Utilization of Health Examination: A Cross-sectional Study Using the National Survey on Social Security and People's Life 2017 Ruoyan GAI **323**
- Policy, research, and the expected role of the National Survey on Social Security and People's Life Aya ABE, Syogo TAKEGAWA, Yukimitsu NISHIMURA, Taro MIYAMOTO, Nobuyuki IZUMIDA **344**

Social Security and Law

- Overview of the Public Pension System in relation to the employment and retirement of the elderly Akiyo SHIMAMURA **356**
- Revision of the Special Employees' Pension after retirement Akiyo SHIMAMURA **364**

Articles

- Will the Family Caregivers' Burden Change According to the Types of Nursing Care? A Comparison Between Caregiving for Dementia Patients and Physically Impaired Older Adults Fengming CHEN and Midori WAKABAYASHI **372**

Report and Statistics

- Financial Statistics of Social Security in Japan, Fiscal Year 2017
National Institute of Population and Social Security Research Project Team for Financial Statistics of Social Security Toshihiko ATARASHI **387**
- OECD Affordable Housing Database Nobuyuki IZUMIDA **403**

Book Review

- Social Science and Casual Analysis: From Max Weber's methodology to the frontier of social inquiry Yukimitsu NISHIMURA **405**

Edited by
National Institute of Population and Social Security Research
(KOKURITSU SHAKAI HOSHO·JINKO MONDAI KENKYUSHO)