

**COMPLEMENTARITY IN  
COUPLES' RETIREMENT DECISION:  
THE EFFECT OF MANDATORY  
RETIREMENT AGE EXTENSION**  
(in Japanese: 「夫婦の退職決定の補完性：  
法定退職年齢引き上げによる効果を用いた検証」)

Mika Akesaka  
Masayuki Sawada

September 2021

The Institute of Social and Economic Research  
Osaka University  
6-1 Mihogaoka, Ibaraki, Osaka 567-0047, Japan

# **Complementarity in Couples' Retirement Decision: The Effect of Mandatory Retirement Age Extension\***

Mika AKESAKA<sup>†</sup>

Osaka University

Masayuki SAWADA<sup>‡</sup>

Hitotsubashi University

September, 2021

## **Abstract**

We study the interdependence in couples' retirement decisions using the mandatory retirement age extension in Japan. Using two cohorts born in 1945 against in 1946 with the same pension eligible age but with a three-year-difference in retirement age due to a sudden statutory change, we examine the impact of raising the retirement age on the policy targets and their spouses. These results show that raising the legal retirement age increases employment probability after age 60 for husbands and during the same period for their wives. The results support the importance of considering the complementarity in couples' retirement decisions in making policy design and structural estimations.

**Keywords:** Couple labor supply, Retirement decision, Elderly Employment

Stabilization Law

JEL code: J26, J22, J16, C26

---

\* The authors thank seminar participants at 2016 Japanese Economic Association Spring Meeting at Niigata University, the 18th Labor Economics Conference at Hitotsubashi University for their suggestions. All remaining errors are our own. This research was also financially supported by the Joint Usage/Research Center at ISER, Osaka University, Nomura Foundation for Social Sciences and the Grants-in-Aid for Scientific Research ("KAKENHI") (20H05631, 20K13511, 21H04397). These statistics have been independently produced by processing questionnaire information obtained through the "Employment Status Survey" (conducted by the Statistics Bureau, Ministry of Internal Affairs and Communications) provided by the National Statistics Center. These are NOT produced or published by the Statistics Bureau, Ministry of Internal Affairs and Communications.

<sup>†</sup> Institute of Social and Economic Research, Osaka University, 6-1, Mihogaoka, Ibaraki, Osaka 567-0047, JAPAN. Email: akesaka@iser.osaka-u.ac.jp

<sup>‡</sup> Department of Economics, Hitotsubashi University, 2-1 Naka, Kunitachi, Tokyo 186-8603, JAPAN. Email: n.kikuchi@r.hit-u.ac.jp

# 夫婦の退職決定の補完性： 法定退職年齢引き上げによる効果を用いた検証<sup>§</sup>

明坂弥香

澤田真行

大阪大学 社会経済研究所

一橋大学 経済研究所

2021年9月

## 概要

本研究は、日本の法定退職年齢の引き上げを用いて夫婦の退職の意思決定における相互依存性を検証した。1945年生まれと1946年生まれの2コホートは法定退職年齢の引き上げにより、年金受給開始年齢が同じにも関わらず、退職年齢には3歳分の差が生じることとなった。これら2つのコホートを比較して、退職年齢の引き上げが政策変更の対象となった本人およびその配偶者に与える影響を明らかにした。その結果、法定退職年齢の引き上げは、夫の60歳以降の就業確率だけでなく、その妻の就労確率をも高めることができた。この結果は、政策設計や構造推計を行う上で、夫婦の退職決定における補完性を考慮することの重要性を指摘している。

Keywords: 夫婦の労働供給、退職の意思決定、高年齢者雇用安定法

JEL code: J26, J22, J16,

---

<sup>§</sup> The authors thank seminar participants at 2016 Japanese Economic Association Spring Meeting at Niigata University, the 18th Labor Economics Conference at Hitotsubashi University for their suggestions. All remaining errors are our own. This research was also financially supported by the Joint Usage/Research Center at ISER, Osaka University, Nomura Foundation for Social Sciences and the Grants-in-Aid for Scientific Research (“KAKENHI”) (20H05631, 20K13511, 21H04397). These statistics have been independently produced by processing questionnaire information obtained through the “Employment Status Survey” (conducted by the Statistics Bureau, Ministry of Internal Affairs and Communications) provided by the National Statistics Center. These are NOT produced or published by the Statistics Bureau, Ministry of Internal Affairs and Communications.

## 1. はじめに

夫婦の労働供給はどのように決定されているのだろうか。それぞれが独立に就業を決めているのか、それとも互いに相談しあっているのだろうか。これは、家計経済学の分野において、長く議論されてきた問い合わせである (Ashenfelter and Heckman, 1974)。また、政策立案者もこの問い合わせに強い関心を持つだろう。なぜなら、Alesina et al. (2006) が指摘するように、夫婦の労働供給が相互に影響しあうのならば、政策変更の効果が政策の対象者に留まらず、その配偶者の労働供給にまで及ぶ可能性があるからだ。故に、夫婦の労働供給の関係を明らかにすることは、学術上の問い合わせとしてだけでなく、政策効果を予測・評価する上でも重要である。

近年、高齢者の就業促進を目的とした政策が多く実施される中で、高齢夫婦の労働供給がどのように決定されているのかについて、一層強い関心が寄せられるようになった。夫婦の引退決定における相互依存性については Gustman and Steinmeier (1986) 以降、複数の研究が蓄積されてきた。そして、そのほとんどは、夫婦の年齢差に関係なく、高齢夫婦がパートナーと同時期に退職する補完的引退 (Complementarity in retirement) の傾向にあることを報告している。しかし、観察された夫婦の補完的引退行動が因果関係に基づくものであるか、すなわち、夫婦のどちらか片方の退職時期が外生的に変化した時にも維持されるのか、についての検証は十分でない。

本研究では日本で生じた就労制度の変化を用い、高齢者夫婦の就労継続決定の相互依存性を分析する。特に、雇用者が定年年齢を設定する際に最低限下回ってはならない年齢である法定退職年齢の引き上げが、政策対象者の就業延長を通じて、配偶者の就業に与える影響を調べる。2006 年に施行された高年齢者雇用安定法の改正では、この法定退職年齢が、60 歳から段階的に 65 歳まで引き上げられた。これにより、1945 年・1946 年生まれは、全ての公的年金受給開始年齢が等しいにも関わらず、法定退職年齢が 60 歳と 63 歳で 3 歳異なるという事態が生じた。本研究では、これら 2 つのコホートに配偶者が属している人々の間で、退職時期に違いがあるのかを検証した。本研究の分析から、法定退職年齢が 63 歳となった夫を持つ妻は、法定退職年齢が 60 歳のままであった夫を持つ妻と比べ、夫婦の年齢差または自身の出生コホートを考慮しても、退職時期が遅くなっていることが明らかになった。

本研究の貢献は大きく分けて 2 点ある。第 1 に、退職年齢の延長という負の所得ショックを伴わない個人の就業の変化を用いて、家計所得を交絡変数から排除した上で、夫婦の就業決定の補完的な関係 (Complementary) を明らかにしたことである。高齢夫婦の就業関係に着目した先行研究では、年金受給年齢の引き上げという、負の所得ショックを伴うイベントを識別に利用してきた (Stancanelli, 2017; Nakazawa, 2020)。このような負の所得ショックを伴うイベントは年金制度変更の分析デザインとしては適切な一方で、所得ショックが直接配偶者の就労を促している可能性があり、夫婦間の就労の相互関係の分析デザインとしては必ずしも適切ではない。例えば、夫が失業した際

の妻の労働供給の増加は Added Worker Effect (e.g., Lundeberg 1985; Cullen and Gruber 2000; Kohara 2010; Gelber 2014) と呼ばれる。Added Worker Effect は、失業保険を受給することで抑制されることが Cullen and Gruber (2000)によって報告されており、妻は夫の時間利用の変化よりも所得の減少に反応していると考えられる。以上を踏まえると年金制度の変更は、夫婦両方に同時に影響を与えることから、夫婦間の労働供給関係における重大な交絡変数となる。特に、負の所得変動は所得補填を目的とした就労を促し、見かけ上の補完的な引退延長を引き起こす可能性がある。すなわち、夫婦の補完的行動が観察されたとしても、配偶者の就業状態という時間利用の変化に反応したのか、所得の減少を補うために就業状態を変化させたからなのか、を区別することができない。

本研究が用いる法定退職年齢の引き上げは、退職年齢の引き上げ対象者が就労を延長することによってのみ所得の増加が発生し、家計に負の所得ショックをもたらさない。したがって、家計所得は夫婦の就業決定における媒介変数であるものの、交絡変数とはならない。さらに、就労延長は家計所得を予定より増加させるため、その所得変動の媒介効果は配偶者の就業を抑制すると考えられる。本研究の分析結果は、夫の就業が法定退職年齢の引き上げによって上昇した時に、その妻の就業確率が 46%～78% 上昇することを示しており、夫婦の就労が補完的であることを明らかにした<sup>1</sup>。

本研究の第 2 の貢献は、負の所得ショックを伴わない夫婦の就業の関係性について、就業の有無 (extensive margin) の変化を明らかにした点である。既存研究では intensive margin の変化を捉えたものしかない。例えば Gelber (2014) はスウェーデンの行政データをもとに大規模税制改革の影響を分析し、夫婦の片方の税率が下がると、それに反応した税率変更対象者の所得増加のみならず、同時期の配偶者の所得も上昇することを明らかにした。この結果は間接的に、就業時間の選択という局面において夫婦の労働供給が補完的であることを示唆する。他にも Goux et al. (2014) は、労働組合との協定により生じた所得変化を伴わない労働時間の減少が、その配偶者の労働時間の減少を引き起こしたことを見た。夫婦の労働供給の補完性を直接的に示した。本研究は、働くか否かというより程度の大きな意思決定においても、夫婦の就業関係が補完的であることを明らかにしている。

本研究が、高齢夫婦の引退時期が補完的であることを示したことの意義は大きい。多くの先進国が急速な高齢化に直面し、高齢者の就業を促進するための政策が多く実施・検討している。これらの政策が、実際に高齢者の就業延長を促すために有効であることが示されているが (Behaghel et al., 2008; Behaghel and Blau, 2012; Staubli and Zweimüller, 2013; Kondo and Shigeoka, 2017)、既存研究の主眼は、政策変更の対象者に限定されてきた。構造モデルに基づくシミュレーションによって、夫婦が互いに相手の時間利用に依存した選好を持つことが高齢夫婦の引退決定に重要な役割を果たすことを示す研究 (Michaud et al., 2020) はあれど、誘導系分析に基づくエビデンスは乏しかった。本研

---

<sup>1</sup> ただし、夫の 58 歳時点での就業している夫婦に限った分析での結果である。

究の結果は、政策を計画する際には、その対象となる人々だけでなく、少なくともその配偶者、さらには他の家族の行動変化まで考慮しなければ、効果を実際よりも小さく見積もってしまう可能性を指摘している。

以降この論文は、2章：制度の背景、3章：データ、4章：推定モデル、5章：分析結果、6章：結論によって構成される。

## 2. 高齢者の退職に関する制度とその背景

### 2.1 法定退職年齢

日本では「高年齢者等の雇用の安定性に関する法律」（高年齢者雇用安定法）によって、法定退職年齢が定められている。法定退職年齢とは、事業主に対し、定年退職年齢（定年）を定める場合に最低限下回ってはならない年齢を示したものである。1986年に初めて法律が制定された当時は、法定退職年齢は60歳に定められた<sup>2</sup>。

ただし、1986年の法律制定時点では60歳を下回らない定年の制定は努力義務とされ、例え順守できなくても雇用者に罰則が下ることはなかった。その後、1994年の法律改正によって、60歳の法定退職年齢を下回らない定年年齢の設定が正式に義務化され、違反した場合には労働局による立ち入りや勧告の対象となった。さらに2000年には65歳まで雇用確保措置が努力義務として課され、2006年の法改正では65歳を下回らない定年年齢の延長またはそれに代わる雇用確保措置が段階的に義務化されることとなった。この段階的な義務化では、1945年生まれコホートまでは60歳だった法定退職年齢を、1946年生まれコホートには63歳、1947–48年生まれコホートには64歳とし、1949年生まれ以降のコホートに65歳の法定退職年齢を適用することが雇用者に課された<sup>3</sup>。

本研究が比較する1945年生まれと1946年生まれは、義務化された定年がそれぞれ60歳と63歳となったコホートである。ただし、ここでいう1945年コホートとは1945年4月生まれから1946年3月生まれ、1946年コホートとは1946年4月生まれから1947年3月生まれをそれぞれ指すことに注意されたい<sup>4</sup>。

---

<sup>2</sup> 当時は一般的な定年が55歳から60歳に移行しつつある時期であった。

<sup>3</sup> 本法改正には例外・経過措置が定められており、継続雇用制度の対象者に関する労使協定によって対象者を狭めることができるとされている。なお、「労使協議が不調で上記協定が締結できなかった場合、当分の間（改正法施行後3年間、中小企業については5年間）は、事業主は就業規則により継続雇用制度適用対象者の選抜基準を定めることができる」（森戸, 2014, p. 6）とされており企業規模によって経過措置期間が異なるが、本研究で対象とする世代は最大で3年間の法定退職年齢延長であり、この差異は影響しない。

<sup>4</sup> 会計年度基準での年齢計算は年金受給基準に従ったものである。定年退職の正確な時期は慣例により会計年度末となる場合と誕生日になる場合があるが、各個人の勤務先がどちらの基準を採用しているかは本研究が利用するデータからは明らかでない。

## 2.2 法定退職年齢引き上げの背景

定年年齢の引き上げは、高齢者が少なくとも年金支給開始年齢を迎えるまでは、意欲と能力のある限り働き続けることができる環境の整備が必要という考えのもと実施された<sup>5</sup>。日本は、先進国の中でも特に深刻な少子高齢化に直面しており、労働力の減少に加え、年金財政の破綻が危惧されてきた<sup>6</sup>。公的年金制度維持のため、1994年から年金制度の改正が始まり、老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢が2001年から2012年にかけて60歳から65歳まで段階的に引き上げられた。故に、年金制度の改正は、法定退職年齢の引き上げについて考える上で、無視できない変更である。

図1は、老齢厚生年金の受給開始年齢と法定退職年齢の関係を示している。若いコホートほど、年金受給開始年齢も法定退職年齢も年齢が上昇する傾向が分かる。ところが、1945年生まれ男性と1946年生まれ男性は、年金の受給開始年齢が60歳（厚生年金）、63歳（老齢基礎年金）と共に通しているのにもかかわらず、1946年生まれは63歳の法定退職年齢が義務化された一方、1945年生まれは60歳の法定退職年齢のままであった。

## 3. データ

### 3.1 就業構造基本調査

本研究では、総務省統計局によって収集が行われている『就業構造基本調査』を用いる。当該調査は、全国及び地域別の就業・不就業の実態を明らかにすることを目的として、5年ごとに、10月1日の状況を問う家計調査である。調査の対象は、全家計から抽出した約44万家計に住む、15歳以上の家計構成員であり、毎回約100万人が調査の対象とされる。調査には、回答者の居住地、生まれ年や生まれ月、家族構成、学歴、就業状態、個人所得等の情報が含まれる。

本研究はなかでも、就業構造基本調査の2012年分の調査データを分析に用いる。我々が注目する1945年、1946年生まれは、それぞれ2012年には67歳・66歳を迎えた世代である。就業構造基本調査は、調査ごとにサンプル抽出が行われているためパネル形式の調査ではないが、2012年調査では調査時点に就業していない者に対し、最後に働いていたのはいつだったか、その退職時期を尋ねている。本研究ではこの質問を利用し、1945年・1946年生まれの夫がいる夫婦について、夫の年齢が58歳（2003年または2004年）以降の就業状態に関して疑似的なパネルデータを構築する。ただし、調査時点において就業している者に関しては、2012年までの間に休職等をしていてもデータ

<sup>5</sup> 国務大臣 坂口力氏による、第159回国会 衆議院本会議 第19号（2004年4月1日） 高齢者等の雇用の安定等に関する法律の一部を改正する法律案の趣旨説明及び質疑での発言より。国会会議録検索システム（<http://kokkai.ndl.go.jp/>）より入手。

<sup>6</sup> 65歳以上人口の割合は28.8%（2020年12月1日現在、人口推計平成27年国勢調査基準）である。

タから判別できないため、観察期間中は継続して働き続けているものと仮定する。

本研究の分析対象には、世代の特徴から結婚や出産を機として比較的早くに退職した個人を含んでいると考えられる。既に退職した人々が、退職年齢が延長されたことを受けて労働市場に復帰するとは考えにくい。そのため、対象となる世代のサンプル全体を対象とした推定を行うと、効果が過小かつノイズを伴う可能性がある。したがって本研究の分析では、高年齢者雇用安定法の改正がアナウンスされる直前の時点で、夫婦ともに働いていた家計を主たる分析対象にする。上に述べた通り、就業構造基本調査は 5 年に一度と調査頻度が低い代わりに、調査対象者の現職に関わる情報のみならず、前職が存在する場合にはその退職時期を含めた詳細を回顧形式で質問している。

### 3.2 記述統計

表 3 は本論文の分析に用いるサンプルの基本統計量を表したものである。すなわち、会計年度で 1945 年または 1946 年に生まれた夫を持つ夫婦のうち、夫がその 58 歳時点での就労継続している家計に限った観測についての基本統計量である。なお、本論文では高年齢者雇用安定法の 1945 年生まれにとっての施行直前である 59 歳ではなく、その一年前である 58 歳時点の就業状態をもとに観測を限っている。これは、高年齢者雇用安定法の公布が発効前になされており、さらには就業構造基本調査では月次までの細かい退職時期が不明であることから、政策公布によるアナウンス効果を回避するためである。

列(1)は 1945 年に生まれた夫を持つ家計の特徴について平均を記述したものであり、列(2)は 1946 年に生まれた夫を持つ家計の特徴について平均を記述したものである。列(3)および(4)ではその差と標準誤差を表し、2 世代の家計に違いが生じるかどうかを確認している。

当該標本の特徴として、高卒以下の比率が近年と比べて高いこと、特に妻の高卒以下の割合は 8 割を超えてることが挙げられる。家族構成は約半数を夫婦のみ同居の世帯が占めており、3~4 割程度の家計が子供と同居、1 割以上の家計で親との同居がみられる。図 2 にて示すように、夫と妻の年齢差は夫が 3 歳年上の家計が最頻値であり、さほど極端な組み合わせは多くなく、夫が 1~4 歳程度年上の夫婦が多いことがわかる。

コホート間の比較を行うと、ほとんどの変数において差がないことが確認できる。統計的有意差が年齢差および親との同居割合に生じているものの、どちらも平均と比べて十分に大きな差はみられず、経済的有意差はないものと考えられる。

## 4 識別戦略

### 4.1 直接の所得ショックを引き起こさない政策変化の重要性

高齢夫婦の引退決定の相互依存性を分析するために、Stancanelli (2017) や Nakazawa (2020) では年

金受給開始年齢の政策変更という外生的なショックを用いた分析がなされている<sup>7</sup>。図3は先行研究と本論文における識別戦略の差異を表している。図3のPanel Aが示すように、年金受給開始年齢の引き上げは、政策対象者の配偶者に二つの混在した効果をもたらす可能性がある。一つは、政策対象者自身の引退決定が直接引き起こす、相互依存性効果である。もう一つは、受給できるはずだった当座の年金が遅れることの、所得変動を通じた効果である。本研究を含む文献群は、前者の相互依存性の存在に关心を持っている。しかしながら、後者の負の所得ショックは、配偶者の就労を促進させ、前者の相互依存性が補完的である場合と同じ符号の効果を与える。したがって、先行研究で報告された夫婦間の就労決定における正の関係は、夫婦の就労の相互依存パラメータの符号が正であることを必ずしも意味しない。本研究では、年金政策ではなく定年退職延長という直接の所得ショックを伴わない外生変化を用い、上記の問題を解決する。図3のPanel Bに示すように定年退職延長は所得に対する直接の影響をもたらさず、政策対象者の定年後就業に直接作用する政策変化である。したがって、政策対象者の就業決定が、その配偶者の就業を促進するという夫婦の就労の相互依存性が実際に存在するのかを検証することができる。

## 4.2 過去情報に基づく効果の異質性

高齢者の引退行動分析において、Kondo and Shigeoka (2017) は法定退職年齢の引き上げを外生的な政策変化とし、政策対象者本人に就労を継続させる効果があることを明らかにした。Kondo and Shigeoka (2017) における主眼は政策対象者本人への影響であったが、追加的な分析としてその配偶者に波及する効果があるかを分析し、統計的に有意な結果を得なかった。

先行研究で就労継続を有意に増加させることができたのは、定年延長政策が強く機能すると考えられる男性についてのみであった。分析対象の性質として留意すべき点は、当該政策変化の対象世代の男性と女性で就業パターンが大きく異なることである。分析対象世代である1945年または1946年生まれの夫を持つ家計においては、図4のPanel Aにあらわすように夫はその58歳時点においておよそ94%が何らかの就労を継続しているのに対し、図4のPanel Bにあらわす同じ時点での妻が何らかの就労している割合は71%である。女性の就業確率の低さは、分析対象世代の女性が寿退社などによって労働市場から早々に離れていることが要因と考えられる。加えて、当該世代の妻の就労には引退を検討するような正規労働者が少なく、引退決定の機会を保持する主体は一部であることから、女性への平均効果が有意に検出されないことは驚くにいたらない。実際、先行研究においても係数は全て正であり、夫に対する直接の効果と同程度の点推定が、より大きい標準誤差によって非有意となっている。ここからも、妻への効果がより異質的である可能性が示唆される。

<sup>7</sup> Nakazawa (2020) はさらに、年金受給開始年齢の引き上げが年金の受給対象者の就業だけでなく、妻の就業や子どもの所得にも正の影響を与えることを示している。

る。

本研究では、夫に対する法定退職年齢の引き上げが妻の就業状態を変化させうるのかに着目し、政策アナウンスの直前の時点での共働きの夫婦に限った分析を行い、高齢者夫婦の就業決定の相互依存性を検証する。そのためには政策実施前の時点における就業状態を知る必要があるが、Kondo and Shigeoka (2017) で用いた労働力調査と異なり、本研究で用いた就業構造基本調査はより中長期に遡った過去時点の就業状態を得ることができる。

表2に本研究で用いた就業構造基本調査と、Kondo and Shigeoka (2017) が利用した労働力調査との比較をまとめている。労働力調査は毎月行われる調査であり、月単位の頻度で分析を行うことができ、異なるタイミングで直近一週間の就業状態を答える形式であるため正確性が期待できる。一方、2年間の調査の最後に行われる詳細な特定調査においても、その時点から3年間を遡った就業状態しか記録されない難点がある。特に、1945年生まれコホートが政策変更のアナウンスを受ける以前の58歳の就業状態を把握しようとすると、3年間しか就業状態を遡ることのできない労働力調査では、61歳までの就業状態しか知ることができない。夫の受けた政策変更に対し、妻の反応に遅延が生じうることを加味すると、労働力調査による分析では十分でない。したがって、労働力調査においてはコホート固定効果を考慮することはできても、高齢者雇用安定法の改正前における就業状態の情報を考慮することはできない。

一方、就業構造基本調査は初職と前職についてその離職時期を含めた詳細な調査を記録しており、政策の影響を大きく受けたと予想される、政策変更前の段階で働いていた人々に 対象を絞った分析が可能である。

### 4.3 推定手法

上記の議論を踏まえ、本研究では夫が58歳時点での共働きであった夫婦について、夫の法定年齢延長がその妻の就業に影響があるかどうかを調べる。第一に、内生変数である夫の就業状態に対して、夫が法定退職年齢延長の対象となった世代であるかどうかを操作変数とし、二段階最小二乗法推定を行う。

$$\begin{aligned} Employed_{i,age} &= \alpha_0 + \alpha_1 Policy_i + \alpha_2 AgeDiff_i + \alpha_3 X'_i + \gamma_{pref} + \epsilon_{i,age} \\ SpouseEmployed_{i,age} &= \gamma_0 + \gamma_1 \widehat{Employed}_{i,age} + \gamma_2 AgeDiff_i + \gamma_3 X_i + \gamma_{pref} + \sigma_{i,age} \end{aligned}$$

次に、夫が法定退職年齢延長世代であることの誘導系推定を最小二乗法で行う。

$$SpouseEmployed_{i,age} = \beta_0 + \beta_1 Policy_i + \beta_2 AgeDiff_i + \beta_3 X_i + \gamma_{pref} + \varepsilon_{i,age}$$

いずれの推定も操作変数が有効であるためには、夫が法定退職年齢延長世代であるかというダミー変数が、共変量を制御した後の妻の就業状態を決定する誤差項と相関しないことを要求する。さらに前者の操作変数法で得られる推定が、夫の労働供給の妻の労働供給に対する因果効果と解釈されるためには、従前の定年である世代の夫を持つことと、それよりも一歳若い世代の夫を持つことが、妻の就業状態に直接の影響を持たないとの仮定が必要である。操作変数の外性生をより担保するために、推定にあたっては表 3 にある共変量を制御する。特に重要な変数が夫婦の年齢差である。異なる誕生年の夫を同じ年齢時点で比較するうえで、当該変数を制御せずに回帰を行うと、異なる年齢時点での妻が比較されることになり不適切である。夫婦の年齢差を制御することにより、同じ年齢時点での妻を比較することになり、上記の識別仮定がより正当化しやすくなると考えられる。

上記の推定の頑健性検証として、異なる誕生年の夫を持つ妻の就業決定に、時間について一定の差異を許す以下の固定効果モデルを推定する。

$$SpouseEmployed_{i,a} = \theta_i + \eta_a + \sum_{a=60}^{65} \delta_{1,a} Age_a + \delta_2 Policy_i + \sum_{a=60}^{65} \delta_{3,a} (Policy_i * Age_a) + \varepsilon_{i,a}$$

本研究で取得可能な共変量は全て時間について一定の変数であり、上記のモデルは共変量を許さない。その代わりに、識別仮定が時間によって一定の誤差により破綻しうることを許し、上記のモデルと誘導系推定モデルはそれぞれ重複しない。

## 5 分析結果

### 5.1 主たる分析結果

表 4 は操作変数推定の結果を報告している。上段は一段階推定の結果であり、それぞれの係数は対応する夫の年齢において、定年延長政策の有無によって夫の就労状態が変化した割合を表している。下段は二段階推定の結果であり、それぞれの係数は対応する夫の年齢において、定年延長政策による夫の就労変化により、妻の就労が変化した割合を表している。パネル A は夫が 58 歳時点で就労している夫婦に限っているのに対し、パネル B ではさらに夫婦ともに夫の 58 歳時点で就労している夫婦に限っている。パネル A においても夫の就業状態変化は妻の就業状態変化に正の関係性を認めるが、標準誤差が相対的に大きく、有意な関係を見出すことができない。一方で、パネル B の、夫婦ともに政策以前に就労していた夫婦に限った分析では、夫が定年延長できた 61 歳時点から 63 歳時点までにおいて、統計的有意かつ経済的有意な正の効果が現れている。これはパネル A におい

ては妻が早期に引退済みである家計を含めた分析となっており、もともと効果が生じにくいと考えられる家計が含まれていることから平均効果として小さく、ノイズを伴う推定がなされていることを意味する。点推定から、およそ半数の妻が夫の就業継続に呼応して就業を継続しているとみることができるが、標準誤差の大きさから妻の反応の度合いを正確に得ることはできない。

## 5.2 頑健性推定

5.1 で見た操作変数推定は、操作変数と内生変数の関連性の強さに依存した結果である。表 4 に示す通り、夫の評価時点によっては政策変化の影響は必ずしも強固ではなく、どの時点の夫の就労変化を各時点の妻の就労に対応させるか、という問題がある。そのような問題に依存しない頑健性分析として誘導系モデルの推定結果を行い、表 5 に政策変化の妻への影響を直接観察したものと示す。それぞれの係数は対応する夫の年齢において、妻の就労状態が定年延長政策の有無で変化した割合を表している。パネル A は夫が 58 歳時点で就労している夫婦に限っているのに対し、パネル B ではさらに夫婦ともに夫の 58 歳時点で就労している夫婦に限っている。操作変数法の結果と同じく、パネル A、パネル B のどちらにおいても一貫して正の効果が観察されるが、パネル B においてより大きく、かつ正確な効果が推定されている。

パネル B を参照すると、操作変数推定（表 4）では統計的に有意な結果が得られなかつた夫の 65 歳を含めて、統計的有意かつ経済的有意な効果が現れている。これは、夫の 64 歳以降においてはトリートメント群の夫も定年を迎える、操作変数の内生変数への効果が弱くなる一方で、妻への影響がその後においても継続していることを意味する。したがってこの結果は、本定年延長政策が、妻と夫とで異なるタイミングでの影響を持ちうることを示唆している。これは夫が本人の年齢に連動した定年制度に反応して就労を変化させているのに対し、妻はその夫の就労継続に反応して決定するという違いを表している。

表 6 は表 5 の誘導系分析に対して、並列する固定効果モデルの推定を行ったものである。推定方法の項で述べたように、本論文での共変量はほとんどが時間について一定の変数であるため、誘導系モデルと固定効果モデルは互いに内包しない。固定効果モデルの推定は表 5 の誘導系推定に対して有意水準に差異はあるものの、一貫して同様の効果が現れている。

他の視点に基づく頑健性分析として、政策変化が生じていないはずの世代を比較したプラセボ分析を行った。図 1 に示すとおり、政策変化が生じていない 43 年生まれと 44 年生まれの夫（老齢基礎年金受給年齢が 62 歳であり、定年が 60 歳である）、47 年生まれと 48 年生まれの夫（老齢基礎年金受給年齢と定年のいずれも 64 歳）については年金・定年制度に差異が生じない。表 7 は、それぞれの比較において、夫本人の就労状態に差が存在するかを確かめたものである。43 年生まれと 44 年生まれの比較について一部有意な差が生じているものの、45 年生まれと 46 年生まれの差に比べて概ね小さく非有意な差となっている。下段（6）は 45 年生まれと 46 年生まれの差を政策直前の 59

歳時点で夫の就業確率の差を比較したものであるが、同じく有意な差を認めず、表4・5の結果の頑健性を示している。

### 5.3 効果の異質性

最後に、表8は表5の誘導系分析に対して、その部分サンプルにおける分析を表したものである。表8上段は子どもと同居している夫婦と、そうでない夫婦で分けて分析した結果であり、子どもとの同居を行っている夫婦のみに政策効果が現れていることがわかる。一方で下段は妻の教育水準が高卒以下の家計と、そうでない家計とで分けて分析したものであり、高卒以下の教育水準の妻に対して政策効果が現れていることがわかる。

これらの分析から、おそらく成人していると考えられる子どもとの同居にともなう金銭的な就業継続の必要性や、学歴に相関した特定の産業での就業や就業形態などによって、夫から妻への効果が生じていると考えられる。これらの要因をより深く分析することが、今後の課題の一つである。

## 6 結論

本研究では、高齢夫婦の労働供給の相互依存性を明らかにするために、日本の高年齢者雇用安定法が定める法定退職年齢の引き上げを利用した分析を行った。年金受給開始年齢が等しいにも関わらず、法定退職年齢が60歳だった1945年生まれの男性と、63歳に引き上げられた1946年生まれの男性を比較し、その妻の就業パターンを観察した。本研究の分析結果から、就業延長の対象となった1946年生まれの夫を持つ妻は、1945年生まれの夫を持つ妻よりも夫が60歳になって以降の就業確率が高く、夫婦の就業に補完性があることが分かった。

本研究の第一の貢献は、負の所得ショックを伴わない制度変更を用いて、夫婦の労働供給の因果関係を明らかにした点である。年金の受給開始年齢の引き上げを用いて、夫婦の就業の関係性を示した先行研究 (Stancanelli 2017, Nakazawa 2020) では、受給資格年齢の引き上げという負の所得ショックが家計全体に影響を及ぼすため、それを補填するために配偶者が就業する効果が夫婦の就業関係の一部として捉えられてしまう。本分析では、退職時期の延長という、負の所得ショックが無い変化であっても、夫婦が引退時期を合わせるような労働供給決定を行なっていることを明らかにした。

第二の貢献は、夫婦の就業の補完性を、就業するか否か (extensive margin) において明らかにした点である。壮年夫婦を対象とした既存研究 (Goux et al. 2014) では、労働供給における就業時間 (intensive margin) の変化から、夫婦の就業の補完性を指摘していた。本研究では、働くか否かというより閾値の高い局面においてもなお、夫婦の就業に補完性があることを示している。

本研究は、構造推定によって夫婦の相互依存的引退行動を分析した Michaud et al. (2020) を補

う研究としても位置付けられる。彼らはシミュレーションによって、相手の時間利用に対して相互依存的な選好が高齢夫婦の退職決定に重要な影響を与えていていることを指摘した。本研究は誘導系の推定によっても、同様の関係が見られることを明らかにした。すなわち、夫婦の片方の就業機会の変更が、その配偶者の労働供給へも波及し、それ以上の効果を持つことを示している。故に、政策を計画する際、そのターゲットとなるグループだけではなく、少なくともその配偶者、さらには他の家族の行動変化まで考慮しなければ、政策効果を実際よりも小さく見積もってしまう可能性を本研究は提示している。

本論文では対処できなかった課題も多くある。第一に、本研究では夫から妻への影響を見るに限られており、妻から夫への影響も今後明らかにする必要がある。第二に、夫婦が就業状態を変化させる時、そこにどのようなメカニズムが働いているのかまでは明らかになっていない。Michaud et al. (2020) の相手の時間利用に対する相互依存的な選好は、間接効用関数に配偶者の余暇時間と本人の余暇時間の交差項を加える形式であり、例えば夫婦ともに余暇時間を過ごしたいという選好を表していると考えられる。しかしながら、本研究で明らかになった夫婦間の引退決定における補完的な相互依存性は、必ずしも上記の余暇の共同消費に対する選好で生じているとは限らない。今後、より細かい夫婦の特性や、夫婦の時間利用の変化を見ることによって、就業の補完性が起こる要因によりアプローチできるだろう。例えば、Rogerson and Wallenius (2019) は Health and Retirement Study の時間利用モジュールを用い、フルタイム就労者が引退することで夫婦それぞれの Home production に対する時間消費が変わらないことを明らかにした。したがって本稿で明らかになった夫婦間の就業における相互依存性が、選好などの、Home production 以外の要因によって引き起こされていることが示唆される。他にも Stancanelli and van Soest (2016) では余暇の相関が高いことが指摘されているが、その因果については未だ明らかになっていない。第三に、本研究では夫婦の就業の補完性の大きさ自体を推定することはできない。本研究の推定は就業延長の効果として、就業延長による所得の上昇が引き起こす代替的な効果と夫婦の就業の補完性の大小比較において、夫婦の補完性が優位であることをしめしている。したがって、本研究で得られた夫婦の就業の補完性の度合いは、本来あるべき補完性の強さを過少に推定していると考えられる。本研究が用いたデータでは、就業状態の変化しか捉えることが出来ていないが、所得の変化を連続的に観察できるデータがあれば、所得の影響を取り除いた時に真の夫婦の就業の補完性がどの程度であるかについても推定することができるだろう。

## 参考文献

- Ashenfelter, Orley, and James Heckman. "The estimation of income and substitution effects in a model of family labor supply." *Econometrica* (1974): 73-85..
- Alesina, Alberto, Edward Glaeser, and Bruce Sacerdote. "Work and leisure in the United States and Europe: why so different?." *NBER macroeconomics annual* 20 (2005): 1-64.
- Cullen, Julie B. and Jonathan Gruber. "Does unemployment insurance crowd out spousal labor supply?", *Journal of Labor Economics* 18.3 (2000): 546-572.
- Goux, Dominique, Eric Maurin, and Barbara Petrongolo. 2014. "Worktime Regulations and Spousal Labor Supply." *American Economic Review* 104 (1): 252–76.
- Gelber, Alexander M. "Taxation and the earnings of husbands and wives: evidence from Sweden." *The Review of Economics and Statistics* 96 (2) (2014): 287-305.
- Gustman, Alan L., and Thomas L. Steinmeier. 1986. "A Structural Retirement Model." *Econometrica* 54 (3): 555.
- Gustman, Alan L., and Thomas L. Steinmeier. "Retirement in dual-career families: a structural model." *Journal of Labor economics* 18.3 (2000): 503-545.
- Gustman, Alan L., and Thomas L. Steinmeier. "Social security, pensions and retirement behaviour within the family." *Journal of Applied Econometrics* 19.6 (2004): 723-737.
- Hurd, Michael D. "The Joint Retirement Decision of Husbands and Wives." *NBER Chapters* (1990): 231-258.
- Kohara, Miki. "The response of Japanese wives' labor supply to husbands' job loss." *Journal of Population Economics* 23.4 (2010): 1133-1149.
- Kondo, Ayako, and Hitoshi Shigeoka. 2017. "The Effectiveness of Demand-Side Government Intervention to Promote Elderly Employment: Evidence from Japan." *ILR Review* 70 (4): 1008–36.
- Kapur, Kanika, and Jeannette Rogowski. "The role of health insurance in joint retirement among married couples." *ILR Review* 60.3 (2007): 397-407.
- Lalive, Rafael, and Pierpaolo Parrotta. "How does pension eligibility affect labor supply in couples?." *Labour Economics* 46 (2017): 177-188.
- Lundberg, Shelly. "The Added Worker Effect." *Journal of Labor Economics* 3.1 (1985): 11-37.
- Michaud, Pierre-Carl, Arthur Van Soest, and Luc Bissonnette. "Understanding joint retirement." *Journal of Economic Behavior & Organization* (2020).
- Nakazawa, Nobuhiko. "The Effects of Increasing the Eligibility Age for Public Pension on Individual Labor Supply: Evidence from Japan." Available at SSRN 3438100 (2020).
- Rogerson, Richard, and Johanna Wallenius. 2019. "Household Time Use among Older Couples: Evidence and Implications for Labor Supply Parameters." *The Quarterly Journal of Economics* 134 (2): 1079–1120.
- Stancanelli, Elena, and Arthur Van Soest. "Partners' leisure time truly together upon retirement." *IZA Journal of Labor Policy* 5.1 (2016): 1-19.
- Stancanelli, Elena. "Couples' retirement under individual pension design: A regression discontinuity study for France." *Labour Economics* 49 (2017): 14-26.

森戸英幸. “高年齢者雇用安定法 – 2004 年改正の意味するもの.” 日本労働研究雑誌 No.642 Jan. (2014): 5-12.

柳澤武. “高年齢者雇用の法政策 – 歴史と展望.” 日本労働研究雑誌 No. 674 Sep. (2016): 66-75.

第 159 回国会 衆議院本会議 第 19 号 高年齢者等の雇用の安定等に関する法律の一部を改正する法律案（内閣提出）の趣旨説明及び質疑 2004 年 4 月 1 日、国会会議録検索システム  
(<http://kokkai.ndl.go.jp/>) より入手

図1：2006年改正に関する定年退職年齢と年金受給年齢の図

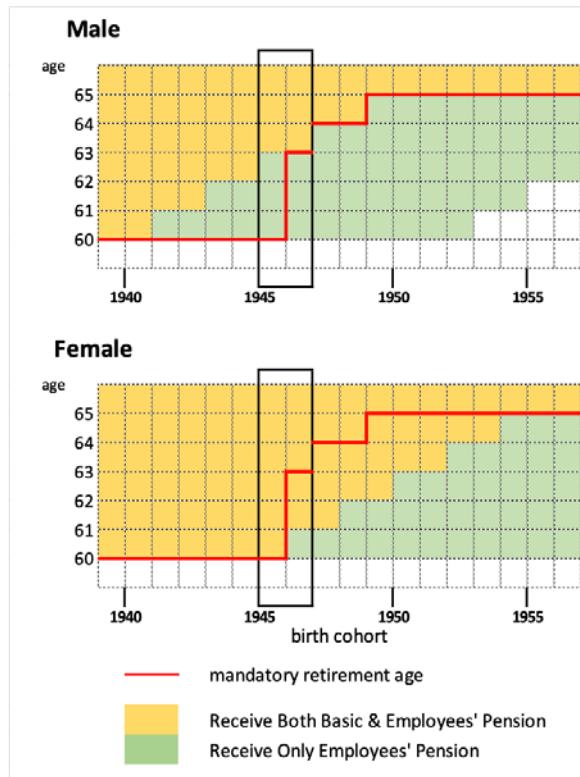


図2：夫婦の年齢差の頻度分布

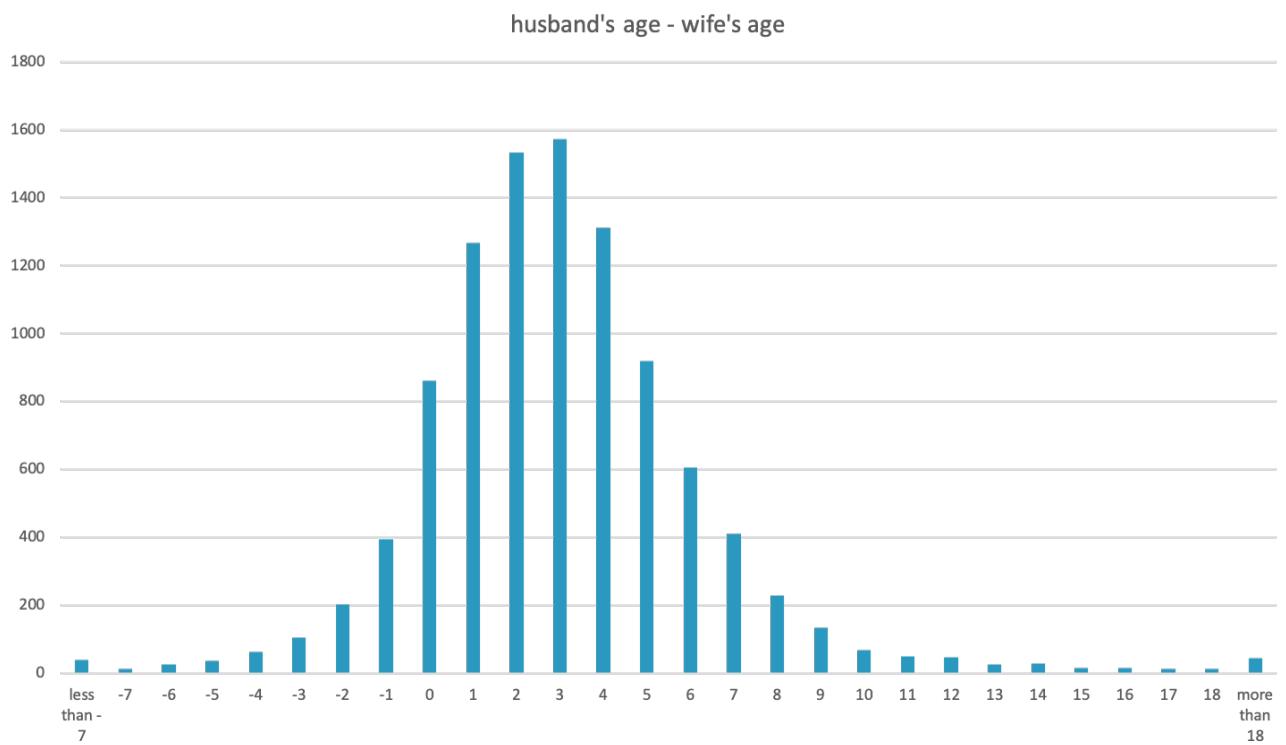
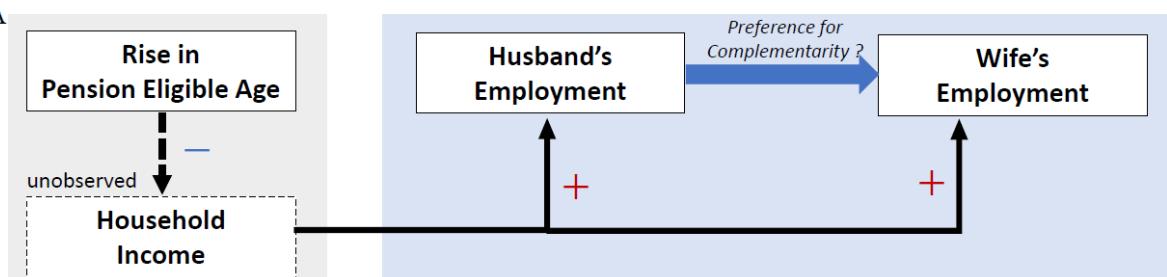


図 3 : 識別戦略の比較

Panel A



Panel B

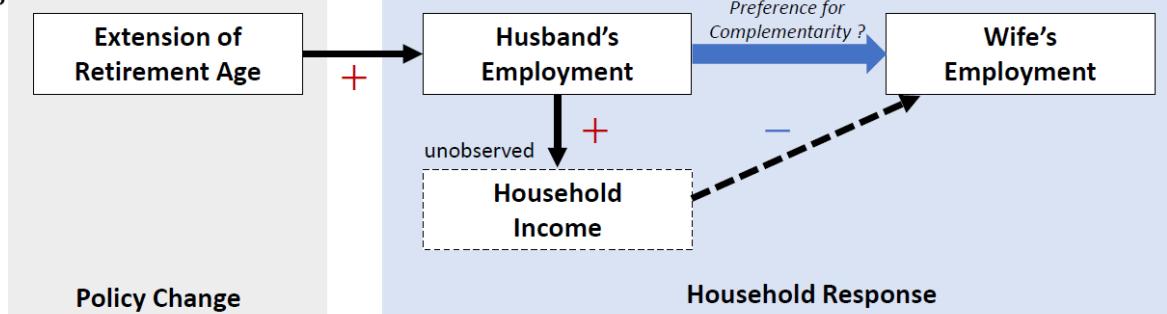
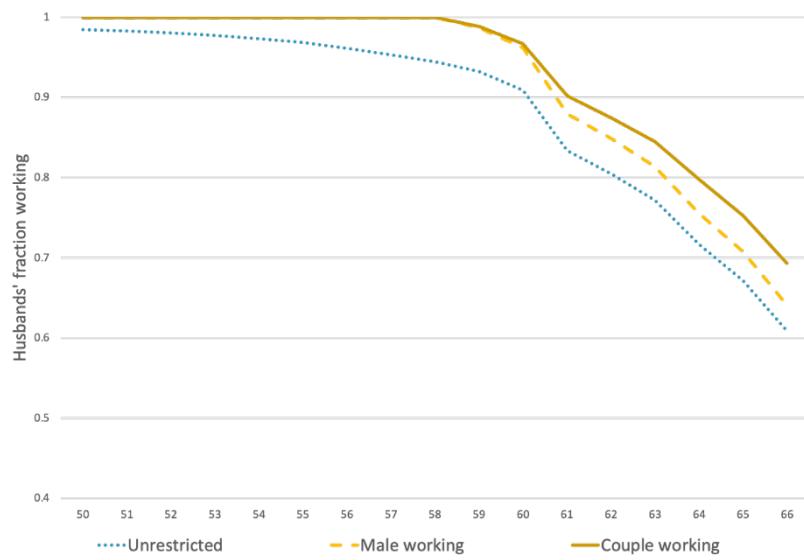


図4：年齢別就業確率の推移

Panel A：夫の自身の年齢に対する就業継続確率の推移



Panel B：夫の年齢に対する妻の就業継続確率の推移

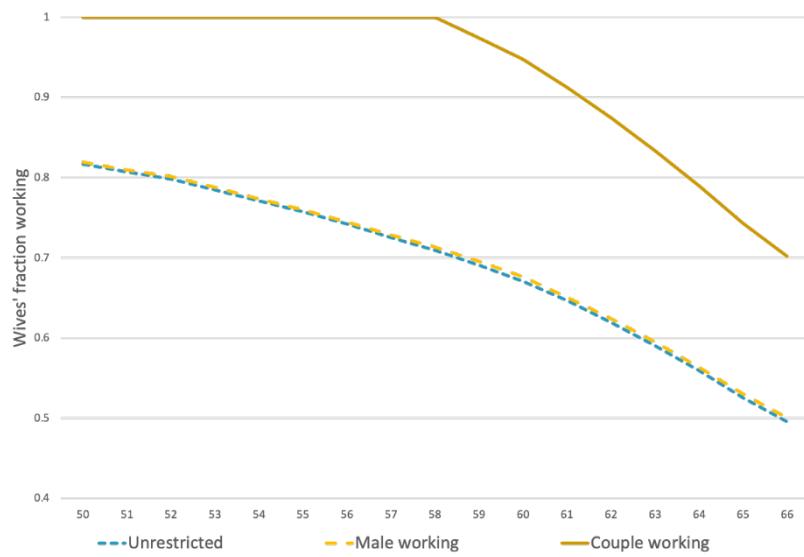


表1：高年齢者雇用安定法の改正経緯

交付年度（施行年度）	政策変化の概要
1986	定年年齢を60歳以上とすることを努力義務化。
1994（1998）	60歳未満の定年を設定することを禁止。
2000	定年後の65歳まで雇用を継続することを努力義務化。
2004（2006）	（段階的に）65歳まで雇用を継続する制度の設定を義務化。
2012（2013）	65歳までの雇用者に対し、希望者全員を雇用継続することを義務化。
2020（2021）	定年後の70歳まで雇用を継続することを努力義務化。

（出典：森戸(2014)および柳澤(2016)）

表2：就業構造基本調査と労働力調査の比較表

	労働力調査	就業構造基本調査
調査の内容	直近一週間の就業状態を記録する基礎調査と三年以内の状況を記録する特定調査で構成される。	現職および前職、初職についての離職日を含めた詳細な就業関連情報を記録する。
調査の頻度	二年間の同じ二ヶ月について、それぞれの月末日に基礎調査を行い、その内一部の最終回調査を特定調査とする。	5年に一度行われ、最新調査は平成29年10月1日現在であり、本研究では平成19年度・24年度調査を主に用いる。
調査対象	約四万世帯(うち特定調査は一万世帯が対象)のランダムサンプル家計に属する世帯員のうち15歳以上の個人(約10万人)。	約52万世帯(平成29年調査)のランダムサンプルに属する世帯員のうち、15歳以上の個人。 (平成29年度調査は約108万人)
利用可能な過去情報	直近三年間の就業状態。	現職の就業状態および、前職・初職の特徴と就業・離職時期

表3：基本統計量

	Husbands	Husbands born in	Differences in two cohorts:	
	born in 1945	1946	1945-1946	
	mean	mean	mean	se
Couple age difference	3.155	2.910	0.246	0.069
Husbands' education				
Less than high school	0.259	0.259	0.000	
High school	0.491	0.487	0.004	0.010
Some college	0.034	0.036	-0.002	0.004
College or more	0.215	0.218	-0.003	0.008
Wives' education				
Less than high school	0.206	0.196	0.010	
High school	0.600	0.594	-0.008	0.010
Some college	0.142	0.150	-0.009	0.007
Collage or more	0.052	0.060	-0.023	0.005
Cohabitation with child	0.358	0.361	-0.003	0.010
Cohabitation with parent	0.117	0.141	-0.023	0.007
Couple only household	0.524	0.504	0.020	
Three-person household	0.293	0.284	0.008	0.009
Four-person household	0.009	0.109	-0.010	0.006
Five-person household	0.033	0.037	-0.004	0.004
Household with six or more	0.052	0.066	-0.014	0.005

表4：操作変数法による推定結果

1 <sup>st</sup> stage		Husband's Employment (Born in 1945 or 1946)					
Husband's age	at age 60	at age 61	at age 62	at age 63	at age 64	at age 65	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
<b>Panel A: Couples whose husbands are in the workforce at the age of 58</b>							
Employment Extension	0.016*** (0.004)	0.041*** (0.007)	0.046*** (0.008)	0.041*** (0.008)	0.036*** (0.009)	0.027*** (0.010)	
Mean dep. Variable	0.962	0.880	0.849	0.814	0.755	0.708	
Observations	9390	9390	9390	9390	9390	9390	
F-stat (1st stage instrument)	15.132	35.165	35.165	24.800	15.210	8.009	
<b>Panel B: Couples in which both partners work, when the husbands are 58 years old</b>							
Employment Extension	0.013*** (0.005)	0.032*** (0.008)	0.031*** (0.009)	0.029*** (0.009)	0.026*** (0.010)	0.014 (0.011)	
Mean dep. Variable	0.967	0.901	0.875	0.845	0.797	0.753	
Observations	6698	6698	6698	6698	6698	6698	
F-stat (1st stage instrument)	7.952	17.306	13.396	9.797	6.503	1.742	
2 <sup>nd</sup> stage		Wife's Employment (Whose husband was born in 1945 or 1946)					
Wife's age	at age 60	at age 61	at age 62	at age 63	at age 64	at age 65	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
<b>Panel A: Couples whose husbands are in the workforce at the age of 58</b>							
Husband's Employment	0.481 (0.600)	0.290 (0.236)	0.224 (0.216)	0.396 (0.242)	0.355 (0.282)	0.598 (0.388)	
Mean dep. Variable	0.676	0.651	0.624	0.595	0.564	0.530	
Observations	9390	9390	9390	9390	9390	9390	
<b>Panel B: Couples in which both partners work, when the husbands are 58 years old</b>							
Husband's Employment	0.674 (0.464)	0.498** (0.238)	0.455* (0.274)	0.776** (0.366)	0.647 (0.419)	1.505 (1.224)	
Mean dep. Variable	0.947	0.912	0.875	0.834	0.790	0.743	
Observations	6698	6698	6698	6698	6698	6698	

表5：誘導形推定による推定結果

		Wife's Employment (Whose husband was born in 1945 or 1946)					
Husbands' Age	at age 60	at age 61	at age 62	at age 63	at age 64	at age 65	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
<b>Panel A: Couples whose husbands are in the workforce at the age of 58</b>							
Employment Extension	0.008 (0.010)	0.012 (0.010)	0.010 (0.010)	0.016* (0.010)	0.013 (0.010)	0.016 (0.010)	
Mean dep. Variable	0.6761	0.6511	0.6243	0.5953	0.5636	0.5301	
Observations	9390	9390	9390	9390	9390	9390	
<b>Panel B: Couples in which both partners work, when the husbands are 58 years old</b>							
Employment Extension	0.009 (0.006)	0.016** (0.007)	0.014* (0.008)	0.023** (0.009)	0.017* (0.010)	0.022** (0.011)	
Mean dep. Variable	0.947	0.912	0.875	0.834	0.790	0.743	
Observations	6698	6698	6698	6698	6698	6698	

表6：パネル固定効果モデルの推定結果

	Wife's Employment (Whose husband was born in 1945 or 1946)	
	(1) Panel A	(2) Panel B
At age 60	0.005 (0.003)	0.007* (0.005)
At age 61	0.008* (0.005)	0.012* (0.006)
At age 62	0.004 (0.006)	0.008 (0.008)
At age 63	0.010 (0.006)	0.016* (0.009)
At age 64	0.007 (0.007)	0.012 (0.010)
At age 65	0.012 (0.008)	0.019* (0.010)
Observations	9473	6761

表7：プラセボ効果分析

Husband's Employment (Born in 1943 or 1944)						
Husband's age	at age 60 (1)	at age 61 (2)	at age 62 (3)	at age 63 (4)	at age 64 (5)	at age 65 (6)
Placebo Extension	0.016*** (0.004)	0.041*** (0.007)	0.046*** (0.008)	0.041*** (0.008)	0.036*** (0.009)	0.027*** (0.010)
Observations	9390	9390	9390	9390	9390	9390

Husband's Employment (Born in 1947 or 1948) (Born in 1945 or 1946)						
Husband's age	at age 60 (1)	at age 61 (2)	at age 62 (3)	at age 63 (4)	at age 64 (5)	at age 59 (6)
Placebo Extension	-0.001 (0.003)	-0.006 (0.005)	-0.006 (0.006)	-0.002 (0.007)	0.002 (0.007)	0.002 (0.003)
Observations	10610	10610	10610	10610	10610	10610

表8：効果の異質性分析

Husband's age	Wife's Employment (Whose husband was born in 1945 or 1946)					
	at age 60	at age 61	at age 62	at age 63	at age 64	at age 65
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>Household Type</b>						
<b>Panel A: Living with Child(ren)</b>						
Husband's Employment	0.018** (0.009)	0.027** (0.011)	0.027** (0.013)	0.036** (0.015)	0.028* (0.016)	0.035** (0.017)
Observations	2473	2473	2473	2473	2473	2473
<b>Panel B: Others</b>						
Husband's Employment	0.003 (0.007)	0.008 (0.009)	0.005 (0.011)	0.014 (0.012)	0.010 (0.013)	0.013 (0.014)
Observations	4225	4225	4225	4225	4225	4225
<b>Educational Background</b>						
<b>Panel C: Less than high school diplomas</b>						
Husband's Employment	0.027** (0.012)	0.025* (0.015)	0.040** (0.018)	0.047** (0.020)	0.045** (0.022)	0.062*** (0.024)
Observations	1351	1351	1351	1351	1351	1351
<b>Panel D: Others</b>						
Husband's Employment	0.004 (0.006)	0.013 (0.008)	0.008 (0.009)	0.016 (0.010)	0.008 (0.011)	0.010 (0.012)
Observations	5347	5347	5347	5347	5347	5347