

平成28年度厚生労働科学研究費補助金
政策科学総合研究事業（統計情報総合研究）

縦断調査を用いた中高年者の生活実態の変化とその要因に関する研究
（H28 - 統計 - 一般 - 005）

平成28年度総括・分担研究報告書

研究代表者 金子能宏

平成29年(2017年) 3月

平成 28 年度厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（統計情報総合研究））
縦断調査を用いた中高年者の生活実態の変化とその要因に関する研究

総括・分担研究報告書目次

I . 総括研究報告書

縦断調査を用いた中高年者の生活実態の変化とその要因に関する研究

金子能宏----- 1

II . 分担研究報告書

1 . (縦断調査による実証分析の分析視点の考察のための既存パネル・データを用いた
実証分析)

地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の就業と医療費に及ぼす影響

金子能宏----- 7

(資料) 「地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の
就業と医療費に及ぼす影響」日本経済学会 2016 年度秋季大会（早稲田大学）報
告論文 2016 年 9 月

2 . (縦断調査による実証分析の分析視点の考察のための既存パネル・データを用いた
実証分析)

年金と高齢者就業に関する研究に関する研究

高山憲之----- 23

(資料) 高山憲之「年金と高齢者就業：パネル・データ分析」(白石浩介と共著)
『年金研究』第 6 号

3 . (中高年者縦断調査によるパネル・データ分析)

親の介護が女性の労働供給とメンタルヘルスに及ぼす影響に関する研究

小塩隆士----- 86

(資料) 小塩隆士 ” , “The effects of providing eldercare on daughters’
employment and mental health in Japan,” Hitotsubashi IER/CIS Discussion
Paper, No.661, Informal parental care and female labor supply in Japan ” ,
(臼井恵美子氏と共著) 一橋大学経済研究所世代間問題研究機構ディスカッショ
ンペーパー, No.661, 2017.

III . 研究成果の刊行に関する一覧----- 118

総括研究報告書

研究代表者 金子能宏 一橋大学経済研究所・教授

「ニッポン一億総活躍プラン」（平成 28 年 6 月）に示された高齢者の就労促進・社会参加が確保される社会、高齢者と現役世代が安心して生活できる社会保障制度を構築することが課題となっている。高齢化の進行は、年金受給者の増加と労働力需給の変化を通じて就業機会に影響し、また、中高年者の世帯構造（単身世帯の増加）や介護状況、所得・資産の格差、医療・介護サービス利用の格差など様々な影響を及ぼしている。従って、全世代が安心して生活できる社会保障制度を構築するためには、中高年者の生活実態・健康状態を把握し、社会保障制度や社会経済的要因を考慮しながら定年退職前後の行動変容を分析し、政策に資する基礎的資料を得ることが必要である。本研究の目的は、これらの課題に対応して「中高年者縦断調査」を用いて、中高年者の就業、健康、社会活動等に関連する実態を把握し、定年退職前後の行動変容等についてパネル・データの特性を生かした実証分析を行い、全世代型社会保障に向けた施策に資する基礎資料を得ると共に縦断調査の利活用を進めることである。

1 年目は、パネル・データ分析の進展に関する文献研究を行うと共に、研究協力者の協力を得て、中高年者の雇用と年金に関するヒアリング、及び中高年者の既存パネル・データを用いた実証分析を行い、縦断調査による実証分析の論点整理を行いながら「中高年者縦断調査」の 2 次利用申請を行った。2 次利用申請に当たり、先行研究の文献研究を行い、変数間の内生性を考慮するかどうかで異なる分析方法があることを確認した上で、パネル・データ分析、ロジット/プロビット・モデルに加えて変数間の相互関係・内生性を考慮した共分散構造分析や操作変数法、データの期間が 10 年間であることを生かしてハザード分析も行う可能性を含めて申請を行った。

中高年者の生活実態と就業・引退行動に関するヒアリングについては、研究協力者と共に、非正規就業者の増加と国民年金（平成 28 年 6 月）、長寿リスクと年金（9 月）、私的年金の現状と課題（10 月）、高齢者雇用就業の現状と課題（11 月）についてヒアリングを行った。また、「中高年者縦断調査」による分析の論点整理のための既存のパネル・データを用いた実証分析として、「全国消費実態調査」都道府県別・要介護者の有無別・世帯の 1 ヶ月当たり消費額・有業人員数のデータを用いて中高年者の介護状況と就業・医療支出との関係について実証分析を行い、日本経済学会秋季大会（平成 28 年 9 月）と「ASEAN 日本社会保障ハイレベル会合・WAPES 合同会合」（平成 28 年 11 月）で報告した。さらに、中高年者に関する既存のパネル・データを用いた分析として、20 年以上勤務したことのある中高年者（2012 年度末の年齢が 56～69 歳の男性 1253 人）を対象とする「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」を用いて、公的年金の受給開始年齢の引き上げの就労への影響と在職老齢年金制度の影響について実証分析を行った。

「中高齢者縦断調査」を用いた分析として、家族介護が女性の労働供給に及ぼす影響を、クロスセクション・データに基づく通常の最小二乗法（OLS）、クロスセクション・データに基づくが介護の必要性を操作変数とする操作変数法（IV）、パネル・データに基づき固定効果を制御した固定効果モデル（FE）で分析し、推定結果を比較分析した。その結果、FEによる分析では、家族介護は、女性の労働供給に及ぼす影響は統計的に有意にマイナスの影響が確認できるがその影響は小さいこと、その一方で、メンタルヘルスにはマイナスの影響を及ぼしているが、メンタルヘルスへの影響と雇用への影響の交絡項は有意ではないという結果が得られた。

2年目は、上記の1年目の作業・成果を踏まえて、「中高齢者縦断調査」によるパネル・データ分析と変数間の相互関係・内生性を考慮した実証分析を行い、その成果を学会報告、ディスカッションペーパーと学術雑誌等で公表し、同調査の利活用を図る。また、研究成果について、公開のワークショップ等を開催して発表し、縦断調査に基づく実証分析の結果と有用性について一般に情報提供すると共に、政策立案に資する基礎的エビデンスを提供する。

研究組織(平成 28 年度)

研究代表者:

金子能宏(一橋大学経済研究所
(世代間問題研究機構)・教授)

研究分担者:

小塩隆士(一橋大学経済研究所・教授)

高山憲之(年金シニアプラン

総合研究機構・研究主幹)

研究協力者:

<実証分析> 川口大司(東京大学教授),

白石浩介(拓殖大学教授),

臼井恵美子(一橋大学准教授),

湯田道生(中京大学准教授),

松山普一(日本学術振興会特別研究員)

<ヒアリング(企画・調査)>

岩田克彦(年金シニアプラン

総合研究機構・客員研究員)

<アメリカにおけるパネル・データ分析
の動向> Mark Dugan

(Stanford University 経済学部教授)

A. 研究目的

「ニッポン一億総活躍プラン」(平成 28 年 6 月)に示された高齢者の就労促進・社会参加が確保される社会、高齢者と現役世代が安心して生活できる社会保障制度を構築することが課題となっている。2015 年の中高年者(60 歳)の平均余命は男性 23.5 年、女性 28.8 年に達した。高齢化の進行は、単身世帯の増加など中高年者の世帯構造や介護状況に影響し、年金受給者の増加と労働力需給の変化を通じて就業機会に影響し、中高年者の所得・資産の格差、医療・介護サービス利用の格差など重層的な影響が生じている可能性がある。従って、全世代が安心して生活できる社会保障制度を構築するためには、中高年者の生活状態・健康状態を把握し、社会保障制度や社会経済的要

因を考慮しながら定年退職前後の行動変容を分析し、政策に資する基礎的資料を得ることが必要である。

本研究の目的は、これらの課題に対応して「中高年者縦断調査」を用いて、中高年者の就業、健康、社会活動等に関連する実態を把握し、定年退職前後の行動変容等についてパネル・データの特性を生かした実証分析を行い、全世代型社会保障に向けた施策に資する基礎資料を得ると共に縦断調査の利活用を進めることである。

B. 研究方法

本年度(平成 28 年度)は、パネル・データ分析に関する文献研究を行うと共に、研究協力者の協力を得て、研究協力者の協力を得て、中高年者の雇用と年金に関するヒアリング、及び中高年者の生活実態・行動変容に関連する情報を含む既存のパネル・データ(「全国消費実態調査」(2004 年・2009 年・2014 年)の都道府県別・要介護者の有無別・1 ヶ月当たり家計消費支出のデータ、及び 20 年以上勤務したことのある中高年者(2012 年度末の年齢が 56 ~ 69 歳の男性 1253 人)を対象とする「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」)を用いた実証分析によって分析視点の整理を行った。

これらの作業を踏まえ、変数間の内生性を考慮するかどうかで異なる分析方法があることを確認した上で、ロジット/プロビット・モデル分析、パネル・データ分析に加えて、変数間の相互関係・内生性を考慮した共分散構造分析や操作変数法、データの期間が 10 年間であることを生かしてハザード分析も行うことができるように、「中高年者縦断調査」の 2 次利用申請を行った。

「中高年者縦断調査」を用いた実証分析については、家族介護が女性の労働供給に

及ぼす影響を、クロスセクション・データに基づく通常の最小二乗法（OLS）、クロスセクション・データに基づく介護の必要性を操作変数とする操作変数法（IV）、パネル・データに基づき固定効果を制御した固定効果モデル（FE）で分析し、推定結果を比較分析した。

（倫理面への配慮）

本研究は、「中高年者縦断調査」の2次利用による再集計と実証分析が中心であり、これに関連して公表資料や統計及び先行研究のサーベイ等を行って研究を進めるため、個人に関わる情報を直接取り扱う予定はない。なお、2次利用による再集計のクロス集計がサンプル数10未満となる場合には表象しないこととし、倫理面への配慮に最大限努めることとする。ただし、ヒアリング調査で個人のプライバシーに属する内容について触れることが明らかになった場合は、研究代表者の所属機関において必要な倫理審査を受ける。

C．研究結果

「中高年者縦断調査」による分析の論点整理のための既存のパネル・データを用いた実証分析として、「全国消費実態調査」都道府県別・要介護者の有無別・世帯の1ヶ月当たり消費額・有業人員数のデータを用いて中高年者の介護状況と就業・医療支出との関係について実証分析を行い、中高年者の介護状況と就業・家計支出との関係に関する分析を行い日本経済学会秋季大会（平成28年9月）と「ASEAN日本社会保障ハイレベル会合・WAPES合同会合」（平成28年11月）で報告し、健康状態と世帯構造の変化の影響に関する分析を行い国際財政学会（IIPF）（平成28年9月）で報告し、既存のパネル・データの課題と縦断調査の有用性に関する情報収集を行った。

中高年者の生活実態と就業・引退行動に関するヒアリングについては、研究協力者と共に、非正規就業者の増加と国民年金（平成28年6月）長寿リスクと年金（9月）私的年金の現状と課題（10月）高齢者雇用就業の現状と課題（11月）についてヒアリングを行った。

D．考察

中高年者の生活実態と退職期における行動変容のパネル・データ分析の分析視点を見いだすために既存のパネル・データを用いた実証分析として、まず、「全国消費実態調査」の都道府県別の要介護者のいる世帯といない世帯との差に着目して中高年者の介護状況と就業・家計支出との関係に関する差分の差分法（Difference in Differences: DID）を用いた実証分析を行った。その結果、2006年の地域包括ケアの導入は要介護者のいる世帯の医療支出の低下に寄与したが、世帯の就業者割合が増えることにはつながらなかったことがわかった。

また、20年以上勤務したことのある中高年者（2012年度末の年齢が56～69歳の男性1253人）を対象とする「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」を用いて、公的年金の報酬比例部分の受給開始年齢の引き上げの就労への影響と在職老齢年金制度の影響について実証分析を行った結果、年金受給者に着目すると、報酬比例部分に係る法定の受給開始年齢が60歳に据えおかれていたときに関するかぎり、定額部分に係る法定の受給開始年齢が段階的に65歳へ引き上げられても60歳から年金を受給しはじめた人が最も多かった。他方、公的年金の報酬比例部分に係る受給開始時点年齢が60歳から61歳に引き上げられたとき、該当する厚生年金加入歴20年

以上の男性は、その過半が 60 歳時にも厚生年金に加入しており、60 歳から老齢年金を受給し始める人の割合は減少した。このことから、公的年金の報酬比例部分の受給開始年齢引き上げは多大な雇用促進効果と年金受給開始時点先送り効果の 2 つをもっていたことが見いだされた。

「中高年者縦断調査」のデータを用いた分析については、まず、家族介護が女性の労働供給に及ぼす影響を、クロスセクション・データに基づく通常の最小二乗法 (OLS)、クロスセクション・データに基づくが介護の必要性を操作変数とする操作変数法 (IV)、パネル・データに基づき固定効果を制御した固定効果モデル (FE) それぞれ推定を行い、結果を比較した。また、介護に従事しているか否か、雇用されているか否かを示す二値変数のほか、両者の交絡項を説明変数として、ケッスラーの 6 で計測されるメンタルヘルスを説明する回帰式を、IV と FE の両方で推計して結果を比較した。以上の「中高年者縦断調査」を用いた分析の結果、家族介護の女性の労働供給に及ぼす影響を FE で分析すると、統計的に有意なマイナスの影響が確認できるが、その影響は OLS や IV による推計結果に比べてかなり小さく、労働供給を 2.8% 減少させるにとどまっていること、労働供給を続ける場合も家族介護によって労働日数や労働時間はほとんど変化しないことが見いだされた。その一方で、家族介護がメンタルヘルスに及ぼす影響については、家族介護はマイナス、雇用はプラスとなっているが、両者の交絡項の係数は有意ではないことが見いだされた。

E . 結論

考察で検討したような既存のパネル・データによる実証分析の結果を踏まえて、「中

高年者縦断調査」が含むデータの特徴 (豊富な変数があること、調査時点が 10 年間に及ぶことなど) について考えると、クロス集計や年齢階層別のデータごとの回帰分析に加えて、変数間の相互影響・内生性を考慮した推定方法による実証分析、10 年間の調査期間を生かした生存時間分析やパネル・データ分析の応用により、中高年者に関わる厚生労働行政の各分野に資するとともに各分野の政策の相互関係の在り方に資する基礎的資料が得られると期待される。

このような視点を含めて具体的に「中高年者縦断調査」を用いて、家族介護の女性の労働供給に及ぼす影響と家族介護のメンタルヘルスに及ぼす影響に関する複数の推定方法を応用して比較分析した結果、家族介護が介護者の労働供給やメンタルヘルスへの影響を分析する場合、家族介護の内生性を考慮に入れる必要があることや、日本の労働市場における女性雇用の特殊性が結果を大きく左右する可能性があるという政策的インプリケーションが得られた。

F . 健康危険情報 なし

G . 研究発表

1. 論文発表

小塩隆士 “ The effects of providing eldercare on daughters’ employment and mental health in Japan,” (臼井恵美子氏と共著)

Hitotsubashi IER/CIS Discussion Paper, No.661,

高山憲之「年金と高齢者就業：パネル・データ分析」(白石浩介氏と共著『年金研究』第 6 号、pp.38-100、2017 年。

2. 学会発表

金子能宏 「地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯

の就業と医療費に及ぼす影響」日本経済学会2016年度秋季大会(早稲田大学)報告論文,2016年9月.

金子能宏 "Facilitating the participation and improvement for the accessibilities for those who need a social support", 第14回ASEAN・日本社会保障ハイレベル会合・世界公共雇用サービス協会 アジア太平洋地区ワークショップ,2016年 11月.

臼井恵美子(研究協力者): Emiko Usui, "The effects of providing eldercare on daughters' employment and mental health in Japan," 2017 Annual Meeting, Population Association of America, April 27, 2017, Chicago (USA).

H. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

平成 28 年度厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（統計情報総合研究））
縦断調査を用いた中高年者の生活実態の変化とその要因に関する研究

分担研究報告書

都道府県別パネル・データを用いた地域包括ケアシステムが要介護者のいる世帯の就業
と医療費に及ぼす影響に関する研究

研究代表者 金子能宏 一橋大学経済研究所（世代間問題研究機構）・教授

研究要旨

パネル・データには、「中高年者縦断調査」の個人レベルのマイクロデータに基づくパネル・データ、企業・事業所別のマイクロデータ、市町村別・都道府県別など行政単位別のパネル・データ、OECD の加盟国別時系列データに見られるような国別のパネル・データなど、ミクロ・レベル、メゾ・レベル、マクロ・レベルのパネル・データがある。本研究では、中高年者の退職期の生活実態と行動変容に関するパネル・データに基づく分析の一つの方法として、「全国消費実態調査」の都道府県別データを複数時点（2004 年、2009 年、2014 年）プールすることによって得られる都道府県別パネル・データを用いて、地域包括ケアシステムが要介護者のいる高齢者世帯の就業と医療費に及ぼす影響に関する実証分析を行った。

地域包括ケアシステムは、高齢者の尊厳と自立生活支援の目的の下で、住み慣れた地域で自分らしい暮らしを続けることができるように地域の包括的な支援・サービス提供をする取り組みであり、このシステムの導入以後、要介護者のいる世帯に対して、要介護者本人に対する医療と介護の連携に基づくきめ細かな介護サービス提供や介護する家族の負担軽減を図る支援が行われるようになった。地域包括ケアシステムは医療と介護の連携強化によって要介護高齢者のいる世帯の医療費（1 ヶ月当たりの医療支出額）を低下させる可能性があると考えられ、また介護する家族の負担軽減を通じて要介護高齢者のいる世帯の就業率に影響する可能性があると考えられる。本研究では、要介護高齢者のいる世帯に対するこれらの影響を分析するために、要介護認定者のいる世帯を処置群とし、要介護認定者のいない世帯を比較群として、『全国消費実態調査』2004 年、2009 年、2014 年の都道府県別データを用いて差の差による推定（最小 2 乗推定）を行った。実証分析の結果、1 世帯当たり有業人員数でみた就業率に及ぼす影響については地域包括支援制度・地域包括ケアシステムのダミー変数は有意でプラスであるが交差項の係数はマイナスで有意でないという結果が得られたのに対して、医療費に及ぼす影響については地域包括支援制度・地域包括ケアシステムのダミー変数は有意でマイナスで、交差項の係数も有意でマイナスという結果が得られた。以上の結果は、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムは、要介護者のいる世帯の家族の介護負担を軽減して、要介護者のいるどの世帯についても介護のために働きに出ることのできなかつた世帯員が働けるようになるほどの影響は現れなかったのに対して、1 ヶ月当たりの医療費を低下させる影響があったことが明らかになった。

A．研究目的

パネル・データには、「中高年者縦断調査」の個人レベルのマイクロデータに基づくパネル・データ、企業・事業所別のマイクロデータ、市町村別・都道府県別など行政単位別のパネル・データ、OECDの加盟国別時系列データに見られるような国別のパネル・データなど、ミクロ・レベル、メゾ・レベル、マクロ・レベルのパネル・データがある。本研究では、中高年者の退職期二世かつ実態と行動変容に関するパネル・データに基づく分析の一つの方法として、「全国消費実態調査」の都道府県別データを複数時点（2004年、2009年、2014年）プールすることによって得られる都道府県別パネル・データを用いて、地域包括ケアシステムが要介護者のいる高齢者世帯の就業と医療費に及ぼす影響に関する実証分析を行う。

地域包括ケアシステムは、高齢者の尊厳と自立生活支援の目的のもとで、住み慣れた地域で自分らしい暮らしを続けることができるように地域の包括的な支援・サービス提供をする取り組みであり、このシステムの導入以後、要介護者のいる世帯に対して、要介護者本人に対する医療と介護の連携に基づくきめ細かな介護サービス提供や、介護する家族の負担軽減を図る支援が行われるようになった。地域包括ケアシステムは医療と介護の連携強化によって、要介護高齢者のいる世帯の医療費（1ヶ月当たりの医療支出額）を低下させる可能性があると考えられ、また介護する家族の負担軽減を通じて要介護高齢者のいる世帯の就業率に影響する可能性があると考えられる。

本研究では、要介護高齢者のいる世帯に対するこれらの影響を分析するために、「全国消費実態調査」の都道府県別データを複

数時点（2004年、2009年、2014年）プールすることによって得られる都道府県別パネル・データを用いて実証分析を行う。また、この実証分析の結果から、「中高年者縦断調査」に基づくパネル・データ分析を行う際の分析視点や留意すべき点について考察する。

B．研究方法

地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが導入された介護保険制度改正と同制度・システムにおける多様な介護サービスと介護・医療・福祉各専門機関との連携の構築を概観したうえで、同制度・システムが要介護高齢者のいる世帯の就業率（1世帯当たりの有業人員数でみた就業率）に及ぼす影響と1ヶ月当たり医療費に及ぼす影響について実証分析を行う。これらの影響を実証分析するために、「全国消費実態調査」の都道府県別データを複数時点（2004年、2009年、2014年）プールすることによって得られる都道府県別パネル・データを用いて、要介護認定者のいる世帯を処置群とし、要介護認定者のいない世帯を比較群として差の差による推定（difference in differences）を最小2乗法によって行い、推定結果を比較検討する。

（倫理面への配慮）

本研究は、文献研究と公表された複数時点の都道府県別データに基づいて作成されたパネル・データを用いた実証分析であり、倫理指針の個別項目には該当しない。

C．研究結果

実証分析の結果、1世帯当たり有業人員数でみた就業率に及ぼす影響については地域包括支援制度・地域包括ケアシステムのダ

ミー変数は有意でプラスであるが交差項の係数はマイナスで有意でないという結果が得られたのに対して、医療費に及ぼす影響については地域包括支援制度・地域包括ケアシステムのダミー変数は有意でマイナスで、交差項の係数も有意でマイナスという結果が得られた。以上の結果は、地域包括ケアシステムの導入は、要介護者のいる世帯の家族の介護負担を軽減して、要介護者のいるどの世帯についても介護のために働くことができなかつた世帯員が働けるようになるほどの影響は現れなかつたのに対して、1ヶ月当たり医療費を低下させる影響があったことが明らかになった。

D．考察

実証分析の結果から、「ニッポン一億総活躍プラン」(平成28年6月2日閣議決定)で「介護離職ゼロ」に向けた取組の方向が示されたように、介護離職の問題が喫緊の政策課題となっている。本研究の実証分析では地域他津ケアシステムの導入は要介護高齢者のいる世帯の有業人員の比率には統計的に有意な影響を及ぼしていない結果となっていることを考慮すると、介護離職の問題に対処するためには、地域包括ケアシステムによる要介護高齢者のいる世帯の介護負担の軽減だけでは必ずしも十分ではなく、介護離職を防ぐための介護休業の弾力的運用などの雇用政策と介護政策との連携強化が重要であると考えられる。これに対して、医療費への影響の実証分析の結果は、地域包括ケアシステムの導入は要介護高齢者のいる世帯の1ヶ月当たり医療費を低下させる影響を通じて、医療費の抑制に寄与していることを示しておいた。従って、地域包括ケアシステムによる医療と介護の連携強化は、今後も発展的に継続していくこ

とが重要であると考えられる。

E．結論

パネル・データには、「中高年者縦断調査」の個人レベルのマイクロデータに基づくパネル・データ、企業・事業所別のマイクロデータ、市町村別・都道府県別など行政単位別のパネル・データ、OECDの加盟国別時系列データに見られるような国別のパネル・データなど、ミクロ・レベル、メゾ・レベル、マクロ・レベルのパネル・データがある。

「中高年者縦断調査」のようなミクロ・レベルのパネル・データ分析を行う際に、分析視点を整理・明確化するために、メゾ・レベルやマクロ・レベルのパネル・データに基づく分析から研究上のインプリケーションを得ることは重要である。

このような観点から、本研究では、中高年者の退職期の生活実態と行動変容に関するパネル・データに基づく分析の一つの方法として、「全国消費実態調査」の都道府県別データを複数時点(2004年、2009年、2014年)プールすることによって得られる都道府県別パネル・データを用いて、地域包括ケアシステムが要介護者のいる高齢者世帯の就業と医療費に及ぼす影響に関する実証分析を行った。その結果、中高年者の世帯の生活実態と行動変容を、要介護高齢者のいる世帯について実証分析する際には、地域包括ケアシステムの導入の影響は介護離職の防止については明確ではないが、医療と介護の連携を通じた家計の1ヶ月当たり医療費の低下には影響しているなど、導入以後の影響が複雑であることを考慮することが重要であると考えられる。

F．健康危険情報

(分担研究報告書には記入せずに、総括

研究報告書にまとめて記入)

G. 研究発表

1. 論文発表

2. 学会発表

金子能宏「地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の就業と医療費に及ぼす影響」,日本経済学会 2016 年度秋季大会(早稲田大学),2016 年 9 月

金子能宏「Facilitating the participation and improvement for the accessibilities

for those who need a social support」

ASEAN 日本社会保障ハイレベル会合・世界公共雇用サービス協会アジア太平洋地区 ワークショップ, 2016 年 11 月

H. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

(資料)

日本経済学会 2016 年度秋季大会 (早稲田大学) 報告論文

2016 年 9 月 11 日

地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の就業と医療費に及ぼす影響

金子能宏 (一橋大学経済研究所世代間問題研究機構・教授)¹

報告要旨：地域包括ケアシステムは、高齢者の尊厳の保持と自立生活の支援の目的のもとで、可能な限り住み慣れた地域で、自分らしい暮らしを人生の最期まで続けることができるように地域の包括的な支援・サービス提供をする取り組みであり、要介護者のいる世帯に対して、要介護者に対する細かな介護サービス提供を行い、介護する家族の負担軽減を図ることも含まれている。要介護高齢者のいる世帯の就業率や収入の要因には、地域包括支援・地域包括ケアシステムがあるかどうかが含まれると考えられる。また、地域包括ケアシステムは医療と介護の連携強化によって、要介護高齢者のいる世帯の医療費 (1 ヶ月当たりの医療支出額) を低下させる影響があると考えられる。

本研究では、このような観点から、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが導入された介護保険制度改正と同制度・システムにおける多様な介護サービスと介護・医療・福祉各専門機関との連携の構築を概観したうえで、同制度・システムが要介護高齢者のいる世帯の就業率 (1 世帯当たりの有業人員数でみた就業率) に及ぼす影響と 1 ヶ月当たり医療費に及ぼす影響について実証分析を行う。これらの影響を実証分析するために、要介護認定者のいる世帯を処置群とし、要介護認定者のいない世帯を比較群として、『全国消費実態調査』2004 年、2009 年、2014 年の都道府県別データを用いて差の差による推定 (最小 2 乗推定) を行う。

実証分析の結果、1 世帯当たり有業人員数でみた就業率に及ぼす影響については地域包括支援制度・地域包括ケアシステムのダミー変数は有意でプラスであるが交差項の係数はマイナスで有意でないという結果が得られたのに対して、医療費に及ぼす影響については地域包括支援制度・地域包括ケアシステムのダミー変数は有意でマイナスで、交差項の係数も有意でマイナスという結果が得られた。以上の結果は、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムは、要介護者のいる世帯の家族の介護負担を軽減して、要介護者のいるどの世帯についても介護のために働きに出ることのできなかつた世帯員が働けるようになるほどの影響は現れなかったのに対して、1 ヶ月当たりの医療費を低下させる影響があったことが明らかになった。この結果から、就業率への影響に着目して考察すると、近年、介護離職の問題が政策課題となっているが、この問題に対処するためには、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムによる要介護高齢者のいる世帯の介護負担の軽減だけでは必ずしも十分ではなく、介護離職を防ぐための介護休業の弾力的運用などの雇用政策と介護政策との連携強化が重要であると考えられる。これに対して、医療費への影響の実証分析の結果は、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムは要介護高齢者のいる世帯の 1 ヶ月当たり医療費を低下させる影響を通じて、医療費の抑制に寄与していることを示唆している。

¹ 本研究は、平成 28 年度厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業 (H28-統計-一般) を受けて行ったものです。本稿の見解は筆者の所属機関の見解を示すものではなく、筆者個人の見解であることを申し添えます。

地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の就業と医療費に及ぼす影響

金子能宏（一橋大学経済研究所世代間問題研究機構・教授）²

1. はじめに

地域包括ケアシステムは、高齢者の尊厳の保持と自立生活の支援の目的のもとで、可能な限り住み慣れた地域で、自分らしい暮らしを人生の最期まで続けることができるように地域の包括的な支援・サービス提供をする取り組みであり、要介護者のいる世帯に対して、要介護者本人に対するきめ細かな介護サービス提供を行い、介護する家族の負担軽減を図ることも含まれている。したがって、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムで要介護者のいる世帯の家族の介護負担が軽減することは、その家族が介護のために離職したあるいは働くことを控えている場合には、再び就業して収入を上げて要介護者のいる世帯の暮らし向きが良くなることにつながる可能性がある。見方を変えると、要介護高齢者のいる世帯の就業率の要因や収入の要因には、その世帯が地域包括支援・地域包括ケアシステムを受けられる環境にあるかどうかが含まれると考えることができる。また、地域包括ケアシステムは医療と介護の連携強化によって、入院期間の短縮とリハビリテーションと訪問看護の地域での適切な提供を通じて要介護高齢者のいる世帯の医療費（1ヶ月当たりの医療支出額）を低下させる影響があると考えられる。

本研究では、このような観点から、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の就業率（1世帯当たりの有業人員数でみた就業率）に及ぼす影響と1ヶ月当たり医療費に及ぼす影響を、要介護認定者のいる世帯の有業人員数と要介護者のいない世帯の有業人員数を対比することによって実証分析する。このような方法を採用するのは、高齢者の世帯には要介護認定者のいる世帯とそうでない世帯とがあり、地域包括支援制度が導入され地域包括ケアシステムが進められていく時期の就業率の一般的なトレンド（変動があるとすれば景気変動による一般的な変動）に加えて、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが就業率に影響を及ぼすとすれば、それは、要介護認定者のいる世帯の有業者数を増やすかまたは減らすことを通じて影響すると考えられるからである。したがって、本研究では、要介護認定者のいる世帯を処置群とし、要介護認定者のいない世帯を比較群として差の差による推定を行うことによって、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の就業率（1世帯当たりの有業人員数でみた就業率）と1か月当たりの医療費に及ぼす影響を検証する。

2. 地域包括支援制度と地域包括ケアシステム構築の経緯 - 検証仮説の前提 -

現在、団塊の世代（約800万人）が75歳以上となる2025年以降は、国民の医療や介護の需要が、さらに増加することが見込まれているため、介護保険政策の一環として、2025年を目途に、高齢者の尊厳の保持と自立生活の支援の目的のもとで、可能な限り住み慣れ

² 連絡先：〒186-8603 東京都国立市中2-1 一橋大学経済研究所 世代間問題研究機構

TEL / FAX:042-580-8360, E-mail:kaneko@ier.hit-u.ac.jp

た地域で、自分らしい暮らしを人生の最期まで続けることができるよう、地域の包括的な支援・サービス提供体制（地域包括ケアシステム）の構築が推進されている。地域包括ケアシステムの構築では、「介護」、「医療」、「予防」という専門的なサービスと、その前提としての「住まい」と「生活支援・福祉サービス」が相互に関係し、連携しながら、高齢者の在宅生活が続けられるように支える諸条件を、介護保険の保険者である市町村が中心となって整えていくことが求められている。また、可能な限り住み慣れた地域で高齢者が暮らしていけるようにするためには、疾病を抱えても、自宅等の住み慣れた生活の場で療養し、自分らしい生活を続けられるためには、地域における医療・介護の関係機関が連携して、包括的かつ継続的な在宅医療・介護の提供を行うことが必要であり、そのために、医療・リハビリテーション・介護の関係機関が連携し、多職種協働により在宅医療・介護を一体的に提供できる体制を構築するための取組も、地域包括ケアシステムの構築の一環として進められている。

地域で在宅生活を続けられるように支援する1つの方法は、要介護状態になることを予防することであり、この観点から、2005年の介護保険法改正で、介護予防と在宅生活の支援に関連する次の3つの改正が行われた：(1)介護予防サービスの拡充：当初の介護サービスは「要介護1～5・要支援」だったが、介護予防の目的を果たすために対象を軽度者に拡大し、要支援の認定区分を2段階にして「要介護1～5・要支援1、2」の7段階とした。(2)地域密着型サービスの創設：今まで住み慣れた地域を離れることなく、そこで自立した日常生活を続けることができるように、各市区町村がその地域の実情に合わせて「地域密着型サービス」が創設された。(3)地域包括支援センターの創設：各市区町村に介護相談を行う「地域包括支援センター」が創設された。

2005年改正による地域包括支援センターの創設により、地域包括支援の考え方が普及し始め、同時に地域包括支援センターの設置数も増えた（表）。ただし、地域包括支援の取り組みでは、高齢者の暮らしの前提となる住まいの確保とそれを可能にする収入・就業状況、家族の状況に関わることに対応することも含めて地域の包括的な支援・サービス提供を目指すことまでは、明確にはなっていなかった。しかし、地域で暮らし続けるためには、地域で高齢者が暮らし続けられる住宅の確保、及び収入を維持することに関連する介護する家族の離職による要介護者のいる世帯の収入の低下を防ぐことなど、以前には十分取り組まれてきていなかった、介護政策と住宅政策、雇用政策、地域福祉政策（見守り等のボランティア活動の推進を含む）との連携など制度横断的な政策が求められるようになった。

これらの課題に応える対策を検討するために、地域包括ケア研究会（平成20年度老人保健健康増進等事業）が設けられ、検討結果をまとめた「地域包括ケア研究会報告書」³を踏まえて、介護保険部会が「介護保険制度の見直しに関する意見」（2010年11月）⁴をまとめ、これに基づく与野党での議論を経て、改正介護保険法（介護サービスの基盤強化のための介護保険法等の一部を改正する法律）⁵が2011年6月に公布され2012年4月に施

³「地域包括ケア研究会報告書～今後の検討のための論点整理～」地域包括ケア研究会（平成20年度老人保健健康増進等事業）

<http://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-12400000-Hokenkyoku/0000073806.pdf>

⁴「介護保険制度の見直しに関する意見」

社会保障審議会介護保険部会（平成22年11月30日）

<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/2r9852000000xkzs-att/2r9852000000xl19.pdf>

⁵「介護サービスの基盤強化のための介護保険法等の一部を改正する法律等の交付について」老

行された。この 2011 年改正により、地域包括ケアシステムの構築に関連する次のような政策が進められるようになった：(1)24 時間対応の定期巡回・随時対応型サービスの創設、(2)小規模多機能型居宅介護と訪問介護など複数の居宅サービスや地域密着型サービスを組み合わせて提供する複合型事務所の創設、(3)介護予防・日常生活支援総合事業、(4)高齢者の住まいの整備等、(5)認知症対策の推進。介護予防・日常生活支援総合事業については、この事業を導入した市町村では、市町村・地域包括支援センターが、利用者の状態像や意向に応じて予防給付で対応するのか新たな総合サービスを利用するのかを判断し、利用者の状態像や意向に応じて介護予防、生活支援（配食、見守りなど）、権利擁護、社会参加も含めて総合的なサービスを提供することができるようになった。また、ケアマネジメント、介護予防、生活支援の実施を必須条件に、市町村が地域の実情に合わせて介護保険の予防給付としての家事援助や機能訓練などと保険外サービスとしての見守り・配食サービスを組み合わせて提供することもできるようになった。高齢者の住まいの整備等については、2011 年 10 月に「高齢者住まい法」改正法が施行され、これにより、従来の「高齢者専用賃貸住宅」（高専賃）、「高齢者円滑入居賃貸住宅」（高円賃）などは廃止され、高齢者向けの賃貸住宅として、一定の基準⁶を満たす「サービス付き高齢者住宅」に一本化されることになった。

さらに、2015 年の介護保険法改正が医療法など 19 の関連する法改正からなる「地域医療・介護総合確保法」として改正が進められ、高齢者が地域で暮らし続けることを可能にする条件整備とも関連する介護サービス提供に関わる他職種協働の推進と医療と介護の連携の強化が図られた。具体的には、(1) 地域ケア会議の義務化：地域包括ケアを進めるのに適した地域資源を構築するため、厚労省通知に基づいていた地域ケア会議の開催を介護保険法に基づいて市町村が実施することが義務づけられた。(2) 地域医療・介護連携推進事業の義務化（医療・介護の連携を強化するための施策）。2015 年の介護保険法改正で、これらの改正項目が含まれたことによって、地域包括ケアシステムで、急性期医療をはじめとして「本当に必要なサービスを必要な人のもとへ」と届ける重点化と効率化を図り、急性期を脱した人が早期に在宅へ移行できるように医療と介護が密接に連携しながら重い状態の人でも在宅生活を続けられる条件整備が、各地域で進められることとなった。

3. 地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の就業率（1 世帯当たりの有業人員数でみた就業率）に及ぼす影響に関する実証分析

要介護高齢者のいる世帯の世帯主の平均年齢は、『全国消費実態調査』（2014 年（平成 26 年））によれば 歳である。このような世帯の高齢者の就業率を規定する要因については、本研究事業の平成 25 年の分担研究報告書で、2012 年（平成 24 年）、2007 年（平成 19 年）、2002 年（平成 14 年）の「就業構造基本調査」に基づく都道府県別パネルデータを用いた実証分析で、以下の要因が見いだされた。すなわち、高齢者の就業率（65 歳以上の者の就業率）は、後期高齢者の割合が高いほど、県内の第一次産業従事者割合が高いほど有

発第 0622 第 1 号（平成 23 年 6 月 22 日）

⁶ 「サービス付き高齢者住宅」の基準は次の通り：(1) 居室の床面積は 25 m²以上（浴室・キッチン等が共用の場合は 18 m²以上）(2) キッチンや水洗トイレなどを設置、(3) バリアフリー構造、(4) 常駐する介護の専門家による安否確認、生活相談サービスの提供、(5) 長期入院などを理由に事業者から一方的に解約出来ない等居住の安定がはかられている、(6) 入居者の支払いは、敷金、家賃、サービス対価のみで、権利金や更新料などはない。

意に高くなる傾向があり、第三次産業従事者割合が高まると高齢者就業率が低くなる傾向が見られた。県内の就業者に占める非正規雇用者の割合は、いずれの場合も高齢者の就業率に対して有意な影響を与えていないことが見いだされた。

我が国の高齢者の就業率の要因には、高齢化の影響（後期高齢者の割合）、産業構造（高齢者が従事する産業の種類と割合）の他にも、賃金構造、労使関係の影響が指摘されている。山田（2009）は、日本労働政策研究研修機構が2008年に実施した「高齢者の雇用・採用に関する調査（JILPT企業調査）」を用いた実証分析により、賃金プロファイルが緩やかな企業ほど定年延長確率が高く、定年前に賃金プロファイルを修正している企業で継続雇用率は高いのに対して、労働組合のある企業の場合には継続雇用者の選別に何かしらの客観的・具体的基準を設けている傾向が強いため、定年年齢延長確率も継続雇用率も下がることを指摘している。近藤（2014）は、総務省統計局の『労働力調査』の個票データを用いて高年齢者雇用安定法改正前後のコーホートの労働力率や就業率を比較し、50歳代後半の就業率には改正前後のコーホートでほとんど差がないのに対して、改正後に60歳になるコーホートはそれ以前のコーホートよりも高い就業率を65歳くらいまで保ち続けていることを明らかにして、高年齢者雇用安定法の改正は高齢者の就業率の上昇に寄与したことを指摘している。また、山本（2008）は、「慶應家計パネル調査」を用いて、55歳時点で雇用者だった人の60～62歳時点での就業率が上昇したかどうかを、55歳時点で自営業だった同年代や、55歳時点で雇用者だった57～59歳をトリートメントグループとして、差の差推計（difference in difference）で実証分析し、55歳時点で雇用者だった人の60～62歳時点での就業率は法改正の結果有意に上昇したことを明らかにしている。

以上のような先行研究では、高齢者の就業率の実証分析では、高齢者の産業構造、高齢者雇用政策に関連する要因が着目されているが、近年、介護離職の問題が政策課題となり、中高年者による高齢者の介護負担、これに伴う中高年者の離職、就業率の低下が問題となっている。地域包括ケアシステムは、高齢者の尊厳の保持と自立生活の支援の目的のもとで、可能な限り住み慣れた地域で、自分らしい暮らしを人生の最期まで続けることができるように地域の包括的な支援・サービス提供をする取り組みであり、要介護者のいる世帯に対して、要介護者本人に対するきめ細かな介護サービス提供を行い、介護する家族の負担軽減を図ることも含まれている。したがって、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムで要介護者のいる世帯の家族の介護負担が軽減することは、その家族が介護のために離職したあるいは働くことを控えている場合には、再び就業して収入を上げて要介護者のいる世帯の暮らし向きが良くなることにつながる可能性がある。見方を変えると、高齢者の就業率の要因や高齢者の収入の要因には、高齢者の世帯に要介護認定を受けた者がいるかどうかと、その世帯が地域包括支援・地域包括ケアシステムを受けられる環境にあるかどうかとも含まれると考えることができる。

この節では、このような観点から、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者いる世帯の就業率（1世帯当たりの有業人員数でみた就業率）に及ぼす影響を、要介護認定者のいる世帯の有業人員数と要介護者のいない世帯の有業人員数を対比することによって実証分析する。このような方法を採用するのは、高齢者の世帯には要介護認定者のいる世帯とそうでない世帯とがあり、地域包括支援制度が導入され地域包括ケアシステムが進められていく時期の就業率の一般的なトレンド（変動があるとすれば景気変動による一般的な変動）に加えて、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが就業率に影響を及ぼ

すとすれば、それは、要介護認定者のいる世帯の有業者数を増やすかまたは減らすことを通じて影響すると考えられるからである。したがって、この節では、要介護認定者のいる世帯を処置群とし、要介護認定者のいない世帯を比較群として差の差による推定を行うことによって、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが高齢者の就業率に及ぼす影響を検証する。

推定に用いるデータは、介護保険が導入されたのちの時期について要介護認定者いる世帯としない世帯とに分けて世帯員数、世帯主の年齢、世帯の有業人員数、1ヶ月当たり世帯所得、家計消費、貯蓄、医療費などの項目を掲載している『全国消費実態調査』2004年（平成16年）2009年（平成21年）2014年（平成26年）の都道府県別データであり、サンプル数は282（=47×2×3）である。

推定式は、次の通りである。

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 * needed_ltc + \beta_2 * d_icbcare + \beta_3 * needed_ltc * d_icbcare + X + c_{jt} + u_{ijt}$$

ここで、添え字 i は都道府県 ($i=1 \sim 47$)、 j は群 (グループ) ($i=1$ 処置群、 $i=0$ 比較群)、 t は時点 ($t=1 \sim 3$ 、 $t=1$ は2004年、 $t=2$ は2009年、 $t=3$ は2014年)を示し、被説明変数 Y_{ijt} は第 i 県 (道・府・都) の要介護者のいる世帯としない世帯別にみた t 時点の1世帯当たり有業人員数である。説明変数はそれぞれ、 $needed_ltc$: 要介護認定者のいる世帯を1とするダミー変数 (処置群のダミー変数)、 $d_icbcare$: 地域包括支援制度が導入された2006年以降を1とするダミー変数 (政策後の時期を示すダミー変数)、 X : 地域包括支援制度・地域包括ケアシステム以外で世帯の有業人員数に影響すると考えられる複数の説明変数のベクトル、 c_{jt} と u_{ijt} は群別と個別の誤差項である。 β_1 は処置群のダミー変数の係数、 β_2 は政策後を示すダミー変数の係数、 β_3 は交差項の係数であり、 β_3 が説明変数の係数 (ベクトル) である。複数の説明変数 X には次のような個別の変数を用いた。都道府県別・時点別の世帯構造の違いと変化を反映する世帯人員数 ($n_household$ (括弧内は推定で用いた変数の記号、以下同様))、世帯主の年齢 (hh_age)、都道府県別の高齢化の違いと変化を反映する75歳以上人口割合 ($poprate75$)、疾病構造の違いと変化を反映する癌による死亡率 (人口10万人対死亡率、以下同様) ($drate_cancer$)、糖尿病による死亡率 ($drate_diab\sim s$)、脳血管疾患による死亡率 ($drate_cere\sim r$)、都道府県別の労働市場の需給動向の違いと変化を示す55歳以上64歳以下の女性の賃金 (1ヶ月当たり決まって支給される給与) ($wage_f5564$)、失業率 ($unemprate$)、2013年の高齢者雇用継続義務化のダミー変数 ($employment\sim c$)、都市と地方の差を示すダミー変数 (100万以上の人口のある政令指定都市を含む都府県を1とするダミー変数) ($metropolit\sim a$) を用いた。また、世帯の貯蓄が多い場合には、有業人員数が少なくても貯蓄を取り崩して家計を維持できる可能性があるため、世帯の貯蓄 ($h_savings$) も説明変数に含める場合とこれを含めない場合の推定を行った。

4. 地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の医療費 (1ヶ月当たり医療費) に及ぼす影響に関する実証分析

この節では、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の医療費に及ぼす影響を、要介護認定者のいる世帯の有業人員数と要介護者のいない世帯の有

用人員数を対比することによって実証分析する。このような方法を採用する理由は前節で述べたことと同様である。したがって、この節では、要介護認定者のいる世帯を処置群とし、要介護認定者のいない世帯を比較群として差の差による推定を行うことによって、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の医療費に及ぼす影響を検証する。

推定に用いるデータは、前節と同様に、介護保険が導入されたのちの時期について要介護認定者いる世帯といない世帯とに分けて世帯員数、世帯主の年齢、世帯の有業人員数、1ヶ月当たり世帯所得、家計消費、貯蓄、医療費などの項目を掲載している『全国消費実態調査』2004年（平成16年）、2009年（平成21年）、2014年（平成26年）の都道府県別データであり、サンプル数は282（=47×2×3）である。推定式は、前節と同様の線形回帰式である。

$$Y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 * needed_ltc + \beta_2 * d_icbcare + \beta_3 * needed_ltc * d_icbcare + X + c_{jt} + u_{ijt}$$

ここで、添え字 i は都道府県 ($i=1 \sim 47$)、 j は群（グループ）($i=1$ 処置群、 $i=0$ 比較群)、 t は時点 ($t=1 \sim 3$ 、 $t=1$ は2004年、 $t=2$ は2009年、 $t=3$ は2014年)を示し、被説明変数 Y_{ijt} は第 i 県（道・府・都）の要介護者のいる世帯といない世帯別にみた t 時点の1世帯当たりの医療費であり、 $needed_ltc$ は要介護認定者のいる世帯を1とするダミー変数（処置群のダミー変数）、 $d_icbcare$ は地域包括支援制度が導入された2006年以降を1とするダミー変数（政策後の時期を示すダミー変数）であり、 X は地域包括支援制度・地域包括ケアシステム以外で世帯の有業人員数に影響すると考えられる複数の説明変数（マトリクス）、 c_{jt} と u_{ijt} は群別と個別の誤差項である。係数は、前節と同様である。複数の説明変数も前節と同様である。また、世帯の貯蓄が多い場合には、貯蓄を取り崩して医療費をまかなうことができる可能性があるため、世帯の貯蓄も説明変数に含める場合とこれを含めない場合の推定を行った。

5. 実証分析の結果

5-1 地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の就業率（1世帯当たりの有業人員数でみた就業率）に及ぼす影響

推定に用いた『全国消費実態調査』2004年（平成16年）、2009年（平成21年）、2014年（平成26年）の都道府県別データの全国計の基本統計量は表1-1、1-2、1-3の通りである。

表 1 - 1

year	n_work~g	d_icbc~e	needed~c	intera~n	n_hous~d	hh_age	h_income	h_savi~s
2004	1.535106	0	.5	0	3.465957	56.87766	6997.872	17621.83
	.2030453	0	.502681	0	.310931	3.918557	843.1727	5335.63
2009	1.442553	1	.5	.5	3.205319	59.09149	6424.638	17469.48
	.2007991	0	.502681	.502681	.2528832	4.478735	960.939	5019.585
2014	1.344681	1	.5	.5	3.145745	61.72979	6052.574	16376.57
	.2674519	0	.502681	.502681	.2777269	5.293552	811.9102	5103.777
Total	1.44078	.6666667	.5	.3333333	3.27234	59.23298	6491.695	17155.96
	.2381798	.4722426	.5008889	.4722426	.3131987	4.994261	954.3533	5166.314

資料出所：『全国消費実態調査』2004年（平成16年）2009年（平成21年）2014年（平成26年）に基づいて筆者作成

表 1 - 2

year	n_work~g	n_hous~d	hh_age	h_medi~t	popra~75	drate~er	drate~s	drate~ar
2004	1.535106	3.465957	56.87766	16369.56	9.86383	289.7426	12.06809	110.6723
	.2030453	.310931	3.918557	5104.125	1.811365	34.41844	2.06581	24.11111
2009	1.442553	3.205319	59.09149	15875.11	12.14043	289.7426	12.06809	110.6723
	.2007991	.2528832	4.478735	4175.861	2.093272	34.41844	2.06581	24.11111
2014	1.344681	3.145745	61.72979	14995.09	13.87021	311.934	12.01064	104.9255
	.2674519	.2777269	5.293552	3700.308	2.066311	36.83195	2.385281	24.49132
Total	1.44078	3.27234	59.23298	15746.59	11.95816	297.1397	12.04894	108.7567
	.2381798	.3131987	4.994261	4387.407	2.578867	36.6461	2.169921	24.30409

資料出所：『全国消費実態調査』2004年（平成16年）2009年（平成21年）2014年（平成26年）に基づいて筆者作成

表 1 - 3

year	n_work~g	n_hous~d	hh_age	wa~m5564	wa~f5564	unempr~e	employ~c
2004	1.535106	3.465957	56.87766	357.0707	996.4337	4.461702	0
	.2030453	.310931	3.918557	43.097	755.9761	.9597386	0
2009	1.442553	3.205319	59.09149	338.2324	926.0709	4.812766	0
	.2007991	.2528832	4.478735	37.53489	711.1728	.8089864	0
2014	1.344681	3.145745	61.72979	347.0141	893.8021	3.310638	1
	.2674519	.2777269	5.293552	37.80334	667.2063	.6243221	0
Total	1.44078	3.27234	59.23298	347.4391	938.7689	4.195035	.3333333
	.2381798	.3131987	4.994261	40.16731	711.1313	1.031278	.4722426

資料出所：『全国消費実態調査』2004年（平成16年）2009年（平成21年）2014年（平成26年）に基づいて筆者作成

年)に基づいて筆者作成

地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の就業率(1世帯当たりの有業人員数でみた就業率)に及ぼす影響に関する推定結果は、表2の通りである。推定方法は、要介護認定者のいる世帯を処置群とし、要介護認定者のいない世帯を比較群として差の差による最小2乗推定である。

表2から、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムのダミー変数は有意でプラスではあるが、交差項の係数はマイナスで有意ではないことがわかる。このことは、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムは、要介護者のいる世帯の家族の介護負担を軽減して、要介護者のいるどの世帯についても介護のために働きに出ることのできなかった世帯員が働けるようになるほどの影響は現れなかったことがわかる。したがって、近年、介護離職の問題が政策課題となっているが、この問題に対処するためには、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムによる要介護高齢者のいる世帯の介護負担の軽減だけでは必ずしも十分ではなく、介護離職を防ぐための介護休業の弾力的運用などの雇用政策と介護政策との連携強化が重要であると考えられる。

表2 地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の就業率(1世帯当たりの有業人員数でみた就業率)に及ぼす影響
被説明変数：世帯の就業率(1世帯当たりの有業人員数でみた就業率)

Variable	m1	m2
needed_ltc	-0.1170	-0.1299
d_icbcare	0.1339	0.1241
interaction	-0.0715	-0.0688
n_household	0.5124*	0.5109*
hh_age	-0.0115	-0.0125
h_medicalc~t	-0.0000	-0.0000*
poprate75	-0.0089	-0.0066
drate_cancer	-0.0004	-0.0005
drate_diab~s	0.0076	0.0069
drate_cere~r	0.0016**	0.0018**
wage_f5564	-0.0000	-0.0000
unemprate	-0.0347	-0.0203
employment~c	-0.0552	-0.0287
metropolit~a	-0.0283	-0.0303
h_savings		0.0000
_cons	0.5965	0.5131
Nr2		

legend: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

資料出所：『全国消費実態調査』2004年(平成16年)・2009年(平成21年)・2014年(平成26年)に基づいて筆者推定

5 - 2 . 地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる医療費（世帯の1ヶ月当たり医療費）に及ぼす影響

推定に用いた『全国消費実態調査』のデータの基本統計量は前節と同様である。推定方法は地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる医療費（世帯の1ヶ月当たり医療費）に及ぼす影響の推定結果は、表3の通りである。推定方法は、前節と同様に、要介護認定者のいる世帯を処置群とし、要介護認定者のいない世帯を比較群として差の差による最小2乗推定である。

表3から、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムのダミー変数は有意でマイナスで、交差項の係数も有意でマイナスであることがわかる。このことは、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムは、このシステムの構築が意図しているように、この制度が導入される以前と比べて医療と介護の連携強化により要介護高齢者の医療サービス提供をより効率的に行うことを可能にして、要介護高齢者のいる世帯の1ヶ月当たり医療費を低下させる影響を及ぼしたことを示唆している。

表3 地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる医療費（世帯の1ヶ月当たり医療費）に及ぼす影響

被説明変数：世帯の1ヶ月当たり医療費

Variable	q1	q2
needed_ltc	5800.5165	5431.2170*
d_icbcare	761.2355*	537.1956
interaction	-1.83e+03*	-1.75e+03***
n_household	1337.3767	1282.9102
hh_age	221.8277	198.6574
poprate75	-98.9859	-48.8783
drate_cancer	-23.4378	-24.3133
drate_diab~s	-166.7747	-177.5049
drate_cere~r	23.9843	27.9632
wage_f5564	0.0963	0.0376
unemprate	-711.6328	-387.6384
employment~c	-1.63e+03	-1.03e+03
metropolit~a	215.1557	168.7025
h_savings		0.0952
_cons	6380.4673	4465.0022
Nr2		

legend: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

資料出所：『全国消費実態調査』2004年（平成16年）、2009年（平成21年）、2014年（平成26年）に基づいて筆者推定

6 . 考察と今後の課題

要介護高齢者のいる世帯の就業率（1世帯当たり有業人員数でみた就業率）の要因や収入の要因には、その世帯が地域包括支援・地域包括ケアシステムを受けられる環境にある

かどうかが含まれると考えることができる。また、地域包括ケアシステムは医療と介護の連携強化によって、入院期間の短縮とリハビリテーションと訪問看護の地域での適切な提供を通じて要介護高齢者のいる世帯の医療費（1ヶ月当たりの医療支出額）を低下させる影響があると考えられる。

本研究では、このような観点から、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムが要介護高齢者のいる世帯の就業率（1世帯当たりの有業人員数でみた就業率）に及ぼす影響と1ヶ月当たり医療費に及ぼす影響を、要介護認定者のいる世帯を処置群、要介護者のいない世帯を対照群として、『全国消費実態調査』2004年（平成16年）、2009年（平成21年）、2014年（平成26年）の都道府県別データを用いて差の差の推定（difference in difference, DID）による実証分析を行った（推定量は最小2乗推定）。その結果、1世帯当たり有業人員数でみた就業率に及ぼす影響については地域包括支援制度・地域包括ケアシステムのダミー変数は有意でプラスであるが、交差項の係数はマイナスで有意ではないという結果が得られ、これに対して、医療費に及ぼす影響については地域包括支援制度・地域包括ケアシステムのダミー変数は有意でマイナスで、交差項の係数も有意でマイナスという結果が得られた。

以上の結果は、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムは、要介護者のいる世帯の家族の介護負担を軽減して、要介護者のいるどの世帯についても介護のために働きに出ることのできなかつた世帯員が働けるようになるほどの影響は現れなかつたのに対して、1ヶ月当たりの医療費を低下させる影響があつたことが明らかになった。この結果から、就業率への影響に着目して考察すると、近年、介護離職の問題が政策課題となっているが、この問題に対処するためには、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムによる要介護高齢者のいる世帯の介護負担の軽減だけでは必ずしも十分ではなく、介護離職を防ぐための介護休業の弾力的運用などの雇用政策と介護政策との連携強化が重要であると考えられる。これに対して、医療費への影響に関する実証分析の結果は、地域包括支援制度・地域包括ケアシステムは、要介護高齢者のいる世帯の1ヶ月当たり医療費を低下させる影響を通じて医療費の抑制に寄与していることを示唆している。

参考文献

- Badi H. Baltagi (1995) *Econometric Analysis of Panel Data* (John Wiley & Sons)
- Chie Hanaoka, Edward C. Norton (2008) "Informal and formal care for elderly persons: How adult children's characteristics affect the use of formal care", *Social Science & Medicine, Social Science & Medicine*, 67, pp.1002-1008
- J.M. Wooldridge (2015) *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (Upper Level Economics Titles) (South-Western Pub; 6版)
- 金子能宏(2013)「社会保障財政および個人負担への影響」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』(慶應義塾大学出版会), pp. 47-70.
- 川口大司(2008)「労働政策評価の計量経済学」『日本労働研究雑誌』No.579
- 近藤綾子(2014)「雇用確保措置の義務化によって高齢者の雇用は増えたのか - 高齢者雇用安定法改正の政策評価」『日本労働研究雑誌』No.642
- 高橋紘士(2012)『地域包括ケアシステム』オーム社
- 田中滋(監修)(2014)『地域包括ケア サクセスガイド: 地域力を高めて高齢者の在宅生活を

支える』メディカ出版

筒井孝子 (2014)『地域包括ケアシステム構築のためのマネジメント戦略 integrated care の理論とその応用』中央法規出版

東京大学高齢社会総合研究機構 編集(2014)『地域包括ケアのすすめ: 在宅医療推進のための多職種連携の試み』東京大学出版会

二木立 (2015)『地域包括ケアと地域医療連携』勁草書房

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

山本勲 (2008)「高年齢者雇用安定法改正の効果分析」樋口美雄・瀬古美喜編著『日本の家計行動のダイナミズム : 制度政策の変更と就業行動』慶應義塾大学出版会

平成 28 年度厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（統計情報総合研究））
縦断調査を用いた中高年者の生活実態の変化とその要因に関する研究
分担研究報告書

年金と高齢者就業に関する研究

研究分担者 高山憲之 公益財団法人年金シニアプラン総合研究機構・研究主幹

研究要旨

本研究では、給与所得者として 20 年以上、勤務した実績を有し、2012 年度末の年齢が 56～69 歳の男性 1253 人を対象として、年金と高齢者就業の関係を分析している。主な使用データは世代間問題研究プロジェクトが 2012 年に実施したパネルデータ「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」である。分析によって得られた主要な知見は以下のとおりである。

(1) 年金受給者に着目すると、報酬比例部分に係る法定の受給開始年齢が 60 歳に据えおかれていたときに関するかぎり、定額部分に係る法定の受給開始年齢が段階的に 65 歳へ引き上げられても 60 歳から年金を受給しはじめた人が最も多かった。ちなみに、定額部分の法定受給開始年齢引き上げにぴったり合わせて実際に年金を受給しはじめた人は受給者の 4 分の 1 あるいは、それ以下にとどまっていた。

(2) 他方、報酬比例部分に係る法定の受給開始時点年齢が 60 歳から 61 歳に引き上げられたとき、該当する厚生年金加入歴 20 年以上の男性は、その過半が 60 歳時にも厚生年金に加入していた。そして 60 歳から老齢年金を受給し始める人の割合は激減した。報酬比例部分の受給開始年齢引き上げは多大な雇用促進効果と年金受給開始時点先送り効果の 2 つをもっていたことになり、定額部分の受給開始年齢を引き上げたときとは明らかに違っていた。

(3) 実際に年金受給を開始した年齢が 60～64 歳であり、かつ年金受給開始直後においても総報酬を手にしていない人に限定すると、受給開始 1 年前の総報酬月額が 15 万円未満の人が 13%、30 万円未満 40%であったが、受給開始直後になると、総報酬月額 15 万円未満の人は 40%となっていた。そして、受給開始直後における「総報酬月額 + 年金給付（基本月額）」の合計額は 20 万円未満が 21%、20 万円以上 28 万円以下が 31%、28 万円超 40 万円未満 29%、40 万円以上 10%となり、20 万円以上 28 万円以下のところに、それなりの塊りがあった。総報酬月額と年金給付月額の合計額を 28 万円以下に制御し、年金を減額なしで受給するために総報酬月額を下方に調整した人が 30%弱に及んでいた。

研究結果が示唆しているもののうち、政策上、重要であると思われるのは次の 3 点である。

(1) 報酬比例部分に係る法定の受給開始年齢引き上げが多大な雇用促進効果と受給開始時点先送り効果の 2 つをもっていたことが明らかになった。報酬比例部分に係る法定の受給開始年齢は現在、引き上げ途上にある。引きつづき、その効果を検証しつづける必要がある。

(2) 60～64 歳対象の在職老齢年金制度は、年金を減額なしで受給するために総報酬月額を下方に調整させる機能を有しており、60～64 歳層の雇用促進のためには見直しが必要である。ただ、60～64 歳対象の在職老齢年金制度はサンセット方式となっており、早晚、廃止される。したがって、その見直しは急を要する。

(3) 定年到達後、継続雇用されても、その 1 年後に就業するのを止めてしまう人が少なくないようである。継続雇用の実態については 1 年経過後の実態を詳しく調べる必要がある。

A．研究目的

日本では既に総人口が減少しはじめていく。日本の経済と社会の活力を維持していくためには女性だけでなく高齢者も従来以上に活躍することができる社会を今後、構築する必要がある。

公的年金においても社会的に妥当な給付水準を今後とも確保しつづけるためには、60歳以降における年金保険料拠出期間を可能なかぎり長くすることが求められている。そのためには60歳以降における就労インセンティブを強化する必要がある。

日本の高齢者は国際比較でみるかぎり就業率が高めである。事実、65歳までの継続雇用を希望する人に対しては、それを義務づけることになっており、60～64歳層の就業率は2006年以降、少しずつ上昇している。ただ、60歳定年制を維持している企業が今もなお圧倒的に多く、定年後に継続雇用となっても賃金が4割以上カットされるケースが多い。60歳からの年金受給を前提にして、賃金カット率を決めていた企業も少なくない。

定年制および定年後の継続雇用に関する実態は各種の調査や統計によって、それなりに内実が究明されている。他方、年金受給開始前後の就業状況や年金受給の実態については不明な点が依然として少なくない。たとえば、男性の場合、法定の受給開始年齢（厚生年金保険の定額部分）は、この間に徐々に65歳へ引き上げられてきたが、それに応じて受給開始年齢を法定の受給開始年齢にあわせて調整してきた人が実際にどの程度いたのか。あるいは、在職に伴う給付減額制度（在職老齢年金制度）は雇用を抑制する効果があるという主張がある。その抑制効果は実際にどの程度なのか。さら

には、年金受給額が一定水準を超えると、年金を受給しはじめるのと同時に、人びとは就労するのを辞めたり、就労時間を減らしたりする可能性がある。それは労働能力の減退・喪失に関わりなく行われうる。年金受給が就労を阻害し、早期引退を促進してしまうという懸念が生じる。そのような年金の就労阻害効果は実際にはどの程度あったのか、さらには「賃金+年金」の合計額は年金受給開始前の賃金と比べて、どの程度まで減少していたのか、等々。

本研究の目的は年金受給開始前後における就業状況と年金受給の実態を統計データを用いて明らかにすることにある。

B．研究方法

本研究では、給与所得者として20年以上、勤務した実績を有し、2012年度末の年齢が56～69歳の男性1253人を対象として、年金と高齢者就業の関係を分析した。主な使用データは世代間問題研究プロジェクトが2012年に実施したパネルデータ「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」である。この調査結果には、ねんきんネットからダウンロードした各自の年金加入記録を回答者が転記したデータ（パネルデータ）が含まれている。

本研究は次の順序で考察を進めた。まず、調査時点のクロスセクション・データを利用して事実を整理した。次に、パネルデータを駆使しながら、コーホート別（生年度別）に加齢に伴って就業状況や年金受給状況がどのように変化していったのかを明らかにするとともに、実際の受給開始年齢を生年度別に調べる一方、在職に伴う年金減額の実態を究明した。そして、パネルデータからみた年金受給開始前後の就業状況と

年金受給に関する観察を試みた上で、年金受給と高齢者就業の関係について生存時間解析をした。くわえて、年金受給開始前後の就業状況について複数の典型的パターンに着目し、それぞれのパターンごとに生活実態を調べた。さらに、厚生年金保険における報酬比例部分（いわゆる2階部分）の法定受給開始年齢が男性の場合、2013年4月に60歳から61歳へ引き上げられた。一方、その定額部分（いわゆる1階部分）は2013年4月時点において、すでに65歳に引き上げられていた。この報酬比例部分に係る法定の受給開始年齢引き上げによって、60歳前後の就業状況がどのように変わったのかについても追加して調べた。

なお、本研究は研究協力者の白石浩介教授（拓殖大学）と共同で実施した。

（倫理面への配慮）

本研究は、倫理審査委員会で倫理審査不要と判断されたパネルデータを使用した分析であり、倫理指針の個別項目には一切、該当していない。

C. 研究結果

（1）2012年度における法定の年金受給開始年齢は男性の場合、定額部分が64歳、報酬比例部分が60歳であった。本研究で分析の対象とした男性にとっては報酬比例部分だけで月額10万円前後（平均値）の年金を受給することができたので、定額部分64歳受給開始にもかかわらず、60歳から年金を受給しはじめた人が多かった。ただ、60歳時点では求職者給付を、まず受給し、その受給期間が満了した後から年金を受給しはじめた人も少なくなかった。

（2）2012年12月時点における年金受給率は60～64歳層で64%、65～69歳層では89%であり、総じて高齢になるほど年金受給率は高くなっていた。

（3）60歳以降、減額なしで老齢年金を受給する人が圧倒的に多かった。2012年12月時点で60～64歳層の場合、在職により老齢年金が減額されていた人は9%、全額支給停止となっていた人は12%にすぎない。65歳以上では、在職者が減る一方、減額つきの在職老齢年金受給者や全額支給停止者はきわめて少なくなっていた。

（4）2012年12月時点で56～59歳だった人については正社員または役員の割合が50%超となっていたが、60歳だった人の正社員割合は24%、さらに61～64歳層では11%、65～69歳層では、わずか2%であった。一方、60～64歳層の非正規就業者割合は約4分の1、無職者42%となっていた。なお、60歳であった人の失業者割合は22%となっており、この年齢層だけ失業者割合が異常に高かった。

（5）2012年4月時点における厚生年金保険加入率は60歳で50%割れとなっていた。さらに、61～64歳では24%弱、65歳11%弱、66～69歳4%弱と、その加入率は高齢になるほど低くなっていた。

（6）同時点で厚生年金保険に加入していた人の総報酬月額は56～60歳層で平均50万円前後であったが、61～65歳層30万円台、さらに66～69歳層20万円台であった。ただし、60～64歳で厚生年金保険に加入していた在職者の80%前後が「総報酬月額+年金受給月額」の合計額を28万円以下に調整し、減額なしで年金を受給していた。

（7）次に、コーホート別の加齢効果を調べたところ、まず、56～59歳時点の正社員割合は、かつて80%であった（または80%に近かった）が、1948年度生まれの世代から低下しはじめ、1952年度生まれ（2012年度には60歳）になると60%強になっていた。60歳を超えるとともに、い

れの世代でも正社員割合は30%前後あるいは、それ以下へ急減しており、被用者だけに限定すると、正規の人より非正規の人の方が総じて多かった。そして、64~65歳時点では無職者が過半数を占めるようになっていた。

(8) 総報酬月額中央値は、いずれの世代においても59歳時点で50万円以上となっていたが、61歳時点では30万円台または、それ以下に低下していた。ただ、その分布のばらつきは比較的大きく、61歳以降においても月額47万円超の人が30%以上いた(ゼロデータは除いている)。

(9) いずれの世代においても年金受給率は加齢とともに上昇しており、総じて62歳時点で50%を超え、65歳時点で80%超となっていた。とくに、1949~1951年度生まれについては定額部分に係る法定の受給開始年齢が65歳になっていたにもかかわらず、60歳受給開始者が40%台を占め、さらに61歳時点の年金受給率は60%台に上昇していた。

(10) 年金受給者に着目すると、報酬比例部分に係る法定の受給開始年齢が60歳に据えおかれていたときに関するかぎり、定額部分に係る法定の受給開始年齢が段階的に65歳へ引き上げられても60歳から年金を受給しはじめた人が最も多かった。ちなみに、定額部分の法定受給開始年齢引き上げにぴったり合わせて実際に年金を受給しはじめた人は受給者の4分の1あるいは、それ以下にとどまっていた。

(11) 他方、報酬比例部分に係る法定の受給開始年齢が60歳から61歳に引き上げられたとき、該当する厚生年金加入歴20年以上の男性は、その過半が60歳時にも厚生年金に加入していた。そして60歳から老齢年金を受給し始める人の割合は激減した。報酬比例部分の受給開始年齢引き

上げは多大な雇用促進効果と年金受給開始時点先送り効果の2つをもっていたことになり、定額部分の受給開始年齢を引き上げたときとは明らかに違っていた。

(12) 60歳時点に関するかぎり、在職によって年金給付が減額される、または全額支給停止となる人が、かつては多かった。ちなみに1948年度以前に生まれた世代の場合、その割合は60%台であった(全額支給停止者を含む)。しかし、1949年度以降に生まれた世代の場合、その割合は50%前後あるいは、それ以下になっていた。その割合は61歳以降、加齢にともなって急激に低下し、65歳時点では10%未満までダウンしていた。

(13) 2012年12月時点で年金を受給していた60~69歳の男性について受給開始前後の就業状況等を調べた結果によると、まず、受給開始1年前の時点では正社員ないし役員が48%、非正規就業20%、失業中8%、無職者17%等であったが、受給開始直後には正社員ないし役員が17%となり、30%近いダウンとなる一方、無職者が36%、失業中15%、非正規就業25%へと、それぞれアップしていた。さらに受給開始2年後になると、正社員ないし役員は10%まで減る一方、無職者割合は48%へ上昇していた。受給開始直前に正社員ないし役員であった人に限定すると、受給開始直後も正社員ないし役員にとどまった人は3分の1にすぎず、無職者27%、失業者17%(無職者と合わせると40%超)、非正規就業21%へと就業状況が大きく変わっていた。

(14) 就業状況が変わると週あたり労働時間も変わる。年金受給開始1年前には労働時間40時間以上の人52%を占めていたが、年金受給開始直後には27%へと、ほぼ半減していた一方、労働時間ゼロが52%となった。年金受給開始とともに労働時間

を減らしたり、勤務を辞めてしまったりした人が、それなりに多く、就労を抑制したり、早期引退を促進したりする効果が年金受給にはある。

(15) 年金受給開始1年前の総報酬月額および「その他の月収」(報酬や週30時間未満の勤務から得られた賃金等)と、年金受給開始1年後の「年金+総報酬月額+その他月収」の合計額を比較すると、年金受給開始後、大幅に収入を減らした人が圧倒的に多かった。ちなみに、後者の前者に対する割合は20%未満の減が6%、20%以上40%未満の減8%、40%以上60%未満の減18%、60%以上80%未満の減25%、80%以上の減19%となっていた。

(16) 実際に年金受給を開始した年齢が60~64歳であり、かつ年金受給開始直後においても総報酬を手にしてきた人に限定すると、受給開始1年前の総報酬月額は15万円未満の人が13%、30万円未満40%であったが、受給開始直後になると、総報酬月額15万円未満の人は40%となっていた。そして、受給開始直後における「総報酬月額+年金給付(基本月額)」の合計額は20万円未満が21%、20万円以上28万円以下が31%、28万円超40万円未満29%、40万円以上10%となり、20万円以上28万円以下のところに、それなりの塊りがあった。総報酬月額と年金給付月額の合計額を28万円以下に制御し、年金を減額なしで受給するために総報酬月額を下方に調整した人が30%弱に及んでいた。

(17) 生存時間解析をした結果によると、総じて、老後資金に余裕があったり、就業継続によって稼得が期待される賃金が従前賃金の60%未満であったりすると、早めに就労を停止し、年金を受給し始める傾向がある。さらに、無配偶者の方が有配偶者より就労を早期に停止する確率が高い。

D. 考察

研究結果が示唆しているもののうち、政策上、重要であると思われるのは次の3点である。

(1) 報酬比例部分に係る法定の受給開始年齢引き上げが多大な雇用促進効果と受給開始時点先送り効果の2つをもっていたことが明らかになった。報酬比例部分に係る法定の受給開始年齢は現在、引き上げ途上にある。引きつづき、その効果を検証しつづける必要がある。

(2) 60~64歳対象の在職老齢年金制度は、年金を減額なしで受給するために総報酬月額を下方に調整させる機能を有しており、60~64歳層の雇用促進のためには見直しが必要である。ただ、60~64歳対象の在職老齢年金制度はサンセット方式となっており、早晚、廃止される。したがって、その見直しは急を要する。

(3) 定年到達後、継続雇用されても、その1年後に就業するのを止めてしまう人が少なくないようである。継続雇用の実態については1年経過後の実態を詳しく調べる必要がある。

E. 結論

法定の年金受給開始年齢引き上げは高齢者に対する雇用促進効果を有している。したがって、高齢者が活躍することができる社会を今後、構築するためには、法定の年金受給開始年齢を引き上げることが有力な選択肢となるはずである。ただ、この問題は年金の拠出期間延長を含め、別の様々な観点も加えて包括的に論じる必要がある。

G. 研究発表

1. 論文発表

高山憲之・白石浩介「年金と高齢者就業：パネルデータ分析『年金研究』第6号、pp.38-100、2017年。

2. 学会発表
なし

H. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得
なし
2. 実用新案登録
なし
3. その他
なし

年金と高齢者就業：パネルデータ分析

高山 憲之

(公財)年金シニアプラン総合研究機構理事・研究主幹

一橋大学名誉教授

白石 浩介

拓殖大学政経学部教授

【 記 事 情 報 】

掲載誌：年金研究 No.6 pp. 38-100 ISSN 2189-969X オンラ

イン掲載日：2017 年 5 月 8 日 掲載ホームページ：

<http://www.nensoken.or.jp/nenkinkenkyu/>

論文受理日：2016 年 12 月 26 日 論文採択日：2017 年 4 月 27

日 DOI: http://doi.org/10.20739/nenkinkenkyu.6.0_38

要約

本稿では、給与所得者として 20 年以上、勤務した実績を有し、2012 年度末の年齢が 56 ~ 69 歳の男性 1253 人を対象として、年金と高齢者就業の関係を分析している。主な使用 データは世代間問題研究プロジェクトが 2012 年に実施したパネル・データ「くらしと仕事 に関する中高年インターネット特別調査」である。分析によって得られた主要な知見は以下のとおりである。

(1)2012 年度における法定の年金受給開始年齢は男性の場合、定額部分が 64 歳、報酬 比例部分が 60 歳であった。本稿で分析の対象とした男性にとっては報酬比例部分だけで月 額 10 万円前後(平均値)の年金を受給することができたので、定額部分 64 歳受給開始に もかかわらず、60 歳から年金を受給しはじめた人が多かった。ただ、60 歳時点では失業 給付(求職者給付)を、まず受給し、その受給期間が満了した後から年金を受給しはじめ た人も少なくなかった。

(2)2012 年 12 月時点における年金受給率は 60 ~ 64 歳層で 64%、65 ~ 69 歳層では 89% であり、総じて高齢 になるほど年金受給率は高くなっていった。

(3)60 歳以降、減額なしで老齢年金を受給する人が圧倒的に多かった。2012 年 12 月 時点で 60 ~ 64 歳層の場合、在職により老齢年金が減額されていた人は 9%、全額支給停 止となっていた人は 12%にすぎない。65 歳以上では、在職者が減る一方、在職による減 額がはじまる屈折点も 28 万円超が 65 歳から比較的高めの 47 万円超に変わるので、減額 つきの在職老齢年金受給者や全額支給停止者はきわ めて少なくなっていた。

(4)2012 年 12 月時点で 56 ~ 59 歳だった人については正社員または役員の割合が 50% 超となっていたが、 60 歳だった人の正社員割合は 24%、さらに 61 ~ 64 歳層では 11%、 65 ~ 69 歳層では、わずか 2%であった。一方、60 ~ 64 歳層の非正規就業者割合は約 4 分の 1、無職者 42%となっていた。なお、60 歳であった人の失業者割合は 22%となってお り、この年齢層だけ失業者割合が異常に高かった。

(5)2012 年 4 月時点における厚生年金保険加入率は 60 歳で 50%割れとなっていた。 さらに、61 ~ 64 歳では 24%弱、65 歳 11%弱、66 ~ 69 歳 4%弱と、その加入率は高齢に なるほど低くなって いた。

(6)同時点で厚生年金保険に加入していた人の総報酬月額 は 56 ~ 60 歳層で平均 50 万 円前後であったが、61 ~ 65 歳層 30 万円台、さらに 66 ~ 69 歳層 20 万円台であった。ただ し、60 ~ 64 歳で厚生 年金保険に加入していた在職者の 80%前後が「総報酬月額 + 年金受 給月額」の合計額を 28 万円

以下に調整し、減額なしで年金を受給していた。

(7)次に、コーホート別の加齢効果を調べたところ、まず、56～59歳時点の正社員割合は、かつて80%であった(または80%に近かった)が、1948年度生まれの世代から低下しはじめ、1952年度生まれ(2012年度には60歳)になると60%強になっていた。60歳を超えるとともに、いずれの世代でも正社員割合は30%前後あるいは、それ以下へ急減しており、被用者だけに限定すると、正規の人より非正規の人の方が総じて多かった。そして、64～65歳時点では無職者が過半数を占めるようになっていた。

(8)総報酬月額中央値は、いずれの世代においても59歳時点で50万円以上となっていたが、61歳時点では30万円台または、それ以下に低下していた。ただ、その分布のばらつきは比較的大きく、61歳以降においても月額47万円超の人が30%以上いた(ゼロデータは除いている)

(9)いずれの世代においても年金受給率は加齢とともに上昇しており、総じて62歳時点で50%を超え、65歳時点で80%超となっていた。とくに、1949～1951年度生まれについては定額部分に係る法定の受給開始年齢が65歳になっていたにもかかわらず、60歳受給開始者が40%台を占め、さらに61歳時点の年金受給率は60%台に上昇していた。これらの年金受給率は、1948年度生まれ以前の世代のそれより10%程度あるいは、それ以上高かった。

(10)年金受給者に着目すると、報酬比例部分に係る法定の受給開始年齢が60歳に据えおかれていたときに関するかぎり、定額部分に係る法定の受給開始年齢が段階的に65歳へ引き上げられても60歳から年金を受給しはじめた人が最も多かった。ちなみに、定額部分の法定受給開始年齢引き上げにぴったり合わせて実際に年金を受給しはじめた人は受給者の4分の1あるいは、それ以下にとどまっていた。

(11)他方、報酬比例部分に係る法定の受給開始年齢が60歳から61歳に引き上げられたとき、該当する厚生年金加入歴20年以上の男性は、その過半が60歳時にも厚生年金に加入していた。そして60歳から老齢年金を受給し始める人の割合は激減した。報酬比例部分の受給開始年齢引き上げは多大な雇用促進効果と年金受給開始先送り効果の2つをもっていたことになり、定額部分の受給開始年齢を引き上げたときとは明らかに違っていた。

(12)60歳時点に関するかぎり、在職によって年金給付が減額される、または全額支給停止となる人が、かつては多かった。ちなみに1948年度以前に生まれた世代の場合、その割合は60%台であった(全額支給停止者を含む)。しかし、1949年度以降に生まれた世代の場合、その割合は50%前後あるいは、それ以下になっていた。その割合は61歳以降、加齢にともなって急激に低下し、65歳時点では10%未満までダウンしていた。

(13)2012年12月時点で年金を受給していた60～69歳の男性について受給開始前後の就業状況等を調べた結果によると、まず、受給開始1年前の時点では正社員ないし役員が48%、非正規就業20%、失業中8%、無職者17%等であったが、受給開始直後には正社員ないし役員が17%となり、30%近いダウンとなる一方、無職者が36%、失業中15%、非正規就業25%へと、それぞれアップしていた。さらに受給開始2年後になると、正社員ないし役員は10%まで減る一方、無職者割合は48%へ上昇していた。受給開始直前に正社員ないし役員であった人に限定すると、受給開始直後も正社員ないし役員にとどまった人は3分の1にすぎず、無職者27%、失業者17%(無職者と合わせると40%超)、非正規就業21%へと就業状況が大きく変わっていた。

(14)就業状況が変わると週あたり労働時間も変わる。年金受給開始1年前には労働時間40時間以上の人52%を占めていたが、年金受給開始直後には27%へと、ほぼ半減していた一方、労働時間ゼロが52%となった。年金受給開始とともに労働時間を減らしたり、勤務を辞めてしまったりした人が、それなりに多く、就労を抑制したり、早期引退を促進したりする効果が年金受給にあることが、パネルデータによって計量的に確認された。

(15)年金受給開始1年前の総報酬月額および「その他の月収」(報酬や週30時間未満の勤務から得られた賃金等)と、年金受給開始1年後の「年金+総報酬月額+その他月収」の合計額を比較すると、年金受給開始後、大幅に収入を減らした人が圧倒的に多かった。ちなみに、後者の前者に対する割合は20%未満の減が6%、20%以上40%未満の減8%、40%以上60%未満の減18%、60%以上80%未満の減25%、80%以上の減19%となっていた。

(16)実際に年金受給を開始した年齢が60～64歳であり、かつ年金受給開始直後においても総報酬を

手にしていた人に限定すると、受給開始1年前の総報酬月額が15万円未満の人が13%、30万円未満40%であったが、受給開始直後になると、総報酬月額15万円未満の人は40%となっていた。そして、受給開始直後における「総報酬月額+年金給付基本月額」の合計額は20万円未満が21%、20万円以上28万円以下が31%、28万円超40万円未満29%、40万円以上10%となり、20万円以上28万円以下のところに、それなりの塊りがあった。総報酬月額と年金給付月額の合計額を28万円以下に制御し、年金を減額なしで受給するために総報酬月額を下方に調整した人が30%弱に及んでいた。

(17)生存時間解析をした結果によると、総じて、老後資金に余裕があったり、就業継続によって稼得が期待される賃金が従前賃金の60%未満であったりすると、早めに就労を停止し、年金を受給し始める傾向がある。さらに、無配偶者の方が有配偶者より就労を早期に停止する確率が高い。

1 問題の所在

日本では既に総人口が減少しはじめている。日本の経済と社会の活力を維持していくためには女性だけでなく高齢者も従来以上に活躍することができる社会を今後、構築する必要がある。

公的年金においても社会的に妥当(socially adequate)な給付水準を今後とも確保しつづけるためには、60歳以降における年金保険料拠出期間を可能なかぎり長くすることが求められている。そのためには60歳以降における就労インセンティブを強化する必要がある。

日本の高齢者は国際比較でみるかぎり就業率が高めである。事実、65歳までの継続雇用を希望する人に対しては、それを義務づけることになっており、60~64歳層の就業率は2006年以降、少しずつ上昇している。ただ、60歳定年制を維持している企業が今もなお圧倒的に多く、定年後に継続雇用となっても賃金が4割以上カットされるケースが多い。60歳からの年金受給を前提にして、賃金カット率を決めていた企業も少なくない。

定年制および定年後の継続雇用に関する実態は各種の調査や統計によって、それなりに内実が究明されている。他方、年金受給開始前後の就業状況や年金受給の実態については不明な点が依然として少なくない。たとえば、男性の場合、法定の受給開始年齢(厚生年金保険の定額部分)は、この間に徐々に65歳へ引き上げられてきたが、それに応じて受給開始年齢を法定の受給開始年齢にあわせて調整してきた人が実際にどの程度いたのか。あるいは、在職に伴う給付減額制度(在職老齢年金制度)は雇用を抑制する効果があるという主張がある。その抑制効果は実際にどの程度なのか。さらには、年金受給額が一定水準を超えると、年金を受給しはじめるのと同時に、人びとは就労するのを辞めたり、就労時間を減らしたりする可能性がある。それは労働能力の減退喪失に関わりなく行われうる。年金受給が就労を阻害し、早期引退を促進してしまうという懸念が生じる。そのような年金の就労阻害効果は実際にはどの程度あったのか、さらには「賃金+年金」の合計額は年金受給開始前の賃金と比べて、どの程度まで減少していたのか、等々。

そこで、本稿では年金受給開始前後における就業状況と年金受給の実態を統計データを用いて明らかにすることにした。利用した統計データは世代間問題研究プロジェクトが2012年12月初旬に実施した「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」である。この調査結果には、ねんきんネットからダウンロードした各自の年金加入記録を回答者が転記したデータ(パネルデータ)が含まれている。

本稿の構成は次のようになっている。¹ まず、使用した統計データを第2節で紹介する。第3節では、調査時点のクロスセクション・データを利用した観察結果を解説する。第4節では、パネルデータを駆使しながら、コーホート別(生年度別)に加齢に伴って就業状況や年金受給状況がどのように変化していったのかを明らかにする。第5節では、パネルデータを利用して実際の受給開始年齢を生年度別に調べる。第6節では、在職に伴う年金減額の実態を究明する。第7節では、パネルデータからみた年金受給開始前後の就業状況と年金受給に関する観察結果を報告する。第8節では、年金受給と高齢者就業の関係について生存時間解析を試みる。第9節では、残された問題等に言及する。なお、年金受給開始前後の就業状況について複数の典型的パターンに着目し、それぞれのパターンごとに生活実態を調べた。その結果を本稿の末尾に付論Aとして掲載した。さらに、厚生年金保険における報酬比例部分(いわゆる2階部分)の法定受給開始年齢が男性の場合、2013年4

月に60歳から61歳へ引き上げられた。一方、その定額部分(いわゆる1階部分)は2013年4月時点において、すでに65歳に引き上げられていた。この報酬比例部分に係る法定の受給開始

年齢引き上げによって、60 歳前後の就業状況がどのように変わったのかについても追加して調べた。その結果を付論 Bとして本稿末尾に掲載した。

¹ 本稿は高山・白石(2016)をベースにしながらか察範囲を拡大し、大幅に加筆した論文である。

2 データ

利用した主なデータは世代間問題研究プロジェクトが 2012 年 12 月 3 日(月)~12 月 6 日(木)に実施した「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」である。同調査は、日本年金機構が提供している「ねんきんネット」から回答者本人の年金加入履歴等を回答者にダウンロード・印刷してもらい、その内容の転記を求めるとともに、それを手掛かりにして、確実に記憶していると考えられる人生の重要なイベント(転職状況、結婚、離別・死別、出産、親との同居・別居、学歴等)について追加質問することにより、超長期にわたるパネルデータの作成を試みたものである。さらに、調査時点の就業状況、年金受給の状況、家族の状況、健康状況、所得と資産保有の状況等に関する数多くの項目についても併せて質問している。

ねんきんネットを利用すれば、各自の公的年金に係る過去の加入履歴、国民年金の納付記録、厚生年金保険上の職歴や標準報酬月額推移履歴、保険料の納付総額や年金受給額・年金受給見込額等が直ちに分かる。したがって、ねんきんネットから各自の年金加入記録等を転記してもらうことによって、超長期にわたるほぼ正確なパネルデータを1回の調査で一挙に得ることが可能となった。

調査の対象として当初、想定されていたのは、インターネット調査会社のモニターとして登録され、当該調査に協力を申しでた人のうち、1941 年 4 月 2 日生まれ~1957 年 4 月

1日生まれ(2012年度末時点で56~71歳)の男性1500人、女性600人であった。結果

的に得られた有効回答者数は男性 1509 人、女性 619 人、合計 2128 人となった。上記調査は、公募モニターを使ったインターネット調査であり、目標客体数に到達する

まで調査が継続された。ただし、調査終了後、転記項目について関連チェックが行われ、転記事項に不整合のあるデータが無効データとして除外されている。

上記の有効サンプルのうち本稿における分析用サンプルとして、2012 年度末の年齢が 70 歳未満であり、56 歳時点で厚生年金保険に加入していた実績がある、あるいは調査

時点における厚生年金保険の加入月数が240ヶ月(20年)以上である、という2つの要件

を満たす男性サンプルを抽出した。分析用サンプルは合計で 1253 人であり、その内訳は 56~59 歳が 417 人、60~64 歳が 556 人、65~69 歳 280 人であった。本稿ではとくに断りがなく、この分析用サンプルを用いる。

なお、本稿で使用した年金受給額は回答者本人が記入したデータではない。本人回答額は厚生年金基金による代行分を含んでいない。しかるに、在職老齢年金の算定に用いられる年金給付は代行分込みの金額である。さらに、上記算定に用いられる年金給付額は在職に伴う減額前または全額支給停止前の金額であり、減額(または全額支給停止)後の受給額(本人回答額)ではない。つまり、在職老齢年金の経済効果を調べるために本人回答の年金受給額を使用することは不適切であることが判明したからである。

そこで、本稿では年金制度の内容を可能なかぎり忠実に反映させた代行分込みの基本月額および年金支給額)を使用している。推計したのは 60 歳到達時の基本月額である。² 推計を簡略化するため、2012 年度の在職老齢年金制度を一律に前提した。また、60 歳到達年度に関係なく、2012 年度の再評価率表と定額部分の単価を用いた。そして加入期間、標準報酬月額、ボーナス、生年度等のデータを利用しながら1人ずつ定額部分と報酬比例部分、さらには在職に伴う減額分を推計した。なお、加給年金は推計していない。³ また、60 歳以降の厚生年金保険加入に伴う給付増や高年齢雇用継続給付も考慮していない。

² その基本月額を独自に簡易推計したのは、当該インターネット特別調査における principal investigator の1人である稲垣誠一教授である。なお、在職老齢年金の算定実務はかなり複雑であり、実務担当者に過重な負担を強いている。今後、制度を簡略化する必要がある。

3 クロスセクション・データによる観察結果(2012年12月時点)

分析用の男性サンプルについて調査時点(2012年12月)における年齢別の諸側面を、まず手始めに整理してみよう。これは、いわば1時点で切りとった断層撮影のようなものである。ただ、観察結果には世代効果と加齢効果が混在している。この点に、あらかじめ注意を促しておきたい。

3.1 年齢階層別の年金受給率

調査をした2012年度における法定の年金受給開始年齢は男性の場合、定額部分が64歳、報酬比例部分(特別支給分)60歳であった。調査時点で60～64歳層(1948～1952年度生まれ)の年金受給率は64%、65～69歳層(1943～1947年度生まれ)のそれは89%となっていた(表1)。60歳代前半層を1歳きざみで見ると、受給率はそれぞれ60歳34%、61歳63%、62歳65%、63歳70%、64歳80%となっており、高齢になるほど年金受給率も高くなっている。なお、63歳と64歳の間に10%の段差があったものの、それは格別に大きい段差ではなかった。ただし、61歳以上の人が何歳から年金を受給しはじめたのかについては、この表1からは分からない。この点は本稿第5節で改めて調べることにする。

調査時点で60歳に到達した人の年金受給率は34%にとどまっており、相対的に低めであった。60歳到達時点において失業中であり求職者給付を受給している人は通常、老齢年金を受給していない。現に、そのような人びとが少なくなかった(後述参照)。この点が61歳以上の人より低めの年金受給率となっていることに影響していたと推察することができる。

受給者を、在職による減額年金受給者と減額なしの受給者(非在職者を含む)に分けると、60～64歳層の場合、減額年金の受給率は全体として9%であった。さらに、未受給者のうち在職に伴う全額支給停止者を抜きだすと、60～64歳層の場合、その構成割合は全体として12%となっていた。一方、65～69歳層では減額つきの人や全額支給停止となっていた人はきわめて少数にとどまっていた。なお、ここでは在職に伴う減額のみを考慮する一方、繰上げによる減額受給は考慮しなかった。

表1 男性の年金受給率(2012年12月時点)

2012年12月時点の年齢(歳)	サンプル数	受給率(%)			未受給(%)	
		減額つき	減額なし	合計	全額支給停止	その他
60	85	6	28	34	36	29
61	111	10	53	63	9	28
62	102	10	55	65	15	21
63	111	8	62	70	4	26
64	128	10	70	80	2	18
60-64	537	9	55	64	12	24
65-69	271	1	88	89	0	11

³ 配偶者へ加給年金が支給される場合、その金額は月額で1万9000円弱となっていた。

注) 2012年12月時点の年齢は厳密に言うと同年11月末時点の年齢である。以下同様。 出所)世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012年調査)

3.2 就業状況と就業状況別の年金受給率

表2は2012年12月時点の就業状況を整理した結果である。調査時点で56歳の男性は、その73%が正社員または役員として就業していたものの、その割合は高齢になるほど低下していた。すなわち正社員割合は59歳で51%、さらに60歳24%、61~64歳11%、60歳代後半層では、わずか2%であった。一方、非正規としての就業率は56歳で13%、59歳18%、60歳24%、61~64歳25%、65~69歳16%となっていた。61~69歳層での就業は総じて正規よりも非正規の方が多い。他方、失業者は56歳で4%、59歳10%、60歳22%、61~64歳9%、65~69歳4%であり、60歳の人の失業率が突出して高い。無職の人は56歳3%、59歳15%、60歳26%、61~64歳42%、65~69歳63%となっていた。その割合は高齢の人ほど高く、64歳以上では50%超であった。60歳を境にして年齢別の就業状況は一変していたとすることができる。

表2 男性の就業状況(2012年12月時点) (row %)

年齢 (歳)	就業状況				
	正社員	非正規	失業中	自営その他	無職
56	73	13	4	7	3
57-58	59	13	10	9	10
59	51	18	10	6	15
60	24	24	22	3	26
61-64	11	25	9	13	42
65-69	2	16	4	14	63

注) 正社員は役員を含む。非正規はパート・アルバイト・派遣・契約社員・嘱託のいずれかを意味している。 出所)世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012年調査)

表3は就業状況別にみた年金受給率である。まず、60歳男性の場合、正社員や役員として就労していると年金受給率は23%であり、非正規の人のそれ(41%)より明らかに低かった。他方、失業中や無職の人は、ほぼ半数が年金を受給していた。次に、61歳以上では、高齢になるほど、総じて年金受給率は上昇する一方、就業状況別の年金受給率格差は縮小していた。とくに64歳以上に関するかぎり、就業状況別の受給率格差は大差がなくなり、正社員であっても、その80%以上が年金を受給していた。

表3 就業状況別の年金受給率(男性、2012年12月時点)(%)

年齢 (歳)	就業区分				
	正社員	非正規	失業中	自営その他	無職
60	23	41	50	67	48
61-63	50	64	53	63	80
64	86	78	78	91	77
65-69	83	96	92	88	88

注) 正社員は役員を含む。非正規はパート・アルバイト・派遣・契約社員・嘱託のいずれかを意味している。出所) 世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012 年調査)

3.3 年金受給者の平均年金受給額

表4は年金受給者の平均給付月額を2012年12月時点の年齢階層に着目して整理したものである。表頭の「基本月額」は受給権者が本来、受給するはずの給付額(在職に伴う減額前の給付額)を、さらに、「支給額」は受給権者が在職していたために減額つきで支給された給付額をそれぞれ表す。一方、「受給額」は受給者が実際に受給していた給付月額を意味している。平均受給月額は60歳の人が6万円強、61～63歳層が9万円台、64歳16万

円強、65～69歳層17万円強となっていた。⁴64歳以上に係る受給額は定額部分込みである。なお、在職に伴う給付減額は総じて40%前後となっていた(全額支給停止者を除く)。さらに、在職によって全額支給停止となっていた人の基本年金額は60～63歳層の場合、平均で月額12万円弱、64歳の場合は18万円強であり、いずれも年金受給中の人の基本年金額より若干、多めであった。

表4 年金受給月額

2012年 12月時点の 年齢(歳)	平均給付月額(1,000円)			
	受給額	在職に伴う減額つき		在職に伴う減額なし
		基本月額	支給額	基本月額
60	61	86	35	82
61	90	111	64	97
62	92	110	69	98
63	96	103	62	102
64	162	166	108	170
65-69	171	130	45	172

注) 64歳以上の基本月額は、ここでは定額部分(基礎年金)を含んでいる。出所) 世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012 年調査)

3.4 週あたり労働時間の分布

表5は週あたり労働時間の分布である。2012年12月時点で56～59歳層の労働時間は40時間以上が63%であり、最も多かった。しかし、60～64歳層では労働時間ゼロが51%となり、ほぼ半数を占めていた。そして週40時間以上は22%へ激減し、1～29時間が20%弱となっていた(1～29時間働く56～59歳層の8%より10%強、高めである)。65歳以上では、労働時間ゼロが67%となり、ほぼ3分の2へと割合が高くなっていた。そして40時間以上は4%であり、さらに低くなる一方、1～29時間は20%強であった。60歳を境に労働時間を減らしたり、まったく働かなくなってしまう人が多数いたと推察することができる。

⁴ 厚生年金保険・国民年金事業年報によると、厚生年金保険における老齢年金受給権者男子の平均年金月額
は63歳以下が10万円前後、64歳17万円強、65～69歳18万円弱となっていた(いずれも厚生年金基金による代行分および加給年金を含んでいる)。

表 5

週あたり労働時間の分布 (row %)

年 齢 (歳)	労 働 時 間 (時間)			
	0	1 ~ 29	30 ~ 39	40 以上
56-59	18	8	12	63
60-64	51	19	8	22
65-69	67	23	5	4

出所)世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012 年調査)

3.5 厚生年金保険加入率と総報酬月額分布

表6は厚生年金保険加入率と厚生年金保険加入者について総報酬月額の分布を整理したものであり、双方とも2012年4月時点の計数である。その加入率(厳密に言うと、ここでは総報酬月額を記入した回答者のサンプル割合を意味している)は56~57歳層が7割強と最も高く、それより高齢になるにつれて徐々に低下し、60歳では50%となっていた。そして61歳以上になると20%台へ急落し、さらに65歳で11%、66~69歳層4%であった。

次に加入者の総報酬月額は60歳までにに関するかぎり47万円超の人が50%前後に達していたが、61歳以降は20%前後まで減ってしまう。総報酬月額の平均は60歳までは50万円前後であったが、61歳以降は30万円台となり、さらに66歳以降になると20万円台になっていた。

表 6

厚生年金保険加入率と総報酬月額の分布

年 齢 (歳)	加入率 (%)	総 報 酬 月 額 (万円)		中 央 値 (万円)	平 均 値 (万円)
		9.8 ~ 47.0 (row %)	47 超 (row %)		
56-57	71	43	57	51.3	51.3
58-59	51	52	48	46.6	47.3
60	50	43	57	53.0	49.6
61-64	24	77	23	30.2	35.3
65	11	75	25	27.8	30.2
66-69	4	83	17	18.5	26.1

注) 年齢は2012年12月時点、加入率と総報酬月額は同年4月時点。加入率は総報酬を記入した人のサンプル割合を表す。
出所)世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012 年調査)

3.6 年金受給額と総報酬月額の合計額

表 7

総報酬月額と基本月額の合計額 (row %)

2012年12月 時点の年齢	合 計 額 (万円)		
	28 以下	28 超 47 以下	47 超
60	51	15	34
61	75	16	9
62-64	82	9	9
65	93	5	2
66-69	97	2	1

注) 基本月額是在職に伴う減額(全額支給停止を含む)前の年金給付である。出所)世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査(2012 年調査)

60歳以上で厚生年金保険に加入している場合、年金の基本月額と総報酬月額の合計額が28万円(60～64歳)または47万円(65歳以上)を超えると、年金給付は減額される。表7によると、61～64歳層においては、その合計額を28万円以下に調整し、減額なしで年金を受給している在職者が80%前後に達しており、圧倒的に多い。

なお、60～64歳層の場合、在職していても週労働時間を30時間未満に調整している人(厚生年金保険には加入していないため年金減額なし)さらには在職せずに減額なしで年金を受給している人等が、週30時間以上働いて厚生年金保険に加入している人より多いことに注意すべきである(表6参照)。65歳以上では、在職によって年金給付が減額または支給停止となっている人は極端に少ない。

3.7 総報酬以外の月収

厚生年金から離脱した人には56歳以降における各年4月分の総報酬以外の月収賃金・報酬など仕事から得られた収入)を回答するように求めた。その回答額を整理したのが表8である。調査時点で56歳以上60歳未満の場合、その月収を記入したのは、わずか30サンプルにすぎず、月収平均値は18万円弱であった。60～69歳層の場合、そのような月収がある人の割合はほぼ倍増しているものの、月収平均値は60～64歳層で12万円強、65～69歳層で10万円強であり、56～59歳層のそれより明らかに少なめとなっていた。

表8 総報酬以外の月収(MI)

年齢 (歳)	集計サンプル数	MIの記入率 (%)	MIの平均額 (1,000円)
56-59	369	8	177
60-64	535	17	123
65-69	331	15	102
合計	1253	15	127

注) 総報酬月額の記入がない人(821サンプル)のうちMIの記入があった人は188サンプルにすぎない。なお、集計にあたりMI50万円以上の18サンプルをアウトライヤーとして除いた。MIの記入率は、この18サンプルを除いた合計1253サンプルに対する割合である。

出所)世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査(2012 年調査)

4 コーホート別にみた就業状況等の経年変化

次に就業状況等の経年変化をコーホート別に調べてみよう。本節の狙いはコーホート別の加齢効果を浮彫りにすることにある。

4.1 就業状況

表9は就業状況の経年変化をコーホート別に整理した結果である。まず、年金受給前の56～59歳時点における正社員割合は、かつて80%または80%に近かったが、1948年度生まれ以降(2012年度時点で64歳以下)の世代に関するかぎり、その割合が徐々に低下し1952年度生まれの世代になると60%強になっていた。リーマンショックが50歳台後半の人びとの雇用にもマイナスに影響していたと推察することができよう。なお、リーマンショックの影響は週あたり労働時間や厚生年金保険加入率、さらには総報酬月額の水準にも現われていた(表10、表11参照)。

表 9

コーホート別にみた就業状況の経年変化

生年度 (年齢:歳)	就業状況(row %)					
	正社員	非正規	自営	その他	失業中	無職
1943[42]						
56-59	79	5	2	0	5	8
60-61	23	35	2	0	14	26
62	19	26	2	2	14	36
63-64	13	23	5	2	10	48
65-69	8	16	5	3	10	59
1944[54]						
56-59	77	11	2	2	2	6
60-61	30	31	0	4	14	22
62	19	28	0	4	6	44
63-64	17	31	0	4	4	44
65-68	5	19	0	4	4	68
1945[53]						
56-59	66	12	4	0	4	15
60-62	25	33	4	1	4	32
63	9	28	4	2	6	51
64	4	28	4	2	4	58
65-67	2	17	5	2	3	72
1946[66]						
56-59	73	10	9	2	1	6
60-62	28	26	8	2	6	31
63	11	24	8	0	8	50
64	11	21	8	0	6	55
65-66	7	15	7	0	6	65
1947[110]						
56-59	80	8	3	0	4	7
60-63	19	27	5	2	12	37
64	7	17	6	3	12	55
65	0	40	0	0	40	20
1948[113]						
56-59	73	9	11	0	2	5
60-63	20	31	12	0	10	27
64	0	27	13	7	13	40
1949[101]						
56-59	72	10	3	0	5	8
60-63	20	21	4	2	13	40

1950[115]						
56-59	65	12	5	1	8	9
60-62	27	31	8	1	10	24
1951[94]						
56-59	65	9	5	1	10	10
60-61	17	20	6	2	22	32
1952[100]						
56-59	62	14	3	1	9	12
60	33	11	0	11	22	22

注) 正社員は役員込み。

注) 定額部分の法定受給開始年齢は 1943-1944 年度生まれが 62 歳、1945-1946 年度生まれ 63 歳、1947-1948 年度生まれ 64 歳、1949-1952 年度生まれ 65 歳である。注) 表側の生年度欄、生年度の右側[]内の計数は集計サンプル数である。

出所) 世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012 年調査)

さらに、60 歳を超えるとともに正社員割合は、いずれの世代でも 30% 前後あるいは、それ以下へ急減している。代わりに無職者の割合が 30% 前後に急増する一方、雇用形態が非正規に変わった人や失業中の人が増えている。被用者だけに限定すると、正規の人より非正規の人の方が総じて多い。62 歳以上になると、無職者の割合が一段と上昇し、64~65 歳時点で無職者は過半数となる。

この間、定額部分に係る法定の受給開始年齢は段階的に 65 歳へ引き上げられてきた。定額部分の受給開始直後に正社員割合が低下する一方、無職者割合が上昇していたという事実は、いずれのコーホートでも確認することができた。ただ、その低下・上昇の幅(概ね 10% 台、例外的に 20% 強)は 60 歳到達時のそれより小さかった。

なお、我々の分析サンプルの中で失業者の割合が最も高くなっていたのは総じて 60 歳時点であり、その値は 10% 台、ときには 20% 強になっていた。

4.2 週あたり労働時間

週あたり労働時間の経年変化は就業状況のそれと密接に連動している。労働時間の経年変化を集計した表 10 によると、59 歳時点では週 40 時間以上の人、いずれの世代においても総じて半数を超えていた。60 歳になった途端、無職者や失業者となる人が急増するため、労働時間ゼロの人が概ね 30% 台にジャンプしている。週 30 時間未満の就労に切りかわる人も多少はいた。61 歳になると、40 時間以上勤務者の割合は総じて 30% 台またはそれ以下となり、代わりに労働時間ゼロの人が一段と増える。さらに 65 歳になると、40 時間以上勤務者の割合は 10% 強あるいは 10% 未満まで低下し、労働時間ゼロの割合が 70% 前後まで上昇していた。

表 10 コーホート別にみた週あたり労働時間分布の経年変化
(row %)

生年度 (年齢:歳)	労働時間(時間)			
	0	1-29	30-39	40+
1943				
59	17	17	12	55
60	33	24	12	31
61	50	14	12	24
62	55	14	7	24
63	60	10	5	26
65	71	14	5	10
68	81	14	0	5
1944				
59	9	11	13	67
60	33	15	9	43
61	39	15	9	37
62	50	19	6	26
65	69	15	7	9
67	76	13	6	6
1945				
59	21	9	13	57
60	32	13	8	47
62	49	19	8	25
63	58	17	8	17
65	74	17	6	4
66	77	13	4	6
1946				
59	12	20	12	56
60	32	17	9	42
62	44	18	6	32
63	59	20	3	14
65	71	12	5	12
1947				
59	14	8	11	67
60	39	12	8	41
61	46	13	7	34
64	68	15	5	11

1948				
59	9	12	10	69
60	26	12	12	51
61	30	13	14	42
63	50	16	12	21
1949				
59	23	7	6	64
60	47	9	8	37
61	56	11	8	25
62	58	10	8	24
1950				
59	26	9	10	55
60	33	19	6	42
61	40	18	10	32
1951				
59	31	10	12	48
60	56	13	7	23

出所) 世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012 年調査)

4.3 総報酬月額

表 11 は総報酬月額の最頻値・中央値・平均値の経年変化をコーホート別に再集計した結果である。最右欄には厚生年金保険加入率を記載しておいた。この加入率は厳密には総報酬月額(標準報酬月額等)を回答したサンプルの割合である。

表 11 コーホート別にみた総報酬月額の経年変化

生年度 (年齢:歳)	総報酬(1,000円)			厚生年金保険 加入率(%)
	最頻値	中央値	平均値	
1943				
(59)	600 台	500	464	79
(60)	500 台	467	445	76
(61)	250 前後	260	310	40
(65)	150 前後	222	307	24
1944				
(59)	500 台	525	530	83
(60)	800 台	539	519	85
(61)	250 前後	366	392	63
(66)	150 前後	220	358	19

1945 (59)	600	台	620	584	77
(60)	600	台	551	518	74
(61)	300	台	380	421	58
(65)	250	前後	238	217	9
1946 (59)	600	台 前	620	562	80
(60)	600	後 前	569	495	76
(61)	250	後 前	325	358	59
(65)	150	後	183	235	17
1947 (59)	600	台	637	628	81
(60)	600	台	542	494	78
(61)	600	台	340	375	54
(64)	150	前後	208	248	25
1948 (59)	800	台	620	607	79
(60)	600	台	550	511	79
(61)	150	前後	319	359	58
(63)	250	前後	260	282	31
1949 (59)	800	台	631	584	74
(60)	800	台	418	457	68
(61)	150	前後	212	274	42
1950 (59)	600	台	605	523	69
(60)	600	台	579	494	63
(61)	250	前後	255	341	45
(62)	150	前後	220	273	25
1951 (59)	500	台	532	537	63
(60)	500	台	480	452	53
1952 (59)	600	台 前	493	472	68
(60)	150	後	240	304	53

出所) 世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012 年調査)

厚生年金保険加入率は、いずれの世代においても 61 歳以降、総じて急激に低下していた。59 歳時点のコーホート別加入率や、60 歳以降の経年変化は 4.1 項で述べた正社員割合の動きと基本的に一致している。

総報酬月額中央値や平均値は、いずれの世代においても経年的に低下していく。ただ、59歳時点と60歳時点を比較すると低下幅はそれほど大きくない(1952年度生まれを除く)ものの、⁵60歳から61歳にかけての低下幅は相対的に大きい。中央値で見ると59歳時点で50万円以上あった総報酬月額は61歳時点では30万円台またはそれ以下になっている。

最頻値も61歳以降、総じて20万円台あるいはそれ以下に低下している。

なお、総報酬月額のばらつきは61歳以降も比較的大きい。月額47万円超の人が、いずれの世代においても30%以上(ときには40%以上)いる。

4.4 年金受給率と年金受給月額

表12は年金受給率と年金受給月額(平均値)の経年変化をコーホート別に整理したものである。まず、年金受給率は、いずれの世代においても加齢とともに上昇している。総じて62歳時点で50%を超え、65歳になると80%超となっていた。

表12 コーホート別にみた年金受給率と年金受給額(平均値)の経年変化

生年度 (年度)	項目	年齢(歳)					
		60	61	62	63	64	65
1943	受給率(%)	24	38	55	64	69	83
	受給額(千円)	100	102	154	161	167	165
1944	受給率(%)	19	33	57	67	67	81
	受給額(千円)	102	98	140	146	149	164
1945	受給率(%)	26	36	43	68	75	87
	受給額(千円)	85	79	95	149	164	174
1946	受給率(%)	30	45	50	74	74	92
	受給額(千円)	99	101	97	159	163	163
1947	受給率(%)	34	54	61	67	79	88
	受給額(千円)	92	102	103	107	166	175
1948	受給率(%)	31	56	64	70	78	-
	受給額(千円)	85	90	92	100	157	-
1949	受給率(%)	43	65	66	71	-	-
	受給額(千円)	87	98	98	101	-	-
1950	受給率(%)	41	62	63	-	-	-
	受給額(千円)	87	96	97	-	-	-
1951	受給率(%)	48	64	-	-	-	-
	受給額(千円)	83	89	-	-	-	-
1952	受給率(%)	15	-	-	-	-	-
	受給額(千円)	64	-	-	-	-	-

⁵ 60歳定年といっても、60歳の誕生日を定年とする企業だけでなく、60歳到達日を含む年度末を定年とする企業まであり、定年が61歳の誕生日直前となっている人を含んでいる。

注) 法定の受給開始年齢(定額部分)は 1943～1944 年度生まれが 62 歳、1945～1946 年度生まれ 63 歳、1947～1948 年度生まれ 64 歳、1949～1952 年度生まれ 65 歳であった。出所)世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012 年調査)

年金受給率で注目に値すると思われるのは、1949～1951 年度生まれの世代の 60～61 歳 時点における受給率が、その前の世代よりも 10%程度あるいは、それ以上高いことである。この世代の法定受給開始年齢は定額部分が 65 歳となっていたのにもかかわらず、60 歳受給開始者が 40%台を占め、さらに 61 歳時点になると年金受給率は 60%台に上昇していた。一方、60 歳時点の年金受給月額(報酬比例部分)は世代が若くなるにつれて徐々に低くなっていた。ちなみに 1943～1944 年度生まれの平均月額は 10 万円、1948～1951 年度生まれのそれは 9 万円台弱であった。加齢に伴い定額部分が受給できるようになると、報酬比例部分を合わせた受給月額は平均で 14～16 万円となっていた。そして 65 歳までの年齢 進行の中で高額年金グループ(長期加入者あるいは高額給与稼得者)が受給を開始しはじめるのか、その受給月額の平均額は若干ながら多めになっていく。

5 コーホート別にみた受給開始年齢の分布

次に、調査時点の 2012 年 12 月時点において年金を受給していた人に限定した上で、コーホート別に実際の受給開始年齢の分布を調べてみよう。この間、定額部分に係る法定の受給開始年齢は段階的に 65 歳へ引き上げられてきた。一方、報酬比例部分に係る法定の受給開始年齢は 60 歳のままであった。定額部分に係る法定の受給開始年齢引き上げに合わせて年金の受給開始時点を回答者が実際にずらしてきたのか否か。この点を究明するのが、本節の目的である。

表 13 がその調査結果である。それによると、本稿で分析の対象としている男性の場合、実際には年金受給を 60 歳から開始した人が相対的に最も多かった。それは、多数派が定額部分の法定受給開始年齢よりも報酬比例部分(特別支給分)のそれを重視して行動していたことを意味している。⁶ ちなみに、報酬比例部分だけで月額 10 万円ないし、それに近い金額(平均値)を受給することができた。そのことが、60 歳からの受給開始を可能ならしめたのではないだろうか。

ただ、定額部分の法定受給開始年齢が段階的に引き上げられるのにぴったり合わせて、実際に年金を受給しはじめた人もそれなりにいた(青字表示)。ただし、その割合は受給者の 4 分の 1 またはそれ以下であり、それほど高くなかった。

⁶ 多くの企業は現在においてもなお定年を 60 歳にしたままである。60 歳以降は希望者全員の継続雇用が義務づけられているものの、年金給付つき短時間勤務への切りかえ、嘱託等への身分変更という例が少なくなっている。一方、定年到達時に公的年金(特別支給分)や企業年金を受給しはじめ、就業を辞める人もいる。中には繰上げで公的年金(基礎年金)を受給しはじめた人も少数ながらいる。

表 13

コーホート別にみた受給開始年齢の分布

項目	生 年 度			
	1949-1952	1947-1948	1945-1946	1943-1944
2012 年度末の年齢	60-63 歳	64-65 歳	66-67 歳	68-69 歳
法定の受給開始年齢				
定額部分	65 歳	64 歳	63 歳	62 歳
報酬比例部分	60 歳	60 歳	60 歳	60 歳
受給者(サンプル数)	231	193	110	84
受給開始年齢 (col. %)				
60	89	64	47	44
61	8	10	5	1
62	3	7	5	24
63	0	5	25	11
64	0	10	2	2
65	0	5	15	15
66	0	0	0	1
67	0	0	0	1
(参考) 2012 年 12 月 時点における年金未 受給者のサンプル数	179	30	9	12

注)すでに年金を受給している人の場合、68 歳以降に年金を受給しはじめたサンプルはなかった。出所)世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012 年調査)

なお、表 13 によると、60 歳から年金を受給しはじめる人の割合は、総じて世代が若いほど高い。しかし、とくに左半分の 1947～1952 年度生まれの場合、調査時点より後に年金を受給しはじめる人も少なくないので、それを考慮すると、60 歳から年金を受給しはじめる人の割合は最終的には 50%台になるはずである。

6 在職に伴う年金減額の有無

日本では 60 歳以上になると、老齢年金の受給権が発生する(男性の場合、2012 年度まで)。ただし、週 30 時間以上勤務して厚生年金保険に加入しつづける場合、年金給付が一部減額されたり、全額支給停止となったりするケースがある(在職老齢年金)。

厳密に言うと、2012 年度の場合、60～64 歳層では総報酬月額(標準報酬月額+年間ボーナス合計/12)と基本月額の合計額が 28 万円以下に関するかぎり年金減額はない。その合計額が 28 万円を超えると、総報酬月額の増2に対し年金給付が減1となる。さらに総報酬月額が 47 万円を超えると、総報酬月額の増1に対して年金給付は減1となる。65 歳以上の場合、基礎年金は減額なしで全額受給することができる一方、総報酬月額と報酬比例部分(月額)の合計額が 47 万円を超えると、総報酬月額の増2に対して報酬比例部分の

年金給付が減1となる。屈折点の 47 万円は 2012 年度以前には 48 万円あるいは 46 万円であった。ただ、本稿では年金支給額の推計作業を簡略化するため、屈折点は月額 47 万円で固定し、年度が変わっても屈折点は変わらなかったと仮定した。

表 14 は年金の受給権者についてコーホート別に在職に伴う年金給付減額の有無(経年変化)を調べたものである。

表 14

在職に伴う年金減額者のサンプル割合 (%)

生年度	年齢(歳)										集計サン プル数
	60	61	62	63	64	65	66	67	68	69	
1943	64	29	26	21	14	5	5	5	0	0	42
[69]	48	12	7	7	7	5	5	5	0	0	
1944	69	50	41	37	33	9	7	7	2	-	54
[68]	57	31	19	17	17	6	4	2	2	-	
1945	60	49	34	28	13	0	0	0	-	-	53
[67]	53	25	21	11	2	0	0	0	-	-	
1946	61	42	38	26	17	5	2	-	-	-	66
[66]	53	27	17	9	8	2	0	-	-	-	
1947	61	40	33	24	18	1	-	-	-	-	110
[65]	51	24	15	9	5	0	-	-	-	-	
1948	65	42	34	22	11	-	-	-	-	-	113
[64]	53	19	11	7	1	-	-	-	-	-	
1949	48	25	19	7	-	-	-	-	-	-	101
[63]	38	11	10	1	-	-	-	-	-	-	
1950	51	30	17	-	-	-	-	-	-	-	115
[62]	40	17	12	-	-	-	-	-	-	-	
1951	40	17	-	-	-	-	-	-	-	-	94
[61]	33	4	-	-	-	-	-	-	-	-	
1952	32	-	-	-	-	-	-	-	-	-	100
[60]	24	-	-	-	-	-	-	-	-	-	

注) 表側の生年度における[]内は 2012 年度末の年齢(歳)を示す。注) 上段の計数は、全額支給停止者を含む年金減額者のサンプル割合、下段の計数は全額支給停止者のサンプル割合、をそれぞれ表している。出所) 世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012 年調査)

60 歳時点においては在職により年金給付減額となる受給権者が、かつて比較的多かった。ちなみに 1943～1947 年度生まれの世代については 62% の人が在職により 60 歳時点で年金減額(全額支給停止を含む)となっていた。しかし、1949 年度生まれ以降になると、60 歳時点における減額者割合は 50% 前後あるいはそれ以下へ低下していた。さらに、在職に伴う年金減額者の割合は加齢に伴って急激に低下していく。1943～1947 年度生まれを例にとると、61 歳では 42%、62 歳 34%、63 歳 27%、64 歳 19%、65 歳 3% であり、65 歳以降については微々たる割合になっている。

表 14 の場合、在職によって年金が減額となるケース(上段の計数)には全額支給停止となる人が含まれる。表 14 の下段の計数は全額支給停止者のサンプル割合を示したものである。1943～1947 年度生まれについて全額支給停止者割合をみると、60 歳時点で 52%と過半を超えているものの、61 歳 24%と半減し、さらに 62 歳 16%、63 歳 10%、64 歳 7%、65 歳 2%と低下していた。減額グループの中では全額支給停止となるケースが少なくなかった。

7 年金受給開始前後の就業状況等

2012 年 12 月時点で年金を受給していた 60～69 歳の男性(618 サンプル)に限定し、受給開始前後の就業状況等を次に調べたい。受給開始時点に着目してデータを再集計する点に本節の独自性がある。

7.1 就業状況と週あたり労働時間

受給開始1年前の就業状況は表 15 に示したように、正社員ないし役員が 48%、非正規就業 20%、失業中 8%、自営業主 6%、無職者 17%となっていた。その就業状況は受給開始直後には正社員ないし役員が 17%となり、30%近いダウンとなる一方、非正規就業 25%、失業中 15%、自営業主 6%、無職者 36%へ変化していた。さらに受給開始2年後になると、正社員ないし役員は 10%まで減る一方、無職者割合が 48%へ上昇していた。

表 15 年金受給開始前後の就業状況 (row %)

集計時点	正社員	非正規	自営	その他	失業中	無職
受給開始1年前	48	20	6	1	8	17
受給開始直後	17	25	6	2	15	36
受給開始1年後	12	28	6	2	9	43
受給開始2年後	10	26	6	2	8	48

注) 正社員は役員を含む。非正規はパート・アルバイト・派遣・契約社員・嘱託。
出所) 世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012 年調査)

年金受給開始前後で就業状況が大きく変わったのは正社員ないし役員のグループである。そこで、受給開始直前に正社員ないし役員だった人を抜きだし、受給開始直後の就業状況を再集計してみた。その結果によると、受給開始直後も正社員ないし役員にとどまった人は3分の1に過ぎず、無職者となった人 27%、非正規化した人 21%、失業者となった人 17%、自営業主への転身者 2%であった。無職者と失業者を合わせると 40%超となっている。

就業状況が変わると、それに応じて労働時間も変わる。年金受給開始1年前の労働時間は表 16 のとおりであり、週 40 時間以上が過半数(52%)を占めていた。一方、労働時間ゼロが 26%で2番目に多かった。年金受給開始直後の状況は、40 時間以上が 27%へと激減し、代わりに労働時間ゼロが 52%へと急上昇していた。さらに、1～29 時間グループは 14%へ微増となったが、30～39 時間グループは 7%へ微減となっていた。受給開始2年後になると、40 時間以上の勤務者は 18%まで一段と低下していた。

表 16 年金受給開始前後の週あたり労働時間（時間）（row %）

集計時点	0	1-29	30-39	40 以上
受給開始1年前	26	12	10	52
受給開始直後	52	14	7	27
受給開始1年後	55	17	7	21
受給開始2年後	57	18	6	18

出所) 世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012 年調査)

受給開始1年前に 40 時間以上勤務していた人に限定すると、受給開始直後も 40 時間以上勤務していた人は 50%にとどまる一方、労働時間ゼロが 40%、1～29 時間7%、30～39 時間4%にそれぞれ変化していた。

受給開始1年前に 30～39 時間勤務していたグループの場合、受給開始直後の週労働時間分布は 30～39 時間が 48%(半分近い)、1～29 時間が 19%、残り 33%(3分の1)は労働時間ゼロとなっていた。

年金受給開始とともに週労働時間が減った人や勤務を辞めてしまった人が、それなりに多く、年金受給は就業状況だけでなく労働時間にも多大な影響を与えていたことがわかる。

7.2 「総報酬月額+その他月収+年金受給額」の合計月額

受給開始1年前には無職者がいたので、その他月収を含む賃金と年金給付の合計額がゼロとなっていた人が 22%もいた。しかし年金受給開始とともに合計額がゼロの人はいなくなった。受給開始1年前の合計月額は中央値が35万円弱、平均値38万円弱、最頻値60万円台（10万円きざみ）、20万円未満合計額ゼロを除く）13%、20万円台 10%、30万円台9%、40万円台7%、50万円以上 40%であった。その分布は受給開始直後になると、中央値 26 万円強、平均値 35 万円弱、最頻値 10 万円台、20 万円未満 39%、20 万円台 18%、30 万円台 12%、40 万円台7%、50 万円以上 24%に変わり、下方シフトが生じていた。さらに、受給開始 1 年後のそれは、中央値 19 万円弱、平均値 23 万円弱、最頻値 10 万円台(5万円きざみの場合は 10 万円以上 15 万円未満)、20 万円未満 57%、20 万円台 19%、30 万円台 13%、40 万円台6%、50 万円以上 5%へと、さらなる下方シフトが顕著であった。年金受給開始と同時に多かれ少なかれ収入減となった人が圧倒的に多かったのである。ちなみに平均値でみると、受給開始1年後の合計額は受給開始1年前の 40%減に相当している。受給開始1年前の合計額に対する受給開始1年後の合計額の変化分は表 17 のとおりであり、減少幅 70%以上が 33%に及んでいた。一方、受給開始1年後に合計額が増えた人も 24%いた。

表 17 年金受給開始前後における収入月額の変化（row %）

増加	減少				
	20%未満	20%以上 40%未満	40%以上 60%未満	60%以上 80%未満	80%以上
24	6	8	18	25	19

注) ここで収入月額は「総報酬月額+その他収入+年金受給額」の合計を表す。増減率は、受給開始 1 年前の収入月額に対する受給開始1年後の収入月額の変化分を意味している。

出所) 世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012 年調査)

なお、受給開始1年前に正社員ないし役員であったサンプルのみに限定すると、受給開始1年前における合計月額中央値は61万円弱、平均値55万円強、最頻値60万円台で

あった。その合計額は受給開始直後には中央値が39万円強、平均値48万円弱、最頻値20万円台に変わり、さらに受給開始1年後になると中央値は21万円弱、平均値25万円弱、最頻値10万円台にそれぞれ下がっていた。金額のレベルは正社員グループであったサンプルの方が、いずれも高めであるものの、受給開始後(とくに1年後)の低下幅はかなり大きい(平均値では1年後に55%減)。ちなみに受給開始1年前と比べて受給開始1年後の低下幅が70%以上となったサンプルが44%に及んでいた。

さらに受給開始1年前も受給開始直後も正社員ないし役員だったサンプルに限定すると、上記合計額の平均値は受給開始1年前が46万円弱、受給開始直後も46万円弱で変わらず、受給開始1年後になって28万円へ急落していた。一方、受給開始1年前は正社員ないし役員、受給開始直後は非正規であったサンプルの場合、上記合計額は受給開始1年前が61万円弱、受給開始直後が58万円弱、受給開始1年後が31万円強であった。受給開始直後も正社員にとどまったグループと比べると、受給開始直後に非正規となったグループの方がいずれの金額も、若干ながら高かった。

7.3 総報酬月額

受給開始1年前も受給開始直後も正社員であったサンプルの総報酬月額(平均値)は、受給開始1年前が41万円強、受給開始直後が37万円弱、受給開始1年後21万円強であった。総報酬月額60万円以上のサンプル割合はそれぞれ35%、24%、8%に変わっていた。ただ、受給開始1年後には総報酬ゼロの人が34%と、約3分の1にもなっていた。

一方、受給開始1年前は正社員であり、受給開始直後は非正規であったサンプルの場合、総報酬月額(平均値)は、受給開始1年前が60万円弱、受給開始直後が49万円弱、受給開始1年後が17万円弱となっていた。総報酬月額60万円以上のサンプル割合はそれぞれ59%、41%、2%であった。受給開始1年前に着目すると、受給開始直後に非正規に変わった人の方が正規のままだった人より、総報酬月額は高めとなっていた(総報酬月額70万円以上のサンプル割合は前者が40%、後者15%であった)。逆に言うと、総報酬月額が高めの正社員は年金受給開始後、継続雇用の中で非正規に変わる例が少なくなかったようである。⁷

7.4 屈折点(28万円と47万円)への対応

受給開始直後も厚生年金保険に加入していたサンプルのうち、総報酬月額を具体的に回答した人数は、実際に年金受給を開始した時点が60~64歳だったグループでは181人、65~69歳だったグループでは22人であった。後者はサンプルが少なすぎるので、以下、主として60~64歳グループに着目して、受給開始前後の総報酬等を調べることにする。

まず、受給開始1年前の総報酬月額は平均値が43万円強、中央値37万円強、最頻値20万円(10万円きざみ)、15万円未満13%、20万円未満20%、20万円台20%、30万円台15%、40万円以上60万円未満14%、60万円以上80万円未満17%、80万円以上13%であった。総報酬月額のばらつきはかなり大きい。週あたり労働時間が30時間以上も78%に達していた。

⁷ 他方、非正規となっても週30時間未満の勤務に就いた人や、就業するのを辞めてしまった人も少なくない。

次に、受給開始となった途端、総報酬月額・中央値・最頻値は、いずれも 18 万円前後に急降下していた。総報酬月額 15 万円未満が 40%、20 万円未満が 57% となって過半数を占める一方、20 万円台 27%、30 万円台 14%、40 万円以上 3% であった。

さらに、受給開始直後の年金給付(基本月額)は平均値・中央値・最頻値とも 11 万円程度であり、15 万円未満が 86% に達していた。なお、15 万円以上 20 万円未満 12%、20 万円以上 2% であった。

そして、受給開始直後における「総報酬 + 年金給付(基本月額)」の合計額は表 18 に示したように分布しており、その平均値は 30 万円弱、中央値 28 万円弱であった。その分布のばらつきは依然として小さくないものの、20 万円以上 28 万円以下のところに、それなりの集中(塊り)が観察された。年金を減額なしで受給するために総報酬月額を下方に調整し(あるいは、雇用主のそのような意向を受け入れ)、結果的に「総報酬月額 + 年金給付 月額」の合計額を 28 万円以下に抑えた人が 30% 弱に及んでいた。

表 18 年金受給開始直後における「総報酬月額 + 基本月額」の分布 (row %)

「総報酬月額 + 基本月額」(1,000 円)					
200 未満	200 以上 280 以下	280 超 300 未満	300 以上 400 未満	400 以上 500 未満	500 以上
21	31	6	23	16	3

注) 受給開始年齢が 60~64 歳であったサンプルのみを集計した。

出所) 世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012 年調査)

65~69 歳から年金を受給しはじめたグループはサンプルが 22 人と少ないので、再集計結果がどこまでロバストであるかについては留保すべきである。ただ、「総報酬月額 + 基本月額」の合計額が 40 万円以上 47 万円以下のサンプルは受給開始直後も、その 1 年後も皆 無に近かった。年金を減額なしで受給するために総報酬月額をぎりぎり調整したという痕跡は、ここではほとんどなかった。もっとも、上記合計額が 47 万円以下のサンプルは受給開始直後で 60% 弱、受給開始 1 年後においても 50% 弱に達していた。年金を減額なしで受給しながら、厚生年金保険に加入して働き続けた人が多数いたのである。

8 年金受給と高齢者就業の関係：生存時間解析

8.1 問題の所在

本節では、従来、利用することができなかった長期間にわたるパネルデータを駆使して、就労停止と年金受給に影響を与える要因を解明する。データセットにおける長期パネルという特性を活かすために、モデル推計では生存時間解析を用いることにしたい。

年金受給と就業の関係を考察する際の統計解析手法にはロジット分析があり、内生性問題を扱うヘックマンの 2 段階推計がよく使用されてきた。ただ、イベント発生までの期間にはサンプルごとに長短がある。ロジット分析は、この期間の長短を扱うのには不向きである。

高齢期には、ほぼすべての人が最終的に就業を停止し年金を受給するにいたる。昨今の政策課題は就業の停止時期と年金の受給開始年齢を遅らせることにあるので、引退にいたる時間の長短に着目した研究には少なからぬ意義がある。

本節ではまず、56 歳以降の高齢期における就業停止イベントに関するモデル推計を行う。加えて、年金の受給開始イベントに着目したモデル推計も行いたい。さらに、年金受給開始時をスタート時点として、その際に就労していた人がその後、就業停止にいたるプロセスについてもモデル推計を試みる。

8.2 先行研究のサーベイ

在職高齢年金が男性高齢者の就業に与える影響は、労働経済学における主要テーマの 1

つであり、日本でもこれまで多くの研究がなされてきた。⁸ 清家・山田(2004)は、この分野の研究をリードしてきた研究者が一連の研究成果を取

りまとめたものである。就業と離職を決定する要因には通常、賃金・健康状態・教育水準・資産保有額等がある。さらに高齢者に特有のものとして定年制度と公的年金がある。この 2 つはいずれも高齢者の就業を阻む方向に作用している。本節との関連から注目されるのは、長期パネルデータに生存時間解析の手法を適用した引退プロセスに関する清家らの検討である。すなわち、回顧アンケート(1993 年実施)の結果を用いて、年金、企業の退職管理、過去の職業経験、個人属性が引退プロセスに違いをもたらすことを彼らは実証した。ちなみに、彼らは生存時間解析のうちノンパラメトリック手法を用いて、たとえば、個人属性が異なる集団間の引退スピードの違いを統計的に検討することにより、引退要因を特定化している。

在職老齢年金の制度設計と就業の関係を検討した研究も多数ある。安倍(1998)は、厚生労働省「高年齢者就業実態調査」(1983 年、1988 年、1992 年)を集計し、1980 年代に 60-64 歳男性の就業率が低下したことを確認するとともに、同調査の個票データを用いた労働供給関数の推計から、公的年金の存在が彼らの労働供給を抑制していることを検証した。小川(1998)は、職業能力や年齢に依存する留保賃金に着目し、それ以上の収入が見込める場合には就労すること、さらに高齢者の場合、退職金や年金見込み額の多寡が就労に影響していることを明らかにした。ちなみに、1986 年の年金改革は年金資産額を、わずかに減少させたに過ぎず、高齢者就業の増大効果はほとんどなかったという。樋口・山本(2002)は、賃金関数と就業確率に関する多項ロジットモデルをヘックマンの 2 段階法により推計した。厚生労働省「高年齢者就業実態調査」(1992 年、1996 年、2000 年)の個票データを用いた推計結果によると、1994 年における在職老齢年金の改革は高齢者の就業を促進させる方向に働いたものの、依然として抑制効果が大きかった。岩本(2000)は、年金ダミー変数が就労にマイナス効果を与えていたことを解明した。推計モデルはヘックマンの 2 段階法であり、複数年次のクロスセクション・データをプールすることにより、時間要素を加味するという工夫を施している。少なくとも 1989 年までの在職老齢年金の改革は就業を促進させなかったという。

このように 2000 年頃までのデータを用いた研究では、年金制度は高齢者の就労に対して抑制的に作用していたが、日本における最近の研究では、むしろ逆の状況が検出されている。

⁸ 田村(2017)は在職老齢年金の経済効果に関する直近のサーベイ論文である。なお、海外における研究動向については Coile(2015)の引退の決定要因に関するサーベイが参考になる。年金制度、貯蓄、健康状態、婚姻状態、高齢者に対する労働需要(賃金水準)が決定要因とされている点は国内研究と同じである。

この間、2004 年の年金改革により、60 歳代前半の在職老齢年金における一律 2 割 の年金給付減額制度が廃止された(2005 年 4 月実施)。さらに、高年齢者雇用安定法の改正により、定年が 65 歳未満である企業に、雇用継続を希望する従業員全員の 65 歳までの雇用確保が義務づけられた(2006 年 4 月実施)。石井・黒澤(2009)は、厚生労働省「高年齢者就業実態調査」(2000 年、2004 年)を用いてヘックマンの 2 段階法により労働供給関数を推計し、同時期にスタートした厚生年金保険における定額部分に係る法定の受給開始年齢引き上げが高齢男性の労働供給を促進する方向に作用したことを明らかにした。Shimizutani-Oshio(2013)は、在職老齢年金における 28 万円の壁の有無 1985 年におけ

る廃止と 2002 年の復活)に関する実証分析であり、制度改正前後における収入分布の相違を分布分解の手法を用いて検討することにより、28 万円の壁による阻害効果が弱まったと指摘した。

山田(2012, 2014, 2015)は、既述の清家・山田(2002)の著者のうちの 1 人による最近の研究である。このうち山田(2012)は、2009 年に実施したアンケート結果を利用し、在職老齢年金の就労抑制効果が低下したこと、失業経験を有する人は基礎年金を繰り上げ受給しているケースが少なくないこと、などを明らかにした。そしてモデル推計から、加齢・健康不良・定年経験・年金以外の収入が就労を抑制する一方、個人が年金の受給資格年齢に到達しても、それが就労に影響することはないことなどを導出した。さらに山田(2014)は、高年齢者雇用安定法改正(2004 年)により、企業による高齢者就労の継続確保が基礎年金の受給開始年齢の引き上げに伴う収入減をカバーしたこと、65 歳未満の人を対象にした在職老齢年金の制度改革が就労抑制効果を解消したこと、などを指摘している。くわえて山田(2015)は、2010 年における定額部分の受給開始年齢引き上げ(63 歳 64 歳)により、1947 年度生まれコーホートの年金給付額は減少したものの、改正高年齢法によって就業率が上昇したので、彼らの経済状態は悪化しなかったと報告している。

駒村(2009)は、年金の繰上げ受給制度に着目した数少ない研究のひとつである。アンケート調査(2008 年実施)から得た個票を用いて順序ロジットモデルを推計することから、健康不安を有していたり、老後資金が不足したりしている人、性格的に近視眼の人、などが年金の受給開始を早めていることを見出した。

高齢者の再就職後における就業形態の選択という研究分野もある。年金受給開始時に就労している人は、それ以前の 50 歳代の勤務先から転職していることが多い。高齢者の労働供給に関する小川(2009)のサーベイ論文によると、再就職後には前職と同じ職種には就きにくい一方、短時間就業の可能性が高くなるという。

8.3 使用データ

使用データは、本稿の第 2 節で述べたように世代間問題研究プロジェクトが実施したくらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査(LOSEF)の個票データである。ここでは、調査時点(2012 年 12 月時点)において、56 歳以上 70 歳未満かつ厚生年金保険の加入月数が 240 カ月以上の男性であり、かつ 55 歳時点の標準報酬月額(厚生年金保険)の記載がある人に分析対象を限定した。

まず、分析用サンプルに係るパネルデータを作成した。そして、就業状態および年金受給を分析対象イベントとするため、就業の有無、年金受給の有無に関するカテゴリー変数データを作成した。これらは時間依存型の変数であり、例えば、56 歳時点を開始時点として、就労している年次には「0」、未就労(就労の停止)の年次には「1」という数値を与える。就労を停止するまでの経過年数には個人ごとに差があり、この長短に影響する要因をモデル推計により検証する。説明変数は、生年度、55 歳末の就業状況(企業規模、業種、職種、勤務形態)、学歴、配偶者の有無、退職金の有無、企業年金の有無、子供の経済的独立、住宅ローンの有無、健康状態、貯蓄残高ほかであり、これらはいずれも時間非依存変数である。生年、学歴、55 歳末の就業状況などは調査時点(2012 年)に関係なく一定である。健康状態、貯蓄残高、住宅ローンの有無などは加齢に伴って変化するものの、データ取得に制約があり、時間非依存変数(つまり調査時点の状態に限定)とした。説明変数側の時間依存変数としては、定年の前後を取り上げた。すなわち、アンケートにおいて定年制度が存在すると回答し、かつ定年の年齢を回答した個人について、定年前を「0」、定年後「1」とする変数を作成した。

市場賃金については、外部データの厚生労働省「賃金構造基本調査(賃金センサス)」から採録した。個人ご

とに産業、企業規模、学歴、年齢階層を特定化し、例えば 62 歳の男性 が就労によって得られるであろう市場賃金を想定し、これと LOSEF から得た 55 歳時点における標準報酬月額 の 60% (ここでは便宜的に、この水準を留保賃金とした) を比較する カテゴリー変数を作成した。事前の予想は、市場賃金の方が低いと、当該の男性は就労を 停止するだろうというものである。

記述統計量は、表 19 および表 20 に示した。56 歳をスタート時点として、それ以降の就労停止を分析するに際しては 1,210 人のサンプルを使用した(表 19)。このうち 1 年目に 就労を停止した人は 123 名であったので、1 年目に就労を継続している人としての生存率 は 89.8% (= {1210-123}/1210) と算出される。調査時点の年齢が 56 歳であり翌年以降の 情報が得られなかったサンプル(打ち切りサンプル)が 106 名いたので、2 年目の期にお けるサンプル数は 981 名となる。このうち 50 名が就労停止したので、2 年目の生存率は 94.9% と算出され、従って、2 年目までの生存率の累積値(就労をつづけた人)は 85.3% (=89.8% × 94.9%) と計算される。生存率は 6 年目(61 歳)には 50.8% となり、約半数の人が就労を停止した(ここでは、その後における再就職は考慮していな い)。上述の生存 率に与える要因を分析するのが生存時間解析である。

表 19

記述統計表 (時間依存変数)

経過年数	就業状態(56 歳スタート)				年金受給(59 歳スタート)				就業状態(年金受給スタート)				定年到達の有無(56 歳スタート)			
	期首サンプル数(n)	就労停止数	打ち切りサンプル	生存率	期首サンプル数(n)	年金受給数	打ち切りサンプル	生存率	期首サンプル数(n)	就労停止数	打ち切りサンプル	生存率	期首サンプル数(n)	うち定年到達	当該年の定年	定年の累積
1	1,210	123	106		899	0	91		596	290	46		1,210	0	0	0
2		89.8%			100.0%				51.3%				1,098	0	0	0
3	981	50	95		808	401	50		260	35	36		989	0	0	0
4		85.3%			50.4%				44.4%				899	0	0	0
5	836	47	67		357	44	40		189	19	37		808	401	49.6%	
6	424	51	51		118	22	26		51	12	16		723	44	6.1%	
7	50.8%				23.3%				24.2%				55.7%			
8	322	44	48		70	39	5		23	3	8		612	42	6.9%	
9	43.8%				10.3%				21.1%				62.6%			
10	230	33	43		26	1	6	9.9%	12	1	6		510	46	9.0%	
11	42	5	10		2	0	2	9.4%					187	1	0.5%	
12	21.6%												92.0%			
13	27	2	7										127	1	0.8%	
14	20.0%												92.8%			

注 1: 就業状態と年金受給はモデル推計における被説明変数。それぞれ就労停止、年金受給をイベントとする。打ち切りサンプルとは、それ以降の年齢時点のサンプルがないものを指す。

注 2: 生存率は生存率の累積値を意味している。

注 3: 定年到達はモデル推計における被説明変数。定年到達をイベントとする。

同様に年金受給の開始に関する生存率(この場合は受給が増えるにつれて未受給者側からみた生存率が低下する)をみていくと、59 歳をスタート時点として 60 歳となる 2 年目で半数近くの人が年金受給を開始していること、7 年目にあたる 65 歳時点では生存率 10%となり、年金を受給していない人が 1 割程度になっていることが分かる。また、就労停止については、56 歳スタート以外に年金受給開始をスタート時点として、その後の就労停止イベントをみたデータセットも作成している。これによると、年金の受給を開始した(年齢60 歳が多い)において就労していた人のうち半数が翌年に就労を停止している一方、5 年目末においても 3 分の 1 の人が就業している。

表 20 は、推計モデルにおける説明変数の記述統計である。たとえば、55 歳時点の勤務先企業について、従業員規模が 500 人以上であった人は全体の 55%、500 人未満であった人は 45%である。この 2 つのグループ間で上述の生存率低下傾向に有意な差があるか否かを調べた。

表 20

記述統計表 (時間非依存変数)

年齢 2012 年時 点	55 歳時点の勤務先企業				学歴	婚姻状 態	退職金	企業年 金	住宅 ローン	健康状 態	貯 蓄	再雇用	失業経 験			留保賃 金
	規模 500 人 以上	製造業 以外	専門 職・管 理職以 外	正社員 以外									短大・ 大卒	配偶者 なし	なし	
全体	55%	57%	38%	8%	66%	12%	42%	28%	50%	18%	14%	71%	28%	12%	13%	32%
56	53%	59%	54%	11%	64%	13%	4%	2%	67%	26%	16%	59%	4%	4%	0%	1%
57	43%	69%	45%	14%	71%	14%	2%	1%	67%	34%	10%	67%	2%	8%	0%	5%
58	58%	73%	43%	7%	69%	20%	8%	0%	63%	28%	14%	60%	6%	16%	0%	0%
59	45%	69%	42%	5%	65%	22%	11%	1%	53%	31%	13%	56%	7%	20%	0%	6%
60	48%	55%	31%	5%	68%	15%	39%	22%	46%	19%	20%	67%	22%	22%	12%	41%
61	54%	48%	31%	11%	61%	15%	49%	37%	51%	13%	11%	81%	30%	17%	20%	40%
62	57%	59%	30%	10%	59%	18%	52%	36%	45%	10%	17%	67%	41%	23%	14%	45%
63	57%	57%	34%	2%	69%	10%	61%	38%	41%	12%	14%	84%	38%	7%	23%	49%
64	64%	38%	31%	6%	73%	9%	66%	50%	41%	13%	12%	78%	47%	7%	29%	52%
65	65%	55%	35%	5%	77%	5%	73%	57%	44%	13%	10%	84%	50%	7%	21%	41%
66	59%	56%	46%	10%	58%	3%	63%	45%	35%	10%	12%	71%	52%	8%	18%	39%
67	57%	46%	23%	0%	68%	5%	75%	50%	41%	16%	11%	79%	43%	11%	14%	41%
68	65%	53%	42%	7%	61%	5%	71%	46%	34%	8%	20%	74%	46%	8%	22%	41%
69	42%	47%	21%	5%	46%	4%	58%	29%	38%	4%	25%	54%	25%	8%	21%	57%
サンプル数(IDレベル)	924	924	924	924	1,210	1,210	1,210	1,210	1,210	1,210	1,210	773	1,210	1,210	1,210	965

注 1: 変数はすべて2値データ「0」もしくは「1」とした。表中の計数は、このうち「1」の割合を全体および 2012 年時点 (調査時点)における年齢別に示したものである。たとえば、婚姻状態について「1:配偶者なし」は全体の 12%だけ存在し、計量分析では、配偶者なしの状態が就労停止や年金受給開始に与える影響を究明する。

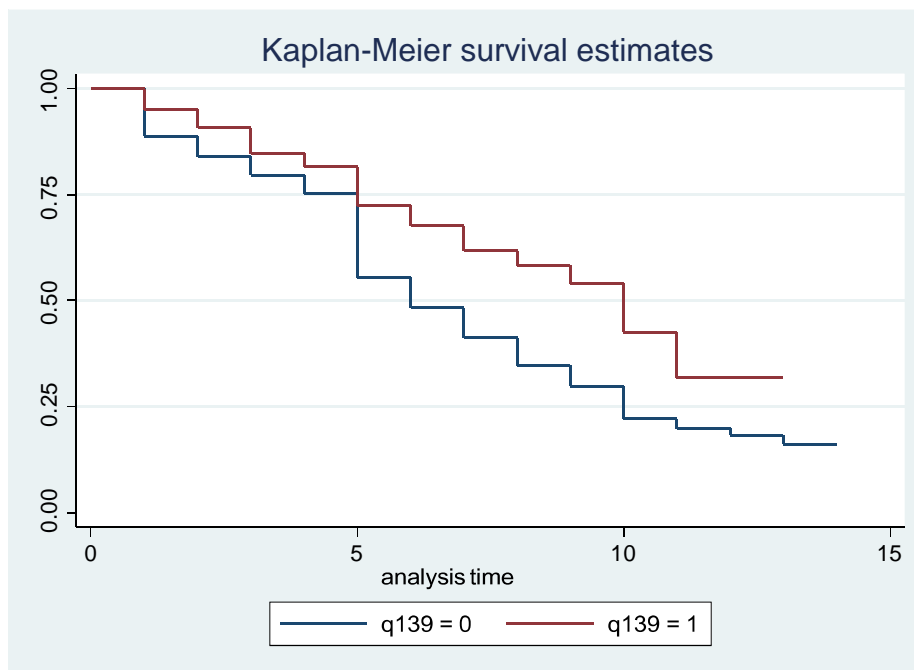
注 2: サンプル数とは、データセットのうち当該変数の属性が得られる人数を表す。

8.4 ノンパラメトリック法による検討

ここでは生存時間解析におけるノンパラメトリック法によるログランク検定の結果を示す。すなわち調査対象のサンプルを変数ごとに 2 つのグループに分け、グループ間で生存率に差異があるか否かを検定する。はじめに、ログランク検定の考え方について説明しておこう。56 歳以降の就労停止について、たとえば、サンプルを住宅ローンの有無で区分し、カプラン・マイヤー (Kaplan-Meier) 法による生存曲線を作成する (図 1)。2 つの生存曲線が描かれるが、これらが同一であることを帰無仮説として、ログランク検定により差異の有無を検討するのである。住宅ローンについては有意水準 1% で有意に差があり (表 21)、生存曲線の形状から住宅ローンが無い人の方が有る人より就労を早めに停止しやすいことが分かる。このように個別の説明変数ごとに、生存時間就労停止、年金受給の開始) への影響を分析するのがログランク検定である。生存率を決定するハザード関数を仮定しないことから、ノンパラメトリック法と呼ばれている。なお、ログランク検定は 2 値データではなく複数区分でも可能であるが、分析結果を分かりやすくするために、本研究ではすべて 2 値データを用いている。

図 1

生存曲線 (56 歳以降の就労停止と住宅ローンの有無)



注 1: カプラン・マイヤー法による生存曲線。縦軸は生存率、横軸は経過年数を示す。注 2: q139=0 は「住宅ローン無し」、q139=1 は「住宅ローンあり」を示す。

8.4.1 56歳以降の就労停止

就労停止イベントに関するログランク検定によると、56歳以降に就労を停止しやすい属性として、「55歳時点で従業員500人以上の企業に勤務していた」「学歴が中卒・高卒である」「配偶者がいない」「子供が経済的に独立している」「住宅ローンがない」「健康状態が良くない」「市場賃金が55歳時点における報酬月額額の60%未満である」が挙げられる(表 21)。このうち、「健康状態が良くない」「市場賃金が55歳時点における報酬月額額の60%未満である」は先行研究と同じである。健康状態が悪かったり、就労から期待できる賃金が少なかったりすると、就労を早期に停止しやすい。さらに、本人の家庭状況に関する情報が追加されているのが当該研究におけるデータセットの特徴であり、配偶者がいない単身者の方が有配偶者より早期に引退する傾向がある。くわえて、子供が経済的に独立していたり、住宅ローンがなかったりすると、早期に就労を停止する傾向が認められる。総じて 経済的に余裕のある人の方が余裕のない人より早く就労を停止することが確認された。

一方、先行研究と異なり、55歳時点の就労状況(勤務先の企業規模、業種、職種、正社員か否か)が就労停止に影響することは少なかった。

なお、「退職金なし」「企業年金なし」については、比例ハザード性を満たしていないため、そもそもログランク検定には不向きである。ただし、それらの生存曲線の形状は興味深いので、補足説明をしておこう。退職金の有無に関する生存曲線をみていくと、60歳を境界として 56-59歳では、「退職金なし」の方が早く就労を停止しており、60-69歳では、

「退職金あり」の方が早く就労を停止している。このような 60歳を境とする逆転現象は企業年金の有無についても同様であった。59歳までは退職金のない人の方が早く離職するという事実は、従来の研究結果とは正反対である。一方、60歳以降になると退職金のある人の方が早く離職しており、これは従来と同じ結果となっている。

「定年後に再雇用がなかった」「56-59歳の時に失業経験がある」「60-64歳の時に失業経験がある」は有意に早期の就労停止に作用するものの、検討対象としているイベントが56歳以降の就労停止であり、当然の結果である。

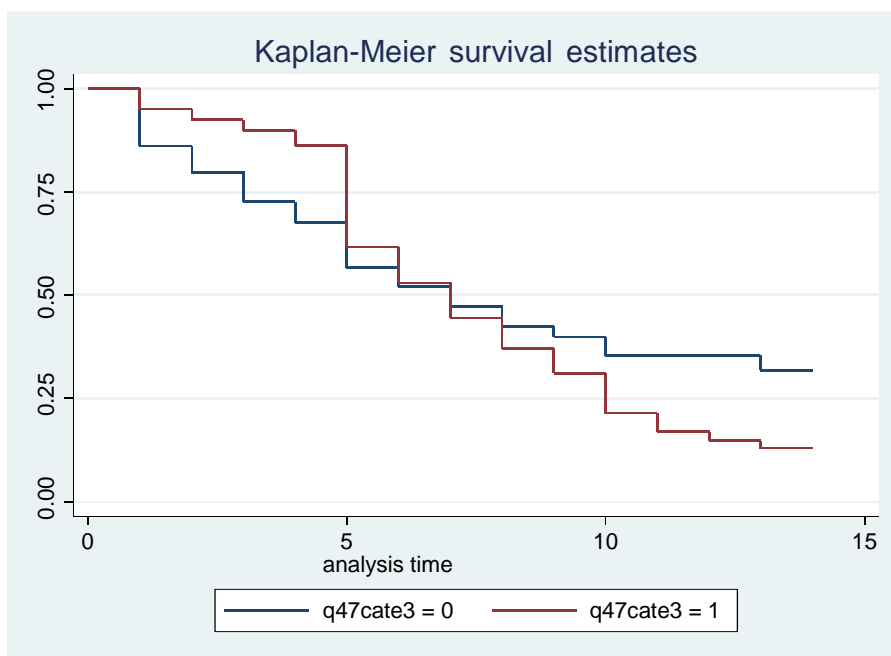
表 21 就労停止イベントに関する検定結果

	検定グループ		ログラंक検定		生存率曲線
	0	1	2 値	p 値	
生年度(1948年度生れ以降/以前)	334	254	0.06	81.3%	以降生まれが受給
55歳時点の勤務先企業					
500人未満/500人以上	173	258	3.01	*** 8.3%	500人以上が停止
製造業/非製造業	210	221	1.50	22.0%	製造業が停止
専門職・管理職/それ以外	288	143	0.00	99.0%	
正社員/それ以外	406	25	0.65	42.0%	正社員が停止
学歴(中卒高卒/短大大卒)	210	378	4.16	** 4.1%	中卒高卒が停止
婚姻状態(配偶者あり/なし)	511	77	16.2	*** 0.0%	配偶者なしが停止
退職金(なし/あり)	258	330	1.72	18.9%	退職金なしが停止
企業年金(なし/あり)	357	231	0.35	55.6%	企業年金なしが停止
子供の経済的独立(独立/独立せず)	357	231	9.05	*** 0.0%	子供が独立していると停止
住宅ローン(なし/あり)	531	57	17.0	*** 0.0%	住宅ローンなしが停止
健康状態(よい/よくない)	495	93	5.24	** 2.2%	健康状態がよくないが停止
貯蓄(500万円未満/500万円以上)	94	279	0.00	98.4%	
定年後の再雇用(なし/あり)	411	177	62.3	*** 0.0%	再雇用なしが停止
失業経験					
56-59歳の時なし/あり	441	147	797.3	*** 0.0%	失業経験ありが停止
60-64歳の時なし/あり	427	161	101.9	*** 0.0%	失業経験ありが停止
市場賃金が55歳時点の報酬の60%以上/未満	254	208	4.38	** 3.6%	60%未満が停止

注 1: それぞれの変数を属性区分に応じて「0」「1」の 2 グループに分け、56歳以降における就労停止に係る相違の有無を検定した。

注 2: *** 1%水準で有意、** 5%水準で有意、* 10%水準で有意。

図 2 56歳以降の就労停止に関する生存率曲線(退職金の有無)



注 1: 退職金の有無について、なし(q47cate3=0)、あり(q47cate3=1)別に生存率曲線を作成。注 2: 横軸は経過年数。0年目が55歳、14年目が69歳である。

注 3: 5年目(60歳)までは「退職金なし」の方が早く就労停止しているが、6年目(61歳)以降になると「退職金あり」の方が早く就労停止している。

8.4.2 59歳以降における年金受給の開始

次に、59歳をスタート時点として年金受給を開始した時点イベントと考える。ログランク検定の結果によると、有意性は総じて低かった(表 22)。調査時点である 2012 年における年齢が 60-69 歳の人に係る法定の受給開始年齢は、報酬比例部分が 60 歳、定額部分は生年度に応じて 62-65 歳であった。つまり全員が 60 歳から報酬比例年金を受給することが可能であった。就労継続により報酬比例年金の受給開始を遅らせたり、あるいは定額部分の法定受給開始年齢に合わせて報酬比例部分の受給開始を遅らせることができたはずであった。それにもかかわらず、記述統計によると約半数が 60 歳から報酬比例部分の年金受給を開始していた。そのことが、サンプル属性間の違いに基づく差異の分析を困難にしている。ログランク検定の結果が有意であったのは、「56-59 歳の時に失業経験がある」と年金受給が早まるという仮説である。また、有意性は低いものの、「退職金がない」「健康状態がよくない」「定年後の再雇用がない」と年金受給が早くなる(図 3)。これらは就労停止イベントの場合とほぼ同じである。つまり老後資金の多寡、健康状態の良し悪し、仕事の有無、が就労に影響を与えており、就労の停止が年金の受給開始に結びついている。

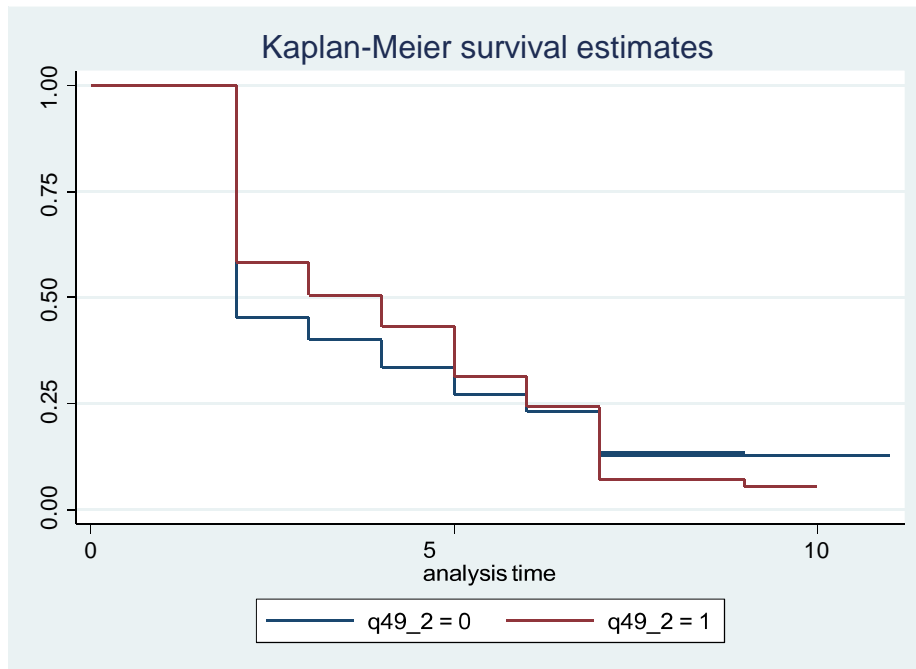
表 22 年金の受給開始イベントに関する検定結果

	検定グループ		ログランク検定		生存率曲線
	0	1	2 値	p 値	
生年度(1948 年度生れ以降/以前)	311	285	2.90	* 8.8%	以降生まれが受給
55 歳時点の勤務先企業					
500 人未満/500 人以上	178	258	0.21	65.0%	
製造業/非製造業	221	225	0.00	98.6%	
専門職・管理職/それ以外	289	147	1.31	25.3%	その他が受給
正社員/それ以外	408	28	0.51	47.5%	その他が受給
学歴(中卒高卒/短大卒)	206	390	0.26	61.1%	
婚姻状態(配偶者あり/なし)	537	59		0.6 44.9%	配偶者なしが受給
退職金(なし/あり)	235	361	1.79	18.1%	退職金なしが受給
企業年金(なし/あり)	335	261	0.06	80.7%	
子供の経済的独立(独立/独立せず)	339	257	0.52	47.1%	
住宅ローン(なし/あり)	527	69		1.5 22.8%	住宅ローンなしが受給
健康状態(よい/よくない)	516	80	2.12	14.5%	健康状態がよくないが受給
貯蓄(500 万円未満/500 万円以上)	94	292	0.09	76.1%	
定年後の再雇用(なし/あり)	354	242		2.0 16.2%	再雇用なしが受給
失業経験					
56-59 歳の時なし/あり	523	73		4.0 ** 4.6%	失業経験ありが受給
60-64 歳の時なし/あり	467	129		0.0 93.6%	
市場賃金が 55 歳時点の報酬の 60%以上/未満	269	226	1.26	26.3%	60%未満が受給

注 1:それぞれの変数を属性区分に応じて「0」「1」の 2 グループに分け、59 歳以降における年金受給開始に係る相違の有無を検定した。

注 2:*** 1%水準で有意、** 5%水準で有意、* 10%水準で有意。

図 3 生存曲線 (59 歳以降の年金開始と定年後における再雇用の有無)



注 1:カプラン・マイヤー法による生存曲線。縦軸が生存率、横軸が経過年数を示す。注 2:q49_2=0 が「定年後の再雇用なし」、q49_2=1 が「定年後の再雇用あり」を示す。

8.4.3 年金受給開始後の就労停止

本項では、年金の受給開始年齢をスタート時点として、そのときに就労していた人を取りだし、その後、就労を停止するまでの期間の長短を分析する。その分析結果によると、55歳時点の就業状況については有意な変数が多い。55歳時点の勤務先企業に関して、「500人以上」「製造業」「専門職・管理職」「正社員」等、待遇が良かったと思われるグループの方が待遇の良くなかったグループよりも、早く就労を停止している。

他方、学歴や50歳代後半における失業経験は有意でなかった。この結果は先述した56歳をスタート時点とする就労停止イベントとは異なる。56歳以降の就労停止については、中卒・高卒といったブルーカラーの多いグループの方が就労を早期に停止している一方、年金受給開始後は彼らの方がむしろ就労期間を引きのばす傾向にある。

くわえて、「退職金あり」「企業年金あり」「貯蓄が500万円以上」等、経済的に恵まれている人の方が経済的に恵まれていない人より就労を早めに停止している。この結果も56歳スタートの場合とは逆であった。

表 23

年金受給開始後の就労停止イベントに関する検定結果

	検定グループ		ログランク検定		生存率曲線
	0	1	2 値	p 値	
生年度(1948 年度生れ以降/以前)	175	209	1.38	24.0%	以前生まれが停止
55 歳時点の勤務先企業 500 人未満/500 人以上	107	178	3.83	** 5.0%	500 人以上が停止
製造業/非製造業	152	133	7.25	*** 0.7%	製造業が停止
専門職・管理職/それ以外	197	88	2.87	* 9.0%	専門職・管理職が停止
正社員/それ以外	273	12	4.93	** 2.6%	正社員が停止
学歴(中卒高卒/短大卒)	135	249	0.17	68.1%	
婚姻状態(配偶者あり/なし)	348	36	0.25	61.6%	
退職金(なし/あり)	125	259	15.1	*** 0.0%	退職金ありが停止
企業年金(なし/あり)	196	188	8.46	*** 0.4%	企業年金ありが停止
子供の経済的独立(独立/独立せず)	225	159	0.03	86.4%	
住宅ローン(なし/あり)	356	28	15.4	*** 0.0%	住宅ローンなしが停止
健康状態(よい/よくない)	329	55	0.78	37.8%	健康状態がよくないが停止
貯蓄(500 万円未満/500 万円以上)	48	198	8.08	*** 0.5%	500 万円以上が停止
定年後の再雇用(なし/あり)	242	142	12.6	*** 0.0%	再雇用なしが停止
失業経験					
56-59 歳の時なし/あり	337	47	0.12	72.5%	
60-64 歳の時なし/あり	262	122	97.5	*** 0.0%	失業経験ありが停止
市場賃金が 55 歳時点の報酬の 60%以上/未満	163	161	6.53	** 1.1%	60%未満が停止

注 1: それぞれの変数を属性区分に応じて「0」「1」の 2 グループに分け、年金受給開始後の就労停止について相違の有無を検定した。

注 2: *** 1%水準で有意、** 5%水準で有意、* 10%水準で有意。

8.5 Coxモデル(セミパラメトリック法)による推計結果

本項では、Cox モデルを推計する。生存時間解析における Cox モデルでは、ハザード関数 $h(z_i, t)$ を次の(1)式のように定義する。ここで z_{ij} は生存時間に影響を与える説明変数であり、具体的には前項で分析した諸変数を用いる。 β_j はパラメータであり推計対象である。 t は時間、 i はサンプルを示す添え字、 j は共変量に関する添え字である。

$$(1) \quad h(z_i, t) = h_0(t) e^{\beta_1 z_{i1} + \beta_2 z_{i2} + \dots + \beta_j z_{ij} + \beta_k z_{ik}}$$

基本ハザード関数 $h_0(t)$ は推計せず、 j のみを推計するので、セミパラメトリック法と呼ばれる。さらに、Cox モデルには時間依存型の説明変数を入れることができるので、定年前後に關して、定年前「0」、定年後「1」とする変数を作成し、パラメータ k を新たに推計することにした。なお、Cox モデルにおける符号条件は、パラメータ推計値が1.0以上の場合にはプラス、1.0未満の場合にはマイナスである。

8.5.1 56歳以降の就労停止

モデルの推計結果から以下の事実を指摘することができる(表 24)。就労停止イベントに関する推計モデルからは、56-69 歳という利用可能な最長期間よりも、56-59 歳もしくは 60-69 歳に使用年齢を分割したパネル・データの方が比較的多くの変数について有意な結果を得た。

まず生年度については、1947 年生まれ以前の人の方が就労を早く停止していた。つまり高年齢者のなかでも後の世代の方が就労を長く継続している。就労環境の整備や年金制度の改革が高齢者の就労を促進させた。この結果は先行研究のそれと同じである。

家庭環境である「子供が経済的に独立していない」「住宅ローンがある」については、いずれも有意に就労の停止を遅らせている。さらに、「市場賃金が 55 歳における報酬月額 60%未満」となると、就労を早期に停止する傾向にある。そして、時間依存変数である「定年前後」については、定年後になると就労を停止する傾向にある。定年が遅かったり、60 歳代における賃金の落ち込みが少なかったりする人が働き続けている。なお、推計結果の有意性は低いものの、符号条件をみるかぎり「健康状態がよくない」と就労を早めに停止する傾向にある。

次に「55 歳末の職種が専門職・管理職以外」となると、就労を早めに停止するという事実が確認された。

幹部社員でない人は早く引退している。

「退職金がある」「企業年金がある」は就労停止に有意に作用しており、従来の予想に反して老後資金に余裕がある人の方が遅く引退していた。⁹ この傾向は使用サンプルの年齢を分割した場合、56-59 歳サンプルに顕著である。なお、多くの人定年を迎える 60-69 歳サンプルに限定しても、推計結果の符号条件が逆転することはなかった。この場合、「60 歳時点で就労中」をスタートとしているので、56 歳以降に離職して再就職したような余裕のない人を含むにもかかわらずである。この点については今後、さらに検討すべき余地が大きい。

8.5.2 59歳以降における年金受給の開始

ノンパラメトリック法(ログランク検定)と同じく、年金受給の開始について有意な結果を得た変数は比較的少なかった(表 24)。「定年後」になると年金受給をスタートさせる一方、「1 回目の定年後に再雇用される」と年金受給時点は遅くなる。つまり、定年と再雇用の存在が年金の受給開始に有意な影響を与えていることが改めて確認できた。

さらに、有意性は低いものの、「貯蓄 500 万円以上」「市場賃金が 55 歳における報酬月額額の 60%未満」とであると年金を早期に受給しはじめる。老後資金に余裕があったり、就労から期待できる賃金が低かったりすると、年金受給を早めにスタートさせるのである。

8.5.3 年金開始後の就労停止

ノンパラメトリック法によるログランク検定では、就労停止に関して 56 歳をスタート時点とするものと、実際の年金受給開始年齢をスタート時点とするものには若干の相違が見られた。説明変数を共変量とする Cox モデル推計においても類似の結果が得られた。

推計結果において注目されるのは、「退職金の有無」の有意性が低下している点である(表 24)。56-59 歳層では、老後資金に余裕がある方が引退や年金の受給開始を遅らせる傾向にあったが、年金受給を開始した後になると、この傾向は消失していた。経済的に苦しい人の方が年金を受給しつつ長めに働いていることが示唆される。さらに、「住宅ローンがある」「定年後に再雇用される」と、引退が遅れる。くわえて、有意性は低いものの、符合条件を見るかぎり生年度に関しては「1948 年度生まれ以降」という後の世代の方が就労を長期的にわたって継続する傾向にある。総じて、企業が雇用を保障した人が働き続けており、また、経済的に余裕のない人の方が余裕のある人より長く働くという結果が得られた。

⁹ 本稿ではサンプルを厚生年金保険の加入月数が 240 カ月以上の男性に限定している。長年にわたり優良企業に在職した人ほど退職金や企業年金を貰えるはずである。自営で厚生年金保険に加入せず退職金がない人が、長く就労するといった要因は取り込まれていない。

表 24 Cox モデルの推計結果

イベント変数	就労停止イベント (0:就労, 1:就労停止)			年金受給イベント (0:なし, 1:あり)		年金後の就労停止イベント (0:就労, 1:就労停止)	
	56-69 歳 (1)	56-59 歳 (2)	60-69 歳 (3)	(4)	(5)	(6)	(7)
生年度カテゴリー (0:1948 年度生以降, 1: 1947 年度生以前)	0.993 [-0.05]	1.447 [1.37]#	1.231 [1.37]#	1.016 [0.12]		1.190 [1.04]	1.129 [0.75]
55 歳末の企業規模 (0:500 人未満, 1:500 人以上)	0.923 [-0.55]	1.186 [0.71]	1.129 [0.73]	1.012 [0.08]		1.231 [1.07]	1.169 [0.85]
55 歳末の企業業種 (0:製造業, 1:非製造業)	1.002 [0.01]	1.021 [0.09]	0.984 [-0.11]	1.037 [0.27]		0.829 [-1.16]	0.820 [-1.25]#
55 歳末の職種 (0:専門職・管理職, 1:その他)	0.908 [-0.66]	0.942 [-0.26]	0.748 [-1.71]*	1.216 [1.33]#	1.217 [1.41]#	0.841 [-0.93]	
55 歳末の勤務形態 (0:正社員, 1:その他)	0.959 [-0.15]	0.689 [-0.71]	1.394 [1.13]	1.171 [0.59]		1.292 [0.74]	
学歴 (0:中卒・高卒, 1:短大・大卒)	0.799 [-1.55]#	0.841 [-0.72]	0.827 [-1.20]#	0.991 [-0.06]		0.948 [-0.30]	
配偶者の有無 (0:あり, 1:なし)	1.085 [0.33]	0.824 [-0.56]	1.166 [0.53]	1.085 [0.31]		1.505 [1.20]#	
退職金の有無 (0:なし, 1:あり)		0.183 [-2.31]**	0.617 [-2.31]**	0.675 [-2.08]**	0.687 [-2.04]**	0.958 [-0.16]	0.965 [-0.14]
企業年金の有無 (0:なし, 1:あり)		0.384 [-3.06]**	0.739 [-1.88]*	1.083 [0.52]	1.096 [0.62]	0.763 [-1.41]#	0.768 [-1.44]#
現在の子供の経済的独立 (0:独立, 1:独立していない)	0.817 [-1.52]#	0.607 [-2.17]**	0.928 [-0.52]	1.163 [1.17]		0.837 [-1.11]	0.851 [-1.03]
現在の住宅ローンの有無 (0:なし, 1:あり)	0.479 [-2.93]**	0.496 [-2.10]**	0.298 [-3.49]**	0.807 [-0.99]		0.411 [-2.08]**	0.395 [-2.18]**
現在の健康状態 (0:よい, 1:よくない)	1.201 [0.97]	1.095 [0.31]	1.081 [0.38]	0.999 [-0.01]		1.134 [0.55]	1.197 [0.79]
現在の貯蓄 500 万円以上 (0:500 万円未満, 1:以上)	0.959 [-0.25]	1.034 [0.13]	1.157 [0.74]	1.124 [0.68]	1.121 [0.69]	1.286 [1.06]	1.220 [0.87]
市場賃金が 55 歳末報酬月額額の 60%未満 (0:60%以上, 1:60%未満)	0.977 [-0.16]	1.554 [1.74]*	1.138 [0.81]	1.164 [1.07]	1.142 [1.00]	1.176 [0.93]	1.207 [1.14]
1 回目の定年後に再雇用された (0:なし, 1:あり)				0.787 [-1.70]*	0.783 [-1.80]*	0.497 [-3.82]**	0.505 [-3.79]**
56-59 歳における失業経験 (0:なし, 1:あり)				1.093 [0.47]		1.258 [1.00]	
定年前後 <時間依存変数> (0:定年前, 1:定年後)	5.420 [9.09]**	29.976 [9.42]**	2.906 [4.88]**	1.768 [3.03]**	1.766 [3.11]**	2.612 [3.16]**	2.411 [3.03]**
ログラंक 2-value (p-value)	113.1 0.0%	115.2 0.0%	67.2 0.0%	22.1 17.9%	19.0 0.8%	50.3 0.0%	46.8 0.0%
n (サンプル数)	2,625	2,018	1,552	1,242	1,242	593	593
n (サンプル数, ID レベル)	539	539	561	411	411	263	263
d (イベントが発生したサンプル数, ID レベル)	251	93	329	263		263	174

注 1: 上段はハザード比、下段はz値とその有意水準 # p<0.25, * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

注 2: (1)(2)(3)は就労停止イベントの推計結果、(4)(5)は年金受給開始イベントの推計結果、(6)(7)は年金受給時に就労していた人のその後における就労停止イベントの推計結果である。(2)(3)はサンプルにおける年齢を、それぞれ 56-59 歳、60-69 歳に限定したもの。

9 今後の課題 本稿では残された課題も少なくない。そのうち主要なものは次の5つである。第1に、本稿では調査会社にモニター登録した人を調査対象としている。調査対象者が日本全体をどこまで代表していたのかについては、改めて詳しく検討する必要がある。ただ、受給権者の年齢別平均年金額をみるかぎり、厚生年金保険事業年報の計数とほぼ一致していた。第2に、本稿で分析対象としたのは厚生年金保険に長期間加入していた男性のみである。厚生年金保険に短期間しか加入しなかった男性、さらには厚生年金保険への加入実績がある女性などに関する分析は別の機会に譲りたい。第3に、定年後の継続雇用については定年直後だけでなく、定年2年目以降の実態を詳細にわたって究明する必要がある。その解明も今後の課題である。第4に、生存時間解析をした結果によると、退職金や企業年金のない人の方が就労を早めに停止していた。これは従来の研究結果とは正反対となっており、今後、さらに検討する必要がある。第5に、本稿は実態の解明に終始しており、政策論には一切、立ち回っていない。政策論に踏みこむためには、実態の解明だけでは不十分であり、別のさまざまな観点も加えて議論する必要がある。受給開始年齢のさらなる引き上げ、拠出期間の延長、在職老齢年金の見直し等、関連する政策課題は依然として重要であり、別の機会に改めて論じることにはしたい。

[謝辞] 本稿の基礎となった研究に対して文部科学省・日本学術振興会から科学研究費補助金を受けた(課題番号:17H00991、16H03629、15H03339、15H03343)。また、本稿を準備する過程で、稲垣誠一教授は基本月額に関する推計データ利用をご快諾下さった。さらに、北村行伸教授および小野暁史氏・下島敦氏からは有益なコメントとご助言を頂戴した。くわえて、厚生労働科学研究費補助金(H28 - 統計 - 一般 - 005)を受けた。本稿の作成にあたりデータの処理や図の作成等の作業において富岡亜希子さんから絶大なるご支援ご協力を賜った。記して心より厚くお礼を申しあげる次第である。

参考文献

- 安倍由紀子(1998)「1980 1990 年代の男性高齢者の労働供給と在職老齢年金制度」『日本経済研究』第 36 巻、pp.50-82.
- 石井加代子・黒澤昌子(2009)「年金制度改正が男性高齢者の労働供給行動に与える影響の分析」『日本労働研究雑誌』第 589 号、pp.43-64.
- 岩本康志(2000)「在職老齢年金制度と高齢者の就業行動」『季刊・社会保障研究』第 35 巻第 4 号、pp.364-376.
- 小川浩(1998)「年金が高齢者の就業行動に与える影響について」『経済研究』第 49 巻第 3 号、pp.245-258.
- 小川浩(2009)「高齢者の労働供給」清家篤編『高齢者の働き方』第 4 章、pp.85-111、ミネルウェア書房.
- 駒村康平(2008)「公的年金の繰り上げ受給・繰り下げ受給で逆選択は発生しているのか」
- 清家篤・駒村康平・山田篤裕編『労働経済学の新展開』第 14 章、pp.319-352、慶應義塾大学出版会.
- 清家篤・山田篤裕(2004)『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社.
- 高山憲之・白石浩介(2016)「年金受給開始前後における就業状況と年金受給の実態」『日本年金学会誌』35、pp.12-21.
- 田村泰地(2017)「年金制度の改正が高齢者の就労に与える影響」『ファイナンス』2 月号、pp.79-87.
- 樋口美雄・山本勲(2002)「わが国男性高齢者の労働供給行動メカニズム - 年金・賃金制度の効果分析と高齢者就業の将来像」『金融研究』2002 年 10 月号、pp.31-78、日本銀行金融研究所.
- 山田篤裕(2012)「雇用と年金の接続 - 在職老齢年金の就業抑制効果と老齢厚生年金受給資格者の基礎年金繰上げ受給要因に関する分析」『三田学会雑誌』第 104 巻第 4 号、pp.587-605.
- 山田篤裕(2014)「支給開始年齢引上げ、繰り上げ支給、高年齢者雇用安定法改正、在職老齢年金制度改革が「年金と雇用の接続」に与えた影響」『年金と経済』第 32 巻第 4 号、pp.10-19.
- 山田篤裕(2015)「特別支給の老齢厚生年金定額部分の支給開始年齢引上げ(2010 年)と改正高年齢者雇用安定法による雇用と年金の接続の変化」『三田学会雑誌』第 107 巻第 4 号、pp.651-672.

Coile, C.C. (2015), "Economic Determinants of Workers' Retirement Decisions," *Journal of Economic Surveys*, vol.29, No.4, pp.830-853.

Shimizutani, S. and Oshio, T. (2013), "Revisiting the Labor Supply Effect of Social Security Earnings test: New Evidence from Its Elimination and Reinstatement in Japan," *Japan and World Economy*, 28, pp.99-111.

付論 A

年金受給開始前後の就業状況と生活実態：ケーススタディ

年金受給開始前後の就業状況には、いくつかの典型的なパターンがある。この付論 A では、調査時点で年金を受給中であり、かつ年金受給開始前に厚生年金保険から最終脱退した場合をケース A、年金受給開始時点で厚生年金保険に加入しており、かつ在職老齢年金を受給していた場合をケース B とし、それぞれについて次のようにケース分けした。すなわち

A1 ケース：厚生年金保険からの最終脱退時点と年金受給開始時点の間に切れ目があり、かつ年金受給開始時点における就業状況が失業中または無職のサンプル。

A2 ケース：厚生年金保険からの最終脱退時点と年金受給開始時点が切れ目なく接続しており、かつ年金受給開始時点における就業状況が失業中または無職のサンプル。

A3 ケース：厚生年金保険からの最終脱退時点と年金受給開始時点が切れ目なく接続しており、かつ年金受給開始時点における就業状況が失業中でも無職でもなかったサンプル。

A4 ケース：厚生年金保険からの最終脱退時点と年金受給開始時点の間に切れ目があり、かつ年金受給開始時点における就業状況が失業中でも無職でもなかったサンプル。

B1 ケース：年金受給開始時点で減額なしの在職老齢年金を受給しているサンプル。

B2 ケース：年金受給開始時点で減額つきの在職老齢年金を受給しているサンプル(全額支給停止の人を除く)。

さらに、調査時点で 60 歳以上であり、かつ年金を受給していなかった場合(厚生年金保険に加入していた人を含む)をケース C とした。ケース C には在職老齢年金が全額支給停止となっていた人、非正規等で就業中の人、失業給付受給中の人、繰下げ受給申請者等が含まれる。

表 A1 ケース分けとサンプル数

ケース	最終脱退時点と受給開始時点との間の「すき間」の有無	受給開始時点の就業状況は失業中無職か	サンプル数
A: 調査時点で年金を受給中であり、かつ年金受給開始前に厚生年金保険から最終脱退していた			
A1	あり	YES	157
A2	なし	YES	63
A3	あり	NO	91
A4	なし	NO	121
小計			432
B: 調査時点で年金を受給中であり、かつ年金受給開始時点で			

在職老齢年金を受給していた			
B1: 在職による減額なし		NO NO	43
B2: 在職による減額あり			121
小 計			164
C: 調査時点の年齢が 60 歳以上であり、年金を受給していなかった			222

注) 調査時点で年金を受給しており、かつ年金受給開始時点では厚生年金保険に非加入だったものの、その後しばらくしてから再び厚生年金保険に加入した人は、この表におけるケース分けには含まれていない。

出所) 世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012 年調査)

以上のケース分けのうち、年金受給権の発生が就労を阻害または抑制する可能性があるのは、A2、A3 および B1 ケースにはほぼ限定されるだろう。ただし、B1 ケースについては、年金受給権発生直前における低賃金労働者を含んでいる。彼らの場合、減額なしで在職老齢年金を受給することになっても、就労抑制とはならない。

以下、それぞれのケースごとに年金受給開始前後の就労状況と生活実態を調べることにする。ただし、本稿で利用した分析用サンプルは必ずしも多くない。ケース分けをすると、ケースごとのサンプル数は一段と少なくなってしまう。付論の考察結果については、この点で制約があることに留意する必要がある。

A.1 ケース A1

このケースは年金受給開始前に厚生年金保険から最終脱退しており、かつ年金受給開始までに「すき間」のあったケースである。年金受給資格の就労阻害効果はほとんどゼロであると考えても大過ないだろう。該当サンプルは 157 人である。

A.1.1 厚生年金保険からの最終脱退年齢

1948～1952 年度生まれの世代(2012 年度末年齢が 60～64 歳層)の場合、55 歳までに最終脱退した人が 36%、60 歳までに最終脱退した人 91%であった。一方、1943～1947 年度生まれの世代(2012 年度末年齢が 65～69 歳層)の場合、55 歳までに最終脱退した人が 18%、60 歳までに最終脱退した人 74%であった。そのうち 60 歳時点で最終脱退した人は 23%であり、最も多かった(表 A2)

A.1.2 厚生年金保険最終脱退から年金受給開始までのつなぎ期間

A1 グループ全体としてみると、つなぎ期間1ヶ月以上6ヶ月未満が1%、6ヶ月以上1年未満が6%、1年以上1年6ヶ月未満が14%、1年6ヶ月以上2年未満が13%、2年以上67%であった。つなぎ期間2年以上が3分の2を占め、圧倒的に多い。

A.1.3 厚生年金保険脱退時点から1年後の就業状況

A1 グループ全体として、無職の人 41%、失業中の人 31%、非正規で就業していた人 11% であった。また、自営業や自由業は4%であった。なお、本人回答ベースで正社員ないし役員が 13%いた(5人未満の個人企業に勤務していたと推察することができる)。

表 A2

厚生年金保険からの脱退年齢 (col. %)

厚生年金保険 からの脱退年齢	2012 年度末の年齢	
	60-64 歳	65-69 歳
55 歳以前	36 (36)	18 (18)
56 歳	7 (43)	5 (23)
57 歳	15 (57)	5 (28)
58 歳	16 (73)	12 (40)
59 歳	13 (87)	11 (51)
60 歳	4 (91)	23 (74)
61 歳	4 (95)	13 (88)
62 歳	5 (100)	5 (93)
63 歳	0 (100)	5 (98)
64 歳	0 (100)	5 (100)

注) A1 グループ。()内の計数は累積%。出所世代間問題研究プロジェクトくらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査(2012 年調査)

A.1.4 年金給付受給開始1年前の就業状況

こちらは無職の人が62%、失業中の人22%と、働いていない人が圧倒的に多く、8割を超えていた。さらに、非正規で就業中の人8%、正社員ないし役員6%、自営業等2%であった。

A.1.5 年金給付受給開始直後の就業状況

2012 年度末年齢が60歳のグループでは失業中が50%、無職の人50%となっていた。

61~64歳層では失業中の割合が21%まで低下し、無職が79%に増えていた。さらに65~69歳層の場合、失業中16%、無職84%であった。60歳到達者のみ失業中の人と比較的多い。

A.1.6 退職一時金の受給状況

退職一時金の有無については45%の人が無記入であった。記入者のみに限定すると、退職一時金を受給していない人が9%、退職一時金1000万円未満(ゼロを含む)が25%、1000万円台23%、2000万円台29%、3000万円台17%、4000万円以上6%となっていた。500万円きざみでみると、2000万円以上2500万円未満が16%であり、最も多い。なお、中央値、平均値はともに2200万円前後であった。

A.1.7 企業年金月額(有期年金)の受給状況

調査時点で有期の企業年金を受給している人はA1グループの場合、38%であった。その受給月額の分布は5万円未満(ゼロを含まない)が17%、5万円以上10万円未満22%、10万円以上15万円未満29%、15万円以上20万円未満10%、20万円以上22%となっていた。なお、中央値は11万5000円、平均値12万7000円であった。

A.1.8 受給開始年齢の分布

A1グループの場合、1946年度生まれの人や、それ以前に生まれた人は定額部分の年金が支給される62歳ないし63歳まで待ってから年金を受給するケースが過半を占めていた(54%~72%)。他方、1947年度生まれの人や、それ以降に生まれた人は定額部分が支給される前から年金を受給しはじめるケースが圧倒的に多かった(82%~100%、表 A3)。

表 A3

生年度別受給開始年齢の分布

項目	生 年 度			
	1949-1952	1947-1948	1945-1946	1943-1944
2012 年度末の年齢	60-63 歳	64-65 歳	66-67 歳	68-69 歳
法定の受給開始年齢				
定額部分	65 歳	64 歳	63 歳	62 歳
報酬比例部分	60 歳	60 歳	60 歳	60 歳
サンプル数	59	38	35	25
受給開始年齢 (col. %)				
60	90	53	37	28
61	8	8	0	0
62	2	8	9	32
63	0	13	31	20
64	0	13	3	4
65	0	5	20	16

注)すでに年金を受給している人の場合、66 歳以降に年金を受給しはじめたサンプルはなかった。出所)世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012 年調査)

A.1.9 繰上げ受給の有無

繰上げ受給をしている人は A1 グループでは 25%であった。

A.1.10 配偶者の有無と配偶者の就業状況

A1 グループでは 2012 年度末の年齢が 60～64 歳層の場合、有配偶率は 77%、65～69 歳層の場合 94%であった。60～64 歳層の場合、未婚率が 8%であり、離婚率も 4%であった。

有配偶の人だけに限定すると、調査時点における配偶者の就業状況は無職(専業主婦)が 67%であり、3分の2に達していた。一方、非正規で働いていた人は 23%であった。なお、正社員ないし役員は 3%となっていた。

A.1.11 本人年収の分布(2011年分)

2011年分の本人年収は60～64歳層と65～69歳層で大きく異なっていた。前者の場合、100万きざみでみた最頻値は100万円台、中央値200万円、平均値320万円である一方、後者の最頻値は300万円台、中央値320万円、平均値420万円であった。主な収入源は年金給付であるので、その給付額がちがいが本人年収に反映されていると考えることができる。(表A4)

表A4 本人年収および世帯年収の分布 (col. %)

金額(万円)	本人年収(万円)		円)	
	60-64歳	65-69歳	60-64歳	65-69歳
100未満	12	2	4	1
100以上200未満	28	5	5	2
200以上300未満	27	27	21	7
300以上400未満	11	29	16	1
400以上500未満	8	15	17	
500以上600未満	8	10	8	9
600以上700未満	5	7	13	
700以上800未満	1	0	4	5
800以上900未満	0	1	8	5
900以上1000未満	0	1	0	4
1000以上	0	2	3	
中央値(万円)	200	320	400	440
平均値(万円)	254	420	431	575

出所)世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012年調査)

A.1.12 配偶者の年収(2011年分)

2011年における配偶者の年収はゼロの人が全体として40%、1万円以上100万円未満41%、100万円以上200万円未満13%、200万円以上6%であった。その中央値は70万円、平均値100万円であった(いずれも年収ゼロを除いて集計した)。

A.1.13 世帯年収の分布(2011年分)

表A4には世帯年収の分布に関する整理結果も記載しておいた。それによると60～64歳層の場合、200万円未満9%、最頻値は200万円台、中央値400万円、平均値431万円、600万円以上28%であった。一方、65～69歳層の場合、200万円未満4%、最頻値300万円台、中央値440万円、平均値575万円、600万円以上1000万円未満27%、1000万円以上10%であった。年収分布のばらつきは、かなり大きい。

A.1.14 持家率・住宅ローン・住宅資産額

持家率は92%、持家保有者のうち住宅ローンが残っている人は10%、住宅資産(土地を含む)の最頻値は500万円きざみでみると500万円以上1000万円未満、中央値1550万円、平均値2100万円弱であった。

A.1.15 貯蓄残高(2012年12月時点)

無回答の人が少なくなかった(35%)。回答者のみに着目した貯蓄残高の分布はゼロが13%、1万円以上500万円未満が9%、500万円以上1000万円未満7%、1000万円台11%、2000万円台24%、3000万円以上5000万円未満18%、5000万円以上1億円未満16%、1億円以上4%となっていた。中央値は2500万円、平均値3700万円強であった(ゼロデータ除き)。

A.1.16 本人の健康状態(2012年12月時点)

健康状態を「よい」「まあよい」「ふつう」「あまりよくない」「よくない」の5区分で質問したところ、「あまりよくない」12%、「よくない」4%という回答であった。大半の人は健康状態に特別の問題を抱えていない。

A.1.17 要介護者の有無(2012年12月時点)

親族(配偶者、本人・配偶者の両親)に要介護者がいる人は34%であり、3分の1の人が要介護者を抱えていた。

A.2 ケース A2

このケースは厚生年金保険から最終的に脱退すると同時に年金受給を開始した人を想定しており、かつ年金受給開始時点では無職ないし失業中のサンプルである。年金受給資格が就労を阻害したと考えることができるケースにほかならない。このケースに該当するサンプルは121人である。

A.2.1 厚生年金保険から脱退する直前の就業状況

厚生年金保険加入中であり、正社員ないし役員が84%を占めていた。残り16%は非正規として就業中であった。

A.2.2 年金受給開始直後の就業状況

1948~1952年度生まれの世代(2012年度末年齢が60~64歳層)の場合、受給直後の就業状況は無職者が55%、失業中の人45%であった。また1943~1947年度生まれの世代(65~69歳層)の場合、前者が71%、後者29%となっていた。

A.2.3 退職一時金の受給状況

無記入が8%ほどあった。記入者のみに限定すると、退職一時金を受給していない人が14%、退職一時金500万円未満が31%(受給額ゼロを含む)、500万円以上1000万円未満10%、1000万円以上1500万円未満12%、1500万円以上2000万円未満18%、2000万円以上3000万円未満22%、3000万円以上8%となっていた。その中央値は1300万円、平均値1350万円強であった。ただし、1948~1952年度生まれの世代と1943~1947年度生まれの世代では平均値が1200万円弱、1500万円弱とそれぞれなっており、世代が若いほど少なめである。

A.2.4 企業年金月額(有期年金)の受給状況

企業年金の受給についても無回答が9%あった。回答者のみに限定すると、受給していない人が40%となっていた。調査時点で有期年金を受給しているサンプルについては、1000円以上5万円未満が15%、5万円以上10万円未満が35%と最も多く、10万円以上15万円未満21%、15万円以上20万円未満21%、20万円以上7%であった。受給者のみの中央値は9万8000円、平均値10万8000円となっていた。

A.2.5 受給開始年齢の分布

A2グループの場合、1945~1946年度生まれの世代を除くと、定額部分の法定受給開始年齢以前に年金を受給しはじめるケースが過半を占めていた(表 A5)

表 A5

生年度別受給開始年齢の分布

項目	生 年 度			
	1949-1952	1947-1948	1945-1946	1943-1944
2012 年度末の年齢	60-63 歳	64-65 歳	66-67 歳	68-69 歳
法定の受給開始年齢				
定額部分	65 歳	64 歳	63 歳	62 歳
報酬比例部分	60 歳	60 歳	60 歳	60 歳
サンプル数	51	37	19	14
受給開始年齢 (col. %)				
60	86	68	26	57
61	12	14	5	0
62	2	8	5	14
63	0	5	37	0
64	0	5	0	7
65	0	0	26	21

注)すでに年金を受給している人の場合、66歳以降に年金を受給しはじめたサンプルはなかった。出所)世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012年調査)

A.2.6 受給開始時の年金給付月額

受給開始時の年金月額は1948～1952年度生まれの場合、平均値中央値とも10万円強、1943～1947年度の場合、12万5000円前後であった。

A.2.7 繰上げ受給の有無

A2グループの繰上げ受給者は12%であり、1948～1952年度生まれの世代では15%、1943～1947年度生まれの世代7%であった。世代が若いほど繰上げ受給率は高い。

A.2.8 配偶者の有無と配偶者の就業状況

A2グループの場合、有配偶率は94%であった。有配偶者に限定すると、調査時点における配偶者の就業状況は無職(専業主婦)が66%、非正規就業20%、正社員ないし役員は6%となっていた。非正規就業者は1948～1952年度生まれの世代では27%、1943～1947年度生まれの世代12%である一方、無職者の割合はそれぞれ55%、79%であった。

A.2.9 本人年収の分布(2011年分)

本人年収は1948～1952年度生まれの世代の場合、最頻値は200万円前後、200万円未満が21%、300万円未満が42%、400万円未満が59%、400万円以上500万円未満が20%、500万円以上600万円未満が12%、600万円以上9%、さらに中央値と平均値はともに350万円前後となっていた。

一方、1943～1947年度生まれの世代の場合、最頻値は300万円台(100万きざみ)にあり、200万円未満が9%、300万円未満が33%、400万円未満が62%、400万円以上500万円未満が22%、500万円以上600万円未満が11%、600万円以上5%であり、中央値と平均値はともに350万円前後であった。

A.2.10 配偶者の年収(2011年分)

配偶者の年収はゼロの人が46%、1万円以上100万円未満が33%(1948～1952年度生まれの世代では26%、1943～1947年度生まれの世代では42%)、100万円以上200万円未満11%(1948～1952年度生まれの世代15%、1943～1947年度生まれの世代8%)、200万円以上10%となっていた。

A.2.11 世帯年収の分布 (2011 年分)

A2 グループの世帯年収は最頻値が 300 万円台、200 万円未満5%、300 万円未満 14%、300 万円以上 400 万円未満 19%、500 万円未満 51%、500 万円以上 600 万円未満 15%、600 万円以上 800 万円未満 19%、800 万円以上 15%、1000 万円以上7%であり、中央値 450 万円、平均値 520 万円弱となっていた。

A.2.12 持家率・住宅ローン・住宅資産額

持家率は 96%、持家保有者のうち住宅ローンが残っている人は5%、土地を含む住宅資産保有額は最頻値が 1000 万円以上 1500 万円未満(500 万円きざみ) 中央値 2000 万円、平均値 2500 万円強であった。

A.2.13 貯蓄残高 (2012年 12月時点)

無回答の人が 32%と少なくなかった。回答者のみに限定すると、貯蓄残高ゼロが7%、1万円以上1000万円未満が11%、1000万円以上2000万円未満15%、2000万円以上3000万円未満 17%、3000万円以上 5000万円未満 24%、5000万円以上1億円未満 21%、1 億円以上5%となっていた。中央値は 3000 万円、平均値 3500 万円弱であった(ゼロデータを除く)。

A.2.14 本人の健康状態と要介護者の有無 (2012年 12月時点)

健康状態のうち「あまりよくない」人が9%、「よくない」2%であり、健康状態に恵まれている人が圧倒的に多かった。さらに親族に要介護者がいる人は 38%であり、4割近い人が要介護者を抱えていた。

A.3 ケース A3

このケースは年金受給開始前に厚生年金保険から最終脱退しており、かつ脱退時点と年金受給開始時点が切れ目なく接続している人を想定している。そして受給開始時点における就業状況が失業中でも無職でもなかったグループである。該当するサンプルは 63人である。この A3 グループについては、年金の受給資格が就労を抑制する効果を多少とも有していたと考えることができる。

A.3.1 厚生年金保険からの最終脱退年齢

このケースでは、厚生年金保険からの最終脱退時点と年金の受給開始時点が切れ目なく接続しており、その最終脱退時点は 60 歳の人が多かった。とくに 1948~1952 年度生まれの世代(2012 年度末年齢が 60~64 歳層)の場合、73%が 60 歳で最終脱退していた(表 A6)。

表 A6 厚生年金保険からの最終脱退年齢 (col. %)

厚生年金保険 からの脱退年齢	2012 年度末の年齢			
	60-64 歳		65-69 歳	
59 歳以前	0	0	0	0
60 歳	73	(73)	47	(47)
61 歳	18	(91)	7	(54)
62 歳	9	(100)	13	(67)
63 歳	0	(100)	10	(77)
64 歳	0	(100)	10	(87)
65 歳	0	(100)	10	(97)
66 歳	0	(100)	0	(97)
67 歳	0	(100)	3	(100)

注) A3 グループ。()内の計数は累積%。出所世代間問題研究プロジェクトくらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査(2012年調査)

A.3.2 厚生年金保険最終脱退1年前の就業状況等

まず、就業状況は正社員ないし役員が70%、非正規就業が27%、自営業主2%、失業中2%となっていた。

次に、総報酬月額が中央値62万円、平均値56万円強、最頻値は60万円台(10万円きざみ)であり、その分布は20万円未満が8%、20万円台11%、50万円未満37%、50万円台11%、60万円台21%、70万円台13%、80万円以上17%であった。

労働時間は40時間以上が69%、30~39時間が18%、1~29時間13%となっていた。

A.3.3 厚生年金保険最終脱退直前の総報酬月額

総報酬月額は中央値・平均値とも50万円台にあり、その分布は20万円未満が12%、20万円台12%、50万円未満37%、50万円台18%、60万円台20%(最頻値)、70万円台12%、80万円以上14%であった。

A.3.4 年金受給開始直後の就業状況等

就業状況は正社員ないし役員が30%、非正規就業が60%、自営業主8%、その他2%であった。最終脱退後に正社員を辞め、非正規になった人が少なくない。

総報酬以外の月収(賃金・報酬)はゼロの人が49%もいた。月収ゼロの人を除くと、最頻値は10万円前後、中央値14万円強、平均値32万円強であった。

週あたり労働時間は40時間以上46%、30時間以上40時間未満13%、30時間未満が41%となっていた。

A.3.5 年金受給開始1年後の就業状況等

A3グループ全体として、5人未満の個人企業における正社員ないし役員が19%、非正規就業59%、自営業主7%等となっていた。

総報酬以外の月収は無記入の人が6%いた。記入者のみに限定すると、収入ゼロが36%と多く、月収のある人では最頻値が5万円以上10万円未満(5万円きざみ)、中央値17万円、平均値31万円弱となっていた。

さらに週あたり労働時間はゼロの人が19%、1~29時間44%、30~39時間10%、40時間以上27%であった。

A.3.6 退職一時金と企業年金月額(有期年金)の受給状況

退職一時金については11%が無記入であった。記入者のみに着目すると、退職一時金を受給していない人が20%、1万円以上500万円未満が11%、500万円以上1000万円未満14%、1000万円以上1500万円未満13%、1500万円以上2000万円未満7%、2000万円以上2500万円未満18%、2500万円以上3000万円未満5%、3000万円以上4000万円未満9%、4000万円以上5%となっていた。中央値は1500万円、平均値1700万円弱であった。

有期の企業年金月額は、無記入が40%となっていた。月額1000円以上の人限定すると、最頻値は10万円前後、10万円未満が45%、10万円以上15万円未満が24%、15万円以上20万円未満が11%、20万円以上21%であった。中央値は10万円、平均値は12万円となっていた。

A.3.7 年金受給開始年齢、繰上げ受給の有無と年金受給額

A3グループにおいても年金を60歳から受給しはじめている人が多数派であった(表A7)

A7

生年度別受給開始年齢の分布

項目	生 年 度			
	1949-1952	1947-1948	1945-1946	1943-1944
2012 年度末の年齢	60-63 歳	64-65 歳	66-67 歳	68-69 歳
法定の受給開始年齢				
定額部分	65 歳	64 歳	63 歳	62 歳
報酬比例部分	60 歳	60 歳	60 歳	60 歳
サンプル数	22	23	10	8
受給開始年齢 (col. %)				
60	86	43	40	50
61	9	26	10	0
62	5	13	10	25
63	0	4	10	13
64	0	13	0	0
65	0	0	30	0
66	0	0	0	0
67	0	0	0	13

注) すでに年金を受給している人の場合、68歳以降に年金を受給しはじめたサンプルはなかった。出所) 世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012 年調査)

受給開始時の受給額平均値中央値)は 1948～1952 年度生まれの世代(60～64 歳層)が8万円前後、1943～1947 年度生まれの世代(65～69 歳層)が 11 万円台であった。前者の場合、10 万円未満が 67%、10 万円以上 15 万円未満 33%であった。また、後者はそれぞれ 38%、62%となっていた。A3グループの繰上げ受給率は16%であった。1948～1952年度生まれの世代のそれは 18%、1943～1947 年度生まれの世代 13%であり、若い世代の方が繰上げ受給を選択する 人が若干ながら多かった。

A.3.8 配偶者の有無と配偶者の就業状況

A3 グループの有配偶率は 94%であった。そして、調査時点における配偶者の就業状況 は無職の人(専業主婦)が 55%であり、最も多かった。次いで非正規就業が 21%、正社員ないし役員 10%等となっていた。

A.3.9 本人年収の分布(2011 年分)

本人年収の最頻値は 300 万円前後にあり、その中央値は 350 万円、平均値 400 万円強であった。200 万円未満が 10%、200 万円台 25%、300 万円台 22%、400 万円台 17%、500 万円台 6%、600 万円以上 19%、800 万円以上 8%、1000 万円以上 2%となっていた。

A.3.10 配偶者の年収(2011 年分)

配偶者の年収はゼロが 36%、1 万円以上 100 万円未満が 39%、100 万円以上 200 万円未満 14%、200 万円以上 11%であった。年収ゼロを除くと、中央値は 80 万円、平均値は 140 万円弱であった。

A.3.11 世帯年収の分布(2011 年分)

世帯年収の最頻値は400万円前後、その中央値は500万円、平均値は600万円強であった。その分布は 200 万円未満が 5%、300 万円未満 13%、300 万円台 16%、400 万円台 16%、500 万円台 10%、600 万円以上 46%、800 万円以上 32%、1000 万円以上 13%となっていた。また、2012 年度末年齢で 60～

64 歳世代の世帯年収は中央値 600 万円、平均値 650 万円弱である一方、65～69 歳世代ではそれぞれ 470 万円弱、560 万円であった。

A.3.12 持家率・住宅ローン・住宅資産額

持家率は 89%、持家保有者のうち住宅ローンを抱えている人は 16%、住宅資産保有額 の中央値は 2000 万円、平均値 2300 万円強となっていた。

A.3.13 貯蓄残高 (2012年 12月時点)

A3 グループでは 38%の人が無回答であった。回答者のみに限定すると、貯蓄残高ゼロ の人が 18%、1 万円以上 500 万円未満 8%、500 万円以上 1000 万円未満 8%、1000 万円 台 10%、2000 万円台 10%、3000 万円以上 5000 万円未満 15%、5000 万円以上1億円未 満 25%、1億円以上 8%となっていた。また、中央値は 3000 万円、平均値 4000 万円強であった(いずれもゼロデータを除く)。

A.3.14 本人の健康状態と要介護者の有無 (2012 年 12 月時点)

健康状態が「あまりよくない」人は 13%、「よくない」人は 3%であった。また、親族に要介護者がいる人は 30%となっていた。

A.4 ケース A4

このケースは年金受給開始前に厚生年金保険から最終脱退しており、かつ脱退から受給 開始までの間に切れ目がある人を想定している。そして、受給開始時点における就業状況 が失業中でも無職でもなかったグループである。該当するサンプルは 91 人である。この A4 グループに関するかぎり、年金の受給資格は就労を抑制する効果をほとんど有していな かったとみなしても構わないだろう。

A.4.1 厚生年金保険からの最終脱退年齢

表 A8 は A4 グループについて厚生年金保険から最終脱退年齢を整理したものである。

1948～1952 年度生まれの世代(2012 年度末の年齢が 60～64 歳層)の場合、55 歳までに 27%が最終脱退しており、さらに 60 歳までに 87%が最終脱退していた。一方、1943～1947 年度生まれの世代(2012 年度末の年齢が 65～69 歳層)の場合、60 歳までに最終脱退して割合は 72%であった。そして、いずれの年齢層も 65 歳までに A4 グループの全員が最 終脱退していた。

表 A8 厚生年金保険からの最終脱退年齢 (col. %)

厚生年金保険 からの脱退年齢	2012 年度末の年齢	
	60-64 歳	65-69 歳
50 歳以前	13 (13)	3 (3)
51～55 歳	14 (27)	22 (25)
56 歳	7 (34)	8 (33)
57 歳	16 (51)	8 (41)
58 歳	7 (58)	3 (44)
59 歳	15 (73)	14 (58)
60 歳	15 (87)	14 (72)
61 歳	2 (89)	6 (78)
62 歳	4 (93)	6 (84)
63 歳	0 (93)	8 (92)
64 歳	7 (100)	0 (92)
65 歳	0 (100)	8 (100)

注) A4 グループ。()内の計数は累積%。出所世代間問題研究プロジェクトくらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査(2012 年調査)

A.4.2 厚生年金保険最終脱退直前の総報酬月額

総報酬月額は最頻値が 60 万円前後、中央値 53 万円弱、平均値 49 万円強であった。その分布は 20 万円未満が 9%、20 万円台 14%、50 万円未満 36%、50 万円台 27%、60 万円台 27%、70 万円以上 9%となっていた。

A.4.3 厚生年金保険最終脱退から年金受給開始までのつなぎ期間

6ヶ月未満が 9%、6ヶ月以上1年未満 11%、1年以上2年未満 19%、2年以上 60%であり、中央値は 37ヶ月(3年強)、平均値 52ヶ月(4年4ヶ月)であった。

A.4.4 厚生年金保険最終脱退1年後の就業状況等

A4 グループ全体として、正社員ないし役員が 26%、非正規就業 14%、自営業主 32%、失業中の人 15%、無職の人 6%であった。自営業主となった人が最も多く、正社員として 5人未満の個人企業等で就労している人も少なくなかった。

総報酬以外の月収(賃金・報酬)は最頻値が 20 万円以上 25 万円未満、中央値 19 万円弱、平均値 24 万円強であり、月収 30 万円以上の人 26%に及んでいた。さらに週あたり労働時間はゼロの人が 44%、1~29 時間 26%、30~39 時間 10%、40 時間以上 21%であった。

A.4.5 年金受給開始1年前の就業状況等

まず、就業状況は正社員ないし役員が 21%、非正規就業が 26%、自営業主 33%、失業中 4%、無職 9%となっていた。自営業へ転業した人が3分の1に及んでおり、最も多かった。

次に、総報酬月額の記入のある人は A4 グループの 37%にとどまっていた。その中央値は 42 万円弱、平均値 43 万円強、最頻値は 60 万円台(10 万円きざみ)であった。

さらに、週あたり労働時間の分布は 40 時間以上が 51%、30~39 時間 16%、1~29 時間 33%であった(就業者のみ)。

A.4.6 年金受給開始直後の就業状況等

就業状況は正社員ないし役員が 15%、非正規就業が 29%、自営業主 45%、その他 11% であった。年金受給開始1年前と比べると、正社員が若干減り、自営業主が一段と増えていた。

総報酬以外の月収はゼロの人が 5%いた。月収ゼロの人を除くと、最頻値は 15 万円前後、中央値 15 万円弱、平均値 20 万円強であった。

週あたり労働時間は 40 時間以上が 33%、30~39 時間 13%、30 時間未満 54%となっていた。

A.4.7 退職一時金と企業年金月額(有期年金)の受給状況

退職一時金については 53%が無記入であった。記入者のみに着目すると、退職一時金を受給していない人が 21%、受給者のみの最頻値は 2000 万円以上 2500 万円未満、中央値

2000

万円弱、平均値 1900 万円弱となっていた。

有期の企業年金月額は無記入が 53%に及んでおり、半数を超えていた。月額 1000 円以上の人に限定すると、最頻値は 5 万円未満、中央値 10 万円、平均値 12 万円弱となっていた。

A.4.8 年金受給開始年齢、繰上げ受給の有無と年金受給額

表 A9 生年度別受給開始年齢の分布

項目	生年度			
	1949-1952	1947-1948	1945-1946	1943-1944
2012 年度末の年齢	60-63 歳	64-65 歳	66-67 歳	68-69 歳
法定の受給開始年齢				
定額部分	65 歳	64 歳	63 歳	62 歳
報酬比例部分	60 歳	60 歳	60 歳	60 歳
サンプル数	38	32	14	7
受給開始年齢 (col. %)				
60	87	38	43	43
61	8	6	0	14
62	5	9	0	29
63	0	3	36	14
64	0	22	7	0
65	0	22	14	0

注) すでに年金を受給している人の場合、66歳以降に年金を受給しはじめたサンプルはなかった。出所) 世代間問題研究プロジェクト「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2012 年調査)

A4 グループは総じて定額部分の法定受給開始年齢前に過半の人が年金受給を開始していた(例外は1945～1946年度生まれの世代だけである)。

受給開始時の年金受給額(平均値・中央値)は1948～1952年度生まれが9万円前後、1943～1947年度生まれが12～14万円台であった。前者の場合、10万円未満が65%、10万円以上15万円未満29%であった。また、後者はそれぞれ28%、31%となっていた一方、15万円以上20万円未満が39%に及び、最頻値となっていた。

A4 グループの繰上げ受給率は全体として34%であり、比較的高めであった。とくに1948～1952年度生まれのそれは40%に及んでおり、繰上げ受給を選択する人が少なくなかった。

A.4.9 配偶者の有無と配偶者の就業状況

A4 グループの有配偶率は85%であった。そして、調査時点における配偶者の就業状況は無職の人(専業主婦)が55%であり、最も多かった。次いで非正規就業が29%、正社員ないし役員8%等となっていた。

A.4.10 本人年収の分布(2011年分)

本人年収の最頻値は300万円台にあり、その中央値は300万円、平均値370万円弱であった。200万円未満が14%、200万円台21%、300万円台31%、400万円台8%、500万円台11%、600万円以上14%となっていた。

A.4.11 配偶者の年収(2011年分)

配偶者の年収はゼロが39%、1万円以上100万円未満が36%、100万円以上200万円未満14%、200万円以上11%であった。年収ゼロを除くと、中央値は80万円弱、平均値110万円弱となっていた。

A.4.12 世帯年収の分布(2011年分)

世帯年収の最頻値は300万円台、その中央値は470万円強、平均値は540万円強であった。その分布は

200万円未満が7%、300万円未満18%、300万円台19%、400万円台14%、500万円台13%、600万円以上36%、800万円以上19%、1000万円以上11%となっていた。また、1948～1952年度生まれの世帯年収は中央値500万円、平均値520万円弱であった一方、1943～1947年度生まれは、それぞれ430万円、580万円弱であった。

A.4.13 持家率・住宅ローン・住宅資産額

持家率は90%、持家保有者のうち住宅ローンを抱えている人は13%、住宅資産保有額の中央値は1500万円、平均値1900万円弱となっていた。

A.4.14 貯蓄残高(2012年12月時点)

A4グループでは31%の人が無回答であった。回答者のみに限定すると、貯蓄残高ゼロの人が24%、1万円以上500万円未満13%、500万円以上1000万円未満13%、1000万円台12%、2000万円台11%、3000万円以上5000万円未満13%、5000万円以上1億円未満11%、1億円以上5%となっていた。また、中央値は2000万円、平均値は3000万円強であった(いずれもゼロデータを除く)。

A.4.15 本人の健康状態と要介護者の有無(2012年12月時点)

健康状態が「あまりよくない」人は16%、「よくない」人は1%であった。また、親族に要介護者がいる人は35%となっていた。

A.5 ケース B1

このケースは年金受給開始時点で厚生年金保険に加入しており、かつ減額なしの在職老齢年金を受給している場合である。分析用サンプルのうち、このケースに該当していたのは43人であった。

A.5.1 年金受給開始1年前の就業状況等

年金給付受給開始時点よりも1年前の就業状況は正社員ないし役員が53%、非正規就業30%、失業中14%であった。また総報酬月額が中央値が19万円、平均値25万円強、最頻値20万円以上25万円未満(5万円きざみ)となっていた。さらに、週あたり労働時間は40時間以上が67%、30～39時間が22%、1～29時間が11%であった。

A.5.2 年金受給開始直後の就業状況等

就業状況は正社員ないし役員が45%、非正規53%等であった。総報酬月額は最頻値・中央値・平均値とも15万円程度となっていた。さらに、労働時間は1週間あたり40時間以上が69%、30～39時間が31%であった。

A.5.3 退職一時金の受給状況

退職一時金は無回答の人が63%に及んでいた。回答者のみの中央値は1350万円、平均値1950万円弱、最頻値1000万円以上1500万円未満であった。なお、企業年金については無回答が90%強となっていた。

A.5.4 年金受給開始年齢と受給開始時の年金受給額

実際の受給開始年齢は60歳が88%と圧倒的に多かった。他に63歳から受給を開始した人や65歳から開始した人も若干なぐらいた。

年金受給月額は中央値8万2000円、平均値8万4000円弱であり、10万円未満が79%に達していた。

A.5.5 年金受給開始直後の総報酬月額と年金受給額の合計

60～64歳受給開始グループの場合、「総報酬月額+年金受給額」の分布は15万円以下が8%、15万円以上20万円未満が19%、20万円以上28万円以下が73%となっており、28万円以下の20万円台が突出して多かった。

A.5.6 厚生年金保険からの最終脱退年齢

記載のなかった人調査時点で厚生年金保険加入中の人)が53%、半数強に及んでいた。記載のあった人(受給開始後に最終脱退した人)のみに着目すると、61歳が35%、62歳20%、63歳10%、64歳5%、65歳25%、68歳5%となっていた。

A.5.7 厚生年金保険最終脱退1年後の就業状況等

就業状況は非正規就業が50%、無職が21%、失業中14%、正社員ないし役員7%、自営業7%であった。また、総報酬以外の月収(賃金・報酬)は9万円(ゼロデータを除く平均値)、週あたり労働時間は1～29時間が29%、30～39時間が14%、40時間以上14%、ゼロが43%となっていた。

A.5.8 配偶者の有無と配偶者の就業状況

有配偶率は86%であり、配偶者の就業状況は無職(専業主婦)が41%、正社員ないし役員が22%、非正規就業27%、その他就業中8%、失業中3%であった。ただし、2012年度末時点の年齢が65～69歳世代の場合、無職の人は67%に達していた。60～64歳世代のそれは23%にすぎず、65歳前後で大きな違いがあった。

A.5.9 本人年収の分布(2011年分)

本人年収の最頻値は200万円台(100万円きざみ)、中央値260万円、平均値280万円弱となっていた。その分布は200万円未満が14%、200万円台42%、300万円台26%、400万円台16%、500万円以上2%であった。

A.5.10 配偶者の年収(2011年分)

配偶者の年収はゼロが41%、1万円以上100万円未満が27%、100万円台19%、200万円台3%、300万円以上11%となっていた。その中央値は100万円、平均値160万円弱であった(ゼロデータを除く)。

A.5.11 世帯年収の分布(2011年分)

世帯年収は最頻値が400万円台(100万円きざみ)、中央値420万円、平均値490万円弱であった。その分布は300万円未満が12%、300万円台19%、400万円台28%、500万円台12%、600万円台5%、700万円台12%、800万円以上14%となっていた。

A.5.12 持家率・住宅ローン・住宅資産額

持家率は86%、持家保有者のうち住宅ローンを抱えている人は24%、住宅資産保有額は中央値2000万円、平均値3000万円強であった。なお最頻値は2000万円台(1000万円きざみ)にあった。

A.5.13 貯蓄残高(2012年12月時点)

貯蓄残高については無回答者が40%に及んでいた。回答者のみに着目すると、貯蓄残高ゼロが31%、1万円以上500万円未満が8%、500万円以上1000万円未満8%、1000万円以上1500万円未満が23%、2000万円台が8%、3000万円以上5000万円未満12%、5000万円以上が12%であった。また、その中央値は1100万円、平均値2100万円強となっていた(ゼロデータを除く)。

A.5.14 本人の健康状態等(2012年12月時点)

本人の健康状態が「あまりよくない」人が14%、「よくない」人が2%であり、大半は健康状態に問題がなかった。さらに、親族に要介護者がいる人は23%であった。

A.6 ケース B2

このケースは年金受給開始時点で厚生年金保険に加入していたサンプルであり、かつ減額付きの在職老齢年金を受給していた人を想定している。60歳以上の分析用サンプルのうち、このB2ケースに該当したのは121サンプルであった。年金受給開始後しばらくして厚生年金保険から最終脱退した人、受給開始後調査時点においても厚生年金保険に継続加入中の人、の双方を含んでいる。

A.6.1 年金受給開始1年前の就業状況等

まず、就業状況は正社員ないし役員が72%、非正規就業26%、失業中1%であった。次に、総報酬月額が中央値56万円弱、平均値53万円弱、最頻値60万円台(10万円きざみ)であり、その分布は15万円未満が5%、15万円以上20万円未満2%、20万円以上27万円以下12%、27万円超30万円未満が3%、30万円台10%、40万円以上47万円以下8%、47万円超50万円未満が2%、50万円台13%、60万円台18%、70万円台14%、80万円以上12%と、ばらつきがかなり大きかった。さらに、週あたり労働時間は40時間以上が79%、30~39時間が11%、1~29時間10%となっていた。

A.6.2 年金受給開始直後の総報酬月額等

総報酬月額は中央値46万円弱、平均値47万円、最頻値20万円台(10万円きざみ)であり、その分布は15万円未満2%、15万円以上20万円未満4%、20万円以上27万円以下13%、27万円超30万円未満が6%、30万円台16%、40万円以上47万円以下16%、47万円超50万円未満2%、50万円台14%、60万円台13%、70万円台8%、80万円超7%と、ここでも、ばらつきがかなり大きかった。就労時間は40時間以上85%、30~39時間15%となっていた。

A.6.3 退職一時金と企業年金月額(有期年金)の受給状況

退職一時金については無回答の人が12%にとどまっており、回答率はそれなりに高かった。回答者に限定すると、退職一時金ゼロの人が10%、1万円以上500万円未満が12%、500万円以上1000万円未満6%、1000万円以上1500万円未満16%、1500万円以上2000万円未満13%、2000万円以上2500万円未満23%、2500万円以上3000万円未満13%、3000万円以上7%となっていた。2000~2499万円に最頻値があったことになる。その中央値は2000万円、平均値1700万円強であった。有期の企業年金月額については、無回答と受給なしが合わせて49%に及んでいた。受給者のみに着目すると、最頻値・中央値・平均値とも10~11万円(月額)であった。さらに月額5万円未満が18%、15万円以上23%、20万円以上15%となっていた。

A.6.4 年金受給開始年齢と年金受給開始時の年金受給額

受給開始年齢は60歳が80%であり、最も多かった。そして、61歳が7%、62歳5%、63歳3%、64歳1%、65歳3%、66歳1%であった。年金受給額は中央値・平均値とも5万円台(1万円きざみ)にあり、10万円未満が82%を占めていた。

A.6.5 年金受給開始直後の総報酬月額と年金受給額の合計

合計額(月額)の中央値は45万円弱、平均値50万円弱、最頻値30万円以上35万円未満5万円きざみ)であり、その分布は20万円台12%、30万円台29%、40万円台17%、50万円台12%、60万円台15%、70万円以上16%となっていた。

A.6.6 厚生年金保険からの最終脱退年齢

回答なしが32%であり、3分の1弱が調査時点において厚生年金保険に継続して加入していた。回答者(調査時点までに最終脱退していた人)のみに限定すると、61歳が22%、62歳23%、63歳16%、64歳18%、65歳12%、66歳1%、67歳6%、68歳1%となっており、ばらつきが大きかった。

A.6.7 厚生年金保険から最終脱退するまでの年金受給年数

1948～1952 年度生まれの世代(2012 年度末年齢が 60～64 歳層)は調査時点では厚生 年金保険に加入中の人が少ない。そこで、ここでは 1943～1947 年度生まれの世代(2012 年度末年齢が 65～69 歳層)のみに着目し、すでに厚生年金保険から脱退していた 人だけに限定すると、受給期間1年以下が 25%、1年超2年以下 21%、2年超3年以下 21%、3年超4年以下 23%、5年超9%となっており、最終脱退までの年金受給期間に突 出はほとんどない。受給開始後の3年間に 68%、受給開始後4年間に 91%の人がそれぞれ最終脱退していた。

A.6.8 厚生年金保険から最終脱退した時点から1年後の就業状況等

就業状況は正社員ないし役員はゼロ、無職が 55%、非正規就業 19%、失業中 13%、自 営業4%であった。完全リタイアしていた人が半数を上回っていた。

総報酬月額以外の月収は無回答や収入ゼロを除くと、5万円以上 10 万円未満が 44%、15 万円以上 20 万円未満 31%、中央値 13 万円、平均値 15 万円弱であった。

週あたり労働時間はゼロが 70%強、1～29 時間が 20%弱となっていた。

A.6.9 配偶者の有無と配偶者の就業状況

有配偶率は95%と高い。配偶者の就業状況は2012年度末の年齢が60～64歳世代の場合、無職(専業主婦)が 50%、非正規就業 40%等となっており、正社員ないし役員は1 人もいなかった。一方、65～69 歳世代の場合、無職の割合が 65%とさらに高くなり、非正規が 16%、正社員ないし役員が6%、その他就業 11%であった。

A.6.10 本人年収の分布(2011 年分)

本人年収は最頻値が 300 万円台(100 万円きざみ)、中央値 370 万円、平均値 430 万円 強であった。その分布は 300 万円未満が 19%、300 万円台 35%、400 万円台 17%、500 万円台 11%、600 万円以上 18%、800 万円以上9%となっていた。

A.6.11 配偶者の年収(2011 年分)

配偶者の年収はゼロが 42%、1 万円以上 100 万円未満が 34%、100 万円台 16%、200 万円台6%、300 万円以上3%であった。その中央値 80 万円、平均値 100 万円弱となっていた(ゼロデータを除く)。

A.6.12 世帯年収の分布(2011 年分)

世帯年収の最頻値は 300 万円台(100 万円きざみ)、中央値 520 万円、平均値 570 万円 強であった。その分布は 300 万円未満が9%、300 万円台 21%、400 万円台 15%、500 万円台 14%、600 万円台 12%、700 万円台7%、800 万円以上 22%、1000 万円以上 10% となっていた。

A.6.13 持家率・住宅ローン・住宅資産額

持家率は 95%、持家保有者のうち住宅ローンが残っている人は 17%、住宅資産保有額 は中央値 2000 万円、平均値 2800 万円強であった。住宅資産保有額は 1000 万円未満 13%、1000 万円台 17%、2000 万円台 30%、3000 万円以上 5000 万円未満 27%、5000 万円以上 11%となっていた。

A.6.14 貯蓄残高(2012年 12月時点)

貯蓄残高については無回答者が 40%弱と少なくなかった。回答者のみに限定すると、貯 蓄残高ゼロが 18%、1万円以上 1000 万円未満 18%、1000 万円台 10%、2000 万円台 15%、3000 万円以上 5000 万円未満 23%、5000 万円以上 16%、1億円以上4%であった。その 中央値は 2650 万円、平均値 3100 万円強となっていた(ゼロデータを除く)。

A.6.15 本人の健康状態等(2012年 12月時点)

調査時点における本人の健康状態をみると、「あまりよくない」人が5%、「よくない」 人1%であり、大半は健康状態に恵まれていた。さらに、要介護者がいる人は35%であった。

A.7 ケースC

このケースは調査時点で年金を受給していない人を想定しており、該当サンプルは 222 人であった。その内訳は失業中ないし無職の人 108 名、非正規で就業中の人 60 名、在職に伴い年金が全額支給停止となっていた人 54 名となっており、異質のグループが混在している。

A.7.1 就業状況等

1948～1952 年度生まれの世代(2012 年 12 月時点で 60～64 歳層)の就業状況は、正社員ないし役員が 27%、非正規就業 27%、自営業 5%、その他就業 4%であり、就業中の人が過半数を占めていた。一方、無職の人は 24%、失業中 14%であった。1948～1952 年度生まれの世代(65～69 歳層)になると、正社員ないし役員は 2%、非正規 5%、自営業 7%、その他就業 7%に変わり、就業中の人は少数派に変わっていた。代わりに無職の人が 73%、失業中の人 5%を占めていた。

週あたり労働時間は 1948～1952 年度生まれの世代(60～64 歳層)の場合、40 時間以上が 36%、30～39 時間 11%、1～29 時間 15%であり、就労時間ゼロが 37%であった。とくに在職に伴って年金が全額支給停止となっている人については、40 時間以上が 66%、30～39 時間 9%となっていた。また、非正規で就業している人に着目しても 30 時間以上が 72%を占めていた。1943～1947 年度生まれの世代(65～69 歳層)では、就労時間ゼロが 78%、1～29 時間 17%、40 時間以上 5%となり、64 歳までの世代とは大きく異なっていた。

A.7.2 総報酬月額

全額支給停止者の場合、総報酬月額は 47 万円超の人が 80%となっており、圧倒的に多い。その平均値・中央値は 60 万円弱であった。

A.7.3 年金制度加入月数

年金制度加入月数は、殆どの人が 300ヶ月(25年)以上であり、平均加入月数 39 年程度に達していた。

A.7.4 退職一時金の受給状況

退職一時金については無回答の人が 47%に及んでいた。回答者のみに限定すると、91% の人が既に受給していた。退職一時金の分布は 1000 万円未満が 23%、1000 万円台 33%、2000 万円台 31%、3000 万円台 12%、4000 万円以上 2%となっていた。

A.7.5 配偶者の有無と配偶者の就業状況

有配偶率は 87%となっていた。そして配偶者の就業状況は調査時点で 61～64 歳世代の場合、無職(専業主婦)の人が 56%、非正規就業 28%、正社員ないし役員 6%、失業中 3%等であった。他方、65～69 歳世代の場合、無職の人が 67%、非正規 15%、正社員ないし役員が 8%等となっていた。

A.7.6 本人年収の分布(2011年分)

グループ全体としてみると、本人年収の最頻値は 200 万円台(100 万円きざみ)、中央値 400 万円、平均値 470 万円強であった。その分布は 200 万円未満が 18%、200 万円台 16%、300 万円台 15%、400 万円台 11%、500 万円台 9%、600 万円以上 31%、800 万円以上 18%、1000 万円以上 10%となっていた。ただし、その最頻値は無職の人や失業者の場合 200万円台、非正規就業者 300万円台、全額支給停止者 700 万円台、中央値はそれぞれ 275 万円、400 万円、725 万円、平均値はそれぞれ 360 万円弱、420 万円弱、800 万円強であり、違いが大きい。

A.7.7 配偶者の年収(2011年分)

配偶者の年収はゼロが 52%、1 万円以上 100 万円未満 22%、100 万円台 20%、200 万円以上 6%となっていた。

A.7.8 世帯年収の分布(2011年分)

全体として世帯年収の最頻値は400万円前後、中央値は560万円強、平均値660万円弱となっていた。その分布は200万円未満が8%、200万円台11%、300万円台11%、400万円台11%、500万円台11%、600万円以上48%、800万円以上33%、1000万円以上20%、1200万円以上14%、1500万円以上6%であり、ばらつきはきわめて大きい。さらに、その最頻値は無職の人や失業者の場合、200万円台、非正規就業者600万円台、全額支給停止者800万円台にあった。その中央値はそれぞれ440万円、560万円、970万円弱、平均値はそれぞれ510万円強、600万円強、1000万円強となっていた。

A.7.9 持家率・住宅資産額

持家率は87%であった。敷地込みの住宅資産額については回答なしの人が49%と半数に近かった。回答者のみに着目すると、住宅資産額1000万円未満13%、1000万円台31%、2000万円台20%、3000万円以上5000万円未満20%、5000万円以上17%となっていた。その中央値は2000万円、平均値2900万円弱であった。ただし、全額支給停止者の場合、その平均値は3700万円強となっていた。

A.7.10 貯蓄残高(2012年12月時点)

無回答の人が34%いた。回答者のみに限定すると、貯蓄残高ゼロが18%、1万円以上500万円未満が10%、500万円以上1000万円未満12%、1000万円台10%、2000万円台14%、3000万円以上5000万円未満17%、5000万円以上19%、1億円以上8%となっていた。

A.7.11 本人の健康状態(2012年12月時点)

健康状態のうち「あまりよくない」人は15%、「よくない」人は2%であった。健康状態に恵まれている人が圧倒的に多い。

A.7.12 企業年金

企業年金の受給者は少数派である。受給者のみに限定すると、その平均月額は無職者・失業者・非正規の場合、12万円強、全額支給停止者19万円であった。

A.7.13 子供からの経済的支援

失業者や無職者さらには非正規で就業中の場合、子供から経済的支援を受けている人は7%となっていた。全額支給停止者の中にも子供から経済的支援を受けている人が2%いた。全体として子供から経済的支援を受けている人は極端に少なかった。

A.8 小括

60歳到達後の生活状況は、おおむね4つのグループに分かれている。生活状況が相対的に苦しいのは、60歳前から健康に恵まれない人、60歳前に失業し、再就職先を見つけれなかった人あるいは再就職先が見つかったとしても低賃金を甘受せざるを得なかった人などである。60歳から年金繰上げ受給を選ぶ人も相対的に多い。本人年収の中央値は200万円台、世帯年収の中央値400万円台、貯蓄残高の中央値は2000万円台(減額なしの在職老齢年金受給世帯のそれは1100万円)である。2つ目のグループは、厚生年金保険を最終的に脱退すると同時に年金受給を開始した人びとであり、いわば中間層で構成されている。60歳から報酬比例部分の年金を受給し始める人が多い。本人年収の中央値は350万円、世帯年収の中央値は60~64歳時点で450万円、65~69歳時点で600万円、貯蓄残高のそれは3000万円であり、いずれも1つ目のグループより相対的に高めである。

3つ目のグループは60歳到達後も在職して厚生年金保険に加入している。ただ、賃金水準がそれなりに高く、減額付きの在職老齢年金を60歳から受給している人びとである。本人年収の中央値は370万円、世帯年収の中央値520万円、貯蓄残高の中央値2650万円となっていた。

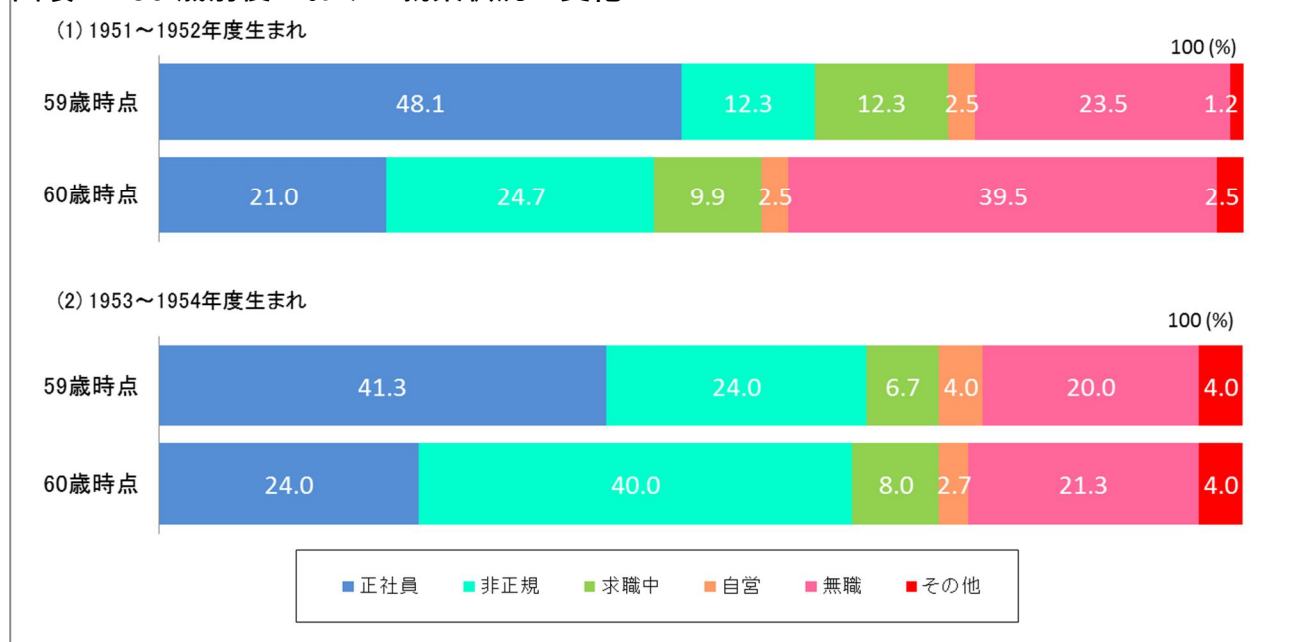
4つ目のグループは60歳到達後も高賃金を稼ぎつづけており、在職老齢年金が全額支給停止となっているグループである。本人年収の中央値725万円、世帯年収の中央値970万円となっている。

厚生年金保険における報酬比例部分(いわゆる2階部分)の法定受給開始年齢が男性の場合、2013年4月に60歳から61歳へ引き上げられた。一方、その定額部分(いわゆる1階部分)は2013年4月時点において、すでに65歳に引き上げられていた。この報酬比例部分に係る法定の受給開始年齢引き上げによって、60歳前後の就業状況がどのように変わったのかを、アンケート調査の結果を使い、調べてみた。利用したアンケート調査は2015年12月に実施された「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(フォローアップ調査:研究代表者は小塩隆士教授)である。

集計に用いたサンプルは厚生年金保険に20年以上加入していた実績のある1951~1954年度生まれの男性156人である。サンプル数が少ないので、他のデータで再検討する余地があるものの、以下のように興味深い結果が得られた。

まず第1に、59歳から60歳にかけて、それまで多数派を占めていた正社員の割合が減り、非正規や無職の人が増えていた。ちなみに1951~1952年度生まれの場合、59歳時点で48%を占めていた正社員割合は60歳時点で21%へと半分以下に急減していた。また1953~1954年度生まれの場合、その変化は41%→24%であった。日本では定年を60歳と定めている企業が今でも圧倒的に多い。正社員割合が60歳を境に急減しているのは、そのためであろう。

図表 B1 60歳前後における就業状況の変化



出所) 「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2015年12月調査)

注) 厚年加入240ヶ月以上の男性サンプル(156人)。各年4月時点のデータであり、「59歳(60歳)時点」には例外的に4月生まれの60歳(61歳)の人が含まれる。正社員は役員を含む。非正規はパート・アルバイト・派遣・契約社員・嘱託。

第2に、報酬比例部分に係る法定の受給開始年齢が60歳であった1951~1952年度生まれの場合、60歳で無職になるサラリーマン男性が40%弱に達し、最多となっていた。一方、上記の受給開始年齢が61歳に引き上げられた1953~1954年度生まれの場合、60歳時点では非正規で就業していた人が最も多く、40%を占めていた。このコーホートの場合、60歳時に無職の人は21%強にとどまり、その割合は59歳時点(20%)とほとんど変わりがなかった。

つまり、法定の年金受給開始年齢が引き上げられると、正規か非正規かは別として、就業しつづける人が増える。図表 B1 では、正規と非正規を合わせた60歳時の就業者割合が46%弱から64%へと増大していた。

念のため、60歳時点における厚生年金保険加入率をコーホート別に調べてみた。その結果が図表 B2 である。それによると、1951~1952年度生まれの場合、60歳時点における厚生年金保険加入率は

38%強であったが、1953～1954年度生まれの場合、その割合は56% に上昇していた。^{10,11}

図表 B2 60 歳時点の厚生年金保険加入率

生年度	1953～1954		1951～1952	
2015 年度末の年齢	61～62 歳		63～64 歳	
報酬比例部分 法定受給 開始年齢	61 歳		60 歳	
サンプル数	75		81	
60 歳時における 厚生年 金保険加入	N	%	N	%
	42	56.0	31	38.3

出所) 「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2015 年 12 月調査) 注) 男性 61～64 歳(2015 年度末年齢)、厚年加入 240 ヶ月以上のサンプル(156 人)

厚生労働省年金局や多くの年金有識者が「年金の受給開始年齢を引き上げても年金財政 には影響しない (長期的な年金総額は変わらない)」と、この間、説明してきた。¹² しかし、上記のファイディングが事実であるとすれば、話は少し変わってくる可能性がある。受給開始年齢が引き上げられたとき、厚生年金保険に加入しながら就業しつづける人が 増えれば、その分だけ年金保険料の収入総額も増えることになり、年金財政には短期的に 必ずプラスの効果が発生するはずだ。マクロ経済スライド発動下では、その分、給付水準

の実質低下幅を少なくすることができる。¹³ 次に、報酬比例部分に係る法定の受給開始年齢が 60 歳から 61 歳へ引き上げられた際に、

その引き上げの影響を直接に受ける 1953～1954 年度生まれの男性サラリーマンが年金の 60 歳繰り上げ受給をどの程度まで選択したのかについても前述のデータを利用して調べてみた。それによると、60 歳からの年金受給開始者は 13%強にとどまっておき、絶対少 数であった(図表 B3)。他方、報酬比例部分に係る法定の受給開始年齢が 60 歳であった 1951～1952 年度生まれの場合、60 歳からの年金受給開始者は 59%強に達していた。両者 を比較すると、違いは歴然としており、報酬比例部分に係る法定の受給開始年齢引き上げが実際の年金受給開始時点を十中八九遅らせたことは明らかである。

ただ、その際にも、年金の繰り上げ受給制度が生活費確保の手段として少数とはいえ 60 歳から活用されていたことを無視すべきではない。なお、1951～1952 年度生まれの男性サラリーマンの場合、年金受給開始直前に失業給 付(求職者給付)を受給していた人が少なくなく、40%弱に達していた。¹⁴

¹⁰ 就業状況や厚生年金保険加入率は景気の状態等によっても変わりうる。2013～2014 年度はアベノミクスの効果が顕在化しはじめた時期であり、景気回復によって当時 60 歳の人々の雇用環境が好転していた可能性がある。したがって、厚生年金保険加入率のアップが年金の受給開始年齢引き上げのみによってもたらされたわけでは必ずしもないことに留意 する必要がある。

¹¹ 1953～1954 年度生まれのサラリーマン男性の場合、60 歳時に非正規で就業していた人の厚生年金保険加入率は 83% であった。

¹² たとえば、社会保障制度改革国民会議最終報告書「確かな社会保障を将来世代に伝えるための道筋」(2013 年 8 月 6 日、43 ページ)をみよ。

¹³ 長期的には拠出期間が若干長くなった人が増え、その分だけ給付総額も増大する。短期の収入増は長期の支出増で帳消しになり、年金財政上、ネットの剰余金は生じないだろう。

図表 B3 60 歳からの年金受給者割合

生年度	1953～1954		1951～1952	
2015 年度末の年齢	61～62 歳		63～64 歳	
報酬比例部分 法定受給開始年齢	61 歳		60 歳	
サンプル数	75		81	
60 歳から年金受給	N	%	N	%
	10	13.3	48	59.3
(参考)年金受給直前に失業給付を受給	11	14.7	32	39.5

出所) 「くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査」(2015 年 12 月調査) 注)
 男性 61～64 歳(2015 年度末年齢)、厚年加入 240 ヶ月以上のサンプル(156 人)

付論 B で明らかになったことは、報酬比例部分 60 歳受給開始制度を残したまま定額部分の受給開始年齢を 60 歳超に引き上げる場合と、定額部分 65 歳受給開始制度の下で報酬比例部分の受給開始年齢を 60 歳超に引き上げる場合とでは、60 歳前半時の就労に与える影響が多少とも違うということである。サンプル数に制約があるものの、後者の就労促進効果の方が大きい。

現在、報酬比例部分に係る法定の受給開始年齢は段階的に 65 歳まで引き上げられている最中である。その行方に引きつづき注目していきたい。

14 拙稿「男性の半数強が年金受給直前に失業給付を受給」Data Watch、2016 年 2 月 2 日、では 2015 年度末年齢が 60 歳以上 74 歳以下の男性サラリーマンについて集計した結果を報告している。
<http://takayama-online.net/Japanese/pdf/web/datawatch/20160202.pdf>

平成 28 年度厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（統計情報総合研究））
縦断調査を用いた中高年者の生活実態の変化とその要因に関する研究

分担研究報告書

親の介護が女性の労働供給とメンタルヘルスに及ぼす影響に関する研究

研究分担者 小塩 隆士 一橋大学経済研究所・教授

研究協力者 臼井恵美子 一橋大学経済研究所・准教授

研究要旨

本研究は、女性が家族介護に関与し始めたとき、労働供給やメンタルヘルスがどのような影響を受けるかを厚生労働省「中高年者縦断調査」を用いて実証的に解明する暫定的試みである。本研究の分析結果によると、固定効果（時間とともに変化しない要因）の影響を制御した場合、家族介護は女性の労働供給を 2.8%しか引き下げない。また、女性が労働供給を続ける場合も、労働日数や労働時間はほとんど変化しない。一方、家族介護は介護者のメンタルヘルスを悪化させるが、介護者による労働供給はメンタルヘルスの追加的な悪化要因とはならない。

A．研究目的

2000 年度に公的介護保険が導入されたが、施設介護の供給は限定的であり、介護サービスの中心は依然として居宅介護である。そのため、家族介護が家族とりわけ女性の労働供給やメンタルヘルスに及ぼす影響が重要な政策課題になっている。本研究はその影響を実証的に解明し、介護政策に関する政策的な含意を得ることを目的としている。

B．研究方法

第 1 に、「中高年者縦断調査」のデータに基づき、家族介護が女性の労働供給に及ぼす影響を、クロスセクション・データに基づく通常の最小二乗法（OLS）、クロスセクション・データに基づくが、介護の必要性を操作変数とする操作変数法（IV）、パネル・データに基づき、固定効果を制御した固定効果モデル（FE）で分析し、結

果を比較する。

第 2 に、介護に従事しているか否か、雇用されているか否かを示す二値変数のほか、両者の交絡項を説明変数として、ケッスラーの 6 で計測されるメンタルヘルスを説明する回帰式を、IV と FE の両方で推計して、結果を比較する。

（倫理面への配慮）

政府の公的統計の二次利用に基づく分析であり、倫理面への追加的な配慮は不要。

C．研究結果

家族介護の女性の労働供給に及ぼす影響を FE で分析すると、統計的に有意なマイナスの影響が確認できるが、その影響は OLS や IV による推計結果に比べてかなり小さめであり、労働供給を 2.8%減少させるにとどまっている。また、労働供給を続ける場合も、家族介護によって労働日数や

労働時間はほとんど変化しない。

一方、メンタルヘルスに及ぼす影響について分析すると、家族介護はマイナス、雇用はプラスとなっているが、両者の交絡項の係数は有意ではないことが分かる。

D．考察

本研究からは、家族介護が始まると女性の労働供給が減少するという一般的な見方とは異なる結果が導かれた。これは、家族介護への関与がかなり内生的に決定されることを示唆するものである（働いていない女性が家族介護を担当することになる、というパターンも十分あり得る）。

また、家族介護が始まっても、労働日数や労働時間が変化しないという結果や、

家族介護者にとって労働がメンタルヘルスの追加的な悪化要因になっていないという結果は、女性がパートタイムや非管理職的な労働に従事している状況が依然として一般的であり、結果的に家族介護と労働供給が両立していることを反映しているのかもしれない。こうした点は介護政策・雇用政策にとっても重要であり、さらなる研究が必要である。

E．結論

本研究の結果は、家族介護が介護者の労働供給やメンタルヘルスへの影響を分析する場合、家族介護の内生性を考慮に入れる必要があることや、日本の労働市場における女性雇用の特殊性が結果を大きく左右する可能性のあることを示唆している。

F．健康危険情報

（分担研究報告書には記入せずに、総括研究報告書にまとめて記入）

G．研究発表

1. 論文発表

小塩隆士・臼井恵美子 (Takashi Oshio and Emiko Usui), “The effects of providing eldercare on daughters’ employment and mental health in Japan,”

Hitotsubashi IER/CIS Discussion Paper, No.661,

2017年5月

2. 学会発表

臼井恵美子(研究協力者):Emiko Usui, “The effects of providing eldercare on daughters’ employment and mental health in Japan,” 2017

Annual Meeting,
Population Association of America,
April 27, 2017, Chicago (USA).

H．知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3.その他

なし

(資料)

Hitotsubashi IER/CIS Discussion Paper, No.661,2017,5.

The effects of providing eldercare on daughters' employment and mental health in Japan

Takashi Oshio¹ and Emiko Usui²

Abstract

We examine the association between informal parental care and daughters' employment and mental health in Japan, using the 2008-2013 waves of the Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons, a large and nationally representative panel survey of middle-aged Japanese people. We find that caregiving reduces the probability of employment by only 2.8 percent, after controlling for time-invariant individual heterogeneity, while caregiving is not associated with either hours or days worked per week for those who are working. We further observe that employment does not increase the psychological distress already experienced by the caregivers as a result of their caregiving role.

Keywords: informal caregiving; employment; work hours; labor supply; mental health; instrumental variable models; fixed-effects models.

JEL Classification Codes: J22, J14

Funding:

This research is supported by the Ministry of Health, Labour and Welfare's Health and Labour Sciences Research Grant [grant number: H28-Tokei-Ippan-005] and the JSPS [grant numbers 26245039, 15H03339, and 15H05692].

¹ Corresponding author. Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, 2-1 Naka, Kunitachi, Tokyo, 186-8603, Japan. E-mail: oshio@ier.hit-u.ac.jp.

² Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, 2-1 Naka, Kunitachi, Tokyo, 186-8603, Japan. Institute for the Study of Labor (IZA). E-mail: usui@ier.hit-u.ac.jp.

1 Introduction

The use of female labor is currently a major policy challenge in Japan due to the declining prime working-age population and the rapidly increasing elderly population, as a result of reduced fertility and the longevity of the elderly. Increasing the participation of women in the labor market is crucial for the growth of Japan's economy. However, Japan is a country in which approximately 70 percent of elderly care is provided at home, mainly by women (Cabinet Office, 2015). Therefore, it is essential to investigate whether and how informal caregiving by women might negatively affect their level of employment.

As discussed by Bauer and Sousa-Poza (2015) and Lilly et al. (2007), many previous studies conducted in advanced countries other than Japan (mainly in the US and European countries) have shown that the effect of informal caregiving on employment is relatively limited, despite the prevalence of a combination of caregiving and low levels of employment. However, the association between caregiving for elderly parents and the female labor supply in Japan has not yet been fully investigated.

We use the Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons, which is a nationally representative sample of 33,615 Japanese people aged 50-59 years old when they were first surveyed in 2005. We find a large and negative association between caregiving for elderly parents and women's labor supply at both the extensive margin (employment probability) and the intensive margin (hours worked conditional on employment). However, after we control for time-invariant individual heterogeneity by fixed effects, informal parental care reduces the probability of employment only modestly—by 2.8 percent. Furthermore, working women do not reduce their hours or days

worked per week when they care for their elderly parents. These results suggest that women who continue to work do not change their working hours at the onset of caregiving for their elderly parents.

We further investigate how work affects the association between informal caregiving and caregivers' mental health. It is well known that informal caregiving has an adverse impact on caregivers' mental health (Coe and Van Houtven, 2009; Hiel et al., 2015; Oshio, 2014; Pinquart and Sörensen, 2003). However, whether work *amplifies* the adverse impact of caregiving has not been sufficiently studied either within or outside of Japan. We find that work neither increases nor decreases the adverse impact of caregiving on the mental health of caregivers.

Overall, informal parental care does not appear to be a significant deterrent to employment among middle-aged women in Japan. This may be because Japanese women tend to work short hours and to have limited responsibility at work. In many cases, they can participate in informal caregiving without needing to significantly adjust their labor force participation. This situation is consistent with our observation that employment does not add to caregivers' psychological distress.

The paper proceeds as follows. Section 2 reviews the literature on how providing informal parental care affects caretakers' level of employment and their mental health. Section 3 provides details about the data and descriptive statistics of the sample. Section 4 provides the main estimation results, including the effect of informal parental care on (1) employment, (2) hours of work conditional on working, and (3) caregivers' mental health. The paper concludes in Section 5.

2 Background

Many studies in the United States and Europe have examined the effect of informal caregiving on employment. These studies have raised the possibility that the observed large negative association between caregiving and employment may be biased for two reasons. The first reason is endogenous selection into caregiving, as women with a weaker attachment to the labor market are more likely to take on the caregiving role. To control for the potential endogeneity of caregiving, we applied the instrumental variable (IV) approach. As instruments for informal caregiving, previous studies have used measures of parental health, such as health status and/or activities of daily living (Crespo and Mira, 2014; Meng, 2012; Nguyen and Connelly, 2014; Van Houtven et al., 2013), as well as the number of the woman's siblings (Coe and Van Houtven, 2009).

Second, researchers have been concerned that time-invariant unobserved individual heterogeneity may be negatively related to caregiving because caregivers may differ in human capital investment or experience. To control for individual heterogeneity, previous studies have used a fixed-effects (FE) approach (Leigh, 2010; Meng, 2012; Van Houtven et al., 2013).

Studies in the US and European countries that have used these two approaches have found a limited association between caregiving and women's probability of working.

These studies have also found that caregiving is associated with a relatively moderate reduction in work hours (Bolin et al., 2008; Lilly et al., 2010; Meng, 2012; Van Houtven

et al., 2013). Therefore, studies from the US and European countries imply that caregivers may be able to adjust their working hours and may not need to completely leave the labor force to care for elderly parents.

However, the link between informal caregiving and work has not been studied extensively in Japan. Using repeated cross-sectional data from the Comprehensive Survey of Living Conditions released by the Ministry of Health, Labour and Welfare, Sugawara and Nakamura (2014) show that the presence of co-residing elderly parents who require care reduces the probability of co-residing middle-aged women continuing as regular workers. Using repeated cross-sectional data from the Labor Force Survey and the Employment Status Survey, Kondo (2016) finds that the availability of long-term care (LTC) facilities is not related to the labor force participation of middle-aged women. However, neither of these studies focuses directly on the way that caregivers' employment decisions are affected by caregiving activities, because the data utilized by these two studies lack information on (1) whether all of the elderly parents (namely, father, mother, father-in-law, and mother-in-law) are alive, and (2) whether middle-aged people who have surviving elderly parents actually care for their frail elderly parents.

Two studies use panel data to control for individual heterogeneity in Japan. Shimizutani et al. (2008) observe that the introduction of a public long-term care insurance (LTCI) scheme in 2010 increased the probability of female caregivers being employed and increased the number of days per week and hours per day worked by female caregivers.¹ In contrast, Fukahori et al. (2015) find that the LTCI system does

¹ A public long-term care insurance (LTCI) system was initiated in 2000 to relieve family caregivers of the burdens associated with their roles (Tamiya et al., 2011).

not mitigate the adverse impact on the employment of middle-aged individuals who reside with an elderly person who needs care. Because of these mixed results regarding the impact of informal caregiving on caregivers' employment, it is of interest to investigate this issue using a large and nationally representative sample in Japan.

As noted earlier, a growing number of studies have demonstrated that informal caregiving increases the psychological distress experienced by caretakers (Coe and Van Houtven, 2009; Hiel et al., 2015; Oshio, 2014; Pinguart and Sörensen, 2003; Sugihara et al., 2004). However, these studies have not examined the effects, if any, of working on caregivers' mental health. One might suspect that caregivers would feel more stressed if they continue to work, because of reduced leisure and personal time. However, it has also been shown that the multiple roles performed by people have positive mental health outcomes (Adelmann, 1994; Moen et al., 1992).² Hence, it is interesting to examine whether work amplifies or reduces caregivers' psychological distress. Caregiving in combination with continuing work may amplify psychological distress due to less leisure time, but it may reduce psychological distress through the performance of multiple fulfilling roles.

3 Data and descriptive statistics

3.1 Data

We use panel data from the Longitudinal Survey of Middle-Aged and Older Adults,

² Many studies have shown that participating in the labor force has a favorable impact on the mental health of middle-aged and elderly individuals (Hao, 2008), and that retirement tends to have a negative effect on one's health (Kim and Moen, 2002).

conducted by the Japanese Ministry of Health, Labour and Welfare. The survey began in early November 2005 with a sample of 34,240 individuals aged 50 to 59 years.³ These individuals are surveyed annually every November. The initial response rate of the survey was 83.8 percent, with a subsequent attrition rate of 1.2 percent to 9.8 percent.

Because of the large sample size and low attrition rate, as well as the availability of information on (i) which parents or parents-in-law are still living, (ii) those elderly parents' care needs, and (iii) which of those elderly parents are being cared for by the respondent, this survey is one of the most effective ways to study the association between informal parental caregiving and the employment and mental health of middle-aged women in Japan.

We focus on women, who are usually considered reliable resources for providing informal care for elderly parents, especially in Japan. Japanese women often face a situation of having to choose whether to provide care for their elderly parents and/or whether to continue working in the labor market. They may do both simultaneously or may stop doing one in order to do the other. We restrict our sample to female respondents between the ages of 50 and 59 who have at least one living parent or parent-in-law.⁴ We limit our sample to the years 2008 to 2013, because the data from the earlier waves (between 2005 and 2007) do not include information on which of the family members require care.⁵ We are left with a total of 21,399 observations for 7,405 female

³ A two-stage random sampling procedure was used to randomly select the participants.

⁴ We exclude women over age 60 from our sample. This is because workers in Japan can claim pensions starting at age 60, and the mandatory retirement age is often between the ages of 60 and 65. Work decisions are affected by these pension and retirement policies.

⁵ In 2008 and subsequent years, the survey asks respondents whether each of their family members (specifically, father, mother, father-in-law, and mother-in-law) are alive, and if

respondents in the sample.

Regarding employment, the respondents are asked whether they have a paid job. The indicator variable for employment is defined as 1 if the respondent has a paid job and 0 otherwise. Those who have a paid job are then asked about (1) their average hours worked per week and (2) their average days worked per week during October of the survey year, which is the most recent month because the survey is conducted in early November.

Regarding parental caregiving, the survey asks whether the respondents provide care to their immediate family (including father, mother, father-in-law, and mother-in-law) and if so, for whom the respondents provide care. We consider a respondent an informal caregiver if she cares for at least one of her parent(s) and/or parent(s)-in-law.

As instrumental variables for the caregiving decision, we use four indicator variables for the demand for care for the father, mother, father-in-law, and mother-in-law. “Care” in this survey means all activities such as formal, informal, at-home and/or institutionalized care, although these are not specified in detail in the questionnaire given to the respondents.

The elderly parent’s need for care is negatively related to how healthy that parent is and is likely to affect the respondent’s involvement in parental care in a largely exogenous way.⁶

The survey assesses the respondents’ mental health problems using the Kessler

so, whether they need care.

⁶ We cannot eliminate the possibility that those who have weaker attachment to the labor force tend to care for their elderly parents, even if their parents are not so frail. As we will discuss in Section 4, the null hypothesis of over-identifying restrictions is not rejected for any of our specifications, suggesting that all instruments satisfy the exclusion restriction.

Screening Scale for Psychological Distress (K6). The K6 is a standardized and validated measure of nonspecific psychological distress (Kessler et al., 2002, 2010).⁷ Higher K6 scores indicate higher levels of psychological distress of the respondent.

3.2 Descriptive Statistics

Table 1 provides summary statistics of the key variables by caregiving status using the pooled sample of the 2008-2013 waves. Among women who have at least one living

parent and/or parent-in-law, 18.0 percent (= 3,839/21,339) provide informal care to at least one parent and/or parent-in-law. When caregivers and non-caregivers are compared, caregivers tend to have somewhat poorer health and fewer children younger than 18 years old.

We then compare whether the employment and mental health variables differ by caregiving status in the upper panel of Table 2. The proportion of caregivers who have paid jobs is 62.2 percent, and the proportion of non-caregivers who have paid jobs is 68.8 percent.

Furthermore, caregivers who have paid jobs work an average of 31.59 hours per week and 4.69 days per week, whereas non-caregivers who have paid jobs work an average of 33.41 hours per week and 4.84 days per week. However, the K6 score, which measures psychological distress on a scale of 0 to 24, is 10.74 for caregivers and 9.52 for non-caregivers. Overall, we observe that caregivers tend to have no paid job, work fewer

⁷ The K6 contains six questions that ask about the following feelings during the past 30 days: a) nervousness, b) hopelessness, c) restlessness or fidgeting, d) depression, e) feeling that everything was an effort, and f) worthlessness. These items are rated on a 5-point scale from 0 (none of the time) to 4 (all of the time). The items are summed to provide a score that ranges from 0 to 24. The reliability and validity of this tool have been demonstrated for a Japanese sample (Furukawa et al., 2008; Sakurai et al., 2011).

hours when they work, and report a higher K6 score.

In the lower panel of Table 2, we examine the relationship between care demand and the prevalence of actual caregiving for each of the parents and parents-in-law. Having parent(s) and/or parent(s)-in-law who need care is positively related to a daughter's becoming a caregiver. Note, however, that this relationship is not one-to-one. Table 2 shows that among non-caregivers, 4.5 percent, 10.4 percent, 3.1 percent, and 10.6 percent have a father, mother, father-in-law, or mother-in-law, respectively, who requires care. This finding implies that caregiving is provided not only by women but also by other family members and/or institutions.

4 Estimation Results

4.1 Caregiving and work on the extensive margin (employment probability)

We estimate a linear probability model in which the dependent variable is the indicator of having a paid job. The independent variables include an indicator of providing care to at least one parent and/or parent-in-law, in addition to a set of control variables. In line with the literature, the control variables consist of the woman's age and its square, self-assessed health, physical functional limitations, education, marital status, the number of children, whether the respondent is living with a child younger than 18 years old, whether the household has a home mortgage, and year. First, we estimate the model by ordinary least squares (OLS). Second, we estimate the model, treating informal parental care as endogenous. We use four indicator variables of each parent and parent-in-law's need for care. Third, we estimate the model using fixed effects to control

for time-invariant individual heterogeneity.

Table 3 reports the estimation results. The OLS coefficient estimate on caregiving is -0.053 (0.012), which is negative and significant at the one percent level, a result consistent with the finding that the proportion of workers among caregivers is 6.6 percent lower than among non-caregivers, as shown in Table 2.

After we control for the endogeneity of caregiving, the IV estimate on caregiving is -0.072 (0.023), which is significant and somewhat larger than the OLS estimate.

Regarding the first-stage regression results reported in the left panel of Table 4, the instruments used in the first-stage regression (specifically, the four variables of the demand for care) are significantly and positively associated with caregiving, and the p -value of the F -statistics in the first stage is close to 0, leading us to reject the hypothesis that the instruments are not significant in the first stage. We also do not reject the null hypothesis of over-identifying restrictions; therefore, the instruments used in the estimation satisfy the exclusion restriction. However, we cannot reject the hypothesis that caregiving is exogenous; this result is consistent with the results in a number of studies that estimate the model by IV (e.g., Bolin et al., 2008; Crespo and Mira, 2014; Nguyen and Connelly, 2014; Van Houtven et al., 2013). Informal caregiving appears to be largely exogenous in terms of the relationship with employment status among Japanese middle-aged women: they are equally likely to provide informal care regardless of their employment status. This may be why the IV estimate on caregiving is as large as that of the OLS estimate.

The FE estimate is -0.028 (0.009), which is significant at the one percent level but

small in magnitude. Because the FE estimate is half the size of the OLS and IV estimates, time-invariant individual heterogeneity overstates the negative association between caregiving and work.

4.2 Caregiving and work on the intensive margin (hours and days worked conditional on employment)

Next, we examine how caregiving is associated with the labor supply on the intensive margin. Specifically, for individuals who have paid jobs, we regress informal caregiving on working hours (hours worked per week and days worked per week, separately) along with a set of covariates described in Section 4.1.

Table 5 reports the estimation results. Caregiving reduces hours worked per week by 1.939 (0.454) hours in the OLS model, which is largely consistent with the results from Table 2, showing that hours worked per week for caregivers are fewer by 1.824 hours compared to hours for non-caregivers. The IV estimate provides a somewhat larger estimate, a reduction of 2.056 (0.885) hours, although the hypothesis that caregiving is exogenous cannot be rejected.⁸ By contrast, caregiving reduces hours worked per week by only 0.208 (0.326) in the FE model, which is small and insignificant. Therefore, after we control for individual heterogeneity, caregiving has no association with hours worked per week.

We obtain similar results when we examine the relationship between caregiving and days worked per week, as shown in Table 6. Caregiving reduces days worked per week

⁸ The p-value of the F-statistics in the first-stage regression is close to 0. The first-stage regression results for the sample restricted to those with positive labor hours are similar to those reported in Table 4.

by 0.120 (0.041) in the OLS model and 0.161 (0.076) in the IV model (numbers similar to the result in Table 2, which is 0.143 days shorter among caregivers than among non-caregivers), while the possibility that caregiving is exogenous cannot be ruled out. By contrast, the FE estimate of caregiving on days worked per week is 0.031 (0.029), which is small and insignificant, indicating little association between caregiving and days worked per week.

A significantly negative (but small) association between caregiving and employment, along with little association between caregiving and working hours among working individuals, suggests that caregivers in Japan usually remain in the labor force with the same working hours as before or leave the labor force completely without the opportunity of reducing working hours to adapt to caregiving. This may be due to the inflexibility of working hours in Japan, where workers are not allowed to adjust their working hours in response to family circumstances.⁹ At the same time, the proportion of those who leave the labor force due to caregiving is small in magnitude, suggesting that the majority of middle-aged women are able to perform caregiving and maintain their employment without reducing their working hours, and are not obliged to leave the labor force. Thus, there is little conflict between employment and caregiving for middle-aged women in Japan. This may be because many middle-aged women are not working as

permanent regular workers, who represent only 29.3 percent of middle-aged working women in our sample. This finding may suggest that many middle-aged women who

⁹ Constructing the overemployment and underemployment indicators as in Altonji and Paxson (1988, 1992) and Altonji and Usui (2007), Usui (2016) and Usui et al. (2016) show that a significant proportion of Japanese workers are not satisfied with their working hours and that they are either overemployed or underemployed.

work may not be overly burdened with work responsibilities.¹⁰ Thus, they can flexibly adjust their work to family circumstances, perhaps in combination with reducing their leisure time.

4.3 Combination of caregiving and work on mental health

Lastly, we consider how caregiving is associated with mental health, and examine whether employment amplifies the impact of caregiving on psychological distress. We regress psychological distress, measured by the K6 scores, on caregiving, employment, and the interaction between caregiving and employment, along with a set of control variables described in Section 4.1 (excluding measures for self-assessed health).¹¹ Although many studies find a positive association between psychological distress and caregiving, few studies have examined how psychological distress is related to the situation in which employment and caregiving co-exist. If the coefficient estimate on the interaction between employment and caregiving is positive, then employment amplifies caregivers' psychological distress; however, if it is negative, employment moderates caregivers' psychological distress.

Table 7 presents the estimation results. In the OLS model, the estimate on caregiving is 1.088 (0.173), which is significantly positive, and the estimate on employment is

¹⁰ The similarity between the OLS and IV estimates on caregiving suggests that informal parental care can be treated as exogenous in work decisions. Therefore, regardless of whether women are working, they are able to adjust in order to care for their elderly parents.

¹¹ Because self-assessed health is based on the respondent's subjective assessment, it tends to overlap with psychological distress measured by K6 scores. Therefore, we exclude it from the regression.

−0.363 (0.102), which is significantly negative. However, the estimate on the interaction between caregiving and employment is 0.071 (0.215), which is positive but small in magnitude and insignificant.

The FE model presents an even smaller association between caregiving and psychological distress; the FE estimate on caregiving is 0.692 (0.150) but still significant.

The association between employment and psychological distress is less clear; the estimate on employment is −0.103 (0.115), which is negative but no longer significant. The estimate on the interaction between caregiving and work is −0.133 (0.173), which is negative and insignificant, indicating that work does not amplify the negative impact of caregiving on mental health. One plausible reason is that the positive mental health effect of performing multiple roles (which has been reported by Adelman (1994), Hao (2008), and Moen et al. (1992)) offsets the negative mental health effect of reduced leisure time and/or additional psychological pressures.¹²

5 Conclusions

A negative association has been observed between caregiving and female

¹² We observe that those who both work and provide care for their elderly parents spend less time overall on caregiving than caregivers who do not work. Among female nonworkers, 30.8 percent spend more than 20 hours per week on informal care (intensive caregiving), whereas among female workers, 20.2 percent spend more than 20 hours per week on informal care. However, in the FE model in which we restrict the sample to caregivers, the estimate of the interaction between employment and intensive caregiving on the K6 score is −0.169 (0.410), which is negative, small and insignificant, while the estimates of intensive caregiving and employment are 1.144 (0.299) and −0.136 (0.219), respectively. This result suggests that work neither amplifies nor reduces caregivers' psychological distress, even though intensive caregiving itself has a large impact on caregivers' psychological distress.

employment in Japan. However, after we control for time-invariant individual heterogeneity, the association between caregiving and employment is negative and significant but small in magnitude. Furthermore, caregiving is not related to either hours or days worked per week. We further confirm that even though a negative association is found between caregiving and caregivers' mental health, employment does not increase the psychological distress already experienced by the caregivers as a result of their caregiving role. This result suggests that caregivers can remain in the labor force without feeling additional psychological pressure.

Overall, informal parental care appears not to be an extreme burden that could seriously harm employment for middle-aged women in Japan, probably because women with paid jobs tend to work relatively short hours and tend to have jobs with limited responsibility, regardless of their caregiving status. In the sample of the current study, the average hours worked per week among working women is 31.59 hours for caregivers and 33.41 hours for non-caregivers (as shown in Table 2). These hours are longer in the US: 36.94 hours for those who have ever been caregivers and 36.41 hours for those who have never been caregivers (Van Houtven et al. (2013); Table 3 using the Health and Retirement Study (HRS)).¹³ The hours are also longer in Europe, at 36.52 hours for caregivers and 37.89 hours for non-caregivers (Sugano (2015); Table 4 using the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE)). Women in Japan also tend to be engaged in jobs with limited responsibility. Among the working women in our sample,

¹³ It is not surprising that women who previously cared for their elderly parents but no longer do so are able to work longer hours than those who currently care for elderly parents. However, the average number of hours that middle-aged women work is longer by about three hours in the US than in Japan.

only 2.9 percent hold managerial positions, whereas 20.0 and 20.6 percent hold clerical and service positions, respectively. By comparison, the corresponding numbers for working men are 18.4 percent, 8.5 percent, and 7.5 percent, respectively. Therefore, if middle-aged women were given the same opportunities to work that men enjoy, caregiving could have a larger impact on their employment. However, we do not currently observe this situation in Japan.

References

Adelmann PK. Multiple roles and psychological well-being in a national sample of older adults. *Journal of Gerontology* 1994;49; S277–S285. doi:10.1093/geronj/49.6.S277.

Altonji JG, Paxson CH. Labor supply preferences, hours constraints, and hours-wage trade-offs. *Journal of Labor Economics* 1988;6; 254-276. doi:10.1086/298183. Altonji

JG, Paxson CH. Labor supply, hours constraints, and job mobility. *Journal of Human Resources* 1992;27; 256–278. doi:10.2307/145735.

Altonji JG, Usui E. Work hours, wages, and vacation leave. *Industrial and Labor Relations Review* 2007;60; 408–428. doi:10.1177/001979390706000306.

Bauer JM, Sousa-Poza A. Impacts of informal caregiving on caregiver employment, health, and family. *Journal of Population Ageing* 2015;8; 113–145.

doi:10.1007/s12062-015-9116-0.

Bolin K, Lindgren B, Lundborg P. Your next of kin or your own career? Caring and working among the 50+ of Europe. *Journal of Health Economics* 2008;27; 718-738.

doi:10.1016/j.jhealeco.2007.10.004.

Cabinet Office. *Korei Shakai Hakusho (White Paper on the Aging Society)* 2015. [in Japanese]. Available at: <http://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/index-w.html>

(Accessed on May 18, 2016).

Coe NB, Van Houtven CH. Caring for mom and neglecting yourself? The health effects of caring for an elderly parent. *Health Economics* 2009;18; 991-1010. doi:10.1002/hec.1512.

Crespo L, Mira P. Caregiving to elderly parents and employment status of European mature women. *Review of Economics and Statistics* 2014;96; 693-709.

doi:10.1162/REST_a_00426.

Fukahori R, Sakai T, Sato K. The effects of incidence of care needs in households on employment, subjective health, and life satisfaction among middle-aged family members. *Scottish. Journal of Political Economy* 2015;62; 518-545.

Furukawa TA, Kawakami N, Saitoh M, Ono Y, Nakane Y, Nakamura Y, Tachimori H, Iwata N, Uda H, Nakane H, Watanabe M, Naganuma Y, Hata Y, Kobayashi M, Miyake Y, Takeshima T, Kikkawa T. The performance of the Japanese version of the K6 and K10 in the World Mental Health Survey Japan. *International Journal of Methods in Psychiatric Research* 2008;17; 152-158. doi:10.1002/mpr.257.

Hao Y. Productive activities and psychological well-being among older adults. *Journals of Gerontology: Series B Psychological Sciences and Social Sciences* 2008;63; S64-S72.

doi:10.1093/geronb/63.2.S64.

Hiel L, Beenackers MA, Renders CM, Robroek SJ, Burdorf A, Croezen S. Providing personal informal care to older European adults: should we care about the caregivers' health? *Preventive Medicine* 2015;70; 64-68. doi:10.1016/j.ypmed.2014.10.028.

Kessler RC, Andrews G, Colpe LJ, Hiripi E, Mroczek DK, Normand SL, Walters EE, Zaslavsky AM. Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. *Psychological Medicine* 2002;32; 959-976.

doi:10.1017/S0033291702006074.

Kessler RC, Green JG, Gruber MJ, Sampson NA, Bromet E, Cuitan M, Furukawa TA, Gureje O, Hinkov H, Hu CY, Lara C, Lee S, Mneimneh Z, Myer L, Oakley-Browne M, Posada-Villa J, Sagar R, Viana MC, Zaslavsky AM. Screening for serious mental illness in the general population with the K6 screening scale: results from the WHO world mental health (WMH) survey initiative. *International Journal of Methods in Psychiatric Research* 2010;19 (Suppl. 1); 4-22. doi:10.1002/mpr.310.

Kim JE, Moen P. Retirement transitions, gender, and psychological well-being: a life-course, ecological model. *Journals of Gerontology. Series B, Psychological Sciences and Social Sciences*. 2002;57; P212–P222. doi:10.1093/geronb/57.3.P212.

Kondo A. Availability of long-term care facilities and middle-aged people’s labor supply in Japan. *Asian Economic Policy Review*, forthcoming 2016.

Leigh A. Informal care and labor market participation. *Labour Economics* 2010;17; 140-149. doi:10.1016/j.labeco.2009.11.005.

Lilly MB, Laporte A, Coyte PC. Labor market work and home care’s unpaid caregivers: a systematic review of labor force participation rates, predictors of labor market withdrawal, and hours of work. *Milbank Quarterly* 2007;85; 641-690. doi:10.1111/j.1468-0009.2007.00504.x.

Lilly MB, Laporte A, Coyte PC. Do they care too much to work? The influence of caregiving intensity on the labour force participation of unpaid caregivers in Canada. *Journal of Health Economics* 2010;29; 895-903. doi:10.1016/j.jhealeco.2010.08.007.

Meng A. Informal home care and labor force participation of house hold members. *Empirical Economics* 2012;44; 959-979.

Moen P, Dempster-McClain D, Williams, RM. Successful aging: a life-course perspective

on women's multiple roles and health. *American Journal of Sociology* 1992;97; 1612–1638.
doi:10.1086/229941.

Nguyen HT, Connelly LB. The effect of unpaid caregiving intensity on labour force participation: results from a multinomial endogenous treatment model. *Social Science and Medicine* 2014;100; 115–122. doi:10.1016/j.socscimed.2013.10.031.

Oshio T. The association between involvement in family caregiving and mental health among middle-aged adults in Japan. *Social Science and Medicine* 2014;115; 121-129.
doi:10.1016/j.socscimed.2014.06.016.

Pinquart M, Sörensen S. Differences between caregivers and noncaregivers in psychological health and physical health: a meta-analysis. *Psychology and Aging* 2003;18; 250-267. doi:10.1037/0882-7974.18.2.250.

Sakurai K, Nishi A, Kondo K, Yanagida K, Kawakami N. Screening performance of K6/K10 and other screening instruments for mood and anxiety disorders in Japan. *Psychiatry and Clinical Neurosciences* 2011;65; 434-441.
doi:10.1111/j.1440-1819.2011.02236.x.

Shimizutani S, Suzuki W, Noguchi H. The socialization of at-home elderly care and female labor market participation: micro-level evidence from Japan. *Japan and the World Economy* 2008;20; 82-96. doi:10.1016/j.japwor.2006.08.003.

Sugano S. Impact of informal care on well-being of caregivers: A cross-national comparison in Europe and Japan, mimeo. Kobe University. 2015.

Sugawara S, Nakamura J. Can formal elderly care stimulate female labor supply? The Japanese experience. *Journal of the Japanese and International Economies* 2014;34; 98-115. doi:10.1016/j.jjie.2014.05.006.

Sugihara Y, Sugisawa H, Nakatani Y, Hougham GW. Longitudinal changes in the

well-being of Japanese caregivers: variations across kin relationships. *Journals of Gerontology. Series B, Psychological Sciences and Social Sciences* 2004;59; P177–P184. doi:10.1093/geronb/59.4.P177.

Tamiya N, Noguchi H, Nishi A, Reich MR, Ikegami N, Hashimoto H, Shibuya K, Kawachi I, Campbell JC. Population ageing and wellbeing: lessons from Japan's Long-term care insurance policy. *Lancet* 2011;378; 1183-1192. doi:10.1016/S0140-6736(11)61176-8.

Usui E. Limited regular employees and compensating wage differentials: theory and evidence. *Japan Labor Review* 2016;13; 6-19.

Usui E, Shimizutani S, Oshio T. Are Japanese men of pensionable age underemployed or overemployed? *Japanese Economic Review* 2016;67; 150-168. doi:10.1111/jere.12094.

Van Houtven CH, Coe NB, Skira MM. The effect of informal care on work and wages. *Journal of Health Economics* 2013;32; 240-252. doi:10.1016/j.jhealeco.2012.10.006.

Table 1. Key features of respondents

		All	Caregivers	Non-caregivers
Age	<i>M (SD)</i>	56.8 (1.8)	56.9 (1.7)	56.8 (1.8)
Number of living children	<i>M (SD)</i>	2.1 (1.0)	2.0 (1.0)	2.1 (1.0)
<i>Proportions (%)</i>				
Marital status	Married	89.1	89.1	89.1
	Separated	2.7	2.3	2.8
	Divorced/widowed	5.9	5.3	6.0
	Never married	2.3	3.5	2.0
Educational attainment	Less than high school	9.6	7.2	10.1
	High school	51.1	47.6	51.9
	Some college	28.7	32.3	28.0
	University	10.0	12.6	9.5
	Other	0.5	0.3	0.5
Self-assessed health	Excellent	4.7	3.2	5.1
	Very good	31.9	26.5	33.0
	Good	46.9	49.0	46.5
	Fair	13.3	17.7	12.4
	Poor	2.5	2.8	2.5
	Very poor	0.6	0.8	0.5
Physical functional limitation	One	3.8	5.7	3.4
	Two or more	5.1	5.6	5.0
Having children younger than 18 years old		2.7	1.8	2.9
Home mortgage		27.3	25.2	27.7
<i>N</i>		21,339	3,839	17,500

Table 2. Labor supply variables and K6 scores by caregiving status

Caregivers (A)	Non-caregivers (B)		Difference ^a (A–B)			
	<i>M</i>	(<i>SD</i>)	<i>M</i>	(<i>SD</i>)	<i>M</i>	(<i>SD</i>)
Employment	0.622	(0.235)	0.688	(0.215)	–0.066	(0.009)
Hours worked per week	31.59	(14.81)	33.41	(14.45)	–1.82	(0.34)
Days worked per week	4.69	(1.34)	4.84	(1.18)	–0.14	(0.03)
K6 (range: 0–24)	10.74	(4.54)	9.53	(4.11)	1.21	(0.08)
Father needs care	0.179	(0.006)	0.045	(0.002)	0.134	(0.006)
Mother needs care	0.504	(0.008)	0.104	(0.002)	0.400	(0.008)
Father-in-law needs care	0.122	(0.005)	0.031	(0.001)	0.091	(0.005)
Mother-in-law needs care	0.390	(0.008)	0.106	(0.002)	0.284	(0.008)
<i>N</i>	3,839		17,500			

^a All significant at the 0.1% significance level.

Table 3. The estimated association between informal caregiving and employment ($N = 21,339$)

Dependent variable	OLS		IV ^a		FE	
	Coef.	(SE)	Coef.	(SE)	Coef.	(SE)
= employment						
Caregiving	-0.053**	(0.012)	-0.072**	(0.023)	-0.028**	(0.009)
Age	0.120	(0.102)	0.120	(0.102)	0.302***	(0.084)
Age square	-0.012	(0.019)	-0.012	(0.009)	-0.026***	(0.007)
Marital status (ref. = married)						
Separated	-0.010	(0.031)	-0.011	(0.031)	-0.004	(0.020)
Divorced/widowed	0.167***	(0.019)	0.167***	(0.019)	-0.110*	(0.050)
Never married	0.188***	(0.030)	0.190***	(0.030)	-0.066***	(0.008)
Educational attainment (ref. = high school)						
Less than high school	0.030	(0.018)	0.029	(0.018)		
Some college	-0.001	(0.013)	0.000	(0.013)		
University	-0.015	(0.021)	-0.013	(0.021)		
Other	-0.052	(0.081)	-0.053	(0.081)		
Self-assessed health (ref. = fair)						
Excellent	0.013	(0.020)	0.012	(0.020)	-0.012	(0.013)
Very good	0.010	(0.009)	0.009	(0.009)	-0.002	(0.005)
Good	-0.085***	(0.014)	-0.084***	(0.014)	-0.010*	(0.008)
Poor	-0.157***	(0.026)	-0.157***	(0.027)	-0.021***	(0.018)
Very poor	-0.270***	(0.054)	-0.269***	(0.054)	-0.019	(0.042)
Physical functional limitation						
One	-0.052*	(0.021)	-0.050*	(0.021)	-0.002	(0.014)
Two or more	-0.125***	(0.022)	-0.125***	(0.022)	-0.035***	(0.013)
Number of living children	0.030***	(0.006)	0.030***	(0.006)	0.002	(0.006)
Children younger than 18 years	0.004	(0.030)	0.003	(0.030)	0.001	(0.020)
Home mortgage	0.066***	(0.011)	0.066***	(0.011)	0.027	(0.011)
Endogeneity test			0.294 ^b			
F-statistic of joint significance of instruments			639.1			
Overidentification test			0.479 ^c			

^a See the columns headed by “Employment” in Table 4 for the results of first-stage estimation. ^b p -value of null of exogeneity (Wu-Hausman test). ^c p -value of null of valid exclusion restrictions. *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$.

Table 4. The first stage estimation results in IV model

Dependent variable = caregiving

Dependent variable in the second stage	Employment		K6 score	
	Coef.	(SE)	Coef.	(SE)
Father's need for care	0.236***	(0.017)	0.238***	(0.017)
Mother's need for care	0.372***	(0.012)	0.371***	(0.012)
Father-in-law's need for care	0.250***	(0.022)	0.253***	(0.022)
Mother-in-law's need for care	0.290***	(0.012)	0.290***	(0.012)
Age	-0.005	(0.080)	-0.020	(0.081)
Age square	0.001	(0.007)	0.002	(0.007)
Marital status (ref. = married)				
Separated	-0.034*	(0.015)	-0.037*	(0.015)
Divorced/widowed	0.002	(0.012)	0.002	(0.012)
Never married	0.096***	(0.023)	0.097***	(0.023)
Educational attainment (ref. = high school)				
Less than high school	-0.030**	(0.010)	-0.027**	(0.010)
Some college	0.022**	(0.008)	0.022**	(0.008)
University	0.026*	(0.012)	0.025*	(0.012)
Other	-0.045	(0.038)	-0.043	(0.038)
Self-assessed health (ref. = fair)				
Excellent	-0.031**	(0.012)		
Very good	-0.018**	(0.006)		
Good	0.031**	(0.009)		
Poor	-0.009	(0.018)		
Very poor	0.022	(0.037)		
Physical functional limitation				
One	-0.039*	(0.015)	0.054***	(0.015)
Two or more	-0.029*	(0.013)	-0.015	(0.013)
Number of living children	-0.001	(0.003)	-0.002	(0.003)
Children younger than 18 years	-0.029*	(0.014)	-0.029*	(0.014)
Home mortgage	-0.016*	(0.007)	-0.017	(0.007)
<i>N</i>	21,339		20,959	

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

Table 5. The estimated association between informal caregiving and hours worked per day ($N = 14,089$)

Dependent variable	OLS		IV ^a		FE	
	Coef.	(SE)	Coef.	(SE)	Coef.	(SE)
= hours worked per week						
Caregiving	-1.939***	(0.454)	-2.056*	(0.885)	-0.208	(0.326)
Age	0.121	(4.040)	0.123	(4.036)	6.153*	(2.906)
Age square	-0.017	(0.357)	-0.017	(0.357)	-0.552*	(0.252)
Marital status (ref. = married)						
Separated	0.290	(1.029)	0.290	(1.028)	0.676	(0.615)
Divorced/widowed	4.967***	(0.642)	4.966***	(0.641)	-0.632	(1.263)
Never married	7.553***	(1.149)	7.567***	(1.145)	-4.068*	(1.995)
Educational attainment (ref. = high school)						
Less than high school	2.173**	(0.633)	2.169**	(0.632)		
Some college	1.016*	(0.462)	1.020*	(0.462)		
University	0.289	(0.853)	0.296	(0.854)		
Other	5.986*	(2.717)	5.985*	(2.716)		
Self-assessed health (ref. = fair)						
Excellent	0.296	(0.747)	0.289	(0.748)	0.361	(0.559)
Very good	-0.279	(0.344)	-0.283	(0.345)	0.029	(0.210)
Good	0.272	(0.524)	0.279	(0.523)	-0.021	(0.361)
Poor	-0.269	(1.558)	-0.291	(1.558)	-1.582	(0.978)
Very poor	-1.002	(2.771)	-0.996	(2.768)	-8.885*	(3.567)
Physical functional limitation						
One	-0.916	(0.792)	-0.909	(0.792)	-0.177	(0.643)
Two or more	0.272	(1.083)	0.273	(1.082)	-1.046	(0.827)
Number of living children	-0.068	(0.210)	-0.068	(0.209)	0.198	(0.236)
Children younger than 18 years	-3.196**	(1.123)	-3.200**	(1.122)	-2.805**	(1.026)
Home mortgage	1.056*	(0.418)	1.056*	(0.417)	0.247	(0.422)
Endogeneity test			0.891 ^b			
F-statistic of joint significance of instruments			393.2			
Overidentification test			0.074 ^c			

^a Results of the first-stage estimation are available upon request from the author. ^b p -value of null of exogeneity (Wu-Hausman test). ^c p -value of null of valid exclusion restrictions.

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$.

Table 6. The estimated association between informal caregiving and days worked per week ($N = 14,904$)

Dependent variable	OLS		IV ^a		FE	
	Coef.	(SE)	Coef.	(SE)	Coef.	(SE)
= days worked per week						
Caregiving	-0.120 ^{**}	(0.041)	-0.161 [*]	(0.076)	0.031	(0.029)
Age	0.195	(0.334)	0.195	(0.333)	0.364	(0.273)
Age square	-0.018	(0.030)	-0.018	(0.029)	-0.034	(0.024)
Marital status (ref. = married)						
Separated	0.017	(0.090)	0.197	(0.090)	0.063	(0.065)
Divorced/widowed	0.300 ^{***}	(0.048)	0.299 ^{***}	(0.048)	-0.216 [*]	(0.102)
Never married	0.387 ^{***}	(0.093)	0.391 ^{***}	(0.093)	0.399 [*]	(0.195)
Educational attainment (ref. = high school)						
Less than high school	0.200 ^{***}	(0.053)	0.198 ^{***}	(0.052)		
Some college	-0.053	(0.038)	-0.052	(0.038)		
University	-0.375 ^{***}	(0.067)	-0.372 ^{***}	(0.067)		
Other	0.439	(0.259)	0.438	(0.259)		
Self-assessed health (ref. = fair)						
Excellent	0.050	(0.065)	0.047	(0.065)	0.062	(0.041)
Very good	0.006	(0.029)	0.004	(0.029)	-0.005	(0.018)
Good	-0.027	(0.042)	-0.025	(0.042)	0.001	(0.032)
Poor	-0.101	(0.118)	-0.100	(0.118)	-0.205 [*]	(0.085)
Very poor	-0.396	(0.336)	-0.394	(0.335)	-0.897 ^{**}	(0.331)
Physical functional limitation						
One	-0.125 [*]	(0.063)	-0.122	(0.063)	-0.080	(0.056)
Two or more	-0.087	(0.096)	-0.086	(0.096)	-0.181 [*]	(0.071)
Number of living children	0.023	(0.017)	0.023	(0.017)	-0.004	(0.021)
Children younger than 18 years	-0.134	(1.110)	-0.135	(1.110)	-0.159	(0.093)
Home mortgage	0.041	(0.034)	0.041	(0.034)	0.048	(0.040)
<i>p</i> -value for the endogeneity test			0.497 ^b			
<i>F</i> -statistic of joint significance of instruments			394.5			
<i>p</i> -value for the overidentifying restrictions			0.019 ^c			

^a Results of the first-stage estimation are available upon request from the author. ^b

p-value of null of exogeneity (Wu-Hausman test). ^c *p*-value of null of valid exclusion restrictions. ^{***} $p < 0.001$, ^{**} $p < 0.01$, ^{*} $p < 0.05$.

Table 7. The association across informal caregiving, employment, and psychological distress ($N = 20,959$)

Dependent variable	OLS		FE	
	Coef.	(SE)	Coef.	(SE)
= K6 score				
Caregiving	1.088 ^{***}	(0.173)	0.692 ^{***}	(0.150)
Employment	-0.363 ^{***}	(0.102)	-0.103	(0.115)
Caregiving × employment	0.071	(0.215)	-0.133	(0.172)
Age	-1.631	(0.987)	0.479	(0.834)
Age square	0.131	(0.087)	-0.050	(0.073)
Marital status (ref. = married)				
Separated	-0.074	(0.229)	0.286	(0.224)
Divorced/widowed	0.088	(0.213)	0.117	(0.797)
Never married	-0.192	(0.292)	-0.849	(1.866)
Educational attainment (ref. = high school)				
Less than high school	0.572 ^{***}	(0.162)		
Some college	0.244 [*]	(0.112)		
University	0.014	(0.158)		
Other	-0.031	(0.665)		
Physical functional limitation				
One	1.971 ^{***}	(0.204)	0.489 ^{***}	(0.152)
Two or more	3.503 ^{***}	(0.218)	1.375 ^{***}	(0.199)
Number of living children	-0.191 ^{***}	(0.046)	0.063	(0.061)
Children younger than 18 years	0.181	(0.271)	-0.170	(0.258)
Home mortgage	-0.012	(0.098)	0.403 ^{**}	(0.118)

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$.

平成28年度厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（統計情報総合研究））
縦断調査を用いた中高年者の生活実態の変化とその要因に関する研究

研究成果の刊行に関する一覧表

雑誌

発表者氏名	論文タイトル名	発表誌名	巻号	ページ	出版年
小塩隆士・臼井恵美子	“ The effects of providing eldercare on daughters’ employment and mental health in Japan,”	Hitotsubashi IER/CIS Discussion Paper,	No.661,	pp.1-30	2017年
高山憲之・白石浩介	「年金と高齢者就業：パネルデータ分析」	『年金研究』	第6号	pp.38-100	2017年