



RIETI Discussion Paper Series 22-J-034

引退後の高齢者の健康推移： 公的年金制度改革を利用した実証研究

陳 鳳明
東北大学

若林 緑
経済産業研究所

湯田 道生
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<https://www.rieti.go.jp/jp/>

引退後の高齢者の健康推移: 公的年金制度改革を利用した実証研究*

陳 鳳明(東北大学大学院経済学研究科)

若林 緑(東北大学大学院経済学研究科、経済産業研究所)

湯田道生(東北大学大学院経済学研究科、経済産業研究所)

要 旨

財政健全化の目途が立たない中で超高齢社会を間近に控えた日本において、高齢者の健康状態や生活の質および健康寿命の延伸と、それらに関連する医療費や介護費などの社会的コストとのバランスを科学的な観点から検証する必要性が大いに増している。本研究では、労働市場からの引退がその後の健康推移に与える影響に関して、2007年から2013年に4回にわたり実施されている『くらしと健康の調査(*Japanese Study of Aging and Retirement: JSTAR*)』の個票パネルデータを使って検証した。退職の内生性を処理するために、日本の公的年金制度の報酬比例部分の支給開始年齢の変更という外生的な制度変更を用いて、固定効果操作変数法で分析した。引退がその後の健康状態に及ぼすメカニズムは多種多様かつ複雑で、先進諸国間でも様々な結果が報告されているが、我々は、引退によって口腔機能とメンタルヘルスが有意に改善する一方で、生活習慣病を患う確率が有意に高くなることを確認した。さらに、引退後に歯科利用率が有意に高まることが、口腔機能の改善につながっているというメカニズムが有力である結果を得た。また、労働からの解放がメンタルヘルスの改善に、健診機会の減少が生活習慣病の発症につながっていることを示唆する結果も得られた。

キーワード: 引退、健康推移、口腔機能、固定効果操作変数法、年金受給開始年齢、日本

JEL Classification Codes: H55; I10; J26

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び(独)経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

* 本研究は、国立大学法人東北大学と独立行政法人経済産業研究所が締結した研究交流協定における研究成果の一部である。本稿の旧稿に対して、関沢洋一氏(経済産業研究所)、西岡 隆氏(年金シニアプラン総合研究機構)、野口晴子氏(早稲田大学)、矢野誠氏(経済産業研究所)および医療経済学会第16回研究大会、the 5th International Conference on Econometrics and Statistics、経済産業研究所 DP 検討会の参加者からは大変貴重なコメントをいただいた。また、本研究の実施に当たって、経済産業研究所の JSTAR team からは手厚い支援を賜った。本研究は科学研究費助成金(No.18K01665, No.19K01729, No.20K13506)の助成を受けている。記して感謝したい。本稿における誤りは全て筆者らの責任である。

1. 序論

日本は、少子高齢化の進展によって社会保障関係費を中心に財政支出の増加に歯止めがかからず、財政状況の改善が見込めない状況が続いている。団塊の世代が後期高齢者となる 2025 年を間近に控え、高齢者への社会保障給付の在り方においては、高齢者の健康状態や生活の質および健康寿命の延伸と、それらに関連する医療費や介護費などの社会的コストとのバランスを科学的な観点から検証する必要性が大いに増している。先進諸国では、年金受給開始年齢や雇用年齢の引き上げによる現役期間の延長によって社会保障財政を改善させる政策対応が行われており、特に少子高齢化が進み、厳しい財政事情を抱える日本においては、これらの施策はマクロ経済 (Kitao, 2017) や国家財政の持続性 (İmrohoroglu et al., 2019) にとって必要であると言われている。

その一方で、高齢者個人の労働供給や健康資本蓄積というミクロ的な観点から見た場合、高齢者の健康資本は加齢とともに減少していくが、社会的・政策的に定められた年齢の閾値周辺において、健康状態が不連続に変化することは考えにくい。つまり、年齢による影響を制御した後に残る年齢の閾値周辺の高齢者の健康変化は、引退というイベントによってもたらされるものであると考えられる。実際に、引退がその後の健康状態に及ぼす影響を検証している研究は多く存在し、そのメカニズムは多種多様かつ複雑で、様々な結果が報告されている。例えば、基本的な労働供給理論が示すように、引退によって余暇時間が増えることによる効用増や労働による不効用の消失、そして仕事上の責任感から解放されることによって、主観的健康やメンタルヘルス、幸福度が改善するといった良好な影響が確認されているが (Eibich, 2015 ; Kesavayuth et al., 2018 ; Shai, 2018 ; Gorry et al., 2018 ; Rose, 2020) , その改善効果は小さく限定的であるという報告も存在する (Kuusi et al., 2020) 。反対に、業務からの離脱が特に男性の認知能力の低下につながっていることや (Bonsang et al., 2012 ; Atalay et al., 2019) , 特にブルーカラー労働者は引退後に運動量が減少することで筋力が低下する (Bertoni et al., 2018) といった負の影響も確認されている。また、Grossman (1972) の健康資本モデルに基づけば、引退による余暇時間の増加は健康投資の機会費用の減少とみなせ、例えば、Eibich (2015) や Zhu (2016) , Gorry et al. (2018) では、引退によって有意に増加した身体活動時間が健康を改善させたことが確認されている。加えて、引退後の睡眠時間の増加 (Eibich, 2015) や睡眠の質の向上 (Gorry et al., 2018) , 喫煙量の減少 (Zhu, 2016 ; Gorry et al., 2018) , 野外活動への積極的な参加 (Tran and Zikos, 2019) などの健康的な生活習慣の増加や医療利用の利用 (Frimmel and Pruckner, 2020) が引退後の健康の改善に貢献していることも確認されている。その一方で、引退後には、健康と労働所得のリンクが切れるため、良好な健康状態を維持しておくインセンティブが引退前に比べて減少することから、引退後の運動機会の減少や飲酒量の増加といった不健康な生活習慣によって健康が損なわれることが Behncke (2012) や Feng et al. (2020) で報告されている。また、Fitzpatrick and Moore (2018) や Kuhn et al. (2020) , Huang and Zhang (2021) では、引退後に大きく変わるライフ

スタイルや所得水準が死亡率を有意に上昇させることも発見されている。この他にも、メカニズムには言及していないが、引退が主観的健康の改善(Coe and Zamarro, 2011)や生活習慣の改善につながっている(Kesavayuth et al., 2018)などの良好な影響が確認される一方で、引退後に BMI (body mass index)が増加すること(Godard, 2016 ; Celidoni et al., 2020)や、長期的にメンタルヘルスが悪化する(Heller-Sahlgren, 2017)といった悪影響も確認されている。また、Nishimura et al. (2018)では引退が健康に与える影響は、対象とする健康指標や国、性別によって様々であることを明らかにしており、こうした混在した影響は、バイオマーカーで計測できる健康指標に与えた影響を検証した Gorry and Slavov (2021)でも確認されている。関連して、Motegi et al. (2020)は、引退が健康投資行動を一様に変化させたわけではないことを明らかにしているが、Hagen (2018)やNielsen (2019), Bozio et al. (2021)などでは、引退が健康や死亡率だけでなく、健康投資行動や医療利用に、もとより有意な影響を与えていないことを見出している。

そもそも引退の意思決定は、その時点における健康状態だけではなく、引退者元来の健康資本のストック量などの観察できない異質性、そして高齢者の雇用環境(法定退職年齢の存在)や年金受給開始年齢などの政策変更などに影響される。上述の一連の研究では、個票パネルデータの特性を用いることで、引退者の時間を通じて変化しない観察不可能な異質性を制御する固定効果(fixed effect, FE)法を用いたり、逆因果との識別を行うために、国によって異なる法定定年退職年齢および公的年金の受給開始年齢やそれらの制度変更といった外生的な変化に注目して、操作変数(instrumental variables, IV)法や回帰非連続デザイン(regression discontinuity design, RDD)法により、引退がその後の健康に与える因果効果を識別している。

本分析では、日本の公的年金制度の支給開始年齢の変更といった外生的な制度変更を利用して、引退がその後の健康推移に与える影響を推定し、一連の文献に日本のエビデンスを加えることを目的としている。高齢者の就業率や公的年金制度は先進諸国間でも多種多様であるので(OECD, 2021), 因果推論に基づく手法によって得られてきた先行研究の推定値は、それぞれの操作変数や政策変数の変化による local average treatment effect (LATE)であり、引退が健康に与える影響の一部を推定しているに過ぎない。上述のように様々な結果が得られていることは、引退が健康に与えるメカニズムが数多く存在していることを反映しているとも考えられるため、引退が健康に与える因果関係のメカニズムの全容を解明するためには、むしろ異なる国々の様々な状況変化を利用した LATE を地道に積み上げていくことが必要不可欠である。その上で、日本のデータを用いることには、一連の文献に対して以下の特に大きな三つの貢献や利点がある。第一は、日本の中老年労働者を取り巻く社会環境は欧米の先進諸国のそれと異なる特徴を有する点である。現在の日本の中老年コーホートは、女性の正規就業率が低いこともあって、欧米の先進諸国に比べると男性中老年者の就業意欲は高いことが知られている。内閣府が2015年に実施した『第8回高齢者の生活と意識に関する国際比較調査』によれば、「今後も収入の伴う仕事をしたいという」

日本人男性高齢者の割合は 52.6%にのぼり、アメリカ(40.6%)・スウェーデン(38.8%)・ドイツ(26.3%)に比べると就業意欲が大いに高いことがうかがえる。加えて、近年では、少子高齢化の進展に伴う労働力不足を中高年の雇用で補うために企業の労働需要も大きいことも要因の一つである。先進諸国の中でも人口減少社会に突入している日本の経験は、今後同様の問題を抱える諸外国にとって良い事例となることが期待できる。第二は、本分析で推定される LATE は、上述の一連の先行研究では焦点に当てられてこなかった引退が健康に与える因果効果を推定している点である。次節で詳述するが、日本の公的年金制度は、終身の皆保険であり、全加入者が受給できる基礎的な定額給付の一階部分(基礎年金)と会社員や公務員を対象とした報酬比例給付(厚生年金)の二階部分からなっている。この構造は、基礎的給付が資力調査を前提にした特定階層向けの給付が中心である欧州諸国や、報酬比例給付のみしか存在しないオーストリア・フィンランド・ドイツ・米国などの年金制度とは大きく異なる。本分析では、厚生年金保険に加入する平均的な男性高齢者が受給する年金給付の 7 割程度を占める公的年金の報酬比例部分の受給開始年齢の制度改革(2000 年改定)を引退の操作変数として、固定効果操作変数法によって引退が健康に与える影響を推定する。一般的に、高齢期の非労働所得の水準は若年期の経済活動に大きく依存するため、ばらつきは大きくそれ自体が内生的であると考えられる。しかしながら、日本の公的年金制度に焦点を当てることによって、ばらつきが小さい一定の非労働所得(基礎的給付)を持ったうえで、報酬比例年金の受給開始年齢が外生的に変化する、という一連の先行研究では注目されてこなかった状況における引退が健康に与える LATE を推定することができる。第三は、引退が高齢者の口腔機能に与える影響を推定していることである。口腔機能の低下は、食欲の低下をもたらすことを通して栄養が偏り不足することによって、最終的に体力や免疫力が低下するため、高齢者の心身の健康に悪影響を及ぼすことが広く知られている。例えば *Marcenes et al. (2013)* では、未治療の虫歯や歯周病、欠損歯によって、人口 10 万人あたりの障害調整生存年数(disability-adjusted life years, DALYs)が 224 年失われ、その影響は高齢になるほど大きいことが示されている。しかしながら、高齢者の口腔機能や歯科利用に関する経済学的な研究には、保険が歯科利用に与える影響や退職に伴う保険給付の変化による影響を計測しているもの(*Kreider et al., 2015; Meyerhoefer et al., 2019*)や、国家間の環境の違いを利用した分析(*Bíró, 2014; Shen and Listl, 2018*)に限られており、引退がその後の高齢者の口腔機能に与えた影響を検証している研究は見られない。これらの貢献に加えて、本研究は公的年金の支給開始年齢の変更が日本の高齢者の引退(労働供給)に与える影響についても新たな知見を提供する。次節で詳しく述べるが、我が国における公的年金の支給開始年齢の変更が引退に与える影響を検証した研究は、2001 年より実施されている定額給付部分の受給開始年齢の変更(1994 年改定)に焦点を当てているものがほとんどであるが、我々は 2013 年に男性を対象に施行された報酬比例部分の支給開始年齢の変更に注目している。このことには、重要な二つの意義がある。第一の意義は、厚生年金の被保険者にとって、報酬比例部分の給付は定額部分の給付よりも大きいため、その効果を検

証することは、今後の我が国の高齢者の労働政策を立案するうえで極めて有用な政策的含意を提供できる点である。第二の意義は、政策変更に対する反応をより詳細に捉えることができる点である。次節で詳述するが、1994年改定が引退の意思決定に与える影響を検証した日本の先行研究では、その影響は総じて限定的であることが報告されているが、それは用いられているデータの分析期間は、すでに1994年改定が実施されている時期を含んでいるため、個人がその変更を織り込んで行動しているために、経済理論で十分な説明ができない結果となっている可能性が高い。

以上のような背景を踏まえて、本研究では、2007年から2013年に4回にわたり実施されている『くらしと健康の調査(*Japanese Study of Aging and Retirement, JSTAR*)』の個票パネルデータを使って、男性労働者の引退がその後の健康推移に与える影響を推定する。固定効果操作変数(FEIV)法による分析の結果、日本では引退によって口腔機能とメンタルヘルスが有意に改善する一方で、生活習慣病を患う確率が有意に高くなることが分かった。加えて、口腔機能の改善については、引退後に歯科利用率が有意に高まることが、咀嚼機能の改善につながっているというメカニズムが有力である結果が得られた。また、労働からの解放がメンタルヘルスの改善に、健診機会の減少が生活習慣病の発症につながっていることを示唆する結果も得られた。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、日本の公的年金制度の概要と支給開始年齢の変遷、およびそれらに関連した日本の先行研究についてまとめる。3節では、実証モデルと用いるデータについて説明する。4節では、引退が健康に与える影響を報告し、さらにそのメカニズムを考察するために、引退が生活習慣や医療利用に与えた影響を推定する。5節はまとめである。

2. 政策的背景

日本の公的年金制度は、20歳以上60歳未満の全ての国民に加入義務がある終身の社会保険制度であり、全ての国民が加入する国民年金と、会社員や公務員が加入する厚生年金の2階建て構造となっている。自営業者などの国民年金のみに加入している国民は、毎月定額の保険料を自分で納め、厚生年金の被保険者は、定率の保険料(労使折半)が給与所得から天引きされる。厚生年金被保険者の被扶養配偶者は、厚生年金制度全体で保険料を負担している。現行制度では、10年以上の保険料納付済期間を有した加入者は、原則として65歳を迎えると、加入者全員が保険料の納付実績に応じた一定額の給付(定額部分)を受給でき、厚生年金の加入者は、それに加えて保険料の納付実績と現役時の平均所得に応じた報酬比例給付を受給できる。なお、2007年度の老齢年金の平均月額額は161,059円であるが、報酬比例年金の給付はその約7割を占めている。

図1は、日本の公的年金制度における受給開始年齢の変遷をまとめたものであるが、制度発足当初は男女ともに55歳であったものが、平均寿命の伸長や少子高齢化の進展による年金財政の安定化と世代間格差の是正のために、男性は1954年に60歳に、女性は1988年から2000年に

かけて段階的に 60 歳に引き上げられた。また、1994 年改定において、定額部分の受給開始年齢が、1941 年 4 月 2 日生まれ以降の男性は 2001 年から 2013 年にかけて、1946 年 4 月 2 日生まれ以降の女性はその 5 年遅れで 60 歳から 65 歳に段階的に引き上げられた。さらに 2000 年改定では、報酬比例部分の受給開始年齢が、1953 年 4 月 2 日生まれ以降の男性は 2013 年から 2025 年にかけて、1958 年 4 月 2 日生まれ以降の女性はその 5 年遅れで 60 歳から 65 歳に段階的に引き上げることになっている。

[図1 日本の公的年金制度における受給開始年齢の変遷]

すでにいくつかの研究によって、こうした日本の公的年金制度における支給開始年齢の変更が高齢者の労働供給や生活習慣、健康に与えた影響が検証されているが、そのほとんどは 1994 年改定の影響に焦点を当てている。Okumura and Usui (2014)は、2007・2009 年における 7 都市の JSTAR (1st wave) の個票データを使って、1994 年改定が公的年金給付への期待や貯蓄の意思決定に与える影響を分析した。クロスセクション分析の結果、50 代前半の日本人は、50 代後半から 60 代前半の日本人と比較して、公的年金の給付水準が低下することを予想していることが分かった。また、彼らはこの 1994 年改定が(引退の意思決定そのものではなく)引退の予測時期に与える影響を推定しているが、有意な効果は確認されていない。Motegi et al. (2016)は、2007-2011 年の JSTAR (1st~3rd waves) の個票パネルデータを使って、引退がその後の生活習慣の変容に与える影響を分析している。1994 年改定を引退の操作変数とした FEIV 法の結果、引退によって平日の飲酒量は減り、歩行や激しい運動頻度、睡眠時間が増えることを明らかにした。しかしながら、彼らの実証モデルには主観的健康やメンタルヘルス、フィジカルヘルスといった生活習慣や引退から影響を受ける要因を説明変数に含んでおり、推定値には逆因果によるバイアスが含まれている可能性が高い。さらに、1994 年改定が引退に与える影響を推定している第一段階推定において、関連性の有無を検定する Staiger and Stock (1997) の F 値 (first-stage F 統計量) が、臨界値の 10 に満たないため、推定値は弱操作変数の問題によるバイアスも含まれている。Kondo and Shigeoka (2017)は、厚生労働省の『労働力調査』(2003~2012 年) の repeated cross section の個票データを使って、difference-in-differences (DD) 法により 2006 年度より施行された高年齢者雇用安定法の改定による 60 歳から 65 歳への定年の延長によって、大企業において高齢者の就業率が増加したことを確認している。彼らは、対象となるコーホートに近い 1994 年改定の効果も追加的に分析しており、定額部分の受給開始年齢の改定対象となったコーホートほど引退を先延ばしにする効果が大きいことも確認している。Nishimura et al. (2018)は、2007-2011 年の JSTAR (1st~3rd waves) を含む Global Aging Data¹ の個票パネルデータを使って、引退がその後の健康に与える影響を国際比較している。日本については、1994 年改定を引退の操作変数とする FEIV 法に

¹ <https://g2aging.org/>を参照。

よる結果、引退はメンタルヘルスを改善させる一方で、BMI を増加させることを確認している。なお、彼らの第一段階推定では、1994 年改定が引退時期を延長する有意な影響を確認しているが、関連性の有無を検定する first-stage F 統計量が報告されていない。ただし、それぞれの操作変数の t 値を鑑みると、Motegi et al. (2016)と同様に、弱操作変数の問題によって推定値にバイアスが含まれている可能性が高い。Motegi et al. (2020)は、2007-2013 年の JSTAR (1st~4th waves)を含む Global Aging Data の個票パネルデータを使って、引退がその後の健康投資に与える影響を国際比較している。Motegi et al. (2016)や Nishimura et al. (2018)と同様に、1994 年改定を引退の操作変数とする FEIV 法によって分析をしているが、他国とは異なって、日本では引退が健康投資に与える有意な影響はほとんど確認されていない。また、Motegi et al. (2016)や Nishimura et al. (2018)と同様に、関連性の有無を検定する first-stage F 統計量は十分には大きくないため、やはり弱操作変数の問題に起因するバイアスの問題が懸念される。

これらの研究結果において共通することは、1994 年改定で実施された公的年金の受給開始年齢の変更が引退の意思決定に与える影響は総じて限定的であることである。これらの一致した結果は、計量経済学的には、この改定を操作変数として推定した健康や生活習慣に対する引退の LATE は、弱操作変数の問題のために推定値は一致性を有さないバイアスを含んだ推定値であることを示唆している。他国で有意な影響が確認されているにもかかわらず、日本の 1994 年改定が引退の意思決定に与える影響が限定的である大きな理由の一つは、日本の研究で用いているデータの分析期間が、すでに定額部分の支給開始年齢が変更されている時期に含まれていることが考えられる。つまり、1994 年改定は確かに一定のコホートを対象とした外生的な政策変更ではあるものの、先行研究で用いられているデータの調査期間においては、すでに施行されている政策である。したがって、それに即座に反応して行動を変える(引退時期を変更する)のではなく、それらを織り込んで行動していることがデータに現れているために、有意な影響が観察されなかったことが考えられる。逆に言えば、本分析で焦点を当てる報酬比例年金の受給開始年齢変更は、2013 年に一部の男性のみを対象に我が国で初めて施行された制度変更であるため、先行研究が直面している状況に比べれば、制度変更の影響は大きく観察され、健康や生活習慣に対して一致性を有した引退の LATE を得られることが期待できる。

なお、本研究と同様に、2000 年改定による報酬比例部分の支給開始年齢の変更が高齢者の行動に与えた影響を検証した研究には、Zhao et al. (2017)と北村(2018)がある。Zhao et al. (2017)は、国立社会保障・人口問題研究所が実施した *Health and Retirement Survey* の個票パネルデータを使って、労働市場からの完全な引退後に、飲酒・喫煙習慣が減ることと、運動習慣が増加することを確認している。しかしながら、Zhao et al. (2017)が使っているデータは改定実施前の 2008~2011 年であるため、あくまでも将来の期待を推定したものであるから、実際に制度が適用された後に高齢者の労働供給や生活習慣にどのような変化があったのかは分からないし、それらが最終的に高齢者の健康に与えた影響も分からない。一方で、北村(2018)は、2005~2014 年の厚生労働

省の『中高年者縦断調査』の個票パネルデータを使って、2000年度改定と2013年に施行された改正高齢者雇用安定法が高齢者の労働供給に与える影響を分析しており、これらの効果は限定的であることを示した。しかしながら、北村(2018)では、報酬比例年金の受給対象者でない自営業者をサンプルに含んでいたり、いわゆるAPC(age-period-cohort)問題(例えば、Yang and Land, 2013)を抱えるモデルによって分析をしていることから、論文の目的と推定式との間には大きな齟齬があるという致命的な問題を抱えている。これらを踏まえると、本研究は前節で挙げた引退が健康に与える影響を検証した文献に対する貢献に加えて、日本の年金制度改革の経済学的な分析にも大きく貢献する実証研究であると言える。

3. データと実証モデル

3.1 データ

本研究で使用するデータは、経済産業研究所・一橋大学・東京大学が共同で実施している日本の中高年層を対象とした包括的なパネル調査である「くらしと健康の調査(JSTAR)」の1st~4th waves(2007~2013年)である。JSTARは、米国の*Health and Retirement Study*や英国の*English Longitudinal Study of Ageing*、ヨーロッパ諸国の*Survey of Health and Retirement in Europe*(SHARE)に代表されるGlobal Aging Dataとの比較可能性を最大限維持するように設計されている世界標準の個票パネルデータのの一つである。JSTARでは、回答者とその家族の健康状態や社会経済的特徴に関する広範な情報を、留置式の質問票とコンピュータを用いた個人面接によって収集している。

JSTARは2007年に、北海道滝川市(N=570)・宮城県仙台市(N=908)・東京都足立区(N=868)・石川県金沢市(N=1,011)・岐阜県白川町(N=806)の5自治体を対象として実施されたが、2009年には、佐賀県鳥栖市(N=645)・沖縄県那覇市(N=922)の2市、2011年には東京都調布市(N=567)・大阪府富田林市(N=517)・広島県広島市(N=1,100)の3市が加わり、現在の調査対象は10自治体である。JSTARは全国規模の無作為抽出調査ではないが、調査地点は日本国内にバランスよく配置されている。回答者は、住民基本台帳から無作為に抽出された50歳から75歳の個人で、全自治体の平均回答率は初回調査が61.3%(45.9%~87.8%)、追跡調査の平均継続率は87.7%(69.4%~96.4%)である²。

本研究の分析対象は、男性の報酬比例年金受給者および同受給予定者である³。1節でまとめた欧米の先行研究では性差に注目して分析している研究も多く存在するが、本研究で

² 詳細は Ichimura et al. (2009)を参照されたい。

³ 夫の労働市場からの引退が配偶者(妻)の健康や幸福度に与える影響についても様々な議論がある。日本の研究例では、Bertoni and Brunello (2017)が早期退職が妻のメンタルヘルスを悪化させることを確認しているが、Oshio(2021)では夫の退職が妻の精神的健康に及ぼす影響は、妻のそれまでの行動に大きく依存することを示唆する結果を得ている。

男性のみに対象を限定する。その理由は、我々のデータセットで2000年改定の影響を受けるのが、1953年4月2日以降に生まれた男性のみであるためである（図1）。逆に、本研究の分析対象である報酬比例年金の受給者ならびに受給予定者は、フルタイムで就業している被用者であり、2節で述べたように、特にJSTARの調査対象となっている中高年齢世代では、女性の正規就業率が低く、男性中高年者の就業意欲は高いことには一定の留意が必要である。

3.2 実証モデルと識別戦略

労働市場からの引退が男性高齢者の健康に与える影響を推定するモデルは、以下の(1)式である。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 R_{it} + \beta_x X_{it} + \lambda_i + \tau_t + u_{it} \quad (1),$$

Y_{it} は回答者個人 i の t 年における健康状態を表す変数であり、健康不良であるならば1を取るダミー変数である。我々は、引退が主観的不健康、メンタルヘルス、不適性体重、生活習慣病の罹患および口腔機能といった様々な健康指標に与える影響を推定する。主観的不健康は、健康状態が「悪い」・「非常に悪い」に1をとるダミー変数である。メンタルヘルスには、CES-D (center for epidemiologic studies depression scale) スコアの合計点 (60点満点) を使って、抑うつ状態とされる16点以上の点数をもつ回答者に1をとるダミー変数を用いる。不適正体重は、BMIがやせ (18未満) または肥満 (25以上) である回答者に1をとるダミー変数である。生活習慣病の罹患は、厚生労働省の定義に基づいて、高血圧・脂質異常症・糖尿病の少なくとも一つに罹患していれば1をとるダミー変数である。口腔機能は、義歯である場合に1をとるダミー変数と咀嚼が困難で摂食による栄養摂取に制限があると考えられる個人に1をとるダミー変数が含まれる。1節で述べたように、未治療の虫歯や歯周病などに主に起因する口腔機能の低下は、食欲の低下をもたらし、栄養が偏ったり不足することによって、最終的に体力や免疫力が低下するため、心身の健康に悪影響を及ぼすが (Marcenes et al., 2013)、引退がその後の高齢者の口腔機能に与えた影響を検証している経済学的な研究は見られない。 R_{it} は労働市場から引退している場合を1、そうでない場合を0とするダミー変数である。ここでは法定年齢に基づく最初の退職が健康に与える影響に焦点を当てるが、多くの先行研究では、労働市場からの完全な引退 (complete retirement) の影響を推定している研究が多いため、再雇用以降の完全な引退による影響も併せて推定する。 β_1 は引退が健康指標 Y_{it} に与える影響を示した係数推定値であり、 β_1 が正に推定されれば、引退によって個人の健康状態は悪化、負に推定されれば、引退によって健康状態が改善したと解釈できる。 X_{it} は個人属性と世帯属性を含む説明変数べ

クトルである。個人属性は、回答者の年齢とその2乗、世帯属性は、有配偶ダミーと世帯の金融資産保有額である。 λ_i は個人の固定効果⁴、 τ_t は調査年の固定効果、 u_{it} は誤差項である。

1節で述べたように、引退の意思決定 R_{it} は、様々な要因によって決定される内生変数であるため、(1)式を最小二乗法（OLS）で推定すると、それらの要因のバイアスを含んだ $\hat{\beta}_1$ が推定される。前小節で述べた通り、本分析で用いるJSTARの個票パネルデータは、多くの先行研究で用いられているGlobal Aging Dataの一つであるため、本分析の識別戦略もそれらの先行研究にしたがったものとする。すなわち、引退者元来の健康資本のストック量などの時間を通じて不変で観察できない異質性はパネルデータモデルにおける固定効果 λ_i で考慮し、公的年金制度の支給開始年齢の変更という外生的変化を引退の操作変数とすることによって、健康が引退に与える逆因果と引退が健康に与える影響を識別する。多くの先行研究が指摘しているように、公的年金の支給開始年齢の変更は、個人の労働インセンティブ（引退時期の決定）に直接的な影響を与える一方で、個々人の健康や生活習慣および医療利用には直接的には影響しないため、この制度改定は操作変数が満たすべき関連性と外生性の条件を満たしている変数であるといえる。なお、報酬比例年金の受給開始年齢は生年（コーホート）によって定められていることを踏まえると、第一段階の推定式における操作変数はコーホートダミーを用いれば十分である。実際に、複数の国々にまたがるSHAREを使った研究では、国ごとに異なる年金受給開始年齢や法定退職年齢の違いを利用できるため、コーホートダミーを引退の操作変数として分析を行っている。しかしながら、一国の個票パネルデータを使った固定効果推定を行う場合、生年は時間を通して不変な要素であるため、固定効果モデルにおいては、 λ_i と識別できず、この効果を独立に考慮することができない。したがって、本分析における第一段階の推定式は、アメリカ合衆国を対象としたBonseng et al. (2016)やオーストラリアを対象にしたZhu (2016)、前述のNishimura et al. (2018)、そしてオーストリアを対象としたFrimmel and Pruckner (2020)など、一国のデータを使った分析で採用されている以下の定式化を用いる。

$$R_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot 1[age_{it} > Page_i] + \gamma_2 \cdot 1[age_{it} > Page_i] \cdot age_{it} + \gamma_x X_{it} + \lambda_i + \tau_t + e_{it} \quad (2)$$

ただし、 $1[\cdot]$ は指示関数（indicator function）、 age は個人 i の年齢、 $Page$ はコーホートごとに異なる報酬比例年金の年金受給開始年齢である。すなわち、指示関数は調査時点の年齢が外生的に定められる報酬比例年金の支給開始年齢を上回っているかどうかを示す有資格ダミーであり、その係数 γ_1 は報酬比例年金の報酬比例の部分に関する制度改定が個人

⁴ 我々のデータセットには、個人の居住地に関する情報が含まれていないため、地域のマクロ経済環境やその他の観察できない地域の固定効果を明示的に考慮することができない。しかしながら、地域の固定効果は、モデル上で考慮されている個人の固定効果の線形結合になるので、この影響は実質的には考慮されている。

の引退確率に与える影響を捉えている。2000年改定によって、1953年4月2日以降に生まれた男性は、改正前の年金受給開始年齢である60歳になっても報酬比例年金を受給できなくなるため、彼らの引退確率は下がる、つまり γ_1 は負に推定されると予想される。2つ目の操作変数は、有資格ダミーと年齢の交差項であり、有資格後における年齢が引退に与える影響を捉えるものである。

これに加えて、本研究では、引退が健康に与える因果効果がどのようなメカニズムによるものなのかを推察するために、同様のフレームワークを使って、引退が生活習慣や医療利用などの健康投資行動に与える影響も検証する。生活習慣は、散歩習慣（1日平均30分以上）・喫煙習慣（現喫煙者）・飲酒習慣（1週間あたり3～4日以上飲酒）について、該当する回答者に1をとるそれぞれのダミー変数である。加えて、過去1年間に健康診断を受診した個人および過去1年間に外来・入院・歯科医療を利用していた回答者に1をとるそれぞれのダミー変数である。1節で紹介した先行研究でも、引退をきっかけとする生活習慣の変容や医療利用は、メンタルヘルスや体格を指すCES-DやBMIといった指標に影響を与えたり、生活習慣病の発症やその改善要因になるなどの様々な影響が確認されている。

3.3 記述統計

表1には、本分析で使用する変数の記述統計量をまとめている。32.4%の客体が引退、31.3%の客体が労働市場から完全に引退している⁵。また、健康指標については、回答者の9.1%は主観的健康が悪く、15.2%がメンタルヘル스에不調を抱えており、51.7%は高血圧・脂質異常症・糖尿病のいずれかの生活習慣病を抱えている。口腔機能については、義歯等がある回答者は42.5%、咀嚼困難な個人が4.3%ほど存在する。これらは加齢に応じて発症する確率が上がっていくものであり、当サンプルでも、引退者の平均値が非引退者のそれを有意に上回っている様子が確認できる。その一方で、BMIが適正でない回答者は、引退前後で変わらず全体の28.1%を占めていて引退前後の平均の差は有意ではない。個人・世帯属性については、サンプルの平均年齢は65.2歳で、約9割が既婚であり、世帯の金融資産保有額の平均は599.7万円である。なお、全体の約13%と1%が世帯金融資産保有額と婚姻状況に無回答であったため、世帯属性の観測値数が少なくなっている。世帯金融資産保有額の無回答者ほど引退割合が4%ポイントほど高く、有配偶割合が3%ポイント低い一方で、婚姻状況の無回答者ほど引退割合が20%ポイント、年齢が4歳ほど、そして世帯金融資産保有額が40万円ほど高い。無回答者が引退者もしくはそれ以外のどちらかのグループにまとまっていることは表1において確認できないが、世帯属性を含んだモデルの解釈には一定の留意は必要であると考えられる。また、調査時点で報酬比例年金の支給開始年齢を超え

⁵ JSTARの引退に関する項目は、「引退している／家事をしている／療養している／その他／分からない」から一つ選ぶ質問になっている。ここでは、家事従事・療養中・分からないと回答した個人は分析サンプルに含めていない。

ている回答者は73.6%を占めている。生活習慣に関する変数⁶については、散歩習慣・喫煙習慣・飲酒習慣があり、これらはいずれも健康に影響を与えると考えられる。これらの習慣を有する回答者の割合は、それぞれ75.8%・28.9%・58.4%であり、いずれも引退者サンプルの方が有意に低くなっている。また、サンプル全体では70.0%が健康診断を受診しているが、引退後にはその割合が16.2ポイントも減少している。これは、就業時には受診義務があった企業の定期健診が、引退後に受けられなくなったためである可能性が高い。医療利用については、過去1年間の外来・入院・歯科を利用した回答者の割合が、それぞれ67.2%・10.8%・48.8%であり、この順番にいずれも引退者サンプルの方が有意に高くなっている。

[表1 記述統計量と平均値の差の検定]

4. 推定結果

4.1 引退が高齢者の健康に与える影響

表2は、FE モデルおよび FEIV モデルを使って、労働市場からの引退が、健康指標に与える影響を推定した結果をまとめている。上段の数値は引退ダミーの係数推定値、下段の括弧内は個人間の系列相関を許容した clustering robust standard errors (Bertrand et al., 2004) である。また、それぞれの健康指標について、個人属性のみを入れたモデルと世帯属性を追加したモデルの推定結果を報告している。3.3 節で述べたように、世帯属性の無回答者には一定の傾向があるが、幸いにも世帯属性を追加するか否かによって結果に大きな違いは見られない。分析結果の詳細に先立って、操作変数が満たすべき関連性と外生性について確認する⁷。それぞれの推定結果の下方には、関連性を確認するための first-stage F 統計量と外生性を確認するための過剰識別性条件 (overidentifying restriction) の検定結果 (Sargan-Hansen 統計量) を報告している。前者の統計量

⁶ 1 節で取り上げた他の Global Aging Data を用いている先行研究では、認知機能や ADL (activity of daily living) や睡眠時間に与える影響も検証されているが、JSTAR にはそれらの変数は一部の wave にしか含まれていなかったり、記述統計の推移が不自然に変化しているものなどがあったため、本研究では用いていない。

⁷ 操作変数の具体的な推定結果は補論 1 にまとめている。また補論 2 では、報酬比例部分の受給開始年齢に替えて、定額部分の受給開始年齢および改定高齢者雇用安定法に基づく定年退職年齢を引退の操作変数として分析した際の、推定結果をまとめている。操作変数が満たすべき条件については、外生性は概ね満たされているが、関連性は必ずしも満たされているとは言えない。より重要なことは、いずれの first-stage F-statistics も 1% 有意水準で有意に推定されているが、表 2・表 3 で示した報酬比例年金の受給開始年齢を操作変数としたものに比べると、ほとんど全ての first-stage F-statistics はそれらよりも低いことである。これらの結果は多くの先行研究で確認された結果と整合的ではあるが、2 節で述べたように、日本のデータを使った先行研究の推定値には弱操作変数の問題によるバイアスが含まれていることを示唆している。

は、(2)式の $\gamma_1 = \gamma_2 = 0$ を F 検定した結果であるが、世帯属性を含むモデルの一部を除いて、Staiger and Stock(1997)が提案している臨界値 10 を超えて有意である。世帯属性を含むモデルの一部で F 値が 10 を超えていないモデルもあるが、 β_1 が有意に推定されているモデルの係数推定値は世帯属性を含まないモデルのそれとかなり近いことや、臨界値に近い値をとっているものが多く、1%水準で帰無仮説を棄却できることから、我々の操作変数は関連性の条件を概ね満たしていると判断できる。また、過剰識別性条件の検定では、いずれのモデルにおいても「操作変数が外生である」という帰無仮説は棄却されない。つまり、我々の操作変数は外生性の条件も満たしていると判断できるため、推定値は一致性を有しているとみなせる。

[表2 引退が健康に与える影響]

3.2 節で述べたように、 Y_{it} は値が大きいほど健康状態が悪いことを示しているのので、引退ダミーの係数が正で有意に推定されていれば、引退後に健康状態は悪化していることを示している。FEIV モデルでは、生活習慣病に罹患する確率と義歯になる確率が高くなることを示している一方で、主観的不健康やメンタルヘルス、および咀嚼の困難さは改善することが確認されている。また、BMI については定性的に一貫した影響は見られない。この中で特に、生活習慣病に罹患する確率とメンタルヘルスおよび口腔機能の改善については有意な影響がみられる。具体的には、労働市場から離れることによって、生活習慣病に罹患する確率は 72.0~76.1%も有意に増加する一方で、メンタルヘルスは 62.1~65.2%、口腔機能は 27.8~35.1%ほど改善する。なお、これら FEIV の推定値は、内生性を考慮していない FE 推定の推定値に比べ係数が大きな値をとっている。この理由としては、本分析結果は、ばらつきが小さい一定の非労働所得を持ったうえで、報酬比例年金の受給開始年齢が外生的に変化した際の引退が健康に与える LATE を推定しているからである。つまり、既存の内生性の存在に加えて、FE 推定が期間内に離職を経験していない人(常時、就業もしくは非就業である者)も含んだサンプル全体の平均的な効果を推定しているためと考えられる⁸。主観的不健康と義歯利用に対する引退の非有意な影響については、操作変数推定量は最小二乗推定量に比べて効率性が劣ることによる可能性が考えられる。

4.2 メカニズムの考察

本節では、表2で確認された引退が健康に与える因果効果がどのようなメカニズムによるものなのかを推察するために、同様のフレームワークを使って、引退が生活習慣や医療利用などに与える影響を検証する。推定結果は表3に示す通りである。操作変数が満たすべき関連性と外生性の

⁸ なお、こうした現象は同様のアプローチで分析を行っている先行研究においてもよく見られる(例えば、Coe and Zamarro, 2011; Bonsang et al., 2012; Zhu, 2016; Gorry et al., 2018; Atalay et al., 2019; Tran and Zikos, 2019; Celidoni et al., 2020; Frimmel and Pruckner, 2020; Motegi et al., 2020)。

条件に関する検定結果からは、こちらの分析においても、我々の操作変数は、関連性と外生性の条件を概ね満たしていると判断できる。具体的には、**first-stage F** 統計量については、表 2 の結果と同様に、世帯属性を含むモデルの一部を除いて、臨界値 10 を超えて有意であることが確認できるが、それらの結果は、定性的に一貫した影響が見られない外来利用を除いて、世帯属性を含まないモデルのそれと近い値が推定されており、また、**first-stage F** 統計量自体も臨界値に近い値を有するものが多い。**Sargan-Hansen** 統計量は歯科利用で完全な引退を内生変数とした個人属性だけを含むモデルにおいてのみ有意であったが、それ以外では帰無仮説を棄却できない。

[表3 引退が生活習慣に与える影響]

引退が医療利用に与える影響については、FEIV モデルでは、引退が歯科利用に与える影響のみが正で有意に推定されており、引退後に歯科利用が有意に増加することが確認できる。これは、Lucifora and Vigani (2018)や Zhang et al. (2018)が指摘しているように、引退後には余暇時間が増えるために、時間の機会費用が低下し、歯科利用を増加させることが反映された結果であると考えられる。その一方で、健康状態に影響を与える入院の推定値にはばらつきがあり、外来利用については定性的に一貫した影響は見られない。歯科とは対照的なこれらの結果は、引退が入院・入院外の医療利用に与える影響はかなり限定的であることを示唆しており、引退後の医療利用が健康を改善させたとは考えにくい。また健診に関しても有意ではないものの、引退後の受診確率は下落する傾向にある。実際、厚生労働省『国民健康・栄養調査(2009)』によれば、「過去1年間に歯科検診を受けた者の割合」は全体では52.9%である一方、引退世代である60代の割合が最も高く58.1%である。それに対して、厚生労働省『国民生活基礎調査(2010)』によれば、過去1年間の健康診断などの受診状況は60代男性は66.3%であり、50代男性よりも10%ポイント低い。このことから引退による医療利用、健診機会行動の違いが、口腔状態の改善に寄与したものの、引退後には年1回の定期健康診断が義務でなくなったと同時に、生活習慣病発症のスクリーニングの機会も失い、結果として、生活習慣病の増加につながっていると考えられる。

一方で、散歩習慣、飲酒習慣、喫煙習慣といった生活習慣病の発症に関連する生活習慣に与える影響はいずれも有意ではないが、散歩習慣が増え、喫煙習慣が減っていることは健康に正の影響を、飲酒習慣の増加は健康に負の影響を与えている定性的な結果は確認できる。メンタルヘルスの改善についても、上記の生活習慣変化の影響も考えられるが、全体的に有意な影響が確認されていないことは、それらよりも労働からの解放による影響が大きいことを示唆している可能性がある。

4.3 頑健性の確認

日本の公的年金制度では、法律で定められた年齢とは異なった年齢から年金受給を受けること

もできる。受給開始のタイミングは、個人や世帯が直面している状況に依存する可能性があるため、それによって引退の意思決定も変わるかもしれない。JSTAR では、受給者に対しては定額部分の受給開始時期、非受給者にはその繰り上げ・繰り下げの希望を尋ねているが、変数の平均の差を比べると、約 2 割に相当する繰り上げ受給をしている人・その希望がある人の方が、主観的健康が悪い割合や不適性体重に該当する割合が高く、散歩習慣や健診受診割合が低く、高齢で退職割合が高く、配偶者がおらず、世帯資産額が少ないことが分かる（表 A3）。これらの傾向を鑑みると、繰り上げ受給に対する選好を有する人は不健康で生活が不安定な傾向があると考えられるため、これが退職時期の選択やその後の健康及び生活習慣に一定の影響を及ぼしている交絡因子となっている可能性がある。我々が焦点を当てている報酬比例部分の年金受給に関する支給開始時期やその意向に関する質問項目は JSTAR に含まれていないが、それらに該当する個人を除外したサンプルによって同様の分析を試みることで、結果の頑健性を確認する。

表 4 はその結果をまとめたものであるが、世帯属性を含むモデルの first-stage F 統計量はいずれも著しく低下していることが確認できる。健康に与える影響については、メンタルヘルスは影響と口腔機能（咀嚼）が一貫して有意に改善することが確認できるが、生活習慣病への罹患については、係数推定値が小さくなり、世帯属性を含むモデルで有意性が消えている。上述の通り、繰り上げ受給に対する選好を有する人は、健康指標が悪い傾向があるため、彼らを除いたことがこうした結果をもたらしているものと推察される。健康投資については、歯科利用も世帯属性を含むモデルで有意性が消えているが、係数推定値自体は表 3 の結果とほとんど変わらない。

[表4 頑健性の確認]

5. 結論

本分析では、中高年層を対象とした情報量が豊富な世界標準の個票パネルデータである『くらしと健康の調査（JSTAR）』を使って、男性高齢者の労働市場からの引退がその後の健康に与える影響を検証し、さらにそのメカニズムを探るために、引退を機に生活習慣や医療利用などの健康投資行動がどのように変化したのかを分析した。引退がその後の健康状態に及ぼす影響を検証している研究は多く存在するが、そのメカニズムは多種多様かつ複雑であり、様々な結果が報告されている。我々は、2013年度から日本の公的年金制度で施行された男性の報酬比例部分の受給開始年齢の変更注目し、固定効果操作変数推定によって、引退がその後の健康および健康投資行動の変遷に与えた影響を推定した。

その結果、ばらつきが小さい一定の非労働所得を持つ高齢者の報酬比例年金の受給開始年齢が上昇すると引退時期が有意に遅れ、さらに引退後に口腔機能とメンタルヘルスが有

意に改善するが、生活習慣病を患う確率が有意に高くなることが分かった。このうち、口腔機能の改善については、引退後に歯科利用率が有意に高まることが咀嚼機能の改善につながっているというメカニズムが有力である結果が得られた。この結果は、日本の高齢者の歯科利用に対して興味深い含意を有している。Ando and Takaku (2016)は、日本の公的医療保険制度の自己負担率が、70歳を境に30%から10%に不連続に下落する制度的な差異が義歯利用と咀嚼能力に与える影響をRDDによって推定した。JSTAR (1st~3rd waves)を用いた分析の結果、直面価格の下落は女性高齢者の義歯利用を有意に増加させるが、男性高齢者の義歯利用および咀嚼能力に対する有意な影響は確認されていない。つまり、本研究で確認された退職が歯科利用の増加や咀嚼能力の改善に与える有意な影響とAndo and Takaku (2016)の結果は、男性高齢者の口腔機能や歯科利用は、自己負担の下落による価格効果の影響よりも、時間の機会費用の変化に大きく反応的であることを示唆している。高齢者の口腔機能の改善と心身の良好な健康との間に強い相関関係があることを踏まえれば、60代における口腔機能の定期的なメンテナンスや改善は、それ以降の医療費・介護費の抑制に大きく貢献する重要な予防行動の一つであると考えられる。加えて、一貫した統計的な有意性は確認されなかったが、労働からの解放がメンタルヘルスの改善に、健診機会の減少が生活習慣病の発症につながっていることを示唆する結果も得られた。

最後に、本分析において残された課題をまとめておきたい。第一は、データの制約上、報酬比例年金の繰り上げ・繰り下げ支給の影響を正確にとらえることができない点である。4.3節で述べた通り、JSTARには報酬比例部分の受給時期に関する質問が含まれていないため、これがどの程度結果に影響をするのかを検証することができない。しかしながら、それに関する個人の選好が時間を通して一定であれば、その影響は固定効果によって処理されるため、推定値は一致性をもって推定される。第二は、本分析では、因果推論に基づく実証分析を行ったが、FEIV推定における推定結果においても潜在的なバイアスが潜んでいる可能性がある点である。具体的には、年金受給開始年齢の上昇は引退確率を引き下げるため、FE推定では負のバイアスが発生するため、健康に与える効果(係数推定値)は $\hat{\beta}_{1,FE} < \hat{\beta}_{1,FEIV}$ となるはずである。しかしながら、表2・3の結果を見てもバイアスの方向は必ずしも一意ではない。本分析の定性的な結果は先行研究の多くとは整合的ではあるが、この点についての議論は、高齢者の引退が健康に与えるメカニズムの全容を明らかにするうえで重要な今後の課題である。最後に、JSTARは中高年層を対象とした情報量が豊富な世界標準の個票パネルデータではあるが、特定の地域に調査を絞っていてnationally representativeなデータではない。より広範な地域を対象としたデータを用いて、我々の結果が一般性を有するのかどうかを評価することは、今後の重要な研究課題であると言える。

参考文献

- 北村智紀 (2018) 厚生年金の支給開始年齢引き上げと2013年高齢者雇用安定法改正の高齢者雇用に与える効果, 『統計研究彙報』, 75, 1-20.
<http://www.stat.go.jp/training/2kenkyu/ihou/75/pdf/2-2-751.pdf>
- Ando, M. and Takaku, R. (2016). Affordable False Teeth: The Effects of Patient Cost Sharing on Denture Utilization and Subjective Chewing Ability, *The B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, 16(3), 1387-1438. Doi: 10.1515/bejeap-2015-0194.
- Atalay, K. Barrett, G.F., and Staneva, A. (2019). The Effect of Retirement on Elderly Cognitive Functioning, *Journal of Health Economics*, 66, 37-53. doi:10.1016/j.jhealeco.2019.04.006
- Behncke, S. (2012). Does Retirement Trigger Ill Health? *Health Economics*, 21(3), 282-300.
doi:10.1002/hec.1712
- Bertoni, M., and Brunello, G.(2017). Pappa Ante Portas: The Effect of the Husband's Retirement on the Wife's Mental Health in Japan, *Social Science & Medicine*, 175, 135-142. doi: 10.1016/j.socscimed.2017.01.012.
- Bertoni, M., Maggi, S., and Weber, G. (2018). Work, Retirement, and Muscle Strength Loss in Old Age, *Health Economics*, 27, 115-128. doi: 10.1002/hec.3517
- Bertrand, M., Duflo, E., and Mullainathan, S. (2004). How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, 119 (1), 249-275.
doi:10.1162/003355304772839588
- Bíró, A. (2014). Supplementary private health insurance and health care utilization of people aged 50+, *Empirical Economics*, 46, 501-524. doi: 10.1007/s00181-013-0689-20
- Bonsang, E., Adam, S., and Perelman, S. (2012). Does Retirement Affect Cognitive Functioning? *Journal of Health Economics*, 31(3), 490-501. doi: 10.1016/j.jhealeco.2012.03.005
- Bozio, A., Garrouste, C. and Perdrix, E. (2021). Impact of Later Retirement on Mortality: Evidence from France, *Health Economics*, 30,1178-1199. doi:10.1002/hec.4240
- Celidoni, M., Dal Bianco, C., Rebba, V., and Weber, G. (2020). Retirement and Healthy Eating, *Fiscal Studies*, 41(1), 199-219. doi: 10.1111/1475-5890.12196
- Coe, N.B., and Zamarro, G. (2011). Retirement Effects on Health in Europe. *Journal of Health Economics*, 30(1), 77-86. doi: 10.1016/j.jhealeco.2010.11.002.
- Eibich, P. (2015). Understanding the Effect of Retirement on Health: Mechanisms And Heterogeneity, *Journal of Health Economics*, 43, 1-12, doi:10.1016/j.jhealeco.2015.05.001.
- Feng, J., Li, Q., and Smith, J.P. (2020). Retirement Effect on Health Status and Health Behaviors in Urban China, *World Development*, 126, 104702. doi: 10.1016/j.worlddev.2019.104702
- Fitzpatrick, M.D., and Moore, T.J. (2018). The Mortality Effects of Retirement: Evidence from Social Security Eligibility at Age 62, *Journal of Public Economics*, 157, 121-137.
doi: 10.1016/j.jpubeco.2017.12.001

- Frimmel, W., and Pruckner, G.J. (2020). Retirement and Healthcare Utilization, *Journal of Public Economics*, 184,104146. doi:10.1016/j.jpubeco.2020.104146.
- Godard, M. (2016). Gaining Weight through Retirement? Results from the SHARE Survey, *Journal of Health Economics*, 45, 27-46. doi: 10.1016/j.jhealeco.2015.11.002
- Gorry, A., Gorry, D., and Slavov, S.N. (2018). Does Retirement Improve Health and Life Satisfaction, *Health Economics*, 27, 2067-2086. doi: 10.1002/hec.3821
- Gorry, D., and Slavov, S.N. (2021). The Effect of Retirement on Health Biomarkers, *Economics and Human Biology*, 40, 100949. doi:10.1016/j.ehb.2020.100949
- Grossman, M. (1972). On the Concept of Health Capital and the Demand for Health, *Journal of Political Economy*, 80(2), 223-255.
- Hagen, J. (2018). The Effects of Increasing the Normal Retirement Age on Health Care Utilization and Mortality, *Journal of Population Economics*, 31, 193-234. doi:10.1007/s00148-017-0664-x
- Heller-Sahlgren, G. (2017). Retirement Blues, *Journal of Health Economics*, 54, 66-78.
doi: 10.1016/j.jhealeco.2017.03.007
- Huang, W., and Zhang, C. (2021). The Power of Social Pensions: Evidence from China's New Rural Pension Scheme, *American Economic Journal: Applied Economics*, 13 (2): 179-205. doi: 10.1257/app.20170789
- Ichimura, H., Shimizutani, S., and Hashimoto, H. (2009) . JSTAR First Results 2009 Report, Discussion papers 09047, Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI).
<https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/09e047.pdf>
- İmrohoroğlu, S., Kitao, S., and Yamada, T. (2019). Fiscal Sustainability in Japan: What to Tackle, *The Journal of the Economics of Ageing*, 14, 100205. doi:10.1016/j.jeoa.2019.100205
- Kesavayuth, D., Rosenman, R.E., and Zikos, V. (2018). Retirement and Health Behaviour, *Applied Economics*, 50(54), 5859-5876. doi:10.1080/00036846.2018.1488070
- Kitao, S.(2017). When DO WE Start? Pension Retirement in Ageing Japan, *The Japanese Economic Review*, 68, 26-47. doi:10.1111/jere.12135
- Kondo, A., and Shigeoka, H. (2017). The Effectiveness of Demand-Side Government Intervention to Promote Elderly Employment: Evidence from Japan. *ILR Review*, 70(4), 1008-1036.
doi: 10.1177/0019793916676490
- Kreider, B., Manski, R.J. Moeller, J., Pepper, J. (2015). The Effect of Dental Insurance on the Use of Dental Care for Older Adults: A Partial Identification Analysis, *Health Economics*, 24(7), 840-858. doi: 10.1002/hec.3064
- Kuhn, A., Staubli, S., Wuellrich, J.P., and Zweimüller, J. (2020). Fatal Attraction? Extended Unemployment Benefits, Labor Force Exits, and Mortality, *Journal of Public Economics*, 191, 104087. doi:10.1016/j.jpubeco.2019.1041087
- Kuusi, T., Martikainen, P., and Valkonen, T. (2020). The Influence of Old-age Retirement on Health: Causal

- Evidence from the Finnish Register Data, *The Journal of the Economics of Ageing*, 17, 100257, doi:10.1016/j.jeoa.2020.100257.
- Lucifora, C., and Vigani, D. (2018). Health Care Utilization after Retirement: the Role of the Opportunity Cost of Time, *Health Economics*, 27, 2030-2050. doi: 10.1002/hec.3819
- Marcenes, W., Kassebaum, N.J., Bernabe, E., Flaxman, A., Naghavi, M., Lopez, A., and Murray, C.J.L. (2013). Global Burden of Oral Conditions in 1990-2010: A systematic Analysis, *Journal of Dental Research*, 92(7), 592-597. doi: 10.1177/0022034513490168
- Meyerhoefer, C.D., Zuvekas, S.H. Farkhad, B.F., Moeller, J.F., Manski, R.J. (2019). The Demand for Preventive and Restorative Dental Services among Older Adults, *Health Economics*, 28(9), 1151-1158. doi: 10.1002/hec.3921
- Motegi, H., Nishimura, Y., and Terada, K. (2016). Does Retirement Change Lifestyle Habits? *The Japanese Economic Review*, 67(2), 169-191. doi: 10.1111/jere.12104
- Motegi, H., Nishimura, Y., and Oikawa, M. (2020). Retirement and Health Investment Behaviors: An International Comparison, *The Journal of the Economics of Ageing*, 16, 100267 doi: 10.1016/j.jeoa.2020.100239
- Nielsen, N.F. (2019). Sick of Retirement? *Journal of Health Economics*, 65, 133-152. doi: 10.1016/j.jhealeco.2019.03.008
- Nishimura, Y., Oikawa, M., and Motegi, H. (2018). What Explains the Difference in the Effect of Retirement on Health? Evidence from Global Aging Data, *Journal of Economic Surveys*, 32(3), 792-847. Doi:10.1111/joes.12215
- Okumura, T. and Usui, E. (2014). The Effect of Pension Reform on Pension-benefit Expectations and Savings Decisions in Japan. *Applied Economics*, 46(14), 1677-1691. doi: 10.1080/00036846.2013.870654
- Organisation, for Economic Co-operation and Development (OECD). (2021). *Pensions at a Glance: OECD and G20 Indicators*, OECD Publishing, Paris, <https://doi.org/10.1787/ca401ebd-en>.
- Oshio, T. (2021). What Factors Affect the Evolution of the Wife's Mental Health after the Husband's Retirement? Evidence from a Population-Based Nationwide Survey in Japan, *Journal of Epidemiology*, 31(5), 308-314. doi:10.2188/jea.JE20200071
- Rose, L.(2020). Retirement and Health: Evidence from England, *Journal of Health Economics*, 73, 102352. doi: 10.1016/j.jhealeco.2020.102352
- Shai, O. (2018). Is Retirement Good for Men's Health? Evidence Using a Change in the Retirement Age in Israel, *Journal of Health Economics*, 57, 15-30. doi: 10.1016/j.jhealeco.2017.10.008
- Shen, J. and Listl, S. (2018). Investigating Social Inequalities in Older Adults' Dentition and the Role of Dental Service Use in 14 European Countries, *European Journal of Health Economics*, 19, 45-57. doi:

10.1007/s10198-016-0866-2

- Staiger, D., and Stock, J.H.(1997). Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica*, 65, 557-586. doi:10.2307/2171753
- Tran, D.B., and Zikos, V. (2019). The Causal Effect of Retirement on Health: Understanding the Mechanisms, *the Australian Economic Review*, 52(4), 427-446. doi: 10.1111/1467-8462.12340
- Yang Y. and Land, K.C. (2013) *Age-Period-Cohort Analysis: New Models, Methods, and Empirical applications*. Boca Raton, FL: CRC Press.
- Zhang, Y., Salm, M., and van Soest, A. (2018). The Effect of Retirement on Healthcare Utilization: Evidence from China, *Journal of Health Economics*, 62, 165-177.
doi: 10.1016/j.jhealeco.2018.09.009
- Zhao, M., Konishi, Y., and Noguchi, H. (2017). Retiring for Better Health? Evidence from Health Investment behaviors in Japan, *Japan and the World Economy*, 42, 56-63. doi:10.1016/j.japwor.2017.06.003
- Zhu, R. (2016). Retirement and Its Consequences for Women's Health in Australia, *Social Science and Medicine*, 163, 117-125. doi:10.1016/j.socscimed.2016.04.003

補論1. 報酬比例年金の受給資格と引退選択

表A1は、第一段階推定のうち、操作変数、つまり報酬比例年金の受給開始年齢に関する変数の推定結果のみをまとめたものである。報酬比例年金の有資格ダミーの係数は全て負に有意に推定されており、個人の年齢が報酬比例年金の受給開始年齢を上回ると、引退を選択する確率が大きく下がることを確認できる。また年齢との交差項の推定結果も正で有意に推定されている。

[表A1 報酬比例年金の受給資格と引退選択]

補論2. 他の政策が引退の意思決定に与える影響

表A2は、操作変数を定額部分の受給開始年齢および高齢者雇用安定法の適用者に差し替えて分析を行った推定結果をまとめたものである。脚注7で述べたように、操作変数が満たすべき条件については、外生性は概ね満たされているが、関連性は必ずしも満たされているとは言えない。具体的には、Sargan-Hansen統計量は、BMIを対象とするモデルの一部でのみ帰無仮説が棄却されなかったが、それ以外は帰無仮説を棄却できない。よって、外生性は概ね満たされているといえる。一方で、関連性については、first-stage F 統計量は、高齢者雇用安定法の適用を完全引退の操作変数としたモデルのうち、不健康ダミーに対する影響を推定したモデルにおいて、表2のF

値を0.058のみ上回るが、その他のモデルでは、表2・3のものの平均で8割程度の数値である。つまり、これらの制度変更は、報酬比例年金に比べると引退の意思決定について説明力を持たない。これらの結果は、高齢者はすでに導入されているこれらの制度変更を織り込んで意思決定をしていること示唆しており、計量経済学的には、弱操作変数の問題によって引退が健康や生活習慣に与える因果効果は一致性をもって推定されていないことを意味する。実際に、表A2の推定値は表2・3で推定されたものと比べると、明確な違いがあることが分かる。

[表 A2 他の政策が引退の意思決定に与える影響]

補論3. 繰り上げ受給者の特性

4.3 節で述べた通り、年金受給開始のタイミングは、個人や世帯が直面している状況に依存する可能性があるため、それによって引退の意思決定も変わるかもしれない。以下の表 A3 は、繰り上げ受給をしている人またはその希望がある人と、そうでない人との記述統計と平均値の差の検定を行った結果をまとめている。これによれば、主観的健康が悪い割合や不適性体重に該当する割合が高く、散歩習慣や健診受診割合が低く、高齢で退職割合が高く、配偶者がおらず、世帯資産額が少ないことが分かる。これらの傾向を鑑みると、繰り上げ受給に対する選好が退職時期の選択やその後の健康及び生活習慣に一定の影響を及ぼしている交絡因子となっている可能性がある。

[表 A3 繰り上げ受給者の特性]

表 1 記述統計量と平均値の差の検定

サンプル 内生変数	(i) 全サンプル			(ii) 引退者			(iii) それ以外			平均の差		
	観測値数	平均	標準偏差	観測値数	平均	標準偏差	観測値数	平均	標準偏差	(ii) - (iii)	**	標準誤差
主観的不健康 (= 1)	6869	0.091	0.288	2164	0.129	0.335	4705	0.074	0.261	0.055	**	0.008
メンタルヘルス (= 1)	6126	0.152	0.359	1850	0.173	0.378	4276	0.142	0.350	0.031	**	0.010
不適正体重 (= 1)	7478	0.281	0.449	2336	0.280	0.449	5142	0.281	0.449	-0.001		0.011
生活習慣病 (= 1)	6545	0.517	0.500	2184	0.574	0.495	4361	0.488	0.500	0.086	**	0.013
義歯 (= 1)	6539	0.425	0.494	1918	0.543	0.498	4621	0.376	0.484	0.167	**	0.013
咀嚼困難 (= 1)	7572	0.043	0.202	2368	0.063	0.244	5204	0.033	0.179	0.030	**	0.006
個人属性												
引退 (= 1)	7572	0.324	0.468	2452	1.000	0.000	5120	0.000	0.000			
完全引退 (= 1)	7572	0.313	0.464	2368	1.000	0.000	5204	0.000	0.000			
年齢	7572	65.170	7.312	2368	70.911	4.829	5204	62.558	6.735	8.353	**	0.136
有配偶 (= 1)	6488	0.903	0.296	1977	0.899	0.301	4511	0.905	0.293	-0.006		0.008
世帯金融資産保有額(万円)	6488	599.703	1104.319	1977	744.247	1191.727	4511	536.355	1057.680	207.893	**	31.086
生活習慣												
散歩習慣 (= 1)	7091	0.758	0.428	2238	0.730	0.444	4853	0.771	0.420	-0.041	**	0.011
喫煙習慣 (= 1)	7056	0.289	0.454	2220	0.202	0.401	4836	0.330	0.470	-0.128	**	0.011
飲酒習慣 (= 1)	5890	0.584	0.493	1857	0.536	0.499	4033	0.606	0.489	-0.070	**	0.014
健康診断受診 (= 1)	7484	0.700	0.458	2431	0.591	0.492	5053	0.753	0.432	-0.162	**	0.012
外来利用 (= 1)	5995	0.672	0.470	1661	0.762	0.426	4334	0.638	0.481	0.125	**	0.013
入院利用 (= 1)	6012	0.108	0.310	1667	0.164	0.370	4345	0.087	0.281	0.077	**	0.010
歯科利用 (= 1)	5982	0.488	0.500	1657	0.520	0.500	4325	0.476	0.499	0.044	**	0.014
政策変数												
厚生年金受給資格 (= 1)	7572	0.736	0.441	2368	0.987	0.112	5204	0.622	0.485	0.366	**	0.007
厚生年金受給資格×年齢	7572	50.436	30.541	2368	70.177	9.184	5204	41.453	32.571	28.724	**	0.489

注: **は 1% 有意水準で有意であることを示す。

表2 引退が健康に与える影響

退職	引退				完全引退			
	FE	FEIV	FE	FEIV	FE	FEIV	FE	FEIV
推定方法								
主観的不健康	0.023	-0.092	0.008	-0.172	0.015	-0.091	-0.005	-0.168
	0.015	0.175	0.017	0.209	0.018	0.174	0.019	0.207
N	6967	6869	6274	6188	6967	6869	6274	6188
R-Squared (overall)	0.004	0.003	0.000	0.005	0.003	0.003	0.000	0.005
First-stage F統計量		13.134 **		9.948 **		13.544 **		10.396 **
Sargan-Hansen統計量		0.001		0.261		0.002		0.287
メンタルヘルス	0.058 **	-0.436	0.056 *	-0.621 *	0.043	-0.459	0.035	-0.652 *
	0.021	0.229	0.022	0.294	0.022	0.239	0.024	0.308
N	6215	6126	5649	5572	6215	6126	5649	5572
R-Squared (overall)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
First-stage F統計量		11.852 **		8.562 **		11.217 **		8.095 **
Sargan-Hansen統計量		0.332		0.203		0.215		0.138
不適正体重	0.015	0.160	0.015	-0.004	0.024	0.163	0.024	-0.012
	0.018	0.197	0.019	0.230	0.019	0.208	0.020	0.242
N	7585	7478	6516	6429	7585	7478	6516	6429
R-Squared (overall)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
First-stage F統計量		13.463 **		10.146 **		12.250 **		9.276 **
Sargan-Hansen統計量		0.768		1.088		0.833		1.083
生活習慣病	0.028	0.754 **	0.013	0.720 *	0.033	0.761 **	0.016	0.735 *
	0.021	0.277	0.021	0.327	0.024	0.284	0.025	0.338
N	6655	6545	5722	5633	6655	6545	5722	5633
R-Squared (overall)	0.011	0.010	0.000	0.007	0.012	0.010	0.001	0.008
First-stage F統計量		11.997 **		8.246 **		11.542 **		7.751 **
Sargan-Hansen統計量		1.933		1.007		2.210		1.111

義歯	0.019	0.151	0.024	0.073	0.022	0.149	0.025	0.070
	0.021	0.226	0.024	0.278	0.022	0.240	0.025	0.291
N	6603	6539	5650	5599	6603	6539	5650	5599
R-Squared (overall)	0.074	0.072	0.071	0.072	0.074	0.072	0.071	0.071
First-stage F統計量		11.652 **		8.078 **		10.505 **		7.447 **
Sargan-Hansen統計量		0.747		0.259		0.805		0.272
咀嚼困難	0.007	-0.278 *	0.009	-0.332 *	0.006	-0.297 *	0.006	-0.351 *
	0.011	0.124	0.012	0.149	0.012	0.132	0.012	0.157
N	7685	7572	6578	6488	7685	7572	6578	6488
R-Squared (overall)	0.014	0.003	0.012	0.008	0.014	0.003	0.012	0.008
First-stage F統計量		13.925 **		10.324 **		12.836 **		9.604 **
Sargan-Hansen統計量		1.403		1.851		1.134		1.631
個人属性	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
世帯属性	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes

注: 上段は係数推定値, 下段は個人単位でクラスタリングした robust standard errors である。**, *はそれぞれ 1%, 5%有意水準で有意であることを示す。

表3 引退が生活習慣に与える影響

退職	引退				完全引退			
	FE	FEIV	FE	FEIV	FE	FEIV	FE	FEIV
散歩習慣	-0.012	0.371	-0.009	0.388	-0.001	0.369	0.004	0.394
	0.021	0.262	0.023	0.311	0.022	0.270	0.025	0.322
N	7188	7091	6461	6376	7188	7091	6461	6376
R-Squared (overall)	0.002	0.001	0.004	0.001	0.002	0.001	0.003	0.000
First-stage F統計量		13.494 **		10.090 **		12.638 **		9.379 **
Sargan-Hansen統計量		1.842		0.754		2.022		0.837
喫煙習慣	-0.034 *	-0.086	-0.032 *	-0.045	-0.038 *	-0.089	-0.036 *	-0.045
	0.013	0.162	0.014	0.197	0.015	0.167	0.016	0.204
N	7153	7056	6434	6349	7153	7056	6434	6349
R-Squared (overall)	0.010	0.005	0.012	0.011	0.009	0.005	0.011	0.011
First-stage F統計量		14.164 **		10.186 **		13.392 **		9.517 **
Sargan-Hansen統計量		0.003		0.021		0.001		0.024
飲酒習慣	-0.018	0.250	-0.012	0.306	-0.024	0.258	-0.018	0.332
	0.018	0.182	0.020	0.211	0.021	0.191	0.023	0.233
N	5991	5890	5397	5307	5991	5890	5397	5307
R-Squared (overall)	0.007	0.001	0.000	0.002	0.007	0.001	0.001	0.002
First-stage F統計量		15.494 **		12.279 **		14.515 **		10.870 **
Sargan-Hansen統計量		1.617		2.370		1.684		2.372
健康診断受診	-0.098 **	-0.206	-0.104 **	-0.247	-0.099 **	-0.201	-0.104 **	-0.244
	0.023	0.233	0.026	0.274	0.024	0.244	0.027	0.283
N	7593	7484	6520	6432	7593	7484	6520	6432
R-Squared (overall)	0.001	0.006	0.024	0.030	0.000	0.007	0.025	0.031
First-stage F統計量		13.653 **		10.103 **		12.785 **		9.562 **
Sargan-Hansen統計量		2.273		1.732		2.417		1.831

外来利用	0.034	0.058	0.012	-0.048	0.011	0.062	-0.013	-0.061
	0.027	0.302	0.030	0.350	0.031	0.354	0.034	0.404
N	6056	5995	5194	5147	6056	5995	5194	5147
R-Squared (overall)	0.027	0.027	0.003	0.007	0.025	0.026	0.005	0.008
First-stage F統計量		13.355 **		9.875 **		9.814 **		7.500 **
Sargan-Hansen統計量		0.171		0.959		0.175		0.952
入院利用	-0.007	0.020	0.003	0.325	-0.012	0.029	-0.008	0.382
	0.024	0.205	0.027	0.239	0.026	0.245	0.030	0.285
N	6074	6012	5207	5159	6074	6012	5207	5159
R-Squared (overall)	0.012	0.011	0.009	0.001	0.012	0.011	0.010	0.000
First-stage F統計量		14.430 **		11.055 **		10.227 **		8.036 **
Sargan-Hansen統計量		0.330		0.323		0.327		0.313
歯科利用	-0.043	0.834 *	-0.046	0.984 *	-0.062	0.958 *	-0.066	1.139 *
	0.032	0.373	0.036	0.448	0.033	0.455	0.038	0.541
N	6043	5982	5187	5140	6043	5982	5187	5140
R-Squared (overall)	0.006	0.002	0.001	0.001	0.006	0.002	0.001	0.002
First-stage F統計量		13.432 **		10.063 **		9.712 **		7.502 **
Sargan-Hansen統計量		3.685		2.908		3.862 *		2.854
個人属性	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
世帯属性	No	No	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes

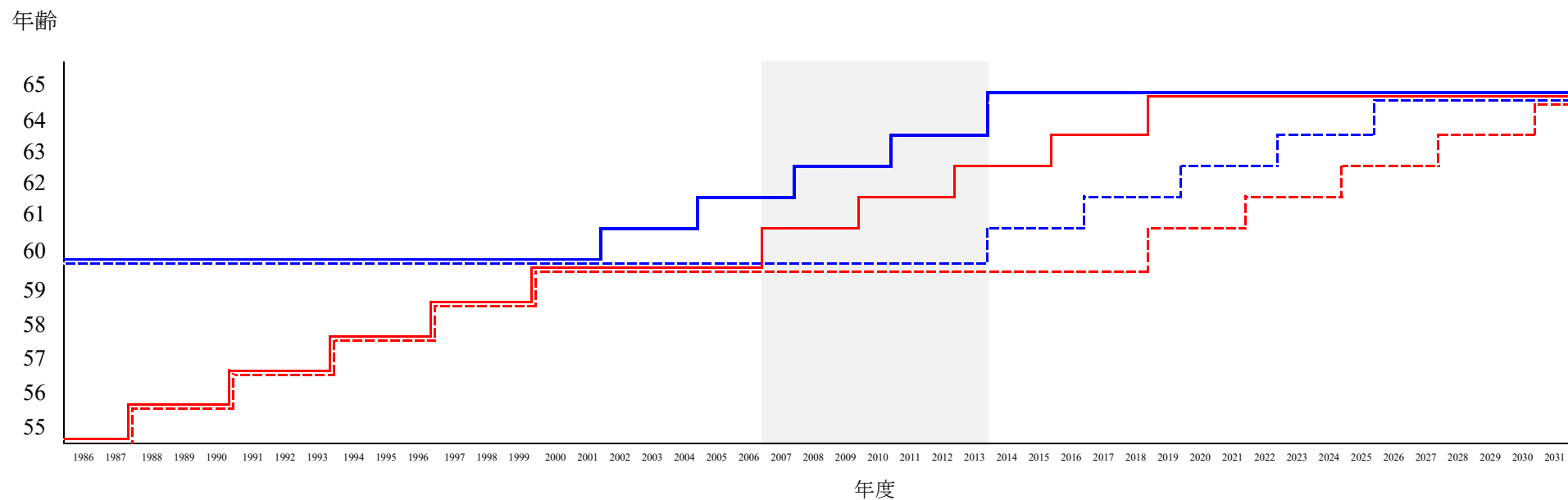
注：上段は係数推定値，下段は個人単位でクラスタリングした robust standard errors である。**, *はそれぞれ 1%, 5%有意水準で有意であることを示す。

表4 頑健性の確認

引退	引退		完全引退		引退		完全引退	
	主観的不健康				メンタルヘルス			
	-0.155	-0.256	-0.160	-0.257	-0.527 *	-0.746 *	-0.542 *	-0.736 *
	0.192	0.255	0.197	0.255	0.250	0.353	0.257	0.345
N	5718	5128	5718	5128	5074	4590	5074	4590
R-Squared (overall)	0.000	0.004	0.000	0.004	0.000	0.000	0.000	0.000
First-stage F統計量	11.166 **	7.128 **	10.765 **	7.054 **	10.270 **	6.357 **	10.060 **	6.568 **
Sargan-Hansen統計量	0.065	0.057	0.059	0.066	0.044	0.001	0.022	0.004
	不適正体重				生活習慣病			
	0.171	-0.058	0.181	-0.064	0.531 *	0.470	0.565 *	0.497
	0.212	0.264	0.227	0.276	0.255	0.302	0.275	0.321
N	6218	5317	6218	5317	5423	4645	5423	4645
R-Squared (overall)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.007	0.005	0.008	0.006
First-stage F統計量	11.640 **	7.530 **	10.470 **	6.926 **	11.572 **	7.677 **	10.405 **	6.879 **
Sargan-Hansen統計量	0.519	0.712	0.532	0.705	4.882 *	3.151	4.878 *	3.105
	義歯				咀嚼困難			
	0.087	0.059	0.090	0.058	-0.261 *	-0.345 *	-0.278 *	-0.358 *
	0.241	0.333	0.260	0.344	0.131	0.172	0.140	0.180
N	5439	4631	5439	4631	6301	5368	6301	5368
R-Squared (overall)	0.060	0.031	0.060	0.032	0.003	0.010	0.004	0.011
First-stage F統計量	10.359 **	5.802 **	9.180 **	5.419 **	12.192 **	7.724 **	11.152 **	7.277 **
Sargan-Hansen統計量	1.852	1.225	1.860	1.229	0.694	1.046	0.640	0.978
	散歩習慣				喫煙習慣			
	0.301	0.309	0.312	0.314	0.035	0.177	0.037	0.183
	0.272	0.352	0.285	0.362	0.168	0.231	0.176	0.239
N	5892	5271	5892	5271	5863	5250	5863	5250

R-Squared (overall)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.016	0.020	0.016	0.021
First-stage F統計量	11.531 **	7.390 **	10.683 **	6.959 **	12.176 **	7.431 **	11.362 **	6.983 **
Sargan-Hansen統計量	1.039	0.414	1.067	0.433	0.066	0.019	0.064	0.016
	飲酒習慣				健康診断受診			
	0.301	0.276	0.308	0.287	-0.237	-0.216	-0.246	-0.218
	0.193	0.236	0.200	0.251	0.249	0.313	0.263	0.320
N	4905	4395	4905	4395	6220	5318	6220	5318
R-Squared (overall)	0.000	0.001	0.000	0.001	0.001	0.009	0.002	0.011
First-stage F統計量	13.728 **	9.290 **	12.985 **	8.475 **	12.086 **	7.663 **	11.272 **	7.410 **
Sargan-Hansen統計量	1.080	1.495	1.129	1.532	0.996	0.370	1.033	0.388
	外来利用				入院利用			
	-0.181	-0.349	-0.218	-0.411	-0.104	0.202	-0.125	0.239
	0.293	0.348	0.354	0.420	0.211	0.246	0.253	0.293
N	5008	4279	5008	4279	5025	4291	5025	4291
R-Squared (overall)	0.000	0.002	0.002	0.004	0.014	0.006	0.014	0.005
First-stage F統計量	13.846 **	9.619 **	9.833 **	6.754 **	14.240 **	10.081 **	10.168 **	7.157 **
Sargan-Hansen統計量	0.001	0.409	0.001	0.431	0.002	0.005	0.001	0.008
	歯科利用							
	0.724 *	0.817	0.876	0.986				
	0.352	0.423	0.437	0.523				
N	4998	4273	4998	4273				
R-Squared (overall)	0.004	0.004	0.004	0.004				
First-stage F統計量	13.743 **	9.636 **	9.738 **	6.766 **				
Sargan-Hansen統計量	2.845	2.900	2.691	2.665				
個人属性	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
世帯属性	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes

注:推定方法はFEIV。上段は係数推定値,下段は個人単位でクラスタリングしたrobust standard errorsである。**, *はそれぞれ1%, 5%有意水準で有意であることを示す。



注：筆者作成。実線は定額部分，破線は報酬比例部分の支給開始年齢を示す。また，青線は男性，赤線は女性を示す。灰色で網掛けした 2007～2013 年が JSTAR (1st～4th waves) の調査期間である。

図 1 日本の公的年金制度における受給開始年齢の変遷

表 A1 報酬比例年金の受給資格と引退選択(第一段階推定)

	引退		完全引退		引退		完全引退	
	主観的不健康				メンタルヘルス			
厚生年金有資格	-2.380 **	-2.174 **	-2.378 **	-2.196 **	-2.301 **	-2.025 **	-2.216 **	-1.946 **
	0.467	0.494	0.458	0.486	0.489	0.507	0.477	0.496
厚生年金有資格×年齢	0.040 **	0.036 **	0.039 **	0.037 **	0.038 **	0.034 **	0.037 **	0.032 **
	0.008	0.008	0.008	0.008	0.008	0.008	0.008	0.008
N	6869	6188	6869	6188	6126	5572	6126	5572
R-Squared (overall)	0.129	0.125	0.039	0.035	0.007	0.000	0.012	0.002
	不適正体重				生活習慣病			
厚生年金有資格	-2.262 **	-2.108 **	-2.131 **	-2.006 **	-2.314 **	-2.095 **	-2.254 **	-2.032 **
	0.442	0.482	0.433	0.475	0.476	0.520	0.471	0.519
厚生年金有資格×年齢	0.038 **	0.035 **	0.035 **	0.033 **	0.038 **	0.035 **	0.037 **	0.034 **
	0.007	0.008	0.007	0.008	0.008	0.009	0.008	0.009
N	7478	6429	7478	6429	6545	5633	6545	5633
R-Squared (overall)	0.013	0.060	0.000	0.010	0.012	0.095	0.019	0.000
	義歯				咀嚼困難			
厚生年金有資格	-2.186 **	-1.967 **	-2.063 **	-1.896 **	-2.275 **	-2.105 **	-2.161 **	-2.024 **
	0.463	0.509	0.455	0.506	0.437	0.477	0.429	0.471
厚生年金有資格×年齢	0.036 **	0.033 **	0.034 **	0.032 **	0.038 **	0.035 **	0.036 **	0.034 **
	0.008	0.008	0.008	0.008	0.007	0.008	0.007	0.008
N	6539	5599	6539	5599	7572	6488	7572	6488
R-Squared (overall)	0.006	0.002	0.031	0.028	0.003	0.043	0.001	0.005
個人属性	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
世帯属性	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes

注:推定方法は FEIV。上段は係数推定値,下段は個人単位でクラスタリングした robust standard errors である。**, *はそれぞれ 1%, 5%有意水準で有意であることを示す。

表 A2 他の政策が引退の意思決定に与える影響

操作変数	基礎年金の受給資格				高年齢者雇用安定法			
	退職		引退		引退		完全引退	
主観的不健康	-0.008	-0.091	-0.008	-0.089	0.000	-0.063	0.000	-0.062
	0.176	0.201	0.173	0.196	0.172	0.194	0.168	0.188
N	6869	6188	6869	6188	6869	6188	6869	6188
R-Squared (overall)	0.044	0.014	0.044	0.013	0.046	0.018	0.046	0.018
First-stage F統計量	11.398 **	9.134 **	12.287 **	10.153 **	11.559 **	9.318 **	12.532 **	10.454 **
Sargan-Hansen統計量	0.379	0.386	0.379	0.388	0.050	0.002	0.050	0.002
メンタルヘルス	-0.442	-0.515	-0.427	-0.494	-0.402	-0.455	-0.390	-0.436
	0.252	0.312	0.241	0.293	0.243	0.296	0.233	0.278
N	6126	5572	6126	5572	6126	5572	6126	5572
R-Squared (overall)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
First-stage F統計量	8.056 **	5.754 **	9.315 **	6.923 **	8.027 **	5.733 **	9.350 **	6.973 **
Sargan-Hansen統計量	1.672	0.142	1.752	0.161	0.186	0.107	0.189	0.113
不適正体重	0.150	0.050	0.156	0.056	0.155	0.044	0.162	0.051
	0.205	0.232	0.206	0.231	0.204	0.229	0.205	0.227
N	7478	6429	7478	6429	7478	6429	7478	6429
R-Squared (overall)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
First-stage F統計量	10.423 **	8.132 **	10.674 **	8.712 **	10.639 **	8.323 **	10.928 **	8.983 **
Sargan-Hansen統計量	4.113 *	2.649	4.088 *	2.639	4.441 *	2.304	4.408 *	2.294
生活習慣病	0.516	0.551	0.499	0.521	0.539	0.544	0.520	0.510
	0.282	0.343	0.266	0.314	0.284	0.340	0.267	0.310
N	6545	5633	6545	5633	6545	5633	6545	5633
R-Squared (overall)	0.088	0.092	0.087	0.094	0.085	0.092	0.085	0.095
First-stage F統計量	8.349 **	5.913 **	9.606 **	7.226 **	8.523 **	6.038 **	9.861 **	7.462 **
Sargan-Hansen統計量	0.923	0.357	0.887	0.331	0.254	0.006	0.217	0.001

義齒	-0.215	-0.340	-0.216	-0.334	-0.207	-0.338	-0.208	-0.331
	0.281	0.318	0.282	0.312	0.276	0.309	0.276	0.301
N	6539	5599	6539	5599	6539	5599	6539	5599
R-Squared (overall)	0.019	0.002	0.016	0.001	0.021	0.002	0.019	0.001
First-stage F統計量	7.447 **	6.429 **	7.635 **	6.912 **	7.494 **	6.439 **	7.721 **	7.024 **
Sargan-Hansen統計量	0.036	0.002	0.031	0.003	0.010	0.004	0.006	0.001
咀嚼困難	-0.268	-0.296	-0.265	-0.285	-0.250	-0.265	-0.245	-0.251
	0.141	0.153	0.139	0.146	0.136	0.143	0.135	0.136
N	7572	6488	7572	6488	7572	6488	7572	6488
R-Squared (overall)	0.001	0.006	0.001	0.007	0.001	0.006	0.001	0.007
First-stage F統計量	10.406 **	7.915 **	11.000 **	8.848 **	10.585 **	8.077 **	11.235 **	9.108 **
Sargan-Hansen統計量	1.422	1.975	1.522	2.184	2.114	2.979	2.254	3.273
散步習慣	0.479	0.556	0.480	0.553	0.449	0.499	0.447	0.490
	0.288	0.332	0.289	0.331	0.281	0.317	0.282	0.315
N	7091	6376	7091	6376	7091	6376	7091	6376
R-Squared (overall)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
First-stage F統計量	10.856 **	8.705 **	11.052 **	9.057 **	11.079 **	8.942 **	11.323 **	9.371 **
Sargan-Hansen統計量	0.655	0.819	0.691	0.900	1.730	2.036	1.801	2.184
喫煙習慣	0.121	0.197	0.121	0.197	0.137	0.219	0.138	0.220
	0.178	0.215	0.178	0.216	0.175	0.208	0.175	0.208
N	7056	6349	7056	6349	7056	6349	7056	6349
R-Squared (overall)	0.014	0.016	0.015	0.017	0.015	0.016	0.015	0.017
First-stage F統計量	11.175 **	8.682 **	11.477 **	9.101 **	11.364 **	8.910 **	11.712 **	9.410 **
Sargan-Hansen統計量	0.222	0.000	0.220	0.001	0.265	0.016	0.260	0.012
飲酒習慣	0.115	0.070	0.123	0.092	0.077	0.013	0.078	0.016
	0.180	0.206	0.185	0.213	0.177	0.204	0.181	0.210
N	5890	5307	5890	5307	5890	5307	5890	5307

R-Squared (overall)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000
First-stage F統計量	12.529 **	9.784 **	12.911 **	10.200 **	12.732 **	9.904 **	13.220 **	10.394 **
Sargan-Hansen統計量	2.134	1.551	2.086	1.478	0.001	0.029	0.000	0.028
健康診断受診	0.159	0.070	0.157	0.067	0.141	0.052	0.138	0.049
	0.255	0.290	0.253	0.283	0.253	0.289	0.252	0.282
N	7484	6432	7484	6432	7484	6432	7484	6432
R-Squared (overall)	0.031	0.001	0.031	0.001	0.030	0.000	0.030	0.000
First-stage F統計量	10.796 **	7.731 **	11.578 **	8.747 **	10.980 **	7.900 **	11.821 **	9.021 **
Sargan-Hansen統計量	0.471	0.039	0.482	0.041	0.427	0.046	0.440	0.048
外来利用	-0.028	-0.423	-0.080	-0.456	-0.040	-0.403	-0.086	-0.422
	0.343	0.446	0.359	0.437	0.340	0.432	0.353	0.417
N	5995	5147	5995	5147	5995	5147	5995	5147
R-Squared (overall)	0.097	0.001	0.076	0.002	0.094	0.001	0.073	0.001
First-stage F統計量	7.862 **	5.072 **	7.826 **	5.636 **	8.010 **	5.230 **	8.027 **	5.908 **
Sargan-Hansen統計量	2.822	1.119	2.814	0.927	2.073	0.593	2.037	0.448
入院利用	0.292	0.719 *	0.320	0.717 *	0.301	0.686 *	0.313	0.650 *
	0.252	0.340	0.265	0.332	0.247	0.323	0.259	0.308
N	6012	5159	6012	5159	6012	5159	6012	5159
R-Squared (overall)	0.001	0.003	0.002	0.005	0.001	0.003	0.002	0.005
First-stage F統計量	8.737 **	5.837 **	8.196 **	6.055 **	8.881 **	6.013 **	8.408 **	6.361 **
Sargan-Hansen統計量	0.126	0.022	0.045	0.156	0.016	0.304	0.063	0.652
歯科利用	0.012	0.009	0.044	0.042	0.069	0.116	0.118	0.166
	0.367	0.465	0.386	0.462	0.365	0.454	0.381	0.446
N	5982	5140	5982	5140	5982	5140	5982	5140
R-Squared (overall)	0.005	0.006	0.005	0.008	0.005	0.007	0.004	0.006
First-stage F統計量	7.852 **	5.188 **	7.697 **	5.651 **	8.006 **	5.358 **	7.910 **	5.937 **

Sargan-Hansen統計量	0.681	0.453	0.665	0.443	1.561	1.102	1.489	1.017
個人属性	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
世帯属性	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes

注：推定方法は FEIV。上段は係数推定値，下段は個人単位でクラスタリングした robust standard errors である。**, *はそれぞれ 1%, 5%有意水準で有意であることを示す。

表 A3 繰り上げ受給者の特性

サンプル 内生変数	(i) 繰り上げ支給			(ii) それ以外			平均の差		
	観測値数	平均	標準偏差	観測値数	平均	標準偏差	(i) - (ii)		標準誤差
主観的不健康 (= 1)	1188	0.120	0.325	5891	0.088	0.284	0.031	**	0.010
メンタルヘルス (= 1)	1085	0.166	0.372	5233	0.152	0.359	0.014		0.012
不適正体重 (= 1)	1297	0.315	0.465	6387	0.275	0.447	0.040	**	0.014
生活習慣病 (= 1)	1157	0.536	0.499	5577	0.512	0.500	0.024		0.016
義歯 (= 1)	1133	0.435	0.496	5595	0.422	0.494	0.013		0.016
咀嚼困難 (= 1)	1271	0.044	0.205	6301	0.042	0.201	0.002		0.006
個人属性									
引退 (= 1)	1271	0.363	0.481	6301	0.316	0.465	0.048	**	0.015
完全引退 (= 1)	1271	0.347	0.476	6301	0.306	0.461	0.041	**	0.015
年齢	1271	65.527	6.877	6301	65.098	7.395	0.429	*	0.214
有配偶 (= 1)	1154	0.862	0.345	5519	0.909	0.288	-0.047	**	0.011
世帯金融資産保有額(万円)	1154	450.676	907.831	5519	623.644	1132.905	-172.967	**	30.769
生活習慣									
散歩習慣 (= 1)	1237	0.732	0.443	6070	0.761	0.427	-0.029	*	0.014
喫煙習慣 (= 1)	1231	0.282	0.450	6037	0.293	0.455	-0.011		0.014
飲酒習慣 (= 1)	1016	0.586	0.493	5043	0.581	0.493	0.005		0.017
健康診断受診 (= 1)	1301	0.659	0.474	6390	0.706	0.456	-0.047	**	0.014
外来利用 (= 1)	1014	0.670	0.471	5137	0.674	0.469	-0.004		0.016
入院利用 (= 1)	1014	0.117	0.322	5156	0.108	0.311	0.009		0.011
歯科利用 (= 1)	1011	0.476	0.500	5127	0.488	0.500	-0.012		0.017
政策変数									
厚生年金受給資格 (= 1)	6301	0.727	0.446	7572	0.736	0.441	0.054	**	0.013
厚生年金受給資格×年齢	6301	49.863	30.896	7572	50.436	30.541	3.410	**	0.891

注: **, *はそれぞれ 1%, 5%有意水準で有意であることを示す。