

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）

中高年者縦断調査を利用した高齢者の行動に関するグローバル観点からの学際
研究-雇用・年金・医療・介護に関する実証分析-
（H27-統計-一般-004）

平成28年度 総括研究報告書

研究代表者 北村 智紀
ニッセイ基礎研究所 金融研究部
平成29（2017）年5月

目 次

I.	総括研究報告			1
	ニッセイ基礎研究所	金融研究部	北村智紀	
II.	分担研究報告			
第1章	2013年高齢者雇用安定化法改正の効果			17
	ニッセイ基礎研究所	金融研究部	北村智紀	
第2章	どのような高齢者が高齢者生活支援の担い手となるか？			47
	ニッセイ基礎研究所	保険研究部	中嶋邦夫	
第3章	Effect of Caregiving on Employment for Retiring Japanese Individuals			83
	ニッセイ基礎研究所	金融研究部	北村智紀	
	甲南大学	経済学部	足立泰美	
	関西学院大学	経済学部	上村敏之	
第4章	Effects of Individual Resident Tax on the Consumption of Near-Retired Households in Japan			123
	関西学院大学	経済学部	上村敏之	
	甲南大学	経済学部	足立泰美	
	ニッセイ基礎研究所	金融研究部	北村智紀	
第5章	引退前後の中高年世帯の貯蓄動向			159
	名古屋市立大学	経済学部	臼杵政治	
	ニッセイ基礎研究所	金融研究部	北村智紀	
	ニッセイ基礎研究所	保険研究部	中嶋邦夫	
第6章	厚生年金分割制度が世帯内資源の配分や主観的厚生に与える影響			187
	群馬大学	社会情報学部	坂本和靖	
	名古屋市立大学	経済学部	森田陽子	
III.	参考資料			
1.	厚生労働科学研究費「中高年者縦断調査を利用した高齢者の行動に関するグローバル観点からの学際研究－雇用・年金・医療・介護に関する実証分析－」 ワークショップ・プログラム			209
2.	慶應義塾大学パネルデータ設計解析センター・ニッセイ基礎研究所 共催ワークショップ「厚生労働省パネルデータを用いた経済分析と政策提言」プログラム			210
IV	研究成果の刊行に関する一覧表			211
V	研究成果の刊行物・別刷			なし

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））

平成28年度 総括研究報告書

中高年者縦断調査を利用した高齢者の行動に関するグローバルな観点からの学際研究－雇用・年金・医療・介護に関する実証分析－

研究代表者 北村 智紀

ニッセイ基礎研究所 金融研究部 主任研究員

研究要旨

高齢化対策は少子化対策と並ぶ重要な政策課題である。政策課題に対処するにはデータに基づくエビデンスを示す必要がある。海外では縦断調査を用いた実証研究が進んでいる。公的縦断調査は規模・継続性から政策課題に大きく貢献できる可能性がある。そこで、本研究では「中高年者縦断調査」を利用し、学際的な観点から、高齢者の行動・活動の総合的な実証研究を実施する。具体的には、以下の5項目のテーマに関して分析を行う。研究1：高齢者雇用安定化法と厚生年金支給開始年齢引き上げの高齢者への影響分析、研究2：地域包括ケアシステムを担う高齢者の社会的活動と諸要素との関係性の分析、研究3：介護・医療と高齢者の行動分析、研究4：リタイアメント・コンサプション・パズルの検証、研究5：高齢者の飲酒・喫煙と健康状態・活動に関する学際分析である。研究最終年度である本年度においては、昨年度に実施した予備的な分析の高度化・精緻化を行った。分析結果については、国内外の学会や機関にて報告を行い、研究改善のために他の研究者との議論を行った。その結果、各研究テーマ別に一定の知見を得た。また、これら分析結果(エビデンス)に基づき、政策インプリケーションの検討を行った。

分担研究者氏名・所属機関名及び所属研究機関における職名

足立 泰美	甲南大学	経済学部	准教授
上村 敏之	関西学院大学	経済学部	教授
臼杵 政治	名古屋市立大学	経済学部	教授
内藤 久裕	筑波大学	人文社会科学研究科	准教授
中嶋 邦夫	ニッセイ基礎研究所	保険研究部	主任研究員

研究協力者氏名・所属機関名及び所属研究機関における職名

森田 陽子	名古屋市立大学	経済学部	教授
-------	---------	------	----

A. 研究目的

高齢化対策は、少子化対策と並ぶ重要な政策課題である。高齢者の問題は、雇用、年金、医療、介護と複数の重点課題が存在する。社会保障制度改革国民会議報告書（2013）でも、高齢化の進行に伴い、就労期間を延ばし長く年金保険料を拠出して年金水準の確保を図る必要性や、就労と引退のバランスを検討し、高齢者の働き方と年金受給に関して、他の先進諸国で検討されている改革を考慮すべきとしている。さらにQOLを高め、社会の支え手を増やす観点から、健康の維持増進・疾病予防に取り組むべきとしている。

政策課題に対処するにはデータに基づくエビデンスを示す必要がある。海外では縦断調査を用いた実証研究が進んでいるが、日本では研究蓄積が十分ではない。特に公的縦断調査はその規模・継続性から政策課題の解決に大きく貢献できる可能性があるが、研究結果は限られている。そこで本研究では『中高年者縦断調査』を利用し、経済学、財政学、ファイナンス、医学の学際的な観点から、高齢者の行動・活動の総合的な実証研究を行い、高齢化問題に対処するためのエビデンスを示し、また、公的縦断調査の学際的な高度利用の可能性を示すことが目的である。

本年度においては、昨年度に実施した予備的な分析についての高齢化・精緻化を図ることが目的である。同時に国内外の既存研究と比較分析

を行い、結果の妥当性を検証する。特に、2013年の高齢者法の改正の影響、健康状態・ストレスと労働時間の関係、退職前後の消費変化の要因、家計の破綻要因、喫煙・飲酒の影響について重点的に分析する。また、研究を総括し、政策提言を実施する。

B. 研究方法

本研究は、『中高年者の生活に関する継続調査』（以下、『中高年者縦断調査』とする）を利用し、クロス集計表や多変量解析等を用いて実証分析を行う。具体的には、以下の5項目のテーマに関して分析を行う。

・研究1：高齢者雇用安定化法と厚生年金支給開始引き上げの高齢者への影響分析

当研究は、改正高齢者雇用安定法、老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢の引き上げ、在職老齢年金制度が、高齢者の雇用・所得や金融資産蓄積等にどのような影響を与えたか実証的に分析し、政策効果を検討する。2016年度においては、これまでの分析の高度化を目標とする。特に2013年改正の影響の分析を行い、国内外既存研究と結果を比較して妥当性を検討するとともに、政策の効果を検討する。

・研究2：地域包括ケアシステムを担う高齢者の社会的活動と諸要素との関係性の分析

地域包括ケアシステムでは生活支援の担い手として元気な高齢者

を想定し、高齢者が社会的役割を持つことで生きがいや介護予防につながるという好循環を重視している。そこで当研究は、社会的活動と関連する諸要素の関係を分析し、好循環実現への示唆を得る。2016年度においては、特に、個人の行動履歴を把握できるという縦断調査の特長を活かし、身内の介護を経験した高齢者が高齢者支援活動を行う傾向があるかに焦点を当て、学会発表を通じて内外の研究者との研究改善のための議論を行って、政策のエビデンスとなるよう分析を高度化する。

・研究3：介護・医療と高齢者の行動分析

高齢者の行動は親族の要介護状態や健康状態、自らの健康状態に大きく依存する。本研究は、介護負担の有無によって生じる就業形態および所得等の変化について分析する。さらに生活習慣、健康状態ならびに医療機関の受診状況などをもとに、経済・医学的な見地から分析を行い、雇用保険制度、医療保険制度さらに介護保険制度に関連する政策提言を行う。2016年度においては、親族への介護状態と、雇用、所得、健康状態、日常生活の感じ方、社会活動等との関係を分析するパネル回帰分析等の高度化を図る。特に、健康状態とストレス・労働時間の関係を分析する。

・研究4：リタイアメント・コンサプション・パズルの検証

リタイアメント・コンサプション・パズルとは退職後に消費が減る現象であり、恒常所得仮説とは異なる消費行動である。海外では多数の文献があるが日本での研究蓄積は少ない。当研究は、退職前後の家計の消費の決定要因を分析する。さらに、ライフサイクル仮説が想定しているよりも引退後の終身年金需要が小さいという終身年金パズルが生じる要因について分析する。2016年度においては、退職前後の家計を対象に、消費と雇用・所得、家族構成、金融資産、その他要因との関連を分析について高度化を図る。特に、家計の破綻要因について分析する。

・研究5：高齢者の飲酒・喫煙と健康状態・活動に関する学際分析

海外では飲酒・喫煙に関する経済学・医学的な学際分析が広く行われているが、日本での研究蓄積は少ない。当研究は、高齢者の飲酒・喫煙と、雇用・所得、日常生活での活動、健康状態との関連を分析し、将来的な医療費抑制に関する政策立案への基礎的資料を提供する。2016年度においては、酒・喫煙の有無、あるいはその量と、雇用・所得、日常生活での活動、健康状態、ストレス度等についての分析の精緻化を図る。

(倫理面への配慮)

研究公表時にはデータのクロス集計等により、集計結果が少数例(3以下とする)で、生活状況および

社会経済的状況、疾病等の項目から個人が特定されてしまうような場合は、秘匿処置としてそのデータは公表しないものとする。

C. 研究結果・考察

今年度においては、昨年度に実施した学会報告、ワークショップ、評価委員会のコメントを基に、分析の高度化・精緻化を実施した（具体的な内容については以下に示す）。分析結果については、国内外の学会等で報告を行い、研究者と議論を行った。また2017年3月には関西学院大学にて『厚生労働科学研究費「中高年者縦断調査を利用した高齢者の行動に関するグローバル観点からの学際研究－雇用・年金・医療・介護に関する実証分析－」ワークショップ』及び、慶應義塾大学パネルデータ設計解析センターと共同で、『「厚生労働省パネルデータを用いた経済分析と政策提言」ワークショップ』を開催し、外部研究者と分析結果に関する検討を行った。得られた知見を基に、政策インプリケーションの検討を行った。

研究1～5の5つの研究テーマの分析結果及び考察は以下のとおりである¹。

・研究1：高齢者雇用安定化法と厚生

¹ なお、下記の研究成果には国内外学術誌への投稿用の版があるが、論文が採択後に著作権等の問題が生じる恐れがあるため、厚生労働科学研究費補助金取扱細則及び厚生労働科学研究費補助金事務処理要項の平成27年7月31日一部改訂に基づき、本報告書の添付対象外とする。

年金支給開始引き上げの高齢者への影響分析

研究1－1：高齢者雇用安定化法の政策効果（第1章参照）

2006年4月、60歳代前半の就労・退職行動に影響を与えうる高齢者雇用安定化法（以下「高齢者法」とする）が改正された。それ以前は、60歳定年以降の労働者の雇用は企業の努力義務であったが、改正により、企業は60から65歳までの労働者が働けるよう、①定年の引き上げ、②継続雇用制度の導入、③定年の廃止の何れかの雇用確保措置の導入が義務付けられた。しかし、例外措置も存在した：①労使協定により継続雇用制度の対象となる労働者に関わる基準を定める時は、希望者全員を対象としない制度も可能であること、②施行より政令で定める日までの間（大企業は2009年3月末まで、中小企業（常時雇用者数が300人以下の企業）は2011年3月末まで）は、労使協定ではなく就業規則等に当該事項を定めることができた。企業が自ら定めることができる就業規則等で継続雇用制度の対象者に対する基準を当面の間は設けることができるため、60歳以降の希望者全員の雇用が、必ずしも確保されたわけではなかった。継続雇用制度の導入によって雇用が確保される年齢（高齢者雇用確保措置義務化年齢）は、公的年金（定額部分）の支給開始年齢の引き上げに合わせ、2013年度までに段階的に引き上げられた。さらに、2013年4月には高齢者法の再改正法が施行さ

れ、①継続雇用制度の対象者を限定できる仕組みの廃止、②継続雇用制度の対象者を雇用する企業の範囲の拡大、③義務違反の企業に対する公表規定の導入、④高齢者雇用確保措置の実施および運用に関する指針の策定が行われ、65歳までの高齢者雇用の完全義務化が実施された。そこで、本研究は2013年4月の高齢者法の改正に効果あり、高齢者雇用が促進されたか否かを検証する。高齢者雇用の促進は、少子高齢化が進むなか、高齢者の生活安定と公的年金の財政安定化を進めるためには重要な政策課題である。その効果の程度を分析することは、今後の政策立案に必要不可欠である。

高齢者法改正の効果を検証した既存研究としては、2006年の改正については、一定の雇用促進効果があったとする研究がある。一方で、効果は限定的であったとする研究や、老後生活に対する不安（心理的な側面）についての改善はなかったとする研究がある。2013年の同法の雇用促進効果を検証する研究は、筆者の知る限り、これまで存在しない。

海外における高齢者雇用促進のための制度変更に関する研究では、効果がある例とない例に分かれている。フランスの解雇税変更の効果の検証においても、効果がある場合と、ない場合に分かれている。オーストリア解雇税に関する研究では、増税が高齢者の解雇を有意に減らしたとしている。カナダにおける定年の有無が高齢者の雇用に影響したかの研究では、定

年の存在は高齢者の雇用に大きなインパクトを与えていないとしている。米国の大学における70歳の定年廃止の影響を分析した研究では、70歳以前の年齢では定年廃止の影響はなかったが、70歳以上の退職率は有意に減少したとしている。

高齢者法による雇用延長は、公的年金の支給開始年齢の引き上げとも連動している。ヨーロッパにおける年金制度に関する既存研究は、年金は早期退職を促す効果があり、高齢者の雇いを抑制しているとしている。オーストリアにおける公的年金制度の改正の影響についての研究では、早期受給年齢を引き上げることにより高齢者の雇用促進が見られたが、同時に失業率も増加したとした。

そこで本研究では、厚生労働省『中高年者縦断調査』の2005年から2014年までのデータを利用し、同法が改正された2013年前後に60歳になる1949年生まれコーホートから1954年生まれコーホートまでの6つコーホートの男女について、2008年時点で正規、非正規（派遣嘱託を含む）か自営の何れかの形態で就業していた者の、その後の就業率を分析した。分析の結果、同一コーホート内での分析では、59歳までの就業率は、2008年時点で自営と正規であった者の間で差がないものの、60歳以降の正規であった者の就業率は、同法の改正に関わらず、有意に低下している。また、非正規であった者の就業率は、同法の改正の関わらず、低下トレンドが続い

ている。一方で、異なるコーホート間の分析では、一部、高齢者法の効果と考ええられる結果も観察された。2013年に60歳となる本研究データで最も若い1954年コーホートで正規であった者の60歳就業率は、最も年上の1949年コーホートと比較して、有意に高まっている。また、2013年に61歳となる1952年コーホートで正規であった者の61歳就業率は、1949年コーホートの61歳就業率と比較して、有意に高まっている。しかし、これ以外の効果は確認されず、全体的に見れば雇用促進効果は限定的であった。

これらの結果は、以下の2つの解釈が可能である。一つめとしては、既存研究の一部で示されたように、高齢者法の効果は2006年の改正時に現れ、その後の改正では大きなインパクトはなかったという解釈である。二つめは、高齢者法の改正のような、家計のライフサイクルを大きく変える政策の影響は徐々に浸透するものであり、本研究の分析対象となった世代には大きなインパクトはなかったが、今後の世代には効果が現れる可能性があるという解釈である。何れの解釈が妥当かについては引き続き検証していく必要がある

本研究は、日本財政学会、Southern Economic Association（米国南部経済学会）及び、American Economic Association（米国経済学会）で分析結果を報告し、内外の研究者との研究改善のための議論を行った。

研究1－2：厚生年金分割制度が世帯内資源の配分や主観的厚生に与える影響（第6章参照）

本研究は、厚生労働省『中年者縦断調査』を利用して、2007～2008年度にかけて施行された厚生年金分割制度（合意年金分割制度、3号年金分割制度）が夫妻間の資源や主観的厚生に与える影響を検証した。こちらの制度は、離婚時における妻の年金水準が低いという問題解消のため、夫の厚生年金を分割し、高齢期生活を補助することを目指したものである。同一世帯を継続調査しているというパネル調査という特性を生かし、厚生年金分割制度前後（2006～2008年）における、制度が適用される世帯とされない世帯、それぞれの世帯における生活時間や主観的厚生の変動を比較した。分析の結果、制度が適用される世帯では、妻の社会活動に対する満足度（趣味・教養、友達つきあい）が向上するという結果が得られた。世帯内における（一部の）年金の受け取り手を変更するという政策変更が、妻の生活時間に与える影響は確認できなかった。

・研究2：地域包括ケアシステムを担う高齢者の社会的活動と諸要素との関係性の分析（第2章参照）

日本では、人口の高齢化が進み、介護サービス等の供給が問題になっている。政府は、団塊の世代が75歳以上となる2025年を目途に、「地域包括ケアシステム」の構築に向けて取り組んでいる。地域包括ケアシステム

とは、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ための、地域の包括的な支援やサービスの提供体制である。今後の認知症高齢者や単身高齢世帯等の増加に伴い、在宅生活を継続するための日常的な生活支援（配食・見守り等）への需要の増加が見込まれる。地域包括ケアシステムでは、行政だけでなく、NPO、ボランティア、民間企業等の多様な事業主体による重層的な支援体制を構築することと同時に、高齢者の社会参加をより一層推進することを重視している。元気な高齢者が生活支援の担い手として活躍するなど高齢者が社会的役割をもつことで、生きがいや介護予防にもつながるという好循環が期待されている。また、政府は経済政策「アベノミクス」の一環として「一億総活躍社会」を提唱し、2020年代初頭までに家族の介護を理由とした離職の防止等を図る「介護離職ゼロ」を推進している。この観点からも、高齢者が高齢者の生活支援の担い手となり、それを通じて自身の介護予防につながることは、社会的に重要と考えられる。

そこで本研究は、好循環の出発点である、どのような高齢者が生活支援の担い手となるかを分析する。現時点における高齢者による高齢者生活支援の参加要因の分析は、今後の参加促進策の効果を測る上で起点となるとともに、生活支援の参加促進に示唆を与えうる。しかし、高齢者が生活支援の担い手となる決定要因につい

ては、現時点で分析が不足している。社会貢献活動やボランティア活動の参加要因の研究は多くの蓄積があり、「高齢者による」社会貢献活動やボランティア活動の参加要因についてもいくつかの先行研究がある。しかし、高齢者の生活支援など、社会貢献活動やボランティア活動の内容を特定した要因分析は十分でない。そこで本研究は、厚生労働省が実施している「中高年者縦断調査」の個票（パネルデータ）を用いて、高齢者による高齢者生活支援の参加要因を分析する。パネルデータを利用することで、観察不能な個人効果の影響を除去できるとともに、個人の経験を変数化することが可能になる。

分析の結果、活動形態を問わない場合には、他の要因をコントロールしても、親族介護の経験中に高齢者支援へ参加する確率が大幅に高い傾向が男女ともに見られた。この傾向は、子育て支援や地域行事では見られなかった。また、男性では親族介護の経験後と学歴が高校卒の場合に、女性では配偶者の年金収入が多い場合や学歴が大学(大学院)卒や高専・短大卒の場合、主観的な健康状態が中央値よりも良い場合に、高齢者支援へ参加する確率が高い傾向が見られた。これらの有意な要因のうち配偶者の年金収入と主観的健康は、女性の地域行事の参加要因でも有意になっていたが、他の要因は共通していなかった。他方、社会貢献活動であることを純化するために組織を通じた活動に限定した場

合には、男性では親族介護の経験後である場合、女性では定年退職を経験した場合に、組織を通じた高齢者支援活動に参加する可能性が高い傾向が見られた。これらの有意な要因の他の活動への影響を見ると、親族介護の経験後が女性の地域行事には影響していたが、他に有意な影響は見られなかった。

これらの結果から、次のような示唆が得られた。まず、高齢者生活支援の参加者を募る際には、他の社会貢献活動とは異なる参加要因があることを踏まえる必要がある。既存研究における示唆と共通する。次に、厳密な意味での社会貢献として、組織を通じて高齢者生活支援に参加する参加要因としては、親族への介護の経験後である男性であることが挙げられる。これは、親族への介護を経験したことでボランティア活動（今回の分析では、特に高齢者の生活支援活動）に対する理解が深まった結果と考えられる。

本研究は、生活経済学会、Southern Economic Association（米国南部経済学会）で分析結果を報告し、内外の研究者との研究改善のための議論を行った。

・研究3：介護・医療と高齢者の行動分析（第3章参照）

今後30年間で、日本の高齢者の割合は前例のないレベルまで急速に増加すると予想される。急速に高齢化している日本では高齢者に対する

介護需要が高まっている。高齢者のケアは、日本では依然として重要な政策課題である。状況の悪化に寄与するもうひとつの要因は、50歳以上の介護者の人口増加であり、全介護者の80%を占めている。さらに、ケア施設のサービス能力は限られている。その結果、家族、特に親のために介護援助を実施する必要がある多くの高齢労働者は、早期に退職するか、一時的に離職するか、配偶者との役割分担をして、仕事を継続するか決定に直面している。本論文の目的は、退職・引退時期の労働者の労働参加と介護との関係を検証することである。

海外における既存研究によれば、介護と雇用との関係は、国、時期、性別等により結果が分かれている。介護により雇用は減少するとする研究と、雇用は減少しないとする研究は混在している。日本における介護と雇用の関係は、女性に関しては、介護により就業率が低下するとする研究がほとんどである、一方で、男性に関しては、女性ほどの就業率低下がみられないとする研究が多い。

本研究は、厚生労働省が実施した大規模パネル調査である『中高年者縦断調査』のデータを利用し、既存研究の同様に、性別、婚姻状況、および居住者の状況を考慮して、介護と就業率の関係を検証するのに加えて、配偶者の雇用状況や配偶者所得などの機会費用の影響を考慮して、介護の影響を検証する。配偶者が正規で働いている場合や、配偶者の所得が大きい場

合、介護のための仕事を中止する機会費用は大きいはずである。さらに、ネット金融資産が介護者の就業率に与える影響を考察する。退職の決定は、正味金融資産の金額によって影響を受ける可能性がある。最後に、介護による就業率の低下関する性差を検証する。筆者らの知る限り、配偶者の雇用状況、配偶者所得、正味金融資産を考慮して、週介護と就業率との関係进行分析した研究はこれまでにない。

分析の結果、両親と同居している既婚世帯では、男性は働き続ける傾向があり、女性は介護のため離職する傾向がある。特に、男性がフルタイムで働く場合に、介護により女性の就業率が大きく低下する傾向があり、機会費用が介護者の決定の重要な要素であることがわかる。未婚世帯と親と同居していない既婚世帯では、介護による就業率低下に男女間で有意差がなかった。正味金融資産の介護により離職の影響は、性別、婚姻状況、および親との同居の状況に応じて異なる結果を示した。親と同居している既婚女性および未婚男性では、正味金融資産が増加するにつれて、介護による就業率の低下が抑制される傾向があり、金融資産が介護実施のリソースになっている可能性が示された。

機会費用を考慮して介護者を決定することは、経済学的には、一定の条件の下で合理的な意思決定といえる。介護離職ゼロを目指すために、このような合理的な意思決定を変える必要がある。例えば、労働のフレキ

シビリティをこれまで以上に高めるなど、大胆な政策を検討する必要があるものと考えられる。

本研究は、日本経済学会、日本金融学会、証券経済学会で分析結果を報告し、他の研究者との研究改善のための議論を行った。

・研究4：リタイアメント・コンサプション・パズルの検証

研究4-1：個人住民税の高齢家計の商品に与える影響に関する研究（第4章参照）

本研究は、前年所得課税である個人住民税が、退職期の家計の消費水準を低下させるかどうかを明らかにすべく、個票データを用いて実証的に検証を行う。日本の個人住民税の制度は、前年の所得に対する課税である。そのため、加齢により収入が減少する退職期の家計においては、個人住民税は消費の抑制要因になる可能性がある。家計が正規雇用であっても、前年よりも所得が低下すると、前年所得課税である個人住民税の相対的な負担は大きいものと予想される。特に、雇用形態を正規雇用から非正規雇用に変更した家計や退職した家計では、前年の所得にかかる個人住民税を負担しなければならない。通常、このような家計の所得は正規雇用に比べると低下するため、雇用形態の変更後、あるいは退職後1年目に負担する個人住民税によって、家計の可処分所得が減り、消費が減少する可能性がある。しかしながら、通常のライフサイクル

仮説のもとでは、個人住民税が前年所得課税であったとしても、それを予期できる家計の消費水準であれば、退職期の個人住民税の課税のタイミングには影響を受けないはずである。影響を受けるとすれば、ライフサイクル仮説が成立していないか、退職期の個人住民税の負担に対して過剰な反応がなされているか、もしくは個人住民税の負担を家計が正しく予期できていない可能性がある。本研究では、これらの可能性を実証分析によって明らかにする。

日本の個人住民税が前年所得課税であることについて、様々な見解が提示されてきた。まずは、個人住民税が前年所得課税であることに否定的で、現年所得課税化するべきであるという見解では、現在の住民税は、前年の所得を基礎として課税する前年所得課税であるが、所得発生時点と税の徴収時点との間の時間的間隔をできるだけ少なくすることにより、所得の発生に応じた税負担を求める方が望ましいとする考え方があり、納税の事務負担に関しては、近年の、IT化の進展、雇用形態の多様化等、社会経済情勢の変化を踏まえ、現年課税の可能性について検討すべきという指摘がある。これに対して、現年所得課税化に否定的な見解もある。個人住民税の現年課税化した場合は、町村や事業主の事務負担が増加することなどから、慎重に検討するべきだとする指摘である。これらの関係団体の見解によれば、所得発生時点と税負担時点を

できるだけ一致させる必要があるかどうか、または現年所得課税化によって企業や地方自治体の事務負担が増加するかどうか、この2つが論点になっている。

本研究の問題意識は、ここに挙げられた関係団体による2つの論点とは距離を置き、より経済学的な論点を提示する。すなわち、前年所得課税の個人住民税が、退職期の家計の消費水準を低下させているかどうか、退職期をカバーするパネルデータを用いて分析を行う。個人住民税が、退職期の家計の消費水準を低下させているならば、前年所得課税が家計の効用を低下させる原因になっていることから、個人住民税の現年所得課税化が政策的に支持されるはずである。あるいは、前年所得課税の制度を続けるならば、退職前後の家計の消費水準が低下しないよう何らかの対策を検討する必要がある。

本研究で用いるデータは厚生労働省『中高年者縦断調査』の個票データである。当調査は2005年から実施されている中高年家計の行動を記録したパネルデータであり、個人住民税の算出に必要な家族構成、所得、雇用形態を把握できる。また、総額ではあるが家計の消費額も把握できる。本研究では、時間の経過で変化しない観察できない個人間の異質性を固定効果モデルでコントロールしつつ、個人住民税の変化が消費に影響するかを推計した。分析の結果、家計が正規雇用に残る場合、正規から非正規に雇

用形態が変化した場合、正規・非正規・自営から退職した場合に、前年所得課税である個人住民税が家計の消費水準に負の影響をもたらしていることがわかった。特に、正規雇用から非正規雇用に変化した場合の個人住民税は、家計の消費水準をより低下させていた。

以上の結果から、個人住民税が前年所得課税であることは、家計の消費水準に影響をもたらす点で、望ましい制度ではないと考えられる。政府税制調査会や東京地方税理士会により、個人住民税を現年所得課税化すべきとする見解が示されているが、家計の消費水準に影響をもたらすという新たな観点からも、個人住民税の現年所得課税化は検討すべきだと考えられる。あるいは、個人住民税の前年所得課税をこのまま維持するならば、家計の消費が低下しないよう何かの対策が必要だと考えられる。例えば、退職前の従業員に対して、個人住民税が前年所得課税であることの周知を強めることや、退職期の個人住民税のための事前積立制度の創設、さらには退職直後の個人住民税を退職前に予め納付してもらうことなどが考えられるだろう。

本研究は、日本経済学会で分析結果を報告し、他の研究者との研究改善のための議論を行った。

研究4-1：高齢者の貯蓄に関する研究（第5章参照）

少子高齢化が進行する日本に

おいて、引退前後の高齢世帯の貯蓄・消費の動向は経済政策上の重要な課題となっている。かつての「貯蓄好きな日本人」は、引退後も貯蓄し続けており、それが貯蓄投資バランスにおける貯蓄余剰、ひいては経常収支の黒字の要因として指摘されていた。しかし、ライフサイクル・モデル仮説に従えば、退職し収入がなくなれば貯蓄額がマイナスになるはずである。さらに、配偶者あるいは親の介護のための出費や病気等による支出がある場合には、貯蓄の取り崩し額は大きくなるはずである。近年、無年金・低年金の中高年世帯において、「老老介護」などが生活困窮を招く可能性は「老後破産」としてメディアに取り上げられている。しかし、これは特定の状況を想定した場合の生活困窮の例である。平均的な高齢世帯における引退前後の高齢世帯の貯蓄の動向を分析することは、今後の高齢者世帯への支援や年金制度のあり方といった社会・経済政策や、現役世代に対する老後準備の促進等の課題に対応するために重要と言える。そこで本研究では、厚生労働省が2005年から実施している『中高年者縦断調査』の個票データをもとに、引退前後の中高年世帯の貯蓄動向について、雇用形態の変化、介護を要する近親者の存在、6大疾病の診断、過去1年の退職経験、年金の受給、配偶者の就業状況の与える影響について考察する。

高齢者の貯蓄に関する研究には多くの蓄積がある。海外においては、

高齢者の貯蓄は不足しているとする研究と、高齢者は十分な貯蓄をしているとする研究とがあり、結論は分かれている。貯蓄は不足している研究は、米国の1931年から1941年生まれの者に対して、退職時に必要な貯蓄額と、それを達成するために必要な貯蓄率を推計した結果、必要な貯蓄率には個人間の格差が大きいが、現実のデータと比較すると、62歳の早期退職が前提では、貯蓄が不足していることとしている、また、ライフサイクル・モデルに沿った高齢者の消費動向についての研究では、退職前後に消費は大きく減少するが、その原因については、完全には特定されておらず、貯蓄不足の可能性をあるとしている。ライフサイクル・モデルに沿った退職準備のためのソフトウェアを利用して、退職までに必要な貯蓄額を分析した研究では、多くの米国家計で必要な貯蓄が不足している可能性を指摘している。一方、高齢者は十分な貯蓄を保有しているとする研究としては、米国の高齢者の多くが、年金と不動産価格の高まりにより、ハイレベルな持続的な消費が可能なほどの十分な貯蓄を保有しているとしているという研究がある。ライフサイクル・モデルに沿った理論モデルで現実のデータを比較した研究では、多くの家計でモデルの最適解が示す以上の貯蓄を保有しているという結果がでてくる。別のデータを利用した米国の研究では、貯蓄不足の高齢者は約半数であること、また、新規の退職者で貧困レベルに達する者は5%

程度であり、問題性は少ないとする研究がある。

日本においても高齢世帯の貯蓄動向は、1980年代から学術上の重要テーマとなってきた。実証分析によれば、退職後高齢者は（実物資産を含めて）貯蓄率がマイナスとする研究や、無職高齢世帯の貯蓄率がマイナスであるだけでなく、働いていても貯蓄を取り崩していることがあるという研究がある。最近の研究では、就業世帯では貯蓄、非就業世帯で取り崩し、平均しても取り崩しがあるとしている。これら一連の先行研究では、ライフサイクル仮説と整合的に、所得の低い引退後は貯蓄を取り崩しているとしている。一方、これらの研究成果に対して、データ上の制約を指摘する研究も存在する。また、家族や就業形態などに家計の属性によって、貯蓄・取り崩しの程度が異なるとする研究がある。

これらの先行研究を踏まえて、本研究では引退前後の高齢世帯の貯蓄動向を分析した。その特徴として、大規模調査である『中高年者縦断調査』の2005年以降の6年分のパネルデータを利用して、固定効果モデルにより時間経過的に変化しない観測できない個人間の異質性の影響をコントロールしながら、①世帯主だけでなく配偶者の就業状態の変化により貯蓄行動がどのように変化するかをより厳密に推計したこと、②純金融資産の大小の他に、同居親族への介護状況、6大疾病の診断の有無、1年以内の退職経験の影響、年金受給の有無の影響

について分析を行ったこと、が本研究の貢献である。

分析の結果、正規雇用者は純金融資産に依存せず、一定額の純貯蓄があった。一方、引退後(無業)では、平均的に見れば、貯蓄の取り崩しが確認され、ライフサイクル・モデルの予測と整合的な結果が得られた。無業の家計は、年金を受給して配偶者が働いていない場合に、純金融資産が十分にあれば貯蓄を取り崩していたが、取崩額は多くないものであった。また、年金を受給して配偶者が働いている場合では、純金融資産に関係なく貯蓄の積み増しが確認された。これらの傾向は、将来の生活水準の低下への不安に備える行動だと解釈することも可能である。1年以内の退職経験は純貯蓄を引き下げる効果が確認された。一方、親族介護の有無、6大疾病の診断は純貯蓄に影響を与えてなかった。

本研究の分析の政策的な示唆として、以下の点が挙げられる。まず、高齢者世帯の老後の準備を確保し生活水準の低下を防ぐためには、実務慣行上みられるように定年延長でない嘱託などの非正規雇用、あるいは自営などの形式であったとしても、高齢者の継続的な就労が有効であり、それを促進する必要がある。また、退職後の年金や配偶者の収入がある家計において、それらの収入の全部または一部が貯蓄されている背景に、将来への不安(予備的動機)があるとすると、高齢者雇用を促進し、老後準備を拡充することは、需要サイドからも支出を

促し、マクロ経済の刺激に繋がる可能性がある。

本研究は、日本経済学会、日本金融学会、証券経済学会で分析結果を報告し、他の研究者との研究改善のための議論を行った。

・研究5：高齢者の飲酒・喫煙と健康状態・活動に関する学際分析

本研究では、就業状態・労働時間・精神状態と飲酒・喫煙との関係について分析を行った。海外における既存研究では、飲酒・喫煙への選好は、サーベイ調査では把握できない、個人間の異質性の影響が強いとされている。『中高年者縦断調査』を利用した分析結果も同様で、飲酒と喫煙に共通する、観測できない個人間の異質性の影響が強い傾向があり、一定の結論を導くことは慎重とならざるを得ない。観測される要因を見ると、労働時間が増えると飲酒・喫煙が増える傾向があった。退職者は飲酒・喫煙が減る傾向があった。健診の受診は飲酒や喫煙と有意な関係がなかったが、ストレスを減らす、運動をするなどの日常の健康維持の心がけが飲酒・喫煙を減らす効果が見られた。当分析では観察されない個人間の差異が大きな影響を与えている可能性があり、一定の政策的な示唆を得るのが困難であった。

D. 結論

本研究は『中高年者縦断調査』を利用し、学際的な観点から、高齢者の行動・活動の総合的な実証研究を行

い、高齢化問題の対処するためのエビデンスを示すことが目的である。今年度は当初設定した5つの研究テーマについて、昨年度に実施した予備的な分析を高度化・精緻化し、一定の知見を得た。また、この知見に基づき、政策インプリケーションの検討を実施した。さらに、公的縦断調査の高度利用可能性について示した。

E. 健康危険情報

該当するものはない

F. 研究発表

1. 論文発表

Kitamura, T., Y. Adachi, and T. Uemura (2017) “Effect Caregiving on Employment for Retiring Japanese Individuals,” Kwansei Gakuin University Discussion Paper Series 158.

Uemura, T, Y. Adachi and T. Kitamura (2107) “Effects of Individual Resident Tax on the Consumption of Near-Retired Households in Japan,” Kwansei Gakuin University Discussion Paper Series 161.

2. 学会発表

Kitamura, T. “Evaluation of Japan’s 2006 Revision of the Law Concerning Stabilization of Employment of Older Persons: An Panel Data Analysis of Elderly Employment in Japan,” American Economic Association 2017 Annual Meeting.

Kitamura, T., “Evaluation of Japan’s 2006 Revision of the Law Concerning Stabilization of Employment of Older Persons: An Panel Data Analysis of Elderly Employment in Japan,” Southern Economic Association 86th Annual Meeting.

Nakashima K., “Evaluation of the Introduction of the Mutual Support System among the Elderly in Japan: A Panel Study of the Effects of Caregiving Experience,” Southern Economic Association 86th Annual Meeting.

北村智紀「高齢者雇用安定化法に関するパネル実証分析」日本財政学会第73回全国大会.

臼杵政治・北村智紀・中嶋邦夫「引退前後の高齢者世帯の貯蓄動向」日本金融学会2016年度秋季大会.

臼杵政治・北村智紀・中嶋邦夫「引退前後の高齢者世帯の貯蓄動向」第85回証券経済学会全国大会.

臼杵政治・北村智紀・中嶋邦夫「引退前後の高齢者世帯の貯蓄動向」日本経済学会2016年秋季大会.

足立泰美・上村敏之・北村智紀「退職期における住民税が生活水準に与える影響」, 日本経済学会2016年度春季大会.

北村智紀・足立泰美・上村敏之, “Effects of Elderly Caregiving on Employment Status: A Panel Study of Individuals in Their in 50’s to 60’s in Japan Effects of Elderly

Caregiving on Employment Status: A
Panel Study of Individuals in Their
in 50' s to 60' s in Japan,” 日本経
済学会 2016 年度春季大会.

中嶋邦夫「どのような中高年者が高齢
者生活支援の担い手となるか？」
生活経済学会第 32 回研究大会

G. 知的財産権の出願・登録状況

平成 2 8 年度なし

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）

中高年者縦断調査を利用した高齢者の行動に関するグローバル観点からの学際
研究-雇用・年金・医療・介護に関する実証分析-
（H27-統計-一般-004）

平成28年度 分担研究報告書

研究代表者 北村 智紀
ニッセイ基礎研究所 金融研究部
平成29（2017）年5月

第1章：2013年高齢者雇用安定化法改正の効果¹

北村 智紀²

2017/03/10

要旨

本稿は、『中高年者縦断調査』を利用して、2013年に改正された高齢者雇用安定化法の効果を検証した。同法は、60歳以降の被用者の雇用促進を目指したものである。2006年の改正では、①定年の引き上げ、②継続雇用制度の導入、③定年の廃止の何れかの雇用確保措置の導入が義務付けられた。しかし、例外措置も導入された。本稿の分析対象である2013年の改正では、継続雇用制度の対象者を限定できる制度が廃止されるなど、高齢者雇用が完全に義務化された。しかし、分析の結果では、改正後の2013年以降に60歳をむかえる一部の雇用者の雇用促進効果は確認されたが、全体的にみれば、雇用促進のインパクトは限定的であった。これらの結果は、今回の分析対象者に限ったものなのか、そうでないかについては今後の検証が必要である。

キーワード：高齢者雇用、退職、政策評価、パネルデータ

JEL コード：J08, J14, J26

¹本研究は厚生労働科学研究費補助金による研究「中高年者縦断調査を利用した高齢者の行動に関するグローバル観点からの学際研究－雇用・年金・医療・介護に関する実証分析－（H27－統計－一般－004）」の一部として実施した。財政支援及びデータ提供に深く感謝したい。本稿執筆にあたり、筑波大学内藤久裕先生、名古屋市立大学山本陽子先生、労働政策研究・研修機構小林徹先生、国立社会保障・人口問題研究所金子能宏先生、同研究所福田節也先生、厚生労働省世帯統計室の方々より得た貴重なコメントに感謝したい。

² ニッセイ基礎研究所 金融研究部 E-mail: kitamura@nli-research.co.jp

1. はじめに

2006年4月、60歳代前半の就労・退職行動に影響を与えうる高齢者雇用安定化法（以下「高齢者法」とする）が改正された。それ以前は、60歳定年以降の労働者の雇用は企業の努力義務であったが、改正により、企業は60から65歳までの労働者が働けるよう、①定年の引き上げ、②継続雇用制度の導入、③定年の廃止の何れかの雇用確保措置の導入が義務付けられた。しかし、例外措置も存在した：①労使協定により継続雇用制度の対象となる労働者に関わる基準を定める時は、希望者全員を対象としない制度も可能であること、②施行より政令で定める日までの間（大企業は2009年3月末まで、中小企業（常時雇用者数が300人以下の企業）は2011年3月末まで）は、労使協定ではなく就業規則等に当該事項を定めることができた。企業が自ら定めることができる就業規則等で継続雇用制度の対象者に対する基準を当面の間は設けることができるため、60歳以降の希望者全員の雇用が、必ずしも確保されたわけではなかった。継続雇用制度の導入によって雇用が確保される年齢（高齢者雇用確保措置義務化年齢）は、公的年金（定額部分）の支給開始年齢の引き上げに合わせ、2013年度までに段階的に引き上げられた。さらに、2013年4月には高齢者法の再改正法が施行され、①継続雇用制度の対象者を限定できる仕組みの廃止、②継続雇用制度の対象者を雇用する企業の範囲の拡大、③義務違反の企業に対する公表規定の導入、④高齢者雇用確保措置の実施および運用に関する指針の策定が行われ、65歳までの高齢者雇用の完全義務化が実施された（以下、「完全義務化」とする）³。そこで、本稿は2013年4月の高齢者法の改正に効果あり、高齢者雇用が促進されたか否かを検証する。高齢者雇用の促進は、少子高齢化が進むなか、高齢者の生活安定と公的年金の財政安定化を進めるためには重要な政策課題である。本稿の分析結果を先に述べると、2013年の高齢者法改正の影響は、本稿が分析したコーホートでは、2013年以降の一部の年齢や雇用形態で改善が見られたが、全体的に見れば雇用促進効果は限定的であった。

³ 2013年3月31日までに継続雇用制度の対象者の基準を労使協定で設けている場合の例外措置を認められた。

高齢者法改正の効果を検証した研究としては、2006年の改正については、山本（2008）、近藤（2014）、中澤（2015）、Kitamura(2016)があり、2013年の改正については中澤（2015）がある。山本（2008）は、「慶應義塾家計パネル調査」の2006年と2007年のデータを利用して、2006年の高齢者改正前後での60歳代前半の就業率の違いをDID分析(差の差分法) およびDDD分析を使って検証した。トリートメント・グループとして55歳時点で雇用者だった60～62歳の男女、コントロール・グループとして55歳時点で自営業者だった60～62歳の男女と、55歳時点で雇用者だった57～59歳の男女を利用した。その結果、法改正前の55歳時点で雇用者だった者の、法改正後の60～62歳での就業率は上昇し、2006年改正によって高齢者の雇用は拡大したとしている。近藤（2014）では、総務省統計局による「労働力調査」のデータを利用して、6つのコーホート（1939～40年生まれ、1941～42年生まれ、1943～44年生まれ、1945年生まれ、1946年生まれ、1947～48年生まれ）を使い、2006年の高齢者法改正による60歳定年前後の労働力率及び就業率の違いを分析した。分析の結果、労働力率に関しては、1945年生まれ以前のコーホートと比較して、法改正の影響を受けた1946年生まれ以降のコーホートでは、労働力率の減少が抑制されたとした。また就業率に関しても、1945年生まれ以前のコーホートと比較して、法改正の影響を受けた1946年生まれ以降のコーホートでは、60歳になった直後の就業率の減少が抑制され、2006年改正によって高齢者の雇用は促進されたとした。中澤（2015）は、「生命保険文化センター」のデータを利用して、高齢者法の改正が60歳代前半の労働者の抱える老後生活に対する不安（心理的な側面）についての影響をDID分析を利用して検証した。その結果、2006年改正に関しては60歳代前半の労働者の就業を促進する効果があったにも関わらず、当事者の老後生活への不安は改善されていなかったとした。Kitamura(2016)は『中高年者縦断調査』の2005年～2010年までのデータを利用し、2006年の改正により60歳以降の雇用が促進されたか、60歳以降の賃金にどのような変化があったかを分析した。その結果、

雇用に関しては、2006年の高齢者法の改正は限定的であったこと、賃金に関しては、改正による低下は見られなかったとしている。2013年の改正については、中澤（2015）は、2006年の改正と同様に、高齢者の老後生活への不安は改善されていなかったとした。

海外における高齢者雇用促進のための制度変更に関する研究では、効果がある例とない例に分かれている。Behaghel et al. (2008) は 1992 年にあったフランスの解雇税（French layoff tax (Delalande tax)）変更の効果を検証した。この改正により、一定の年齢以上の雇用者を解雇した企業には税金が課されることになった。トリートメント・グループは 50 歳以上、コントロール・グループは 49 歳以下とした差の差分法 (DID) による分析の結果、税金の導入は高齢者の解雇を抑制したとしている。しかし、若い年齢層の失業率も増加したとしている。Messe and Rouland (2014) は、1999 年のフランスの解雇税（French Delalande tax）の改正について検証した。この改正により 50 歳以上の雇用者を解雇した場合には税金が増加するようになった。トリートメント・グループは、この改正が有効な大企業、コントロール・グループは、改正が有効ではない中小企業とした DID 法を利用した分析の結果、45～49 歳までの若い雇用者へのトレーニングが進む一方、50 歳以上の雇用者へのインパクトはなかったとしている。Schnalzenberger and Winter-Ebmer (2009) は 2009 年改正されたオーストリアの 50 歳以上の雇用者を解雇した場合の解雇税の増加に関する検証を行った。トリートメント・グループは 51 歳以上、コントロール・グループは 50 歳の雇用者とした DID 法による検証では、増税が高齢者の解雇を有意に減らしたとしている。Shannon and Grierson (2004) はカナダの州による定年の違いが高齢者の雇用に影響したかを検証した。トリートメント・グループは 65-69 歳の定年が非合法の州の労働者、コントロールには様々なグループを設定した。DID 法による検証では、定年は高齢者の雇用に大きなインパクトを与えていないとしている。Ashenfelter and Card (2002) は 1994 年の米国の大学における 70 歳の定年廃止の影響を分析した。その結果、70 歳以前の年齢では定年廃止の影響はなかったが、70 歳以上の退職

率は有意に減少したとしている。

高齢者法による雇用延長は、公的年金の支給開始年齢の引き上げとも連動している。年金の支給開始年齢の引き上げの影響については、Börsch-Supan (2000) は、ヨーロッパの 7 か国について年金制度の影響を分析した。その結果、ヨーロッパの年金制度は早期退職を促す効果があり、高齢者の雇用を抑制しているとしている。Staubli and Zweimüller (2013) は、オーストリアにおける公的年金制度の複数回の改正の影響について検証した。その結果、早期受給年齢を引き上げるにより高齢者の雇用促進が見られたが、同時に失業率も増加したとした。さらに、個人間の異質性が雇用に影響しているとしている。特に、健康で高い賃金を得られる者の雇用は促進されたが、貧しく健康状態が良くない者は退職する傾向があった。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節は分析方法、第 3 節は分析結果、第 4 節は結論と課題である。

2. 分析方法

本稿のデータは、厚生労働省『中高年者縦断調査』を利用した。同調査に対して 2005 年から 2014 年まで継続している回答者 20,680 人のうち、2008 年時点で正規、非正規（派遣嘱託を含む）か自営の何れかの形態で就業していた男女 9,835 人に分析に限定した。本稿では 1949 年コーホートから 1954 年コーホートまでの 6 つコーホートについて分析した。2008 年で 59 歳であるのが 1949 年コーホート、58 歳が 1950 年コーホートである（以下、同様）。コーホート分けは、本調査の調査月が 10 月であるので、10 月を基準とした。例えば、1949 年コーホートは 1948 年 11 月以降、1949 年 10 月までに生まれた者である。高齢者法の改正は 2006 年 4 月（義務化）と 2013 年 4 月（完全義務化）に施行された。2013 の改正では、継続雇用制度の対象者を限定できる仕組みが廃止される等の完全義務化が行われた。表 1 は年齢別のサンプルの推移であり、パネル A は全体（男女計）、パネル B は男性、パネル C は女性である。2006 年の高齢者法施行前の定年

は 60 歳であったが、高齢者雇用確保措置義務化年齢は徐々に引き上げられ、2006 年では 62 歳、2007 年から 2009 年までは 63 歳、2010 年から 2012 年までは 64 歳、2013 年以降は 65 歳となった。本稿の分析対象であるサンプルの義務化年齢は全て 65 歳である。本稿のサンプルで最も若い 1954 年コーホートでは 2008 年では 54 歳であるが、2014 年に 65 歳となっている。

【ここに表 1 を挿入】

表 2 は就業形態別のサンプルの推移であり、パネル A は全体（男女計）、パネル B は男性、パネル C は女性である。2008 年で就業している者に分析を限定したので、2008 年には無業は存在しない。その後、正規、非正規、自営から徐々に無業へ移るサンプルが増えている。

【ここに表 2 を挿入】

高齢者法の効果を検証するために以下の回帰モデルを推計する：

$$\begin{aligned}
 Y = & \beta_0 + \beta_1 \cdot C + \beta_2 \cdot E + \beta_3 \cdot Year \\
 & + \beta_4 \cdot C \cdot E + \beta_5 \cdot C \cdot Year + \beta_6 \cdot E \cdot Year + \beta_7 \cdot C \cdot E \cdot Year \\
 & + \beta_8 \cdot Z + \varepsilon
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

ただし、

Y：就業ダミー（就業＝1、無業＝0）、

C：コーホートを表す各ダミー変数（1949 年コーホートから 1954 年コーホートまでの 6 つのダミー）、

E：2008 年時点の雇用形態を表す各ダミー変数（正規、非正規、自営の各ダミー）、

Year：年ダミー（2010 年～2014 年までの各年ダミー）、

C・E：各コーホートダミーと各雇用形態ダミーの交差項、

C・Year：各コーホートダミーと各年ダミーの交差項、

E・Year：各雇用形態ダミーと各年ダミーの交差項、

C・E・Year：各コーホートダミー、各雇用形態、各年ダミーの三重交差項、

Z : コントロール変数 (女性、既婚、扶養子供、健康状態 (非常に悪い、悪い、どちらかと言えば悪い、どちらかと言えば良い、良い、非常に良い、の 6 段階) を表すダミー変数)、

β : 回帰係数、

ε : 誤差項、

である。

推計は 2009 年から 2014 年のデータをする。(1) 式での推計結果は、各ダミーの交差項や三重交差項が含むため、推計結果をみても解釈が難しい。そこで、(1) 式の推計結果より、(2008 年時点の) 雇用形態、コーホート、年、年齢別の予測就業率 \hat{Y} を算出し、その変化を分析した。まず、高齢者法の改正に影響を受けない自営をコントロール変数とし、改正の影響を受ける正規と非正規を、それぞれ、トリートメント変数として、差の差分法による 2009 年を基準とした予測就業率の変化 :

$$\begin{aligned} & (E[\hat{Y}|C = i, E = j, Year = k] - E[\hat{Y}|C = i, E = j, Year = 2009]) \\ & - (E[\hat{Y}|C = i, E = Self, Year = k] - E[\hat{Y}|C = i, E = Self, Year = 2009]), \\ & i = 1949, \dots, 1954, j = Full, Unreg, \text{ and } k = 2010, \dots, 2014 \end{aligned} \quad \text{----- (2)}$$

を推計した。式(2)の第 1 項は各コーホート別、正規・非正規別の 2010 年～2014 年までの各就業率、第 2 項は同 2009 年の就業率である。この 2 つの項の差分をとり、トリートメント・グループにおける 2009 年を基準とした就業率の変化を算出する。次に第 3 項は各コーホート別、自営の 2010 年～2014 年までの各就業率、第 4 項は同 2009 年の就業率である。この 2 つの項の差分をとり、コントロール・グループにおける 2009 年を基準とした就業率の変化を算出する。さらに、この 2 つの差分の差分をとり、差の差分法による予測就業率の変化を推計する。高齢者法に効果があるなら、就業率は改善しているはずである。

次に、別の角度からの分析として、完全義務化直前の 2012 年に 60 歳で

ある者と、完全義務化直後に 60 歳である者の就業率について、自営をコントロール変数、正規と非正規を、それぞれ、トリートメント変数とした、差の差分法による予測就業率の変化：

$$\begin{aligned} & (E[\hat{Y}|C = 1953, E = j, Year = 2013] - E[\hat{Y}|C = 1953, E = Self, Year = 2013]) \\ & - (E[\hat{Y}|C = 1952, E = j, Year = 2012] - E[\hat{Y}|C = 1952, E = Self, Year = 2012]), \\ & \quad j = Full, Unreg \end{aligned} \quad \text{----- (3)}$$

を推計する。式(3)の第 1 項は 2013 年に 60 歳を迎える 1953 年コーホートの正規あるいは非正規の予測就業率、第 2 項は自営の予測就業率で、これらの差分を算出した。次に、第 3 項は 2012 年の 60 歳を迎える 1952 年コーホートの正規あるいは非正規の予測就業率、第 4 項は自営の予測就業率であり、これらの差分を算出する。さらにこれらの差分の差分をとり、完全義務化直前・直後で就業率に変化があるか検証する。高齢者法に効果があるなら、就業率は改善しているはずである。61 歳～63 歳の完全義務化直前・直後での就業率の変化についても同様に検証する。

最後に、さらに別の角度からの分析として、自営をトリートメント変数、正規をコントロール変数として、2009 年から 2014 年まで、1949 年コーホートを基準として 60 歳の就業率が年の経過により改善したかを検証する：

$$\begin{aligned} & (E[\hat{Y}|E = Full, \{C = i, Year = k\}] - E[\hat{Y}|E = Full, C = 1949, Year = 2009]) \\ & - (E[\hat{Y}|E = Self, \{C = i, Year = k\}] - E[\hat{Y}|E = Self, C = 1949, Year = 2009]), \\ & \quad \{i, k\} = \{1950, 2010\}, \{1951, 2011\}, \{1952, 2012\}, \{1953, 2013\}, \text{ and } \{1954, 2014\} \end{aligned} \quad \text{----- (4)}$$

式(4)の第 1 項は各年で 60 歳となる 1950～1954 年の各コーホートの正規の予測就業率、第 2 項は 2009 年に 60 歳となる 1949 年コーホートの正規の予測就業率

であり、この2つの差分がトリートメント変数での予測就業率の変化である。第3項は各年で60歳となる各コーホートの自営の予測就業率、第4項は2009年に60歳となる1949年コーホートの自営の予測就業率であり、この2つの差分がコントロール変数での予測就業率の変化である。さらのこれら2つの差分の差分をとり、年の経過による60歳の就業率の変化を推計する。高齢者法に効果があるなら、就業率は改善しているはずである。61歳の就業率の変化についても同様に検証する。

3. 分析結果

表5はデータの記述統計である。Appendixは推計結果であり、式(1)の推計結果に対応する。標準誤差はサンプルIDでクラスター化して算出している。列(1)は、全データを利用した推計結果、列(2)は男性のみ、列(3)は女性のみ推計結果である。式(2)前述のように、推計結果は、年ダミー、コーホートダミー、雇用形態の交差項が含まれているため、就業率の推移を見るのが難しい。そこで、式(2)~(4)の差の差分法による平均就業率の変化を算出して高齢者法の効果を分析する。

【ここに表5を挿入】

図1は、コーホート別の平均就業率の推計結果を図示したものである。先に述べたとおり、2008年時点で正規、非正規、自営の何れかで働いていた者を対象とし、その後の就業率の推移を表したものである。パネルAは全体データの結果である。1949年コーホートが2009年時点では60歳であり、2014年までに就業率は徐々に低下している。2008年時点で自営であったものは就業率の低下が緩やかであるのに対して、正規あるいは非正規であった者は自営よりも急激に就業率が低下している。高齢者雇用が完全義務化された2013年以降も低下は続いている。1950年~1954年コーホートの何れをみても、正規では59歳までの就業率は、自営と概ね変わらないが、60歳になると就業率は低下する。61歳以降も徐々に低下する傾向がある。非正規では、何れのコーホートでも、年の経過とともに

就業率が低下し、自営の就業率から乖離する傾向が見られる。2013年の完全義務化以前に60歳となる何れのコーホートでも、60歳時点で就業率の低下がみられる。完全義務化される2013年に60歳となる1953年コーホートでも60歳で就業率の低下がみられる。完全義務化後の2014年に60歳となる1954年コーホートでも60歳で就業率の低下がみられる。何れのコーホートでも、完全義務化後においても就業率は低下している。パネルBは男性に限定した場合、パネルCは女性に限定した場合であるが、推計結果は全体と同様な傾向であるため、以降、全データで分析する。

[ここに図1を挿入]

表4はコーホート別の就業率の推計結果である。式(2)の推計結果に対応し、図1の数値データに相当する。Appendixの回帰分析の推計結果(全体)より算出している。標準誤差はデルタ法による。パネルAは1949年コーホートの推計結果である。列(1)はコントロール・グループである2008年時点で自営の就業率の推移であり、列(2)は2009年の就業率との差である。なお、2008年の就業率は100%である(以下、同様)。就業率は徐々に低下している。列(3)はトリートメント・グループである2008年時点での正規の就業率、列(4)は同2009年との差である。列(5)は、差の差分法(DID)による就業率差異の推移であり、列(4)の正規の就業率の変化から列(2)の自営の就業率の変化を引いたものである。何れの年でも就業率は有意に低下している。同様に、列(6)は2008年時点で非正規の就業率、列(4)は同2009年との差である。列(5)はDIDによる就業率の変化の推移である。何れの年でも就業率は有意に低下している。パネルB~パネルFの何れのコーホートを見ても、正規の場合は59歳以前の就業率は概ね自営と差はないが、60歳以降の就業率は自営と比較して有意に低下している。非正規の場合は、60歳以前においても、自営と比較して有意に低下しており、60歳以降もさらに低下している。何れのコーホートでも正規・非正規ともに2013年の完全義務化に関わらず、就業率は低下する傾向である。これらの結果は、完全義務化による雇用促進の影響は限定的であることと整合的である。

[ここに表 4 を挿入]

表 5 は、完全義務化直前・直後の 2012 年と 2013 年で、各年齢の就業率を比較したものである。式(3)の推計結果に対応し、表 4 の分析結果を別の角度から見たものである。Appendix の回帰分析の推計結果（全体）より算出している。標準誤差はデルタ法による。パネル A は 60 歳の就業率（全体）の比較である。高齢者法に効果があれば、完全義務化直後の就業率は改善する可能性がある。完全義務化直前の 2012 年では 1952 年コーホートが 60 歳である。自営の就業率は 91.89%、正規は 79.07%、非正規は 82.90%であった。正規と自営の差は -12.82%、非正規と自営の差は -8.99%であった。完全義務化直後の 2013 年では 1953 年コーホートが 60 歳である。自営の就業率は 91.86%、正規は 80.00%、非正規は 77.48%であった。正規と自営の差は -11.86%、非正規と自営の差は -14.38%であった。年別の差(=2013 年-2012 年)を見ると、自営の差は -0.03%、正規の差 0.93%、非正規の差 -5.42%であった。差の差分法 (DID)による完全義務化直前・直後の正規の就業率の差は 0.96%、非正規は -5.96%であり、何れも有意ではなかった。

パネル B は、完全義務化直前・直後での 61 歳の就業率の差である。DID による正規の就業率の差は 4.06%であり、有意ではなかった。一方、非正規の就業率の差は 6.24%であり有意に就業率は上昇している(10%有意水準)。パネル C は 62 歳の就業率の差である。DID による完全義務化直前・直後での就業率の差は、正規、非正規の何れも有意はなかった。パネル D は 63 歳の就業率の差である。DID による完全義務化直前・直後の就業率の差は、正規、非正規の何れも有意はなかった。このように、各年齢の就業率を完全義務化の直前・直後で比較すると、一部を除き、就業率に有意な差はなかった。これらの結果は、義務化による雇用の延長は限定的であることと整合的である。

[ここに表 5 を挿入]

表 6 は、年齢別の就業率の推移である。式(4)の推計結果に対応し、表 4 の分析結果を別の角度から見たものである。Appendix にある回帰分析の推計結

果（全体）より算出している。標準誤差はデルタ法による。パネル A は各コーホートの 60 歳の就業率（全体）について、1949 年コーホートを基準に比較したものである。列(1)はコントロール・グループである自営の 60 歳における就業率、列(2)は 1949 年コーホートとの差である。何れのコーホートも、1949 年コーホートと比較して、有意な差はない。列(3)はトリートメント・グループである正規の 60 歳における就業率、列(4)は同 1949 年コーホートとの差である。1952 年コーホートを除き、何れのコーホートも、1949 年コーホートと比較して有意な差はない。列(5)は、正規の就業率の変化についての差の差分法 (DID) による推計値で、列(4)から列(3)の値を引いたものである。高齢者法に効果があれば、60 歳の就業率は改善するはずである。しかし、1950 年～1953 年コーホートでは DID 推計値は有意ではなかった。一方、完全義務化後の 2014 年では、1954 年コーホートの 60 歳就業率は、1949 年コーホートと比較して、5.42%有意に上昇している(10%有意水準)。

パネル B は各コーホートの 61 歳の就業率（全体）について 1949 年コーホートを基準に比較したものである。列(5)の DID 推計値は、完全義務化後の 2013 年では、1952 年コーホートの 61 歳就業率は 1949 年コーホートと比較して 5.05%有意に上昇している(10%有意水準)。この他のコーホートは有意な差はなかった。このように、一部のコーホートでは就業率が上昇していることが確認された。

[ここに表 6 を挿入]

4. 結論と課題

本稿は、『中高年者縦断調査』を利用して、2013 年に改正された高齢者雇用安定化法の効果を検証した。同法は、60 歳以降の被用者の雇用促進を目指したものであり、2013 年以降、原則 60 歳以降の雇用が 65 歳まで完全義務化された。しかし、分析の結果、同法の効果は、分析期間内に 60 歳に達する 1949 年～1954 年までの何れのコーホートでも限定的なものであった 1949～1952 年までのコーホートでは、2013 年の完全義務化以前に 60 歳に達するが、同一コーホート内で

の分析では、2008年時点で自営であったコントロール・グループと比較して、2008年時点で正規や非正規であった者の60歳就業率は何れも有意に低下した。2013年の完全義務化時点で60歳になる1953年コーホートでも、以前のコーホートと同様に、正規や非正規の60歳以降の就業率は低下した。2013年の義務化時点以降に60歳になる1954年コーホートでも60歳以降の就業率は低下した。ただし、異なるコーホート間の分析では、一部、高齢者法の効果と考えられる結果も観察された。2013年の完全義務化以降に60歳を迎える本稿の分析で最も若い1954年コーホートで正規であった者の60歳就業率は、同1949年コーホートと比較して、有意に高まっている。また、2013年の完全義務化以降に61歳を迎える1952年コーホートで正規であった者の61歳就業率は、1949年コーホートの61歳就業率と比較して、有意に高まっている。さらに、1952年コーホートで非正規であった者の61歳就業率は、完全義務化直前に61歳となった1951年コーホートよりも有意に上昇している。しかし、これ以外の効果は確認されなかった。

これらの結果は、以下の2つの解釈が可能である。一つめとしては、既存研究の一部で示されたように、高齢者法の効果は2006年の改正時に現れ、その後の改正では大きなインパクトはなかったという解釈である。二つめは、高齢者法の改正のような、家計のライフサイクルを大きく変える政策の影響は徐々に浸透するものであり、本稿の分析対象となった世代には大きなインパクトはなかったが、今後の世代には効果が表れる可能性があるという解釈である。何れの解釈が妥当かについては引き続き検証していく必要がある。

参考文献

- 近藤絢子（2014）「高年齢者雇用安定法の影響分析」，岩本康志・神取道宏・塩路悦朗・照山博司編『現代経済学の潮流2014』pp.123-152 東洋経済新報社
- 中澤翔太（2014）『高年齢者雇用安定法改正の効果分析—DD分析を用いた60歳

代前半の就業促進効果と老後の不安減少効果の検証—』一橋大学国際・公共政策大学院コンサルティング・プロジェクト報告書

山本勲（2008）「高年齢者雇用安定法改正の効果分析」，樋口美雄・瀬古美喜編『日本の経済行動のダイナミズムIV制度政策の変更と就業行動』pp.161-173 慶應義塾大学

Ashenfelter, Orley, and David, Card. 2002. Did the elimination of mandatory retirement affect faculty retirement? *The American Economic Review* 92(4): 957–980.

Behaghel, Luc, Bruno Crépon, and Béatrice Sédillot. 2008. The perverse effects of partial employment protection reform: The case of French older workers. *Journal of Public Economics* 92(3): 696–721.

Börsch-Supan, Axel. 2000. Incentive effects of social security on labor force participation: Evidence in Germany and across Europe. *Journal of Public Economics* 78(1): 25–49.

Messe, Pierre-Jean, and Bénédicte Rouland. 2014. Stricter employment protection and firms' incentives to sponsor training: The case of French older workers. *Labour Economics* 31: 14–26.

Kitamura, Tomoki (2016) “Effectiveness of the 2006 Revision of Labor Protection Law for Elderly Workers in Japan,” Unpublished research paper.

Schnalzenberger, Mario, and Rudolf Winter-Ebmer. 2009. Layoff tax and employment of the elderly. *Labour Economics* 16(6): 618–624.

Shannon, Michael, and Diana Grierson. 2004. Mandatory retirement and older worker employment. *Canadian Journal of Economics* 37(3): 528–551.

Staubli, Stefan, and Josef Zweimüller. 2013. Does raising the early retirement age increase employment of older workers? *Journal of Public Economics*

108: 17–32.

表 1 : 年齢別サンプル数の推移

パネル A : 全体

	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	合計
54	1,363	0	0	0	0	0	0	1,363
55	1,483	1,363	0	0	0	0	0	2,846
56	1,595	1,483	1,363	0	0	0	0	4,441
57	1,692	1,595	1,483	1,363	0	0	0	6,133
58	1,744	1,692	1,595	1,483	1,363	0	0	7,877
59	1,958	1,744	1,692	1,595	1,483	1,363	0	9,835
60	0	1,958	1,744	1,692	1,595	1,483	1,363	9,835
61	0	0	1,958	1,744	1,692	1,595	1,483	8,472
62	0	0	0	1,958	1,744	1,692	1,595	6,989
63	0	0	0	0	1,958	1,744	1,692	5,394
64	0	0	0	0	0	1,958	1,744	3,702
65	0	0	0	0	0	0	1,958	1,958
合計	9,835	9,835	9,835	9,835	9,835	9,835	9,835	68,845

パネル B : 男性

	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	合計
54	686	0	0	0	0	0	0	686
55	789	686	0	0	0	0	0	1,475
56	845	789	686	0	0	0	0	2,320
57	921	845	789	686	0	0	0	3,241
58	950	921	845	789	686	0	0	4,191
59	1,111	950	921	845	789	686	0	5,302
60	0	1,111	950	921	845	789	686	5,302
61	0	0	1,111	950	921	845	789	4,616
62	0	0	0	1,111	950	921	845	3,827
63	0	0	0	0	1,111	950	921	2,982
64	0	0	0	0	0	1,111	950	2,061
65	0	0	0	0	0	0	1,111	1,111
合計	5,302	5,302	5,302	5,302	5,302	5,302	5,302	37,114

パネル C : 女性

	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	合計
54	677	0	0	0	0	0	0	677
55	694	677	0	0	0	0	0	1,371
56	750	694	677	0	0	0	0	2,121
57	771	750	694	677	0	0	0	2,892
58	794	771	750	694	677	0	0	3,686
59	847	794	771	750	694	677	0	4,533
60	0	847	794	771	750	694	677	4,533
61	0	0	847	794	771	750	694	3,856
62	0	0	0	847	794	771	750	3,162
63	0	0	0	0	847	794	771	2,412
64	0	0	0	0	0	847	794	1,641
65	0	0	0	0	0	0	847	847
合計	4,533	4,533	4,533	4,533	4,533	4,533	4,533	31,731

表 2 : 雇用形態別サンプル数の推移

パネル A : 全体

完全義務化(2013年以降)

全体	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	合計
正規	4,962	4,371	3,808	3,189	2,717	2,217	1,767	23,031
非正規	3,526	3,393	3,609	3,861	4,007	4,157	4,272	26,825
・ 自営	1,347	1,347	1,306	1,340	1,313	1,342	1,316	9,311
・ 無業	0	715	1,103	1,434	1,772	2,101	2,457	9,582
・ 不詳	0	9	9	11	26	18	23	96
合計	9,835	9,835	9,835	9,835	9,835	9,835	9,835	68,845
義務化年齢	63歳	63歳	64歳	64歳	64歳	65歳	65歳	

パネル B : 男性

男性	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	合計
正規	3,683	3,235	2,828	2,367	2,003	1,627	1,282	17,025
非正規	564	741	1,011	1,319	1,527	1,728	1,872	8,762
・ 自営	1,055	1,037	1,039	1,052	1,037	1,064	1,052	7,336
・ 無業	0	285	418	558	724	873	1,088	3,946
・ 不詳	0	4	6	6	11	10	8	45
合計	5,302	5,302	5,302	5,302	5,302	5,302	5,302	37,11

パネル C : 女性

女性	2008年	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	合計
正規	1,279	1,136	980	822	714	590	485	6,006
非正規	2,962	2,652	2,598	2,542	2,480	2,429	2,400	18,063
・ 自営	292	310	267	288	276	278	264	1,975
・ 無業	0	430	685	876	1,048	1,228	1,369	5,636
・ 不詳	0	5	3	5	15	8	15	51
合計	4,533	4,533	4,533	4,533	4,533	4,533	4,533	31,731

表 3 : 記述統計

	単位	N	平均	標準偏差	最小値	最大値
就業	(d)	68,796	86.07%	(34.62%)	0	1
1949年コーホート	(d)	68,845	19.91%	(39.93%)	0	1
1950年コーホート	(d)	68,845	17.73%	(38.19%)	0	1
1951年コーホート	(d)	68,845	17.20%	(37.74%)	0	1
1952年コーホート	(d)	68,845	16.22%	(36.86%)	0	1
1953年コーホート	(d)	68,845	15.08%	(35.78%)	0	1
1954年コーホート	(d)	68,845	13.86%	(34.55%)	0	1
(2008年時点)正規	(d)	68,845	50.45%	(50.00%)	0	1
(2008年時点)非正規	(d)	68,845	35.85%	(47.96%)	0	1
(2008年時点)自営	(d)	68,845	13.70%	(34.38%)	0	1
1949年コーホート×正規	(d)	68,845	9.51%	(29.33%)	0	1
1949年コーホート×非正規	(d)	68,845	7.20%	(25.85%)	0	1
1949年コーホート×自営	(d)	68,845	3.20%	(17.61%)	0	1
1950年コーホート×正規	(d)	68,845	8.73%	(28.23%)	0	1
1950年コーホート×非正規	(d)	68,845	6.35%	(24.39%)	0	1
1950年コーホート×自営	(d)	68,845	2.64%	(16.04%)	0	1
1951年コーホート×正規	(d)	68,845	8.50%	(27.89%)	0	1
1951年コーホート×非正規	(d)	68,845	6.22%	(24.16%)	0	1
1951年コーホート×自営	(d)	68,845	2.48%	(15.55%)	0	1
1952年コーホート×正規	(d)	68,845	8.20%	(27.43%)	0	1
1952年コーホート×非正規	(d)	68,845	5.88%	(23.52%)	0	1
1952年コーホート×自営	(d)	68,845	2.15%	(14.49%)	0	1
1953年コーホート×正規	(d)	68,845	8.00%	(27.13%)	0	1
1953年コーホート×非正規	(d)	68,845	5.35%	(22.50%)	0	1
1953年コーホート×自営	(d)	68,845	1.73%	(13.03%)	0	1
1954年コーホート×正規	(d)	68,845	7.51%	(26.36%)	0	1
1954年コーホート×非正規	(d)	68,845	4.85%	(21.48%)	0	1
1949年コーホート×自営	(d)	68,845	1.49%	(12.13%)	0	1
正規	(d)	68,749	33.50%	(47.20%)	0	1
非正規	(d)	68,749	39.02%	(48.78%)	0	1
自営	(d)	68,749	13.54%	(34.22%)	0	1
無業	(d)	68,749	13.94%	(34.63%)	0	1
女性	(d)	68,845	46.09%	(49.85%)	0	1
扶養子供あり	(d)	68,845	7.43%	(26.22%)	0	1
既婚	(d)	68,790	86.25%	(34.44%)	0	1
健康状態・非常に悪い	(d)	68,383	0.52%	(7.19%)	0	1
健康状態・悪い	(d)	68,383	2.46%	(15.49%)	0	1
健康状態・どちらか悪い	(d)	68,383	13.02%	(33.65%)	0	1
健康状態・どちらか良い	(d)	68,383	46.13%	(49.85%)	0	1
健康状態・良い	(d)	68,383	32.59%	(46.87%)	0	1
健康状態・非常に良い	(d)	68,383	5.29%	(22.38%)	0	1

注：(d)はダミー変数を表す。

表4：コーホート別就業率の推計結果

パネルA：1949年コーホート（全体）

1949年コーホート		(1) 自営 (コントロール)				(2) 正規 (トリートメント)				(3) 非正規 (トリートメント)							
年	年齢	就業率		2009年との差		就業率		2009年との差		DID (= (4) - (2))		就業率		2009年との差		DID (= (7) - (2))	
		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
2009年	60歳	94.92%	(1.06%)			82.22%	(1.21%) ***					88.42%	(1.33%) ***				
2010年	61歳	92.87%	(1.29%)	-2.05%	(1.30%)	77.30%	(1.35%) ***	-4.92%	(1.16%) ***	-2.88%	(1.74%) *	85.02%	(1.45%) ***	-3.40%	(1.32%) **	-1.35%	(1.86%)
2011年	62歳	92.86%	(1.32%)	-2.06%	(1.34%)	74.74%	(1.40%) ***	-7.48%	(1.32%) ***	-5.42%	(1.88%) ***	82.00%	(1.55%) ***	-6.42%	(1.53%) ***	-4.36%	(2.03%) **
2012年	63歳	91.73%	(1.46%)	-3.19%	(1.41%) **	70.43%	(1.48%) ***	-11.79%	(1.43%) ***	-8.59%	(2.01%) ***	76.37%	(1.67%) ***	-12.05%	(1.69%) ***	-8.85%	(2.20%) ***
2013年	64歳	89.89%	(1.65%)	-5.03%	(1.60%) ***	65.99%	(1.55%) ***	-16.23%	(1.58%) ***	-11.20%	(2.25%) ***	73.55%	(1.72%) ***	-14.87%	(1.72%) ***	-9.84%	(2.35%) ***
2014年	65歳	84.78%	(1.96%)	-10.14%	(1.87%) ***	58.02%	(1.63%) ***	-24.20%	(1.75%) ***	-14.06%	(2.56%) ***	67.01%	(1.82%) ***	-21.40%	(1.93%) ***	-11.26%	(2.69%) ***

パネルB：1950年コーホート（全体）

1950年コーホート		(1) 自営 (コントロール)				(2) 正規 (トリートメント)				(3) 非正規 (トリートメント)							
年	年齢	就業率		2009年との差		就業率		2009年との差		DID (= (4) - (2))		就業率		2009年との差		DID (= (7) - (2))	
		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
2009年	59歳	94.48%	(1.28%)			93.84%	(0.73%) ***					92.61%	(1.26%) ***				
2010年	60歳	95.11%	(1.13%)	0.63%	(1.31%)	80.46%	(1.33%) ***	-13.38%	(1.30%) ***	-14.01%	(1.84%) ***	86.55%	(1.51%) ***	-6.06%	(1.31%) ***	-6.69%	(1.85%) ***
2011年	61歳	94.26%	(1.30%)	-0.22%	(1.55%)	75.81%	(1.43%) ***	-18.02%	(1.46%) ***	-17.80%	(2.13%) ***	80.76%	(1.69%) ***	-11.86%	(1.61%) ***	-11.64%	(2.24%) ***
2012年	62歳	93.56%	(1.40%)	-0.92%	(1.64%)	75.55%	(1.45%) ***	-18.29%	(1.48%) ***	-17.37%	(2.21%) ***	77.14%	(1.79%) ***	-15.47%	(1.75%) ***	-14.55%	(2.40%) ***
2013年	63歳	91.57%	(1.63%)	-2.91%	(1.86%)	72.63%	(1.51%) ***	-21.21%	(1.57%) ***	-18.29%	(2.44%) ***	73.69%	(1.85%) ***	-18.92%	(1.84%) ***	-16.01%	(2.62%) ***
2014年	64歳	90.67%	(1.76%)	-3.81%	(1.82%) **	68.88%	(1.58%) ***	-24.96%	(1.65%) ***	-21.14%	(2.45%) ***	72.52%	(1.88%) ***	-20.09%	(1.92%) ***	-16.28%	(2.65%) ***

パネル C : 1951 年コーホート (全体)

1951年コーホート		(1) 自営 (コントロール)				(2) 正規 (トリートメント)				(3) 非正規 (トリートメント)							
年	年齢	就業率		2009年との差		就業率		2009年との差		DID (= (4) - (2))		就業率		2009年との差		DID (= (7) - (2))	
		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
2009年	58歳	95.54%	(0.96%)			94.62%	(0.68%) ***					90.81%	(1.34%) ***				
2010年	59歳	93.99%	(1.25%)	-1.55%	(1.34%)	93.14%	(0.79%) ***	-1.48%	(0.84%) *	0.07%	(1.58%)	86.39%	(1.51%) ***	-4.42%	(1.43%) ***	-2.87%	(1.96%)
2011年	60歳	93.67%	(1.32%)	-1.87%	(1.12%) *	81.59%	(1.32%) ***	-13.03%	(1.41%) ***	-11.16%	(1.80%) ***	80.17%	(1.71%) ***	-10.64%	(1.64%) ***	-8.78%	(1.99%) ***
2012年	61歳	93.13%	(1.42%)	-2.41%	(1.42%) *	78.55%	(1.40%) ***	-16.08%	(1.48%) ***	-13.67%	(2.05%) ***	77.53%	(1.77%) ***	-13.29%	(1.79%) ***	-10.88%	(2.29%) ***
2013年	62歳	90.72%	(1.69%)	-4.83%	(1.81%) ***	76.10%	(1.45%) ***	-18.52%	(1.57%) ***	-13.70%	(2.40%) ***	74.96%	(1.84%) ***	-15.85%	(1.85%) ***	-11.02%	(2.59%) ***
2014年	63歳	88.99%	(1.90%)	-6.56%	(1.92%) ***	72.52%	(1.53%) ***	-22.10%	(1.66%) ***	-15.55%	(2.54%) ***	70.26%	(1.92%) ***	-20.55%	(1.97%) ***	-14.00%	(2.75%) ***

パネル D : 1952 年コーホート (全体)

1952年コーホート		(1) 自営 (コントロール)				(2) 正規 (トリートメント)				(3) 非正規 (トリートメント)							
年	年齢	就業率		2009年との差		就業率		2009年との差		DID (= (4) - (2))		就業率		2009年との差		DID (= (7) - (2))	
		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
2009年	57歳	95.84%	(0.99%)			94.97%	(0.66%) ***					93.88%	(1.19%) ***				
2010年	58歳	94.61%	(1.24%)	-1.23%	(1.06%)	91.62%	(0.89%) ***	-3.35%	(0.85%) ***	-2.12%	(1.35%)	90.70%	(1.38%) ***	-3.19%	(1.17%) ***	-1.96%	(1.58%)
2011年	59歳	93.22%	(1.46%)	-2.61%	(1.30%) **	90.77%	(0.95%) ***	-4.20%	(1.00%) ***	-1.58%	(1.64%)	87.31%	(1.52%) ***	-6.57%	(1.44%) ***	-3.96%	(1.94%) **
2012年	60歳	91.89%	(1.66%)	-3.95%	(1.81%) **	79.07%	(1.41%) ***	-15.90%	(1.46%) ***	-11.95%	(2.32%) ***	82.90%	(1.67%) ***	-10.98%	(1.62%) ***	-7.04%	(2.43%) ***
2013年	61歳	89.85%	(1.92%)	-5.98%	(1.97%) ***	79.33%	(1.40%) ***	-15.64%	(1.45%) ***	-9.66%	(2.44%) ***	80.48%	(1.74%) ***	-13.40%	(1.70%) ***	-7.42%	(2.60%) ***
2014年	62歳	90.52%	(1.87%)	-5.32%	(1.80%) ***	77.67%	(1.45%) ***	-17.30%	(1.50%) ***	-11.98%	(2.34%) ***	79.69%	(1.76%) ***	-14.19%	(1.74%) ***	-8.87%	(2.50%) ***

パネル E : 1953 年コーホート (全体)

1953年コーホート		(1) 自営 (コントロール)				(2) 正規 (トリートメント)				(3) 非正規 (トリートメント)							
年	年齢	就業率		2009年との差		就業率		2009年との差		DID (= (4) - (2))		就業率		2009年との差		DID (= (7) - (2))	
		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
2009年	56歳	94.69%	(1.35%)			94.13%	(0.73%) ***					94.82%	(1.21%) ***				
2010年	57歳	92.44%	(1.72%)	-2.25%	(1.69%)	93.97%	(0.75%) ***	-0.16%	(0.73%)	2.09%	(1.84%)	89.83%	(1.49%) ***	-4.99%	(1.24%) ***	-2.74%	(2.10%)
2011年	58歳	92.56%	(1.71%)	-2.13%	(1.45%)	92.56%	(0.87%) ***	-1.57%	(0.92%) *	0.56%	(1.72%)	86.85%	(1.63%) ***	-7.97%	(1.56%) ***	-5.85%	(2.13%) ***
2012年	59歳	91.35%	(1.90%)	-3.34%	(1.88%) *	90.47%	(0.98%) ***	-3.66%	(1.03%) ***	-0.32%	(2.14%)	84.16%	(1.73%) ***	-10.66%	(1.67%) ***	-7.32%	(2.51%) ***
2013年	60歳	91.86%	(1.81%)	-2.83%	(1.54%) *	80.00%	(1.39%) ***	-14.13%	(1.47%) ***	-11.30%	(2.13%) ***	77.48%	(1.92%) ***	-17.34%	(1.92%) ***	-14.51%	(2.46%) ***
2014年	61歳	93.74%	(1.57%)	-0.95%	(1.48%)	75.87%	(1.49%) ***	-18.27%	(1.58%) ***	-17.31%	(2.17%) ***	77.45%	(1.92%) ***	-17.36%	(1.98%) ***	-16.41%	(2.47%) ***

パネル F : 1954 年コーホート (全体)

1954年コーホート		(1) 自営 (コントロール)				(2) 正規 (トリートメント)				(3) 非正規 (トリートメント)							
年	年齢	就業率		2009年との差		就業率		2009年との差		DID (= (4) - (2))		就業率		2009年との差		DID (= (7) - (2))	
		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
2009年	55歳	93.97%	(1.53%)			94.59%	(0.74%) ***					93.12%	(1.39%) ***				
2010年	56歳	94.99%	(1.41%)	1.03%	(0.74%)	94.42%	(0.75%) ***	-0.17%	(0.87%)	-1.20%	(1.14%)	87.38%	(1.68%) ***	-5.74%	(1.60%) ***	-6.77%	(1.76%) ***
2011年	57歳	94.30%	(1.54%)	0.34%	(1.40%)	93.04%	(0.87%) ***	-1.55%	(1.03%)	-1.89%	(1.74%)	87.76%	(1.68%) ***	-5.37%	(1.68%) ***	-5.71%	(2.19%) ***
2012年	58歳	93.10%	(1.73%)	-0.87%	(1.72%)	92.96%	(0.86%) ***	-1.63%	(1.02%)	-0.77%	(2.00%)	83.07%	(1.85%) ***	-10.06%	(1.84%) ***	-9.19%	(2.51%) ***
2013年	59歳	91.95%	(1.99%)	-2.01%	(2.20%)	90.47%	(1.03%) ***	-4.12%	(1.21%) ***	-2.11%	(2.51%)	81.28%	(1.91%) ***	-11.84%	(1.95%) ***	-9.83%	(2.94%) ***
2014年	60歳	91.22%	(2.08%)	-2.75%	(2.29%)	83.94%	(1.32%) ***	-10.65%	(1.45%) ***	-7.90%	(2.71%) ***	78.72%	(1.99%) ***	-14.41%	(2.11%) ***	-11.66%	(3.11%) ***

注 : Appendix にある推計結果を利用して算出。***は有意水準 1%、**は同 5%、*は同 10%を表す。

表 5 : 義務化前後の年齢別就業率の推計結果

パネル A : 60 歳就業率 (全体)

	2012年		2013年		差			
	1952年コーホート		1953年コーホート		(=2013年-2012年)			
	60歳		60歳					
	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.		
自営	91.89%	(1.66%)	91.86%	(1.81%)	-0.03%	(2.44%)		
正規	79.07%	(1.41%)	80.00%	(1.39%)	0.93%	(1.96%)		
非正規	82.90%	(1.67%)	77.48%	(1.92%)	-5.42%	(2.53%)	**	
差(正規-自営)	-12.82%	(2.16%)	***	-11.86%	(2.27%)	***	0.96%	(3.13%)
差(非正規-自営)	-8.99%	(2.37%)	***	-14.38%	(2.66%)	***	-5.39%	(3.51%)

パネル B : 61 歳就業率 (全体)

	2012年		2013年		差			
	1951年コーホート		1952年コーホート		(=2013年-2012年)			
	61歳		61歳					
	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.		
自営	93.13%	(1.42%)	89.85%	(1.92%)	-3.28%	(2.36%)		
正規	78.55%	(1.40%)	79.33%	(1.40%)	0.78%	(1.96%)		
非正規	77.53%	(1.77%)	80.48%	(1.74%)	2.96%	(2.47%)		
差(正規-自営)	-14.59%	(1.97%)	***	-10.52%	(2.36%)	***	4.06%	(3.07%)
差(非正規-自営)	-15.61%	(2.29%)	***	-9.37%	(2.60%)	***	6.24%	(3.42%)

パネル C : 62 歳就業率 (全体)

	2012年		2013年		差			
	1950年コーホート		1951年コーホート		(=2013年-2012年)			
	62歳		62歳					
	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.		
自営	93.56%	(1.40%)	90.72%	(1.69%)	-2.84%	(2.17%)		
正規	75.55%	(1.45%)	76.10%	(1.45%)	0.55%	(2.04%)		
非正規	77.14%	(1.79%)	74.96%	(1.84%)	-2.17%	(2.55%)		
差(正規-自営)	-18.01%	(2.00%)	***	-14.62%	(2.21%)	***	3.40%	(2.98%)
差(非正規-自営)	-16.42%	(2.29%)	***	-15.75%	(2.52%)	***	0.67%	(3.35%)

パネル D : 63 歳就業率 (全体)

	2012年		2013年		差			
	1949年コーホート		1950年コーホート		(=2013年-2012年)			
	63歳		63歳					
	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.		
自営	91.73%	(1.46%)	91.57%	(1.63%)	-0.16%	(2.17%)		
正規	70.43%	(1.48%)	72.63%	(1.51%)	2.20%	(2.09%)		
非正規	76.37%	(1.67%)	73.69%	(1.85%)	-2.68%	(2.48%)		
差(正規-自営)	-21.30%	(2.06%)	***	-18.94%	(2.21%)	***	2.36%	(3.02%)
差(非正規-自営)	-15.36%	(2.24%)	***	-17.88%	(2.49%)	***	-2.52%	(3.29%)

注 : Appendix にある推計結果を利用して算出。***は有意水準 1%、**は同 5%、*は同 10%を表す。

表 6 : 年齢別の就業率の推計結果

パネル A: 60 歳就業率 (全体)

年	コーホート	年齢	(1) 自営(コントロール) 就業率		(2) 1949年 コーホートとの差		(3) 正規(トリートメント) 就業率		(4) 1949年 コーホートとの差		(5) DID (= (4) - (3))	
			Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
			2009	1949	60	94.92%	(1.06%)			82.22%	(1.21%)	
2010	1950	60	95.11%	(1.13%)	0.19%	(1.52%)	80.46%	(1.33%)	-1.76%	(1.78%)	-1.96%	(2.33%)
2011	1951	60	93.67%	(1.32%)	-1.25%	(1.66%)	81.59%	(1.32%)	-0.63%	(1.77%)	0.62%	(2.43%)
2012	1952	60	91.89%	(1.66%)	-3.03%	(1.95%)	79.07%	(1.41%)	-3.15%	(1.84%) *	-0.12%	(2.68%)
2013	1953	60	91.86%	(1.81%)	-3.06%	(2.08%)	80.00%	(1.39%)	-2.22%	(1.82%)	0.84%	(2.76%)
2014	1954	60	91.22%	(2.08%)	-3.70%	(2.32%)	83.94%	(1.32%)	1.72%	(1.72%)	5.42%	(2.91%) *

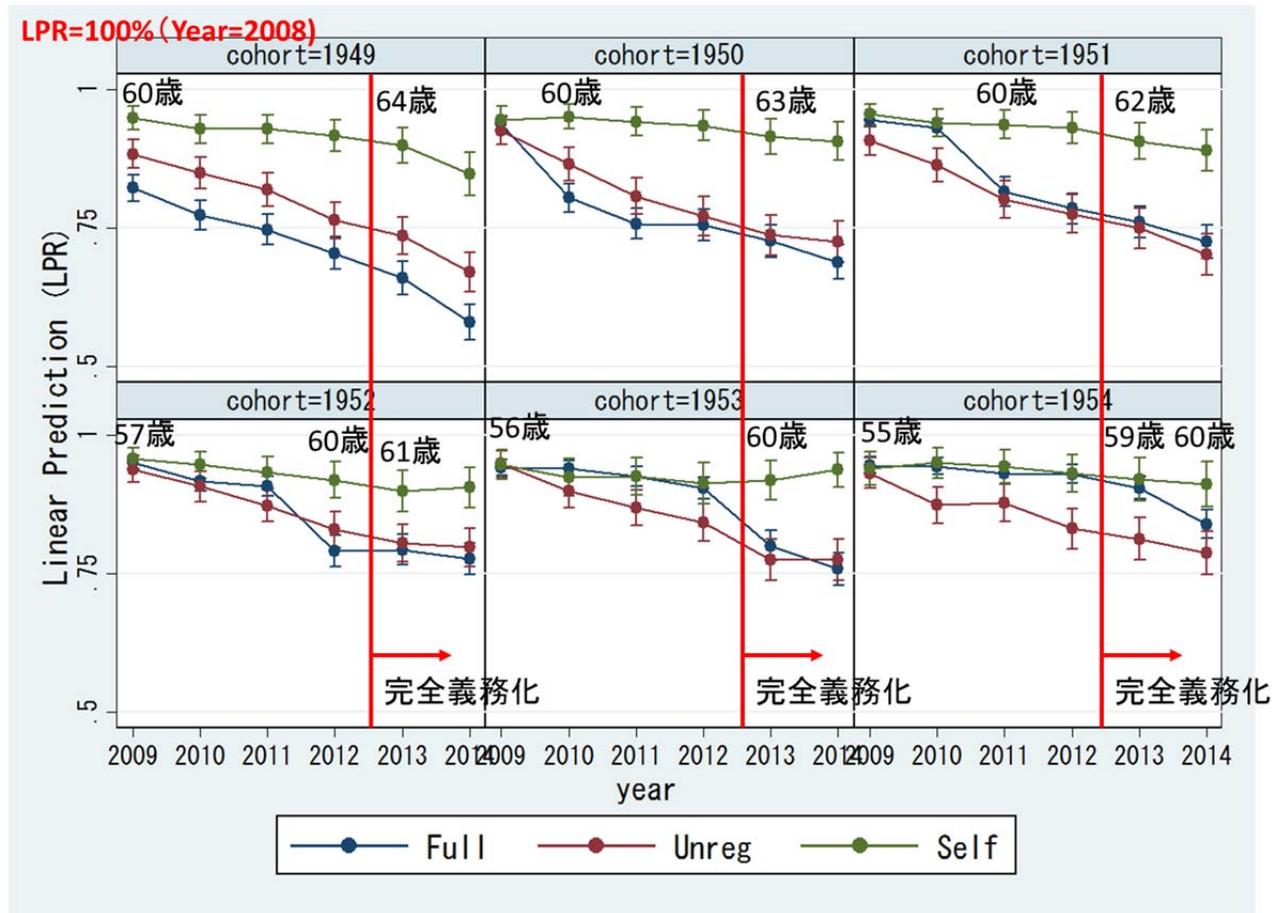
パネル A: 61 歳就業率 (全体)

年	コーホート	年齢	(1) 自営(コントロール) 就業率		(2) 1949年 コーホートとの差		(3) 正規(トリートメント) 就業率		(4) 1949年 コーホートとの差		(5) DID (= (4) - (3))	
			Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
			2010	1949	61	92.87%	(1.29%)			77.30%	(1.35%)	
2011	1950	61	94.26%	(1.30%)	1.39%	(1.80%)	75.81%	(1.43%)	-1.48%	(1.94%)	-2.87%	(2.65%)
2012	1951	61	93.13%	(1.42%)	0.26%	(1.88%)	78.55%	(1.40%)	1.25%	(1.92%)	0.99%	(2.69%)
2013	1952	61	89.85%	(1.92%)	-3.02%	(2.29%)	79.33%	(1.40%)	2.03%	(1.92%)	5.05%	(2.99%) *
2014	1953	61	93.74%	(1.57%)	0.86%	(2.01%)	75.87%	(1.49%)	-1.43%	(1.99%)	-2.29%	(2.82%)

注: Appendix にある推計結果を利用して算出。***は有意水準 1%、**は同 5%、*は同 10%を表す。

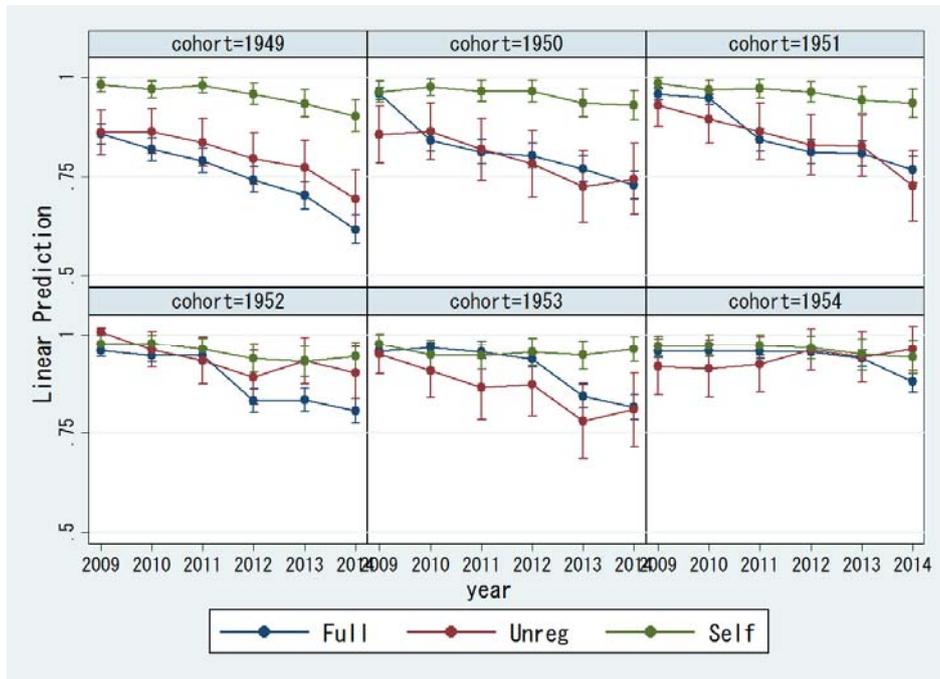
図 1 : コーホート別の就業率の変化

パネル A : 全体



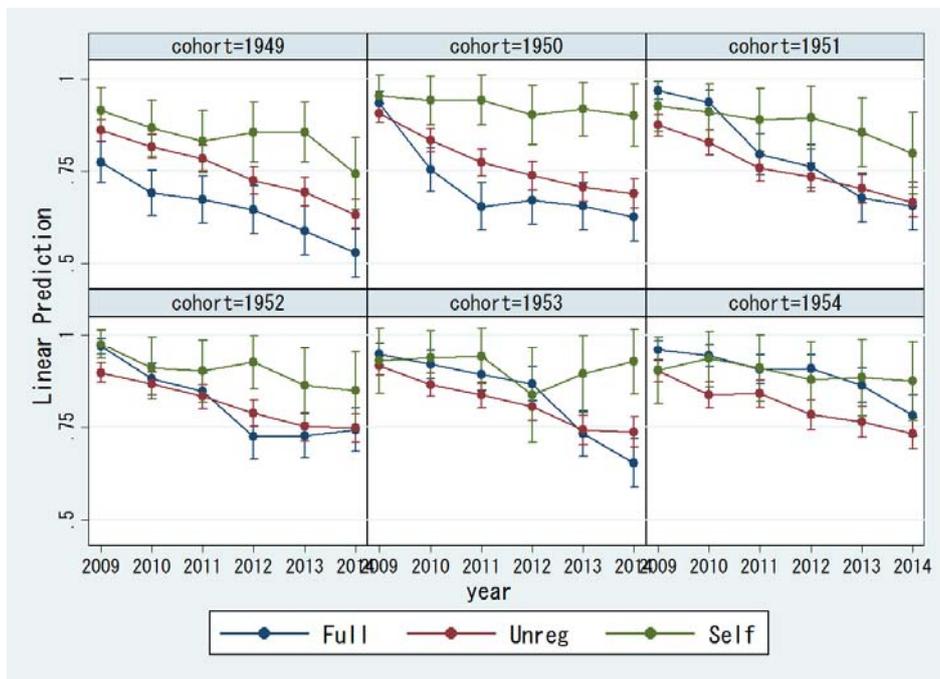
注 : Appendix の全体の推計結果を図示したものである。Y 軸は平均予測就業率であり、グラフのひげは平均値の 95%信頼区間を表している。2008 年の就業率は 100%である。

パネル B : 男性



注 : Appendix の男性の推計結果を図示したものである。

パネル C : 女性



注 : Appendix の女性の推計結果を図示したものである。

Appendix : 回帰モデルの推計結果

	全体		男性		女性	
	回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準誤差	回帰係数	標準誤差
2010年	-0.049	(0.012) ***	-0.039	(0.013) ***	-0.083	(0.025) ***
2011年	-0.075	(0.013) ***	-0.067	(0.015) ***	-0.101	(0.028) ***
2012年	-0.118	(0.014) ***	-0.115	(0.016) ***	-0.129	(0.030) ***
2013年	-0.162	(0.016) ***	-0.155	(0.018) ***	-0.185	(0.032) ***
2014年	-0.242	(0.017) ***	-0.241	(0.020) ***	-0.245	(0.035) ***
非正規	0.062	(0.018) ***	0.004	(0.032)	0.086	(0.032) ***
自営	0.127	(0.016) ***	0.125	(0.016) ***	0.140	(0.042) ***
2010年×非正規	0.015	(0.018)	0.042	(0.032)	0.038	(0.029)
2010年×自営	0.029	(0.017) *	0.027	(0.018)	0.035	(0.044)
2011年×非正規	0.011	(0.020)	0.042	(0.037)	0.025	(0.033)
2011年×自営	0.054	(0.019) ***	0.066	(0.019) ***	0.017	(0.050)
2012年×非正規	-0.003	(0.022)	0.050	(0.040)	-0.007	(0.036)
2012年×自営	0.086	(0.020) ***	0.092	(0.022) ***	0.070	(0.046)
2013年×非正規	0.014	(0.023)	0.067	(0.042)	0.019	(0.037)
2013年×自営	0.112	(0.022) ***	0.108	(0.025) ***	0.127	(0.051) **
2014年×非正規	0.028	(0.026)	0.074	(0.046)	0.017	(0.041)
2014年×自営	0.141	(0.026) ***	0.162	(0.028) ***	0.074	(0.059)
1950年コーホート	0.116	(0.014) ***	0.103	(0.015) ***	0.159	(0.033) ***
1951年コーホート	0.124	(0.014) ***	0.101	(0.015) ***	0.193	(0.031) ***
1952年コーホート	0.127	(0.014) ***	0.103	(0.015) ***	0.195	(0.031) ***
1953年コーホート	0.119	(0.014) ***	0.101	(0.015) ***	0.173	(0.033) ***
1954年コーホート	0.124	(0.014) ***	0.100	(0.015) ***	0.184	(0.032) ***
2010年×1950年コーホート	-0.085	(0.017) ***	-0.080	(0.020) ***	-0.096	(0.037) ***
2010年×1951年コーホート	0.034	(0.014) **	0.029	(0.016) *	0.052	(0.030) *
2010年×1952年コーホート	0.016	(0.014)	0.025	(0.016)	-0.006	(0.032)
2010年×1953年コーホート	0.048	(0.014) ***	0.047	(0.015) ***	0.055	(0.030) *
2010年×1954年コーホート	0.048	(0.014) ***	0.042	(0.017) **	0.069	(0.030) **
2011年×1950年コーホート	-0.105	(0.020) ***	-0.081	(0.022) ***	-0.178	(0.043) ***
2011年×1951年コーホート	-0.056	(0.019) ***	-0.049	(0.022) **	-0.071	(0.041) *
2011年×1952年コーホート	0.033	(0.017) **	0.054	(0.018) ***	-0.021	(0.037)
2011年×1953年コーホート	0.059	(0.016) ***	0.065	(0.018) ***	0.046	(0.035)
2011年×1954年コーホート	0.059	(0.017) ***	0.067	(0.019) ***	0.048	(0.035)
2012年×1950年コーホート	-0.065	(0.021) ***	-0.042	(0.023) *	-0.134	(0.045) ***
2012年×1951年コーホート	-0.043	(0.021) **	-0.032	(0.023)	-0.076	(0.043) *
2012年×1952年コーホート	-0.041	(0.020) **	-0.013	(0.023)	-0.116	(0.044) ***
2012年×1953年コーホート	0.081	(0.018) ***	0.094	(0.020) ***	0.049	(0.038)
2010年×1954年コーホート	0.102	(0.018) ***	0.113	(0.020) ***	0.078	(0.037) **
2013年×1950年コーホート	-0.050	(0.022) **	-0.035	(0.025)	-0.093	(0.047) **
2013年×1951年コーホート	-0.023	(0.022)	0.005	(0.025)	-0.106	(0.047) **
2013年×1952年コーホート	0.006	(0.021)	0.029	(0.024)	-0.057	(0.045)
2013年×1953年コーホート	0.021	(0.022)	0.040	(0.024)	-0.029	(0.045)
2013年×1954年コーホート	0.121	(0.020) ***	0.137	(0.022) ***	0.090	(0.041) **
2014年×1950年コーホート	-0.008	(0.024)	0.010	(0.027)	-0.062	(0.049)
2014年×1951年コーホート	0.021	(0.024)	0.050	(0.027) *	-0.068	(0.050)
2014年×1952年コーホート	0.069	(0.023) ***	0.087	(0.026) ***	0.019	(0.046)
2014年×1953年コーホート	0.059	(0.024) **	0.098	(0.026) ***	-0.050	(0.050)
2014年×1954年コーホート	0.136	(0.023) ***	0.164	(0.026) ***	0.068	(0.046)

非正規×1950年コーホート	-0.074	(0.023) ***	-0.107	(0.049) **	-0.113	(0.038) ***
非正規×1951年コーホート	-0.100	(0.023) ***	-0.033	(0.043)	-0.180	(0.037) ***
非正規×1952年コーホート	-0.073	(0.022) ***	0.044	(0.033)	-0.159	(0.037) ***
非正規×1953年コーホート	-0.055	(0.022) **	-0.012	(0.041)	-0.118	(0.038) ***
非正規×1954年コーホート	-0.077	(0.023) ***	-0.042	(0.049)	-0.143	(0.038) ***
自営×1950年コーホート	-0.121	(0.021) ***	-0.120	(0.023) ***	-0.120	(0.053) **
自営×1951年コーホート	-0.118	(0.020) ***	-0.097	(0.019) ***	-0.182	(0.056) ***
自営×1952年コーホート	-0.118	(0.020) ***	-0.108	(0.021) ***	-0.134	(0.048) ***
自営×1953年コーホート	-0.121	(0.022) ***	-0.106	(0.022) ***	-0.158	(0.064) **
自営×1954年コーホート	-0.133	(0.023) ***	-0.111	(0.022) ***	-0.195	(0.064) ***
非正規×2010年×1950年コーホート	0.058	(0.025) **	0.085	(0.050) *	0.068	(0.042)
非正規×2010年×1951年コーホート	-0.045	(0.024) *	-0.067	(0.045)	-0.054	(0.037)
非正規×2010年×1952年コーホート	-0.014	(0.023)	-0.073	(0.040) *	0.021	(0.037)
非正規×2010年×1953年コーホート	-0.064	(0.023) ***	-0.091	(0.056)	-0.061	(0.036) *
非正規×2010年×1954年コーホート	-0.071	(0.025) ***	-0.049	(0.051)	-0.089	(0.037) **
自営×2010年×1950年コーホート	0.111	(0.025) ***	0.103	(0.027) ***	0.132	(0.063) **
自営×2010年×1951年コーホート	-0.029	(0.023)	-0.034	(0.024)	-0.020	(0.066)
自営×2010年×1952年コーホート	-0.008	(0.022)	-0.012	(0.022)	-0.010	(0.062)
自営×2010年×1953年コーホート	-0.050	(0.025) *	-0.064	(0.027) **	0.001	(0.066)
自営×2010年×1954年コーホート	-0.017	(0.021)	-0.028	(0.021)	0.010	(0.054)
非正規×2011年×1950年コーホート	0.051	(0.030) *	0.068	(0.055)	0.120	(0.049) **
非正規×2011年×1951年コーホート	0.013	(0.030)	0.009	(0.050)	0.031	(0.048)
非正規×2011年×1952年コーホート	-0.034	(0.027)	-0.102	(0.049) **	0.032	(0.044)
非正規×2011年×1953年コーホート	-0.075	(0.027) ***	-0.124	(0.060) **	-0.050	(0.043)
非正規×2011年×1954年コーホート	-0.049	(0.028) *	-0.036	(0.055)	-0.034	(0.043)
自営×2011年×1950年コーホート	0.124	(0.028) ***	0.083	(0.030) ***	0.250	(0.069) ***
自営×2011年×1951年コーホート	0.057	(0.026) **	0.036	(0.028)	0.117	(0.065) *
自営×2011年×1952年コーホート	-0.038	(0.025)	-0.066	(0.025) ***	0.032	(0.067)
自営×2011年×1953年コーホート	-0.060	(0.025) **	-0.093	(0.026) ***	0.050	(0.070)
自営×2010年×1954年コーホート	-0.035	(0.026)	-0.063	(0.026) **	0.042	(0.067)
非正規×2012年×1950年コーホート	0.031	(0.032)	0.032	(0.060)	0.101	(0.052) *
非正規×2012年×1951年コーホート	0.030	(0.032)	-0.003	(0.055)	0.072	(0.052)
非正規×2012年×1952年コーホート	0.052	(0.031) *	-0.038	(0.056)	0.143	(0.051) ***
非正規×2012年×1953年コーホート	-0.067	(0.030) **	-0.106	(0.062) *	-0.023	(0.047)
非正規×2012年×1954年コーホート	-0.082	(0.031) ***	-0.004	(0.049)	-0.061	(0.046)
自営×2012年×1950年コーホート	0.088	(0.030) ***	0.067	(0.032) **	0.141	(0.071) **
自営×2012年×1951年コーホート	0.051	(0.029) *	0.032	(0.031)	0.104	(0.070)
自営×2012年×1952年コーホート	0.034	(0.031)	-0.001	(0.035)	0.126	(0.064) **
自営×2012年×1953年コーホート	-0.083	(0.029) ***	-0.091	(0.030) ***	-0.082	(0.087)
自営×2010年×1954年コーホート	-0.078	(0.028) ***	-0.093	(0.030) ***	-0.043	(0.070)
非正規×2013年×1950年コーホート	0.009	(0.034)	-0.009	(0.064)	0.060	(0.054)
非正規×2013年×1951年コーホート	0.013	(0.034)	-0.020	(0.058)	0.102	(0.055) *
非正規×2013年×1952年コーホート	0.009	(0.032)	-0.015	(0.054)	0.078	(0.052)
非正規×2013年×1953年コーホート	-0.046	(0.034)	-0.121	(0.067) *	0.022	(0.053)
非正規×2013年×1954年コーホート	-0.091	(0.033) ***	-0.025	(0.061)	-0.061	(0.050)
自営×2013年×1950年コーホート	0.071	(0.033) **	0.054	(0.037)	0.116	(0.072)
自営×2013年×1951年コーホート	0.025	(0.033)	0.000	(0.035)	0.094	(0.082)
自営×2013年×1952年コーホート	-0.015	(0.033)	-0.027	(0.036)	0.002	(0.077)
自営×2013年×1953年コーホート	0.001	(0.031)	-0.021	(0.033)	0.053	(0.082)
自営×2013年×1954年コーホート	-0.091	(0.034) ***	-0.110	(0.035) ***	-0.051	(0.085)

非正規×2014年×1950年コーホート	0.021	(0.036)	0.045	(0.068)	0.073	(0.058)
非正規×2014年×1951年コーホート	-0.012	(0.037)	-0.085	(0.066)	0.088	(0.059)
非正規×2014年×1952年コーホート	0.003	(0.035)	-0.024	(0.059)	0.060	(0.055)
非正規×2014年×1953年コーホート	-0.019	(0.036)	-0.072	(0.074)	0.099	(0.058) *
非正規×2014年×1954年コーホート	-0.066	(0.037) *	0.049	(0.068)	-0.008	(0.056)
自営×2014年×1950年コーホート	0.071	(0.035) **	0.034	(0.039)	0.181	(0.082) **
自営×2014年×1951年コーホート	0.015	(0.036)	-0.022	(0.039)	0.111	(0.089)
自営×2014年×1952年コーホート	-0.021	(0.035)	-0.041	(0.037)	0.025	(0.083)
自営×2014年×1953年コーホート	0.033	(0.034)	-0.032	(0.036)	0.219	(0.083) ***
自営×2010年×1954年コーホート	-0.062	(0.037) *	-0.113	(0.039) ***	0.075	(0.092)
女性	-0.072	(0.007) ***				
子供あり	0.019	(0.007) ***	0.018	(0.007) **	0.021	(0.019)
既婚	0.011	(0.008)	0.061	(0.013) ***	-0.027	(0.012) **
高校卒	-0.008	(0.008)	-0.012	(0.010)	-0.007	(0.013)
短大・専門学校卒	0.007	(0.010)	0.029	(0.012) **	-0.005	(0.015)
大学卒	0.004	(0.009)	0.012	(0.011)	-0.031	(0.021)
健康状態・悪い	0.123	(0.035) ***	0.116	(0.047) **	0.129	(0.052) **
健康状態・どちらか悪い	0.216	(0.035) ***	0.214	(0.047) ***	0.217	(0.053) ***
健康状態・どちらか良い	0.254	(0.035) ***	0.254	(0.047) ***	0.253	(0.052) ***
健康状態・良い	0.268	(0.035) ***	0.262	(0.047) ***	0.272	(0.052) ***
健康状態・非常に良い	0.273	(0.036) ***	0.259	(0.047) ***	0.285	(0.054) ***
定数	0.597	(0.038) ***	0.555	(0.050) ***	0.550	(0.061) ***
N	57,892		31,126		26,766	
F	22.57		12.00		11.43	
p	0.000		0.000		0.000	
R2	0.081		0.094		0.059	

注：***は1%有意水準、**は同5%を表す、*は同10%を表す。

第2章：どのような高齢者が高齢者生活支援の担い手となるか？*

ニッセイ基礎研究所 中嶋 邦夫**

2017/03/17

<要旨>

日本では、人口の高齢化が進み、介護サービスの供給が課題になっている。政府が進める地域包括ケアシステムでは、高齢者が高齢者の生活支援の担い手となり、それによって担い手となった高齢者の介護予防につながるという好循環を重視している。そこで本稿は、この取り組みに向けた基礎的な分析として、どのような高齢者が高齢者生活支援の担い手となるかを、厚生労働省の中高年齢者縦断調査を用いて分析する。分析対象を高齢者による高齢者支援に特定している点と個人の介護経験の影響を分析している点、パネルデータを用いている点が本稿の特徴である。

分析の結果、男性は親族への介護を経験した後であると高齢者生活支援活動に参加する傾向があったが、女性ではその傾向は有意でなかった。高齢者生活支援活動の担い手を増やすには、男性の介護経験者に働きかけるのが効果的と言える。

キーワード：高齢者、社会貢献、地域包括支援ケアシステム、パネルデータ

* 本研究は2015-16年度厚生労働科学研究費補助金「高年齢者縦断調査を利用した高齢者の行動に関するグローバル観点からの学際研究－雇用・年金・医療・介護に関する実証分析－(H27-統計-一般-004)」の一環として実施しました。

** 本稿は個人の意見に基づいており、筆者が関係するいかなる機関の意見を代表するものではありません。連絡先 kunio-n@nifty.com

1 はじめに

1. 1 問題意識

日本では、人口の高齢化が進み、介護サービスの供給が課題になっている。政府は、団塊の世代が75歳以上となる2025年を目途に、「地域包括ケアシステム」の構築に向けて取り組んでいる。地域包括ケアシステムとは、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ための、地域の包括的な支援やサービスの提供体制である。

今後の認知症高齢者や単身高齢世帯等の増加に伴い、在宅生活を継続するための日常的な生活支援（配食・見守り等）への需要の増加が見込まれる。地域包括ケアシステムでは、行政だけでなく、NPO、ボランティア、民間企業等の多様な事業主体による重層的な支援体制を構築すると同時に、高齢者の社会参加をより一層推進することを重視している。元気な高齢者が生活支援の担い手として活躍するなど高齢者が社会的役割をもつことで、生きがいや介護予防にもつながるといふ好循環が期待されている。

また、政府は経済政策「アベノミクス」の一環として「一億総活躍社会」を提唱し、2020年代初頭までに家族の介護を理由とした離職の防止等を図る「介護離職ゼロ」を推進している。この観点からも、高齢者が高齢者の生活支援の担い手となり、それを通じて高齢者自身の介護予防につながることは、社会的に重要と考えられる。

そこで本稿は、この取り組みに向けた基礎的な分析として、どのような高齢者が生活支援の担い手となるかを分析する。現時点における高齢者による高齢者生活支援の参加要因の分析は、生活支援の参加促進策に示唆を与えうるとともに、今後の参加促進策の効果を測る起点となりうる。

高齢者が生活支援の担い手となる決定要因については、現時点で分析が不足している。社会貢献活動やボランティア活動の参加要因の研究には多くの蓄積

があり、「高齢者による」社会貢献活動やボランティア活動の参加要因についてもいくつかの先行研究がある。しかし、高齢者の生活支援など、社会貢献活動やボランティア活動の内容を特定した要因分析は十分でない。そこで本稿は、厚生労働省が実施している「中高年者縦断調査」の個票（パネルデータ）を用いて、高齢者による高齢者生活支援の参加要因を分析する。パネルデータを利用することで、観察不能な個人効果の影響を除去できるとともに、データで観測した個人の経験を分析に投入することが可能になる。

以下では、先行研究における理論的枠組みと実証結果を確認し、本稿の分析手法と分析結果を述べ、最後に示唆と課題を検討する。

1. 2 現状の概観

ここでは、まず、総務省統計局(2012)「平成23年 社会生活基本調査」の集計データを使って、高齢者のボランティア活動の状況を概観する。表1を見ると、ボランティア活動と言っても、その内容によって行動者率（調査対象の週に活動した割合）が異なる。このことから、ボランティア活動の内容によって参加要因が異なることが想像される。表2では、まず全体と無業者で行動者率の差はそれほど大きくないことが分かる。また、ボランティア活動のうち団体等に参加して行うものが半数を超える点も分かる。表3では、家族への介護を行っている方が、行っていない場合よりも行動者率が高い傾向が見られる。

また、内閣府(2014)「平成25年度 高齢者の地域社会への参加に関する意識調査結果（全体版）」をみると、より多くの高齢者（60歳以上）が参加したいと思っている社会参加活動ほど、より多くの高齢者が参加している傾向が見られる。ただ、例えば高齢者の支援に参加したいと考えている高齢者が全体の11.0%であるのに対し、その中で実際に高齢者の支援に参加しているのは35.5%にとどまり、実際に高齢者の支援に参加しているのは全体の6.7%にすぎない。

2 先行研究

2.1 理論的枠組み

社会貢献活動やボランティア活動に対する経済学の理論的枠組みは、大きく利他的行動と利己的行動に分かれるが、先行研究の多くでは利己的行動として扱われている。利己的行動としては、社会貢献活動やボランティア活動を一種の消費として扱うアプローチと、人的資本の視点から社会貢献活動やボランティア活動を扱うアプローチがある。さらに後者には、社会貢献活動やボランティア活動を人的資本蓄積のための投資として扱うアプローチと、既に蓄積された人的資本の活用として扱うアプローチがある。

2.1.1 一種の消費として扱うアプローチ

一種の消費として扱うアプローチには、Menchik and Weisbrod (1987) をはじめとして、山内 (1997) や Freeman (1997) などの先行研究が存在する。Menchik and Weisbrod (1987) では、人々は次の枠組みで意思決定していると考えられる。

$$\max U(t_l, t_v, D, C)$$

$$\text{s.t. } T = t_m + t_v + t_l \text{ and } C = (wt_m + y - D)(1 - \theta)$$

ここで、 w (市場賃金率)、 T (活動可能時間)、 y (非労働収入)、 θ (所得税率) が所与であり、 t_m (賃労働時間)、 t_l (余暇時間)、 t_v (ボランティア活動時間)、 D (寄付額)、 C (消費支出) を最適化すると考える。このモデルの最適化条件から、賃金率が高い場合にはボランティア活動が抑制され、活動可能時間が多い場合や非労働収入が多い場合にはボランティア活動が促進されることになる。

また吉田 (2004) は、ボランティア活動に対する効用の重み付け α を明示的に導入し、次の枠組みで考える。

$$\max u = U_c(C) + \alpha U_v(V)$$

$$\text{s.t. } T = L + V \text{ and } wL = C + pV$$

ここで、 T (活動可能時間)、 w (市場賃金率)、 p (ボランティア活動の相対的なコスト[対一般消費]) を所与とし、 L (賃労働時間)、 V (ボランティア活動時間)、 C (消費支出) を最適化すると考える。このモデルの最適化条件から、賃金率が高い場合¹やボランティア活動のコストが高い場合にはボランティア活動が抑制され、活動可能時間が多い場合やボランティア活動に対する効用の重み付け α が大きい場合にはボランティア活動が促進されることになる。

吉田 (2004) は、ボランティア活動に対する効用の重み付け α は、過去の社会経験や学習による指向を表すものと考えている。さらにその考察の中では、総務省統計局(2001)において家族に介護を行っている人や介護支援を利用している人の方が行っていない人よりもボランティア活動の行動者率が高いことなどから、これらの経験がボランティア活動の理解を高め、参加確率を高めていると考えている。

また、馬 (2014) は、特に高齢者がボランティア活動に参加する場合、過去の職歴などで蓄積された人的資本がボランティア活動に影響を与えると考える。馬 (2014) は、これを既に蓄積された人的資本の活用として扱うアプローチ (人的資本活用仮説) として、一種の消費として扱うアプローチおよび次述する人的資本蓄積のための投資として扱うアプローチと並ぶ第3のアプローチと整理している。しかし、これはボランティア活動に対する効用の重み付け α に影響する要因の1つとしても整理できる。

2. 1. 2 人的資本蓄積のための投資として扱うアプローチ

Menchik and Weisbrod (1987) は、ボランティア活動を行うと人的資本が蓄積されて将来の賃金率が上昇しうる点に注目し、人々は次の枠組みで意思決定していると考えられる。

¹ ただし、 U_c'' が大きくマイナスでない場合。

$$\max F = (H - V)W_0 + \sum_{i=1}^N \frac{HW_i}{(1+r)^i}$$

ここで、 H （労働可能時間）、 W_0 （0期の賃金率）、 W_i （ボランティア活動によって上昇した i 期の賃金率）、 r （割引率）を所与とし、 V （ボランティア活動時間）を最適化すると考える。すなわち、0期にボランティア活動参加によって機会的に失われる賃金を将来の賃金率上昇が上回るように、ボランティア活動に投資することになる。しかし、0期の賃金率が高いと初年度の機会損失が大きくなるため、ボランティア活動が抑制されることになる。この点は、一種の消費として扱うアプローチにおける市場賃金率の影響と同じ傾向である。

2. 2 実証分析の結果

社会貢献活動全般に関する実証分析のレビューは、海外のものについては小野・馬（2012）に、日本のものは馬（2012）に詳しい記載がある。ここでは、本稿の特徴に関連する、高齢者の社会貢献活動に関する研究と、社会貢献活動の内容に注目した研究とを取り上げる。

2. 2. 1 高齢者の社会貢献活動に対する先行研究

日本における高齢者の社会貢献活動の参加要因を分析した実証研究には、労働政策研究・研修機構（2012）がある。この第1部には、同機構が2009年に実施した「高年齢者の雇用・就業の実態に関する調査」の中にある社会貢献活動に関する設問を利用した定量分析が、複数収載されている。このデータは、55～69歳の男女が対象で、有効回答数3602のうち社会貢献活動に取り組んでいるサンプルが14.9%となっている。

労働政策研究・研修機構（2012）に収載されている馬（2012）およびその改訂版である馬（2014）は、社会貢献活動の参加要因について、経済学の枠組みで分析している。具体的には、社会貢献活動への参加を就業との組み合わせで4類型に区分し、多項 logit モデルで参加要因を分析している。また、ボランテ

ィア活動時間の決定要因は `heckit` モデルで推計している。サンプルは60～69歳に限定され、推計に投入されたサンプル数は、多項 `logit` モデルで684、`heckit` モデルで138である。参加要因に対する推計の結果、本人以外の家族の収入が多いほど、本人の賃金率が低いほど、社会貢献活動への参加が促進される結果になっており、一種の消費として扱うアプローチが支持されている。また、より高齢であるほど社会貢献活動に専念して参加する傾向が確認され、高齢者においては人的資本蓄積のための投資として扱うアプローチが支持されていない。他方、55歳時点で管理職やサービス職、販売職に就いていた場合は同時期に事務職に就いていた場合に比べて社会貢献活動に専念しない傾向や、大学・大学院卒の場合に社会貢献活動に専念して参加する傾向が確認されたことから、既に蓄積された人的資本の活用として扱うアプローチは支持されている。また、これら以外に、男性ダミーは有意でない、健康状態が悪いと社会貢献活動に専念しない傾向や社会貢献活動にも就労にも参加しない傾向がある、配偶者が正規労働者の場合に社会貢献活動に専念しない傾向がある、定年退職を経験していると社会貢献活動に専念する傾向がある、都市規模が大きいほど社会貢献活動に専念しない傾向がある、という結果が得られている。

2. 2. 2 社会貢献活動の内容に注目した先行研究

多くの先行研究では社会貢献活動やボランティア活動が一括りで扱われており、ボランティア活動の内容に着目した研究は限られている。

奥山(2009)は、総務省統計局「社会生活基本調査」(2006年実施)において、ボランティア活動の中でも「まちづくりのための活動」や「自然や環境をまもるための活動」「安全な生活のための活動」の活動者率が他の活動よりも高い点に注目し、2006年に20～89歳を対象に実施された日本版総合的社会調査の個票データ(JGSS-2006, 有効回答数=2124)を使って、地域の清掃活動、リサイクル品の回収、地域のパトロールという地域でのボランティア活動の参加要因を分

析している。その結果、年齢や配偶者有り、義務教育課程の子どももありなど、3つの活動内容のいずれにも同様に有意な要因もあれば、例えば女性ダミーは地域のパトロールには有意でない、大学・大学院卒は地域の清掃活動でのみ有意にマイナスなど、ボランティア活動の内容ごとに影響が異なる要素も見られた。

森ほか(2010)は、ボランティアの募集や仲介を効率的に行うことを念頭に、ボランティア活動の種類による参加者の動機の違いに注目して、独自に収集したWeb調査データ(20~59歳、有効回答数=5488)を分析している。Web調査では15種類のボランティア活動を挙げ、それぞれについて取り組んでもよいと思うかどうかを尋ねている。このデータを使って、各活動に取り組んでもよいと思う要因を分析した結果、ボランティア活動の種類によって有意に働く動機や社会的背景、経済的要因が異なっていた。ここから、ボランティアを募集する際や応募者に活動を紹介する際には、ボランティア活動の種類を細かく同定してその種類に応じて対処する必要がある、そのために受入団体のコーディネーター機能を強化する必要があるとしている。

山本・坂本(2012)は、前述した一種の消費として扱うアプローチと人的資本蓄積のための投資として扱うアプローチの双方においてボランティア活動と賃金率の間に負の相関関係(機会費用仮説)があることに注目し、東日本大震災の前後に同一サンプルに対して実施した調査の個票データ(2011年1月に実施されたKHPS2011とJHPS2011、2011年6月前後に実施された「第1回 東日本大震災に関する特別委調査」、有効回答数=4210)を分析している。その結果、震災前の一般ボランティアには時給が低い人や比較的長時間拘束されていない人ほど参加するという機会費用仮説に整合的な結果が得られたのに対し、震災ボランティアには時給が高い人ほど参加するなど機会費用仮説に反する結果や被災地近隣の居住者や以前からボランティアに参加していた人などが参加する傾向が

あった。震災ボランティアの参加メカニズムは経済合理性による説明では不十分であり、緊急支援が必要な状況では人々が利他的・慈善的な行動をとるというリスクシェアリング機能が働いたと解釈している。なお、この結果のうち、被災地近隣での居住や以前からボランティアに参加していた経験などは、前述した吉田（2004）におけるボランティア活動に対する効用の重み付け α に影響する要素とも考えられる。

3 分析方法

3.1 分析の枠組み

本稿では、高齢者による高齢者生活支援の参加要因を分析する。参加要因は、多くの先行研究と同様に高齢者生活支援の参加を利己的活動として捉え、Menchik and Weisbrod（1987）にならい、ボランティア活動を一種の消費として扱うアプローチと人的資本蓄積のための投資として扱うアプローチの2つの要因を分析する。加えて、吉田（2004）にならい、一種の消費として扱うアプローチにおいてボランティア活動に対する効用の重み付け α を想定し、この重み付け α に影響する要因も分析する。 α に影響する要因は、吉田（2004）が考察の中で指摘した家族に介護を行った経験と、馬（2014）が分析で使用した既に蓄積された人的資本を想定する。家族に介護を行った経験を明示的に分析に取り込んでいるのが、本稿の特徴である。また、先行研究で有意だった個人属性などをコントロール変数として投入する。

言い換えれば、高齢者生活支援に参加したか否かを示すダミー変数²を被説明変数とし、本稿独自の主たる説明変数として、家族に介護を行った経験を投入する。加えて、介護経験の限界効果を明らかにするために、先行研究で扱われ

² 先行研究における理論的枠組みのとおり、本来は高齢者支援活動に費やした時間が経済学上の主な関心事であるが、今回のデータには含まれないため参加した否かを分析対象とした。

た、(1) Menchik and Weisbrod (1987) が一種の消費として扱うアプローチで想定した賃金率や非稼働所得などの要因、(2) 吉田 (2004) が想定したボランティア活動に対する効用の重み付け α に影響する要因として馬 (2014) が分析で使用した職務経験などの既に蓄積された人的資本、(3) Menchik and Weisbrod (1987) が人的資本蓄積のための投資として扱うアプローチの要因、(4) 先行研究で有意だった個人属性などのコントロール変数、を同時に投入する。

3. 2 利用したデータと推計方法

本稿では、厚生労働省が実施している「中高年者縦断調査」の個票データを利用する。「中高年者縦断調査」は、2005年11月に、同年10月末に50～59歳だった者を対象に調査を開始し、以後、毎年同月に調査が実施されている。2005年から2010年まで毎回欠かさず回答があったサンプルは25,157だが、本稿では「高齢者による」社会貢献活動の決定要因を分析するため、このうち2008年の調査時点で満61歳以上だった4,937サンプル（2008～2010年の累計で14,811サンプル）を分析対象とする³。調査票が調査日までの過去1年間の状況を質問しているため、分析対象となる活動は対象者が60歳以上に行った活動となる。対象が2008年以降になっているのは、分析に必要な収入額の内訳（公的年金かそれ以外か）が2008年から調査されているためである。

分析に用いた各変数は、前述した分析の枠組みに沿うように、表5のように定義した⁴。本稿に特徴的な変数は、次のとおりである。

分析対象の活動内容として、高齢者生活支援だけでなく、子育て支援・文化や地域行事も採用しているのは、高齢者生活支援を被説明変数にした結果と子育て支援等を説明した結果とを比較することで、得られた結果が高齢者生活支

³ 調査データとしては2014年調査の結果まで利用可能であるため、今後データ期間を延長した分析を行う予定である。

⁴ 現時点では、吉田 (2004) で有意だった「人口1人あたりの社会福祉費(県・市町村合計)」や馬 (2014) で有意だった「都市規模」を盛り込めていない。今後、検討の上、対処したい。

援に特徴的なものか否かを確認するためである⁵。また、参加形態として「組織を通じて」も設定したのは、(1)地域包括支援ケアシステムのボランティア活用の一環として生活支援サービスのコーディネーターの育成事業が既に始まっており、森ほか(2010)の指摘を踏まえれば、今後は何らかのコーディネートを通じて参加することがボランティア活動の効率性に寄与すると考えられることと、(2)調査票は社会貢献活動に限らず社会参加活動全般を質問の対象にしているため、「ひとりで」や「家族と」の高齢者生活支援には社会貢献活動とは呼べない親族への生活支援が混入している可能性が否定できないこと、のためである⁶。なお、総務省「社会生活基本調査」の結果では、調査票に「ボランティア活動」と明示した上で、介護をしている場合にボランティア活動の行動率が高い傾向が見られる(表3)。そのため、中高年者縦断調査において介護中の参加率が高くても、それが調査票の問題によるものとは直ちに断定できない。

賃金率は、要因分析の推計における内生性の問題や60歳以上を対象とする今回のサンプルでは実際に賃金を得ていないサンプルが多く含まれるため、馬(2014)と同様に別途推計した値を用いた(付表1)。賃金率の推計では説明変数に勤続年数を用いることが多いが、今回のデータでは利用できないため、かわりに初回調査で質問された職歴を利用している。

親族に対する介護経験は、(1)経験前(調査時点までに親族に対する介護の経験がない人)、(2)経験中(調査時点で親族への介護を行っている人)、(3)経験後(調査時点までに親族に対する介護を経験したが、調査時点では親族への介護を行っていない人)、の3つに分けた。経験後の人にとって、高齢者生活支援への参加は既に獲得した経験の活用であり、参加確率が高い可能性がある。経

⁵ 先行研究との比較のために、活動内容を限定せず何らかの社会貢献活動に参加しているかを被説明変数にすることも考えられるが、調査票では社会貢献活動ではなく社会参加活動として尋ねている(最後の活動が「その他の社会参加活動」になっている)ため、「何らかの社会貢献活動」という変数を作成できない。

⁶ ただし、組織を通じた参加率は1~2%程度にとどまる。

験中は、経験がある点では経験後の人と同様に参加確率が高い可能性があるが、現在も介護負担を負っている影響で経験後の人よりは参加確率が低い可能性がある。経験前の人には、活かせる経験がないため参加確率が低い可能性がある⁷。そこで、経験前を基準とするダミー変数として利用した。

年齢は、馬（2014）と同様に、人的資本蓄積のための投資として扱うアプローチの反証の観点で投入した。人的資本蓄積のための投資であれば、年齢が低いほど将来の賃金上昇の恩恵が大きくなるため参加確率が高くなるはずだが、高齢者は将来の賃金上昇に期待しないためにこの傾向が見られないことを想定する。なお、通常は連続変数として投入されるが、今回はデータセットの年齢が61～64歳と狭い幅に限られるため各年齢のダミー変数として投入した。

推計方法は、linear probability モデルを採用した。被説明変数がダミー変数であるため logit モデルや probit モデルを利用する方法も考えられるが、logit モデルや probit モデルでは個体効果の除去について議論があることと、linear probability モデルでは係数の解釈が単純であること、今回のデータセットでは logit モデルの推計で計算が収束しないモデルが多かったこと、のためである。

分析においては、基本的に、男女でデータセットを分けて別個に推計している。これは、この調査の初回は世帯単位で無作為抽出が行われ、その世帯に該当する年齢の人が居れば回答を得るという方法でデータを収集しているためである。つまり、男女を1つのデータセットに統合して分析すると、同じ世帯の夫婦が、実際には家族構成や世帯の経済状況などが同じにもかかわらず、別個の（ランダムと仮定された）サンプルとして扱われてしまうためである。男女

⁷ ただし、経験前の人にとっての高齢者生活支援への参加は、将来発生しうる親族への介護に向けた一種の準備や訓練と捉えれば、人的資本への投資とみられることもできる。しかし、人的資本蓄積のための投資として扱うアプローチが想定している、将来の賃金率が上昇するという意味での人的資本投資ではない。将来発生しうる親族への介護に向けた一種の準備や訓練と捉えたとすれば、それは将来の介護活動への選好という意味で α に影響すると考えられる。この意味では、経験前が参加確率に及ぼす影響はゼロではない。経験前をダミー変数の基準とすることで、他の状態との相対的な影響の差をみることになる。

別のデータセットにしても同一世帯に対象年齢の同性の兄弟がいる場合などの問題は残るが、同居夫婦という典型的なパターンには対処できており問題は軽減しているとみている。一方で、男女でデータセットを分割することにより、全体の傾向が見えなくなるという指摘もある。そこで、男女で分割しないデータセットを利用して性別ダミーと各要因（説明変数）との交差項を投入した場合も、併せて推計した。

$$\text{参加}(0,1) = \beta_0 + \beta_1 \text{各要因} + \beta_2 \text{女性ダミー} + \beta_3 \text{女性ダミー} \cdot \text{各要因}$$

4 推計結果⁸

4.1 参加形態を問わない場合

まず、高齢者への生活支援、および比較対象である子育て支援や地域行事に、何らかの形態で参加しているかを被説明変数として、参加要因を分析した(表8)。

本稿で独自に導入した親族への介護経験の影響を見ると、親族介護の経験中に高齢者支援に参加する確率が高まる傾向が見られた。係数も、男性で0.2473 (linear probability モデルであるため、参加確率が24.73%上昇することを意味する)、女性で0.1657と大きな値になっている。また男性では、親族への介護の経験後も有意になっている。他の活動への影響を見ると、子育て支援には影響がなく、地域行事には親族介護の経験後に参加確率が高まる傾向が男女で見られた。

一種の消費として扱うアプローチに関連する変数の係数を見ると(消費モデルの部分)、女性の高齢者支援で、配偶者(夫)の年金収入が多いと参加確率が高まる傾向が見られた。配偶者(夫)の年金収入の平均値(7.861万円)では、1.3%ほど参加確率が高まる結果となった。他の活動への影響を見ると、特に地域行事に対して男女とも推計賃金率が高いと参加確率が低くなる結果となった。ま

⁸ 以下では、結果を保守的に見るために、有意水準5%で有意だったものについて述べる。

た男性の地域行事では、配偶者(妻)の年金外収入が多いと参加確率が高まる傾向が見られた。

既に蓄積された人的資本の活用として扱うアプローチに関連する変数の係数を見ると、学歴については、男性は高校卒や高専・短大卒の場合に、女性は大学(大学院)卒や高専・短大卒、高校卒の場合に、高齢者支援への参加確率が高まる傾向が見られた。他の活動への影響を見ると、子育て支援には男性の大学(大学院)卒と女性の高専・短大卒で高まる傾向が見られたが、地域行事への有意な影響は見られなかった。職歴については、男女ともに高齢者支援への有意な影響は見られなかった。他の活動への影響を見ると、子育て支援には男女とも「同じ分野に20年以上勤務」すなわち「同じ分野内で転職を経験して20年以上勤めている」場合に参加確率が低い傾向が見られた。

人的資本蓄積のための投資として扱うアプローチに関連する変数(年齢)の係数を見ると、いずれの活動に対しても有意な影響は見られなかった。

各種属性の影響を見ると、主観的健康については男性の高齢者支援以外の活動で、健康状態が悪いと参加確率が低くなる傾向または健康状態が良いと参加確率が高まる傾向が見られた。定年経験は、男性の地域行事で定年経験があると参加確率が高まる傾向が見られた。16歳未満の子との同居は、女性(該当の子が1人の場合)の子育て支援でプラスの、男性(該当の子が複数の場合)の地域行事でマイナスの影響が見られた。また、調査年が2010年のダミー変数は、女性の高齢者支援以外で有意であった。

4. 2 組織を通じた参加の場合

次に、町内会やNPOなどの組織を通じて参加しているかを被説明変数として、参加要因を分析した(表9)。

本稿で独自に導入した親族への介護経験の影響を見ると、男性が親族介護の

経験後に高齢者支援に参加する確率が高まる傾向が見られた⁹。また、女性が親族介護の経験後に地域行事に参加する確率が高まる傾向も見られた¹⁰。

一種の消費として扱うアプローチに関連する変数の係数を見ると（消費モデルの部分）、高齢者支援への影響は男女とも見られなかった。他の活動への影響を見ると、本人の年金収入が多い男性が子育て支援に参加する確率が高まる傾向と、配偶者の年金収入が多い女性が地域行事に参加する確率が高まる傾向が見られた。

既に蓄積された人的資本の活用として扱うアプローチに関連する変数の係数を見ると¹¹、高齢者支援への影響は男女とも見られなかった。他の活動への影響を見ると、学歴については、男性は高校卒や高専・短大卒の場合に、女性は高専・短大卒や高校卒の場合に、子育て支援への参加確率が高まる傾向が見られた。職歴については、男女ともに高齢者支援への有意な影響は見られなかった。他の活動への影響を見ると、子育て支援には男女とも「同じ分野に20年以上勤務」の場合、また女性で「自営業以外で20年以上勤務」、すなわち「異なる分野への転職を経験して20年以上勤めている」の場合に参加確率が低い傾向が見られた。

人的資本蓄積のための投資として扱うアプローチに関連する変数（年齢）の係数を見ると、いずれの活動に対しても有意な影響は見られなかった。

各種属性の影響を見ると、主観的健康については男性の地域行事で、健康状態が良いと参加確率が高まる傾向が見られた。定年経験は、女性の高齢者支援で定年経験があると参加確率が低い傾向が見られた。16歳未満の子との同居は、男性（該当の子が複数の場合）の高齢者支援と女性（該当の子が1人の場合）

⁹ Hausman 検定の結果採用された固定効果モデルの結果。変量効果モデルでは有意でなかった。

¹⁰ 変量効果モデルでは、男性にも同じ傾向が見られた。

¹¹ 固定効果モデルが採用された場合、これらの変数は推計の過程で除外される。固定効果モデルが採用された場合について参考までに変量効果モデルでの結果を見ると、いずれも有意な関係は見られなかった。

の子育て支援でプラスの影響が見られた。また、調査年が2010年のダミー変数は、高齢者支援以外で有意であった。

4. 3 性別ダミーとの交差項で推計した場合

さらに、男女でデータセットを分けることの影響を除外するため、男女で分割しないデータセットで性別ダミーと各要因（説明変数）との交差項を投入した場合でも推計した（表10、表11）。その結果は、特に有意な係数については、男女でデータセットを分けて変量効果モデルで推計した結果と、概ね同じ傾向であった。

例えば、参加形態を問わない場合で、高齢者支援に対する親族介護経験中の係数を見ると、通常(β_1)の係数が0.2472、女性ダミーとの交差項(β_3)の係数が-0.0807で有意になっている。これは、男性で介護中の場合は24.72%、女性で介護中の場合は16.65%（=0.2472-0.0807）だけ参加確率が高まると解釈でき、男女でデータセットを分けて推計した結果（男性24.73%、女性16.57%）とほぼ同じ結果と言える。ただし、参加形態を問わない場合で、高齢者支援に対する親族介護経験中の係数を見ると、男女でデータセットを分けた場合には女性において配偶者の年金収入が有意だったが、データセットを分けなかった場合には女性における配偶者の年金収入は有意とならなかった。

4. 4 分析結果の総括と背景の考察

上記の分析結果は、本稿の問題意識に沿って、次のように整理できる。

まず、参加形態を問わない場合には、他の要因をコントロールしても、親族介護の経験中に高齢者支援へ参加する確率が大幅に高まる傾向が男女ともに見られた。この傾向は、子育て支援や地域行事では見られなかった。また、男性では親族介護の経験後と学歴が高校卒の場合に、女性では配偶者の年金収入が

多い場合や学歴が大学(大学院)卒や高専・短大卒の場合、主観的な健康状態が中央値よりも良い場合に、高齢者支援へ参加する確率が高まる傾向が見られた。これらの有意な要因のうち、男性における親族介護の経験後は地域行事に対して、女性における配偶者の年金収入と主観的健康は地域行事に対して、それぞれ有意な参加要因となっていたが、他の要因は他の活動に共通していなかった。

次に、組織を通じた参加に限定した場合には、男性では親族介護の経験後である場合、女性では定年退職を経験した場合に、高齢者支援活動に参加する可能性が高まる傾向が見られた。この2つの要因については、他の活動に対する有意な影響が見られなかった。

これらの結果を総括すると、親族を介護中の場合に男女とも高齢者支援に参加する確率が高まる傾向が見られた。この結果に対しては、中高年者縦断調査では調査票の設計により親族への介護を高齢者支援に含めて回答している可能性は否定できないが、総務省「社会生活基本調査」の結果では介護をしている場合に高齢者支援などのボランティア活動の行動率が高まる傾向が見られることから(表3)、一定の影響はあるものと推察できる。ただし、男性と比べて、女性の参加確率向上効果は小さかった。また、親族の介護を経験後の場合は、男性でのみ高齢者支援に参加確率が高まる傾向が見られたが、その向上効果は介護中よりも低かった。なお、組織を通じた高齢者支援への参加確率に対しては、親族介護の経験ははっきりした影響がなかった。

これらの背景には、吉田(2004)が指摘したように介護経験が高齢者支援活動の意義への評価を高めた可能性や、高齢者支援のノウハウを得て参加の手間(コスト)が下がった可能性が考えられる。また、介護中に比べて介護後に参加確率への影響が低下している(女性では有意でなくなっている)ことから、親族の介護中には高齢者支援の従事者や施設に接する機会があり、その縁で参加の機会を得ている、すなわち活動先を探す手間が低下している可能性も考え

られる。また、介護中に男性よりも女性の参加確率への効果が小さい背景には、多くの先行研究が指摘するように家庭内の介護負担が女性に偏っていることが考えられるが、介護後においても女性の方が参加確率への影響が小さい（有意でなくなっている）ことや、同様に介護後に参加確率が高まる地域行事においても女性の方が参加確率への影響が小さいことを考えれば、家庭内の介護負担以外の要因が影響している可能性も考えられる。例えば、(1) 女性には介護を経験する前から家事のスキルが備わっており、介護を経験したことによる高齢者支援のスキル向上が男性ほど大きくない、(2) 高齢者支援や地域行事と一口に言っても男性と女性では具体的な活動内容（作業内容）が違い、女性の方が活動の負担が大きい、などの可能性が考えられる。組織を通じた高齢者支援への参加確率に親族介護の経験が影響しなかった背景には、組織を通じた高齢者支援の場合にはその組織が参加者に高齢者支援のノウハウを教育したり経験がなくても参加できる仕組みを構築しており、親族介護経験の有無がそれほど影響しない可能性が考えられる。

5 示唆と課題

本稿では、日本では人口の高齢化が進んで介護サービスの供給が課題になっている中、政府が進める地域包括ケアシステムでは高齢者が高齢者の生活支援の担い手となることが想定されている点に注目し、どのような高齢者が高齢者生活支援の担い手となるか（参加確率が高まるか）を、厚生労働省の中高年齢者縦断調査の個票データを用いて分析した。

分析の結果、調査票の影響には一定の留意が必要なものの、参加形態を問わない場合には、他の要因をコントロールしても親族介護の経験中に高齢者支援へ参加する確率が大幅に高まる傾向が男女ともに見られた。この傾向は、子育て支援や地域行事では見られなかった。また、男性では親族介護の経験後に高

高齢者支援へ参加する確率が高まる傾向が見られ、この傾向は地域行事でも見られた。ただし、介護経験後に高齢者支援への参加確率が高まる効果は介護経験中の効果よりも小さく、また介護中と介護後ともに男性より女性の方が参加確率が高まる効果が小さかった（経験後の女性では有意な効果が見られなかった）。

これらの結果から、次のような政策的示唆が考えられる。まず、高齢者生活支援の参加者を募る際には、他の社会貢献活動とは異なる参加要因があることを踏まえる必要がある。特に男性においては、親族への介護を経験した後であると高齢者生活支援活動に参加する確率が高まる傾向があった。また、一定の留意は必要なものの、男女ともに親族への介護を行っている場合には、高齢者生活支援活動に参加確率が大幅に高まる傾向があった。これらの傾向を踏まえて、効果的に参加者を募ることが期待される。それと同時に、親族への介護を行っている場合に介護負担を軽減するなど、参加可能性をより高めるための基盤の整備も期待される。

一方で、分析上の課題も残されている。まず、本稿での分析対象は参加確率にとどまっており、データの制約で参加時間や提供されたサービスの量的な分析はできなかった。今後、公的なサービスの一部をボランティア活動で補っていくためには、量的な面の分析が必要だろう。また本稿では、男性よりも女性で高齢者生活支援活動への参加確率が低い原因や、組織を通じた高齢者支援への参加確率が低い原因を明らかにできなかった。推察の域を超えないが、具体的な作業内容に踏み込んで分析するなどの対応が求められる。さらに、今回の分析は馬（2014）のようにボランティア活動と就労との組み合わせ方（多項 logit モデルが想定される状況）については考慮できていない。高齢者の就労が進みつつある中、就労とボランティア活動との関係について明らかにすることが求められよう。今後の課題としたい。

参考文献

- Freeman, R. B. (1997) Working for Nothing: The Supply of Volunteer Labor, *Journal of Labor Economics*, Vol.15, No.1, pp.140-166.
- Menchik, P. L. and B. A. Weisbrod (1987) Volunteer Labor Supply, *Journal of Public Economics*, Vol.32, pp.159-183.
- Taniguchi, H. (2006). Men's and Women's Volunteering: Gender Differences in the Effects of Employment and Family Characteristics, *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, vol.35, no.1, pp.83-101.
- 奥山尚子 (2009) 「地域ボランティア活動の決定要因—JGSS-2006 を用いた実証分析—」日本版総合的社会調査共同研究拠点 研究論文集[9] JGSS Research Series No.6 , pp.107-122.
- 小野晶子・馬欣欣 (2012) 「ボランティア活動参加と活動時間に関する先行研究」労働政策研究・研修機構『高齢者の社会貢献活動に関する研究—定量的分析と定性的分析から』JILPT 労働政策研究報告書 No.142, pp.8-13.
- 総務省統計局(2012)『平成23年社会生活基本調査』.
- 内閣府(2014)『平成25年度 高齢者の地域社会への参加に関する意識調査結果(全体版)』
- 馬欣欣 (2012) 「高年齢者が社会活動に参加する決定要因—ボランティア供給を中心に—」労働政策研究・研修機構『高齢者の社会貢献活動に関する研究—定量的分析と定性的分析から』JILPT 労働政策研究報告書 No.142, pp.39-72.
- 馬欣欣 (2014) 「高齢者におけるボランティア供給の決定要因に関する実証分析」『日本労働研究雑誌』No.643, pp.70-80.
- 森保文・森賢三・犬塚裕雅・前田恭伸・浅野敏久・杉浦正吾 (2010) 「参加したいボランティア活動の種類と動機の関係」『ノンプロフィット・レビュー』Vo 1.10 No.1, pp.1-11.

山内直人 (1997) 『ノンプロフィット・エコノミー』, 日本評論社.

山本勲・坂本和靖 (2012) 「震災ボランティア活動参加の決定メカニズム」 瀬古美喜・山本勲・樋口美雄・照山博司・慶應一京大連携グローバルCOE編『日本の家計行動のダイナミズムVIII : 東日本大震災が家計に与えた影響』慶應義塾大学出版会, pp.205-232.

吉田浩 (2004) 「ボランティア活動規定要因の実証分析～家計が供給する社会福祉～」 TERG Discussion Papers 178.

労働政策研究・研修機構 (2012) 『高齢者の社会貢献活動に関する研究一定量的分析と定性的分析から』 JILPT 労働政策研究報告書 No.142.

表1 中高年者のボランティア活動の全体的な状況（平成23年社会生活基本調査）

	標本数	推定人口(千人)	行動者率(%)											
			総数	健康や医療サービスに関する活動	高齢者を対象とした活動	障害者を対象とした活動	子供を対象とした活動	スポーツ・文化・芸術に関する活動	まちづくりのための活動	安全な生活のための活動	自然や環境を守るための活動	災害に関係した活動	国際協力に関する活動	その他
全体														
50～54歳	6,011	3,767	30.3	3.6	3.4	1.7	7.8	4.6	13.9	5.6	5.7	5.0	1.4	2.5
55～59歳	6,885	4,051	28.3	3.0	4.4	1.6	4.6	3.9	14.3	6.0	5.9	3.9	1.2	2.8
60～64歳	8,999	5,124	27.1	2.0	5.8	1.7	4.3	3.7	14.0	6.1	5.7	3.4	1.0	2.3
65～69歳	6,234	3,659	28.9	1.8	7.6	2.1	5.1	3.7	14.7	5.8	6.1	3.2	1.1	2.8
70～74歳	5,619	3,218	28.0	1.7	7.8	1.9	4.5	3.3	14.5	6.9	5.8	2.3	1.0	2.5
75歳以上	9,584	5,140	17.9	0.9	4.5	0.8	2.2	2.1	9.9	3.4	3.3	1.1	0.6	1.4
男性														
50～54歳	6,011	3,767	29.0	3.7	2.1	1.1	6.8	6.2	13.9	6.4	5.9	4.4	1.0	2.2
55～59歳	6,885	4,051	26.9	3.0	1.8	1.1	4.2	4.9	14.7	7.2	6.0	3.6	0.9	2.4
60～64歳	8,999	5,124	27.0	1.5	3.1	0.9	3.7	4.4	15.7	7.9	6.4	3.0	0.7	2.2
65～69歳	6,234	3,659	29.4	1.3	4.7	1.4	4.9	4.6	16.6	8.1	6.5	3.0	1.1	2.5
70～74歳	5,619	3,218	31.4	1.4	6.6	1.7	5.2	4.2	17.5	10.2	7.1	2.0	1.0	2.9
75歳以上	9,584	5,140	22.0	0.9	4.8	0.8	3.1	3.3	12.9	5.3	4.6	1.0	0.9	1.8
女性														
50～54歳	6,655	3,790	31.6	3.5	4.7	2.2	8.8	3.1	13.8	4.9	5.5	5.6	1.8	2.8
55～59歳	7,460	4,144	29.7	3.1	6.9	2.1	5.0	2.9	13.9	4.7	5.9	4.3	1.4	3.3
60～64歳	9,421	5,355	27.2	2.4	8.3	2.5	4.8	3.0	12.4	4.3	5.1	3.9	1.3	2.5
65～69歳	6,781	4,029	28.4	2.2	10.2	2.7	5.3	2.9	12.9	3.7	5.6	3.4	1.1	3.1
70～74歳	6,577	3,734	25.0	1.9	8.8	2.0	4.0	2.5	12.0	4.0	4.7	2.5	1.0	2.0
75歳以上	13,913	7,825	15.3	0.9	4.3	0.8	1.6	1.4	8.0	2.1	2.4	1.2	0.5	1.2

(資料) 総務省統計局(2012)「平成23年社会生活基本調査」第60表。

表2 中高年者のボランティア活動の参加形態と就業状況（平成23年社会生活基本調査）

	標本数	推定人口(千人)	行動者率(%)								
			ボランティア活動全体	高齢者を対象とした活動	団体に加入している	子供を対象とした活動	団体に加入している	スポーツ・文化・芸術・学術に関する活動	団体に加入している	まちづくりのための活動	団体に加入している
男性											
全体											
50～54歳	6,011	3,767	29.0	2.1	1.0	6.8	5.4	6.2	5.0	13.9	11.9
55～59歳	6,885	4,051	26.9	1.8	1.1	4.2	3.5	4.9	3.9	14.7	12.6
60～64歳	8,999	5,124	27.0	3.1	2.0	3.7	3.0	4.4	3.5	15.7	13.3
65～69歳	6,234	3,659	29.4	4.7	3.3	4.9	3.9	4.6	3.7	16.6	14.1
70～74歳	5,619	3,218	31.4	6.6	4.8	5.2	4.2	4.2	3.3	17.5	14.2
75歳以上	9,584	5,140	22.0	4.8	3.7	3.1	2.4	3.3	2.7	12.9	10.6
無業者											
50～54歳	300	185	16.6	1.1	-	3.2	2.1	3.4	1.8	7.3	6.1
55～59歳	522	338	12.0	0.7	0.4	2.2	1.9	2.8	2.4	6.0	4.7
60～64歳	2,138	1,286	22.6	3.5	2.6	2.7	2.0	3.4	2.6	11.8	9.2
65～69歳	2,863	1,695	28.6	4.9	3.7	4.8	3.9	4.3	3.5	16.4	14.0
70～74歳	3,344	1,950	29.6	6.9	5.0	5.3	4.3	4.2	3.1	16.5	13.2
75歳以上	7,272	4,005	19.7	4.7	3.7	2.7	2.2	3.0	2.6	11.6	9.5
女性											
全体											
50～54歳	6,655	3,790	31.6	4.7	2.4	8.8	6.7	3.1	2.4	13.8	12.2
55～59歳	7,460	4,144	29.7	6.9	3.9	5.0	3.7	2.9	2.4	13.9	11.8
60～64歳	9,421	5,355	27.2	8.3	5.6	4.8	3.6	3.0	2.3	12.4	10.5
65～69歳	6,781	4,029	28.4	10.2	7.3	5.3	4.3	2.9	2.3	12.9	10.8
70～74歳	6,577	3,734	25.0	8.8	6.2	4.0	3.2	2.5	2.2	12.0	9.9
75歳以上	13,913	7,825	15.3	4.3	3.0	1.6	1.3	1.4	1.0	8.0	6.6
無業者											
50～54歳	1,517	941	32.6	4.6	2.3	9.9	7.3	3.7	2.7	13.2	11.9
55～59歳	2,399	1,415	30.0	7.3	3.9	5.9	4.4	3.3	2.8	14.1	12.3
60～64歳	4,603	2,708	26.9	9.0	6.0	4.6	3.2	2.8	2.2	12.3	10.3
65～69歳	4,477	2,683	28.4	10.3	7.7	5.5	4.3	2.8	2.0	13.3	11.2
70～74歳	4,985	2,909	24.6	8.6	6.2	4.2	3.3	2.5	2.1	11.8	9.8
75歳以上	12,448	7,096	14.3	4.0	2.7	1.5	1.2	1.3	1.0	7.3	6.0

(注1) 上記以外のボランティア活動も調査されているが、上表では、厚生労働省「中高年者縦断調査」の設問に近いものだけを取り上げた。

(注2) 調査票には、各活動の具体例が次のようにカッコ書きで記載されている。

高齢者を対象とした活動（高齢者の日常生活の手助け 高齢者とのレクリエーション など）

子供を対象とした活動（子供会の世話 子育て支援ボランティア 学区行事の手伝い など）

スポーツ・文化・芸術・学術に関する活動（スポーツを教えること 日本古来の文化を広めること 美術館ガイド 講演会・シンポジウム等の開催 など）

まちづくりのための活動（道路や公園等の清掃 花いっぱい運動 まちおこし など）

(注3) 調査票には、団体の種別が次のように記載されている。種別ごとの結果は、上表では省略した。

ボランティアを目的とするクラブ・サークル・市民団体など、NPO(特定非営利活動法人)、

地域社会とのつながりの強い町内会などの組織、その他の団体

(注4) 有業者と無業者の内訳（"主に仕事"などの種別別）の結果は、上表では省略した。

(資料) 総務省統計局(2012)「平成23年社会生活基本調査」第60表、第61表。

表3 中高年者のボランティア活動と介護実施の状況（平成23年社会生活基本調査）

	全体					無業者								
	標本数	推定人口(千人)	行動者率(%)			標本数	推定人口(千人)	行動者率(%)						
			ボランティア活動全体	高齢者を対象とした活動	子供を対象とした活動	スポーツ・文化・芸術・学術に 関係した活動			ボランティア活動全体	高齢者を対象とした活動	子供を対象とした活動	スポーツ・文化・芸術・学術に 関係した活動		
男性														
介護をしていない														
50～59歳	11,702	7,120	27.5	1.5	5.4	5.4	14.2	712	448	13.7	0.6	2.5	3.1	6.3
60～69歳	13,772	8,018	27.3	3.3	4.1	4.5	15.5	4,518	2,721	25.4	4.0	3.8	3.8	14.0
70歳以上	14,326	7,856	25.4	5.4	3.8	3.6	14.5	9,992	5,577	22.7	5.3	3.5	3.2	12.9
介護をしている														
50～59歳	1,194	698	31.8	6.2	5.8	6.5	15.9	110	74	12.8	2.4	2.8	2.7	7.3
60～69歳	1,461	764	35.1	8.0	5.3	4.4	21.7	483	259	31.9	7.7	5.0	5.1	19.0
70歳以上	877	502	29.1	7.3	4.9	5.1	17.5	624	378	27.1	6.6	4.4	4.8	17.4
女性														
介護をしていない														
50～59歳	11,962	6,710	28.9	4.9	6.6	2.8	13.5	3,195	1,914	28.9	5.4	7.2	2.9	13.2
60～69歳	14,316	8,363	27.3	8.8	4.9	2.9	12.5	8,005	4,801	27.4	9.5	5.0	2.9	12.9
70歳以上	19,211	10,859	18.3	5.7	2.3	1.8	9.3	16,356	9,409	17.1	5.2	2.2	1.7	8.6
介護をしている														
50～59歳	2,153	1,224	40.0	10.9	8.3	4.4	16.1	721	441	40.4	9.7	8.7	5.8	16.0
60～69歳	1,886	1,020	31.7	11.7	5.5	3.6	14.1	1,075	589	29.4	10.3	5.2	2.2	12.2
70歳以上	1,279	700	20.8	7.7	3.3	1.5	9.8	1,077	596	19.5	7.0	3.2	1.2	9.4

(注1) 上記以外のボランティア活動も調査されているが、上表では、厚生労働省「中高年者縦断調査」の設問に近いものだけを取り上げた。

(資料) 総務省統計局(2012)「平成23年社会生活基本調査」第66表。

表4 高齢者の参加したい社会参加活動と参加している社会参加活動（ともに複数回答）

（平成25年度 高齢者の地域社会への参加に関する意識調査）

	総数	健康・スポーツ	趣味	地域行事	生活環境改善	生産・就業	教育関連・文化啓発活動	安全管理	高齢者の支援	子育て支援	その他	活動・参加した(計)	活動・参加したものはない
【総数】	1999	33.7	21.4	19.0	9.0	8.4	6.8	6.7	6.7	4.9	3.6	61.0	39.0
Q5【参加したい活動】													
健康・スポーツ	893	64.7	26.7	22.7	11.2	10.9	8.8	9.4	9.1	6.9	3.4	81.4	18.6
趣味	525	41.3	62.7	18.7	10.7	9.9	9.9	9.0	10.7	6.7	3.8	82.5	17.5
地域行事	382	45.5	29.1	62.3	18.8	13.9	14.1	14.7	13.6	9.7	3.7	86.9	13.1
生活環境改善	251	46.2	28.3	37.8	38.6	18.7	17.1	19.9	16.7	10.0	4.0	82.1	17.9
生産・就業	301	40.9	23.9	26.6	19.9	35.2	11.3	11.0	11.3	8.0	1.3	77.4	22.6
教育関連・文化啓発活動	171	46.2	39.8	32.7	20.5	14.0	45.6	13.5	19.9	9.9	2.3	85.4	14.6
安全管理	162	48.1	25.9	38.9	22.2	17.3	16.7	43.8	21.6	9.3	3.7	86.4	13.6
高齢者の支援	220	45.0	30.5	29.5	18.2	12.7	14.1	16.4	35.5	13.2	5.5	84.1	15.9
子育て支援	160	45.6	30.0	29.4	15.0	15.0	12.5	10.6	18.8	34.4	4.4	80.0	20.0
その他	40	35.0	32.5	15.0	5.0	5.0	2.5	2.5	7.5	2.5	47.5	80.0	20.0
活動・参加したいものはない	549	4.7	3.1	5.5	2.2	1.6	1.5	0.5	1.1	1.1	2.7	15.5	84.5
活動・参加したい(計)	1450	44.7	28.3	24.1	11.5	11.0	8.8	9.0	8.8	6.3	3.9	78.3	21.7

(資料) 内閣府(2014)「平成25年度 高齢者の地域社会への参加に関する意識調査結果(全体版)」, p.33.

表5 分析に利用した変数

活動参加	活動していれば1をとるダミー変数。下記の3つの活動内容と2つの活動形態の組合わせで計6種類の変数を定義。
活動内容	「高齢者支援」、「子育て支援・文化」(表では子育て支援と略記)、「地域行事」。詳細な定義は調査票参照。
活動形態	「不問」は調査票の「活動の有無」への回答。「組織を通じて」は、調査票の「活動の方法」の「町内会・自治会」または「NPO・公益法人等の団体」に当てはまる場合に該当。
介護経験	
親族介護(週7h超)経験	まず、親族への介護の時間が週7時間を越えると回答した場合に1をとるダミー変数を作成。週7時間は、親族への介護時間が0時間超のサンプルにおける介護時間の中央値。次に、そのダミー変数が、調査初年(2005年)から当該調査年までゼロであれば「経験前」、当該調査年に1であれば「経験中」、それ以外(調査初年(2005年)から当該調査前年までに少なくとも1度は1があり、かつ当該調査年ではゼロの場合)は「経験後」とした。ダミー変数化して利用。
消費モデル	
本人_推計賃金率	同調査のデータから推計した賃金率(時給。付表1参照)。推計投入時の単位は千円/時。
配偶_年金収入	配偶者の各年10月の公的年金収入額(2か月分)の半額(1か月分)。単位は万円。配偶者がいない場合はゼロ。
配偶_年金外収入	配偶者の各年10月の公的年金以外の収入額(2か月分)の半額(1か月分)。単位は万円。配偶者がいない場合はゼロ。
本人_年金収入	本人の各年10月の公的年金収入額(2か月分)の半額(1か月分)。回答の単位は万円、推計投入時の単位は万円。
世帯_金融純資産	「世帯の預貯金額(株・債券を含む)」から「世帯の借入額」を控除した金額。単位は百万円。
人的資本活用	
学歴	「中学」「高校」「高専短大」(高専・短大・専門学校)「大学(院)」(大学・大学院)「その他」ごとにダミー変数化して利用。
職歴	第1回(2006年調査)における「これまでの働き方」。ダミー変数化して利用。
人的資本投資	
年齢	本人の満年齢(各年11月1日現在)。
個人属性	
主観的健康(中央値比)	調査票の「現在の健康状態」(「大変良い」から「大変悪いまで」の6段階の選択式)に対する回答が、中央値(どちらかと言えば悪い)より良いか悪いかの名義変数。ダミー変数化して利用。
定年退職経験	調査年までに定年退職した経験があれば1をとり、1以外は、就業していない場合も含めてゼロとなるダミー変数。
家族属性	
16歳未満の同居の子の数	16歳未満の同居の子の数が、ゼロか1か複数(2以上)かをとり名義変数。ダミー変数化して利用。
16歳以上無収入同居者の数	16歳以上の無収入の同居者(続柄不問)の数が、ゼロか1か複数(2以上)かをとり名義変数。ダミー変数化して利用。
地域属性	
有効求人倍率	各年の都道府県別有効求人倍率。
調査属性	
調査年=2010	調査年が2010の場合に1をとるダミー変数。2010年から、回収方法が留置回収から郵送に変更され、社会活動に関する調査票の様式も若干変わったため設定。

表6 調査票（抜粋）

2009 年以前

問32 あなたはこの1年間（平成20年11月～平成21年10月）に、次の①～⑥の活動をしましたか。活動した場合には、その活動の状況についてお答えください。

なお、1つの活動のうち複数のことを行った場合は、最も力をいれて行ったことについて記入してください。

〔例：①のうち、囲碁と旅行をしたが、最も力をいれたことが囲碁の場合は、
囲碁の活動の状況を記入します。〕

	活動の有無	1か月の平均活動回数	活動の方法					活動地域		今後の活動意		の志 やめたい
			ひとりで (家族や友人と 同僚等を除く)	勤め先の同僚と (元同僚を含む)	町内会・自治会	NPO・公益 法人等の団体	主に地元で活動	地元を越えた活動	継続したい	わからない		
①趣味・教養 (囲碁、盆栽、旅行など)	1 あり 2 なし		1	2	3	4	5	1	2	1	2	3
②スポーツ・健康 (ウォーキング・球技など)	1 あり 2 なし		1	2	3	4	5	1	2	1	2	3
③地域行事 (町内会の催しなど)	1 あり 2 なし	月 <input type="text"/> 回	1	2	3	4	5	1	2	1	2	3
④子育て支援・教育・文化 (子供会の役員など)	1 あり 2 なし	月 <input type="text"/> 回	1	2	3	4	5	1	2	1	2	3
⑤高齢者支援 (家事支援・移送など)	1 あり 2 なし	月 <input type="text"/> 回	1	2	3	4	5	1	2	1	2	3
⑥その他の社会参加活動	1 あり 2 なし	月 <input type="text"/> 回	1	2	3	4	5	1	2	1	2	3

2010 年以降

問24 あなたはこの1年間（平成21年11月～平成22年10月）に、次のような活動をしましたか。活動した場合には、その活動の状況についてお答えください。

活動の有無	活動が「あり」の場合、 記入してください。	活動の方法 (あてはまる番号すべてに○)					満足度 (あてはまる番号1つに○)				
		ひとりで (家族や友人と 同僚等を除く)	勤め先の同僚と (元同僚を含む)	町内会・自治会	NPO・公益 法人等の団体	満足	やや満足	普通	やや不満	不満	
趣味・教養 (囲碁、料理、旅行など)	1 あり 2 なし	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
スポーツ・健康 (ウォーキング・球技など)	1 あり 2 なし	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
地域行事 (町内会の催しなど)	1 あり 2 なし	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
子育て支援・教育・文化 (子供会の役員など)	1 あり 2 なし	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
高齢者支援 (家事支援・移送など)	1 あり 2 なし	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
その他の社会参加活動	1 あり 2 なし	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5

表7 記述統計量

	男性				女性			
	活動: 高齢者 子育て 地域				活動: 高齢者 子育て 地域			
	N: 3885 3887 3899				N: 2701 2701 2704			
	Mean	S.D.	Min	Max	Mean	S.D.	Min	Max
活動参加								
高齢者支援(参加形態不問)	0.056	0.230	0	1	0.077	0.266	0	1
子育て支援(参加形態不問)	0.043	0.204	0	1	0.048	0.213	0	1
地域行事(参加形態不問)	0.373	0.484	0	1	0.389	0.488	0	1
高齢者支援(組織を通じて)	0.014	0.117	0	1	0.021	0.145	0	1
子育て支援(組織を通じて)	0.029	0.167	0	1	0.026	0.160	0	1
地域行事(組織を通じて)	0.317	0.465	0	1	0.315	0.464	0	1
介護経験								
親族介護(週7h超)=経験前	(base level)				(base level)			
親族介護(週7h超)=経験中	0.035	0.184	0	1	0.060	0.237	0	1
親族介護(週7h超)=経験後	0.052	0.222	0	1	0.080	0.272	0	1
消費モデル								
本人_推計賃金率	1.321	0.516	0.389	5.693	0.857	0.251	0.264	2.473
配偶_年金収入	1.115	3.034	0	33	7.861	8.429	0	34
配偶_年金外収入	7.195	17.018	0	250	14.251	22.985	0	260
本人_年金収入	6.991	7.048	0	25	4.469	4.722	0	25
世帯_金融純資産	8.389	15.540	-60	72	9.211	15.795	-63.5	70.32
人的資本活用								
学歴=中学	(base level)				(base level)			
学歴=高校	0.472	0.499	0	1	0.538	0.499	0	1
学歴=高専短大	0.057	0.233	0	1	0.175	0.380	0	1
学歴=大学(院)	0.256	0.436	0	1	0.053	0.225	0	1
学歴=その他	0.012	0.107	0	1	0.007	0.081	0	1
職歴=同じ会社20年以上	(base level)				(base level)			
職歴=同じ分野20年以上	0.223	0.416	0	1	0.174	0.380	0	1
職歴=自営以外20年以上	0.079	0.269	0	1	0.186	0.389	0	1
職歴=自営業で20年以上	0.172	0.378	0	1	0.186	0.389	0	1
職歴=中断以後は不就業	0.002	0.045	0	1	0.024	0.153	0	1
職歴=その他の就業経歴	0.032	0.176	0	1	0.214	0.410	0	1
職歴=収入伴う就労歴無	0.001	0.023	0	1	0.008	0.088	0	1
人的資本投資								
年齢=61歳	(base level)				(base level)			
年齢=62歳	0.345	0.475	0	1	0.342	0.475	0	1
年齢=63歳	0.364	0.481	0	1	0.314	0.464	0	1
年齢=64歳	0.131	0.338	0	1	0.109	0.312	0	1
個人属性								
主観的健康=中央値より悪	0.178	0.382	0	1	0.170	0.376	0	1
主観的健康=中央値と同じ	(base level)				(base level)			
主観的健康=中央値より良	0.386	0.487	0	1	0.392	0.488	0	1
定年退職=経験なし	(base level)				(base level)			
定年退職=経験済	0.246	0.431	0	1	0.157	0.364	0	1
家族属性								
16歳未満の同居の子=0名	(base level)				(base level)			
16歳未満の同居の子=1名	0.007	0.082	0	1	0.001	0.027	0	1
16歳未満の同居の子=複数	0.002	0.045	0	1	0.000	0.000	0	0
16歳以上無収入同居者=0名	(base level)				(base level)			
16歳以上無収入同居者=1名	0.118	0.323	0	1	0.088	0.284	0	1
16歳以上無収入同居者=複数	0.010	0.097	0	1	0.006	0.074	0	1
地域属性								
有効求人倍率	0.623	0.263	0.288	1.686	0.657	0.281	0.288	1.686
調査属性								
調査年=2010	0.345	0.475	0	1	0.318	0.466	0	1

(注) 被説明変数によって分析対象サンプル数に若干の違いがあるが、説明変数の記述統計量はほとんど同じであったため、被説明変数が「高齢者支援」の場合の値を記載した。

表8 推計1の結果：介護経験の影響（参加形態を問わない場合）

	従属変数 高齢者支援		高齢者支援		子育て支援		地域行事	
	サンプル	男性	女性	男性	女性	男性	女性	
採用モデル	変量効果		変量効果		変量効果		変量効果	
	b (se)	b (se)	b (se)					
介護経験								
親族介護(週7h超)=経験前	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
親族介護(週7h超)=経験中	0.2473 *** (.0203)	0.1657 *** (.0221)	0.0217 (.0184)	-0.0034 (.0169)	0.0676 * (.0405)	0.0568 (.0389)		
親族介護(週7h超)=経験後	0.0552 *** (.0184)	0.0315 (.0214)	0.0034 (.0169)	0.0141 (.0172)	0.1089 *** (.0401)	0.0890 ** (.0393)		
消費モデル								
本人_推計賃金率	0.0062 (.0101)	0.0019 (.0267)	-0.0048 (.0093)	-0.0100 (.0211)	-0.0707 *** (.0217)	-0.0964 ** (.0489)		
配偶_年金収入	0.0010 (.0013)	0.0016 ** (.0007)	0.0000 (.0011)	0.0010 * (.0006)	0.0015 (.0026)	0.0030 ** (.0013)		
配偶_年金外収入	-0.0000 (.0002)	0.0004 (.0002)	-0.0001 (.0002)	0.0002 (.0002)	0.0015 *** (.0004)	0.0008 * (.0004)		
本人_年金収入	0.0004 (.0006)	0.0007 (.0014)	0.0002 (.0006)	0.0020 * (.0011)	0.0004 (.0013)	0.0022 (.0025)		
世帯_金融純資産	0.0005 * (.0003)	-0.0001 (.0004)	0.0000 (.0003)	-0.0002 (.0003)	0.0006 (.0006)	0.0008 (.0007)		
人的資本活用								
学歴=中学	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
学歴=高校	0.0231 ** (.0115)	0.0284 * (.0160)	0.0138 (.0106)	0.0226 * (.0133)	0.0322 (.0263)	0.0137 (.0299)		
学歴=高専短大	0.0359 * (.0202)	0.0440 ** (.0206)	0.0124 (.0186)	0.0601 *** (.0172)	0.0497 (.0461)	0.0310 (.0385)		
学歴=大学(院)	0.0115 (.0150)	0.0655 ** (.0328)	0.0293 ** (.0139)	0.0166 (.0275)	0.0322 (.0341)	0.0104 (.0620)		
学歴=その他	0.0348 (.0401)	0.0225 (.0739)	-0.0087 (.0370)	-0.0098 (.0609)	0.0872 (.0921)	0.0840 (.1374)		
職歴=同じ会社20年以上	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
職歴=同じ分野20年以上	0.0002 (.0113)	0.0089 (.0205)	-0.0266 ** (.0104)	-0.0397 ** (.0172)	-0.0165 (.0258)	-0.0646 * (.0386)		
職歴=自営以外20年以上	-0.0074 (.0168)	0.0092 (.0210)	-0.0101 (.0155)	-0.0316 * (.0176)	-0.0533 (.0386)	-0.0164 (.0395)		
職歴=自営業で20年以上	0.0027 (.0133)	-0.0046 (.0217)	0.0135 (.0123)	-0.0044 (.0180)	0.0590 * (.0301)	0.0555 (.0406)		
職歴=中断以後は不就業	-0.0890 (.0993)	0.0059 (.0438)	-0.0500 (.0926)	-0.0349 (.0365)	-0.3133 (.2360)	-0.0368 (.0820)		
職歴=その他の就業経歴	-0.0238 (.0256)	-0.0032 (.0208)	-0.0161 (.0237)	-0.0239 (.0173)	-0.0854 (.0593)	-0.0139 (.0390)		
職歴=収入伴う就労歴無	-0.0393 (.1838)	-0.0511 (.0726)	-0.0513 (.1700)	0.0002 (.0609)	0.0742 (.4227)	-0.0347 (.1367)		

(つづく)

(つづき)

	従属変数 高齢者支援		子育て支援		地域行事		
	サンプル	男性	女性	男性	女性	男性	女性
	採用モデル	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果	変量効果
	b (se)	b (se)	b (se)	b (se)	b (se)	b (se)	
人的資本投資							
年齢=61歳	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
年齢=62歳	0.0082 (.0112)	0.0082 (.0136)	-0.0004 (.0100)	0.0050 (.0101)	-0.0263 (.0211)	0.0211 (.0236)	
年齢=63歳	0.0066 (.0155)	0.0206 (.0216)	0.0088 (.0140)	-0.0078 (.0167)	-0.0340 (.0317)	0.0124 (.0385)	
年齢=64歳	0.0103 (.0221)	0.0103 (.0315)	0.0041 (.0202)	-0.0079 (.0249)	-0.0452 (.0469)	0.0193 (.0570)	
個人属性							
主観的健康=中央値より悪	-0.0080 (.0106)	0.0192 (.0152)	-0.0154 (.0096)	-0.0234 ** (.0116)	-0.0462 ** (.0209)	-0.0282 (.0269)	
主観的健康=中央値と同じ	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
主観的健康=中央値より良	0.0113 (.0082)	0.0235 ** (.0114)	0.0122 * (.0074)	0.0048 (.0085)	0.0154 (.0160)	0.0436 ** (.0199)	
定年退職=経験なし	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
定年退職=経験済	-0.0138 (.0106)	-0.0276 (.0185)	-0.0047 (.0098)	0.0052 (.0153)	0.0551 ** (.0234)	0.0306 (.0346)	
家族属性							
16歳未満の同居の子=0名	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
16歳未満の同居の子=1名	-0.0453 (.0493)	-0.0450 (.1973)	0.0582 (.0450)	0.4693 *** (.1474)	0.0180 (.1036)	0.3774 (.3448)	
16歳未満の同居の子=複数	0.0475 (.0865)	0.0000	-0.0358 (.0789)	0.0000	-0.4061 ** (.1824)	0.0000	
16歳以上無収入同居者=0名	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
16歳以上無収入同居者=1名	-0.0159 (.0119)	0.0105 (.0188)	-0.0040 (.0108)	-0.0003 (.0144)	0.0213 (.0239)	-0.0137 (.0334)	
16歳以上無収入同居者=複数	-0.0125 (.0392)	0.0635 (.0657)	-0.0131 (.0354)	0.0435 (.0483)	0.1015 (.0759)	0.1290 (.1134)	
地域属性							
有効求人倍率	-0.0208 (.0171)	0.0333 (.0225)	-0.0108 (.0154)	0.0044 (.0172)	-0.0604 * (.0339)	-0.0378 (.0398)	
調査属性							
調査年=2010	0.0310 *** (.0119)	0.0261 (.0184)	0.0314 *** (.0107)	0.0303 ** (.0137)	0.1029 *** (.0233)	0.1238 *** (.0319)	
定数項	0.0119 (.0248)	-0.0353 (.0370)	0.0311 (.0226)	0.0232 (.0295)	0.4297 *** (.0523)	0.3587 *** (.0676)	
N	3885	2701	3887	2701	3899	2704	

(注) プーリングモデルか変量効果モデルか固定効果モデルかの選択は、Hausman検定に従った。

表9 推計2の結果：介護経験の影響（組織を通じた参加の場合）

	従属変数		高齢者支援		子育て支援		地域行事		(参考)	
	サンプル	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	男性	
	採用モデル	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果	
	b (se)	b (se)	b (se)	b (se)	b (se)	b (se)	b (se)	b (se)	b (se)	
介護経験										
親族介護(週7h超)=経験前	0.0000		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
親族介護(週7h超)=経験中	0.0249 (.0212)		0.0189 (.0123)		0.0122 (.0151)		0.0056 (.0132)		0.0177 (.0692)	0.0246 (.0381)
親族介護(週7h超)=経験後	0.0604 ** (.0280)		-0.0025 (.0116)		0.0051 (.0140)		0.0144 (.0127)		0.1415 (.0913)	0.0797 ** (.0374)
消費モデル										
本人_推計貸金率	0.0089 (.0127)		-0.0208 (.0146)		0.0021 (.0076)		-0.0127 (.0158)		-0.0015 (.0412)	-0.0850 * (.0467)
配偶_年金収入	-0.0002 (.0011)		0.0006 (.0004)		0.0001 (.0009)		0.0004 (.0004)		-0.0011 (.0037)	0.0036 *** (.0012)
配偶_年金外収入	0.0000 (.0002)		0.0002 (.0001)		-0.0000 (.0002)		0.0000 (.0001)		0.0006 (.0007)	0.0008 * (.0004)
本人_年金収入	-0.0004 (.0005)		0.0010 (.0008)		0.0010 ** (.0005)		0.0007 (.0008)		-0.0025 (.0018)	0.0031 (.0024)
世帯_金融純資産	0.0004 (.0004)		-0.0003 (.0002)		-0.0002 (.0002)		0.0001 (.0002)		-0.0023 * (.0012)	0.0005 (.0007)
人的資本活用										
学歴=中学	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	0.0000
学歴=高校	0.0000		0.0050 (.0085)		0.0066 (.0088)		0.0188 ** (.0094)		0.0036 (.0278)	0.0024 (.0057)
学歴=高専短大	0.0000		0.0043 (.0110)		0.0134 (.0155)		0.0313 *** (.0121)		0.0137 (.0359)	0.0067 (.0100)
学歴=大学(院)	0.0000		0.0300 * (.0175)		0.0140 (.0115)		0.0194 (.0194)		0.0000 (.0577)	-0.0077 (.0074)
学歴=その他	0.0000		0.0292 (.0399)		-0.0002 (.0307)		0.0002 (.0437)		0.0000 (.1290)	0.1388 (.0198)
職歴=同じ会社20年以上	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	0.0000
職歴=同じ分野20年以上	0.0000		-0.0099 (.0110)		-0.0200 ** (.0086)		-0.0279 ** (.0121)		0.0000 (.0359)	-0.0316 (.0056)
職歴=自営以外20年以上	0.0000		-0.0141 (.0112)		-0.0032 (.0129)		-0.0269 ** (.0124)		0.0000 (.0367)	-0.0050 (.0083)
職歴=自営業で20年以上	0.0000		-0.0088 (.0116)		0.0011 (.0102)		-0.0033 (.0128)		0.0000 (.0380)	0.0509 (.0066)
職歴=中断以後は不就業	0.0000		-0.0063 (.0235)		-0.0275 (.0771)		-0.0220 (.0259)		0.0000 (.0766)	-0.0456 (.0486)
職歴=その他の就業経歴	0.0000		-0.0180 (.0111)		-0.0103 (.0197)		-0.0107 (.0122)		0.0034 (.0363)	-0.0100 (.0126)
職歴=収入伴う就労歴無	0.0000		-0.0345 (.0388)		-0.0256 (.1411)		-0.0324 (.0428)		0.0000 (.1269)	0.0045 (.0911)

(つづく)

(つづき)

							(参考)		
	従属変数	高齢者支援		子育て支援		地域行事		高齢者支援	地域行事
	サンプル	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	男性
採用モデル	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果	固定効果	変量効果	変量効果	変量効果	
人的資本投資									
年齢=61歳		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
年齢=62歳		0.0175 *	-0.0014	0.0097	-0.0076	-0.0185	0.0320	0.0072	-0.0294
		(.0092)	(.0077)	(.0081)	(.0081)	(.0298)	(.0234)	(.0058)	(.0208)
年齢=63歳		0.0305 *	0.0123	0.0160	-0.0180	-0.0411	0.0281	0.0086	-0.0571 *
		(.0168)	(.0120)	(.0115)	(.0129)	(.0546)	(.0374)	(.0079)	(.0308)
年齢=64歳		0.0413	0.0173	0.0064	-0.0196	-0.0523	0.0405	0.0082	-0.0700
		(.0265)	(.0173)	(.0166)	(.0187)	(.0861)	(.0547)	(.0111)	(.0454)
個人属性									
主観的健康=中央値より悪		0.0037	-0.0130	-0.0134 *	-0.0133	-0.0056	-0.0306	-0.0027	-0.0269
		(.0085)	(.0084)	(.0078)	(.0090)	(.0277)	(.0263)	(.0054)	(.0204)
主観的健康=中央値と同じ		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
主観的健康=中央値より良		0.0049	0.0113 *	0.0084	0.0082	0.0410 **	0.0247	0.0042	0.0222
		(.0063)	(.0063)	(.0060)	(.0068)	(.0204)	(.0196)	(.0042)	(.0157)
定年退職=経験なし		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
定年退職=経験済		-0.0068	-0.0305 ***	-0.0077	0.0053	0.0122	0.0170	-0.0021	0.0631 ***
		(.0176)	(.0099)	(.0081)	(.0109)	(.0573)	(.0324)	(.0053)	(.0225)
家族属性									
16歳未満の同居の子=0名		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
16歳未満の同居の子=1名		0.0456	-0.0139	0.0108	0.4834 ***	0.0148	-0.0462	-0.0054	-0.0466
		(.0530)	(.1102)	(.0371)	(.1175)	(.1728)	(.3407)	(.0248)	(.1005)
16歳未満の同居の子=複数		0.3008 ***	0.0000	-0.0215	0.0000	-0.1635	0.0000	0.1160 ***	-0.3062 *
		(.0959)		(.0651)		(.3120)		(.0436)	(.1767)
16歳以上無収入同居者=0名		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
16歳以上無収入同居者=1名		0.0029	0.0065	0.0029	0.0054	0.0120	-0.0393	-0.0011	0.0289
		(.0105)	(.0104)	(.0088)	(.0112)	(.0339)	(.0326)	(.0060)	(.0234)
16歳以上無収入同居者=複数		-0.0404	-0.0095	-0.0274	0.0743 *	0.0980	0.0915	0.0018	0.0556
		(.0314)	(.0371)	(.0290)	(.0392)	(.0992)	(.1132)	(.0200)	(.0745)
地域属性									
有効求人倍率		0.0200	0.0066	-0.0010	-0.0094	-0.0454	0.0056	-0.0030	-0.0696 **
		(.0161)	(.0125)	(.0126)	(.0134)	(.0522)	(.0390)	(.0088)	(.0331)
調査属性									
調査年=2010		-0.0016	0.0051	0.0193 **	0.0225 **	0.1201 ***	0.1069 ***	0.0060	0.1132 ***
		(.0113)	(.0103)	(.0087)	(.0110)	(.0366)	(.0316)	(.0061)	(.0228)
定数項		-0.0383	0.0259	0.0032	0.0308	0.3394 ***	0.2460 ***	-0.0045	0.3563 ***
		(.0265)	(.0202)	(.0186)	(.0219)	(.0862)	(.0646)	(.0125)	(.0506)
N		3885	2701	3887	2701	3899	2704	3885	3899

表10 推計3の結果：介護経験の影響（参加形態を問わない場合）

	高齢者支援(形態=不問)		子育て支援(形態=不問)		地域行事(形態=不問)	
	β1, β0 (s.e.)	女性・交差項 β2, β3 (s.e.)	β1, β0 (s.e.)	女性・交差項 β2, β3 (s.e.)	β1, β0 (s.e.)	女性・交差項 β2, β3 (s.e.)
性別						
女性		-0.0204 (.0464)		-0.0216 (.0401)		-0.0794 (.0928)
介護経験						
親族介護(週7h超)=経験中	0.2472 *** (.0218)	-0.0807 *** (.0298)	0.0197 (.0184)	-0.0253 (.0251)	0.0710 * (.0412)	-0.0165 (.0561)
親族介護(週7h超)=経験後	0.0589 *** (.0200)	-0.0286 (.0279)	0.0029 (.0174)	0.0128 (.0242)	0.1135 *** (.0403)	-0.0270 (.0562)
消費モデル						
本人_推計貸金率	0.0050 (.0110)	-0.0027 (.0265)	-0.0057 (.0095)	-0.0035 (.0228)	-0.0737 *** (.0219)	-0.0135 (.0529)
配偶_年金収入	0.0008 (.0014)	0.0012 (.0016)	-0.0000 (.0012)	0.0004 (.0013)	0.0010 (.0026)	0.0006 (.0030)
配偶_年金外収入	-0.0001 (.0002)	0.0005 (.0003)	-0.0001 (.0002)	0.0003 (.0003)	0.0015 *** (.0004)	-0.0010 (.0006)
本人_年金収入	0.0003 (.0007)	0.0002 (.0014)	0.0001 (.0006)	0.0023 * (.0012)	0.0003 (.0013)	0.0023 (.0028)
世帯_金融純資産	0.0005 (.0003)	-0.0006 (.0005)	0.0000 (.0003)	-0.0002 (.0004)	0.0006 (.0006)	0.0003 (.0009)
人的資本活用						
学歴=高校	0.0225 * (.0125)	0.0050 (.0191)	0.0136 (.0110)	0.0094 (.0168)	0.0296 (.0261)	-0.0150 (.0399)
学歴=高専短大	0.0356 (.0219)	0.0081 (.0287)	0.0128 (.0194)	0.0477 * (.0253)	0.0498 (.0458)	-0.0183 (.0600)
学歴=大学院	0.0114 (.0163)	0.0517 (.0339)	0.0300 ** (.0144)	-0.0107 (.0299)	0.0324 (.0340)	-0.0179 (.0711)
学歴=その他	0.0324 (.0436)	-0.0042 (.0790)	-0.0097 (.0385)	-0.0044 (.0693)	0.0842 (.0916)	-0.0039 (.1639)
職歴=同じ分野20年以上	0.0008 (.0123)	0.0071 (.0223)	-0.0265 ** (.0108)	-0.0114 (.0197)	-0.0145 (.0257)	-0.0452 (.0467)
職歴=自営以外20年以上	-0.0064 (.0183)	0.0156 (.0264)	-0.0094 (.0161)	-0.0216 (.0233)	-0.0523 (.0384)	0.0391 (.0553)
職歴=自営業で20年以上	0.0031 (.0144)	-0.0069 (.0244)	0.0132 (.0127)	-0.0195 (.0214)	0.0570 * (.0300)	-0.0050 (.0507)
職歴=その他	-0.0248 (.0271)	0.0204 (.0328)	-0.0176 (.0240)	-0.0051 (.0290)	-0.0879 (.0572)	0.0755 (.0689)
人的資本投資						
年齢=62歳	0.0085 (.0119)	-0.0007 (.0173)	-0.0002 (.0098)	0.0048 (.0143)	-0.0252 (.0215)	0.0488 (.0315)
年齢=63歳	0.0073 (.0166)	0.0116 (.0259)	0.0089 (.0141)	-0.0157 (.0219)	-0.0297 (.0320)	0.0449 (.0496)
年齢=64歳	0.0117 (.0238)	-0.0031 (.0373)	0.0044 (.0205)	-0.0103 (.0321)	-0.0371 (.0472)	0.0597 (.0736)
個人属性						
主観的健康=中央値より悪	-0.0076 (.0113)	0.0270 (.0179)	-0.0158 * (.0095)	-0.0073 (.0151)	-0.0472 ** (.0212)	0.0216 (.0337)
主観的健康=中央値より良	0.0120 (.0088)	0.0118 (.0137)	0.0118 (.0073)	-0.0069 (.0114)	0.0148 (.0163)	0.0288 (.0253)
定年退職=経験済	-0.0150 (.0116)	-0.0126 (.0203)	-0.0048 (.0101)	0.0091 (.0178)	0.0532 ** (.0235)	-0.0223 (.0419)
婚姻中 = yes	0.0207 (.0155)	-0.0335 (.0229)	0.0041 (.0137)	0.0203 (.0201)	0.0438 (.0326)	0.0117 (.0472)
家族属性						
16歳未満の同居の子=あり	-0.0266 (.0469)	-0.0194 (.1877)	0.0387 (.0405)	0.4194 *** (.1571)	-0.0883 (.0933)	0.4418 (.3487)
16歳以上無収入同居者=あり	-0.0167 (.0124)	0.0301 (.0210)	-0.0044 (.0105)	0.0056 (.0178)	0.0281 (.0237)	-0.0322 (.0399)
地域属性						
有効求人倍率	-0.0191 (.0183)	0.0507 * (.0277)	-0.0092 (.0154)	0.0134 (.0232)	-0.0599 * (.0344)	0.0218 (.0521)
調査属性						
調査年=2010	0.0309 ** (.0127)	-0.0038 (.0212)	0.0318 *** (.0106)	-0.0009 (.0176)	0.0991 *** (.0236)	0.0249 (.0391)
定数項 (β0)	-0.0059 (.0297)		0.0285 (.0257)		0.3951 *** (.0594)	
N	6586		6588		6603	

(注) いずれも変量効果モデル。女性ダミーと交差項は縦に続くものだが見やすさの観点から横に記載した。

表11 推計4の結果：介護経験の影響（組織を通じた参加の場合）

	高齢者支援(形態=組織)		子育て支援(形態=組織)		地域行事(形態=組織)	
	β1, β0 (s.e.)	β2, β3 (s.e.)	β1, β0 (s.e.)	β2, β3 (s.e.)	β1, β0 (s.e.)	β2, β3 (s.e.)
性別						
女性		0.0318 (.0243)		0.0141 (.0315)		-0.1114 (.0891)
介護経験						
親族介護(週7h超)=経験中	0.0045 (.0116)	0.0140 (.0159)	0.0121 (.0147)	-0.0069 (.0201)	0.0477 (.0403)	-0.0274 (.0549)
親族介護(週7h超)=経験後	-0.0011 (.0104)	-0.0018 (.0146)	0.0048 (.0136)	0.0097 (.0190)	0.1102 *** (.0386)	-0.0327 (.0539)
消費モデル						
本人_推計賃金率	0.0025 (.0057)	-0.0240 * (.0139)	0.0022 (.0074)	-0.0126 (.0179)	-0.0550 *** (.0210)	-0.0201 (.0510)
配偶_年金収入	0.0006 (.0007)	0.0002 (.0008)	0.0001 (.0009)	-0.0001 (.0011)	0.0017 (.0025)	0.0014 (.0029)
配偶_年金外収入	0.0000 (.0001)	0.0002 (.0002)	0.0000 (.0002)	-0.0001 (.0002)	0.0011 ** (.0004)	-0.0004 (.0006)
本人_年金収入	0.0005 (.0004)	0.0005 (.0008)	0.0010 ** (.0005)	-0.0001 (.0010)	-0.0002 (.0013)	0.0033 (.0027)
世帯_金融純資産	0.0002 (.0002)	-0.0005 ** (.0002)	-0.0002 (.0002)	0.0003 (.0003)	0.0005 (.0006)	-0.0001 (.0009)
人的資本活用						
学歴=高校	0.0025 (.0064)	0.0023 (.0098)	0.0068 (.0085)	0.0122 (.0130)	0.0374 (.0246)	-0.0347 (.0377)
学歴=高専短大	0.0063 (.0113)	-0.0020 (.0148)	0.0138 (.0150)	0.0174 (.0196)	0.0865 ** (.0433)	-0.0749 (.0567)
学歴=大学(院)	0.0019 (.0084)	0.0275 (.0174)	0.0141 (.0112)	0.0064 (.0232)	0.0524 (.0322)	-0.0624 (.0672)
学歴=その他	-0.0084 (.0225)	0.0427 (.0409)	0.0005 (.0298)	-0.0044 (.0539)	0.0086 (.0865)	0.1250 (.1553)
職歴=同じ分野20年以上	-0.0001 (.0063)	-0.0103 (.0115)	-0.0201 ** (.0084)	-0.0064 (.0152)	-0.0136 (.0243)	-0.0155 (.0441)
職歴=自営以外20年以上	-0.0044 (.0094)	-0.0099 (.0136)	-0.0034 (.0125)	-0.0223 (.0180)	-0.0355 (.0362)	0.0332 (.0522)
職歴=自営業で20年以上	0.0036 (.0075)	-0.0122 (.0126)	0.0008 (.0099)	-0.0044 (.0166)	0.0470 * (.0284)	0.0031 (.0480)
職歴=その他	-0.0106 (.0139)	-0.0073 (.0168)	-0.0125 (.0186)	0.0016 (.0224)	-0.1093 ** (.0539)	0.1115 * (.0650)
人的資本投資						
年齢=62歳	0.0071 (.0064)	-0.0088 (.0094)	0.0097 (.0079)	-0.0170 (.0116)	-0.0296 (.0213)	0.0634 ** (.0311)
年齢=63歳	0.0085 (.0088)	0.0032 (.0137)	0.0159 (.0112)	-0.0335 * (.0175)	-0.0559 * (.0311)	0.0835 * (.0483)
年齢=64歳	0.0076 (.0125)	0.0089 (.0196)	0.0064 (.0162)	-0.0252 (.0253)	-0.0666 (.0455)	0.1054 (.0710)
個人属性						
主観的健康=中央値より悪	-0.0022 (.0060)	-0.0104 (.0096)	-0.0137 * (.0076)	0.0002 (.0121)	-0.0291 (.0208)	0.0004 (.0331)
主観的健康=中央値より良	0.0043 (.0047)	0.0075 (.0073)	0.0083 (.0059)	-0.0003 (.0092)	0.0204 (.0160)	0.0042 (.0250)
定年退職=経験済	-0.0019 (.0060)	-0.0286 *** (.0105)	-0.0073 (.0079)	0.0125 (.0139)	0.0618 *** (.0224)	-0.0433 (.0399)
婚姻中 = yes	-0.0042 (.0080)	-0.0020 (.0119)	-0.0036 (.0106)	0.0175 (.0157)	0.0262 (.0308)	-0.0065 (.0449)
家族属性						
16歳未満の同居の子=あり	0.0247 (.0245)	-0.0389 (.1001)	0.0049 (.0319)	0.4774 *** (.1261)	-0.1144 (.0898)	0.0215 (.3439)
16歳以上無収入同居者=あり	-0.0013 (.0066)	0.0065 (.0111)	0.0010 (.0084)	0.0086 (.0142)	0.0319 (.0231)	-0.0645 * (.0390)
地域属性						
有効求人倍率	-0.0027 (.0098)	0.0092 (.0148)	-0.0014 (.0123)	-0.0082 (.0186)	-0.0714 ** (.0337)	0.0766 (.0510)
調査属性						
調査年=2010	0.0064 (.0068)	-0.0010 (.0114)	0.0194 ** (.0085)	0.0030 (.0142)	0.1108 *** (.0232)	-0.0008 (.0385)
定数項 (β0)	-0.0019 (.0155)		0.0062 (.0202)		0.3366 *** (.0570)	
N	6586		6588		6603	

(注) いずれも変量効果モデル。女性ダミーと交差項は縦に続くものだが見やすさの観点から横に記載した。

付表1 賃金率の推計

賃金率の推計にあたっては、当初 Heckit モデルで推計したが、逆ミルズ比の lambda の係数が有意にならなかったため、OLS の推計結果を採用した。

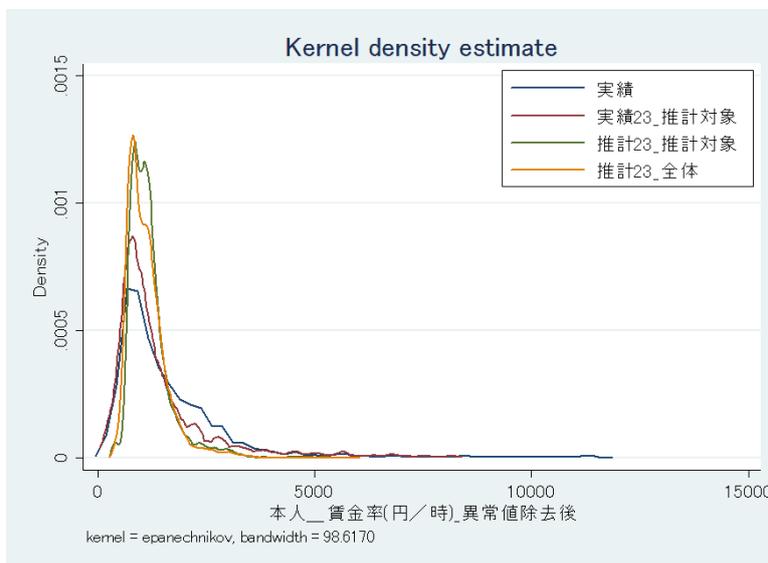
	Heckit		OLS		OLSモデルの記述統計量			
	main	select						
賃金率(円/時)_対数値	-	-	-	-	7.0047	0.6843	3.7333	9.0345
年齢=61歳	0.0000	0.0000	0.0000		(base)			
年齢=62歳	-0.0089	-0.0522 **	-0.0097		0.3347	0.4719	0.0000	1.0000
年齢=63歳	-0.0151	-0.1295 ***	-0.0137		0.1927	0.3944	0.0000	1.0000
年齢=64歳	-0.0096	-0.1742 ***	-0.0037		0.0708	0.2564	0.0000	1.0000
職歴=無回答	0.0000	0.0000	0.0000		(base)			
職歴=同一企業20年以上・無回答	-0.0676 **	0.0710	0.1214 *		0.0114	0.1061	0.0000	1.0000
職歴=同一企業20年以上・1-4人	0.0000	0.3997 ***	-0.0457		0.0156	0.1240	0.0000	1.0000
職歴=同一企業20年以上・5-29人	-0.0316	0.3040 ***	0.0800 *		0.0502	0.2184	0.0000	1.0000
職歴=同一企業20年以上・30-99人	0.0000	0.2651 ***	0.1090 **		0.0441	0.2054	0.0000	1.0000
職歴=同一企業20年以上・100-299人	0.0592	0.1806 **	0.0972 **		0.0473	0.2122	0.0000	1.0000
職歴=同一企業20年以上・300-499人	-0.0472	0.2404 ***	0.1187 **		0.0240	0.1529	0.0000	1.0000
職歴=同一企業20年以上・500-999人	0.0370	-0.0650	0.0710		0.0204	0.1415	0.0000	1.0000
職歴=同一企業20年以上・1000-4999人	0.0293	0.0951	0.1036 **		0.0443	0.2058	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・over5000人	0.0610	0.0773	0.2066 ***		0.0470	0.2116	0.0000	1.0000
職歴=同一企業20年以上・公務員	0.0822	0.1636 **	0.0670		0.0436	0.2041	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・無回答	0.0274	0.2592 **	0.0109		0.0106	0.1026	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・専門職	0.1002 *	0.3511 ***	0.1715 ***		0.0641	0.2449	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・管理職	0.1800 ***	0.0139	0.0360		0.0081	0.0899	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・事務職	0.0262	0.4248 ***	0.1364 ***		0.0258	0.1586	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・販売職	-0.0690	0.4348 ***	-0.0016		0.0227	0.1488	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・サービス職	0.1485 ***	0.4677 ***	-0.0577		0.0157	0.1244	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・農林漁業職	0.0023	0.5191 **	-0.0429		0.0018	0.0430	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・運輸通信職	0.1181 *	0.6521 ***	-0.0026		0.0136	0.1158	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・生産労務職	-0.0146	0.2070 **	-0.0484		0.0277	0.1640	0.0000	1.0000
職歴=同一分野20年以上・その他	-0.0437	0.3746 ***	-0.0062		0.0097	0.0981	0.0000	1.0000
職歴=自営以外20年以上	-0.0890	0.3846 ***	-0.0017		0.1279	0.3340	0.0000	1.0000
職歴=自営業で20年以上	-0.0041	0.4584 ***	0.0080		0.1894	0.3919	0.0000	1.0000
職歴=中断以後は不就業	-0.0556	-1.0135 ***	-0.1776 **		0.0073	0.0852	0.0000	1.0000
職歴=その他の就業経歴	-0.0438	0.0837	0.0150		0.0959	0.2945	0.0000	1.0000
職歴=収入伴う就労歴無	-0.0297	-1.2514 ***	-0.2854		0.0008	0.0288	0.0000	1.0000
性別=男性	0.0000	0.0000	0.0000		(base)			
性別=女性	-0.1896 ***	-0.2608 ***	-0.1686 ***		0.4036	0.4906	0.0000	1.0000
学歴=無回答	0.0000	0.0000	0.0000		(base)			
学歴=中学	-0.0055	0.2138	-0.0804		0.2119	0.4087	0.0000	1.0000
学歴=高校	0.0789	0.3357 **	-0.0099		0.4947	0.5000	0.0000	1.0000
学歴=専門学校	0.0859	0.2976 *	0.0105		0.0678	0.2514	0.0000	1.0000
学歴=短大高専	0.1453	0.3254 *	0.0916		0.0481	0.2140	0.0000	1.0000
学歴=大学	0.2833 **	0.3926 **	0.2069 **		0.1588	0.3655	0.0000	1.0000
学歴=大学院	0.7415 ***	0.5159 **	0.6844 ***		0.0106	0.1026	0.0000	1.0000
学歴=その他	0.0594	0.2956	-0.1171		0.0045	0.0672	0.0000	1.0000
本人の健康=無回答	0.0000	0.0000	0.0000		(base)			
本人の健康=大変悪い	0.0452	-0.9925 ***	0.0456		0.0029	0.0535	0.0000	1.0000
本人の健康=悪い	-0.0739	-0.4822 ***	-0.0983		0.0207	0.1424	0.0000	1.0000
本人の健康=どちらが悪い	-0.0233	-0.0848	-0.0701		0.1248	0.3305	0.0000	1.0000
本人の健康=どちらが良い	0.0325	0.1324	-0.0343		0.4415	0.4966	0.0000	1.0000
本人の健康=良い	0.0621	0.1989 *	-0.0077		0.3381	0.4731	0.0000	1.0000
本人の健康=大変良い	0.0790	0.2269 *	0.0315		0.0645	0.2456	0.0000	1.0000
同居の親の介護=なし	-0.0367	0.0000	0.0000		(base)			
同居の親の介護=あり	-0.3117 ***	0.1185	-0.0263		0.0458	0.2090	0.0000	1.0000
別居の親の介護=なし	-0.0374	-0.3119	0.0000		(base)			
別居の親の介護=あり	-0.5616 **	0.0000	-0.0106		0.0357	0.1856	0.0000	1.0000
16歳未満の同居の子=0名		0.0059						
16歳未満の同居の子=1名		-0.0869						
16歳未満の同居の子=複数		0.0000						
16歳以上無収入同居者=0名		0.0865						
16歳以上無収入同居者=1名		0.2748 ***						
16歳以上無収入同居者=複数		0.1922 ***						
配偶者の健康=無回答		0.1586 ***						
配偶者の健康=大変悪い		0.1525 ***						
配偶者の健康=悪い		0.1729 ***						
配偶者の健康=どちらが悪い		0.0000						
配偶者の健康=どちらが良い		-0.1737 ***						
配偶者の健康=良い		0.0000						
配偶者の健康=大変良い		-0.1090 **						

	Heckit		OLS	OLSモデルの記述統計量			
	main	select					
配偶者の年金収入		-0.0195 ***					
配偶者の年金以外の収入		-0.0026 ***					
家計の支出額		0.0051 ***					
預貯金額(株・債券を含む)		-0.0001 ***					
借入金額		0.0000 *					
直近の就業 = 無職	0.0000		0.0000	(base)			
直近の就業 = 自営業主	0.4395		0.3776	0.1756	0.3805	0.0000	1.0000
直近の就業 = 家族従事者	0.2002		0.1504	0.0532	0.2244	0.0000	1.0000
直近の就業 = 会社・団体等の役員	0.9059 ***		0.8751 ***	0.0701	0.2553	0.0000	1.0000
直近の就業 = 正規の職員・従業員	0.4034		0.3421	0.1769	0.3816	0.0000	1.0000
直近の就業 = パート・アルバイト	0.1277		0.0811	0.2853	0.4516	0.0000	1.0000
直近の就業 = 派遣事業所の派遣社員	0.0974		0.0760	0.0122	0.1098	0.0000	1.0000
直近の就業 = 契約社員・嘱託	0.2991		0.2482	0.1915	0.3935	0.0000	1.0000
直近の就業 = 家庭での内職など	-0.4944		-0.5562 **	0.0113	0.1056	0.0000	1.0000
直近の就業 = その他	0.2799		0.2210	0.0234	0.1512	0.0000	1.0000
県別有効求人倍率	0.0679 *	-0.1120 *	0.0534 *	0.5996	0.2409	0.2875	1.6858
北海道	0.0000	0.0000	0.0000	(base)			
青森県	0.1160 *	0.1255	0.0393	0.0116	0.1069	0.0000	1.0000
岩手県	-0.1420 **	0.2497 **	-0.1604 ***	0.0133	0.1146	0.0000	1.0000
宮城県	-0.0038	0.0038	-0.0260	0.0193	0.1377	0.0000	1.0000
秋田県	0.0032	-0.0165	-0.0753	0.0132	0.1142	0.0000	1.0000
山形県	-0.1813 **	0.0587	-0.1583 ***	0.0110	0.1043	0.0000	1.0000
福島県	-0.0325	0.0034	-0.0577	0.0168	0.1287	0.0000	1.0000
茨城県	0.0237	0.0445	0.0282	0.0272	0.1627	0.0000	1.0000
栃木県	0.1344 **	0.2468 ***	0.1189 **	0.0227	0.1488	0.0000	1.0000
群馬県	0.0422	0.2849 ***	-0.0083	0.0231	0.1503	0.0000	1.0000
埼玉県	0.1734 ***	0.1407 **	0.1605 ***	0.0479	0.2136	0.0000	1.0000
千葉県	0.2265 ***	0.0791	0.1996 ***	0.0320	0.1760	0.0000	1.0000
東京都	0.2371 ***	0.2198 ***	0.2215 ***	0.0540	0.2261	0.0000	1.0000
神奈川県	0.1996 ***	0.1431 **	0.1790 ***	0.0560	0.2300	0.0000	1.0000
新潟県	0.0076	0.1287	-0.0113	0.0187	0.1354	0.0000	1.0000
富山県	0.0206	0.2410 **	-0.0402	0.0137	0.1162	0.0000	1.0000
石川県	0.1128	0.2749 **	0.0627	0.0125	0.1110	0.0000	1.0000
福井県	-0.1847 **	0.4973 ***	-0.1312 **	0.0104	0.1013	0.0000	1.0000
山梨県	0.1241	-0.0390	0.1331 **	0.0086	0.0923	0.0000	1.0000
長野県	0.0535	0.4429 ***	-0.0015	0.0278	0.1645	0.0000	1.0000
岐阜県	0.1339 **	0.3132 ***	0.1009 **	0.0199	0.1396	0.0000	1.0000
静岡県	0.1194 **	0.3210 ***	0.0919 **	0.0426	0.2020	0.0000	1.0000
愛知県	0.1804 ***	0.2373 ***	0.1654 ***	0.0573	0.2323	0.0000	1.0000
三重県	0.1114 *	0.1847 *	0.1137 **	0.0201	0.1402	0.0000	1.0000
滋賀県	0.1747 **	0.0292	0.1070 *	0.0131	0.1139	0.0000	1.0000
京都府	0.1234 **	0.1195	0.1610 ***	0.0200	0.1399	0.0000	1.0000
大阪府	0.1104 **	0.1353 *	0.1403 ***	0.0413	0.1989	0.0000	1.0000
兵庫県	0.1342 ***	0.2221 ***	0.1174 ***	0.0463	0.2102	0.0000	1.0000
奈良県	0.2497 ***	0.2233 **	0.1742 ***	0.0132	0.1142	0.0000	1.0000
和歌山県	0.0008	0.1592	-0.0292	0.0124	0.1106	0.0000	1.0000
鳥取県	0.0461	-0.0222	0.0312	0.0076	0.0868	0.0000	1.0000
島根県	-0.0313	0.2488 **	-0.0177	0.0095	0.0971	0.0000	1.0000
岡山県	-0.0717	0.0322	-0.0448	0.0202	0.1406	0.0000	1.0000
広島県	0.0249	0.2732 ***	0.0407	0.0254	0.1574	0.0000	1.0000
山口県	0.0692	0.2593 **	-0.0049	0.0154	0.1230	0.0000	1.0000
徳島県	-0.0548	-0.0493	0.0080	0.0077	0.0873	0.0000	1.0000
香川県	-0.0007	0.5155 ***	-0.0642	0.0107	0.1030	0.0000	1.0000
愛媛県	-0.1181 *	0.0413	-0.0682	0.0125	0.1110	0.0000	1.0000
高知県	0.0492	0.2995 **	0.0481	0.0088	0.0933	0.0000	1.0000
福岡県	0.0186	0.0847	0.0126	0.0383	0.1919	0.0000	1.0000
佐賀県	0.0041	0.2393 *	-0.0347	0.0083	0.0909	0.0000	1.0000
長崎県	-0.0102	-0.0948	-0.0466	0.0114	0.1061	0.0000	1.0000
熊本県	0.0109	0.0761	-0.0406	0.0122	0.1098	0.0000	1.0000
大分県	0.0733	-0.0252	0.0558	0.0106	0.1026	0.0000	1.0000
宮崎県	-0.0972	0.1130	-0.0852	0.0123	0.1102	0.0000	1.0000
鹿児島県	0.1242 **	0.1332	0.1008 *	0.0152	0.1222	0.0000	1.0000
沖縄県	0.0033	-0.1649	-0.1426 *	0.0050	0.0705	0.0000	1.0000
定数項	6.4063 ***	-0.6044 ***	6.6689 ***				
mills							
lambda		0.1178					
N		14973	10812				
N_cens		7569					

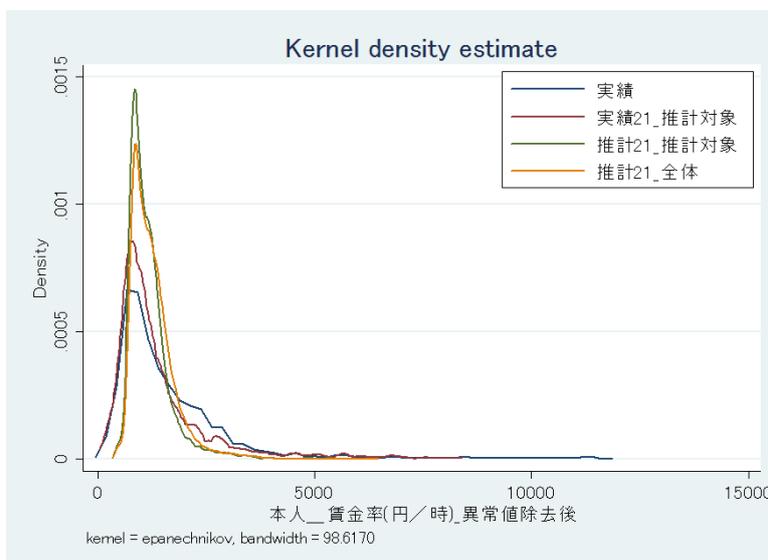
(参考) 賃金率の分布 (kernel density 推計結果)

- ・実績：説明変数欠損の影響で推計に含まれなかったサンプルを含む、実績データの分布
- ・実績__推計対象：推計に含まれなかったサンプルを除く、実績データの分布
- ・推計__推計対象：推計に含まれなかったサンプルを除く、推計データの分布
- ・推計__全体：推計に含まれなかったサンプルを含む、推計データの分布。推計に利用。

○OLS モデル (採用)



○Heckit モデル (不採用)



第 3 章 : Effect of Caregiving on Employment for Retiring Japanese Individuals¹

Tomoki Kitamura², Yoshimi Adach³, Toshiyuki Uemura⁴

Abstract

We examined employment and caregiving behavior at retiring age in Japan, considering the marital status, living-with-parent status, spouse employment, spouse income, and net financial assets. We found that the labor participation rate for caregiving married females living with parents was lowest when husbands work full-time, indicating that opportunity cost is an important factor. Net financial assets had a mixed impact. For married female caregivers, a lower amount of net financial assets decreases the labor participation rate. This tendency is reversed for married males. We also found that a flexible work style prevents a fall in labor participation rate due to caregiving. The government should introduce policies for drastic improvement in balancing nursing care and employment.

Keywords Elderly caregiving, labor participation rate, retirement, panel data

JEL code: D12, I10, J14, J26

1. Introduction

1.1. Objective

¹ We thank Hisahiro Naito, Yoko Yamamoto, Setsuya Fukuda, and participants in 12th WEAI international conference, 2016 Japanese Economic Association spring meeting. This study is financially supported by a Japanese Health and Labour Sciences Research Grant (H27-Statistics-General-004) from the Ministry of Health, Labour and Welfare of Japan

² Finance Research Group, NLI-Research Institute, 4-1-6. Kudan-kita, Chiyoda-ku, Tokyo 102-0073, Japan

³ Department of Economics, Konan University, 8-9-1 Okamoto, Higashinada-ku, Kobe 658-8501, Japan

⁴ School of Economics, Kwansai Gakuin University, 1-155 Uegahara Ichiban-cho Nishinomiya, Hyogo 662-8501, Japan

Over the next 30 years, it is expected that the percentage of Japan's elderly population will increase rapidly to unprecedented levels. Japan's rapidly growing aging population has led to increased demand for elderly nursing care. Elderly care has remained a crucial policy issue in Japan. Another factor contributing to the adversity is the rising population of caregivers over 50 years of age, who now constitute 80% of all caregivers (Statistics Bureau of Japan, 2005). In addition, the services and capacity of formal care facilities are limited. As a result, many older working individuals who need caregiving assistance for their family members, particularly for parents, are faced with the decision to retire early, leave labor participation temporarily, or share roles with the spouse, if any, to continue to work. Thus, the objective of this paper is to investigate the relationship between labor participation and caring for retiring employees. We adopt data from the Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons, a large-scale panel survey conducted by the Ministry of Health, Labour and Welfare (MHLW) of Japan. The contributions of this paper are that, first, we consider the impact of opportunity costs such as spouse employment status and spouse income, in addition to gender, marital status, and living-with-parent status, as in the literature. If the spouse works full-time or the income of the spouse is large, the opportunity cost of discontinuing work for caregiving should be expensive. Second, we consider the impact of net financial assets on the labor participation rate of caregivers. The retirement decision could be affected by the amount of net financial assets. Lastly, we examine gender differences for the decrease in LPR due to caregiving.

We found that, for married households with parents, married males tend to continue working and females tend to be caregivers. In particular, gender difference for the decrease in LPR due to caregiving was highest when males work

full-time, indicating that opportunity cost is an important factor in making caregiving decisions. On the contrary, for married households without parents and unmarried households, the decrease in LPR due to caring was not significantly different between males and females. The impact of net financial assets on the LPR for caregivers showed mixed results for gender, marital status, and living-with-parent status. For married females and unmarried males living with parents, the LPR for caregivers tended to rise as net financial assets increased, indicating that financial assets are a caregiving resource.

The remainder of this paper is organized as follows. The following subsections provide a literature review and a brief overview of the national public long-term care insurance. Section II describes the hypotheses and data, Section III the analysis method, and Section IV the results. Section V offers our concluding remarks.

1.2. Literature Review

Studies have found that the relationship between caregiving and labor participation rate differs by region, gender, and age. For the United States, Pavalko and Artis (1997) found that caregiving negatively affected the female LPR. However, Wolf and Soldo (1994) found no such impact and suggested that both caregivers and non-caregivers have an equal likelihood of being employed. Dentinger and Clarkberg (2002) found that caregiving males were significantly less likely to retire. For the United Kingdom, Carmichael and Charles (1998) found that caregivers who provided care for more than 20 hours a week exhibited a significantly lower LPR than non-caregivers. However, they also found that caregivers who provided care for less than 20 hours a week were more likely to

work than non-caregivers. Carmichael and Charles (2003) found that female caregivers who provided care for at least 10 hours per week were less likely to work than non-caregivers.

Lilly et al. (2007) conducted an extensive survey on the effect of caregiving on labor supply. They evaluated the results of 35 papers published between 1986 and 2006 and found that, in general, the LPR for caregivers were not different from that for non-caregivers until a certain level of caregiving. However, caregivers who were heavily involved in caregiving were less likely to be employed.

Recent studies have suggested that the problem of endogeneity may lead to biased estimations for the relationship between caregiving and labor supply. Individuals who have poor labor market opportunities are more likely to become caregivers, which creates a selection bias in the estimation. Heitmueller (2007) took into account the endogeneity problem and found that LPR of co-residential caregivers in the United Kingdom was significantly lower than that of non-caregivers. However, for those with lower caregiving commitments, no relationship was found between employment and care provision. Bolin et al. (2007), using data for men and women aged 50 years and above in 10 European countries, excluding the United Kingdom, found that informal care reduced the LPR and work hours for both gender groups. As for the endogeneity problem, they could not reject the null hypothesis that caregivers are exogenous, implying that the endogeneity problem is not the driver of their results. Van Houtven et al. (2013) found that caregiving reduced the LPR for males in the United States and increased the probability of retiring among females. As for the endogeneity problem, they too find no evidence of endogeneity and concluded that selection bias may not be a major concern for labor supply, after controlling for unobserved heterogeneity

using fixed-effects regressions.

Several previous studies have analyzed the relationship between caregiving and employment in Japan, and most have found that caregiving females are less likely to be employed. For male employees, however, caregiving tended to have little impact. Iwamoto (2001) found that the female LPR is significantly lower for care-receiving households than that for non-care recipients. Nishimoto and Shichijo (2004) found that the LPR for married females providing elderly care while holding full-time or part-time jobs was significantly lower than that for males and unmarried females. Ikeda (2010) analyzed employees aged 30–59 years who provided elderly care at home and found that individuals who took extended leave for caregiving tended to choose retirement.

Recent Japanese studies also use panel data to examine the relationship between caregiving and employment. Shimizutani and Noguchi (2004) analyzed the relationship between the national long-term care insurance system, which was introduced in 2000, and female employment. Their results revealed that the introduction of the system increased the LPR and work hours for females. Sakai and Sato (2007) examined whether caregiving affects the employment–retirement decision of elderly persons, and found that caregiving restricts males in attaining a full-time job or being self-employed. In contrast, caregiving restricts females in attaining non-regular employment. Otsu and Komamura (2012) examined whether living with parents needing care influenced the LPR and work hours for married females aged 40–59 years. They found that the LPR significantly decreased when caregiving was required. Otsu (2013) analyzed the unemployment rate of older employees living with parents who needed care in the previous year. He found that the probability of unemployment significantly increases for both married and

unmarried females as well as unmarried males providing care to recipients of care levels 4 and 5 according to the national public long-term care insurance's care-level scale.

1.3. Overview of National Long-Term Care Insurance

In this subsection, we offer a brief overview of Japan's national public long-term care insurance program, in which the municipalities are insurers and program participation is mandatory.⁵ The primary insured persons are those aged 65 and above (Category I), and secondary insured persons are subscribers of health insurance and aged 40–64 years (Category II). In 2010, about 29 million persons were subscribed under Category I, and about 43 million under Category II (MHLW, 2013a). The premiums differ by insurer and income level, and are deducted from the pension benefits for individuals in Category I and salaries of those in Category II.

When Category I subscribers need long-term care, a certification is required by the municipality. The certification is issued after a two-step evaluation process. The first step is a computer-based evaluation using a questionnaire regarding physical and mental status about daily life and doctor's diagnoses. The second stage evaluation is conducted by a certification committee. Once the individual receives the certification, he/she is classified under any one of seven categories, support levels 1 and 2 and care-levels 1–5, depending on the level of care needed. The extent of services provided is determined on the basis of these categories. In 2010, the total number of certified individuals was 5 million (MHLW, 2013a). For support levels 1 and 2, the types of care services are home visits,

⁵ For more details, please see MHLW (2012) and the Institute of Population and Social Security Research (2014).

outpatient rehabilitation, and short-term stays at a care facility. For care levels 1–5, care services include in-home services such as home help services and day care; facility services such as intensive care at home, long-term healthcare facilities, sanatorium-type care facilities; and community-based services such as home-visits at night, daycare for dementia patients, and small-scale multifunctional in-home care.

This mandatory insurance, although service levels differ by municipality, covers a certain level of care needs. Of course, not all needs are satisfied, and informal care by family members, beyond the coverage of national insurance, is required. Family members must decide who would mainly engage in caregiving.

2. Hypotheses and Data

2.1. Hypotheses

We propose the following two hypotheses regarding the relationship between the labor participation rate and caregiving.

Opportunity Cost Hypothesis. People who incur a higher opportunity cost for caregiving continue to work, whereas those with a lower opportunity cost tend to be caregivers. For married households, the male is traditionally the main income earner, whereas the female is a full-time homemaker or earns an income within the spouse's tax deduction limit.⁶ Against this contextual background, males will expectedly continue working and females engage in parental caregiving. We measure the opportunity cost by spouse employment status (SEMP) and spouse income (SINC). The higher the income, the larger the opportunity cost of quitting. Therefore, the LPR for caregivers is expected to decrease if the spouse works

⁶ The tax deduction limit is typically 1.03 million JPY annually. According to 2005 data, 65.87% of males are employed full-time, 8.48% part-time, and 5.53% are unemployed. The rates for females are 20.75%, 43.77%, and 29.34%, respectively.

full-time. Similarly, it is expected to decrease as the income of the spouse increases. In addition, the “living-with-parent” status could have an impact on the opportunity cost.⁷ The LPR is expected to be lower for married females living with parents than for married males doing so (Heitmueller, 2007). This hypothesis is irrelevant for unmarried individuals. The decrease in LPR due to caregiving is expected to be the same for unmarried males and females.

Financial Asset Hypothesis. A large amount of financial assets implies the ability to purchase expensive care-related services. Financial assets are a resource for parental caregiving. Therefore, caregiving households are expected to have a higher LPR as their financial assets increase. Generally, however, the larger the amount of financial assets, the greater is the tendency of elderly individuals to retire. Therefore, the drop in LPR may be greater for caregiving than non-caregiving households. We will examine which of these contrary theories holds. We use the net financial assets (NFA), that is, the difference between financial assets and liabilities, for the following regression analysis. This hypothesis is applicable to both married and unmarried individuals.

2.2. Data

The data used in this paper are from the Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons, conducted by MHLW.⁸ The sample comprises male and female respondents drawn from the Japanese population aged 50–59 years as of October 31, 2005. We adopted data from the first survey, conducted in 2005, to the sixth survey, held in 2010. In the original surveys, 26,220 respondents had

⁷ For example, living costs for households with parents may be higher, and the opportunity cost for the higher earner to quit her/his job is greater.

⁸ The survey aims to understand changes in household behavior and obtains basic data to facilitate MHLW’s development, planning, and implementation of its administrative measures for the elderly. The survey was launched in 2005 and is conducted annually. Currently, participants receive the questionnaire by mail, which they answer and mail back.

answered the series of questionnaires from the 2005 to the 2010 survey. We excluded respondents who (or whose spouses) were caregivers in 2005. As a result, the respondents in our analysis numbered 21,214 (10,120 males and 11,094 females). Appendix A1 shows the sample characteristics. Male and female respondents' age transition is shown in Panels A and B, respectively. The transition in male and female respondents' employment status is shown in Panels C and D, respectively. Panels E and F show the simple average labor participation rates for male and female respondents, respectively.

The survey questionnaire queries about the spouse's status, but does not require a detailed answer. However, the questionnaire was independently answered by both principal and spouse for some married households (hereafter referred to as "duplicated married households"). The combined answers of the husband and wife allow us to examine in more detail the relationship between caregiving and family structure (spouse employment status, spouse income, etc.). We use these data to examine the LPR for married households.

3. Empirical Strategies

To examine the impact of caregiving on labor participation according to the living-with-parent status and marital status, as a base case, we estimate a regression of the form

$$\begin{aligned}
 W_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot CG_{it} + \beta_2 \cdot LP_{it} + \beta_3 \cdot MA_{it} \\
 & + \beta_4 \cdot CG_{it} \cdot LP_{it} + \beta_5 \cdot CG_{it} \cdot MA_{it} + \beta_6 \cdot LP_{it} \cdot MA_{it} \\
 & + \beta_7 \cdot CG_{it} \cdot LP_{it} \cdot MA_{it} + \beta_8 \cdot X_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it},
 \end{aligned} \tag{1}$$

where i and t are respondent and year indices, respectively. W is a dummy for

work, CG a dummy for parental caregiving, LP a dummy for living with at least one parent, and MA a dummy for married. X represents other control variables, including dummies for caring for other than a parent (CG Other), existence of dependent children ($Children$), age more than or equal to 60 years ($Age60$), subjective health condition (HC), and year dummies.⁹ δ represents individual fixed effects.¹⁰ β represents regression coefficients, and ε indicates residuals. We estimate regressions for males and females separately, and the data are limited to the years 2006 to 2010 (as applied to the following regressions). Standard errors are clustered at the respondent level. We then compute the marginal effect (ME) with respect to caregiving

$$ME \equiv E[\widehat{W}_{it} | CG = 0, LP = j, MA = k] - E[\widehat{W}_{it} | CG = 1, LP = j, MA = k],$$

$$j = 0,1, \text{ and } k = 0,1, \quad (2)$$

where \widehat{W} represents the predicted LPR. The first term of the right-hand side is the average LPR, given the living-with-parent, marital, and no-caregiving statuses, and the second term represents caregiving. The ME is the difference between the two values. Standard errors are computed by the delta method.

To examine the impact of the spouse employment status ($SEMP$), we estimate a regression of the form

$$W_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot CG_{it} + \beta_2 \cdot LP_{it}$$

$$+ \sum_{k=Part,Self,Unemp} \beta_{3k} \cdot \mathbf{I}\{SEMP_{it} = k\} + \beta_4 \cdot CG_{it} \cdot LP_{it} +$$

⁹ $HC = 1$ is very bad, 2 is bad, 3 is rather bad, 4 is rather good, 5 is good, and 6 is very good.

¹⁰ δ_i represents respondents' time-invariant unobserved heterogeneity. This variable captures individual characteristics such as the tendency to give care and attachment to the labor market. For example, altruistic individuals may prioritize caring for their parents over their jobs.

$$\sum_{k=Part,Self,Unemp} \left[\begin{aligned} &\beta_{5k} \cdot CG_{it} \cdot I\{SEMP_{it} = k\} + \beta_{6k} \cdot LP_{it} \cdot I\{SEMP_{it} = k\} \\ &+ \beta_{7k} \cdot CG_{it} \cdot LP_{it} \cdot I\{SEMP_{it} = k\} \end{aligned} \right] \\ + \beta_8 \cdot Z_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it},$$

where (SEMP) includes full-time (Full), part-time (Part), self-employed (Self), and unemployed (Unemp).¹¹ $I\{\cdot\}$ is an indicator function. Z represents control variables, including CG Other, Children, Age60, spouse's subjective health condition indicator (SHC), spouse age more than or equal to 60 years (Sage60), and year dummies. We limited the analysis to duplicated married household data. Then, we compute ME:

$$ME \equiv \left[E[\widehat{W}_{it} | CG = 0, LP = j] - E[\widehat{W}_{it} | CG = 1, LP = j] \right] \Big|_{\substack{SEMP=Full, \\ Part,Self,Unemp}}, j = 0, 1.$$

To examine the effect of spouse income (SINC), we estimate a regression of the form

$$\begin{aligned} W_{it} = &\beta_0 + \beta_1 \cdot CG_{it} + \beta_2 \cdot LP_{it} + \beta_3 \cdot SINC_{it} \\ &+ \beta_4 \cdot CG_{it} \cdot LP_{it} + \beta_5 \cdot CG_{it} \cdot SINC_{it} + \beta_6 \cdot LP_{it} \cdot SINC_{it} \\ &+ \beta_7 \cdot CG_{it} \cdot LP_{it} \cdot SINC_{it} + \beta_8 \cdot Z_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it}, \end{aligned}$$

We limited the analysis to duplicated married household data. Then, we compute ME:

$$ME \equiv \left[E[\widehat{W}_{it} | CG = 0, LP = j] - E[\widehat{W}_{it} | CG = 1, LP = j] \right] \Big|_{SINC=0,10,\dots,60}, j = 0, 1.$$

To examine the effect of the net financial assets of the previous year (NFA), we estimate a regression of the form

¹¹ The unemployed includes involuntary unemployment and voluntary unemployment (retirement). Although we can distinguish the two statuses, we pooled the data because of sample limitations for some years.

$$\begin{aligned}
W_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \cdot CG_{it} + \beta_2 \cdot LP_{it} + \beta_3 \cdot NFA_{it-1} \\
&+ \beta_4 \cdot CG_{it} \cdot LP_{it} + \beta_5 \cdot CG_{it} \cdot NFA_{it-1} + \beta_6 \cdot LP_{it} \cdot NFA_{it-1} \\
&+ \beta_7 \cdot CG_{it} \cdot LP_{it} \cdot NFA_{it-1} + \beta_8 \cdot Z_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it},
\end{aligned}$$

where (NFA) is defined as the financial assets of the previous year minus the liabilities of the previous year. Financial assets include bank deposits, stock, and investment trusts. A typical liability is a mortgage. We analyze data for both males and females of duplicated married households, as well as for unmarried males and females, separately. We then compute ME as follows:

$$ME \equiv \left[E[\widehat{W}_{it} | CG = 0, LP = j] - E[\widehat{W}_{it} | CG = 1, LP = j] \right] \Big|_{NFA_{t-1} = -30, -20, \dots, 20}, \quad j = 0, 1$$

A fixed effect model does not provide gender effects. To estimate the gender effect, we estimate the gender difference for ME:

$$\Delta ME \equiv ME_F - ME_M,$$

(3)

where ME_M and ME_F are the MEs of males and females, respectively, defined above. The standard errors of ΔME are computed by 999 bootstrap replications. We test the null hypothesis $\Delta ME = 0$. For example, using male sub-sample data and female sub-sample data separately, we estimate equation (1) by the fixed effect model and compute the MEs by equation (2) separately. Then, we compute the gender difference by equation (3). We repeated this operation 999 times for different sub-samples to estimate the standard errors and confidence intervals.

Heitmueller (2007) discussed the endogeneity problem in the relationship between the decisions to work and to be a caregiver. Both decisions may be interdependent. For example, some individuals who work full-time and earn relatively high wages may opt to not give care but continue working, whereas

others who have lesser attachments to the labor market and earn relatively low wages may decide to become caregivers. Thus, the estimation may be biased without considering the endogeneity problem. One way to avoid the endogeneity problem is to use instrumental variables in cross-sectional data or perform fixed-effects regressions on panel data. Van Houtvem et al. (2013) indicated that endogeneity persists as a problem if time-varying heterogeneity exists even after fixed effects are included. They used a set of time-varying instruments that are correlated to caregiving but assumed to be uncorrelated to time-varying error components. The instruments in their study include an indicator variable for an ill mother or mother-in-law. However, these instruments are unavailable in our panel data, and as Lilly et al. (2010) indicated, most previous studies have failed to identify strong instruments for both cross-sectional and panel studies. Therefore, we use a fixed effect model without instruments in our estimations.

4. Estimation Results

Appendix A2 shows the descriptive statistics for the whole sample and for duplicated married households, separately for males and females. These are pooled data for the period 2005–2010. Appendix A3 shows the estimation results based on the fixed effect model. Table 1 shows the average predicted labor participation rate (LPR) and the marginal effect (ME) with respect to caregiving according to the living-with-parent (LP) status and marital status (MA). Panel A shows the LPR and ME for males based on column (1) of Appendix A3. The LPR for males, living without parent (LP = No), unmarried (MA = No), and no caregiving (CG = No) is 87.00%. That for care giving (CG = Yes) is 84.78%. The ME, which is the difference between the two values, is -2.22%, which is not statistically significant.

The ME for LP = No and MA = Yes is -2.59%, and that for LP = Yes and MA = No is -8.50%. Both are statistically significant. Unmarried male caregivers living with parents show the largest decrease in LPR. The ME for LP = Yes and MA = Yes is not statistically significant. Regarding marital status, the LPR for LP = Yes is statistically and significantly higher (+7.27%) for married than unmarried caregivers. However, the LPR for LP = No does not statistically and significantly differ between married and unmarried caregivers.

Panel B shows the LPR and ME for females, based on column (6) of Appendix A3. All MEs are negative and statistically significant. Unmarried female caregivers living with parents show the largest decrease in LPR (-7.40%). The LPR for LP = No is statistically and significantly higher (+6.37%) for married caregivers than unmarried caregivers. However, the LPR for LP = Yes does not statistically and significantly differ between married and unmarried caregivers.

[Insert Table 1 here]

Table 2 shows the impact of spouse employment status (SEMP) on the LPR. Panel A shows the results for males. The ME of SEMP = Unemp for LP = No is -5.56%, which is statistically significant at the 5% level. Married male caregivers who are not living with parents and whose wives are not working have lower LPR. This may be due to the low-income effect: They may not have enough money to purchase care-related services. All other MEs are not significant. For LP = Yes, none of the MEs is statistically significant.

Panel B shows the results for females. The ME for LP = No and SEMP = Full is -3.75%, which is statistically significant at the 5% level. For LP = Yes, the ME is -6.12% with SEMP = Full and -8.65% with SEMP = Part. Both are statistically significant at the 1% level. Other MEs are not statistically significant.

The results indicate that the opportunity cost of SMEP is an important factor.

[Insert Table 2 here]

Table 3 shows the estimated marginal effects of LPR with respect to caregiving for SEMP screened by employment status (Full, Part, or Self) in 2005. Panel A shows the results for males. For example, for LP = No, full-time employment status, and SEMP = Full, the decrease in LPR due to caregiving is -8.74%, which is statistically significant at the 10% level. Most MEs for males are insignificant.

Panel B shows the results for females. For full-time employment status and SEMP = Full, ME is -10.08% for LP = No and -8.45% for LP = Yes. Both are statistically significant at the 1% level. For part-time employment status and SEMP = Full, ME for LP = Yes is -7.99%. For both cases, caregiver LPRs drop when the husband works full-time, indicating that the opportunity cost hypothesis applies. For LP = No and part-time employment, the MEs are insignificant regardless of SEMP. For LP = No and self-employment in 2005, the MEs are insignificant except for SEMP = Unemp, indicating that a flexible work style may prevent an LPR decrease due to caregiving.

[Insert Table 3 here]

Table 4 shows the impact of spouse income (SINC) on the LPR. Panel A shows the results for male. For LP = No, the SINC is indifferent to the LPR for CG = No. On the contrary, the SINC has a positive relation for CG = Yes, although the slope with respect to SINC is not statistically significant. The MEs for which the SINC is less than or equal to 30 (10,000 JPY monthly) are negative and statistically significant, indicating low-income effects, as in Panel A of Table 2. MEs for which the SINC is more than 30 are not statistically significant. On the contrary, For LP =

Yes, the LPRs of both CG = No and CG = Yes are indifferent to SINC, and none of the MEs is statistically significant.

Panel B shows the results for females. The LPRs with LP = No are indifferent to SINC for both CG = No and CG = Yes. MEs are negative and almost constant around -2.5% to -2.6%. MEs lower than or equal to 20 are not statistically significant due to large standard errors, but those more than 20 are statistically significant at the 10% level. With LP = Yes, the LPRs for both CG = No and CG = Yes are not dependent on SINC. MEs are negative and almost constant around -4.7%, and statistically significant at the 1% level. Results for both males and females indicate that the opportunity cost hypothesis regarding SINC does not apply for LPR reduction.

[Insert Table 4 here]

Table 5 shows the impact of net financial assets (NFA) in the previous year on the LPR. Panel A shows the results for males of duplicated married households. Generally, the LPR is negatively related to the NFA. For LP = No, the larger the NFA, the lower is the LPR (more so for CG = Yes than for CG = No), resulting in more negative MEs. The MEs at NFA = 0, 10, and 20 (million JPY) are statistically significant. However, the ME at NFA = 30 is not statistically significant due to the large standard error. With LP = Yes, the LPSs for both CG = No and CG = Yes decrease in parallel as the NFA increases. None of the MEs is statistically significant.

Panel B shows the results for females of duplicated married households. The MEs tend to be larger (close to zero) as the NFA increases. The ME is most negative (-5.58%), and statistically significant at the 5% level, at NFA = -20. The MEs at NFA = 20 and 30 are not statistically significant. With LP = Yes, the LPRs

for both CG = No and CG = Yes are positively related to NFA. All MEs are negative and statistically significant at the 5% level. The MEs tend to be larger (closer to zero) as the NFA increases.

The impact of the NFA on the LPR shows mixed results for married males versus married females. For males, a larger NFA, with LP = No, results in a lower ME. MEs with LP = Yes are indifferent to the NFA. For females, however, a larger NFA results in a higher ME (closer to zero), indicating that the financial asset hypothesis holds for married females.

Panel C shows the results for unmarried males. With LP = No, LPRs for both CG = No and CG = Yes have almost parallel decreases as NFA increases. Not all MEs are statistically significant. With LP = Yes, the MEs increase (become closer to zero) along with the NFA. The MEs at NFA = -10, 0, and 10 are statistically significant at the 5% level. However, the MEs at NFA = -20, 20, and 30 are not statistically significant due to large standard errors.

Panel D shows the results for unmarried females. Generally, the LPRs are negatively related to NFA. With LP = No, the MEs decrease as the NFA increases. The ME is -6.13% at NFA = 0 and -6.48% at NFA = 10. Both are statistically significant at the 10% level. Other MEs are not statistically significant due to large standard errors. With LP = Yes, the MEs decrease as the NFA increases. The MEs at NFA = 10, 20, and 30 are -7.15%, -8.62%, and -10.10%, respectively, and statistically significant at the 5% level.

The impact of the NFA on the LPR shows mixed results for unmarried males versus unmarried females. For unmarried males, a larger NFA, with LP = Yes, results in a higher ME (closer to zero), supporting the financial assets hypothesis. MEs with LP = No are indifferent to the NFA. For unmarried females, however, a

larger NFA results in a lower ME for both LP = Yes and LP = No.

[Insert Table 5 here]

Table 6 shows the gender difference for MEs and their 95% confidence intervals. The standard errors and 95% confidence intervals are computed by bootstrap replications. Panel A shows the differences for marital and living-with-parent statuses. For example, the ME for males, with LP = No and MA = No, is -2.22%, as shown in Panel A of Table 1; that for females is -6.18%, as shown in Panel B. The difference in MEs (female versus male) is -3.96%, as shown in Panel A of Table 6, which is not statistically significant. The ME difference for LP = Yes and MA = Yes is -3.73%, which is statistically significant at the 1% level. Other ME differences are not statistically significant. Panel B shows the gender difference for ME regarding SEMP. For LP = Yes and SEMP = Full, the difference is -8.74%, which is statistically significant at the 1% level. For LP = Yes and SEMP = Part, the difference is -6.93%, which is statistically significant at the 10% level. Other ME differences are not statistically significant. Panel C shows the ME differences for SINC. For LP = Yes and SINC = 10, 20, 30, and 40, the differences are negative and statistically significant, although the ME differences are close to each other regardless of the SINC. Other differences are not statistically significant. Panel D shows the ME differences regarding NFA for duplicated married households. For LP = Yes and NFA = -10, 0, 10, and 20, the differences are negative and statistically significant, although the ME differences are close to each other regardless of the NFA. Other ME differences are not statistically significant. Panel E shows the ME difference regarding NFA for unmarried households. None of the differences are statistically significant.

In sum, the opportunity cost hypothesis is partially confirmed. Regarding

SEMP, opportunity cost is an important factor in deciding between a male and female caregiver. The LPR for married female caregivers living with parents is significantly lower than that for male caregivers, and is significantly lower when a husband works full-time or part-time. In addition, gender difference is not confirmed for the LPR of unmarried individuals regardless of the living-with-parent status, where the opportunity cost hypothesis is irrelevant. The financial assets hypothesis is also partially confirmed. The hypothesis is supported for married females and unmarried males living with parents. For MEs in both cases, however, the gender difference did not depend on the NFA, indicating that the NFA is not a strong factor for entire households.

[Insert Table 6 here]

5. Conclusion

In this paper, we examined the relationship in Japan between parental caregiving and the labor supply of elderly individuals around retirement age. We used large-scale Japanese government panel data for the period 2005–2010. Our results revealed that, for married households living with parents, the opportunity cost of spouse employment is an important factor to decide the caregiver, meaning that married full-time or part-time employed males tended to continue working and females tended to be caregivers. The gender difference for the decrease in LPR due to caregiving was highest when males work full-time. When both husband and wife work full-time, caregiving decreases female LPR. The results are consistent with the traditional view of family role sharing. On the contrary, for married households living without parents and unmarried households, the decrease in LPR due to caregiving was not significantly different between males and females, indicating

that family roles are complementary. Spouse income includes the opportunity cost for caregiving. However, spouse income was indifferent to the LPR difference between caregivers and non-caregivers. The caregiving decision was expected to be affected by the amount of net financial assets (NFA). However, the impact of NFA on the LPR of caregivers showed mixed results. For married females and unmarried males living with parents, the LPR for caregivers tended to rise as NFA increases, indicating that NFA is a caregiving resource. For others, the NFA was negatively related, or indifferent, to the LPR difference between caregivers and non-caregivers.

The prime minister of Japan announced three new policies (“new three allows”) to realize a society in which all citizens are dynamically engaged. The new third arrow or “social security that provides reassurance” revealed a clear target for nursing care: “eliminating cases in which people have no choice but to leave their jobs to provide nursing care by the beginning of the 2020s” (Prime Minister of Japan and His Cabinet, 2015). According to our results, the LPR for married females decreases due to caregiving when both husband and wife work full-time. We also found that married females with negative net financial assets have a lower LPR due to caregiving. To prevent a decline in LPR for caregivers, the government should intensively promote the current policies to enhance work-life balance for caregiving females, such as paid nursing leave, lower working hours, and restriction on overtime. Furthermore, our results showed that the LPR did not decline as a result of nursing care when the husband or spouse is self-employed. Elderly workers with work styles close to self-employment can check the LPR decline due to nursing care. Therefore, policies that increase flexibility of working conditions, such as home teleworking, flextime, and further

flexible nursing leave, should be implemented to allow caregivers to balance nursing care with employment. Next, we found the low-income effect for those with reduced LPRs due to caregiving. Relaxing the upper limit of nursing care benefits and enriching home-care related services for those individuals should be considered. For individuals with severe liquidity constraints, who tend to have limited knowledge about long-term care insurance and care services, extensive assistance by care providers to establish nursing care plans and a voucher system to use nursing care services can be considered.

References

- Bolin, K., B. Lindgren, and P. Lundbor. "Your Next of Kin or Your Own Career? Caring and Working among the 50+ of Europe," *Journal of Health Economics* 27(3), 2008, 718–38.
- Carmichael, F., and S. Charles. "The Labour Market Costs of Community Care," *Journal of Health Economics*, 17(6), 1998, 747–65.
- Carmichael, F., and S. Charles. "The Opportunity Costs of Informal Care: Does Gender Matter?" *Journal of Health Economics*, 22(5), 2003, 781–803.
- Dentinger, E., and M. Clarkberg. "Informal Caregiving and Retirement Timing among Men and Women." *Journal of Family Issues*, 23(7), 2002, 857–79.
- Heitmueller, A. "The Chicken or the Egg? Endogeneity in Labour Market Participation of Informal Careers in England," *Journal of Health Economics*, 26(3), 2007, 536–59.
- Ikeda, T. "On the Work-Life Balance from the Viewpoint of HRM Study," *Japanese Journal of Labor Studies* [in Japanese] 6(52), 2010, 89–103.
- Iwamoto, Y. "Yokaigosya no Hassei ni tomonau Kazoku no Syugyoukeitai no

- Henka [Changes in Employment Type with Caregiving],” in *Syakai Fukushi to Kazoku no Keizaigaku (Economics of Social Security and Family Structure)*, Tokyo Keizai, Tokyo. 2001 (in Japanese).
- Lilly, M. B., A. Laporte, and C. C. Peter. “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,” *The Milbank Quarterly*, 85(4), 2007, 641–90.
- Lilly, M. B., A. Laporte, and C. Peter. Coyte “Do They Care Too Much to Work? The Influence of Caregiving Intensity on the Labor Force Participation of Unpaid Caregivers in Canada,” *Journal of Health Economics*, 29, 2010, 895–903.
- Ministry of Health, Labour and Welfare (MHLW). *Health and Welfare Services for the Elderly in Annual Health, Labour, and Welfare Report 2011-2012* (2012). Accessed December 28, 2015, from <http://www.mhlw.go.jp/english/wp/wp-hw6/dl/10e.pdf>
- MHLW. *Status report on the Long-Term Care Insurance Projects (Provisional Report)* (in Japanese), 2013a. Accessed December 28, 2015, from <http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/osirase/jigyo/13/index.html>.
- MHLW. *Comprehensive Survey of Living Conditions* (2013b). Accessed December 28, 2015, from <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa13/dl/05.pdf>
- Mutschler, P. H. “Bearing the Costs of Our Eldercare Policies: Work Constraints among Employed Caregivers,” *Journal of Aging and Social Policy*, 5(4), 1993, 23–49.
- Nishimoto, M., and T. Shichijo. “Oya tonou Doukyo to Kaigo ga Kikon Josei no

- Syugyou ni oyobosu Eikyo [Employment of Married Females, Living with Parents, and Caregiving],” *Japanese Journal of Research on Household Economics* [in Japanese] 61 (2004), 62–72.
- Otsu, Y., and S. Komamura. “Kaigo no Futan to Syugyo Kodo [Burden of Caregiving and Employment],” in *Oyako Kankei to Kakei Koudo no Dainamizum (Dynamic Behavior of Family Relations in Households)*, edited by Higuchi, Y., T. Miyauchi, and C.R. MacKenzie Editor. Tokyo: Keio University Press Inc., 2012, 143–159 [in Japanese].
- Otsu, Y. “Zaitaku Kaigo ga Risuyoku ni Ataeru Eikyo ni tsuiteno Bunseki [Comparative Analysis of Caregiving at Home and at Place of Employment],” Joint Research Center for Panel Studies DP2012-013, Keio University, 2013 [in Japanese].
- Pavalko, E. K., and J. E. Artis. “Women's Caregiving and Paid Work: Causal Relationships in Late Midlife,” *Journal of Gerontology*, 52B(4), 1997, 170–9.
- Prime Minister of Japan and His Cabinet. “Urgent Policies to Realize a Society in Which All Citizens are Dynamically Engaged - Toward a Positive Cycle of Growth and Distribution” (2015), http://www.kantei.go.jp/jp/singi/ichiokusoukatsuyaku/kinkyu_taisaku/hontai_e.pdf
- Sakai, T., and S. “Does Caring for Elderly Parents Affect Their Sons and Daughters’ Decision Retirement? An Analysis Using Japanese Panel Data,” *JCER Economic Journal* [in Japanese], 56, 2007, 1–25.
- Shimizutani, S., and H. Noguchi. “Kaigo Hoiku Service no Riyo to Kazoku Futan Roudo Kyokyu (Relation between Nursing Care and Child Care Service,

and Burden of Families and Employment),” in *Kaigo Hoiku Service no Shijo no Keizai Bunseki (Economics of Nursing Care and Child Care Markets)*, Tokyo: Toyo Keizai, 2004, 163-216 [in Japanese].

Statistics Bureau of Japan. *Basic Survey on Wage Structure 2005* (2005). Accessed December 28, 2015, from

<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/NewList.do?tid=000001011429>

Van Houtven, H., C. Harold, B. C. Norma, and M. S. Meghan. “The Effect of Informal Care on Work and Wages,” *Journal of Health Economics*, 32(1), 2013, 240–52.

Wolf, D. A., and B. J. Soldo. “Married Women’s Allocation of Time to Employment and Care of Elderly Parents,” *Journal of Human Resources*, 29(4), 1994, 1259–2176.

Table 1: Marginal Effect of Caregiving for Living-with-Parent (LP) and Marital Statuses (MA)

Panel A: Males

LP	MA	Average predicted LPR				ME	
		CG = No		CG = Yes		Yes - No	
		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
LP = No	MA = No	87.00%	1.69%	84.78%	4.04%	-2.22%	(3.88%)
	MA = Yes	89.69%	0.27%	87.10%	1.12%	-2.59%	(1.12%) **
LP = Yes	MA = No	89.58%	2.03%	81.08%	3.29%	-8.50%	(3.07%) ***
	MA = Yes	89.12%	0.55%	88.35%	0.90%	-0.76%	(0.85%)
LP = No	Diff. (Yes - No)	2.68%	(1.87%)	2.32%	(4.26%)		
LP = Yes	Diff. (Yes - No)	-0.46%	(2.18%)	7.27%	(3.50%) **		

Panel B: Females

LP	MA	Average predicted LPR				ME	
		CG = No		CG = Yes		Yes - No	
		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
LP = No	MA = No	63.67%	1.33%	57.49%	2.86%	-6.18%	(2.75%) **
	MA = Yes	65.59%	0.32%	63.86%	0.93%	-1.73%	(0.93%) *
LP = Yes	MA = No	60.85%	2.38%	53.45%	3.29%	-7.40%	(2.86%) **
	MA = Yes	63.08%	0.98%	58.59%	1.21%	-4.49%	(1.11%) ***
LP = No	Diff. (Yes - No)	1.92%	(1.54%)	6.37%	(3.08%) **		
LP = Yes	Diff. (Yes - No)	2.23%	(2.70%)	5.14%	(3.60%)		

Notes: CG = caregiving, LP = living with parent, ME = marginal effect of caregiving, MA = married. The predicted LPRs and MEs for Panel A are computed from column (1) of Appendix A3, and that of Panel B from column (6). S.E. is computed by the delta method. *** represents statistical significance at 1%, ** at 5%, and * at 10%.

Table 2: Marginal Effect of Caregiving for Spouse Employment (SEMP)**Panel A: Males**

LP	SEMP	Average predicted LPR				ME	
		CG = No		CG = Yes		Yes - No	
		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
LP = No	Full	91.39%	1.03%	85.37%	3.69%	-6.02%	3.72%
	Part	90.70%	0.45%	90.02%	2.09%	-0.68%	2.11%
	Self	89.36%	1.29%	84.53%	6.51%	-4.83%	6.71%
	Unemp	88.34%	0.64%	82.78%	2.39%	-5.56%	2.37%
LP = Yes	Full	89.34%	1.53%	91.97%	2.20%	2.62%	2.04%
	Part	89.21%	0.94%	87.48%	1.60%	-1.73%	1.50%
	Self	89.95%	1.64%	92.40%	2.07%	2.45%	2.13%
	Unemp	87.16%	1.33%	85.67%	2.18%	-1.48%	2.25%

Panel B: Females

LP	SEMP	Average predicted LPR				ME		
		CG = No		CG = Yes		Yes - No		
		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.	
LP = No	Full	67.29%	0.58%	63.54%	1.57%	-3.75%	1.59%	**
	Part	65.75%	0.82%	68.07%	2.05%	2.32%	2.07%	
	Self	68.46%	1.25%	66.78%	2.56%	-1.68%	2.43%	
	Unemp	63.70%	1.14%	57.71%	3.82%	-5.99%	3.89%	
LP = Yes	Full	64.79%	1.27%	58.67%	1.81%	-6.12%	1.87%	***
	Part	66.00%	1.86%	57.35%	2.97%	-8.65%	3.17%	***
	Self	64.04%	1.54%	62.20%	2.18%	-1.83%	1.89%	
	Unemp	62.46%	2.20%	58.08%	3.68%	-4.38%	3.65%	

Notes: CG = caregiving, LP = living with parent, ME = marginal effect of caregiving, SEMP = spouse employment status. The predicted LPRs and MEs for Panel A are computed from column (2) of Appendix A3, and that of Panel B from column (7). S.E. is computed by the delta method. *** represents statistical significance at 1%, ** at 5%, and * at 10%.

Table 3: Marginal effect of caregiving regarding spouse employment (SEMP) screened by employment status in 2005

Panel A: Male

LP	SEMP	Employment status in 2005					
		Full		Part		Self	
		ME	S.E.	ME	S.E.	ME	S.E.
LP = No	Full	-8.74%	5.08% *	0.89%	4.72%	-1.45%	2.08%
	Part	0.11%	2.66%	-4.96%	14.27%	-4.32%	2.90%
	Self	-22.92%	18.70%			1.08%	1.63%
	Unemp	-3.58%	2.57%	-17.33%	9.49% *	-5.46%	6.32%
LP = Yes	Full	3.30%	2.20%	-10.67%	14.31%	5.05%	2.86% *
	Part	-4.32%	2.30% *	-0.63%	4.29%	2.20%	0.96% **
	Self	4.09%	3.99%			0.15%	1.03%
	Unemp	0.99%	2.46%	-17.46%	9.28% *	-2.71%	4.94%

Panel B: Female

LP	SEMP	Employment status in 2005					
		Full		Part		Self	
		ME	S.E.	ME	S.E.	ME	S.E.
LP = No	Full	-10.08%	4.53% **	-4.20%	2.58%	-4.92%	3.35%
	Part	-5.59%	3.22% *	5.12%	3.20%	-5.87%	20.94%
	Self	-7.96%	8.13%	1.32%	2.81%	3.51%	2.65%
	Unemp	-6.83%	8.46%	-11.00%	6.86%	-77.79%	9.26% ***
LP = Yes	Full	-8.45%	3.47% **	-7.99%	3.07% ***	-26.14%	13.54% *
	Part	-6.00%	5.29%	-13.16%	5.36% **	-6.22%	11.07%
	Self	2.90%	4.95%	-1.45%	2.38%	-0.43%	3.87%
	Unemp	-6.08%	7.98%	-15.19%	5.75% ***	62.61%	22.50% ***

Note: LP represents living with parent, ME represents the marginal effect with respect to caregiving, and SEMP represents spouse employment statuses. The MEs for Panel A are computed from column (1)-(3) of Appendix A4, and that of Panel B from column (4)-(6) of Appendix A4. S.E. is computed by the delta method. *** represents statistical significance at 1% level, ** at 5%, * at 10%.

Table 4: Marginal Effect of Caregiving for Spouse Income (SINC)

Panel A: Males

LP	SINC	Average predicted LPR				ME	
		CG = No		CG = Yes		Yes - No	
		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
LP = No	0	90.18%	(0.31%)	85.38%	(1.70%)	-4.80%	(1.73%) ***
	10	90.02%	(0.27%)	85.76%	(1.59%)	-4.25%	(1.62%) ***
	20	89.86%	(0.30%)	86.15%	(1.56%)	-3.70%	(1.60%) **
	30	89.70%	(0.38%)	86.54%	(1.61%)	-3.15%	(1.68%) *
	40	89.54%	(0.50%)	86.93%	(1.75%)	-2.60%	(1.85%)
	50	89.38%	(0.63%)	87.32%	(1.95%)	-2.05%	(2.07%)
	60	89.21%	(0.76%)	87.71%	(2.19%)	-1.50%	(2.35%)
LP = Yes	0	88.42%	(0.85%)	87.92%	(1.45%)	-0.50%	(1.44%)
	10	88.35%	(0.81%)	87.90%	(1.27%)	-0.45%	(1.23%)
	20	88.27%	(0.81%)	87.88%	(1.28%)	-0.39%	(1.24%)
	30	88.20%	(0.86%)	87.86%	(1.48%)	-0.34%	(1.47%)
	40	88.12%	(0.94%)	87.84%	(1.80%)	-0.28%	(1.84%)
	50	88.04%	(1.06%)	87.81%	(2.20%)	-0.23%	(2.28%)
	60	87.97%	(1.19%)	87.79%	(2.64%)	-0.18%	(2.76%)

Panel B: Females

LP	SINC	Average predicted LPR				ME	
		CG = No		CG = Yes		Yes - No	
		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
LP = No	0	67.60%	(0.53%)	65.12%	(1.94%)	-2.48%	(1.97%)
	10	67.38%	(0.46%)	64.88%	(1.70%)	-2.50%	(1.73%)
	20	67.16%	(0.41%)	64.64%	(1.50%)	-2.52%	(1.53%)
	30	66.94%	(0.38%)	64.40%	(1.36%)	-2.54%	(1.39%) *
	40	66.72%	(0.38%)	64.16%	(1.30%)	-2.56%	(1.33%) *
	50	66.50%	(0.40%)	63.92%	(1.33%)	-2.58%	(1.36%) *
	60	66.28%	(0.44%)	63.68%	(1.45%)	-2.60%	(1.47%) *
LP = Yes	0	64.57%	(1.27%)	59.83%	(1.93%)	-4.74%	(1.96%) **
	10	64.50%	(1.22%)	59.76%	(1.74%)	-4.74%	(1.77%) ***
	20	64.43%	(1.19%)	59.69%	(1.59%)	-4.74%	(1.61%) ***
	30	64.36%	(1.16%)	59.63%	(1.50%)	-4.74%	(1.51%) ***
	40	64.29%	(1.15%)	59.56%	(1.48%)	-4.73%	(1.47%) ***
	50	64.22%	(1.16%)	59.49%	(1.53%)	-4.73%	(1.50%) ***
	60	64.16%	(1.18%)	59.42%	(1.64%)	-4.73%	(1.59%) ***

Notes: CG = caregiving, LP = living with parent, ME = marginal effect of caregiving, and SINC = spouse income (10,000 JPY monthly). The predicted LPRs and MEs for Panel A are computed from column (3) of Appendix A3, and that of Panel B from column (8). S.E.is computed by the delta method. *** represents statistical significance at 1%, ** at 5%, and * at 10%.

Table 5: Marginal Effect of Caregiving for Net Financial Assets (NFA)

Panel A: Duplicated Married Households (Males)

LP	NFA	Average predicted LPR				ME	
		CG = No		CG = Yes		Yes - No	
		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
LP = No	-20	91.62%	(0.76%)	89.50%	(2.96%)	-2.11%	(2.94%)
	-10	90.90%	(0.50%)	88.21%	(2.09%)	-2.69%	(2.09%)
	0	90.18%	(0.31%)	86.91%	(1.59%)	-3.27%	(1.62%) **
	10	89.46%	(0.34%)	85.62%	(1.80%)	-3.84%	(1.81%) **
	20	88.75%	(0.55%)	84.33%	(2.55%)	-4.42%	(2.53%) *
	30	88.03%	(0.82%)	83.03%	(3.51%)	-5.00%	(3.46%)
LP = Yes	-20	89.73%	(1.35%)	87.94%	(2.23%)	-1.79%	(2.10%)
	-10	88.91%	(1.03%)	87.33%	(1.69%)	-1.58%	(1.56%)
	0	88.09%	(0.86%)	86.73%	(1.35%)	-1.37%	(1.25%)
	10	87.28%	(0.91%)	86.12%	(1.37%)	-1.16%	(1.32%)
	20	86.46%	(1.16%)	85.51%	(1.75%)	-0.95%	(1.72%)
	30	85.65%	(1.51%)	84.91%	(2.31%)	-0.74%	(2.30%)

Panel B: Duplicated Married Households (Females)

LP	NFA	Average predicted LPR				ME	
		CG = No		CG = Yes		Yes - No	
		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
LP = No	-20	68.11%	(0.98%)	62.53%	(2.23%)	-5.58%	(2.20%) **
	-10	67.52%	(0.64%)	63.03%	(1.66%)	-4.49%	(1.66%) ***
	0	66.93%	(0.41%)	63.53%	(1.29%)	-3.40%	(1.32%) **
	10	66.35%	(0.45%)	64.03%	(1.31%)	-2.31%	(1.34%) *
	20	65.76%	(0.73%)	64.53%	(1.69%)	-1.22%	(1.70%)
	30	65.17%	(1.08%)	65.03%	(2.27%)	-0.14%	(2.25%)
LP = Yes	-20	63.82%	(1.81%)	56.99%	(2.58%)	-6.83%	(2.54%) ***
	-10	64.28%	(1.38%)	57.70%	(1.95%)	-6.58%	(1.94%) ***
	0	64.75%	(1.15%)	58.41%	(1.52%)	-6.34%	(1.53%) ***
	10	65.22%	(1.25%)	59.13%	(1.49%)	-6.09%	(1.48%) ***
	20	65.68%	(1.62%)	59.84%	(1.87%)	-5.85%	(1.82%) ***
	30	66.15%	(2.12%)	60.55%	(2.48%)	-5.60%	(2.39%) **

Panel C: Unmarried Males

LP	NFA	Average predicted LPR				ME	
		CG = No		CG = Yes		Yes - No	
		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
LP = No	-20	85.62%	(2.68%)	80.33%	(6.69%)	-5.29%	(6.52%)
	-10	81.85%	(1.76%)	77.24%	(5.38%)	-4.62%	(5.39%)
	0	78.08%	(1.04%)	74.14%	(4.62%)	-3.94%	(4.76%)
	10	74.31%	(1.06%)	71.04%	(4.70%)	-3.27%	(4.82%)
	20	70.54%	(1.79%)	67.95%	(5.58%)	-2.59%	(5.55%)
	30	66.77%	(2.71%)	64.85%	(6.97%)	-1.92%	(6.73%)
LP = Yes	-20	78.06%	(3.68%)	68.95%	(5.81%)	-9.12%	(5.68%)
	-10	78.21%	(2.71%)	69.61%	(4.23%)	-8.60%	(4.37%) **
	0	78.35%	(2.00%)	70.26%	(3.25%)	-8.08%	(3.56%) **
	10	78.49%	(1.89%)	70.92%	(3.44%)	-7.57%	(3.61%) **
	20	78.63%	(2.45%)	71.58%	(4.65%)	-7.05%	(4.48%)
	30	78.77%	(3.36%)	72.24%	(6.33%)	-6.53%	(5.82%)

Panel D: Unmarried Females

LP	NFA	Average predicted LPR				ME	
		CG = No		CG = Yes		Yes - No	
		Est.	S.E.	Est.	S.E.	Est.	S.E.
LP = No	-20	79.72%	(2.20%)	74.28%	(5.76%)	-5.44%	(5.91%)
	-10	77.54%	(1.41%)	71.76%	(4.25%)	-5.79%	(4.36%)
	0	75.36%	(0.72%)	69.23%	(3.18%)	-6.13%	(3.32%) *
	10	73.19%	(0.67%)	66.71%	(3.08%)	-6.48%	(3.31%) *
	20	71.01%	(1.33%)	64.18%	(4.00%)	-6.82%	(4.33%)
	30	68.83%	(2.12%)	61.66%	(5.46%)	-7.17%	(5.87%)
LP = Yes	-20	77.89%	(4.05%)	75.15%	(7.18%)	-2.74%	(6.66%)
	-10	75.91%	(3.00%)	71.70%	(5.26%)	-4.21%	(4.99%)
	0	73.94%	(2.25%)	68.26%	(3.69%)	-5.68%	(3.63%)
	10	71.96%	(2.15%)	64.81%	(3.08%)	-7.15%	(3.01%) **
	20	69.99%	(2.76%)	61.37%	(3.92%)	-8.62%	(3.56%) **
	30	68.01%	(3.76%)	57.92%	(5.58%)	-10.10%	(4.90%) **

Notes: CG = caregiving, LP = living with parent, ME = marginal effect of caregiving, NFA = net financial assets (million JPY). The predicted LPRs and MEs for Panel A are computed from column (4) of Appendix A3, that of Panel B from column (9), that of Panel C from column (5), and that of Panel B from column (10). S.E. is computed by the delta method. *** represents statistical significance at 1%, ** at 5%, and * at 10%.

Table 6: Gender Difference for Marginal Effect of Caregiving

Panel A: For Marital and Living-with-Parent Statuses

LP	MA	Diff.	S.E.	95% conf. interval	
LP = No	MA = No	-3.96%	(4.98%)	-13.73%	5.81%
	MA = Yes	0.86%	(1.51%)	-2.11%	3.82%
LP = Yes	MA = No	1.11%	(4.10%)	-6.94%	9.15%
	MA = Yes	-3.73%	(1.40%)	*** -6.46%	-0.99%

Panel B: Spouse Employment (SEMP)

LP	SEMP	Diff.	S.E.	95% conf. interval	
LP = No	Full	2.27%	(4.24%)	-6.04%	10.57%
	Part	3.00%	(3.01%)	-2.90%	8.91%
	Self	3.15%	(7.65%)	-11.85%	18.15%
	Unemp	-0.43%	(4.39%)	-9.03%	8.18%
LP = Yes	Full	-8.74%	(3.10%)	*** -14.82%	-2.66%
	Part	-6.93%	(3.62%)	* -14.02%	0.17%
	Self	-4.28%	(3.50%)	-11.14%	2.58%
	Unemp	-2.90%	(4.48%)	-11.68%	5.88%

Panel C: Spouse Income (SINC)

LP	SINC	Diff.	S.E.	95% conf. interval	
LP = No	0	2.32%	(2.70%)	-2.97%	7.61%
	10	1.75%	(2.42%)	-2.98%	6.49%
	20	1.18%	(2.35%)	-3.42%	5.78%
	30	0.61%	(2.50%)	-4.29%	5.52%
	40	0.04%	(2.85%)	-5.55%	5.63%
	50	-0.53%	(3.33%)	-7.06%	6.01%
	60	-1.10%	(3.90%)	-8.73%	6.54%
LP = Yes	0	-4.24%	(2.64%)	-9.42%	0.94%
	10	-4.29%	(2.32%)	* -8.84%	0.25%
	20	-4.35%	(2.15%)	** -8.57%	-0.13%
	30	-4.40%	(2.18%)	** -8.67%	-0.12%
	40	-4.45%	(2.40%)	* -9.15%	0.25%
	50	-4.50%	(2.76%)	-9.91%	0.90%
	60	-4.55%	(3.21%)	-10.85%	1.74%

Panel D: Net Financial Assets (NFA) of Duplicated Married Households

LP	NFA	Diff.	S.E.	95% conf. interval	
LP = No	-20	-3.46%	(3.72%)	-10.76%	3.83%
	-10	-1.80%	(2.71%)	-7.10%	3.51%
	0	-0.13%	(2.13%)	-4.31%	4.04%
	10	1.53%	(2.35%)	-3.07%	6.14%
	20	3.20%	(3.20%)	-3.08%	9.47%
	30	4.86%	(4.33%)	-3.62%	13.35%
LP = Yes	-20	-5.04%	(3.30%)	-11.51%	1.43%
	-10	-5.00%	(2.45%)	** -9.81%	-0.20%
	0	-4.97%	(1.92%)	** -8.74%	-1.20%
	10	-4.94%	(1.98%)	** -8.82%	-1.05%
	20	-4.90%	(2.59%)	* -9.98%	0.17%
	30	-4.87%	(3.47%)	-11.67%	1.94%

Panel E: Net Financial Assets (NFA) of Unmarried Households

LP	NFA	Diff.	S.E.	95% conf. interval	
LP = No	-20	-0.15%	(10.39%)	-20.51%	20.22%
	-10	-1.17%	(7.85%)	-16.55%	14.21%
	0	-2.19%	(6.27%)	-14.48%	10.11%
	10	-3.21%	(6.43%)	-15.81%	9.39%
	20	-4.23%	(8.21%)	-20.33%	11.87%
	30	-5.25%	(10.85%)	-26.52%	16.02%
LP = Yes	-20	6.38%	(9.71%)	-12.65%	25.42%
	-10	4.39%	(7.29%)	-9.90%	18.69%
	0	2.40%	(5.52%)	-8.41%	13.22%
	10	0.41%	(5.11%)	-9.61%	10.44%
	20	-1.58%	(6.35%)	-14.02%	10.87%
	30	-3.57%	(8.54%)	-20.30%	13.17%

Notes: LP = living with parent, SEMP = spouse employment, SINC = spouse income (10,000 JPY monthly), NFA = net financial assets (million JPY). *** represents statistical significance at 1%, ** at 5%, and * at 10%. Gender difference is defined as the ME for females minus that for males. Standard errors and 95% confidence intervals are computed by bootstrap replications.

Appendix A1: Characteristics of Samples

Panel A: Transition of Age for Males

	Year = 2005	2006	2007	2008	2009	2010	Total
50 years old	870	0	0	0	0	0	870
51	838	870	0	0	0	0	1,708
52	935	838	870	0	0	0	2,643
53	965	935	838	870	0	0	3,608
54	1,056	965	935	838	870	0	4,664
55	1,061	1,056	965	935	838	870	5,725
56	1,268	1,061	1,056	965	935	838	6,123
57	1,153	1,268	1,061	1,056	965	935	6,438
58	1,189	1,153	1,268	1,061	1,056	965	6,692
59	785	1,189	1,153	1,268	1,061	1,056	6,512
60	0	785	1,189	1,153	1,268	1,061	5,456
61	0	0	785	1,189	1,153	1,268	4,395
62	0	0	0	785	1,189	1,153	3,127
63	0	0	0	0	785	1,189	1,974
64	0	0	0	0	0	785	785
Total	10,120	10,120	10,120	10,120	10,120	10,120	60,720

Notes: The table shows the number of respondents.

Panel B: Transition of Age for Females

	Year = 2005	2006	2007	2008	2009	2010	Total
50 years old	924	0	0	0	0	0	924
51	958	924	0	0	0	0	1,882
52	986	958	924	0	0	0	2,868
53	1,102	986	958	924	0	0	3,970
54	1,119	1,102	986	958	924	0	5,089
55	1,123	1,119	1,102	986	958	924	6,212
56	1,372	1,123	1,119	1,102	986	958	6,660
57	1,376	1,372	1,123	1,119	1,102	986	7,078
58	1,295	1,376	1,372	1,123	1,119	1,102	7,387
59	839	1,295	1,376	1,372	1,123	1,119	7,124
60	0	839	1,295	1,376	1,372	1,123	6,005
61	0	0	839	1,295	1,376	1,372	4,882
62	0	0	0	839	1,295	1,376	3,510
63	0	0	0	0	839	1,295	2,134
64	0	0	0	0	0	839	839
Total	11,094	11,094	11,094	11,094	11,094	11,094	66,564

Notes: The table shows the number of respondents.

Panel C: Transition of Employment Status for Males

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Total
Full	6,748	6,377	5,879	5,420	4,815	4,286	33,525
Unreg	847	1,079	1,386	1,682	1,940	2,216	9,150
Self	1,962	1,940	1,954	1,999	1,977	1,977	11,809
Unemp	530	650	787	965	1,325	1,580	5,837
No data	33	74	114	54	63	61	399
Total	10,120	10,120	10,120	10,120	10,120	10,120	60,720

Notes: The table shows the number of respondents.

Panel D: Transition of Employment Status for Females

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Total
Full	2,317	2,178	2,007	1,798	1,590	1,412	11,302
Unreg	4,950	5,017	4,890	4,838	4,612	4,479	28,786
Self	553	526	552	556	583	517	3,287
Unemp	3,166	3,262	3,515	3,768	4,177	4,537	22,425
No data	108	111	130	134	132	149	764
Total	11,094	11,094	11,094	11,094	11,094	11,094	66,564

Notes: The table shows the number of respondents.

Panel E: Transition of Labor Participation Rate for Males

		2005	2006	2007	2008	2009	2010	Total
Caregiving (CG) = 0	Avg.	94.7%	93.3%	92.1%	90.3%	86.8%	84.5%	90.4%
	Std.	(22.5%)	(25.0%)	(27.0%)	(29.6%)	(33.9%)	(36.2%)	(29.5%)
	N	10,117	9,529	8,980	8,716	8,792	8,988	55,122
Caregiving (CG) = 1	Avg.		92.2%	89.1%	88.3%	83.7%	80.7%	85.7%
	Std.		(26.9%)	(31.1%)	(32.2%)	(36.9%)	(39.5%)	(35.0%)
	N		346	470	614	695	810	2,935
Total	Avg.	94.7%	93.2%	91.9%	90.2%	86.6%	84.2%	90.2%
	Std.	(22.5%)	(25.1%)	(27.3%)	(29.8%)	(34.1%)	(36.5%)	(29.8%)
	N	10,117	9,875	9,450	9,330	9,487	9,798	58,057

Notes: The table shows the simple average of labor participation rate, its standard deviation, and the number of respondents.

Panel F: Transition of Labor Participation Rate for Females

		2005	2006	2007	2008	2009	2010	Total
Caregiving (CG) = 0	Avg.	70.7%	70.2%	68.4%	65.7%	62.4%	58.6%	66.2%
	Std.	(45.5%)	(45.7%)	(46.5%)	(47.5%)	(48.4%)	(49.3%)	(47.3%)
	N	11,085	10,127	9,230	8,874	8,929	9,381	57,626
Caregiving (CG) = 1	Avg.		64.7%	61.4%	60.7%	54.9%	54.0%	58.3%
	Std.		(47.8%)	(48.7%)	(48.9%)	(49.8%)	(49.9%)	(49.3%)
	N		666	862	1,100	1,192	1,330	5,150
Total	Avg.	70.7%	69.9%	67.8%	65.2%	61.5%	58.1%	65.6%
	Std.	(45.5%)	(45.9%)	(46.7%)	(47.6%)	(48.7%)	(49.3%)	(47.5%)
	N	11,085	10,793	10,092	9,974	10,121	10,711	62,776

Notes: The table shows the simple average of labor participation rate, its standard deviation, and the number of respondents.

Appendix A2: Descriptive Statistics

	All data Male					All data Female					Duplicated married households Male					Duplicated married households Female				
	N	Avg.	Std.	Max.	Min.	N	Avg.	Std.	Max.	Min.	N	Avg.	Std.	Max.	Min.	N	Avg.	Std.	Max.	Min.
Work (W)	60,701	0.90	(0.30)	0	1	66,522	0.65	(0.48)	0	1	34,454	0.90	(0.29)	0	1	34,440	0.67	(0.47)	0	1
Living with parent (LP)	60,645	0.28	(0.45)	0	1	66,443	0.21	(0.41)	0	1	34,456	0.26	(0.44)	0	1	34,458	0.26	(0.44)	0	1
Caregiving (CG)	58,072	0.04	(0.21)	0	1	62,809	0.07	(0.25)	0	1	32,947	0.04	(0.20)	0	1	32,730	0.08	(0.27)	0	1
Married (MA)	60,668	0.89	(0.31)	0	1	66,489	0.85	(0.35)	0	1	34,464	1.00	(0.00)	1	1	34,464	1.00	(0.00)	1	1
LP×CG	58,010	0.03	(0.16)	0	1	62,706	0.03	(0.18)	0	1	32,941	0.02	(0.16)	0	1	32,724	0.04	(0.20)	0	1
LP×MA	60,594	0.24	(0.43)	0	1	66,370	0.18	(0.39)	0	1										
CG×MA	58,028	0.04	(0.19)	0	1	62,749	0.06	(0.24)	0	1										
CG×MA×LP	57,967	0.02	(0.15)	0	1	62,647	0.03	(0.17)	0	1										
Employment (EMP) Full	60,321	0.56	(0.50)	0	1	65,800	0.17	(0.38)	0	1	34,249	0.54	(0.50)	0	1	34,090	0.17	(0.37)	0	1
EMP Unreg	60,321	0.15	(0.36)	0	1	65,800	0.44	(0.50)	0	1	34,249	0.17	(0.37)	0	1	34,090	0.47	(0.50)	0	1
EMP Self	60,321	0.20	(0.40)	0	1	65,800	0.05	(0.22)	0	1	34,249	0.20	(0.40)	0	1	34,090	0.04	(0.19)	0	1
EMP Unemp	60,321	0.10	(0.30)	0	1	65,800	0.34	(0.47)	0	1	34,249	0.09	(0.29)	0	1	34,090	0.33	(0.47)	0	1
Spouse employment (SEMP) Full											34,090	0.17	(0.37)	0	1	34,249	0.54	(0.50)	0	1
SEMP Unreg											34,090	0.47	(0.50)	0	1	34,249	0.17	(0.37)	0	1
SEMP Self											34,090	0.04	(0.19)	0	1	34,249	0.20	(0.40)	0	1
SEMP Unemp											34,090	0.33	(0.47)	0	1	34,249	0.09	(0.29)	0	1
Income (10,000 JPY Monthly)	52,650	37.5	(34.5)	0	362.5	60,636	12.3	(20.7)	0	361	30,138	37.4	(33.1)	0	360	31,394	11.0	(18.7)	0	360
Spouse income (SINC, 10,000 JPY Monthly)											31,394	11.0	(18.7)	0	360	30,138	37.4	(33.1)	0	360
Saving amount (Million JPY)	57,406	7.91	(12.0)	0	85.8	61,978	8.92	(13.0)	0	85.8	32,516	8.56	(12.2)	0	85.8	32,516	8.56	(12.2)	0	85.8
Loan Amount (Million JPY)	57,480	4.30	(9.12)	0	101.4	62,881	3.30	(8.18)	0	103.8	32,763	4.23	(8.93)	0	100.0	32,763	4.23	(8.93)	0	100.0
Net financial assets (NFA, Million JPY)	54,543	3.62	(14.2)	-58.0	68.1	58,702	5.54	(14.5)	-58.0	68.0	31,014	4.33	(14.4)	-58.0	68.0	31,014	4.33	(14.4)	-58.0	68.0
CG other	58,072	0.01	(0.08)	0	1	62,809	0.01	(0.11)	0	1	32,947	0.01	(0.08)	0	1	32,730	0.01	(0.10)	0	1
Children	60,720	0.19	(0.39)	0	1	66,564	0.09	(0.28)	0	1	34,464	0.11	(0.32)	0	1	34,464	0.11	(0.32)	0	1
Health condition (HC) 1	60,265	0.01	(0.09)	0	1	66,063	0.01	(0.07)	0	1	34,219	0.01	(0.09)	0	1	34,274	0.01	(0.07)	0	1
HC 2	60,265	0.03	(0.17)	0	1	66,063	0.03	(0.16)	0	1	34,219	0.03	(0.18)	0	1	34,274	0.03	(0.16)	0	1
HC 3	60,265	0.14	(0.35)	0	1	66,063	0.13	(0.34)	0	1	34,219	0.14	(0.35)	0	1	34,274	0.13	(0.34)	0	1
HC 4	60,265	0.42	(0.49)	0	1	66,063	0.45	(0.50)	0	1	34,219	0.42	(0.49)	0	1	34,274	0.46	(0.50)	0	1
HC 5	60,265	0.33	(0.47)	0	1	66,063	0.33	(0.47)	0	1	34,219	0.33	(0.47)	0	1	34,274	0.33	(0.47)	0	1
HC 6	60,265	0.07	(0.25)	0	1	66,063	0.06	(0.24)	0	1	34,219	0.07	(0.25)	0	1	34,274	0.06	(0.23)	0	1
Spouse health condition (SHC) 1											34,270	0.00	(0.07)	0	1	34,216	0.01	(0.09)	0	1
SHC 2											34,270	0.03	(0.16)	0	1	34,216	0.03	(0.17)	0	1
SHC 3											34,270	0.13	(0.33)	0	1	34,216	0.14	(0.35)	0	1
SHC 4											34,270	0.45	(0.50)	0	1	34,216	0.43	(0.49)	0	1
SHC 5											34,270	0.33	(0.47)	0	1	34,216	0.33	(0.47)	0	1
SHC 6											34,270	0.06	(0.24)	0	1	34,216	0.07	(0.25)	0	1
Age over 60 (Age60)	60,720	0.26	(0.44)	0	1	66,564	0.26	(0.44)	0	1	34,464	0.33	(0.47)	0	1	34,464	0.16	(0.36)	0	1
Spouse age over 60 (Sage60)	60,720	0.26	(0.44)	0	1	66,564	0.61	(0.49)	0	1	34,464	0.16	(0.37)	0	1	34,464	0.34	(0.47)	0	1
Duplicated married households (DMH)	60,582	0.57	(0.50)	0	1	66,450	0.52	(0.50)	0	1										

Appendix A3: Estimation Result of Fixed Effect Regression Model

	(1) Male	(2) Male DMH	(3) Male DMH	(4) Male DMH	(5) Male Unmarried	(6) Female	(7) Female DMH	(8) Female DMH	(9) Female DMH	(10) Female Unmarried
LP	0.026 (0.021)	-0.020 (0.017)	-0.018 (0.011)	-0.021 * (0.011)	0.003 (0.029)	-0.028 (0.023)	-0.025 (0.016)	-0.030 * (0.016)	-0.022 (0.015)	-0.014 (0.027)
CG	-0.022 (0.039)	-0.060 (0.037)	-0.048 *** (0.017)	-0.033 ** (0.016)	-0.039 (0.048)	-0.062 ** (0.027)	-0.038 ** (0.016)	-0.025 (0.020)	-0.034 ** (0.013)	-0.061 * (0.033)
LP×CG	-0.063 (0.047)	0.086 ** (0.041)	0.043 ** (0.022)	0.019 (0.019)	-0.041 (0.058)	-0.012 (0.038)	-0.024 (0.024)	-0.023 (0.027)	-0.029 (0.020)	0.005 (0.046)
MA	0.027 (0.019)					0.019 (0.015)				
LP×MA	-0.031 (0.022)					0.003 (0.025)				
CG×MA	-0.004 (0.040)					0.045 (0.029)				
CG×LP×MA	0.081 (0.049)					-0.015 (0.040)				
(SEMP) Part		-0.007 (0.012)					-0.015 (0.010)			
(SEMP) Self		-0.020 (0.016)					0.012 (0.016)			
(SEMP) Unemp		-0.031 ** (0.014)					-0.036 *** (0.012)			
LP×Part		0.006 (0.019)					0.028 (0.020)			
LP×Self		0.026 (0.024)					-0.019 (0.020)			
LP×Unemp		0.009 (0.021)					0.013 (0.024)			
CG×Part		0.053 (0.042)					0.061 ** (0.024)			
CG×Self		0.012 (0.075)					0.021 (0.029)			
CG×Unemp		0.005 (0.043)					-0.022 (0.041)			
CG×LP×Part		-0.097 ** (0.048)					-0.086 ** (0.041)			
CG×LP×Self		-0.014 (0.079)					0.022 (0.039)			
CG×LP×Unemp		-0.046 (0.051)					0.040 (0.056)			
SINC			-0.0002 (0.0001)					-0.0002 ** (0.0001)		
LP×SINC			0.0001 (0.0002)					0.0002 (0.0002)		
CG×SINC			0.0005 (0.0004)					-0.00002 (0.0003)		
CG×LP×SINC			-0.0005 (0.0007)					0.00002 (0.0005)		
NFA				-0.001 ** (0.0003)	-0.004 *** (0.001)				-0.001 (0.0004)	-0.002 *** (0.001)
LP×NFA				-0.000 (0.001)	0.004 *** (0.001)				0.001 (0.001)	0.0002 (0.001)
CG×NFA				-0.001 (0.001)	0.001 (0.002)				0.001 (0.001)	-0.0003 (0.002)
CG×LP×NFA				0.001 (0.001)	-0.000 (0.003)				-0.001 (0.001)	-0.001 (0.003)

CG Other	-0.027 (0.016)	-0.040 * (0.022)	-0.038 * (0.023)	-0.021 (0.022)	-0.133 (0.088)	-0.037 ** (0.014)	-0.028 (0.022)	-0.033 (0.023)	-0.026 (0.023)	0.031 (0.047)
Children	-0.011 ** (0.005)	-0.010 (0.007)	-0.013 * (0.008)	-0.011 (0.007)	-0.007 (0.053)	-0.012 * (0.007)	-0.009 (0.009)	-0.004 (0.010)	-0.009 (0.010)	0.037 (0.029)
HC 2	-0.127 *** (0.024)	-0.140 *** (0.033)	-0.128 *** (0.034)	-0.143 *** (0.034)	-0.054 (0.067)	-0.059 ** (0.023)	-0.072 ** (0.033)	-0.074 ** (0.036)	-0.087 ** (0.035)	-0.090 (0.062)
HC 3	-0.054 *** (0.012)	-0.042 *** (0.016)	-0.036 ** (0.017)	-0.044 *** (0.017)	-0.063 (0.045)	-0.029 ** (0.013)	-0.040 ** (0.019)	-0.044 ** (0.021)	-0.051 ** (0.020)	-0.031 (0.034)
HC 4	-0.004 (0.008)	0.000 (0.011)	-0.004 (0.011)	-0.000 (0.012)	-0.006 (0.030)	0.003 (0.009)	-0.009 (0.013)	-0.001 (0.014)	-0.017 (0.013)	-0.009 (0.025)
HC 5	0.011 * (0.006)	0.015 * (0.009)	0.015 (0.009)	0.015 (0.010)	0.007 (0.025)	0.010 (0.008)	0.002 (0.011)	0.007 (0.011)	-0.005 (0.011)	0.016 (0.020)
HC 6	0.007 (0.006)	0.010 (0.009)	0.009 (0.009)	0.008 (0.010)	0.010 (0.023)	0.013 * (0.007)	0.003 (0.010)	0.010 (0.011)	-0.001 (0.011)	0.025 (0.019)
Age 60	-0.076 *** (0.005)	-0.059 *** (0.006)	-0.063 *** (0.007)	-0.062 *** (0.007)	-0.090 *** (0.020)	-0.053 *** (0.005)	-0.041 *** (0.008)	-0.045 *** (0.009)	-0.048 *** (0.009)	-0.067 *** (0.013)
SHC 2		-0.004 (0.030)	-0.008 (0.031)	-0.008 (0.033)			0.001 (0.028)	0.009 (0.029)	-0.001 (0.029)	
SHC 3		0.030 * (0.015)	0.030 * (0.016)	0.031 * (0.016)			0.006 (0.016)	0.004 (0.017)	0.005 (0.017)	
SHC 4		-0.007 (0.010)	-0.010 (0.011)	-0.007 (0.012)			0.002 (0.011)	0.001 (0.012)	-0.002 (0.012)	
SHC 5		-0.008 (0.009)	-0.011 (0.010)	-0.008 (0.010)			0.011 (0.010)	0.014 (0.010)	0.008 (0.011)	
SHC 6		-0.009 (0.009)	-0.011 (0.009)	-0.009 (0.009)			0.013 (0.009)	0.017 * (0.010)	0.014 (0.010)	
Sage 60		-0.029 *** (0.007)	-0.030 *** (0.008)	-0.032 *** (0.008)			0.001 (0.006)	-0.001 (0.007)	-0.002 (0.007)	
Year 2007	-0.006 *** (0.002)	-0.005 (0.003)	-0.006 * (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.013 (0.010)	-0.015 *** (0.003)	-0.008 * (0.004)	-0.010 ** (0.005)	-0.004 (0.005)	-0.020 ** (0.009)
Year 2008	-0.014 *** (0.003)	-0.013 *** (0.004)	-0.014 *** (0.004)	-0.013 *** (0.004)	-0.020 * (0.011)	-0.032 *** (0.004)	-0.025 *** (0.005)	-0.029 *** (0.006)	-0.023 *** (0.006)	-0.043 *** (0.011)
Year 2009	-0.040 *** (0.003)	-0.039 *** (0.005)	-0.040 *** (0.005)	-0.039 *** (0.005)	-0.049 *** (0.014)	-0.062 *** (0.004)	-0.058 *** (0.006)	-0.063 *** (0.007)	-0.058 *** (0.007)	-0.070 *** (0.012)
Year 2010	-0.057 *** (0.004)	-0.060 *** (0.006)	-0.062 *** (0.006)	-0.063 *** (0.006)	-0.071 *** (0.015)	-0.092 *** (0.005)	-0.084 *** (0.007)	-0.086 *** (0.007)	-0.084 *** (0.008)	-0.096 *** (0.012)
Constant	0.915 *** (0.018)	0.967 *** (0.015)	0.961 *** (0.012)	0.959 *** (0.013)	0.837 *** (0.028)	0.687 *** (0.015)	0.708 *** (0.014)	0.706 *** (0.014)	0.713 *** (0.015)	0.810 *** (0.020)
N	47,489	26,552	24,477	24,071	4,656	51,195	26,439	23,336	23,858	6,651
#Respondents	10,115	5,742	5,706	5,604	1,219	11,085	5,738	5,661	5,602	1,820
F	41.41 ***	17.01 ***	21.18 ***	20.95 ***	5.32 ***	50.24 ***	13.62 ***	15.56 ***	16.22 ***	9.35 ***

Notes: LP = living with parent, CG = caregiving, MA = married, SINC = spouse income, SEMP = spouse employment status, NFA = net financial assets, HC = health condition, SHC = spouse health condition, DMH = duplicated married households. Standard errors are clustered at the level of respondent's ID. #Respondents represents the number of respondents. *** represents statistical significance at 1%, ** at 5%, and * at 10%.

Appendix A4: Estimation Results Screened by Employment Status in 2005

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Gender	Male	Male	Male	Female	Female	Female
Employment in 2005	Full	Part	Self	Full	Part	Self
LP	-0.017 (0.020)	-0.005 (0.098)	-0.048 * (0.028)	0.025 (0.034)	-0.082 *** (0.025)	0.190 ** (0.083)
CG	-0.087 * (0.051)	0.009 (0.047)	-0.014 (0.021)	-0.101 ** (0.045)	-0.042 (0.026)	-0.049 (0.034)
LP×CG	0.120 ** (0.054)	-0.116 (0.150)	0.065 ** (0.033)	0.016 (0.052)	-0.038 (0.040)	-0.212 * (0.125)
(SEMP) Part	-0.010 (0.015)	0.080 (0.056)	-0.024 (0.017)	-0.023 (0.023)	-0.041 *** (0.015)	-0.049 (0.037)
(SEMP) Self	-0.001 (0.025)	-0.045 (0.068)	-0.045 ** (0.021)	-0.010 (0.033)	0.002 (0.022)	0.080 * (0.042)
(SEMP) Unemp	-0.023 (0.017)	0.010 (0.058)	-0.036 * (0.022)	-0.073 ** (0.032)	-0.068 *** (0.020)	-0.137 ** (0.059)
LP×Part	-0.003 (0.023)	-0.031 (0.112)	0.058 * (0.031)	0.043 (0.037)	0.040 (0.032)	-0.075 (0.100)
LP×Self	0.012 (0.044)	0.107 (0.123)	0.079 ** (0.032)	0.029 (0.039)	-0.013 (0.029)	-0.191 ** (0.079)
LP×Unemp	-0.010 (0.025)	0.082 (0.102)	0.063 * (0.037)	0.063 (0.052)	0.041 (0.036)	-0.009 (0.228)
CG×Part	0.088 (0.057)	-0.058 (0.148)	-0.029 (0.035)	0.045 (0.051)	0.093 ** (0.040)	-0.010 (0.205)
CG×Self	-0.142 (0.188)		0.025 (0.024)	0.021 (0.092)	0.055 (0.038)	0.084 ** (0.040)
CG×Unemp	0.052 (0.057)	-0.182 * (0.103)	-0.040 (0.059)	0.032 (0.094)	-0.068 (0.071)	-0.729 *** (0.102)
CG×LP×Part	-0.165 ** (0.064)	0.159 (0.208)	0.000 (0.046)	-0.020 (0.075)	-0.145 ** (0.071)	0.209 (0.226)
CG×LP×Self	0.150 (0.193)		-0.074 ** (0.036)	0.092 (0.106)	0.010 (0.054)	0.173 (0.123)
CG×LP×Unemp	-0.075 (0.063)	0.114 (0.195)	-0.037 (0.084)	-0.009 (0.123)	-0.004 (0.096)	1.616 *** (0.270)
CG Other	-0.028 (0.027)	-0.121 * (0.070)	-0.009 (0.010)	-0.058 (0.047)	-0.003 (0.032)	-0.086 (0.116)
Children	-0.014 (0.009)	-0.009 (0.026)	-0.006 (0.014)	-0.012 (0.016)	-0.003 (0.013)	-0.079 (0.054)
HC 2	-0.119 *** (0.043)	-0.263 (0.161)	-0.179 *** (0.060)	-0.114 (0.091)	-0.141 (0.090)	-0.160 (0.099)
HC 3	-0.032 (0.021)	-0.058 (0.066)	-0.035 (0.025)	0.043 (0.048)	-0.085 ** (0.034)	-0.112 * (0.066)
HC 4	0.008 (0.014)	-0.028 (0.054)	-0.015 (0.013)	0.046 (0.028)	-0.024 (0.020)	0.041 (0.040)
HC 5	0.022 * (0.012)	-0.014 (0.048)	0.002 (0.009)	0.042 * (0.024)	-0.006 (0.016)	0.024 (0.027)
HC 6	0.018 (0.011)	-0.024 (0.048)	-0.000 (0.009)	0.023 (0.023)	-0.003 (0.015)	0.011 (0.029)
Age 60	-0.085 *** (0.008)	-0.014 (0.020)	-0.005 (0.008)	-0.177 *** (0.024)	-0.038 *** (0.012)	-0.026 (0.022)
SHC 2	-0.018 (0.035)	0.109 (0.103)	-0.009 (0.027)	0.035 (0.066)	-0.028 (0.037)	-0.141 (0.129)
SHC 3	0.035 * (0.019)	0.081 (0.050)	-0.019 (0.020)	0.008 (0.036)	-0.005 (0.024)	-0.029 (0.052)
SHC 4	-0.011 (0.013)	0.051 (0.041)	-0.019 (0.016)	0.012 (0.026)	-0.003 (0.017)	-0.029 (0.052)
SHC 5	-0.011 (0.011)	0.029 (0.034)	-0.014 (0.015)	0.000 (0.024)	0.009 (0.014)	-0.063 (0.045)
SHC 6	-0.018 * (0.010)	0.025 (0.031)	0.006 (0.014)	0.009 (0.023)	0.006 (0.013)	-0.057 (0.047)
Sage 60	-0.035 *** (0.010)	-0.086 *** (0.029)	-0.002 (0.008)	0.007 (0.014)	0.000 (0.010)	0.009 (0.023)
Year 2007	-0.010 ** (0.004)	-0.031 ** (0.015)	0.002 (0.005)	-0.007 (0.009)	-0.029 *** (0.006)	-0.053 *** (0.019)
Year 2008	-0.015 *** (0.005)	-0.051 *** (0.019)	-0.006 (0.006)	-0.046 *** (0.011)	-0.053 *** (0.008)	-0.032 (0.020)
Year 2009	-0.048 *** (0.006)	-0.062 *** (0.022)	-0.013 ** (0.007)	-0.078 *** (0.013)	-0.102 *** (0.009)	-0.024 (0.021)
Year 2010	-0.072 *** (0.007)	-0.106 *** (0.025)	-0.020 ** (0.008)	-0.097 *** (0.014)	-0.139 *** (0.011)	-0.058 ** (0.026)
Constant	0.990 *** (0.019)	0.908 *** (0.065)	1.018 *** (0.022)	0.919 *** (0.031)	0.958 *** (0.021)	0.942 *** (0.058)
N	18,063	2,094	5,264	5,153	12,621	987
#Respondent	3,877	460	1,156	1,113	2,736	223
F	15.71 ***	2.89 ***	1.55 **	6.85 ***	14.12 ***	

Notes: Sample data for each regression are broken down by employment status (Full, Part, or Self) in 2005. LP = living with parent, CG = caregiving, SEMP = spouse employment status, HC = health condition, SHC = spouse health condition. Standard errors are clustered at the level of respondent. #Respondents represents the number of respondents. *** represents statistical significance at 1%, ** at 5%, and * at 10%.

Abbreviations

CG: Caregiving

LP: Living with parent

LPR: Labor participation rate

MA: Married

ME: Marginal effects

MHLW: Ministry of Health, Labour and Welfare of Japan

NFA: Net financial assets

SEMP: Spouse employment status

SINC: Spouse income

第 4 章 : Effects of Individual Resident Tax on the Consumption of Near-Retired Households in Japan¹

Toshiyuki Uemura², Yoshimi Adachi³, Tomoki Kitamura⁴

2017/05/07

Abstract

We empirically investigate whether the Japanese individual resident tax causes a reduction in the consumption of near-retired households. In contrast to the income tax, the individual resident tax is levied on income from the previous year, and we found it has a negative effect on the consumption of three types of near-retired households: those who maintain regular employment, who move from regular to irregular employment, and who move from employment (regular, irregular, or self) to unemployment. Particularly, for the second type, the individual resident tax caused a larger reduction in household consumption.

Keywords: Individual resident tax, Consumption, Retirement, Life-Cycle model, Panel data

JEL Classification Numbers: D12, D91, E21, H24, H31

¹ We thank Hisahiro Naito, Yoko Yamamoto, Setsuya Fukuda, and participants in 2016 Japanese Economic Association spring meeting. This study is financially supported by a Japanese Health and Labour Sciences Research Grant (H27-Statistics-General-004) from the Ministry of Health, Labour and Welfare of Japan

² School of Economics, Kwansai Gakuin University, 1-155 Uegahara Ichiban-cho, Nishinomiya, Hyogo 662-8501, Japan.

³ Department of Economics, Konan University, 8-9-1 Okamoto, Higashinada-ku, Kobe 658-8501, Japan.

⁴ Finance Research Group, NLI-Research Institute, 4-1-6. Kudan-kita, Chiyoda-ku, Tokyo 102-0073, Japan.

1. Introduction

We use individual data to empirically analyze whether the individual resident tax causes a reduction in the consumption of near-retired households. As we show in section 3, the Japanese individual resident tax is levied on income from the previous year. As a result, for near-retired households, where income decreases with age, this tax may be a constraining factor for consumption.

Figure 1 shows changes in the average value of worker income for the age cohorts 50–54 and 55–59, using national data on wages and salaries for working households, from the “Family Income and Expenditure Survey” (Statistics Bureau of the Ministry of Internal Affairs and Communication, 2017). As Figure 1 shows, worker income tended to decrease after its peak in 2008, and also as the retirement age approaches.⁵

[Insert Figure 1 here]

Even for households with regular workers, when income declines on a yearly basis, the individual resident tax may represent a relatively large cost. A tax on income from the previous year is a particular problem for households with workers who have moved from regular to irregular employment, as is for retired households. These types of households normally have lower income compared to households with regular workers. After a change in employment or during the first year of retirement, due to the cost of the individual resident tax, household disposable income decreases and consumption may also decline.

According to the life-cycle hypothesis, even if the individual resident tax is a tax on income from the previous year, for households able to anticipate this tax, the timing of the individual resident tax during retirement should not have an effect on consumption. However, if such an effect is observed, either the life-cycle hypothesis does not hold true, an

⁵ Typically, the mandatory retirement age was 60 before 2005. In 2006, the elderly labor promoting law “Act on Stabilization of Employment of Elderly Persons” was implemented, and companies had to raise the mandatory retirement age from 60 to 62 in 2006, to 63 between 2007 and 2009, to 64 between 2010 and 2012, and to 65 after 2013, with some exceptions.

overreaction is occurring in response to the cost the individual resident tax represents during retirement, or households not being able to properly anticipate the cost of the individual resident tax. In this study, we clarify these possibilities through empirical analysis.

There are many opinions concerning the Japanese individual resident tax as a tax on income from the previous year. First, we introduce statements from organizations that believe that the individual resident tax should be a tax on income from the current year, as taxing income from the previous year has negative effects. For example, the Tax Commission of the Government of Japan (1968, p. 34) stated: “The resident tax is assessed based on income from the previous year. In other words, it is a tax on the previous year’s income. It is preferable that the tax be changed to apply to income from the current year, so that the tax is levied in response to the generation of income. This can be accomplished by bringing the point in time at which the tax is levied as close as possible to the point in time at which the income is generated. If such a transition is adopted, however, there will need to be changes to the way that withholding agents collect taxes, and a notification process for non-wage earned income will also need to be established. Therefore, further study is appropriate.” Additionally, the Tokyo-Chiho Certified Public Tax Accountants Association (2004, p. 46) stated: “... as it will be necessary for either withholding or year-end adjustment to occur, the administrative duties of those who pay wages will be increased. There is room for more study concerning the adoption of a tax on current year income. However, we advocate that a specific study be conducted with the aim of introducing a current year tax system at some point in the future.” Furthermore, the Tax Commission of the Government of Japan (2005, p. 13) affirmed that “the individual resident tax has been based on income from the previous year out of consideration for the administrative burden involved in paying taxes. However, essentially, for taxes on income, it is preferable that the point in time at which the income is generated and the point in time at which the tax is

levied be as close as possible. In recent years, the development of internet technologies, the diversification of employment structures, and changes in the economic climate have made the present moment an opportune time to conduct a study concerning the possibility of transitioning to a tax on current year income. Such a study should take the existing administrative burden of tax payers and others into account.”

The above organizations support transitioning the individual resident tax to a tax on current year income. Conversely, other organizations feel that such a transition would be inherently negative. For example, the National Association of Towns and Villages (2014, p. 9) stated that “concerning transitioning the individual resident tax to a tax on current year income, as such a transition would increase the administrative burden of municipalities and business owners, should be carefully studied.” Also, the Japan Chamber of Commerce and Industry (2015, p. 30) asserted that “the transition of the individual resident tax to a tax on current year income is being studied. However, for business owners, such a transition would require that businesses administer not only the income tax, but also the withholding or year-end adjustments associated with the individual resident tax. We oppose such a transition, as it would increase administrative burdens above current levels.” According to these organizations, the important questions are whether it is necessary to synchronize to as great a degree as possible the point in time income is produced to the point in time it is taxed, and whether a transition to a tax on current year income will increase the administrative burden of companies and local governments.⁶

Here, we move forward from these two problems, and present a novel issue that is more economic in nature. That is, we analyze whether the individual resident tax, as a tax on income from the previous year, causes a reduction in the consumption of near-retired

⁶ An example of an issue regarding transitioning to a tax on present year income is the synchronization of local tax benefits and liabilities. To coordinate the timing of local public services with the tax burden of the individual resident tax, the latter should transition to a tax on current year income.

households. We use panel data, covering retiring employees for this analysis.⁷ If the individual resident tax is causing a reduction in the consumption levels of near-retired households, then, it is also causing a reduction in household utility. If this is the case, a transition of the individual resident tax to a tax on income for the current year should be supported as a countermeasure. Alternatively, if the current system is to continue, policies to prevent the reduction of household consumption levels before and after retirement need to be studied.

In this paper, we use data from a large-scale government panel survey, carried out since 2005, which includes the behavior of individuals aged 50 to 59 in 2005. The information necessary to calculate the individual resident tax, including family structure, income, and employment status can be ascertained from this study. Total figures on household consumption are also included.

While controlling unobserved heterogeneity between individuals using a fixed effect model, we have estimated the effect of the individual resident tax on consumption. The results show that, for households that maintained regular employment, for workers who moved from regular to irregular employment, and for workers who experienced a mix of regular, irregular, and self-employment, the individual resident tax had a negative effect on consumption. For households with workers who moved from regular to irregular employment, the individual resident tax caused a significantly larger reduction in household consumption.

The structure of this paper is as follows. Section 2 reviews previous research relevant to the contents of this paper. Section 3 contains an outline of the individual resident tax. Section 4 describes a household behavior model based on the life-cycle hypothesis, which provides the foundation for the empirical analysis contained in this paper. Section 5

⁷ We use data on individuals aged between 52 and 64. For the analyzed individuals, some workers continue to be employed, some face changes in employment type (e.g., full- to part-time), and some are retired.

presents an estimation model, and Section 6 explains the data and presents the results of our estimates. Section 7, the final section, compiles the results of our analysis and presents policy implications.

2. Literature Survey

If the life-cycle hypothesis holds, households should smooth consumption, as they can anticipate changes such as retirement and taxation. As this is an area of significant interest for empirical analysis, particularly regarding changes in consumption during retirement, a large body of previous research exists (e.g., Banks et al., 1998; Bernheim et al., 2001; Stephens Jr., 2003; Smith, 2004; Schwerdt, 2005; Hurst, 2008; Wakabayashi, 2008; Battistin et.al., 2009; Kureishi, 2011; Aguila et al., 2011; Stephens and Unayama, 2012; Hori and Murata, 2014; Kureishi and Yin, 2015; Li et al., 2015).⁸

This previous research primarily considers income shocks experienced during retirement, such as unanticipated early retirement, health deterioration, changes in dependents, or death of a spouse. It then subdivides consumer expenditure into different types, focusing on how low income individuals deal with financial constraints, and creates various mechanisms for actions such as identifying income brackets. Here, we focus on previous studies that examine whether household consumption responds to changes in income caused by the tax or social security systems, issues similar to the ones addressed in this paper. The following studies examine empirically whether different scenarios create a significant response in household consumption. For instance, Parker (1999) deals with the rate of income increase when the upper limits of social security tax are exceeded; Souleles (1999) looks at tax refunds, many received in the second quarter; Johnson et al. (2006) and Agarwal et al. (2007) deal with the 2001 tax rebates; and, along the same lines, Parker et al.

⁸ Hurst (2008) and Jappelli and Pistaferri (2010) perform extensive surveys in this respect.

(2013) deal with the 2008 rebates. For research conducted in Japan, Hori and Shimizutani (2002) analyze the effects of the 1998 reduction in income and individual resident taxes, and Hori et al. (2002) analyze the effect of regional shopping coupons. Most of this research indicates that changes in income caused by the tax and social security systems, such as tax rebates or tax reductions, result in a consumption increase. The analytical methods of these previous studies assume the life-cycle hypothesis, and use estimation methods based on the Euler equation for consumption. These studies also use individual data. Accordingly, the empirical analysis contained in this paper also uses estimation models based on the Euler equation and individual panel data that reflects the behavior of near-retired households. To verify the estimation model, we thus outline the individual resident tax system, which taxes income from the previous year, in the next section.

3. Outline of the Individual Resident Tax

Here, we explain the structure by which the individual resident tax is applied to income from the previous year. In Japan, the timing of the income tax (a national tax), levied on income from the current year, is different from the timing of the individual resident tax (a local tax).

Person H, a salaried employee, earns income from working at Company F for a period of one year, from January 1 to December 31 of Year 1. Person H is paid wages by Company F for Year 1 between January and December, which withholds income tax from Person H's wages. When the year-end adjustment occurs in December, Person H pays income tax owed to the tax office in proportion to the amount of tax that has been withheld. Accordingly, the process of collecting the income tax, a tax on income from the current year, is concluded within the current year by means of the year-end adjustment.

When Year 2 begins, Company F notifies Municipality M, the municipality in

which Person H lives on January 1, Year 2, of Person H's wages for Year 1. Municipality M calculates Person H's individual resident tax liability, and asks Company F to withhold income from Person H's wages until around May of Year 2. Company F, having received the withholding request, withholds the monthly amount of individual resident tax from June of Year 2 to May of Year 3 by deducting it from Person H's wages, and pays the tax to Municipality M. The individual resident tax paid to Municipality M includes municipal and prefectural resident taxes. In this way, prefectural resident taxes are paid to the prefecture through the municipality. The process of collecting the individual resident tax extends in Year 2. The problem addressed in this paper is whether the individual resident tax affects the consumption levels of near-retired households.⁹

For salaried employees, the amount of the individual resident tax is calculated in the following manner. Salaried income deductions are calculated using salaried income from the previous year and, by subtracting these deductions from salaried income, employment income is obtained. Employment income deductions are calculated using household family structure and social security payments. These employment income deductions are then subtracted from employment income, thus yielding the taxable income. A tax rate of 10% is applied to taxable income (4% prefectural and 6% municipal tax). Therefore, the amount of individual income tax is obtained.

For example, using the 2016 tax structure, let us compare the income and individual resident taxes for a single, salaried employee earning JPY 4 million. If only the salaried income deduction, basic deduction, and JPY 400,000 social security payment deduction are applied, the amount of income tax will be JPY 95,900, and the individual

⁹ Active salaried workers can choose a special collection of the individual resident tax. The special collection is a withholding method in which tax is withheld from a worker's salary by their employer. However, after retirement, households switch from special to general collection. In general collection, an individual must directly pay individual taxes to the municipality in which he/she lives. Even households whose income has decreased due to retirement must pay their individual resident tax.

resident tax JPY 195,500.¹⁰ That is, the individual resident tax will be greater than the income tax, a fact that has a significant effect on consumption by itself.¹¹

Generally, a reduction in income with age is observed for salaried employees close to retirement. As a result, the individual resident tax, which is calculated using the higher earnings from the previous year, may affect consumption in the current period. Furthermore, when a worker moves from regular employment to irregular employment, the change in employment status is usually accompanied by a large income reduction.¹² As such, we empirically study what types of effects the individual resident tax has on the consumption of retirement-age households with reduced income.¹³

4. Household Behavior According to the Life-cycle Hypothesis

Here, we propose the model that forms the basis of our analysis. Let t represent time. We assume that a household has a time-sealable utility, u , which is a function of uncertain consumption, C_t . Then, we can express the households' expected utility, V , as follows:

$$V = \sum_{t=0} \frac{E_0[u(C_t)]}{(1 + \rho)^t}, \quad (1)$$

where ρ is the time preference. Additionally, we assume that $u'(C_t) > 0$, $u''(C_t) < 0$. Next, household budget constraints are assumed to be as follows:

$$A_{t+1} = (1 + r)(A_t + Y_t - C_t - T_t), \quad (2)$$

where savings are A_t , income is Y_t , the amount of tax owed is T_t , and the interest rate is r .

¹⁰ From this figure for individual resident tax, JPY 77,700 represents the prefectural and JPY 117,800 the municipal tax.

¹¹ The circumstance by which the individual resident tax became higher than the income tax is the tax source transition implemented in 2007. The scale of this transition was around JPY 3 trillion.

¹² Households whose income has decreased and have switched to general collection immediately following retirement can expect a large tax burden.

¹³ A lump-sum retirement bonus is paid when a worker retires. However, the individual resident tax that should be paid in the next fiscal year is normally withheld from this sum, and thus paid in the current year. Retirement money is therefore not subject to the next year's individual resident tax, and the effect of this tax on the bonus is limited.

Solving the expected utility maximization problem using equations (1) and (2), we obtain the Euler equation below:

$$\frac{\partial u}{\partial C_t} = \frac{(1+r)}{(1+\rho)} E\left(\frac{\partial u}{\partial C_{t+1}}\right). \quad (3)$$

Additionally, we specify utility at a point in time, $u(C_t)$, in constant relative risk aversion (CRRA) form:

$$u(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad (4)$$

where the relative risk aversion is γ , elasticity of intertemporal substitution $1/\gamma$, and $\frac{\partial u}{\partial C_t} = C_t^{-\gamma}$. Subsequently, we assume that consumption C follows a log normal distribution ($\ln C \sim N(\mu, \sigma^2)$). Then, if we assume that the interest rate, r , and the time preference, ρ , are sufficiently small, the Euler equation can be expressed as follows:

$$C_t^{-\gamma} = \frac{(1+r)}{(1+\rho)} E[C_{t+1}^{-\gamma}] = e^{(r-\rho)} E[e^{-\gamma C_{t+1}}] = e^{(r-\rho)} e^{-\gamma\mu + \frac{1}{2}\gamma^2\sigma^2}. \quad (5)$$

If we take the log and organize the above expressions, we obtain the following equation:

$$\ln C_{t+1} - \ln C_t = \frac{r-\rho}{\gamma} + \frac{1}{2}\gamma \text{VAR}[\ln C_{t+1}] + \varepsilon_{t+1}, \quad (6)$$

where $\varepsilon_{t+1} \equiv \ln C_{t+1} - E[\ln C_{t+1}]$. Using equation (6) and based on the relationship between the magnitude of the interest rate, r , and the time preference ratio, ρ , changes in household consumption, $\ln C_{t+1} - \ln C_t$, can be determined. If the life-cycle hypothesis holds, factors contributing to changes in income, such as the individual resident tax, should not affect consumption C_t . However, if households cannot anticipate changes in income due to the individual resident tax, there will be an effect on consumption C_t . Even if changes in income are anticipated, there may be an overreaction in household consumption. If for some reason consumption smoothing cannot be performed, there will also be an effect on

household utility levels. Accordingly, we address whether and to what degree changes in individual resident tax affect household consumption C_t . Additionally, we analyze the effect of the income tax on consumption and compare it to the effects of the individual resident tax. In the next section, we construct an estimation method based on equation (6) and perform the empirical analysis.

5. Estimation Model and Data

We estimate the following regression model from equation (6) in the previous section:

$$\Delta \ln C_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \Delta LT_{i,t} + \sum_{j=2}^4 \{\beta_{2j} \cdot \mathbf{I}(Cemp_{i,t} = j) + \beta_{3j} \cdot \Delta LT_{i,t} \cdot \mathbf{I}(Cemp_{i,t} = j)\} + \beta_4 \cdot \mathbf{x} + \delta_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (7)$$

where the household is denoted by i , the year is t , the difference in the individual resident tax is ΔLT , changes in employment status are $Cemp$ ($j = 1, \dots, 4$), the control variable is \mathbf{x} , the regression coefficient is β , the fixed effect is δ , and the error term is ε . $\mathbf{I}(\cdot)$ is the indicator function, and $\Delta LT_{i,t} \cdot \mathbf{I}(Cemp_{i,t} = j)$ the interaction term. The response variable is the change in consumption, $\Delta \ln C_{i,t} \equiv \ln C_{i,t} - \ln C_{i,t-1}$. We also use four categories of employment status. These are regular (full-time), irregular (part-time, temporary, by commission), self-employed, or unemployed. The variable that expresses changes in employment status is defined as follows. For years in which employment status does not change from regular, $Cemp = 1$; if employment status changes from regular to irregular, $Cemp = 2$; if employment status changes from employed (regular, irregular, or self-employed) to unemployed, $Cemp = 3$; and for all other changes to employee status, $Cemp = 4$. The base case for the following estimation results is $Cemp = 1$.

It is possible to differentiate between unemployment due to involuntary and voluntary job loss (retirement). However, in analyzing the effects of the individual resident tax, as both scenarios imply that individuals are not working and as discerning between these scenarios would make the sample size unusably small for some years, we have conducted the analysis without making this distinction. The reason for not taking the logarithm of the difference in individual resident tax, ΔLT , is that, if a household's income is below a fixed amount, their individual resident tax will be zero.

Based on the estimation results from equation (7), we examine whether the individual resident tax affects consumption. If the life-cycle hypothesis does hold, the individual resident tax should not affect consumption, and we verify null hypothesis 1:

$$E \left[\frac{\partial \Delta \ln C}{\partial \Delta LT} \Big| Cemp = k \right] = 0, \quad k = 1, 2, 3, 4. \quad (8)$$

Equation (8) verifies whether the average marginal effect (AME), which represents the changes in consumption with respect to the changes in the individual resident tax, is zero. We evaluate AME using each possible change in employment status ($Cemp$). If the null hypothesis is rejected, changes to the individual resident tax affect consumption, which contradicts the life-cycle hypothesis. Particularly, if AME is negative, the individual resident tax causes a decrease in consumption.

Subsequently, if the life-cycle hypothesis does not hold (if the null hypothesis above is rejected), we verify whether the effect the individual resident tax has on consumption varies with employment status. For example, if AME for individuals who moved from regular to irregular employment is smaller than for individuals who maintained regular employment (i.e., the negative value is larger), we can conclude that the variations in the individual resident tax were larger for those whose employment status changed (i.e.,

who moved from regular to irregular employment). Therefore, we verify null hypothesis 2:

$$E \left[\frac{\partial \Delta \ln C}{\partial \Delta LT} \Big| Cemp = k \right] - E \left[\frac{\partial \Delta \ln C}{\partial \Delta LT} \Big| Cemp = 1 \right] = 0, \quad k = 2, 3, 4. \quad (9)$$

Equation (9) determines whether the difference between the AME of individuals whose employment status did not change from regular employment and of individuals whose employment status did change is zero. If this null hypothesis is rejected, variations in the individual resident tax affect consumption differently depending on changes to employment status. Here, we are particularly interested in the difference between situations in which workers moved from regular to irregular employment ($Cemp = 2$) and those in which workers maintained regular employment ($Cemp = 1$), and also in the difference between situations in which workers went from being employed to unemployed ($Cemp = 3$) and those in which workers maintained regular employment. If these differences are negative, variations in the individual resident tax caused a greater decrease in the consumption of workers whose employment status changed than in the consumption of workers who maintained regular employment. The reason for the existence of the interaction term in equation (7) is to estimate equations (8) and (9). We have also conducted analysis on the income tax, in which we replace $\Delta LT_{i,t}$ from equations (7), (8), and (9) with the difference in income tax, $\Delta NT_{i,t}$.

Further, we use a fixed effect model to estimate equation (7). Concerning the relationship between variations in the individual resident tax and changes in consumption, the estimations may be mutually dependent. In other words, there is a possibility of endogeneity (simultaneous determinacy). For example, workers with a specific skill may earn comparatively higher wages and thus pay a higher individual resident tax. If the income and individual resident tax for such a worker decrease due to changes in

employment, consumption may drop dramatically. On the other hand, workers with no specific skills may not have paid high individual resident taxes to begin with. For them, the effects of the individual resident tax at retirement will likely be limited. However, bias may exist in estimates of the relationship between variations in individual resident tax and changes in consumption that do not consider these types of scenarios. For estimation methods that consider this type of endogeneity, in instances where cross-sectional data are used, instrumental variables may be employed. Furthermore, the use of panel data allows the use of a fixed effects model, in which heterogeneity between individuals that is time invariant is captured by a fixed effect, δ_i .¹⁴ The fixed effect δ can be correlated with ΔLT .

The panel data used in the paper is individual data from the “Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons,” conducted by the Ministry of Health, Labour and Welfare. This survey was first conducted at the end of October in 2005 for individuals aged 50 to 59. The data used for the analysis in this paper is from 2007 to 2010. Data until 2006 was not used because the sources of tax revenue shifted in 2007 to depend less on the income tax, a national tax, and more on the individual resident tax (Ministry of Internal Affairs and Communication, 2009). If we use both the data before and after the shifting of tax revenue sources in 2007, it would not be possible to determine whether effects on income were due to an increase in the individual resident tax caused by the shifting tax revenue or due to the fact the individual resident tax is a tax on the previous year’s income. Therefore, we have only used data from after the tax revenue shift. Due to the shifting of tax revenue sources, the income tax was reduced, while the individual resident tax increased.

¹⁴ However, even if this type of endogeneity is considered as a fixed effect, heterogeneity between individuals that varies with time may persist. In such cases, a fixed-effects regression with instrumental variables can be used. This method deals with heterogeneity between individuals that does not change over time using a fixed effect and with heterogeneity between individuals that does change over time using instrumental variables. However, in this paper, we only perform estimates based on a fixed effects model. Usually, it is difficult to find appropriate instrumental variables. However, this is an issue for future study.

Accordingly, the effect of the individual resident tax on individuals of near-retirement age should be larger following the shift.¹⁵

Of the 25,157 men and women who responded to the survey from 2005 to 2010, we screened 5,298 regularly employed, married men in 2007. Any individual whose income in 2007 was zero or missing was excluded, as were those whose employment status has been missing at any point since 2008. Additionally, regarding variables with positive values, values that exceeded three standard deviations have also been excluded as outliers. The standard deviation is computed excluding zero values. We have limited our analysis to men because, in the generation being studied, many households live primarily on income they earn. As a result, when focusing on men, the effects of the individual resident tax and of changes in employment status should be more pronounced. We also restricted our analysis to married individuals because the income and consumption trends of married and unmarried individuals differ significantly, to the effect that each group would need to be analyzed individually. However, the sample of unmarried individuals was not large enough for analysis.

The variables used in this paper were produced in the following manner. The presence of double quotations indicates data entries from the survey. Household consumption, *C*, is “Household expenditures” (monthly). Household individual resident tax, *LT*, was calculated using the following procedure. First, if an individual “Has income,” then the “Amount of income in the last month apart from public pension income” was multiplied by 12. As this figure does not include bonuses, the income from wages including bonuses was obtained by multiplying the base wage by a bonus factor. This bonus factor

¹⁵ For example, according to the National Tax Agency (2006), a family consisting of a husband, wife, and two children with earnings of JPY 5 million would have paid JPY 119,000 in income tax and 76,000 in individual resident tax before the tax revenue source shift. After the shift, an income tax of JPY 59,500 (50% less than before the reforms) and individual resident tax of JPY 135,500 (78% more) would have been paid. However, the total amount of taxes paid before and after the reform remained similar.

was computed as a ratio of “Annual special cash earnings” on “Contractual cash earnings” from the “Basic Survey on Wage Structure (Ministry of Health, Labour and Welfare, 2010)”. These figures differ based on employment status, age group, industry, and gender.

Applying the individual resident tax schedule to income from the previous year, we calculated the amount of individual resident tax, *LT*, as follows. Taking the household’s situation into account, we calculated taxable income by applying the following deductions: earned income deduction (at least JPY 650,000), basic deduction (JPY 330,000), spouse deduction (JPY 330,000), deductions for dependents (JPY 330,000), and the social security fee deduction, calculated using the simple calculation equation from the Ministry of Finance (Ministry of Finance Policy Research Institute, 2016). By applying a 10% tax rate to this figure, we obtained the amount of individual resident tax. Additionally, for subjects recorded under “Has income,” because they receive a pension, we multiplied the “Amount of public pension received” (bi-monthly) by 6. We calculated the individual resident tax from the pension income of previous year as well, considering the public pension deduction.

For *NT*, the amount of income tax, we calculated this figure by applying the income tax schedule to income earned in the current year.

Regarding controlled variables, we used dummy variables to represent the following conditions: a spouse with earned income, a dependent child (under 24 living with parents), age above 60, housing (owning a house, renting, other). We also used objective changes to health condition (positive values mean subjective improvement of health), and year dummies.

6. Estimation Results

Appendix A shows the characteristics of the sample used in this paper. Panel A shows changes in age. The sample was between ages 52–61 in 2007 and 55–64 in 2010.

Panel B shows changes in sample size by employment status. In 2007, all analyzed subjects were regular employees, a portion of the sample moving to irregular employment, self-employment, or unemployment over time. As such, the number of regular employees decreased, and the number of those irregularly employed and unemployed increased. Panel C shows variations in the sample size through changes in employment status (Cemp = 1 – 4). Cemp = 1, which denotes maintaining regular employment, is the most common. Our interest is the change of consumption for Cemp = 2, which denotes a change from regular to irregular employment, with a total number of 1,400 observations, and that of Cemp = 3, which denotes a change from employment to unemployment, with a total number of 769 observations. Table 1 contains the descriptive statistics for the data used in our analysis, including the mean values and standard deviations for the pooled data for 2008–2010.

[Insert Table 1 here]

Table 2 shows changes in mean, standard deviation, and sample size for consumption, individual resident tax, and income tax by employment status, respectively. Ranked by total consumption, regular employees are the highest with JPY 4.04 million per year, followed by irregular employees with 3.34 million and the unemployed with 3.23 million. Therefore, consumption differs due to changes in employment status. According to total individual annual resident tax, regular employees pay the most at JPY 317,000 (on average), and the self-employed pay a similar amount. On the other hand, irregular employees pay around JPY 169,000. The unemployed, who earn no wages, are still obliged to pay an average individual resident tax of around JPY 150,000, which is levied on the previous year's income. Regarding total annual income tax, the regularly employed pay the highest income tax at around JPY 410,000. As the income tax is on current year income, the unemployed pay only JPY 40,000, considerably less than either irregular employees or the self-employed.

[Insert Table 2 here]

Panel A of Appendix B shows a scatter plot and histogram of the main analyzed variables: changes in individual resident tax (ΔLT) and in consumption ($\Delta \ln C$). This figure contains all analyzed data. The horizontal axis is ΔLT and the vertical axis is $\Delta \ln C$, the histogram showing a roughly symmetrical distribution for both variables. The straight line on the scatter plot represents the fitted values according to ordinary least squares (OLS) regression, which exhibit an inverse relationship (that is, as ΔLT increases, $\Delta \ln C$ decreases). Panel B shows scatter plots according to changes in employment status (Cemp). The fitted values for Cemp = 1,2,3 according to the OLS regression, which are represented by straight red lines, trend downward as they move to the right. Panel A of Appendix C shows a scatter plot and histogram representing the changes in income tax (ΔNT) and consumption ($\Delta \ln C$). The fitted values, according to the OLS regression, within the scatter plot exhibit a positive relationship (that is, as ΔNT increases, $\Delta \ln C$ increases). Accordingly, the individual resident and income taxes may have different effects on consumption changes.

Table 3 shows the estimated results of the fixed effect model. As correlation in the behavior within survey responders was predicted, we estimated clustered standard errors at the respondent level.¹⁶ Column (1) shows the estimated results for changes in individual resident tax (ΔLT), whose coefficient is negative and statistically significant, as is for Cemp = 2 and Cemp = 3, the variable that represents changes in employment status. Regarding the interaction term, $\Delta LT \times (\text{Cemp} = 2)$ is both negative and statistically significant.

[Insert Table 3 here]

Panel A of Figure 2 shows the estimated results graphically, based on Column (1)

¹⁶ Typically, a clustered standard error is larger than a robust standard error that considers heteroscedasticity, making it harder for variables to achieve significance.

of Table 3. The vertical axis represents the predicted values of $\Delta \ln C$, and the horizontal axis represents ΔLT evaluated at $\Delta LT = -15, -10, \dots, 10$ (i.e., the unit is JPY 10,000). The slope of each line corresponds to the AME in equation (8). If the life-cycle hypothesis holds, $\Delta \ln C$ should not respond to ΔLT , and the slope should be flat (i.e., the marginal effect should be zero). Additionally, as equation (7) contains no second-order terms related to ΔLT , the AME (slope) is the same regardless of which ΔLT value it is evaluated at. In Panel A of Figure 2, the slope of $Cemp = 1$ is gently negative. The slopes of $Cemp = 2$ and $Cemp = 3$ are also negative. The differences between the slopes of each line correspond to the differences between the AMEs in equation (9). In contrast to the gentle slope of $Cemp = 1$, the slope of $Cemp = 2$ is steeper. In other words, the individual resident tax is expected to have a larger effect for workers moving from regular to irregular employment than for those who maintain regular employment.

[Insert Figure 2 here]

Table 4 shows the test results of the null hypotheses, which deal with marginal effects. Panel A shows marginal effects related to ΔLT . The top section of the table shows the test results for null hypothesis 1. Here, the marginal effect is equivalent to the slopes of the lines from Figure 2. The marginal effects for $Cemp = 1, 2, 3$ are negative and statistically significant, thus rejecting null hypothesis 1. A tendency towards the decrease of consumption due to the individual resident tax is shown, but the results are not consistent with the life-cycle hypothesis.

The lower part of Panel A in Table 4 shows the test results for null hypothesis 2, a hypothesis dealing with differences in the marginal effect. The differences are equivalent to the differences in the slopes of the lines in Figure 2. For $(Cemp = 2) - (Cemp = 1)$, the null hypothesis is rejected, implying that the individual resident tax had a greater effect on consumption for those workers whose employment status changed from regular to irregular

employment than for those who maintained regular employment. On the other hand, $(\text{Cemp} = 3) - (\text{Cemp} = 1)$ is not significant. The individual resident tax did not reduce consumption more for workers who retired than for workers who maintained regular employment.

[Insert Table 4 here]

Column (2) of Table 3 shows the estimated results for changes in income tax (ΔNT), whose coefficient is positive and statistically significant. None of the Cemp coefficients are significant. The interaction term $\Delta NT \times (\text{Cemp} = 3)$ is positive and statistically significant. Panel B of Figure 2 shows the estimated results graphically, based on Column (2) of Table 3. The slopes of $\text{Cemp} = 1, 2, 3$ are all positive.

Panel B of Table 4 shows the results of testing the null hypothesis for the significance of the marginal effect. The top part of the table shows the test results of null hypothesis 1. The marginal effect of $\text{Cemp} = 1, 2, 3$ is positive and statistically significant, and the null hypothesis is rejected. This result is not consistent with the life-style hypothesis. The income tax being levied on present year income, it has a high correlation with income. These results imply that when income decreases, it causes a decrease in consumption. The lower part of Panel B in Table 4 shows the test results of null hypothesis 2, which is related to differences in marginal effect. Differences in the marginal effect correspond to the differences of slopes of the lines in Figure 2. For $(\text{Cemp} = 3) - (\text{Cemp} = 1)$, null hypothesis 2 is rejected. As such, the income tax had a larger effect on consumption for workers who moved from employment to unemployment than for those who maintained regular employment.

The results of the analysis above show that the individual resident tax has a negative effect on consumption for individuals who maintain regular employment, for those whose employment status changes from regular to irregular employment, and for those who

go from being employed to being unemployed. Particularly, for households with workers whose employment status changes from regular to irregular employment, a larger negative effect on consumption is shown. As such, households may be unable to predict the amount of individual resident tax at retirement. Alternatively, they may be able to predict it, and yet still feel the need to reduce their consumption levels by a relatively large degree. Our results indicate that the individual resident tax prevents near-retired households from smoothing consumption and has a negative effect on household utility. On the other hand, the income tax has a positive effect on consumption. This is likely because a decrease in income results in a lower income tax.

7. Conclusion

We conducted an empirical analysis using individual data on whether the Japanese individual resident tax, a tax on income from the previous year, causes a decrease in consumption for near-retired households. If households perform consumption as predicted by the life-cycle hypothesis and are able to anticipate individual resident tax as a tax on income from the previous year, the amount of individual resident tax they need to pay after retirement should not have an effect on household consumption. Our analysis uses individual data from the “Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons,” conducted by the Ministry of Health, Labour and Welfare. According to our results, which estimated changes in consumption for households with workers whose employment status remains regular, workers whose employment status changes from regular to irregular employment, or workers who move from employment to retirement, the individual resident tax causes a reduction in the consumption. Particularly, for workers whose employment status changes from regular to irregular employment, household consumption reduces even more. On the other hand, no such tendency was observed for the income tax. This means

that households were unable to anticipate the individual resident tax at retirement, or even for households able to anticipate it, they had to decrease consumption levels. The fact that the individual resident tax had a negative effect on variations in household consumption means that it inhibited the smoothing of household consumption and had a negative effect on household utility.

From the results above, we can conclude that the individual resident tax system, in which income from the previous year is taxed, is not a desirable system, because of its negative effect on consumption levels. The Tax Commission of the Government of Japan (1968, 2005) and Tokyo-Chiho Certified Public Tax Accountants Association (2014) have expressed the view that the individual resident tax should transition to a tax on present year income. The fact that the current system has a negative effect on household consumption supports the study of such a transition. Alternatively, if the individual resident tax is to be maintained as a tax on income from the previous year, some sort of countermeasure is necessary to prevent household consumption from declining. For example, for employees yet to retire, awareness of the fact that the individual resident tax is a tax on income from the previous year could be increased. Additionally, a pre-payment system could be established for the payment of this tax by those of retirement age. Finally, the individual resident tax incurred in the year immediately after retirement could be paid before retirement.

The analysis in this paper has certain limitations. First, we only considered the total amount of consumption and, as a result, employment-related spending has been included. As such, it is possible that consumption decreased because employment status changed. Additionally, as the data used for annual consumption in our analysis are computed from the monthly consumption on October of each year recorded in the survey, additional consumption in months when bonuses are paid or during the holiday season is not included.

This is due to the limitations of the survey data used in this paper. In the future, we would like to analyze different types of consumption subdivisions. Furthermore, the figures for income and individual resident tax used in this paper have been estimated by applying the tax system based on information such as income, employment status, and family structure from the survey. As such, it is possible that these figures differ from the actual amount of individual resident and income tax paid. If it had been possible to use actual data on these taxes, a more precise analysis could have been performed. This is an issue for future study.

Acknowledgements

We thank Kunio Nakashima, Hisahiro Naito, Yoko Yamamoto, Toru Kobayashi, Setsuya Fukuda, Wataru Kureishi, and the participants to the 2016 Japanese Economic Association spring meeting. This study was financially supported by the Health and Labour Sciences Research Grant of Japan (H27-Statistics-General-004). We would like to thank Editage (www.editage.jp) for English language editing.

References

- Agarwal, S., C. Liu and N. S. Souleles (2007) "The Reaction of Consumer Spending and Debt to Tax Rebates: Evidence from Consumer Credit Data", *Journal of Political Economy*, Vol. 115, No. 6, pp. 986–1019.
- Aguila, E., O. Attanasio, and C. Meghir (2011) "Changes in Consumption at Retirement: Evidence from Panel Data", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 93, No. 3, pp. 1094–1099.
- Banks, J., R. Blundell and S. Tanner (1998) "Is There a Retirement-Savings Puzzle?", *American Economic Review*, Vol. 88, No. 4, pp. 769–788.
- Bernheim, B. D., J. Skinner and S. Weinberg (2001) "What Accounts for the Variation in

- Retirement Wealth among U.S. Households?”, *American Economic Review*, Vol. 91, No. 4, pp. 832–857.
- Battistin, E., A. Brugiavini, E. Rettore and G. Weber (2009) “The Retirement Consumption Puzzle: Evidence from a Regression Discontinuity Approach”, *American Economic Review*, Vol. 99 No. 5, pp. 2209–2226.
- Haider, S. J., and M. Jr. Stephens (2007) “Is There a Retirement-consumption Puzzle? Evidence Using Subjective Retirement Expectations”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 89, No. 2 , pp. 247–264.
- Hori, M., C. Hsieh, K. Murata, and S. Shimizutani (2002) “Did the Shopping Coupon Program Stimulate Consumption? Evidence from Japanese Micro Data”, ESRI Discussion Paper Series, No. 12.
- Hori, M., and K. Murata (2014) “Is there a Retirement Consumption Puzzle in Japan? Evidence based on Panel Data on Households in the Agricultural Sector”, ESRI Discussion Paper Series, No. 308.
- Hori, M., and S. Shimizutani (2002) “Micro Data Studies on Japanese Tax Policy and Consumption in the 1990s”, ESRI Discussion Paper Series, No. 14.
- Hurst, E. (2008) “The Retirement of a Consumption Puzzle”, National Bureau of Economic Research, Working Paper 13789.
- Japan Chamber of Commerce and Industry (2015) “An Opinion Concerning Revisions of the Tax System for Fiscal Year 2016”,
http://www.jcci.or.jp/sangyo/tax/20150916_zeiseiiken.pdf (in Japanese).
- Jappelli, T. and L. Pistaferri (2010) “The Consumer Response to Income Changes”, *Annual Review of Economics*, Vol. 2, pp. 479–506.
- Johnson, D.S., A. Parker and N. S. Souleles (2006) “Household Expenditure and the Income Tax Rebate of 2001”, *American Economic Review*, Vol. 96, No. 5, pp. 1589–1610.

- Kureishi, W. (2011) “The Effect of Unexpected Events on the Standard of Living and Well-being of Retirees”, *The Quarterly of Social Security Research*, Vol. 46, No. 4, pp. 368–381.
- Kureishi, W. and T. Yin (2015) “Decline in Consumption Expenditures after Retirement Using Japanese Micro Data (JSTAR)”, RIETI Discussion Paper Series, 15-J-001.
- Li, H., X. Shi, and B. Wu (2015) "The Retirement Consumption Puzzle in China", *American Economic Review*, Vol. 105, No. 5, pp. 437–441.
- Ministry of Finance Policy Research Institute (2016) “Tax Report: Annual Comparison of Income Tax”, Ministry of Finance Statistics Monthly, Vol. 769,
http://www.mof.go.jp/pri/publication/zaikin_geppo/hyou/g769/769.htm
(in Japanese).
- Ministry of Health, Labour and Welfare (2010) “Basic Survey on Wage Structure”,
<http://www.mhlw.go.jp/english/database/db-1/wage-structure.html>.
- Ministry of Internal Affairs and Communications (2009) “An Overview of the Trinity Reform”,
http://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_zeisei/czaisei/czaisei_seido/zeigenijou_2_1.html (in Japanese).
- National Association of Towns & Villages (2014) “Requests Related to Government Policy and Budget Formation for Fiscal Year 2015”,
<http://www.zck.or.jp/activities/260703/2.pdf> (in Japanese).
- National Tax Agency (2006) “Beginning in 2007, the Income Tax and Individual resident tax Will Change (Tax Revenue Shifting)”,
<https://www.nta.go.jp/sonota/sonota/osirase/topics/data/h18/5383/01.htm>
(in Japanese).
- Parker J. A. (1999) “The Reaction of Household Consumption to Predictable Changes in

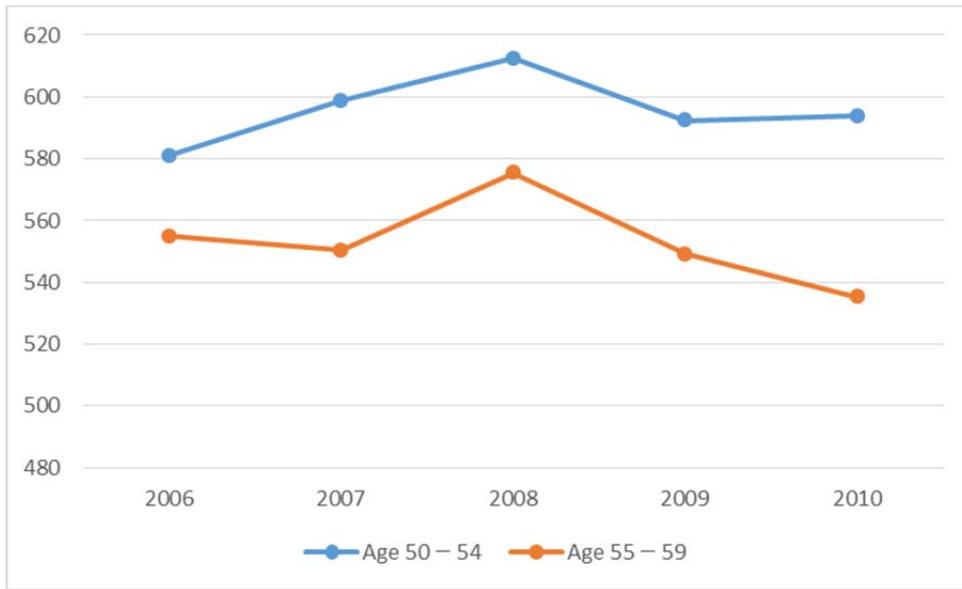
- Social Security Taxes”, *American Economic Review*, Vol. 89, No. 4, pp. 959–973.
- Parker J. A., N. S. Souleles, D. S. Johnson and R. McClelland (2013) “Consumer Spending and the Economic Stimulus Payments of 2008”, *American Economic Review*, Vol. 103, No. 6, pp. 2530–2553.
- Schwerdt, G. (2005) “Why does Consumption Fall at Retirement? Evidence from Germany”, *Economics Letters*, Vol. 89, No. 3, pp. 300–305.
- Smith, S. (2004) “Can the Retirement Consumption Puzzle be Resolved? Evidence from UK Panel Data,” Institute for Fiscal Studies Working Paper, 04/07.
- Souleles N. S. (1999) “The Response of Household Consumption to Income Tax Refunds”, *American Economic Review*, Vol. 89, No. 4, pp. 947–958.
- Statistics Bureau of the Ministry of Internal Affairs and Communication (2017) “Family Income and Expenditure Survey”,
<http://www.stat.go.jp/data/kakei/2.htm#new>.
- Stephens Jr., M. (2003) “‘3rd of the Month’: Do Social Security Recipients Smooth Consumption between Checks?”, *American Economic Review*, Vol. 93, No. 1, pp. 406–422.
- Stephens Jr., M. and T. Unayama (2012) “The Impact of Retirement on Household Consumption in Japan”, *Journal of Japanese and International Economies*, Vol. 26, No. 1, pp. 62–83.
- Tax Commission of the Government of Japan (1968) “Report on the State of Long-term Tax System”,
http://www.soken.or.jp/p_document/zeiseishousakai_pdf/s4307_tyoukizeiseinoarikatahoka.pdf(in Japanese).
- Tax Commission of the Government of Japan (2005) “Discussion Points Related to the Individual Income Tax”,

http://www.soken.or.jp/p_document/zeiseishousakai_pdf/h1706_kojinsyotokukaz_ei.pdf (in Japanese).

Tokyo-Chiho Certified Public Tax Accountants Association (2014) “Opinion Paper on Revisions of the Tax System for Fiscal Year 2015”,
<http://tochizei.or.jp/zeiseikaisei/pdf/h27.pdf> (in Japanese).

Wakabayashi, M. (2008) “The Retirement Consumption Puzzle in Japan”, *Journal of Population Economics*, Vol. 21, No. 4, pp. 983–1005.

Figure 1: Annual Labor Income

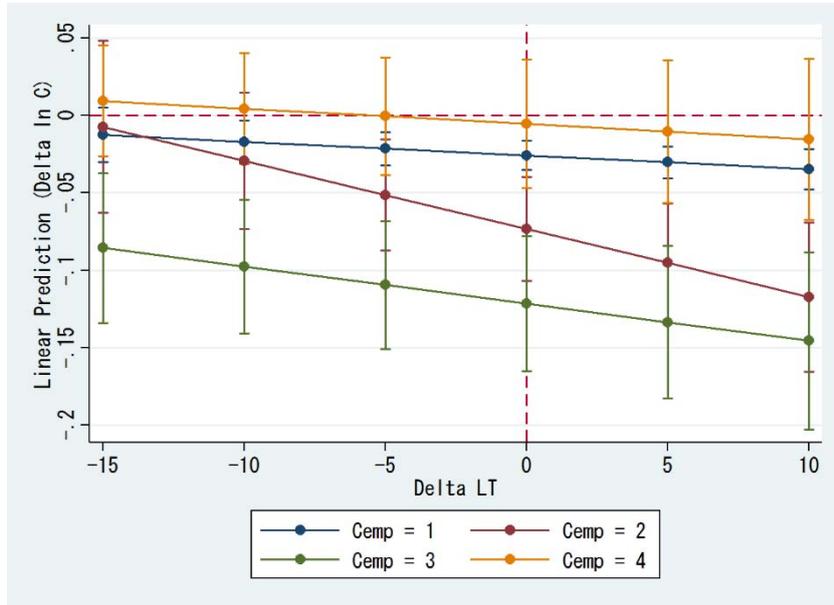


Note: This graph shows the average national wage salaries for worker’s households by age cohort for the head of household, as per the “Yearly Average of Monthly Receipts and Disbursements Per Household” from the “Family Income and Expenditure Survey,” conducted by the Statistics Bureau of the Ministry of Internal Affairs and Communication. The units are expressed in JPY 10,000 per year.

Figure 2: Estimation Results for Individual Resident and Income Taxes

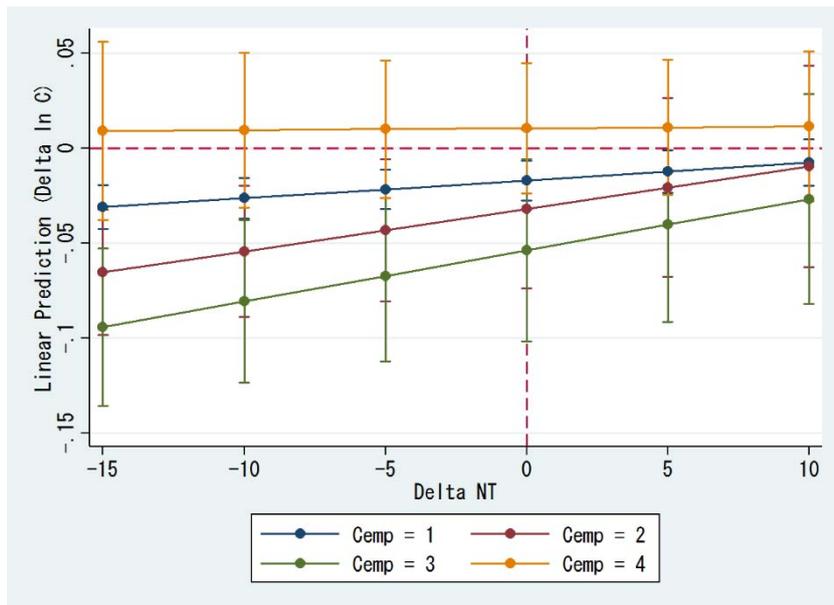
Panel A: Relationship Between the Estimated Results for ΔLT and $\Delta \ln$ Consumption

(Delta ln C)



Panel B: Estimation Results for the Relationship Between ΔNT and $\Delta \ln$ Consumption

(Delta ln C)



Note: This figure shows the relationship between the change of each tax and the $\Delta \ln$ of consumption based on the estimated results in Table 3.

Table 1: Descriptive Statistics

Variable	Unit	N	Avg.	S.D.	Min	Max
Annual consumption (C)	10,000 JPY	20,227	392.17	(180.08)	0	1,716.0
$\Delta \ln C$		14,359	-0.029	(0.310)	-1.11	1.0
Annual labor income	10,000 JPY	17,925	584.32	(434.47)	0	4,613.7
Annual pension	10,000 JPY	20,862	14.60	(44.04)	0	300.0
Annual local tax (LT)	10,000 JPY	18,237	29.18	(32.64)	0	398.9
Annual national tax (NT)	10,000 JPY	18,161	35.65	(86.86)	0	1,312.0
ΔLT	10,000 JPY	11,853	-0.866	(12.96)	-67.51	65.50
ΔNT	10,000 JPY	10,905	-4.140	(25.07)	-210.83	202.33
Employment = Regular	(d)	21,192	0.822	(0.382)	0	1
Employment = Irregular	(d)	21,192	0.100	(0.300)	0	1
Employment = Self-emp.	(d)	21,192	0.021	(0.144)	0	1
Employment = Unemployed	(d)	21,192	0.057	(0.231)	0	1
Cemp = 1	(d)	15,894	0.742	(0.437)	0	1
Cemp = 2	(d)	15,894	0.088	(0.283)	0	1
Cemp = 3	(d)	15,894	0.050	(0.218)	0	1
Cemp = 4	(d)	15,894	0.120	(0.325)	0	1
Existence of spouse income	(d)	19,337	0.561	(0.496)	0	1
Existence of dependent children	(d)	21,192	0.190	(0.392)	0	1
Health condition (HC) = 1 (Very bad)	(d)	21,038	0.005	(0.070)	0	1
HC = 2 (Bad)	(d)	21,038	0.024	(0.152)	0	1
HC = 3 (Rather bad)	(d)	21,038	0.129	(0.335)	0	1
HC = 4 (Rather good)	(d)	21,038	0.439	(0.496)	0	1
HC = 5 (Good)	(d)	21,038	0.344	(0.475)	0	1
HC = 6 (Very good)	(d)	21,038	0.059	(0.236)	0	1
ΔHC		15,671	-0.013	(0.812)	-5	5
House: Own	(d)	21,191	0.906	(0.292)	0	1
House: Rent	(d)	21,191	0.066	(0.249)	0	1
House : Other	(d)	21,191	0.028	(0.164)	0	1
Age 60 or more	(d)	21,192	0.298	(0.457)	0	1
Age	Year Old	21,192	57.735	(2.831)	52	64

Note: The Cemp variable expresses changes in employment status: Cemp = 1 represents maintaining regular employment, Cemp = 2 represents moving from regular to irregular employment, Cemp = 3 represents moving from employment (regular, irregular, or self) to unemployment, and Cemp = 4 represents all other changes. (d) represents a dummy variable.

Table 2: Average Consumption, Local and National taxes

Consumption (JPY 10,000 / Year)						LT (JPY 10,000 / Year)						NT (JPY 10,000 / Year)						
Employment		2007	2008	2009	2010	Total	Employment	2007	2008	2009	2010	Total	Employment	2007	2008	2009	2010	Total
Regular	Avg.	409.8	403.4	399.6	402.5	404.3	Regular	28.7	33.3	33.5	32.3	31.7	Regular	39.7	42.5	43.1	39.6	41.0
	Std.	(182.4)	(180.7)	(183.)	(189.3)	(183.6)		(28.4)	(32.8)	(37.4)	(38.6)	(33.6)		(82.1)	(93.8)	(100.2)	(95.6)	(91.6)
	N	5,083	4,326	3,828	3,388	16,625		4,873	4,564	2,846	2,704	14,987		5,298	3,252	3,024	3,165	14,739
Irregular	Avg.		339.0	321.2	340.1	333.5	Irregular		24.8	16.4	13.3	16.9	Irregular		9.3	9.7	18.2	13.8
	Std.		(136.9)	(117.4)	(148.7)	(136.8)			(20.5)	(20.8)	(21.7)	(21.6)			(28.5)	(45.3)	(79.2)	(62.4)
	N		401	676	939	2,016			422	566	846	1,834			354	635	935	1,924
Self-emp.	Avg.		364.7	390.9	396.2	385.5	Self-emp.		38.2	25.0	24.3	29.3	Self-emp.		39.1	31.8	33.9	34.5
	Std.		(166.6)	(199.4)	(223.)	(200.4)			(42.6)	(30.9)	(40.1)	(38.9)			(88.3)	(75.8)	(99.5)	(89.1)
	N		119	138	161	418			130	113	134	377			93	120	149	362
Unemployed	Avg.		345.6	329.3	311.4	323.0	Unemployed		27.3	16.1	9.8	15.0	Unemployed		4.2	2.8	4.8	4.0
	Std.		(164.7)	(151.2)	(144.)	(150.2)			(21.3)	(21.4)	(20.4)	(21.8)			(17.5)	(15.4)	(29.)	(23.2)
	N		172	425	571	1,168			182	343	514	1,039			169	419	548	1,136
Total	Avg.	409.8	395.4	383.0	380.4	392.2	Total	28.7	32.5	29.2	25.5	29.2	Total	39.7	37.7	33.7	31.2	35.6
	Std.	(182.4)	(177.9)	(176.3)	(182.1)	(180.1)		(28.4)	(32.1)	(34.8)	(35.3)	(32.6)		(82.1)	(88.4)	(89.3)	(88.4)	(86.9)
	N	5,083	5,018	5,067	5,059	20,227		4,873	5,298	3,868	4,198	18,237		5,298	3,868	4,198	4,797	18,161

Note: The left-hand column shows the average, standard deviation, and sample size for consumption. The middle one shows the same measures for the individual resident tax (LT), and the right-hand one for the income tax (NT).

Table 3: Estimated Results from the Fixed Effect Model
($\Delta \ln C$ is the response variable)

	(1)		(2)	
	Coeff.	S.E.	Coeff.	S.E.
ΔLT	-0.001	(0.000) *		
Cemp = 2	-0.048	(0.021) **	-0.015	(0.025)
Cemp = 3	-0.096	(0.025) ***	-0.037	(0.027)
Cemp = 4	0.020	(0.025)	0.028	(0.022)
$\Delta LT \times Cemp = 2$	-0.004	(0.002) **		
$\Delta LT \times Cemp = 3$	-0.002	(0.001)		
$\Delta LT \times Cemp = 4$	-0.000	(0.001)		
ΔNT			0.001	(0.000) ***
$\Delta NT \times Cemp = 2$			0.001	(0.001)
$\Delta NT \times Cemp = 3$			0.002	(0.001) **
$\Delta NT \times Cemp = 4$			-0.001	(0.001)
Existence of spouse income	-0.026	(0.017)	-0.024	(0.017)
Existence of dependent children	0.020	(0.027)	0.035	(0.028)
Age 60 or more	-0.024	(0.019)	-0.016	(0.019)
House: rent	0.074	(0.071)	0.062	(0.069)
House: other	0.016	(0.053)	-0.016	(0.053)
ΔHC	-0.015	(0.005) ***	-0.013	(0.005) **
Year: 2009	-0.012	(0.010)	-0.003	(0.011)
Year: 2010	0.014	(0.011)	0.022	(0.011) **
Cons.	-0.011	(0.013)	-0.013	(0.014)
N	9,881		9,290	
The number of respondents	4,606		4,318	
F	5.33 ***		7.42 ***	

Note: The numerical value is the regression coefficient and the values between parentheses standard errors. ΔLT is Δ individual resident tax, ΔNT is Δ income tax, and the Cemp variable represents changes in employment status. Cemp = 1 represents maintaining regular employment, Cemp = 2 represents moving from regular to irregular employment, Cemp = 3 represents moving from employment (regular, irregular, or self) to unemployment, and Cemp = 4 represents all other changes. The standard errors are clustered at the respondent level. ***, **, and * represent significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

Table 4: Marginal Effect for Changes in Tax by Change in Employment Status

Panel A: Marginal Effect for Δ Individual Resident Tax by Change in Employment

Status				
Marginal effect	Est.	S.E.	z-value	
Cemp = 1	-0.09%	(0.05%)	-1.80	*
Cemp = 2	-0.44%	(0.16%)	-2.72	***
Cemp = 3	-0.24%	(0.13%)	-1.82	*
Cemp = 4	-0.10%	(0.09%)	-1.16	
Diff. (Cemp = 2) - (Cemp = 1)	-0.35%	(0.17%)	-2.08	**
Diff. (Cemp = 3) - (Cemp = 1)	-0.15%	(0.14%)	-1.08	
Diff. (Cemp = 4) - (Cemp = 1)	-0.01%	(0.10%)	-0.10	

Panel B: Marginal Effect for Δ Income Tax by Change in Employment Status

Marginal effect	Est.	S.E.	z-value	
Cemp = 1	0.09%	(0.02%)	4.01	***
Cemp = 2	0.22%	(0.08%)	2.77	***
Cemp = 3	0.27%	(0.06%)	4.23	***
Cemp = 4	0.01%	(0.10%)	0.10	
Diff. (Cemp = 2) - (Cemp = 1)	0.13%	(0.08%)	1.53	
Diff. (Cemp = 3) - (Cemp = 1)	0.18%	(0.07%)	2.57	**
Diff. (Cemp = 4) - (Cemp = 1)	-0.08%	(0.11%)	-0.78	

Note: The figures in Panel A correspond to the slopes of the lines in Panel A of Figure 2, and differences in marginal effect correspond to differences in the slope of those lines. Similarly, Panel B corresponds to the slopes and differences in slope in Panel B of Figure 2. The Cemp variable represents changes in employment status: Cemp = 1 represents maintaining regular employment, Cemp = 2 represents moving from regular to irregular employment, Cemp = 3 represents moving from employment (regular, irregular, or self) to unemployment, and Cemp = 4 represents all other changes. ***, **, and * represent significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

Appendix A: Sample Characteristics

Panel A: Changes in the Number of Respondents by Age

Age	Year = 2007	2008	2009	2010	Total
52	511	0	0	0	511
53	512	511	0	0	1,023
54	556	512	511	0	1,579
55	580	556	512	511	2,159
56	600	580	556	512	2,248
57	593	600	580	556	2,329
58	710	593	600	580	2,483
59	651	710	593	600	2,554
60	376	651	710	593	2,330
61	209	376	651	710	1,946
62	0	209	376	651	1,236
63	0	0	209	376	585
64	0	0	0	209	209
Total	5,298	5,298	5,298	5,298	21,192

Panel B: Changes in the Number of Respondents by Employment Status

Employment	Year = 2007	2008	2009	2010	Total
Regular	5,298	4,564	4,004	3,558	17,424
Irregular	0	422	712	984	2,118
Self-emp.	0	130	147	169	446
Unemployed	0	182	435	587	1,204
Total	5,298	5,298	5,298	5,298	21,192

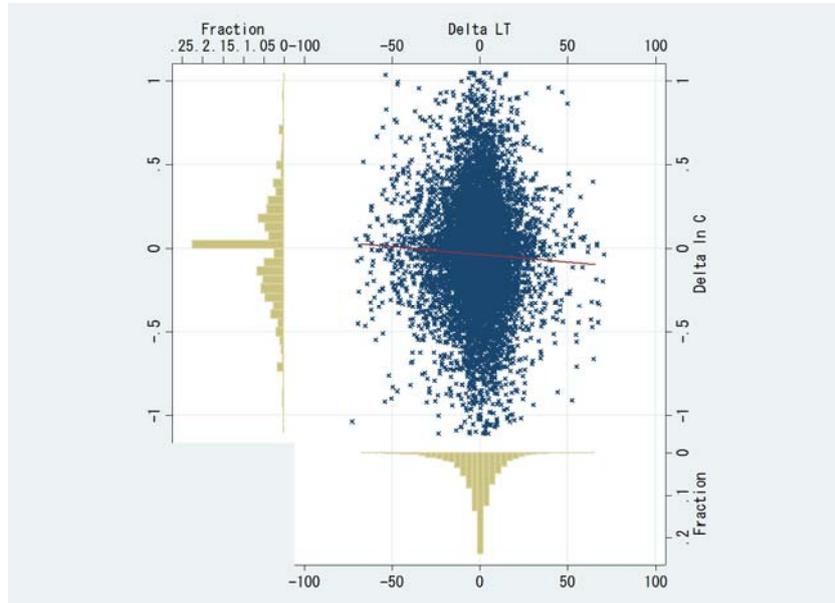
Panel C: Changes in the Number of Respondents by Change in Employment Status

Cemp	Year = 2008	2009	2010	Total
1	4,564	3,851	3,380	11,795
2	552	444	404	1,400
3	182	318	296	796
4	0	685	1,218	1,903
Total	5,298	5,298	5,298	21,192

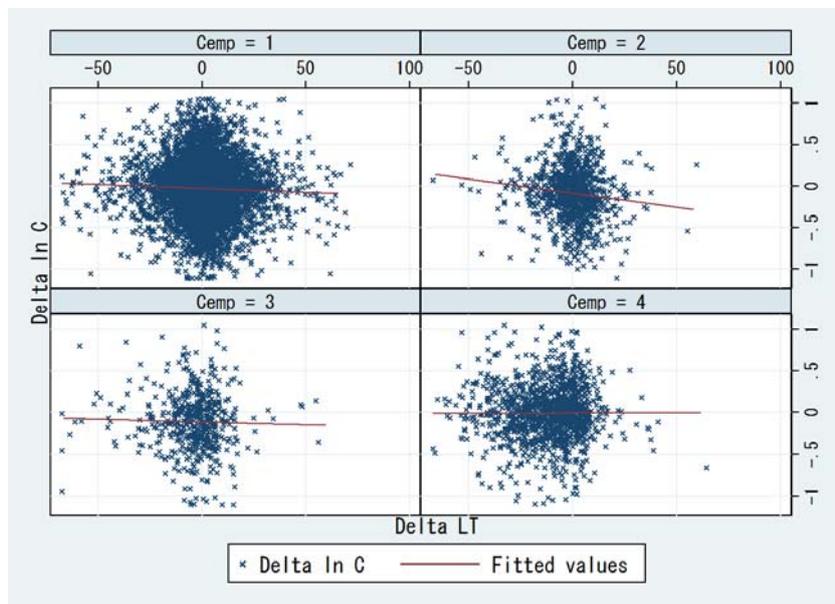
Note: Cemp = 1 represents maintaining regular employment, Cemp = 2 represents moving from regular to irregular employment, Cemp = 3 represents moving from employment (regular, irregular, or self) to unemployment, and Cemp = 4 represents all other changes.

Appendix B: Relationship Between Δ Individual Resident Tax and $\Delta \ln$ Consumption

Panel A: Scatterplot and Histogram of All Data for ΔLT and $\Delta \ln C$



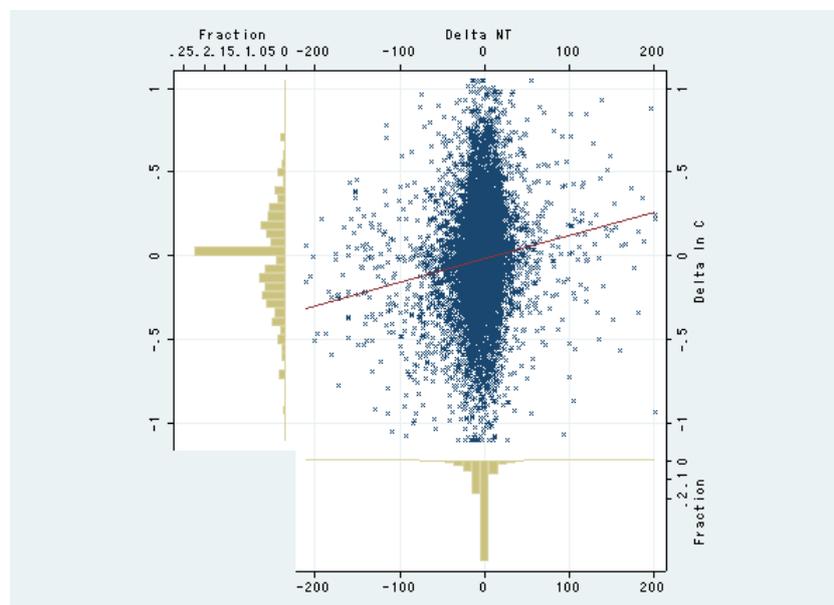
Panel B : Scatterplot of ΔLT and $\Delta \ln C$ by Employment Status



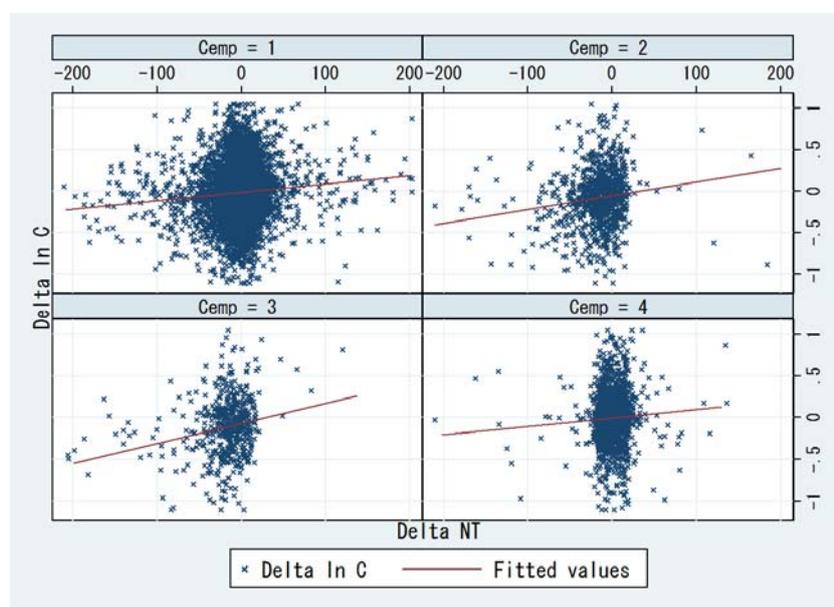
Note: The unit used for Δ individual resident tax is JPY 10,000 per month. The fitted values line represents expected values using OLS regression.

Appendix C: Relationship Between Δ Income Tax and $\Delta \ln$ Consumption

Panel A: Scatterplot and Histogram of All Data for ΔNT and $\Delta \ln C$



Panel B: Scatterplots for ΔNT and $\Delta \ln C$ by Employment Status



Note: The unit used for Δ income tax is JPY 10,000 per month. The fitted values line represents expected values using OLS regression.

第5章：引退前後の高齢者世帯の貯蓄動向変化 —就業形態と純金融資産の影響—¹

臼杵 政治²，北村 智紀³，中嶋 邦夫⁴

2016/12/29

<要約>

本稿は厚生労働省の『中高年者縦断調査』を利用して、高齢者家計の貯蓄動向について分析した。2005年時点で正規雇用の既婚家計を対象に、夫の就業状態の変化による純金融資産と純貯蓄との関係、親族介護の有無、6大疾病の診断、1年以内の退職経験、年金の受給、配偶者の収入の有無と純貯蓄との関連性を分析した。分析の結果、夫が引き続き正規雇用の家計では、純金融資産の水準によらず一定額の純貯蓄があったが、夫が無業になると貯蓄を取崩しており、ライフサイクル・モデルと整合的な結果であった。1年以内の退職経験は純貯蓄を引き下げる効果、年金受給と配偶者の収入は純貯蓄を引き上げる効果があった。親族介護の有無、6大疾病の診断は純貯蓄に影響を与えていなかった。

キーワード：高齢者家計、退職、貯蓄、パネルデータ

JELコード：D14、J26

¹本稿作成にあたり、内藤久裕先生、小林徹先生、山本陽子先生、福田節也先生、山根承子先生、中井教雄先生、及び日本経済学会2016年秋季大会と日本金融学会2016年度秋季大会の参加者より貴重なコメントを頂いた。深く感謝したい。本研究は厚生労働科学研究費補助金より財政支援、厚生労働省よりデータの提供を受けている。深く感謝したい。

²名古屋市立大学大学院経済学研究科

³ニッセイ基礎研究所 金融研究部

⁴ニッセイ基礎研究所 保険研究部

1. 高齢世帯の貯蓄動向

1.1. はじめに

少子高齢化が進行する日本において、引退前後の高齢世帯の貯蓄・消費の動向は経済政策上の重要な課題となっている。かつての「貯蓄好きな日本人」は、引退後も貯蓄し続けており、それが貯蓄投資バランスにおける貯蓄余剰、ひいては経常収支の黒字の要因として指摘されていた。しかし、ライフサイクル・モデル仮説に従えば、退職し収入がなくなれば貯蓄額がマイナスになるはずである。さらに、配偶者あるいは親の介護のための出費や病気等による支出がある場合には、貯蓄の取り崩し額は大きくなるはずである。近年、無年金・低年金の中高年世帯において、「老老介護」などが生活困窮を招く可能性は「老後破産」としてメディアに取り上げられている。しかし、これは特定の状況を想定した場合の生活困窮の例である。平均的な高齢世帯における引退前後の高齢世帯の貯蓄の動向を分析することは、今後の高齢者世帯への支援や年金制度のあり方といった社会・経済政策や、現役世代に対する老後準備の促進等の課題に対応するために重要と言える。そこで本稿では、厚生労働省が2005年から実施している『中高年者縦断調査』の個票データをもとに、引退前後の中高年世帯の貯蓄動向について、雇用形態の変化、介護を要する近親者の存在、6大疾病の診断、過去1年の退職経験、年金の受給、配偶者の就業状況の与える影響について考察する。

1.2. 先行研究と本稿の貢献

高齢者の貯蓄に関する研究には多くの蓄積がある。海外においては、高齢者の貯蓄は不足しているとする研究と、高齢者は十分な貯蓄をしているとする研究とがあり、結論は分かれている。貯蓄は不足しているとする文献として、Moore and Mitchell (1997)は米国のHealth and Retirement Surveyを利用し、1931年から1941年生まれの者に対して、退職時に必要な貯蓄額と、それを達成するための貯蓄率を推計した。その結果、必要な貯蓄率には個人間の格差が大きいが、現実のデータと比較すると、62歳の早期退職が前提では、貯蓄が不足していることを指摘している。Banks et al. (1998)は、英国のFamily Expenditure Surveyの1968年から1992年のデータを利用して、ライフサイクルモデルに沿った高齢者の消費動向について分析した。その結果、退職前後に消費は大きく減少することを指摘している。その原因については、完全には特定されていないが、貯蓄不足の可能性を指摘している。Skinner (2007)は、ライフサイクル・モデルに沿った退職準備の

ためのソフトウェア(ESPlanner)を利用して、退職までに必要な貯蓄額を分析した。その結果、多くの米国家計で必要な貯蓄が不足している可能性を指摘している。支出を削減するか、住居を売却することなどで不足分を補えるが、高齢になった際の医療費の増加で、支出は増加する可能性も指摘している。

一方、高齢者は十分な貯蓄を保有しているとする文献として、Kotlikoff et al. (1982)は、米国の Social Security Administration の Retirement History Survey の 1969 年、1871 年、1973 年のデータを利用して、高齢者が十分な貯蓄を保有しているか分析した。その結果、高齢者の多くが、Social security benefit の上昇と不動産価格の高まりを考慮すれば、ハイレベルな持続的な消費が可能なほどの十分な貯蓄を保有しているとしている。Engen et al (1999)は、ライフサイクル・モデルに沿った理論モデルを構築し、その分析結果と現実のデータとの比較を行った。その結果、多くの家計でモデルの最適解が示す以上の貯蓄を保有しており、ファイナンシャル・プランナー等が推奨する所得代替率は達成可能だとしている。Haveman et al. (2006)は、米国の New Beneficially Survey のデータを利用し、1982 年時点で 62-72 歳の高齢者を対象に貯蓄が十分にあるかを分析した。その結果、貯蓄不足の高齢者は約半数であること、また、新規の退職者で貧困レベルに達する者は 5%程度であり、問題性は少ないと指摘している。

日本においても高齢世帯の貯蓄動向は、1980 年代から学術上の重要テーマとなってきた。例えば、ホリオカ他 (1996)では、郵政研究所『金融資産選択調査』による約 300 世帯の個票データから、退職後高齢者は(実物資産を含めて)貯蓄を年 2.76%取り崩していると推計している。Horioka (2010)は 95 年以降の家計調査から、無職高齢世帯の貯蓄率がマイナスであるだけでなく、働いていても貯蓄を取り崩していることがあるとした。また、消費は主に所得(年金)水準の低下により時系列的にも低下していると指摘した。さらに最近では中澤他 (2015)が 2009 年の『全国消費実態調査』の個票データから、就業世帯で 1.55 万円の貯蓄、非就業世帯で 1.44 万円の取り崩し、平均で 0.91 万円の取り崩しがあるとしている。これら一連の研究結果では、ライフサイクル仮説と整合的に、所得の低い引退後は(純)貯蓄を取り崩している。しかし、中澤他 (2015)の世帯あたり取り崩し額は Horioka (2010)の 4.94 万円の 30%にとどまる。これに対して、大野他 (2013)は「全国消費実態調査」「家計調査」「国民生活基礎調査」の個票データを比較しながら、低所得者層を除く 65 歳以上でも純貯蓄(正の所得消費差額)が存在するとしている。中澤他 (2015)によれば、これら先行研究の違いの要因は、①世帯の属性が異なる、②調査票が家計簿方

式を取っている場合に収入・支出額が過小評価されている、③調査対象月の状況に左右されるなどがあると指摘している。①については、世帯主が有業か無業（引退後）かの他、特に重要であるのは、同居および別居の子供の有無とその数である。例えば、Hayashi et al. (1988)や大竹 (1991)は、同居の子供の数が多いほど貯蓄をする(取り崩しスピードが低下する)傾向にあり、それが遺産動機を反映している可能性があるとしている。また年金受給については、「農業経営統計調査」の個票データを活用した Hamaaki (2013)では、年金の限界消費性向は支給開始年及び翌年に高く(貯蓄性向が低く)なり、消費が2.8~6.1%増加するものの、その後は貯蓄性向が高くなるとしている⁵。

これらの先行研究を踏まえて、本稿では引退前後の高齢世帯の貯蓄動向を分析した。その特徴として、大規模調査である『中高年者縦断調査』の2005年以降の6年分のパネルデータを利用して、固定効果モデルにより時間経過的に変化しない観測できない個人の異質性の影響をコントロールしながら、①世帯主だけでなく配偶者の就業状態の変化により貯蓄行動がどのように変化するかをより厳密に推計したこと、②純金融資産の大小の他に、同居親族への介護状況、6大疾病の診断の有無、1年以内の退職経験の影響、年金受給の有無の影響について分析を行ったこと、が本稿の貢献である。

本稿の結論を先に述べると、正規雇用者は純金融資産に依存せず、一定額の純貯蓄があった。一方、引退後(無業)では、平均的に見れば、貯蓄の取り崩しが確認され、ライフサイクル・モデルの予測と整合的な結果が得られた。無業の家計は、年金を受給して配偶者が働いていない場合に、純金融資産が十分にあれば貯蓄を取り崩していたが、取崩額は多くないものであった。また、年金を受給して配偶者が働いている場合では、純金融資産に関係なく貯蓄の積み増しが確認された。これらの傾向は、将来の生活水準の低下への不安に備える行動だと解釈することも可能である。1年以内の退職経験は純貯蓄を引き下げる効果が確認された。一方、親族介護の有無、6大疾病の診断は純貯蓄に影響を与えてなかった。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節はリサーチデザイン、第3節は分析結果、第4節は結論と課題である。

2. リサーチデザイン

⁵ 一時的な消費の増加の理由が年金支給額を低く見積もっていた点にあるのなら、受給(予測値の改定)以降、増加は継続するはずである。一時的な支出増加は流動性制約が緩和されたことの反映と考えられる、としている。

2.1. データ

本稿のデータは、厚生労働省『中高年者縦断調査』を利用した⁶。本稿の分析対象は、同調査に対して2005年から2010年まで継続している回答者25,157人のうち、2005年時点で正規雇用であった6,096人の既婚者の男性サンプルに限定した。この理由は、分析対象の世代では、男性が働き、女性が専業主婦(あるいは配偶者控除の範囲で働く)という家計が多いからである⁷。データのスクリーニング上では男性のサンプルに限定しているが、既婚者家計(世帯単位)の分析を意図している。表1のパネルAは年齢別のサンプル数の推移、パネルBは雇用形態別のサンプル数の推移である。サンプルの年齢分布は2005年では50～59歳であり、2010年では55～64歳である。2005年では、サンプルを正規雇用に限定しているが、時間が経過すると共に、正規雇用から就業状態は変化し、無業のサンプル数が増加している。なお、無業には自発的失業(引退)と非自発的失業が含まれる。それぞれを区別して分析することも可能であるが、サンプル数が少ない年もあるため、プールして分析することにした。

[ここに表1を挿入]

2.2. 仮説と分析モデル

このサンプルに対して、本稿では以下の仮説を検証した。

仮説1：就業状態の違いの違いにより、純貯蓄の積み増し、取り崩しは異なる傾向がある。特に、正規雇用者が最も純貯蓄を積み増し、非正規・自営では純貯蓄を積み増しは減少する(あるいは取り崩しを行う)ことが予測される。また引退後は純貯蓄の取り崩しを行う。

仮説2：近親者の介護をしている場合、健康状態が悪い場合、1年以内の退職経験がある場合は、純貯蓄の取り崩しが増加する(積み増しが減少する)。年金を受給している場合、配偶者が働いている場合は、純貯蓄の取り崩しが抑制される(積み増しが増加する)。

⁶ 詳しくは厚生労働省(2016)を参照。同調査は「団塊の世代を含む全国の中高年者世代の男女を追跡して、その健康・就業・社会活動について、意識面・事実面の変化の過程を継続的に調査し、行動の変化や事象間の関連性等を把握し、高齢者対策等厚生労働行政施策の企画立案、実施等のための基礎資料を得ること」を目的としている。

⁷ 2005年時点でサンプルを限定する前の本稿データでは、男性は正規で働く者が65.9%、非正規が8.5%、自営が19.7%であったのに対して、女性は正規で働く者が23.2%、非正規が49.0%、無業が32.8%であった。

近親者の介護をしている場合や健康状態が悪い場合は、労働時間の減少や収入の低下が考えられる。また介護費用が発生するため、他の支出を抑制するか、純貯蓄の取り崩しが予測される。1年以内の退職経験があると、退職金等による一時金収入により、一時的に流動性が高まり、貯蓄をする必要が低まったと認識され、純貯蓄が低下する可能性がある。退職時の旅行等の一時的な支出増による純貯蓄の低下も考えられる。あるいは、今後の生活への不安が大きければ純貯蓄の積み増しも考えられる。本稿では、どちらが現実に起こっているのか検証する。年金受給や配偶者収入により、退職後家計では純貯蓄取崩しの抑制が予測される。あるいは、今後の生活への不安が少ないのであれば、これらの収入は支出にまわり、純貯蓄への影響はないはずである。就業者家計では、年金受給や配偶者収入が支出にまわっているならば、純貯蓄への影響はないことが考えられる。あるいは、今後の生活への不安が大きければ、純貯蓄の積み増しも予測できる。どちらが現実に起こっているのか検証する。

ホリオカ他 (1996)では、純貯蓄(正味資産の増減額)と純金融資産(正味資産の残高)との関係について

$$NI = \beta_0 + \beta_1 \cdot NS + \varepsilon$$

を推計し分析している。ただし、NIは純貯蓄 (Net income)であり、純貯蓄 = 所得額 - 支出額として定義する。また、NSは純金融資産 (Net saving)であり、純金融資産 = 貯蓄額 - 借入額として定義する。 β_0 は、純金融資産に依存しない取崩額(貯蓄額)であり、 β_1 は純金融資産による限界的取崩率(貯蓄率)である。ライフサイクル・モデルに従えば、働いている者は貯蓄を積み増し、引退した者は貯蓄を取り崩して生活しているはずである⁸。

本稿では、上記の仮説1、2を検証するため、『中高年者縦断調査』パネルデータを利用し、ホリオカ他 (1996)を参考に、以下の固定効果モデルを推計する。

$$\begin{aligned}
 NI_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot NS_{it-1} + \sum_j [\beta_{2j} \cdot \mathbf{I}(EMP_{it} = j) + \beta_{3j} \cdot \mathbf{I}(EMP_{it} = j) \cdot NS_{it-1}] \\
 & + \sum_{k,j} [\beta_{4k} \cdot D_{ikt} + \beta_{5jk} \cdot D_{ikt} \cdot \mathbf{I}(EMP_{it} = j) + \beta_{6jk} \cdot D_{ikt} \cdot \mathbf{I}(EMP_{it} = j) \cdot NS_{it-1}] \\
 & + \beta_7 \cdot Z + \delta_i + \varepsilon_{it} \tag{1}
 \end{aligned}$$

⁸ ホリオカ他 (1996)では $\beta_0 = 0$ としている。

ただし、 i はサンプル、 t は時点を表す添字である。NIは純貯蓄であり、家計年収から年間支出を引いたものである。家計年収は、本人の年収と配偶者の年収を足したものである。公的年金収入と働いて得た収入等の年金以外の収入が含まれている。調査票は税引前・社会保険料控除前の収入であるが、一定の仮定をおいた計算方法により税引後・社会保険料控除後の収入を算出している。年間支出は10月の月間支出を12倍したものである⁹。NSは純金融資産であり、貯蓄額から借入額を引いたものである。(1)式では、1年前調査のNSを利用する。EMPは正規(Full)、非正規(Unreg)、自営(Self)、無業(Unemp)の各就業状態を表すダミー変数であり、 $j (= 1, \dots, 4)$ はこれら変数を表す添字である。非正規は、パート、派遣、嘱託が含まれる¹⁰。I(·)は、インディケータ関数であり、以下の推計では正規がベースである。Dは以下の5つの変数(「各変数」とする)を表す各ダミー変数である。 $k (= 1, \dots, 5)$ はこれら変数を表す添字である。「親族介護」は同居・非同居に関わらず親族への介護状態を表すダミー変数、「6大疾病」は、糖尿病、心臓病、脳卒中、高血圧、高脂血症、悪性新生物の何れかの診断があることを表すダミー変数、「退職経験」は過去1年以内に退職した経験(転職や同じ会社でも就業状態が変わった場合を含む)を表すダミー変数、「年金受給」は公的年金を受給していることを表すダミー変数、「配偶者収入」は、配偶者に働いて得る収入があることを表すダミー変数である。その他にコントロール変数 Z として、「扶養子供ありダミー」、「住居ダミー(持家、賃貸、社宅、その他)」、「年ダミー」を使用した。 β は回帰係数、 δ_i は固定効果、 ε_{it} は誤差項を表す¹¹。

純金融資産と純貯蓄の関係については、その決定が相互に依存するという内生性(同時決定性)を考慮する必要がある。例えば、就業に関して一定の能力があり比較的高い賃金を得ている人は、純貯蓄が大きく、純金融資産を多く蓄積することができる。内生性を考慮せず、純貯蓄と純金融資産の関係について推計を行った場合は、推計結果にバイアスが生じる可能性がある。内生性を考慮する推計方法として、クロスセクションデータを

⁹ ただし、正規の場合はその数値を1.25倍したボーナス込みの年収を分析に利用する。税引後・社会保険料控除後の年収は以下の仮定で算出する。所得控除を年収の30%、社会保険料は正規の場合では年収の15%、非正規は年30.9万円、無業は13.4万円とする。基礎控除、配偶者控除、扶養控除の合計で139万円とする(既婚で中学生と大学生が一人ずついると想定)。所得税率は実際の税率、住民税率は10%で現年課税する。配偶者は本人が正規の場合では税金と社会保険料はないと仮定する。それ以外では社会保険料13.4万円を控除する。この仮定では、配偶者の収入が多い場合に税金・社会保険料が少ない傾向があるが、本人が無業で配偶者の収入がない場合の分析が最も重要だと考えられるので、この仮定を採用した。

¹⁰ 仕事に関する質問への「仕事をしていない」という回答を無業とし、「仕事をしている」場合の選択肢のうち、「会社・団体等の役員」、「正規職員・従業員」を正規雇用、「パート・アルバイト」「派遣社員」「契約社員・嘱託」の3つを非正規、「自営業主」「家族従業者」を自営業とした。

¹¹ NSに関して2次の項を入れて分析を行っても、以下の結果に大きな違いはなかった。

利用する場合には操作変数法が利用できる。また、パネルデータを利用する場合は、固定効果モデルの利用が考えられる。固定効果モデルでは、時間経過によって変化しない個人間の異質性を固定効果 δ_i で捉えようとするものである¹²。

次に、上記の仮説 1、2 を検証するために、式(1)の推計結果を利用して、関心のあるそれぞれの変数に対する限界効果、つまりそれぞれの変数に関して、評価の違いによる純貯蓄の差を推計する。仮説 1 の検証には、就業状態の違いによる限界効果：

$$\left[\begin{array}{c} E[\widehat{NI} | EMP = \text{非正規, 自営, or 無業}] \\ -E[\widehat{NI} | EMP = \text{正規}] \end{array} \right] \Bigg|_{NS = -15, -10, \dots, 20} \quad (2)$$

を推計する。これは、非正規、自営、あるいは無業での純貯蓄の予測値 \widehat{NI} の期待値(以下、NI と略して記す)と、正規での NI の差を算出したものである。 \widehat{NI} は式(1)の推計結果から算出する。NS の水準の違いより、NI が異なるため、NS を $-15 \sim 20$ の5刻み(単位：百万円)でそれぞれ評価する。なお、NS と EMP 以外の変数は観測値で評価する。

仮説 2 に関しては、就業状態の違いによる親族介護の限界効果：

$$\left[\begin{array}{c} E[\widehat{NI} | \text{親族介護} = 1] \\ -E[\widehat{NI} | \text{親族介護} = 0] \end{array} \right] \Bigg|_{NS = -20, -15, \dots, 25, EMP = \text{正規, 非正規, 自営, or 無業}} \quad (3)$$

を推計する。6 大疾病、退職経験、年金受給、配偶者収入の限界効果は、式(3)と同様に推計する。

特に無業については、年金受給と配偶者収入の違いより、貯蓄を取崩しているか否か検証するため、式(1)を年金受給の有無と配偶者収入の有無でそれぞれ評価して期待取崩額(貯蓄額)：

$$E[\widehat{NI} | EMP = \text{無業, 年金受給} = m, \text{配偶者収入} = n] \Bigg|_{NS = -15, -10, \dots, 20'}$$

¹² ただし、固定効果でこのような内生性を考慮したとしても、時間経過的に変化する個人間の異質性が残る可能性がある。この場合には、固定効果操作変数法が利用できる。この方法は、時間経過で変化しない個人間の異質性を固定効果で、時間経過で変化する個人間の異質性は操作変数で対応する方法である。しかし本稿では、固定効果モデルによる推計を行い、固定効果操作変数法による方法は、一般に適切な操作変数を見つけることが難しいため、今後の課題としたい。

$$\text{for } m = 0, 1 \text{ and } n = 0, 1 \quad (4)$$

を推計する。なお、推計の際には1年以内の退職経験はなしとして評価し、親族介護と6大疾病は観測値で評価する。

上記の式(1)で、EMPとNSと交差項があるのは、式(2)を推計するためである。また、親族介護等の各変数とNSとの交差項や、親族介護等の各変数、EMP、NSとの3重交差項があるのは、式(3)を推計するためである。

2.3. データの特長

表2のパネルAは分析に利用した変数の記述統計である。2005～2010年までの平均値・標準偏差を示している。パネルBは、就業状態別・調査年別の純貯蓄の平均値、標準偏差である。最右列に記載した全体(全調査年)の平均を見ると、正規では純貯蓄が1.63百万円であり、貯蓄を行っている。無業では、純貯蓄が-0.58百万円であり、貯蓄の取り崩しが行われている。パネルCは、就業状態別・調査年別の純金融資産の平均値、標準偏差である。最右列に記載した全体(全調査年)の平均を見ると、正規では純金融資産が3.51百万円、無業では13.21百万円であり、正規では借入金(住宅ローンだと考えられる)がある分、純金融資産が少ない。一方、無業では、退職金で借入金を返済したものと考えられる。図1のパネルAは純金融資産と純貯蓄の散布図と、それぞれのヒストグラム、パネルBは就業状態別の散布図である。

[ここに表1・図1を挿入]

3. 推計結果

固定効果モデルによる式(1)の推計結果をAppendixに示す。なお、サンプルでクラスター化した標準誤差を算出した。図2は、この推計結果を利用して、就業状態別の純金融資産NS(X軸)と純貯蓄の予測値NI及び95%信頼区間(Predicted net income、Y軸)との関係を示したものである。この線グラフの切片(NS=0の時のNIの値)は、純金融資産とは関わりない純貯蓄の額であり、各線グラフの傾きは純金融資産の限界的取崩率を表している。就業状態が正規の場合は、NIは正であり貯蓄が行われている。また、純金融資産の変化に対する傾きは小さく、純金融資産の額によらず一定額の貯蓄が行われている。非正規、自営、無業の場合は、切片は正規よりも小さく、また純金融資産が増えると純貯蓄

が減る傾向がある。非正規・自営では、分析した範囲では、純貯蓄は減少するが正の範囲(つまり貯蓄している)であり、純貯蓄が負の額(つまり金融資産の取崩し)にはならない。無業の場合は、純金融資産は純貯蓄が負の額となり、貯蓄の取崩しが行われている。

[ここに図2を挿入]

表3のパネルAの列(1)~(4)は、図2で示した就業状態別のNIの数値データである。Appendixにある推計結果を利用して算出している。標準誤差はデルタ法による。(1)列の正規、(2)列の非正規のNIは、純金融資産(以下、NSとする)に関わりなく、正で有意であった。(3)列の自営のNIはNSが5百万円以下では正で有意であった。一方、(4)列の無業では、NSが5百万円以上ではNIは負の額、つまり貯蓄の取崩しが行われている。NSが500万円の場合の年間の取崩額は62.1万円、1000万円では75.1万円であり、Horioka(2010)の推計結果(月4.9万円)に近い。

パネルB列(5)~(7)は就業状態の限界効果(正規とそれ以外の各就業状態とのNIの差)である。図2の正規と各就業状態を表す線グラフの差に相当し、式(2)に対応する。(5)列は非正規の限界効果(非正規と正規との差)である。NSに関わりなく、非正規のNIは有意に低い。(6)列は自営の限界効果(自営と正規との差)である。NSが-5百万円以上の場合で、負で有意である。(7)列は無業の限界効果(無業と正規との差)である。NSをどこで評価しても、限界効果は負で有意である。また、限界効果は非正規・自営と比べて負の値が最も大きい。これらの結果は、働いている間は貯蓄し、退職した場合には貯蓄を取り崩して生活するというライフサイクル・モデルの予測と整合的である。大野他(2013)は貯蓄取崩しが世帯所得に依存することを明らかにしているが、金融資産の保有額にも依存することが確認された。

パネルCは、就業状態別の純金融資産NSに対する限界的取崩率(図2の各線グラフの傾き)である。正規の取崩率はゼロを棄却できず、NSに依存せず、一定額の貯蓄を行っていると言える。非正規、自営、無業の取崩率は負で有意であり、NSの取り崩しを確認できるなお、無業の取崩率は-2.60%であり、ホリオカ他(1996)の推計結果とほぼ同じ水準である。また、正規との差を見ると何れの就業状態でも正規より有意に差がある。

従って、仮説1について、就業状態の違いにより貯蓄の傾向が異なることについて支持された。特に正規雇用者は、NSの水準によらず、一定額の貯蓄の積み増しを行っていた。また、非正規・自営であっても、正規雇用者より低いが、依然、純貯蓄は正(ゼロ

も含む)であった。一方、無業になると、NSが正である場合にはNIは負になっていた¹³。また、正規、非正規、自営では、NSが負の場合には、借入の返済が行われていた。

【ここに表3を挿入】

表4は、各変数に対するNIの限界効果である。パネルAは親族介護の限界効果である。これは、就業状態別に親族介護がない場合のNIから、ある場合のNIを引いて算出する。式(3)に対応する。何れの就業形態においても、NSによらず、限界効果は有意ではなかった。パネルBは6大疾病の限界効果である。パネルAの親族介護と同様に限界効果は有意ではなかった。

パネルCは1年以内の退職経験の有無による限界効果である。就業者では退職経験があると、NIが低下する傾向がある。本稿の分析の対象は調査開始時点の正規雇用者であり、退職時に一時金が支給されている可能性が高い。そのためHamaaki (2013)が年金支給について指摘したのと同様に、(10月の収入には反映されていない)一時金の支給によって流動性が高まった効果と考えられる。しかし、この変数は1年以内の退職経験を表すので、退職より一定年数が経過すると、この効果はなくなると解釈できる¹⁴。(1)正規では、NSが15百万円以下で、退職経験があるとNIが有意に低下する。NSがある程度低い家計で、退職一時金による流動性制約緩和の影響が大きいと考えられる。(2)非正規では、NSに関わらず、限界効果は負で有意である。(3)自営、(4)無業では限界効果は有意ではなかった。

パネルDは年金受給の有無によるNIの限界効果である。年金受給があると、NIが高まる傾向がある。これは、支出は一定であり、追加的な年金収入は貯蓄にまわす(取崩しを減らす)ためと考えられる。(1)正規では、NSが減るにつれ、年金受給があるとNIが高まる傾向がある。借入金がある場合には年金により返済が行われていると解釈できる。NSをどこで評価しても限界効果は正で有意である。(2)非正規及び、(4)無業では、NSの水準に関わりなく、年金受給があるとNIが高まる傾向がある。また、無業の限界効果が最も大きい。(3)自営の限界効果は一部を除き有意ではない。従って、自営の一部を除き、年金受給は貯蓄額を高める(取崩を抑制する)傾向があった。これらの結果は、年金により貯蓄性向が高くなるというHamaaki (2013)の指摘と整合的である。ここで、表3のパネルAでは正規と非正規はNSが正の場合にはNIも正であったが、年金で貯蓄を行うのは

¹³ 無業については、以下で年金受給の有無、配偶者収入の有無でそれぞれ評価した詳細な分析を行う。

¹⁴ 退職時の一時的なコストの増加により貯蓄が低下したという解釈も可能である。例えば、一部住民税の前払いや、退職後の旅行などが考えられる。

非合理的な側面がある。なぜなら、年金を受け取らず、繰り下げ受給をすれば、市場金利で運用するよりも将来の年金額が増えるからである¹⁵。それでも年金受給を選択しつつ、貯蓄に回す理由としては、繰り下げ受給の仕組みを知らない、繰り下げ受給の使い勝手が悪い¹⁶、あるいは年金制度の存続や受給可能性に不安を持っている、などが考えられる。

パネル E は配偶者収入の限界効果である。(1)正規、(2)非正規では、NS の水準によらず NI の限界効果は正で有意であり、配偶者に収入があると貯蓄を積み増す傾向がある。配偶者の収入の少なくとも一部が貯蓄されているのは、将来の生活に対する不安（予備的動機）の表れと解釈できる。(4)無業も NS の水準によらず、NI の限界効果は正で有意であり、配偶者の収入により取崩しが抑制されている。(3)自営は有意ではなかった。

従って、仮説 2 については、親族介護と 6 大疾病については支持されなかった。介護や病気では純貯蓄(収支の差)で調整するのではなく、支出項目の内訳を調整していると考えられる。退職経験については、就業者家計では純貯蓄が減少した。年金受給と配偶者収入により純貯蓄は高まる傾向があった。就業者家計では貯蓄を積み増し、退職者家計では貯蓄の取り崩しを抑制する効果があった。

[ここに表 4 を挿入]

表 5 は、無業の純貯蓄 NI について、Appendix の推計結果を利用し、年金受給の有無、配偶者収入の有無別に評価したものであり、式(4)の推計結果である。退職後のライフサイクルにも段階があり、最終的には年金を受給し、配偶者も仕事を辞めることになるが、それ以前の段階では、年金受給の有無や配偶者の収入の有無により、純貯蓄の傾向も異なるはずである。(1)列は、年金受給あり、配偶者収入なしで評価した NI である。この状態はライフサイクルの最終段階と考えられる。純金融資産 NS が 5 百万以下では NI は有意ではなく、公的年金のみに依存して生活していると考えられる。一方、NS が 10 百万円以上では、NI は負で有意であり、ライフサイクルモデルの想定通り貯蓄の取り崩しが行われている。NS が 1,000 万円の場合での年間の取崩額は 28.2 万円であり、他の条件を一定とすると、平均的には 35 年間の取り崩しが可能である。しかし、この結果だけでは、例えば高齢者がそれ以上に長生きするリスクや公的年金の給付水準が低下した場合のリスクに、十分対応できるだけの貯蓄を保有しているとは言い切れない。(2)列は、年金受給あり、配偶者収入ありで評価した NI である。(1)列へ至る途中段階と想定できる。NI は NS

¹⁵ 現状では 5 年まで繰り下げが可能であり、1 年繰り下げることにより、受給額が一生 8.4% 増加する。

¹⁶ 繰り下げ受給する場合は、厚生年金・基礎年金の何れかを繰り下げたり、厚生年金と基礎年金で別の繰り下げ時期を選択できるが、年金額全額を繰り下げる必要があるため生活に必要な金額に限定した繰り下げが難しい。

をどこで評価しても正で有意であり、配偶者の収入は支出にまわらず、純貯蓄の積み増しとなっている。(3)列は年金受給なし、配偶者なしで評価したNIである。分析対象者のほとんどが厚生年金を受給できるはずなので、(1)列へ至るまでの途中段階である。NIはNSをどこで評価しても負で有意であり、純貯蓄を大きく取り崩している。(4)列は年金受給なし、配偶者収入ありで評価したNIである。これも(1)や(2)列へ至る途中段階であり、一時的な状態だと想定できる。NSが5百万以上では、NIは負で有意であり、純貯蓄を取り崩している。一方、NSが0百万以下ではNIは有意ではない。中澤他(2015)は世帯主が就労しているかどうかで貯蓄の符号が変わるとしているが、上記の結果は、世帯主の職の有無に加えて配偶者の収入が貯蓄動向に影響することを示している。

以上により、引退後の年金収入や配偶者収入は、純貯蓄の積み増しや取り崩しの抑制に利用される傾向があった。また、配偶者が働くのを辞めた後も、純貯蓄の取り崩しを確認されたが、取崩額は多くない。これらの背景の1つとして、将来への不安¹⁷(予備的動機)が指摘できる可能性がある。

[ここに表5を挿入]

4. 結論と課題

本稿は厚生労働省の『中高年者縦断調査』を利用して、高齢者家計の貯蓄動向について分析した。2005年時点で正規雇用の既婚男性を対象に、その後の就業状態の違いによる純金融資産と純貯蓄との関係、親族介護の有無、6大疾病の診断、1年以内の退職経験、年金の受給、配偶者の収入の有無と純貯蓄との関連性を分析した。その結果、正規雇用者は純金融資産によらず一定額の純貯蓄があった。非正規・自営においても正規ほどではないが、プラスの純貯蓄があった。無業では、平均的に見ればライフサイクル仮説のように貯蓄の取り崩しがあった。また、1年以内の退職経験は純貯蓄を引き下げる効果があり、流動性制約が緩和されたことが示唆される。年金受給と配偶者の収入は純貯蓄を引き上げる効果があり、将来への不安による可能性がある。親族介護の有無、6大疾病の診断は純貯蓄に影響を与えていなかった。これらの支出は貯蓄の減少ではなく、他の消費を減らすことによって捻出されていると考えられる。無業の家計においては、年金受給があり、配偶者の収入がない場合に、純金融資産が十分にあれば、貯蓄の取り崩しがあった。一方、

¹⁷ 内閣府「国民生活に関する世論調査」(2014)によると、日常生活で悩みや不安を感じていると答えた者の割合は40歳代から60歳代で最も高く、その内容としては「老後の生活設計について」が60%~70%に達している。

年金受給がある家計で、配偶者の収入がある場合には、貯蓄を積み増していた。

本稿の分析の政策的な示唆として、以下の点が挙げられる。まず、高齢者世帯の老後の準備を確保し生活水準の低下を防ぐためには、実務慣行上みられるように定年延長でない嘱託などの非正規雇用、あるいは自営などの形式であったとしても、高齢者の継続的な就労が有効であり、それを促進する必要がある。また、退職後の年金や配偶者の収入がある家計において、それらの収入の全部または一部が貯蓄されている背景に、将来への不安（予備的動機）があるとすると、高齢者雇用を促進し、老後準備を拡充することは、需要サイドからも支出を促し、マクロ経済の刺激に繋がる可能性がある。

最後に今後の課題として、金利低下が貯蓄に与える影響¹⁸、単身者家計の分析¹⁹、持ち家など実物資産を含めた分析²⁰、を挙げておく。

<参考文献>

- Banks, J., R. Blundell, & S. Tanner (1998). “Is There a Retirement-savings Puzzle?” *American Economic Review* 88(4), pp.769-788.
- Engen, E. M., W. G. Gale, C. E. Uccello, C. D. Carroll, & D. I. Laibson (1999). “The Adequacy of Household Saving,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1999(2), pp.65-187.
- Hamaaki, J., (2013) “The Pension System and Household Consumption and Saving Behavior,” *Public Policy Review* 9(4), Policy Research Institute, Ministry of Finance
- Haveman, R., K. Holden, B. Wolfe, & S. Sherlund (2006). “Do Newly Retired Workers in the United States Have Sufficient Resources to Maintain Well-being?” *Economic Inquiry* 44(2), pp.249-264.
- Hayashi, F., A. Ando & R. Ferris (1988) “Life Cycle and Bequest Savings: A Study of

¹⁸ 05年から10年の国債利回りは1%台であった。これが2.0%あるいは3.0%以上であれば、将来への不安があったとしても、それに対処するための貯蓄(積み増し)が大きく減少していた可能性がある。

¹⁹ 単身家計について分析を行ったところ、既婚家計と比較して無業の取崩額が大きくなる傾向があったが、サンプル数が少ないためより詳しい分析ができなかった。

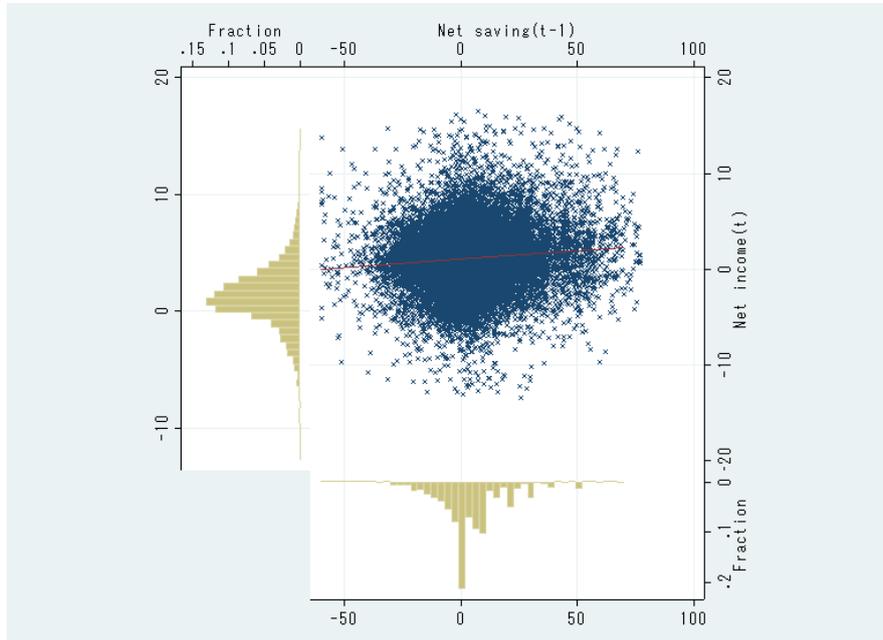
²⁰ 純金融資産(NS)が小さいほど純貯蓄(NI)が大きい理由の1つに、住宅ローンがある世帯ではNSが小さく、それを返済しているためNIが大きくなっていると考えられる。なお、固定効果モデルによる推計(Appendix)では、持ち家を基準とすると、さまざまな賃貸住宅に居住していることは、純貯蓄NIに有意な差をもたらしていない。

- Japanese and U.S. Households Based on Data from the 1984 NSFIE and the 1983 Survey of Consumer Finances,” *Journal of the Japanese and International Economies* 2(4), pp. 450-491.
- Horioka, C. Y. (2010) “The(dis)saving behavior of the aged in Japan,” *Japan and the World Economy* 22(3), pp.151-158.
- Kotlikoff, L. J., A. Spivak, & L. H. Summers (1982). “The Adequacy of Savings,” *American Economic Review* 72(5), pp.1056-1069.
- Moore, J. F., & O. S. Mitchell (1997). “Projected Retirement Wealth and Savings Adequacy in the Health and Retirement Study,” (No. w6240). National Bureau of Economic Research.
- Skinner, J. (2007) “Are You Sure You're Saving Enough for Retirement?” *Journal of Economic Perspectives* 21(3), pp. 59-80.
- Stephens J. M., & T. Unayama (2011) “The Consumption Response to Seasonal Income: Evidence from Japanese Public Pension Benefits,” *American Economic Journal: Applied Economics* 3(4), pp.86-118.
- 宇南山卓 (2009) 「SNA と家計調査における貯蓄率の飛離—日本の貯蓄率低下の要因—」, RIETI Discussion Paper 003, 独立行政法人経済産業研究所.
- 大竹文雄 (1991) 「遺産動機と高齢者の貯蓄・労働供給」 『経済研究』 42(1), 岩波書店, pp.21-30.
- 大野太郎・中津正彦・松田和也・菊田和晃・増田知子 (2014) 「家計の税・保険料負担：『全国消費実態調査』を用いた計測」 『ファイナンシャル・レビュー』 118, 財務省財務総合政策研究所, pp.77-94.
- 大野太郎・中津正彦・三好向洋・松尾浩平・松田和也・片岡拓也・高見漂有一・蜂須賀圭史・増田知子 (2013), 「家計の所得・消費・貯蓄：『全国消費実態調査』『家計調査』『国民生活基礎調査』の比較」, KIER Discussion Paper Series No,1307, 京都大学経済研究所.
- 菊田和晃 (2015), 「高齢者の貯蓄の実態『全国消費実態調査』の個票による分析」, ファイナンス, 財務総合政策研究所 2015年1月号 pp.76-84.
- 厚生労働省(2010) 『平成 22 年簡易生命表の概況』
(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/life/life10/>)

- 厚生労働省(2016)『中高年者縦断調査』(<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/29-6.html>)
- 田中聡一郎・四方理人・駒村康平 (2013),「高齢者の税・社会保障負担の分析—『全国消費実態調査』の個票データを用いて—」『ファイナンシャル・レビュー』115, 財務省財務総合政策研究所, pp.117-133.
- 中澤正彦・菊田和晃・米田泰隆 (2015),「高齢者の貯蓄と資産の実態—『全国消費実態調査』の個票による分析—」, KIER Discussion Paper Series No,1508, 京都大学経済研究所.
- ホリオカ、チャールズ・ユウジ・春日教測・山崎勝代・渡部和孝 (1996)「高齢者の貯蓄行動『日本の高齢者は貯蓄を取り崩しているか?—マイクロ・データによる分析を踏まえて』, 高山憲之・チャールズ・ユウジ・ホリオカ・太田清編『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』, 日本評論社, pp.55-111.
- 八代尚宏・前田芳昭 (1994)「日本における貯蓄のライフサイクル仮説の妥当性」『日本経済研究』27, 日本経済研究センター, pp.57-76.

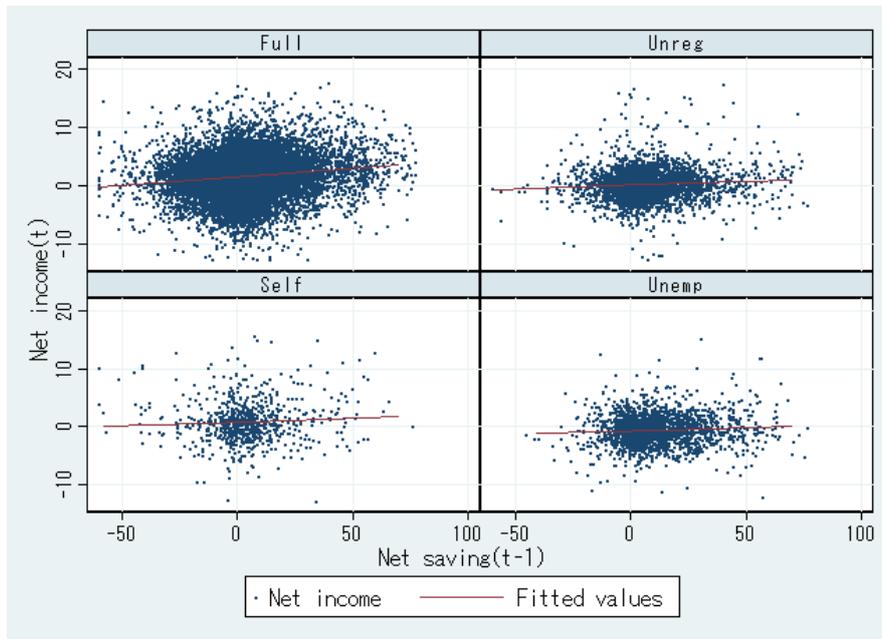
図 1 : 純金融資産と純貯蓄の散布図とヒストグラム

パネルA: 純金融資産と純貯蓄の散布図



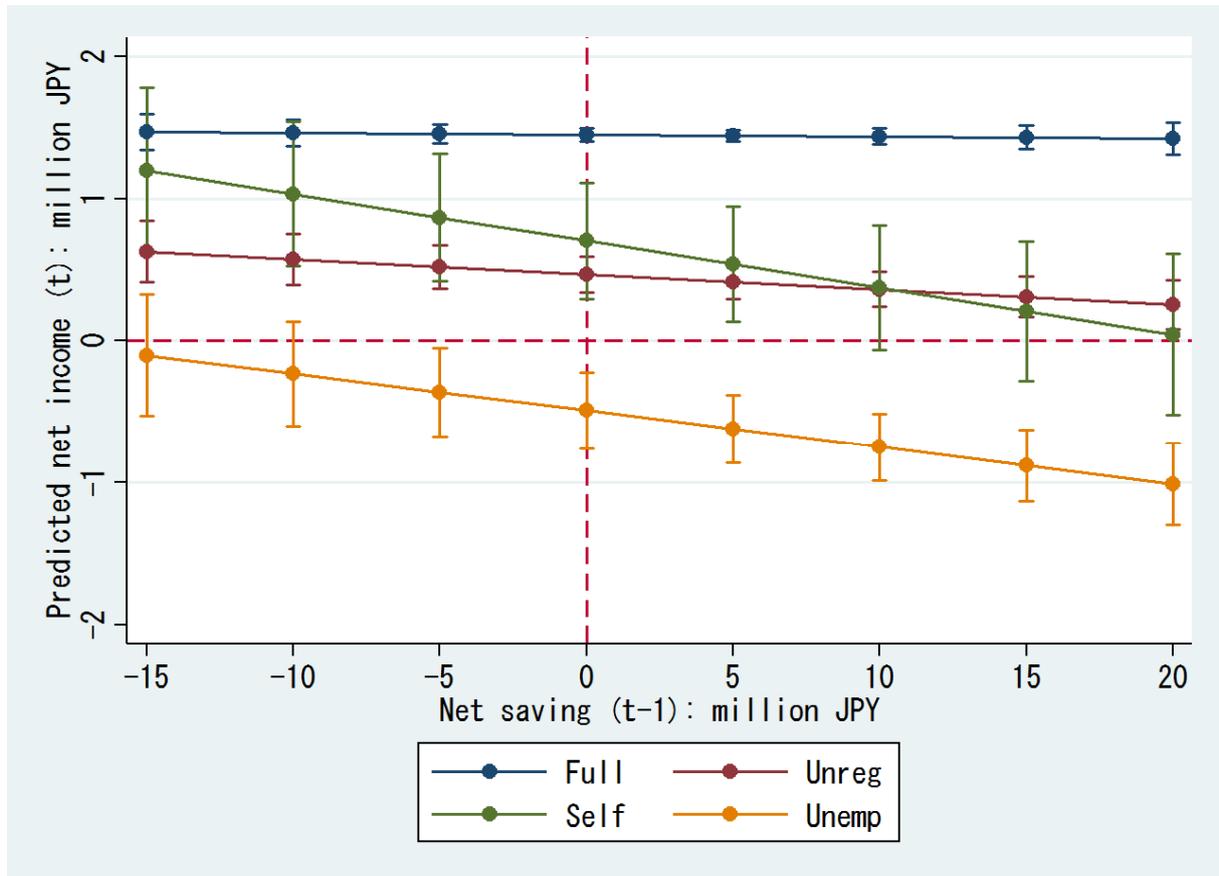
注：横軸は前年度の純金融資産(Net saving (t-1)、単位：百万円)、縦軸は純貯蓄(Net Income (t)、単位：年百万円)である。図中の赤線はOLSによる推計結果である。

パネルB: 就業状態別の散布図



注：横軸は前年度の純金融資産(Net saving (t-1)、単位：百万円)、縦軸は純貯蓄(Net Income (t)、単位：年百万円)である。Full は正規、Unreg は非正規、Self は自営、Unemp は無業を表す。図中の赤線はOLSによる推計結果である。

図2：純金融資産と純貯蓄の関係



注：Appendixにある推計結果を利用して、正規(Full)、非正規(Unreg)、自営(Self)、無業(Unemp)の純貯蓄の期待値(Predicted net income)を算出したもの。図中の各ひげは期待値の95%信頼区間を表す。純貯蓄、就業状態以外の変数は観測値で評価。純貯蓄単位は年百万円、純金融資産は百万円。

表 1 : 就業形態・年齢別サンプル数

パネル 1 : 年齢別のサンプル数

	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	合計
50歳	531	0	0	0	0	0	531
51	535	531	0	0	0	0	1,066
52	583	535	531	0	0	0	1,649
53	609	583	535	531	0	0	2,258
54	652	609	583	535	531	0	2,910
55	629	652	609	583	535	531	3,539
56	761	629	652	609	583	535	3,769
57	681	761	629	652	609	583	3,915
58	666	681	761	629	652	609	3,998
59	449	666	681	761	629	652	3,838
60	0	449	666	681	761	629	3,186
61	0	0	449	666	681	761	2,557
62	0	0	0	449	666	681	1,796
63	0	0	0	0	449	666	1,115
64	0	0	0	0	0	449	449
合計	6,096	6,096	6,096	6,096	6,096	6,096	36,576

パネル 2 : 就業形態別のサンプル数

	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	合計
正規	6,096	5,530	5,082	4,634	4,072	3,593	29,007
非正規	0	296	582	862	1,153	1,382	4,275
自営	0	92	150	207	219	268	936
無業	0	178	282	393	652	853	2,358
合計	6,096	6,096	6,096	6,096	6,096	6,096	36,576

表 2 : 記述統計

パネル A : 全体

変数	単位	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
本人年収	年万円	36,379	428.37	(310.88)	0	3414.5
配偶者年収	年万円	34,099	116.95	(204.45)	0	3600
家計年数	年万円	33,941	551.05	(385.62)	0	6688.25
支出	年万円	35,066	405.27	(196.32)	0	2160
純貯蓄 (NI: Net income)	年百万円	32,403	1.30	(2.82)	-12.793	15.6645
金融資産額	百万円	35,086	9.29	(12.47)	0	85
借入額	百万円	35,023	4.63	(9.01)	0	101.37
純金融資産額 (NS: Net saving)	百万円	33,649	4.76	(15.58)	-60	70
就業状態・正規 (Full)	(d)	36,576	0.79	(0.41)	0	1
就業状態・非正規 (Unreg)	(d)	36,576	0.12	(0.32)	0	1
就業状態・自営 (Self)	(d)	36,576	0.03	(0.16)	0	1
就業状態・無業 (Unemp)	(d)	36,576	0.06	(0.25)	0	1
親族介護	(d)	36,576	0.08	(0.27)	0	1
6大疾病	(d)	36,576	0.44	(0.50)	0	1
年金受給	(d)	36,417	0.14	(0.35)	0	1
退職経験	(d)	36,236	0.08	(0.28)	0	1
配偶者収入あり	(d)	34,325	0.57	(0.49)	0	1
扶養子供	(d)	36,576	0.22	(0.42)	0	1
住居・持家	(d)	36,571	0.91	(0.29)	0	1
住居・借家	(d)	36,571	0.06	(0.24)	0	1
住居・社宅	(d)	36,571	0.02	(0.14)	0	1
住居・その他	(d)	36,571	0.01	(0.10)	0	1
年齢	歳	36,576	57.09	(3.23)	50	64

注 : (d) はダミー変数を表す。

パネルB：就業状態別の純貯蓄

		2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	全体
正規	Avg.	2.04	1.89	2.02	0.84	0.93	1.62	1.63
	Std.	(2.39)	(2.56)	(2.55)	(3.23)	(3.18)	(2.93)	(2.81)
	N	5,660	5,070	4,640	3,904	3,191	3,246	25,711
非正規	Avg.		0.18	0.24	-0.11	0.15	0.40	0.20
	Std.		(2.42)	(2.16)	(2.16)	(2.18)	(2.27)	(2.23)
	N		261	533	744	989	1,256	3,783
自営	Avg.		1.18	1.11	0.68	0.54	1.24	0.94
	Std.		(2.82)	(3.32)	(3.67)	(3.40)	(3.34)	(3.38)
	N		78	132	171	179	240	800
無業	Avg.		-0.64	-0.43	-0.83	-0.84	-0.31	-0.58
	Std.		(2.31)	(2.36)	(2.48)	(2.15)	(2.47)	(2.37)
	N		158	261	345	553	792	2,109
合計	Avg.	2.04	1.73	1.71	0.58	0.56	1.05	1.30
	Std.	(2.39)	(2.61)	(2.62)	(3.11)	(2.97)	(2.85)	(2.82)
	N	5,660	5,567	5,566	5,164	4,912	5,534	32,403

パネルC：就業状態別の純金融資産

		2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	全体
正規	Avg.	1.84	2.85	3.59	3.86	4.77	5.30	3.51
	Std.	(14.84)	(14.82)	(15.05)	(14.87)	(15.84)	(15.76)	(15.18)
	N	5,450	5,110	4,711	4,302	3,773	3,328	26,674
非正規	Avg.		5.46	7.95	8.11	9.15	9.09	8.51
	Std.		(15.32)	(15.36)	(14.66)	(15.74)	(15.68)	(15.45)
	N		261	533	800	1,078	1,279	3,951
自営	Avg.		1.75	3.35	4.24	5.33	5.88	4.59
	Std.		(14.99)	(16.93)	(17.28)	(17.20)	(17.29)	(17.01)
	N		82	132	189	199	243	845
無業	Avg.		12.27	12.94	13.95	12.75	13.51	13.21
	Std.		(17.25)	(18.12)	(16.10)	(15.91)	(15.91)	(16.32)
	N		164	264	363	608	780	2,179
合計	Avg.	1.84	3.23	4.44	5.12	6.48	7.32	4.76
	Std.	(14.84)	(15.01)	(15.45)	(15.26)	(16.11)	(16.09)	(15.58)
	N	5,450	5,617	5,640	5,654	5,658	5,630	33,649

注：パネルBの純貯蓄の単位は年百万円、パネルCの純金融資産の単位は百万円。2005年時点で正規のサンプルに限定しているため、2005年の非正規、自営、無業のデータはない。

表 3 : 就業状態別の取崩額・取崩率

パネル A : 就業状態別の純貯蓄 (NI) 予測値

NS	(1) 正規		(2) 非正規		(3) 自営		(4) 無業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
-15	1.467	(0.064) **	0.627	(0.11) **	1.197	(0.299) **	-0.102	(0.22)
-10	1.461	(0.049) **	0.574	(0.092) **	1.032	(0.259) **	-0.231	(0.188)
-5	1.455	(0.034) **	0.521	(0.077) **	0.868	(0.228) **	-0.361	(0.16) *
0	1.449	(0.022) **	0.468	(0.065) **	0.703	(0.209) **	-0.491	(0.137) **
5	1.443	(0.02) **	0.414	(0.06) **	0.539	(0.208) **	-0.621	(0.122) **
10	1.437	(0.029) **	0.361	(0.063) **	0.374	(0.223)	-0.751	(0.119) **
15	1.431	(0.042) **	0.308	(0.073) **	0.209	(0.251)	-0.880	(0.129) **
20	1.425	(0.058) **	0.255	(0.087) **	0.045	(0.29)	-1.010	(0.148) **

パネル B : 純貯蓄の正規に対する限界効果

NS	(5) 差:(2)非正規-(1)正規		(6) 差:(3)自営-(1)正規		(7) 差:(4)無業-(1)正規	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
-15	-0.840	(0.112) **	-0.271	(0.302)	-1.569	(0.223) **
-10	-0.887	(0.096) **	-0.429	(0.263)	-1.693	(0.192) **
-5	-0.934	(0.082) **	-0.588	(0.233) *	-1.816	(0.165) **
0	-0.982	(0.073) **	-0.746	(0.215) **	-1.940	(0.143) **
5	-1.029	(0.069) **	-0.905	(0.214) **	-2.064	(0.129) **
10	-1.076	(0.073) **	-1.063	(0.228) **	-2.188	(0.128) **
15	-1.123	(0.082) **	-1.222	(0.257) **	-2.311	(0.138) **
20	-1.170	(0.096) **	-1.380	(0.294) **	-2.435	(0.158) **

注：Appendix にある推計結果を基に算出。純金融資産(NS)の単位は百万円、純貯蓄は年百万円。**は 1%有意水準、*は 5%有意水準を表す。標準誤差はデルタ法による。

パネル C：就業形態の違いによる純金融資産に対する限界取崩率（傾き）

	平均	標準偏差	
正規	-0.12%	(0.33%)	
非正規	-1.06%	(0.44%)	*
自営	-3.29%	(1.20%)	**
無業	-2.60%	(0.78%)	**
差(非正規－正規)	-0.94%	(0.45%)	*
差(自営－正規)	-3.17%	(1.20%)	**
差(無業－正規)	-2.48%	(0.79%)	**

注：Appendixにある推計結果を基に算出。取崩率は図2の傾きを表す。標準誤差はデルタ法による。
**は1%有意水準、*は5%有意水準を表す。

表 4 : その他変数の就業状態別の限界効果

パネル A : 親族介護に対する限界効果

NS	(1) 正規		(2) 非正規		(3) 自営		(4) 無業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
-15	-0.042	(0.164)	-0.414	(0.305)	-0.412	(0.726)	0.212	(0.304)
-10	-0.041	(0.136)	-0.385	(0.259)	-0.456	(0.640)	0.165	(0.268)
-5	-0.039	(0.112)	-0.357	(0.219)	-0.501	(0.563)	0.119	(0.236)
0	-0.038	(0.095)	-0.329	(0.186)	-0.546	(0.498)	0.073	(0.208)
5	-0.036	(0.090)	-0.300	(0.166)	-0.591	(0.449)	0.026	(0.189)
10	-0.035	(0.098)	-0.272	(0.163)	-0.636	(0.422)	-0.020	(0.179)
15	-0.033	(0.117)	-0.243	(0.178)	-0.681	(0.423)	-0.066	(0.180)
20	-0.032	(0.142)	-0.215	(0.208)	-0.726	(0.450)	-0.113	(0.193)

パネル B : 6 大疾病に対する限界効果

NS	(1) 正規		(2) 非正規		(3) 自営		(4) 無業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
-15	-0.044	(0.101)	-0.215	(0.185)	-0.236	(0.500)	-0.206	(0.223)
-10	-0.047	(0.086)	-0.207	(0.159)	-0.126	(0.432)	-0.194	(0.194)
-5	-0.049	(0.074)	-0.199	(0.137)	-0.017	(0.377)	-0.183	(0.167)
0	-0.052	(0.066)	-0.192	(0.121)	0.093	(0.341)	-0.171	(0.145)
5	-0.055	(0.066)	-0.184	(0.112)	0.202	(0.329)	-0.160	(0.131)
10	-0.057	(0.072)	-0.176	(0.112)	0.312	(0.345)	-0.149	(0.126)
15	-0.060	(0.083)	-0.168	(0.122)	0.422	(0.385)	-0.137	(0.132)
20	-0.063	(0.098)	-0.161	(0.139)	0.531	(0.442)	-0.126	(0.148)

パネル C : 退職経験に対する限界効果

NS	(1) 正規		(2) 非正規		(3) 自営		(4) 無業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
-15	-0.585	(0.222) **	-0.394	(0.156) *	-0.327	(0.455)	-0.055	(0.225)
-10	-0.574	(0.173) **	-0.399	(0.132) **	-0.327	(0.390)	-0.041	(0.189)
-5	-0.562	(0.134) **	-0.403	(0.111) **	-0.327	(0.332)	-0.028	(0.155)
0	-0.551	(0.117) **	-0.408	(0.097) **	-0.327	(0.285)	-0.015	(0.128)
5	-0.539	(0.131) **	-0.412	(0.093) **	-0.327	(0.256)	-0.001	(0.110)
10	-0.528	(0.167) **	-0.416	(0.100) **	-0.326	(0.252)	0.012	(0.108)
15	-0.516	(0.216) *	-0.421	(0.116) **	-0.326	(0.272)	0.025	(0.121)
20	-0.505	(0.269)	-0.425	(0.138) **	-0.326	(0.313)	0.039	(0.146)

パネル D : 年金受給に対する限界効果

NS	(1) 正規		(2) 非正規		(3) 自営		(4) 無業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
-15	0.557	(0.169) **	0.772	(0.155) **	0.071	(0.517)	0.943	(0.225) **
-10	0.528	(0.146) **	0.754	(0.133) **	0.173	(0.447)	0.998	(0.191) **
-5	0.499	(0.125) **	0.736	(0.113) **	0.276	(0.384)	1.053	(0.160) **
0	0.470	(0.111) **	0.717	(0.099) **	0.379	(0.335)	1.108	(0.135) **
5	0.440	(0.103) **	0.699	(0.093) **	0.481	(0.304)	1.163	(0.120) **
10	0.411	(0.105) **	0.680	(0.096) **	0.584	(0.298)	1.218	(0.119) **
15	0.382	(0.115) **	0.662	(0.107) **	0.687	(0.319) *	1.272	(0.131) **
20	0.353	(0.132) **	0.644	(0.125) **	0.789	(0.361) *	1.327	(0.155) **

パネル E : 配偶者収入ありに対する限界効果

NS	(1) 正規		(2) 非正規		(3) 自営		(4) 無業	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
-15	0.936	(0.096) **	0.878	(0.173) **	0.651	(0.461)	1.030	(0.248) **
-10	0.974	(0.082) **	0.854	(0.147) **	0.597	(0.395)	1.014	(0.210) **
-5	1.011	(0.071) **	0.831	(0.125) **	0.544	(0.339)	0.998	(0.177) **
0	1.048	(0.066) **	0.807	(0.109) **	0.491	(0.299)	0.982	(0.151) **
5	1.085	(0.066) **	0.783	(0.100) **	0.437	(0.282)	0.966	(0.135) **
10	1.123	(0.073) **	0.759	(0.101) **	0.384	(0.293)	0.951	(0.134) **
15	1.160	(0.085) **	0.735	(0.111) **	0.331	(0.328)	0.935	(0.149) **
20	1.197	(0.100) **	0.711	(0.129) **	0.277	(0.381)	0.919	(0.174) **

注：Appendix にある推計結果を基に算出。対象となっている変数以外は観測値で評価。純金融資産(NS)の単位は百万円、純貯蓄は年百万円。括弧内は標準誤差を表す。標準誤差はデルタ法による。**は 1%有意水準、*は 5%有意水準を表す。

表5：無業の年金受給有無、配偶者収入有無別に評価した純貯蓄

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	年金受給 配偶者収入 NS	あり なし 平均 標準偏差	あり あり 平均 標準偏差	あり あり 平均 標準偏差	なし なし 平均 標準偏差	なし なし 平均 標準偏差	なし あり 平均 標準偏差	なし あり 平均 標準偏差
-15	0.104	(0.247)	1.134	(0.28) **	-0.839	(0.266) **	0.191	(0.296)
-10	0.027	(0.214)	1.041	(0.239) **	-0.971	(0.229) **	0.043	(0.25)
-5	-0.050	(0.184)	0.948	(0.203) **	-1.103	(0.196) **	-0.105	(0.209)
0	-0.128	(0.158)	0.855	(0.172) **	-1.235	(0.17) **	-0.253	(0.177)
5	-0.205	(0.138)	0.762	(0.151) **	-1.367	(0.154) **	-0.401	(0.157) *
10	-0.282	(0.128) *	0.668	(0.144) **	-1.500	(0.15) **	-0.549	(0.156) **
15	-0.359	(0.129) **	0.575	(0.153) **	-1.632	(0.161) **	-0.697	(0.173) **
20	-0.436	(0.142) **	0.482	(0.175) **	-1.764	(0.183) **	-0.845	(0.205) **

注：Appendixにある推計結果を基に、年金受給と配偶者収入の有無で評価して算出。退職経験はなしで評価。親族介護、6大疾病に関しては観測値で評価。純金融資産(NS)の単位は百万円、純貯蓄は年百万円。括弧内は標準誤差を表す。標準誤差はデルタ法による。**は1%有意水準、*は5%有意水準を表す

Appendix : 固定効果モデルによる推計結果[被説明変数は純貯蓄 (NI)]

	回帰係数	標準誤差		回帰係数	標準誤差
純金融資産(NS)	-0.004	(0.005)			
非正規	-0.817	(0.119) **			
自営	-0.464	(0.362)			
無業	-2.024	(0.195) **			
非正規×NS	-0.004	(0.007)			
自営×NS	-0.036	(0.021)			
無業×NS	-0.022	(0.010) *			
親族介護	-0.038	(0.095)	退職経験	-0.551	(0.117) **
親族介護×NS	0.000	(0.007)	退職経験×NS	0.002	(0.012)
親族介護×非正規	-0.291	(0.203)	退職経験×非正規	0.143	(0.149)
親族介護×自営	-0.508	(0.503)	退職経験×自営	0.224	(0.310)
親族介護×無業	0.110	(0.227)	退職経験×無業	0.536	(0.170) **
親族介護×非正規×NS	0.005	(0.013)	退職経験×非正規×NS	-0.003	(0.014)
親族介護×自営×NS	-0.009	(0.023)	退職経験×自営×NS	-0.002	(0.020)
親族介護×無業×NS	-0.010	(0.011)	退職経験×無業×NS	0.000	(0.015)
6大疾病	-0.052	(0.066)	年金受給	0.470	(0.111) **
6大疾病×NS	-0.001	(0.004)	年金受給×NS	-0.006	(0.006)
6大疾病×非正規	-0.140	(0.118)	年金受給×非正規	0.248	(0.137)
6大疾病×自営	0.145	(0.342)	年金受給×自営	-0.091	(0.345)
6大疾病×無業	-0.119	(0.146)	年金受給×無業	0.638	(0.169) **
6大疾病×非正規×NS	0.002	(0.007)	年金受給×非正規×NS	0.002	(0.008)
6大疾病×自営×NS	0.022	(0.019)	年金受給×自営×NS	0.026	(0.019)
6大疾病×無業×NS	0.003	(0.008)	年金受給×無業×NS	0.017	(0.010)
配偶者収入	1.048	(0.066) **			
配偶者収入×NS	0.007	(0.004)			
配偶者収入×非正規	-0.242	(0.110) *			
配偶者収入×自営	-0.557	(0.303)			
配偶者収入×無業	-0.066	(0.155)			
配偶者収入×非正規×NS	-0.012	(0.007)			
配偶者収入×自営×NS	-0.018	(0.018)			
配偶者収入×無業×NS	-0.011	(0.010)			
扶養子供	-0.034	(0.078)			
住居・賃貸	0.073	(0.221)			
住居・社宅	0.477	(0.310)			
住居・その他	0.151	(0.233)			
60歳以上	-0.149	(0.069) *			
2007年	0.085	(0.038) *			
2008年	-0.882	(0.050) **			
2009年	-0.784	(0.055) **			
2010年	-0.236	(0.056) **			
定数	1.246	(0.063) **			
N	24,384				

注：NSは純金融資産、数値は回帰係数、括弧内は標準誤差を表す。**は1%有意水準、*は5%有意水準を表す。標準誤差はサンプルIDでクラスター化して推計した。上記の全説明変数を同時に投入して推計しているが、年金受給と退職経験、及び交差項の係数等はスペースの関係から横に並べて表示している。

第6章：厚生年金分割制度が 世帯内資源の配分や主観的厚生に与える影響¹

坂本 和靖² 森田 陽子³

2017/05/25

要旨

本章は、厚生労働省『中高年者縦断調査』を利用して、2007～2008年度にかけて施行された厚生年金分割制度(合意年金分割制度、3号年金分割制度)が夫妻間の資源や主観的厚生に与える影響を検証した。こちらの制度は、離婚時における妻の年金水準が低いという問題解消のため、夫の厚生年金を分割し、高齢期生活を補助することを目指したものである。同一世帯を継続調査しているというパネル調査という特性を生かし、厚生年金分割制度前後(2006～2008年)における、制度が適用される世帯とされない世帯、それぞれの世帯における生活時間や主観的厚生の変動を比較した。分析の結果、制度が適用される世帯では、妻の社会活動に対する満足度(趣味・教養、友達つきあい)が向上するという結果が得られた。世帯内における(一部の)年金の受け取り手を変更するという政策変更が、妻の生活時間に与える影響は確認できなかった。

キーワード：年金分割、政策評価、世帯内分配、パネルデータ

JELコード：D12, D13, I31, I38, J22

¹本研究は厚生労働科学研究費補助金による研究「中高年者縦断調査を利用した高齢者の行動に関するグローバル視点からの学際研究－雇用・年金・医療・介護に関する実証分析－(H27-統計-一般-004)」の一部として実施した。財政支援及びデータ提供に深く感謝したい。本章執筆にあたり、北村智紀先生に様々なご配慮をいただいた、記して感謝したい。なお本論文は、坂本(2008)に大きく依拠している。

²群馬大学社会情報学部 E-mail: k.sakamoto@gunma-u.ac.jp

³名古屋市立大学大学院経済学研究科 E-mail: moritayo@econ.nagoya-cu.ac.jp

1. はじめに

2007年から2008年にかけて、日本では、2つの厚生年金の分割制度が開
始された。はじめに、2007年4月に厚生年金の「合意分割制度」が始まった。
これは、2007年4月以降に離婚した者を対象に、「夫婦間の合意」か「裁判所の
決定」があれば、婚姻期間中の当事者の厚生年金（共済年金）の標準報酬⁴を分
割できる制度である（最大2分の1まで）。次に、2008年4月に厚生年金の「3
号分割制度」が開始された。これは、国民年金の3号被保険者（サラリーマンの
妻など）であった者を対象に、2008年5月以降に離婚した場合、第3号被保険
期間中（2008年4月以降）の相手方の厚生年金（共済年金）の標準報酬を自動
的に2分の1ずつ分割できる制度となっている。これらの制度は、離婚後の妻の
高齢期生活を（夫の厚生年金を分割することで）補助することを目的としている。

離婚後に妻が得られる利得が増えることで、何が起きるのか。考えられる
帰結として、第一に、妻（パート就業・専業主婦）にとって、離婚に対する金銭
的インセンティブが高くなる。なぜなら、離婚に際し、相当額の財産分与・慰謝
料がない場合、老後は老齢基礎年金の受給のみで生活しなければならず、妻は経
済的不安から離婚に踏み切りにくかったが、この制度により、夫の厚生年金の一
部も受給できることで、多少なりとも、経済的不安が軽減され、離婚に踏み出し
やすくなるからである。第二に、「離婚」という選択肢が（制度施行前に比べて）
現実味を帯びることで、夫婦間関係における力関係に影響し、世帯内における資
源配分（余暇時間、支出、貯蓄）が妻にとって有利となることが予想される⁵。筆
者らの興味は後者の点にある⁶。

本章では、厚生労働省が2005年より毎年11月に実施している『中高年
縦断調査（Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons）』の2005

⁴ 標準報酬とは、厚生年金保険料の算定の基礎となった標準報酬月額と標準賞与額のことをさす。

⁵ この点については、小原（2008）においていち早く指摘されている。

⁶ 前者の点については、日本の事例については福田（2008）を、海外の事例についてはKneip and Bauer（2009）参照されたい。

年分(第1回)~2008年分(第4回)調査分を用いて、年金分割制度(合意分割制度、第3号分割制度)の実施が世帯内における資源配分行動や妻の主観的厚生に与える影響について考察する。

本章の構成は以下の通りである。具体的な分析に入る前に、第2節では、離婚後の資産配分に関する法律の変更が、夫妻の行動に与える影響を考察した先行研究の整理、第3節では、分割制度実施前後で、世帯内の資源配分にどのような影響を与えたか記述統計量からの考察、第4、5節では、Propensity Score Matching 推計を用いて制度による影響を考察したい。

2. 先行研究

本節では、年金や離婚制度に関する制度変更に伴う、世帯内の資源配分の変化について扱った先行研究の整理を行いたい。Aura (2005) では、アメリカでの年金関連法の改正(退職公平法Retirement Equity Act、以下REACT6))によって、既婚の年金制度加入者の配偶者に遺族給付の権利を付与されることが、世帯内の資源配分にどのような影響を与えているかについて、Nash Bargaining Modelを用いて検証している。この改正は、妻が年金受給を放棄するとした同意書を提出しない限り(署名要件)、死亡するまで夫婦間で半分の年金額の受給が保障されるものであった。

Aura (2005) では、REACTの署名要件が、妻の“Outside Option”(離婚した場合の妻の相対的な効用レベル(McElroy and Horney 1981))を向上させ、Nash Bargaining Model下では、妻の効用は高くなったことを示し、実証分析において、REACTは寡婦状態への所得移転の額(遺族年金と生命保険の合計)を増加させ、また、妻の個人消費をも増加させる結果を導いた。

年金改正だけでなく、アメリカの州別の離婚法の変更(Mutual-Consent Divorce【合意によってしか離婚が認められない】からUnilateral Divorce【一方の意思のみでも離婚が認められる】への変更)も“Outside Option”を高めるものとして、Grey (1998) やWolfers (2006) やKneip and Bauer (2009)では、

Unilateral Divorceの導入が離婚確率を引き上げることを検証している。また、Chiappori, Fortin and Lacroix (2002) では、Collective Modelを用いて、離婚する際の規定のみならず、離婚後の共有財産権の扱い方などを“Distribution Factors”（互いの効用や予算制約は変えないが夫婦の交渉関係を変えるもの。Extrahousehold Environmental Parameters (McElroy 1990) ともいわれる)を用いて、女性にとって望ましい離婚制度は、有配偶女性の労働時間を削減するとしている。しかしながら、先行研究によっては、資産分配に関する法律が以前からあるかどうかにかかわらず、Unilateral divorceが、女性の労働供給を増加させる (Betsey 2008, Fernandez and Wong 2014) などの実証結果が得られており、労働供給については、一致した結果が得られていない。さらに、本章では主題となっていないが、離婚率に対する影響では、Tjotta and Vaage (2008) では、ノルウェーのパネル調査を用いて、子どものいる世帯への公的移転（児童扶養手当など）が離婚に与える影響をみており、公的移転額が多いほど、離婚確率が上昇し、またその移転が夫の分より妻の分が多いほど離婚確率が高くなることが証明されている。

同じく年金制度の改正の影響を考察した研究としては、南アフリカの高齢者年金プログラムの改正（受給対象者の拡大、資産調査や受取年金額の公平化）による、世帯内資源の配分への影響をみた一連の研究がある。Duflo (2003) では、年金プログラムの改正による非労働所得の増加が、同居孫の栄養状態に与える影響を検証し、受給者が女性（祖母）である場合、女子（孫）の身体的状態に正の影響を与えることが確認された（祖父による男子への影響はみられなかった）。Bertrand, Mullainathan and Miller (2003) では、南アフリカにおける年金プログラムが、年金受給者と同居している生産年齢者の労働時間の抑制に働いており、特にその長子の労働時間の減少分が大きくなるなど、制度改正に伴い、資源配分の変化を示している。

本章では、2007年4月から実施された、厚生年金分割制度（「合意分割制度」「3号分割制度」）は、夫婦間の交渉関係に影響し、妻側の“Outside Option”

が高まることで、世帯内における資源、特に就業時間、余暇時間、介護時間、育児時間などの生活時間や、生活満足度(趣味・教養、社会参加活動、近所づきあい、友達づきあい、無報酬の仕事、家事、身内の介護、自分の孫や子供の世話など)や健康状態などの主観的厚生に影響が生じるかどうか、生じるならば、それは妻にとって有利なものであるかについて検証したい。

3. 年金分割制度前後の生活時間、主観的厚生などの変化

本節では、年金分割が実施した2007年4月以降とそれ以前の世帯内における生活時間配分や主観的個性を比較するべく、中高年縦断調査の第1回調査(2005年11月実施)、第2回調査(2006年11月実施)と第4回調査(2008年11月実施)の情報の記述的統計量を用いた。ここで用いた対象者は、2つの調査期間内(2006年～2008年)において、婚姻関係を継続させている有配偶世帯とする。本調査の対象者は、2005年10月末現在で50～59歳であった全国の男女を対象とし、そのうち、前回調査又は前々回調査において協力を得られた者を客体とした。

本節では以下のような比較を行なっている。厚生年金分割制度の適用世帯、つまり夫がサラリーマンかどうか(Treatment Group: 2006年時点で夫が正規雇用あるいは非正規雇用に就いている世帯⁷、Control Group: 2006年時点で夫が自営⁸か無業である世帯⁹)にわけて、厚生年金分割の影響を検証した。

また、制度実施前年(2006年)と制度実施年(2007年、2008年)だけではなく、制度実施以前からの制度開始のアナウンスメント効果¹⁰による影響があったこと(既に2004年年金改革にて決定していた)も考慮し、制度実施前々年(2005年)との比較もあわせて行った(表1)。

⁷ 会社・団体等の役員、正規の職員・従業員に就いているもの。

⁸ 農林漁業、小規模の商業・工業・サービス業、自由業、内職に就いているもの。

⁹ 家族従事者、パート・アルバイト、労働者派遣事業所の派遣社員、契約社員・嘱託、家庭での内職など、その他に就いているもの。

¹⁰ 本来は金融用語として用いられており、「公定歩合の変更にともない、たとえば引き締め政策であれば民間経済主体が総需要の抑制などの政策効果を予想し、貸出金利の実際の変更等を待たず、あらかじめ生産、消費活動の抑制など、期待される政策効果と同じ方向の行動をとること」(館編 1994: 231)をさしている。本章では、2004年年金改革によって公的年金分割制度実施が確定された以降、制度の実施を待たずに、それを見越した行動が、世帯内資源の配分に与える影響として用いている。

【ここに表 1 を挿入】

以下では、妻の生活時間(就業時間、余暇時間、家事時間、育児時間)、妻の社会活動に関する満足度(趣味・娯楽、社会参加活動[地域行事、ボランティア、高齢者支援等]、近所づきあい、友達づきあい、無報酬の仕事[民生委員、保護司、PTA役員等]、家事、身内の介護、自分の孫や子供の世話)、妻の健康状態の比較を行っている。制度改正がそれぞれの行動や満足度など与える影響について考えられることとして、前述した通り、離婚後の年金水準が引きあがることで、女性にとって、「離婚」という選択肢が夫妻間における交渉のカードとなり、夫婦間関係における力関係に影響し、世帯内における資源配分が妻にとって有利となり、主観的厚生を高めることなどが予想される。

本章では、それぞれの満足度の内容を、大変満足、満足、普通、不満、大変不満をそれぞれ5、4、3、2、1点と換算している。また、健康状態については、大変良い、良い、どちらかといえば良い、どちらかといえば悪い、悪い、大変悪いをそれぞれ6、5、4、3、2、1点と換算した

次節では、各Groupの平均値のDifference in Differences (DID) 推計から、制度開始前後における世帯内資源の変化分をみることで、制度の影響についてみていきたい。

(1) 厚生年金分割制度前年(2006年)と施行以降比較(2008年)

一つ目の比較では、厚生年金分割の対象となる夫がサラリーマンである世帯(厚生年金・共済年金加入者)をTreatment Groupとし、夫が非サラリーマンである世帯である場合をControl Groupとした比較を行っている(表2)。

【ここに表 2 を挿入】

ここでは、厚生年金加入者の制度実施前後の階差 ($Y_{1,2008} - Y_{1,2006}$) と厚生年金非加入者の階差 ($Y_{0,2008} - Y_{0,2006}$) の差分 (DID: $\delta = (Y_{1,2008} - Y_{1,2006}) - (Y_{0,2008} - Y_{0,2006})$) を比較している。まず、生活時間の変化についてみると、妻の就業時間は、制度改正前、改正後ともに、Treatment Groupの方が短くなっているが、減少幅を比較すると、改正後の減少幅が短く、改正前後で比較すると2.33時間増加している。また、妻の余暇時間では、制度改正前、改正後ともに、Treatment Groupの方が長くなっており、改正前後で比較すると、改正後の方が、0.43時間増加している。

妻の育児時間では、改正前は、Treatment Groupの方が育児時間が短かったのが、改正後は、Control Groupの方が長くなり、改正前後で、Treatment Groupの方が0.44時間長くなる。妻の介護時間では、改正前も改正後も、Treatment Groupの方が介護時間が短いですが、改正前後で比較すると、0.05時間増かほとんど変化がみられない。

制度改正以降は、厚生年金分割の対象となる世帯(Treatment Group)ほど、妻に有利な形で生活時間の変化が見られると予想された。余暇時間の増加した点はそれに沿っていたものの、それ以外の就業時間、家事時間の増加は予想とは反する結果となった。

次に、主観的厚生を示す、妻の社会活動に対する満足度、健康状態をみると、ほとんどの項目で大きな変化が見られなかったが、Treatment GroupとControl Groupとの間で差が大きい項目としては、趣味・娯楽において、制度改正前後ともに、Treatment Groupの方が満足度が高く、改正前後を比較すると、Treatment Groupの方が幾分か満足が高くなっているがその差は小さい(表3)。

【ここに表3を挿入】

年金分割制度開始に伴い、夫が厚生年金に加入している世帯(Treatment Group)ほど、妻にとって有利な変化が見られると考えられたが、余暇時間の減少、

趣味・娯楽に対する満足度の増加は見られたものの、それ以外の項目では予想通りの結果が得られなかった。

(2) 厚生年金分割制度前々年(2005年)と施行以降比較(2008年)

次に、制度改正前年(2006年)ではなく、制度実施以前からの制度開始のアナウンスメント効果を考慮し、制度改正前々年(2005年)と制度改正以降年(2008年)を比較した。

【ここに表4を挿入】

まず、生活時間をみると、妻の就業時間は、制度改正前、改正後ともに、Treatment Groupの方が短くなっているが、減少幅を比較すると、改正後の減少幅が短く、改正前後で比較すると1.39時間増加している。また、妻の余暇時間では、制度改正前、改正後ともに、Treatment Groupの方が長くなっているが、改正前後で比較すると、改正後の方が、0.886時間短くなっている。

妻の育児時間では、改正前は、Treatment Groupの方が育児時間が短かったのが、改正後は、Control Groupの方が長くなり、改正前後で、Treatment Groupの方が0.39時間長くなる。妻の介護時間では、改正前は、Treatment Groupの方が介護時間が短く、改正後は、Treatment Groupの方が介護時間が長く、改正前後で比較すると、0.17時間長くなる。まとめると、生活時間の変化は、予想とは異なり、余暇時間は短くなり、就業時間、育児時間、家事時間が増加するという結果となった。

主観的厚生を示す、妻の社会活動に対する満足度、健康状態をみると、制度改正後において、趣味・娯楽、友達づきあいなどの項目で、Treatment Groupの方が統計的に有意に満足度が増加しているものの、健康状態は改正後に低下する結果が得られている。

前項、本項でみてきた記述統計による分析結果では、制度開始による明確な影響は、ほとんどみられなかった。一部確認できるものとしても、予想とは異なる結果となっている。次節では、世帯の社会経済的変数をコントロールした

上で、制度が妻の生活時間、満足度などに与える影響についてみてみたい。

4. 推定方法

前節では、Treatment GroupとControl Group間での単純な平均値の増分の比較を行った。(パネルデータを用いた)本来のDID推定であれば、2期間1階差分モデルを推計することで、Treatmentによる効果が得られる。しかしながら、ここで用いているTreatment(サラリーマン世帯であるかどうか)では、そのRandomnessを保障することは難しい。なぜなら、Control Groupである、農林漁業、自営業を営む世帯にあっては、世帯の家計と経営とが一体となり、生産経済と消費経済が混在する傾向があるため(世帯の貯蓄に事業用の貯蓄が含まれる、家族従業者としての無償労働など)、世帯内資源の増減はその経営状況に大きく左右されるものと考えられる。このためDID推計において必要な仮定、Same Time Effect Condition¹¹が成立するのは難しいように思われる。そこで本章では、Propensity Score Matching推定法を用いて、実際のTreatmentの有無にかかわらず、Treatment Groupとなる確率を推計し、その確率が近似している、Treatment GroupとControl Groupの資源を比較することで、Treatmentによる影響を推定する。

作業手順としては、まずTreatment Groupとなる確率 \hat{P} (Propensity Score)の推計が必要となる。まずLogit Modelを用いて推計を行い、 \hat{P} を推計し($P(X) = P(D=1 | X)$)¹²、複数あるXの情報を \hat{P} に一次元化させる(Rosenbaum and Rubin 1983)。ここでは、Conditional Independence Assumption ($Y_0, Y_1 \perp D | X$ 、観察可能な変数(X)をコントロールすることで、TreatmentがあるかどうかはYに対して独立である)、Overlapping Assumption(同じ観察可能な変数X

¹¹ $E(Y_{0,2007} - Y_{0,2006} | D=1) = E(Y_{0,2007} - Y_{0,2006} | D=0)$ これは、厚生年金分割制度が実施されなかった場合のTreatment Groupの資源の変化分とControl Groupの資源の変化分が同じであることを示している。

¹² 説明変数Xとして、夫の年齢、夫の年齢の2乗項、夫の学歴(中学校卒[レファレンスグループ]、高校卒、専門・専修学校卒、短期大学・高等専門学校卒、大学・大学院卒)、居住地の都市規模(大都市[東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県、愛知県、大阪府、兵庫県]、その他の市[レファレンスグループ])、身内の介護有ダミー、妻第1号被保険者ダミー、妻第2号被保険者ダミーを説明変数として用いた。

をもつ世帯は、Treatment GroupとControl Groupの両グループにいる)を仮定し、Xの情報を一次元化した \hat{P} をもとに、両Groupのoutcomeを比較することで、厚生年金分割による生活時間、満足度への影響をみる。

ここでは、パネルデータを利用できるため、“Difference in Differences Matching” (以下、DID Matching) を用い、Propensity Score Matching にDID推定を組み合わせた推計を行った (Heckman, Ichimura and Todd 1997; Heckman et al. 1998; Smith and Todd 2005)。このMatching法の特徴は、DID推定を合わせて行うことで、観測不可能な効果を除去することができる点にある。ここで推計される政策による効果は以下のように示される。

$$ATT_{DDM} = \frac{1}{n_1} \sum_{i \in I_1 \cap S_p} \left\{ (Y_{1ti} - Y_{0t'i}) - \sum_{j \in I_0 \cap S_p} W(i, j) (Y_{0tj} - Y_{0t'j}) \right\}$$

($Y_{1ti} - Y_{0t'i}$) はTreatment Groupの制度開始前後の変化分、($Y_{0tj} - Y_{0t'j}$) はControl Groupの制度開始前後の変化分、 $\sum_{j \in I_0 \cap S_p} W(i, j)$ はWeight、 I_1 はTreatment Groupの集合、 I_0 はControl Groupの集合、 S_p はコモンサポート¹³の領域、 n_1 はコモンサポート内のTreatment Groupの対象者数をそれぞれ示している。また、DID Matchingでは以下のSame Time Effect Conditionを仮定している。

$$E(Y_{0t} - Y_{0t'} | P, D = 1) = E(Y_{0t} - Y_{0t'} | P, D = 0)$$

t は制度実施前を、t' を制度実施後をそれぞれ示している。

また前節と同様に、制度実施前年 (2006年) と制度実施年 (2008年) だけではなく、制度実施以前からの制度開始のアナウンスメント効果による影響があったこと (既に2004年年金改革にて決定していた) も考慮し、制度実施前々年

¹³ Treatment Group、Control Group間において、Propensity Scoreが共通する範囲。

(2005年) との比較もあわせて行った。

5. 推計結果

まず、Treatment Groupである確率、Propensity Scoreを得るべく、Logit Modelによる推計を行った(表6)。制度適用世帯(夫がサラリーマン)か制度非適用世帯(夫が非正規雇用、自営業、無業)かどうかを被説明変数とした推計では、夫の学歴が、(中学校卒と比べて)高等学校卒、短大・高専・専修学校卒、大学・大学院卒と高学歴者が制度適用世帯に、居住地も、大都市(東京都、神奈川県、千葉県、埼玉県)ほど(それ以外の地域居住者)と比べて制度適用世帯になることが確認された。また、妻の就業状況をみると、第1号被保険者(自営業者、農業・漁業者、学生および無職の方とその配偶者の方)ほど、制度適用世帯ではなく、第2号被保険者(民間会社員や公務員など厚生年金、共済の加入者)ほど、制度適用世帯になる傾向が確認された。

【ここに表6を挿入】

次に、Propensity Score Matchingによって得られた制度による世帯内資源配分への影響をみると、制度実施前後における階差をみた場合、まず生活時間では、制度改正前(2006年)と制度改正後(2008年)との間におけるDIDの効果は、余暇時間の減少、就業時間、育児時間、介護時間それぞれが増加しており、予想と反する結果であるが、いずれもTreatment GroupとControl Groupの差異が統計的に大きいものとは確認されなかった(表7)。また満足度、健康状態では、趣味・教養、友達つきあい、無報酬の仕事における満足度以外は、Treatment Groupほど増加するか現状維持する傾向がみられたが、こちらも両者の差異が統計的に大きいものとは確認できない。

【ここに表7を挿入】

次に、アナウンスメント効果を考慮し、制度改正前(2005年)と制度改正後(2008年)との間を比較すると、先ほどとは異なり、就業時間が減少し、余暇時間、育児時間、介護時間が増加している(表8)。しかしこれらも統計的に大きな影響であるとは判断できない。統計的にTreatment GroupとControl Groupの両者の変化分の差が統計的に大きいといえたものは、趣味・教養、友達づきあいに対する満足度の差であった。

【ここに表 8 を挿入】

6. おわりに

本章の目的は、厚生年金分割制度開始によって、世帯内における生活時間や主観的厚生にどのような変化が起きているかを検証することにあつた。

Difference in Differences Matchingを用いたPropensity Score Matching推計により、制度開始前年(2006年)と制度開始以降年(2008年)の間における、制度改正対象世帯と非対象世帯との比較を行ったが、残念ながら、妻生活時間、妻の社会活動に対する満足度の変化において、両者の違いは統計的に確認できなかった。加えて、公的年金制度に関する認知のタイミングが制度開始前年からあったものと仮定した場合、政府による厚生年金分割制度の実施というアナウンスメントが、制度実施を待たずして、世帯内の資源配分に影響を与えたものと考えられる。この点を考慮し、制度開始前々年(2005年)と制度開始以降年(2008年)の間における比較では、社会参加活動に対する満足度(趣味・教養、友達づきあい)をのみにおいて統計的に有意な結果が得られ、制度対象世帯が向上させることが確認された。

本章で扱っている対象者年齢が50歳代から60歳代と定年間際であり、年金分割は直近の大きな問題であることを考慮すると、より明示的に制度改革対象世帯と非対象世帯とで違いが現れると予想されたが、統計分析による結果はそうではなかった。今後の課題として、妻単独の行動だけでなく、夫の行動を鑑み、夫妻

間での時間配分や夫妻間での満足度の変化にする必要があるように思われる。さらには、妻自身の年金給付状況を考慮し、制度改革対象世帯であっても、妻自身も厚生年金を受給できるかどうかなどを考慮しながら、分析していきたい。

参考文献

小原美紀(2008)「家計内交渉と家計の消費行動」, チャールズユウジホリオカ・財団法人家計経済研究所編『世帯内分配・世代間移転の経済分析』ミネルヴァ書房.

坂本和靖(2008)「厚生年金分割制度の成立は妻の立場を優位にしたか」, 『季刊家計経済研究』No.80, pp.17-30

館龍一郎編(1994)『金融辞典』東洋経済新報社.

福田節也(2008)「離婚時の厚生年金の分割制度の認知度に関する分析」, 『季刊家計経済研究』No.80: pp.6-16.

Aura, Saku, 2005. “Does the Balance of Power within a Family Matter? The Case of the Retirement Equity Act,” *Journal of Public Economics*, 89 (9-10) :1699-1717.

———, 2007, “Uncommitted Couples: Some Efficiency and Policy Implications of Marital Bargaining,” Manuscript, University of Missouri-Columbia.

Betsey, Stevenson, 2008. “Divorce Law and Women’s Labor Supply,” *Journal of Empirical Legal Studies*, 5(4), 853-873.

Fernandez, Raquel and Joyce Cheng Wong, 2014. “Divorce Risk, Wages and Working Wives: A Quantitative Life-Cycle Analysis of Female Labour Force Participation,” *The Economic Journal*, Volume124, Issue 576, 319-358.

Heckman, James, Hidehiko Ichimura and Petra Todd, 1997, “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job

- Training Programme,” *Review of Economic Studies*, 64 (4) : 605-654.
- Grey, Jeffery, 1998. “Divorce-Law changes, household bargaining, and married women’s labor supply,” *American Economic Review*, 88(3): 628-642.
- Kneip, Thorsten and Gerrit Bauer, 2009. “Did Unilateral Divorce Laws Raise Divorce Rates in Western Europe,” *Journal of Marriage and Family*, 71(3), 592-607.
- Rosenbaum, Paul and Donald Rubin, 1983, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, 70 (1) , 41-55.
- , 1985, “Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score,” *The American Statistician*, 39: 33-38.
- Smith, Jeffery and Petra Todd, 2005, “Does Matching Overcome LaLonde’s Critique of Nonexperimental Estimators?,” *Journal of Econometrics*, 125: 305-353.
- Tjøtta, Sigve and Kjell Vaage, 2008, “Public Transfers and Marital Dissolution,” *Journal of Population Economics*, 21 (2) : 419-437.
- Wolfers, Justin, 2006. “Did unilateral divorce laws raise divorce rates? A reconciliation and new results,” *American Economic Review*, 96(5): 1802-1820.

表 1 Treatment Group と Control Group

	2階階差		3階階差	
	年金分割制度		年金分割制度	
	実施前 2006	実施後 2008	実施前 2005	実施後 2008
Treatment Group	$Y_1, 2006$	$Y_1, 2008$	$Y_1, 2005$	$Y_1, 2008$
Control Group	$Y_0, 2006$	$Y_0, 2008$	$Y_0, 2005$	$Y_0, 2008$

表 2 生活時間(2008－2006年：2階差)

Outcome var.	就業時間 時間/月	p値	余暇時間 時間/週	p値	育児時間 時間/週	p値	介護時間 時間/週	p値
Before								
Control	163.126		137.192		1.405		1.847	
Treated	136.1		143.395		1.165		1.742	
Diff (T-C)	-27.027	0.000***	6.204	0.000***	-0.239	0.236	-0.105	0.713
After								
Control	159.905		137.366		1.485		2.229	
Treated	135.211		144.006		1.691		2.183	
Diff (T-C)	-24.694	0.000***	6.64	0.000***	0.206	0.307	-0.046	0.872
Diff-in-Diff	2.333	0.417	0.437	0.643	0.446	0.118	0.059	0.884

注：***は1%、**は5%、*は10%でそれぞれ統計的に有意であることを示す。

表 3 満足度、健康状態(2008－2006年：2階階差)

Outcome var.	趣味・教養	p値	社会参加活動	p値	近所づきあい	p値	友達づきあい	p値
Before								
Control	3.607		3.298		3.24		3.554	
Treated	3.66		3.327		3.238		3.614	
Diff (T-C)	0.053	0.058*	0.029	0.362	-0.002	0.897	0.06	0.005***
After								
Control	3.638		3.302		3.253		3.585	
Treated	3.707		3.338		3.261		3.608	
Diff (T-C)	0.069	0.012**	0.036	0.253	0.008	0.644	0.023	0.276
Diff-in-Diff	0.016	0.676	0.007	0.875	0.01	0.676	-0.037	0.225

Outcome var.	無報酬の仕事	p値	家事	p値	身内の介護	p値	自分の孫や子供の世話	p値	健康状態	p値
Before										
Control	3.34		3.174		2.985		3.442		4.275	
Treated	3.238		3.177		2.975		3.405		4.245	
Diff (T-C)	-0.102	0.118	0.002	0.895	-0.01	0.821	-0.037	0.223	-0.03	0.213
After										
Control	3.314		3.209		2.965		3.481		4.232	
Treated	3.36		3.198		2.968		3.443		4.207	
Diff (T-C)	0.046	0.506	-0.011	0.559	0.004	0.93	-0.038	0.222	-0.025	0.289
Diff-in-Diff	0.147	0.119	-0.013	0.613	0.014	0.824	-0.001	0.983	0.004	0.895

注:***は1%、**は5%、

*は10%でそれぞれ統計的に有意であることを示す。

表 4 生活時間(2008－2005年：3階階差)

Outcome var.	就業時間 時間/月	p値	余暇時間 時間/週	p値	育児時間 時間/週	p値	介護時間 時間/週	p値
Before								
Control	164.534		134.624		1.088		1.565	
Treated	138.59		143.14		0.889		1.464	
Diff (T-C)	-25.944	0.000***	8.517	0.000***	-0.199	0.301	-0.101	0.716
After								
Control	160.046		136.492		1.49		2.138	
Treated	135.501		144.123		1.685		2.214	
Diff (T-C)	-24.545	0.000***	7.631	0.000***	0.195	0.311	0.077	0.783
Diff-in-Diff	1.399	0.629	-0.886	0.341	0.394	0.148	0.178	0.651

注：***は1%、**は5%、*は10%でそれぞれ統計的に有意であることを示す。

表 5 満足度、健康状態(2008－2005年：3階階差)

Outcome var.	趣味・教養	p値	社会参加 活動	p値	近所づき あい	p値	友達づき あい	p値
Before								
Control	3.562		3.284		3.221		3.595	
Treated	3.589		3.315		3.227		3.594	
Diff (T-C)	0.027	0.351	0.031	0.381	0.006	0.732	-0.001	0.976
After								
Control	3.632		3.293		3.244		3.571	
Treated	3.707		3.341		3.264		3.612	
Diff (T-C)	0.076	0.007***	0.048	0.135	0.02	0.249	0.041	0.061*
Diff-in-Diff	0.049	0.22	0.017	0.726	0.014	0.582	0.042	0.183

Outcome var.	無報酬の 仕事	p値	家事	p値	身内の介 護	p値	自分の孫 や子供の 世話	p値	健康状態	p値
Before										
Control	3.222		3.17		2.945		3.41		4.288	
Treated	3.29		3.179		2.917		3.339		4.281	
Diff (T-C)	0.068	0.305	0.009	0.624	-0.028	0.548	-0.071	0.027**	-0.007	0.782
After										
Control	3.331		3.2		2.952		3.487		4.256	
Treated	3.353		3.202		2.972		3.442		4.2	
Diff (T-C)	0.023	0.751	0.002	0.92	0.021	0.645	-0.045	0.151	-0.056	0.025**
Diff-in-Diff	-0.045	0.643	-0.007	0.779	0.049	0.452	0.027	0.55	-0.049	0.166

注：***は1%、**は5%、*は10%でそれぞれ統計的に有意であることを示す。

表 6 記述統計量

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
介護時間(3階差)	6919	0.703	12.386	-168	164
育児時間(3階差)	6919	0.699	8.593	-124	126
余暇時間(3階差)	6464	0.792	21.259	-151	168
健康状態(3階差)	6839	-0.073	0.905	-5	4
医療支出(3階差)	6129	0.273	2.113	-33	30
就業時間(3階差)	4011	-2.588	49.246	-338.926	260.712
満足度:趣味・教養(3階差)	3173	0.103	0.855	-3	4
満足度:社会参加活動(3階差)	1138	0.047	0.714	-2	3
満足度:近所づきあい(3階差)	4336	0.040	0.620	-4	4
満足度:友達づきあい(3階差)	5179	0.007	0.753	-4	4
満足度:無報酬の仕事(3階差)	200	0.070	0.726	-2	2
満足度:家事(3階差)	5724	0.027	0.684	-3	4
満足度:身内の介護(3階差)	568	0.063	0.816	-3	3
満足度自分の孫や子供の世話(3階差)	1811	0.040	0.804	-3	4
所得1(3階差)	5548	-0.851	16.286	-215	288
所得2(3階差)	5407	-0.809	17.559	-330	288
夫の年齢	6919	55.547	2.412	50	59
夫の年齢二条	6919	3091.275	265.308	2500	3481
夫学歴ダミー:高等学校卒	6831	0.486	0.500	0	1
夫学歴ダミー:短大・高専・専修学校卒	6831	0.079	0.270	0	1
夫学歴ダミー:大学・大学院卒	6831	0.254	0.435	0	1
介護有ダミー	6919	0.047	0.211	0	1
大都市ダミー	6919	0.323	0.468	0	1
妻第1号被保険者ダミー	6919	0.114	0.318	0	1
妻第2号被保険者ダミー	6919	0.398	0.490	0	1

表 7 Logit 推計

	Coef.	Std. Err.	z	
夫の年齢	-0.136	0.571	-0.240	
夫の年齢二乗	0.001	0.005	0.160	
夫学歴ダミー:高等学校卒	0.485	0.081	6.020	***
夫学歴ダミー:短大・高専・専修学校卒	0.207	0.125	1.650	*
夫学歴ダミー:大学・大学院卒	0.741	0.096	7.700	***
介護有ダミー	-0.198	0.145	-1.370	
大都市ダミー	0.279	0.070	3.980	***
妻第1号被保険者ダミー	-2.542	0.096	-26.440	***
妻第2号被保険者ダミー	0.149	0.068	2.180	**
定数項	5.951	15.700	0.380	
Number of obs		6830		
LR chi2(9)		1148.390		
Prob > chi2		0.000		
Log likelihood		-3252.762		
Pseudo R2		0.15		

注：***は1%、**は5%、*は10%でそれぞれ統計的に有意であることを示す。

個々での推計結果は3階差、介護時間に関する結果

表 8 Propensity Score Matching 推計(2008－2006 年：2 階階差)

	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
就業時間 時間/月	-0.254	-3.633	3.380	2.148	1.57
余暇時間 時間/週	0.617	0.727	-0.110	0.736	-0.15
育児時間 時間/週	0.509	0.168	0.341	0.266	1.28
介護時間 時間/週	0.444	0.329	0.115	0.410	0.28
満足度:趣味・教養	0.035	0.080	-0.045	0.041	-1.08
満足度:社会参加活動	0.016	-0.012	0.028	0.054	0.53
満足度:近所づきあい	0.015	0.001	0.014	0.024	0.59
満足度:友達づきあい	-0.011	0.008	-0.019	0.028	-0.68
満足度:無報酬の仕事	0.046	0.197	-0.151	0.141	-1.07
満足度:家事	0.018	0.009	0.008	0.023	0.37
満足度:身内の介護	-0.012	-0.019	0.007	0.082	0.08
満足度:自分の孫や子供の世話	-0.005	-0.032	0.026	0.048	0.55
健康状態	-0.038	-0.039	0.001	0.028	0.04

表 9 Propensity Score Matching 推計(2008－2005 年：3 階階差)

	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
就業時間 時間/月	-2.170	-1.137	-1.034	2.339	-0.44
余暇時間 時間/週	0.780	0.052	0.728	0.793	0.92
育児時間 時間/週	0.804	0.496	0.308	0.267	1.15
介護時間 時間/週	0.757	0.580	0.177	0.434	0.41
満足度:趣味・教養	0.113	0.008	0.105	0.045	2.35
満足度:社会参加活動	0.053	-0.004	0.057	0.060	0.95
満足度:近所づきあい	0.042	0.011	0.030	0.027	1.15
満足度:友達づきあい	0.017	-0.065	0.082	0.031	2.64
満足度:無報酬の仕事	0.054	0.060	-0.006	0.144	-0.04
満足度:家事	0.028	0.021	0.007	0.025	0.28
満足度:身内の介護	0.070	0.041	0.028	0.090	0.31
満足度:自分の孫や子供の世話	0.040	-0.025	0.065	0.056	1.16
健康状態	-0.082	-0.064	-0.018	0.031	-0.57

厚生労働科学研究費「中高年者縦断調査を利用した高齢者の行動に関するグローバル観点からの学際研究－雇用・年金・医療・介護に関する実証分析－」 ワークショップ

2017年3月23日(木) 13:30-17:05

関西学院大学東京丸の内キャンパス

東京都千代田区丸の内1-7-12 サピアタワー10階(東京駅日本橋口・東西線大手町B7出口)

http://www.kwansei.ac.jp/pr/pr_000553.html

私ども研究グループでは、2015-2016年度の2年間、厚生労働省が実施している『中高年者縦断調査』を利用して、高齢者の労働問題、年金問題、医療・介護に関する問題についての研究を実施してきました。このたび、研究の総括として、また最終報告書の執筆に向けたブラッシュアップのために、ワークショップを実施します。積極的なご参加をお願いします。

座長：ニッセイ基礎研究所 北村智紀

13:30-14:15 ○臼杵政治(名古屋市立大学)、北村智紀(ニッセイ基礎研究所)、中嶋邦夫(ニッセイ基礎研究所)「引退前後の高齢者世帯の貯蓄動向変化—就業形態と純金融資産の影響—高齢世代の貯蓄消費行動—」

14:15-15:00 ○上村敏之(関西学院大学)、足立泰美(甲南大学)、北村智紀(ニッセイ基礎研究所)「退職期における住民税が生活水準に与える影響」

休憩

座長：関西学院大学 上村敏之

15:10-15:55 坂本和靖(群馬大学)、○森田陽子(名古屋市立大学)「女性の就業行動と所得階層移動」(家計研「消費生活に関するパネル調査」による分析)

15:55-16:30 ○中嶋邦夫(ニッセイ基礎研究所)「高齢者による高齢者支援活動」(※)

16:30-17:05 ○北村智紀(ニッセイ基礎研究所)「2013年高年齢者雇用安定法の効果」(※)

(18:00-19:30)

(懇親会)

○は報告者を表す。報告30分、討論15分の予定。(※)の2つの報告は、翌24日に開催する慶應義塾大学との共同ワークショップにおいても報告予定です(報告20分、討論15分の予定。)

参加をご希望の方は、2017年3月21日(火)までに、ワークショップ参加希望の旨、氏名、所属、メールアドレスをニッセイ基礎研究所 北村智紀 kitamura@nli-research.co.jp までご連絡ください。事前にご登録頂かないと入館できません。 以上



慶應義塾大学パネルデータ設計解析センター・ ニッセイ基礎研究所 共催ワークショップ

「厚生労働省パネルデータを用いた経済分析と政策提言」

日時: 2017年3月24日(金) 13:00 ~ 17:15

場所: 慶應義塾大学三田キャンパス 東館6階G-SEC Lab

◆ 開会挨拶 13:00 - 13:10 中村昭(ニッセイ基礎研究所常務取締役保険研究部長)

◆ 第1部「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」座長: 山本勲(慶應義塾大学)

セッション1

13:10 - 13:45

タイトル: 「正規非正規の転換と職種転換」

発表者: 小林徹(高崎経済大学)・山本勲(慶應義塾大学)・佐藤一磨(拓殖大学)

討論者: 足立泰美(甲南大学)

セッション2

13:45 - 14:20

タイトル: 「雇用保険の適用拡大は離職確率を高めるか」

発表者: 戸田淳仁(リクルートワークス)

討論者: 宮崎毅(九州大学)

セッション3

14:20 - 14:55

タイトル: 「生活時間の貧困分析—「21世紀縦断調査・成年者調査」による検証」

発表者: 石井加代子(慶應義塾大学)・浦川邦夫(九州大学)

討論者: 福田 節也(国立社会保障・人口問題研究所)

—— 休憩 (14:55 - 15:10) ——

◆ 第2部「中高年者縦断調査を利用した高齢者の行動に関するグローバル観点からの学際研究」

座長: 北村智紀(ニッセイ基礎研究所)

セッション4

15:10 - 15:45

タイトル: 「Effect of Caregiving on Employment for Retiring Japanese Individuals」

発表者: 北村智紀(ニッセイ基礎研究所)・足立泰美(甲南大学)・上村敏之(関西学院大学)

討論者: 酒井正(法政大学)

セッション5

15:45 - 16:20

タイトル: 「どのような高齢者が高齢者生活支援活動の担い手となるか？」

発表者: 中嶋邦夫(ニッセイ基礎研究所)

討論者: 佐藤一磨(拓殖大学)

セッション6

16:20 - 17:05

タイトル: 「Effectiveness of the Revision of Labor Protection Law for Elderly Workers in Japan」

発表者: 北村智紀(ニッセイ基礎研究所)

討論者: 山本勲(慶應義塾大学)

◆ 講評 17:05 - 17:15 中井雅之(厚生労働省政策統括官付参事官・統計・情報総務室長)

◆ 閉会挨拶 17:15 - 17:25 樋口美雄(慶應義塾大学パネルデータ設計解析センター長)

* セッション構成: 発表20分、指定討論・ディスカッション15分

研究成果の刊行に関する一覧表

書籍

著者氏名	論文タイトル名	書籍全体の 編集者名	書 籍 名	出版社名	出版地	出版年	ページ
なし							

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
なし					