

厚生労働科学研究費補助金

政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）

就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究

平成28年度 総括・分担研究報告書

研究代表者 山本勲 慶應義塾大学商学部 教授

平成29（2017）年 5月

目 次

I. 総括研究報告

- 就業形態の変化のメカニズムと労働者の厚生水準に与える影響に関する研究 ----- 1
研究代表者 山本勲 慶應義塾大学商学部 教授
(資料) 定年退職は健康にどのような影響を及ぼすのか
(資料) 正規非正規の職種転換と雇用形態転換
(資料) 「21 世紀成年者縦断調査」を用いた育児支援政策の効果測定
－「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の検証－

II. 分担研究報告

1. 女性の結婚・出産・就業の制約要因と諸対策の効果検証に関する研究 ----- 83
研究分担者 樋口美雄 慶應義塾大学商学部 教授
(資料) The Constraints on Women's Marriage, Childbirth and Employment,
and Effects of Work-Life Balance Policies,
2. 日本における夫婦の引退決定に関する分析 ----- 119
研究分担者 酒井正 法政大学経済学部 教授
(研究協力者 戸田淳仁 リクルートワークス研究所 主任研究員)
(資料) The Impact of a Wife's Employment on her Husband's Retirement
Decision: Evidence from Japanese Longitudinal Data (日本における夫
婦の引退決定に関する分析)
3. 非自発的な理由による失職が所得、健康、家族関係に及ぼす影響 ----- 137
研究分担者 佐藤一磨 拓殖大学政経学部 准教授
(資料) 定年退職は健康にどのような影響を及ぼすのか
(資料) 高齢者の失業が健康に及ぼす影響
(資料) 誰が熟年離婚するのか、また、熟年離婚はメンタルヘルスを
悪化させるのか
(資料) 正規非正規の職種転換と雇用形態転換
(資料) The effect of training on the employment of older workers
after compulsory retirement in Japan

III. 研究成果の刊行に関する一覧表 ----- 271

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））

「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」

総括研究報告書

就業形態の変化のメカニズムと労働者の厚生水準に与える影響に関する研究

研究代表者 山本勲 慶應義塾大学商学部 教授

研究要旨

本研究プロジェクトでは、「21世紀縦断調査」（成年者・中高年縦断調査）の個票データを用いて、就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究を進める。平成28年度は、『中高年者縦断調査』を用いて、高齢者の定年退職経験がメンタルヘルス等の健康指標に及ぼす影響に関する論文も作成した。また、『成年者縦断調査』を用いて、技術革新と労働者の従事する業務（タスク）に焦点を当てながら非正規雇用から正規雇用への転換についての分析を行った論文を作成した。さらに、さらに、『成年者縦断調査』を用いて、2000年代に実施された地域を対象とした積極的労働市場政策である「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の就業と出産への効果測定を行った論文

A. 研究目的

①高齢者の定年退職経験がメンタルヘルス等の健康指標に及ぼす影響について

日本的雇用慣行の下で、これまでの日本の多くの企業では正規雇用者が長期間、定年年齢まで雇用されてきた。しかし、高年齢者雇用安定法の改正や厚生年金の支給開始年齢の引き上げによって、近年では定年年齢の60歳を超えて嘱託やシニアスタッフなどの非正規雇用として、同一企業や別の企業で就業する高年齢者が増えてきている。定年年齢まで正規雇用者として就業する場合と、定年以降に非正規雇用者として就業する場合では、労働者の厚生はどのように異なるのであろうか。

労働者の厚生はどのように異なるのであろうか。経済学では労働者が自由に労働供給を選択できるとしたら、最大の効用をもたらす雇用形態で最適な労働時間を供給することを各労働者が選択するため、定年前後にかかわらず、あるいは、正規雇用や非正規雇用にかかわらず、他の条件を一定とすれば労働者の厚生は同じと考える。しかし、バーゲニングパワーが小さいために労働者が自由に労働供給（労働時間）を選択できないという制約が生じている場合には、雇用形態や労働時間などによって厚生水準が変わっている可能性がある。例えば、定年前の正規雇用においては労働者が最適な労働時間を超える長時間労働を強い

られている可能性があり、その場合には、定年によって正規雇用から非正規雇用に転換することで、制約が課せられなくなるために、その労働者の厚生が高まる可能性がある。また、厚生年金の支給開始年齢の引き上げによって、所得を確保するために高年齢者が希望する以上に労働供給を行っている場合にも、その労働者の厚生水準が低下している可能性もある。そこで、こうした状況が日本でどの程度生じているかを明らかにするために、本プロジェクトでは定年退職という外生的イベントの前後で、労働者の厚生水準がどのように変化するかを検証する。

②正規非正規の職種転換と雇用形態転換について

近年の技術革新のスピードの速さは労働市場にさまざまな影響を与えることが指摘されており、特に、定型的な業務（タスク）に従事する労働者ほど技術革新に仕事が代替される可能性が高まっており、結果として賃金格差や失業が生じることが危惧されている。この点、日本では正規・非正規別に技術偏向型技術進歩の影響は異なって現れることが考えられる。というのも日本の正規就業者については長期的な人材育成モデルによって長期雇用が生じていたり、職種別採用をせず職能型の人材マネジメントがなされていたりするなどの日本型雇用慣行が採られ、偏向型の労働

需要変化の影響を受けにくい可能性がある一方で、非正規就業者については正規就業者のような日本的雇用慣行が採られることは少なく、契約期間も短期であることが一般的である。そのため、非正規就業への労働需要は技能偏向型技術進歩に感応的に変化し、結果的に、欧米で観察されているようなルーチン業務からマニュアル業務といった職種変化が日本では非正規就業で顕著に生じていることが予想される。ところが、個々の労働者の職種転換を正規就業・非正規就業に着目して検証した研究は少なく、このような予想が正しいかどうかは自明ではない。そこで本稿では、大規模マイクロパネルデータを用いて、正規と非正規就業者に分けて、職業の変化や職種転換の状況を見ることで、技術偏向型技術進歩の日本の労働市場への影響を確認する。

さらに、技術革新によって需要が減少する定型的な職業に非正規で従事していた場合に、就業形態転換だけでなく職種技能も問題になることでよりいっそう正規雇用へ転換しにくくなる可能性もある。そこで本研究では、技術革新の業務別の正規転換発生がどのように異なっているかについて、内部・外部労働市場の経路を考慮した分析も行う。

③地域の育児支援政策の効果測定について

少子高齢化が急速に進んでいる今日の日本において、仕事と育児の両立を図ることので

きる環境作りの重要性がより一層増している。若年層の労働力人口が年々減少しつつある昨今においては、女性の労働参加を促すことはもちろん、出生率の向上を図り、将来の労働力を確保するような取り組みが必要となる。そこで、本稿では、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」という地域の積極的労働市場政策に着目し、『成年者縦断調査』を用いて、女性の就業と出産に与えた効果を検証する。同様の分析は初年度に山本・伊藤[2014]で『慶應義塾大学家計パネル調査』を用いて就業への効果測定を行っているが、本年度の研究は『成年者縦断調査』を用いて就業だけでなく出産も分析対象としている点で異なり、また、就業については異なるパネルデータを用いた結果の比較を行うことにも学術的貢献が見出せる。

B. 研究方法

①高齢者の定年退職経験がメンタルヘルス等の健康指標に及ぼす影響について

定年退職が健康に及ぼす影響を経済学の視点から分析を行った研究は国内では少ない。しかし、近年、欧米ではこの疑問に答えようと様々な分析が行われるようになってきた。欧米において研究が進められた背景には、高齢化に対処するために、年金支給開始年齢の引き上げが行われるようになってきたことが

大きな影響を及ぼしている。年金支給開始年齢の引き上げに伴い、退職年齢も上昇し、これが高齢者の健康にどのような影響を及ぼすのか、といった点が政策的に注目されてきた。もし退職年齢の引き上げが高齢者の健康を改善させた場合、社会保障費の抑制につながり、メリットが大きい。しかし、逆に高齢者の健康を悪化させた場合、社会保障費の増加につながる恐れがある。この点に関する欧米の研究成果を見ると、正と負の両方の影響があることが明らかになっており、まだ結論は明らかになっていない。

この点に関して、我が国の先行研究を見ると、研究例は少なく、明らかになっていない点も多い。そこで、本研究では定年退職経験がメンタルヘルスや主観的健康度に及ぼす影響を検証した。具体的な検証方法としては、定年退職経験がメンタルヘルスや主観的健康度に及ぼす影響を固定効果回帰分析や変量効果回帰分析を用いて分析した。

②正規非正規の職種転換と雇用形態転換について

非正規雇用から正規雇用への転換がどの程度生じており、その要因や経路がどのようになっているかを検証した研究は国内でもいくつかある。しかし、それらの先行研究では労働者の就業形態を毎年追跡したパネルデータを用いているものの、サンプルサイズが必ず

しも大きくなく、特に、非正規雇用から正規雇用へ転換したサンプルが非常に少ないといった課題があったといえる。そこで、本研究では先行研究と比べてサンプルサイズの点で大きく優る「21世紀縦断調査」(成年者縦断調査)の個票データを用いて、これまでの先行研究での検証結果を追証するとともに、非正規雇用から正規雇用への転換のポイントとなる要因のさらなる解明を試みる。その際には、職種情報をもとに労働者が従事しているタスクを特定し、タスクモデルに準拠した分析を行う。具体的には、タスクに注目して就業形態に関する推移行列を推計したり、就業選択に関する多項ロジット推計を行ったりする。

③地域の育児支援政策の効果測定について

女性の就業と出産の両側面から「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の効果を検証する。分析アプローチとしては山本・伊藤[2014]と同様に、モデル地域居住者をトリートメントグループ、その他をコントロールグループに据えたDD分析を行い、女性の就業と出産に対する政策効果を推定している。本稿の分析は、同事業の出産に与えた効果を明らかにするとともに、同事業の女性就業に対する効果について、山本・伊藤[2014]の分析結果の頑健性を確認するという意義も含まれている。さらに、就業と出産の意思決定にみ

られる同時性を考慮するため、就業関数と出産関数のbivariateプロビットモデルによる推定も行い、仕事と出産の両立という観点からの政策評価を試みる

(倫理面への配慮)

21世紀縦断調査」(成年者・中高年縦断調査)は個人を特定できる情報については全て秘匿されており、学術研究に広く利用されている。従って、倫理面からの問題はない。

C. 研究結果

①高齢者の定年退職経験がメンタルヘルス等の健康指標に及ぼす影響について

分析の結果、次の3点が明らかになった。1点目は、さまざまな要因を考慮しても、定年退職経験はメンタルヘルスを改善させることがわかった。また、男女別の結果を見ると、男性においてメンタルヘルスの改善傾向が大きかった。この背景には仕事に多くの時間を費やす男性ほど、定年によって仕事上のストレス等から解放される度合いが大きいことが影響を及ぼしていると考えられる。2点目は、定年退職経験は日常生活の活動において支障を被る確率を低下させるが、その影響の持続性はなく、限定的であることがわかった。3点目は、定年退職経験は心臓病等の深刻な病気の発生に影響を及ぼしていないことがわか

った。

②正規非正規の職種転換と雇用形態転換について

分析の結果、ルーチン業務に従事していた者については、正規から非正規への転換者でマニュアル業務への変化が多く、今期の正規に比べ今期非正規雇用者ほどマニュアル業務への変化が多いことがわかった。しかし、他業務からルーチンへの参入も正規・非正規市場ともに一定程度発生しており、全体としてのルーチンの減少は確認されなかった。加えて、企業内外の経路を考慮した正規転換に関する分析を行った結果、欧米で需要減が指摘されるルーチン業務についていた非正規雇用者で正規転換が少なくなっている様子は確認されなかった。また、抽象業務についていた正規雇用者では正規転換が多くなっていた一方で、抽象業務の増加や高齢化の影響で需要増が指摘されるマニュアル業務では正規化に繋がっている様子は見られなかった。

③地域の育児支援政策の効果測定について

分析の結果、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」が女性の出産行動を促進した可能性があることや、30代女性や中学・高校卒女性に対しての効果が顕著であったことなどが示された。さらに、就業と出産の同時性を考

慮した場合、モデル地域内の女性について、雇用と出産の同時確率が約0.6%、出産確率が約1.1%高まったことも示された。特に、中学・高校卒女性については、雇用と出産の同時確率が約0.9%、出産確率が約2.3%高まったことから、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」は中学・高校卒女性に対して特に効果的であった可能性が示唆される。

一方で、女性の就業のみに着目した分析結果からは、山本・伊藤[2014]とは異なり、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の政策効果が確認できていなかった。

D. 考察 / E. 結論

①高齢者の定年退職経験がメンタルヘルス等の健康指標に及ぼす影響について

分析の結果、失職経験は定年退職前の高齢者のメンタルヘルスを悪化させると言える。また、このメンタルヘルスの悪化は雇用保険の受給によっても改善しない傾向が見られた。このメンタルヘルスの悪化がその後の就業を抑制した場合、高齢者の労働力確保の阻害要因となる恐れがある。この点に対処するためにも、高齢期に失職を経験した労働者に対する所得面以外でのメンタルヘルスクエアを何らかの形で実施することが重要だと考えられる。

②正規非正規の職種転換と雇用形態転換につ

いて

第一には、人材育成の側面において抽象業務に関して、職業に密接に結びついた教育訓練プログラムが必要といえる。企業外の教育によって蓄積された専門知識が企業側にも重視されるような、人材育成の機会を充実させていくことが求められる。企業外からの抽象業務人材の育成は、非正規の正規転換を促進させるだけでなく、需要変化に沿った労働力の再配置にも貢献することが考えられる。

さらに、非正規就業者で技能偏向的技術進歩の影響が生じやすくなっていたことは、将来的にさらに技術革新が進んだ際には、人工知能などをはじめとする新たな技術によって日本では大量の非正規就業者の雇用が奪われるリスクが内在すると考えることもできる。そうした事態に備えたセーフティネットの拡充や技術革新に伴って新たに創出されるであろう仕事への円滑な転換を促すような取り組みを政策的に検討しておく必要があるともいえる。

③地域の育児支援政策の効果測定について

女性の就業についての政策効果の結果が山本・伊藤[2014]とは異なったことの原因としては、山本・伊藤[2014]で用いた KHPS と本研究で使用した「21世紀成年者縦断調査」における、サンプルの居住地域情報の精度の違

いが1つの要因として考えられる。従って、女性の就業に関しては、本稿の結果から必ずしも同事業の効果を否定することはできない点については留意が必要である。

F. 研究発表

①高齢者の定年退職経験がメンタルヘルス等の健康指標に及ぼす影響：Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES DP2016-014 で公表。

②正規非正規の職種転換と雇用形態転換：Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES DP2016-012 で公表。

③地域の育児支援政策の効果測定：Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES DP2016-011 で公表。

G. 知的所有権の取得状況の出願・登録状況

1.特許取得

なし

2.実用新案登録

なし

3.その他

なし

Panel Data Research Center at Keio University
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2016-014

March, 2017

定年退職は健康にどのような影響を及ぼすのか

佐藤一磨*

山本勲**

小林徹***

【要旨】

退職経験は健康にどのような影響を及ぼすのだろうか。この点に関して、欧米では数多くの研究が存在するものの、アジア地域のデータを用いた分析は少ない。しかし、アジア地域は急速に高齢化が進んでおり、社会保障制度の持続性が懸念されるため、退職が健康に及ぼす影響を検証することの意義は大きい。特に日本の場合、定年退職制度が存在するため、退職を外生変数として扱える利点もある。そこで、本稿では日本の最大規模の高齢者パネルデータである『中高年縦断調査』を用い、退職と健康の関係を分析した。分析の結果、次の3点が明らかになった。1点目は、さまざまな要因を考慮しても、定年退職経験はメンタルヘルスを改善させることがわかった。また、男女別の結果を見ると、男性においてメンタルヘルスの改善傾向が大きかった。この背景には仕事に多くの時間を費やす男性ほど、定年によって仕事上のストレス等から解放される度合いが大きいことが影響を及ぼしていると考えられる。2点目は、定年退職経験は日常生活の活動において支障を被る確率を低下させるが、その影響の持続性はなく、限定的であることがわかった。3点目は、定年退職経験は心臓病等の深刻な病気の発生に影響を及ぼしていないことがわかった。

* 拓殖大学政経学部 准教授

** 慶應義塾大学商学部 教授

*** 高崎経済大学経済学部 講師

Panel Data Research Center at Keio University
Keio University

定年退職は健康にどのような影響を及ぼすのか[†]

佐藤一磨*・山本勲**・小林徹***

要約

退職経験は健康にどのような影響を及ぼすのだろうか。この点に関して、欧米では数多くの研究が存在するものの、アジア地域のデータを用いた分析は少ない。しかし、アジア地域は急速に高齢化が進んでおり、社会保障制度の持続性が懸念されるため、退職が健康に及ぼす影響を検証することの意義は大きい。特に日本の場合、定年退職制度が存在するため、退職を外生変数として扱える利点もある。そこで、本稿では日本の最大規模の高齢者パネルデータである『中高年縦断調査』を用い、退職と健康の関係を分析した。分析の結果、次の3点が明らかになった。1点目は、さまざまな要因を考慮しても、定年退職経験はメンタルヘルスを改善させることがわかった。また、男女別の結果を見ると、男性においてメンタルヘルスの改善傾向が大きかった。この背景には仕事に多くの時間を費やす男性ほど、定年によって仕事上のストレス等から解放される度合いが大きいことが影響を及ぼしていると考えられる。2点目は、定年退職経験は日常生活の活動において支障を被る確率を低下させるが、その影響の持続性はなく、限定的であることがわかった。3点目は、定年退職経験は心臓病等の深刻な病気の発生に影響を及ぼしていないことがわかった。

[†]本稿は厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」（H26-政策-一般-003、研究代表：慶應義塾大学・山本勲）の助成を受けている。また、本稿で使用した『中高年者縦断調査』の調査票情報は統計法第33条の規定に基づき、厚生労働省より提供を受けた。ここに記して感謝する次第である。

* 拓殖大学政経学部准教授

** 慶應義塾大学商学部教授

*** 高崎経済大学経済学部講師

1 問題意識

退職は、健康にどのような影響を及ぼすのだろうか。欧米ではこの疑問に答えようと様々な分析が行われてきた(Thompson and Streib 1958; Carp 1967; Atchley 1976; Kasl 1980; Rowland 1977; Haynes et al. 1978; Niemi 1980; Adams and Lefebvre 1981)。欧米では近年特に研究が進められてきており、背景には高齢化に対処するために、年金支給開始年齢の引き上げが行われるようになってきたことが大きな影響を及ぼしている。年金支給開始年齢の引き上げに伴い、退職年齢も上昇し、これが高齢者の健康にどのような影響を及ぼすのかといった点が政策的に注目されてきている。もし退職年齢の引き上げが高齢者の健康を改善させた場合、社会保障費の抑制につながり、メリットが大きい。しかし、逆に高齢者の健康を悪化させた場合、社会保障費の増加につながる恐れがある。この点に関する欧米の研究成果を見ると、正と負の両方の影響があることが明らかになっており、まだ結論は明らかになっていない。ところが、我が国の先行研究では研究例は少なく、この点についてほとんど明らかになっていないのが現状といえる。

一方、欧米では定年退職制度がない場合が多いため、退職時期が個人の選択によって決まる内生変数になっている可能性がある。よって、仮に、退職と健康状態の負の関係が検出されたとしても、退職が健康状態を悪化させるのか、あるいは、健康が悪化したから退職を選択するかといった因果関係のいずれが正しいのかは自明ではない。こうした内生性の問題に対しては、年金制度や退職制度の変更を操作変数として用いる分析(Charles 2004; Neuman 2008; Coe and Lindeboom 2008; Coe and Zamarro 2011)が多いが、操作変数の適切性の点で課題が残る。これに対して我が国の場合、欧米諸国とは違って定年退職制度を導入している企業がほとんどであり、60歳前後で一斉に退職するという特徴がある。この場合、定年退職制度は外生変数としてみなすことができ、我が国のデータを用いて分析することの大きな利点となる。

このほか、定年退職が健康にどのような影響を及ぼすのかといった点は、海外の研究例との比較といった点だけでなく、今後の社会保障に関する政策を立案する上でも興味深いと言える。そこで、本稿では定年退職が健康に及ぼす影響を検証する。

先行研究と比較した際の本稿の特徴は次の3点である。1点目は、中高年を対象とした我が国で最大規模のパネルデータである『中高年縦断調査』(厚生労働省)を使用している点である。このデータは、50歳以上の労働者を対象とし、調査初年度に33,815人を調査しており、多くのサンプルを確保できる。2点目は、パネル推計を使用し、観察できない固定効果を考慮したうえで定年退職が健康に及ぼす影響を検証し

ている点である。3点目は、定年退職後の数年間にわたって健康に及ぼす影響を検証し、その持続性の有無を検証している点である。

本稿の構成は次のとおりである。第2節では先行研究を概観し、本稿の位置づけを確認する。第3節では使用データについて説明し、第4節では推計手法について述べる。第5節では推計結果について述べ、最後の第6節では本稿の結論と今後の研究課題を説明する。

2 先行研究

退職が健康に及ぼす影響については、2つの相反する効果があると考えられる。1つ目は、退職が健康を悪化させると考えるものである。退職するとさまざまなネットワークや友人、社会的地位を失うため、ストレスとなり、健康を悪化させる恐れがある(Bradford 1979; MacBride 1976)。これに対して、2つ目は、退職が健康を改善させると考えるものである。仕事内容の精神的、肉体的ストレスが多い場合、退職によって仕事から解放されると健康が改善する可能性がある(Ekerdt et al. 1983)。このように退職は健康に正の効果と負の効果の両方をもたらす可能性があるため、その実態は分析しなければ明らかにならない。そこで、欧米を中心にこれまで数多くの実証研究が行われてきた。研究の流れを整理すると、当初は退職と健康の相関関係が検証されていたが、その後、退職と健康の因果関係をどのように検証するのかといった点に研究の焦点が移ったと言える。この背景には欧米では多くの国で定年退職制度が無く、退職時期は個人の意思によって決定されることが大きな影響を及ぼしている。この場合、健康状態が悪い人ほど早期に退職する可能性や健康状態が良い人ほど退職時期が遅れる可能性があり、退職時期が健康状態から影響を受けてしまう。このような逆の因果関係に対処し、退職が健康に及ぼす影響を検証するためにさまざまな操作変数を用いた分析が行われてきた。

操作変数を用いた実証分析例について見ると、Charles (2004)、Neuman (2008)、Coe and Lindeboom (2008)、Coe et al(2012)がある。これらの研究では主にアメリカのデータを用い、年齢によって受給できる社会保障給付額の違いや企業における早期退職による退職給付の増加等を操作変数として使用している。これらの分析の結果、退職は主観的な健康指標を改善するものの、認知能力等の客観的な指標には影響を及ぼさないことが明らかになっている。なお、同じくアメリカのデータを用いた研究にBonsang et al (2012)もあるが、退職が認知能力に負の影響を及ぼすことを明らかにし

ており、高齢者の労働参加が社会保障制度の維持に正の効果をもたらすと指摘している。

イギリスの English Longitudinal Study of Ageing (ELSA)を用いた研究に Bound and Waidmann (2007)や Behncke(2012)がある。前者の分析では退職が健康を改善させることを明らかにし、特に男性での効果が顕著であることを示した。また、後者の分析では退職が健康を悪化させることを明らかにしており、特に心疾患やガンの罹患リスクを増加させることを指摘している。

ドイツの German Socio-Economic Panel Study (SOEP)を用いた研究 Eibich(2015)があり、この分析の結果、退職は主観的健康度やメンタルヘルスを改善させることを明らかにしている。また、この研究では退職による健康増進の背景には仕事のストレスからの解放、睡眠時間や運動の増加が大きな影響を及ぼすことも明らかにしている。

以上の分析結果から明らかなように、退職が健康に及ぼす影響は正か負か定まっていない。また、ほとんどが欧米のデータであり、アジア地域のデータを用いた分析は少ない。しかし、アジア地域は急速に高齢化が進んでおり、社会保障制度の持続性が懸念されるため、退職が健康に及ぼす影響を検証することの意義は大きい。特に日本の場合、定年退職制度が存在するため、退職を外生変数として扱える利点もある。そこで、本稿では日本の高齢者パネルデータを用い、退職と健康の関係を分析する。

3 データ

3.1 『中高年縦断調査』について

使用データは厚生労働省が 2005 年から 2012 年まで実施した『中高年縦断調査』である。この調査は、2005 年に 50-59 歳であった日本全国の男女 33,815 人を継続調査している。質問項目は、家族の状況、健康の状況、就業の状況、住居・家計の状況等となっている。分析では 2005 年から 2013 年までのすべてのデータを使用している。

分析対象は 50 歳以上の男女であり、自営業以外の形で就業しているサンプルである。なお、分析に使用する変数に欠損値がある場合、分析対象から除外している。

3.2 日本の定年退職制度の現状について

本節では日本の定年退職制度の現状を『中高年縦断調査』を用いて確認する。『中高年縦断調査』では勤務先企業における定年退職制度の有無や退職年齢を質問している。まず、表1の定年退職制度の有無について見ると、雇用就業者のうちの70%において定年退職制度が存在していた。また、正規雇用就業者ではその値が82%にまで上昇しており、ほとんどの正規雇用就業者が定年を経験すると考えられる。これに対して非正規雇用の場合、50%において定年退職制度が存在していた。

表1 勤務先企業における定年退職制度の有無

	雇用就業サンプル		正規雇用サンプル		非正規雇用サンプル	
	サンプルサイズ	%	サンプルサイズ	%	サンプルサイズ	%
定年がある	65,681	70	47,374	82	18,307	50
定年はない	16,335	17	7,247	13	9,088	25
わからない	12,484	13	3,202	6	9,282	25
合計	94,500	100	57,823	100	36,677	100

注1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

次に勤務先企業で規定されている定年年齢の分布を見ると、いずれの雇用形態でも60歳の割合が最も高くなっていた。多くの企業において60歳での定年が一般的と言える。なお、非正規雇用の場合、65歳時点での定年年齢の割合も高くなるという傾向が見られた。

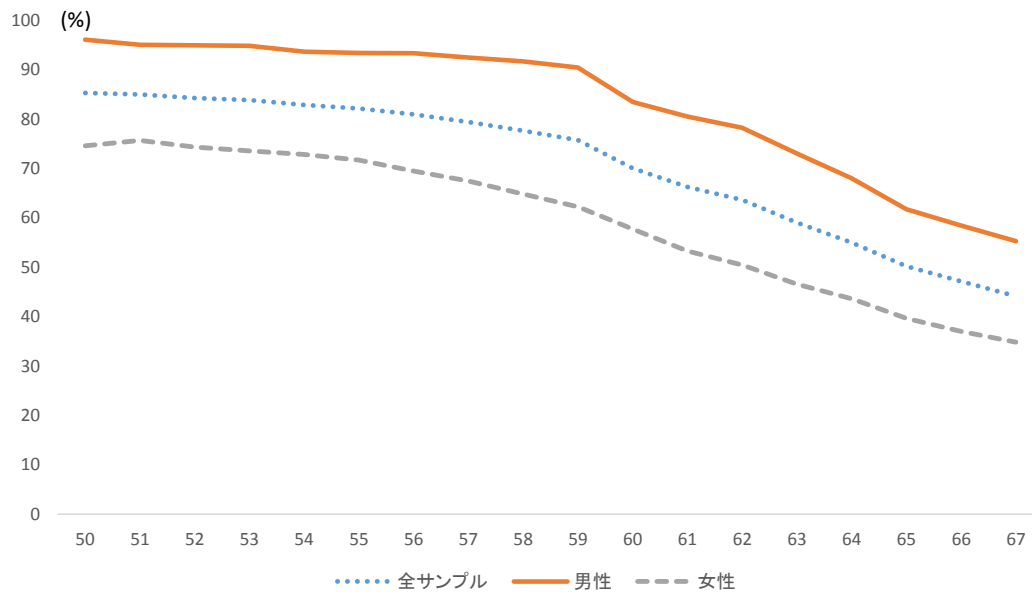
次に多くの企業で定年退職年齢と規定されている60歳前後において就業率がどのように変化するかを確認する。図1は年齢階級別の就業者割合の推移を示している。これを見ると、男女とも60歳時点から就業率が徐々に低下する傾向を示していた。次に図2の年齢階級別の正規雇用就業者割合の推移を見ると、59歳から60歳にかけて大きく低下する傾向を示していた。この背景には定年による退職が大きな影響を及ぼしていると考えられる。次に図3の年齢階級別の非正規雇用就業者割合の推移を見ると、59歳から60歳にかけて男性の値が大きく上昇していた。これは、正規雇用を定年退職した男性がその後非正規雇用で再就職しているためだと考えられる。これに対して女性の場合、非正規雇用就業率はやや上昇するものの、大きな変化は見られなかった。

表 2 勤務先企業規定されている定年年齢の分布

会社で規定されている 定年退職年齢	雇用就業サンプル		正規雇用サンプル		非正規雇用サンプル	
	サンプルサイズ	%	サンプルサイズ	%	サンプルサイズ	%
50	45	0	31	0	14	0
51	1	0	1	0	0	0
52	3	0	2	0	1	0
53	4	0	2	0	2	0
54	56	0	55	0	1	0
55	748	1	497	1	251	1
56	58	0	47	0	11	0
57	167	0	138	0	29	0
58	222	0	179	0	43	0
59	80	0	58	0	22	0
60	49,592	76	38,790	82	10,802	60
61	225	0	182	0	43	0
62	991	2	730	2	261	1
63	1,383	2	866	2	517	3
64	408	1	167	0	241	1
65	9,978	15	5,061	11	4,917	27
66	36	0	19	0	17	0
67	68	0	26	0	42	0
68	101	0	22	0	79	0
69	44	0	8	0	36	0
70	1,039	2	257	1	782	4
72	12	0	2	0	10	0
73	7	0	5	0	2	0
74	2	0	1	0	1	0
75	35	0	9	0	26	0
80	1	0	0	0	1	0
合計	65,306	100	47,155	100	18,151	100

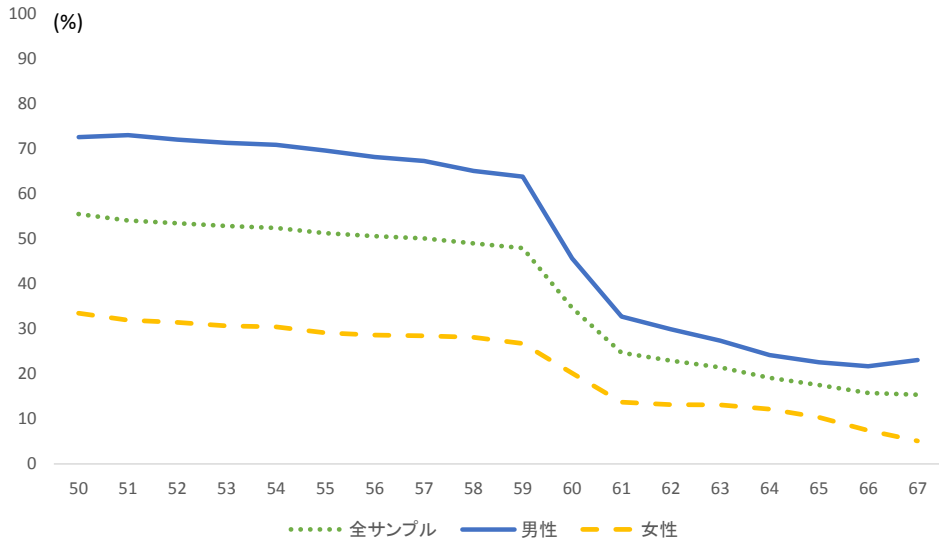
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

図 1 年齢階級別の就業者割合の推移



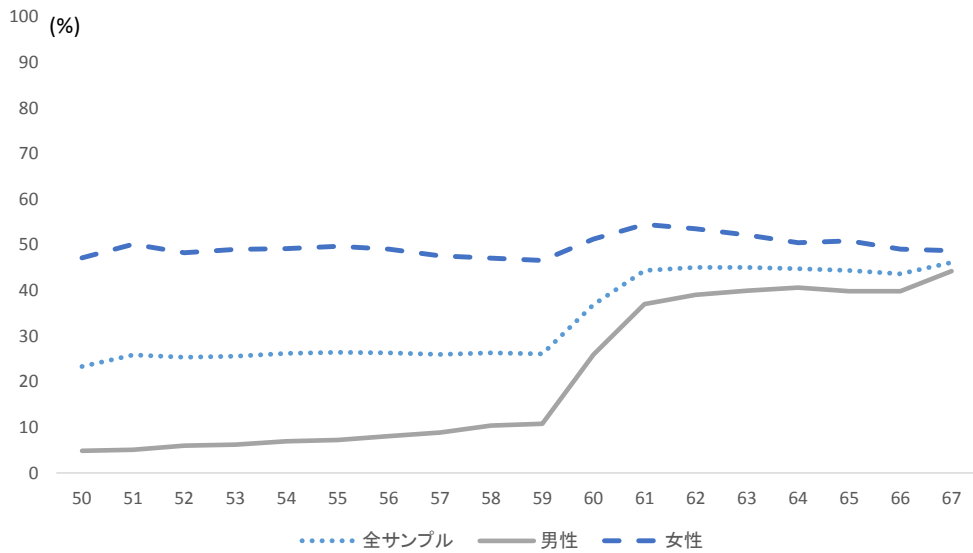
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

図2 年齢階級別の正規雇用就業者割合の推移



注1: 『中高年縦断調査』から筆者作成。

図3 年齢階級別の非正規雇用就業者割合の推移



注1: 『中高年縦断調査』から筆者作成。

4 推計方法

定年退職が健康に及ぼす影響を検証するために、以下の誘導型モデルを Fixed Effect OLS、または Random Effect OLS で推計する。

$$Y_{it} = \delta R_{it} + X'_{it}\alpha + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Y_{it} は健康に関する指標を示しており、今回の分析ではメンタルヘルスの代表的な指標である K6 を使用する。この K6 は「神経過敏に感じましたか」、「絶望的だと感じましたか」、「そわそわ、落ち着かなく感じましたか」、「気分が沈み込んで、何が起ころうとも気が晴れないように感じましたか」、「何もするのも骨折りだと感じましたか」、「自分は価値のない人間だと感じましたか」といった質問に対して、「いつも」、「たいてい」、「ときどき」、「少しだけ」、「まったくない」のいずれかの回答を選択する形式になっている。分析では野口(2011)と同様に、「いつも」の場合を 0 点、「たいてい」の場合を 1 点、「ときどき」の場合を 2 点、「少しだけ」の場合を 3 点、「まったくない」の場合を 4 点として点数化し、その合計値を変数として使用する。この変数は値が大きいほどメンタルヘルスが良好であることを意味する。

R_{it} は定年退職ダミーであり、定年退職を経験した場合に 1、それ以外で 0 となる。今回の分析では定年退職経験の及ぼす影響の持続性を検証するために、定年退職年ダミー、定年退職 1 年後ダミーから定年退職 6 年後ダミーを使用する。この定年退職ダミーを使用する場合、レファレンスグループは定年退職を経験する 1 年以上前の時点か、もしくは定年退職を経験しない場合となる。

X_{it} は人口経済に関する個人属性の変数であり、男性ダミー、学歴ダミー、年齢、有配偶ダミー、家族の人数、持ち家ダミー、年次ダミーを使用する。これらの変数はコントロール要因として使用している。 μ_i は時間によって変化しない固定効果であり、 ε_{it} は誤差項である。

(1)式の推計によって定年退職経験が健康指標に及ぼす影響を検証することができるが、(1)式では定年退職後も就業している場合の労働条件の変化を考慮することができてない。定年後に同一企業で再雇用や別な企業に再就職する場合、雇用形態、年収、労働時間等が変化する場合が考えられ、その影響が(1)式では定年退職ダミーに吸収さ

れていると考えられる。この点を考慮した場合、定年退職が健康に及ぼす影響が変化すると予想される。この点を確認するためにも、以下の誘導型モデルも推計する。

$$Y_{it} = \delta R_{it} + X'_{it}\alpha + W'_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式では(1)式に労働条件に関する変数である W_{it} を追加している。 W_{it} では所得、勤続年数、週労働時間が60時間以上ダミー、雇用形態ダミー、職種ダミー、企業規模ダミーを使用している。これらの変数を使用することで労働条件についても考慮していく。

以上、(1)式と(2)式を推計するが、分析では男女にサンプルを分割した場合でも分析を行っていく。これは Behncke(2012)と同様に男女によって退職が及ぼす影響に差が存在するのかが確認するためである。

なお、分析では定年退職経験による3つのサブグループを作成し、定年退職の及ぼす影響に違いが見られるのかも検証する。1つ目のグループは定年退職経験に制約なしのサンプルであり、定年退職を経験したサンプルとそれ以外のすべてのサンプルを含むものである。このグループの場合、定年退職以外の形で離職を経験した場合も分析対象に含まれることとなる。2つ目のグループは定年退職経験サンプルであり、分析期間中に定年退職を経験したサンプルのみで構成される。このグループの場合、定年退職をいずれの時点で経験するサンプルのみとなるため、1つ目のグループよりもさまざまな個人属性が近くなると考えられる。3つ目のグループは定年退職時に正規雇用サンプルであり、定年退職を経験する直前の雇用形態が正規雇用のサンプルのみで構成される。このグループの場合、定年退職経験サンプルよりも限定的であり、さらに個人属性が近くなると考えられる。

以上のサンプルを用い、推計を行っていく。なお、分析に使用する変数の基本統計量は表3に掲載してある。

表 3 基本統計量

変数	全サンプル		男性のみ		女性のみ		
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
K6	20.942	3.837	21.158	3.704	20.670	3.983	
定年退職年ダミー	0.013	0.112	0.018	0.134	0.006	0.075	
定年退職1年後ダミー	0.012	0.110	0.017	0.130	0.006	0.077	
定年退職2年後ダミー	0.009	0.096	0.013	0.114	0.004	0.066	
定年退職3年後ダミー	0.007	0.081	0.009	0.095	0.003	0.059	
定年退職4年後ダミー	0.004	0.062	0.005	0.072	0.002	0.046	
定年退職5年後ダミー	0.002	0.045	0.003	0.051	0.001	0.036	
定年退職6年後ダミー	0.001	0.031	0.001	0.034	0.001	0.026	
男性ダミー	0.558	0.497	1.000	0.000	0.000	0.000	
学歴ダミー	中高卒	0.655	0.475	0.620	0.485	0.699	0.458
	専門・短大卒	0.147	0.355	0.077	0.266	0.237	0.425
	大卒以上	0.198	0.398	0.304	0.460	0.064	0.244
年齢	57.437	3.426	57.545	3.441	57.302	3.402	
有配偶ダミー	0.858	0.350	0.899	0.302	0.805	0.396	
家族の人数	2.124	1.396	2.202	1.383	2.025	1.406	
持ち家ダミー	0.860	0.347	0.870	0.336	0.848	0.359	
所得	27.903	25.416	36.485	26.204	17.069	19.603	
勤続年数	16.322	13.821	19.962	14.931	11.727	10.626	
週労働時間が60時間以上ダミー	0.062	0.241	0.096	0.295	0.019	0.135	
雇用形態ダミー	正規雇用	0.582	0.493	0.781	0.414	0.331	0.471
	非正規雇用	0.418	0.493	0.219	0.414	0.669	0.471
職種ダミー	専門・技術的な仕事	0.201	0.401	0.232	0.422	0.162	0.369
	管理的な仕事	0.121	0.326	0.197	0.398	0.025	0.156
	事務の仕事	0.135	0.342	0.100	0.300	0.180	0.384
	販売の仕事	0.085	0.279	0.067	0.249	0.108	0.310
	サービス・保安の仕事	0.163	0.369	0.108	0.311	0.231	0.422
	農林漁業の仕事	0.008	0.087	0.007	0.086	0.008	0.088
	運輸・通信の仕事	0.050	0.217	0.084	0.278	0.006	0.079
	生産工程・労務作業の仕事	0.161	0.368	0.159	0.366	0.165	0.371
	その他の仕事	0.076	0.265	0.045	0.208	0.115	0.319
	企業規模ダミー	99人以下	0.489	0.500	0.433	0.495	0.560
100～999人以下	0.289	0.453	0.294	0.456	0.281	0.450	
1000人以上	0.168	0.373	0.208	0.406	0.116	0.321	
官公庁	0.055	0.228	0.065	0.246	0.042	0.202	
サンプルサイズ	97,625		54,475		43,150		

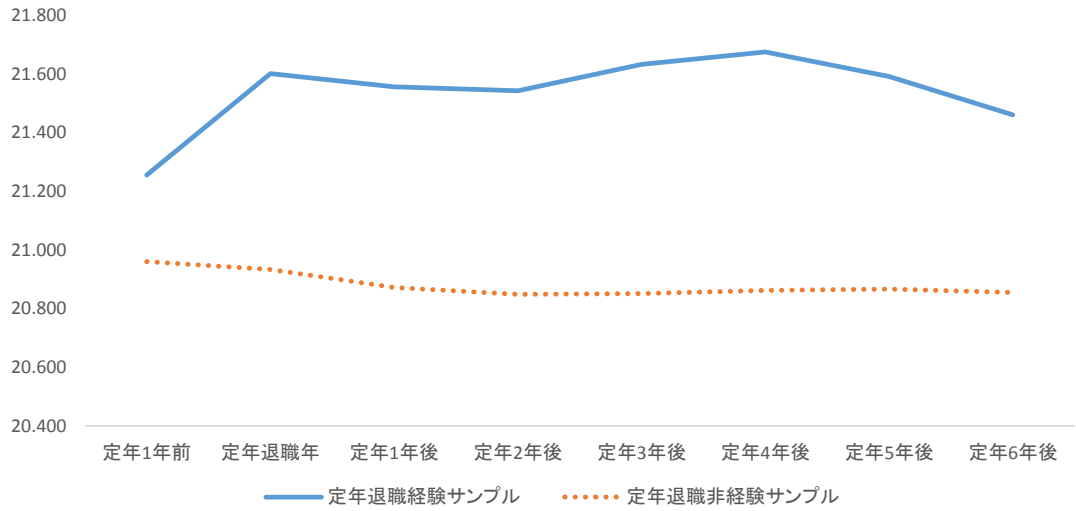
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

5 推計結果

5.1 記述統計からみた定年退職と健康の関係

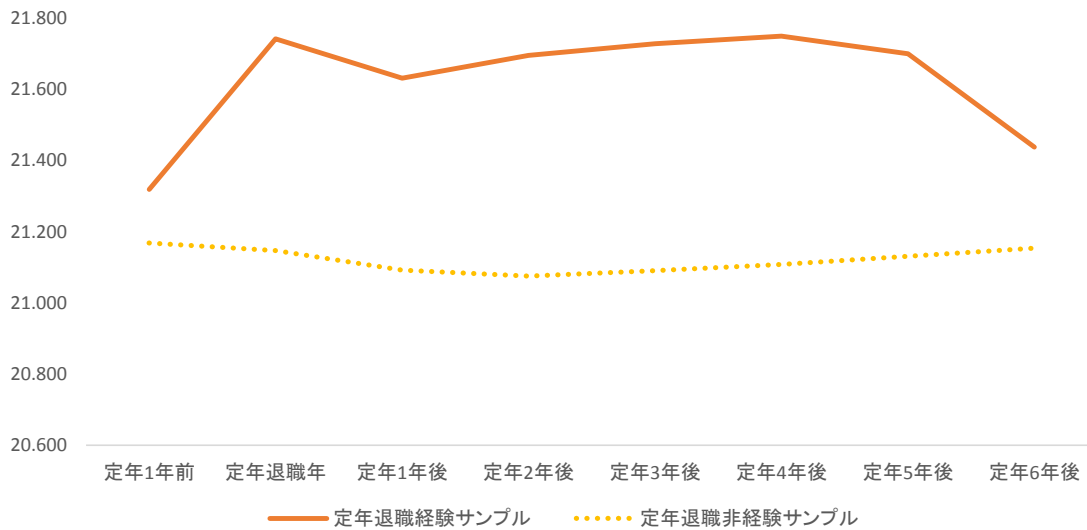
本節では推計に移る前に記述統計から定年退職と健康の関係を確認する。図 4 から図 6 は全サンプルと男女別の定年退職前後におけるメンタルヘルスの変化を示している。図中では定年退職経験者のメンタルヘルスの推移と同時点における定年退職非経験者のメンタルヘルスの推移を示している。

図 4 定年退職前後におけるメンタルヘルスの推移（全サンプル）



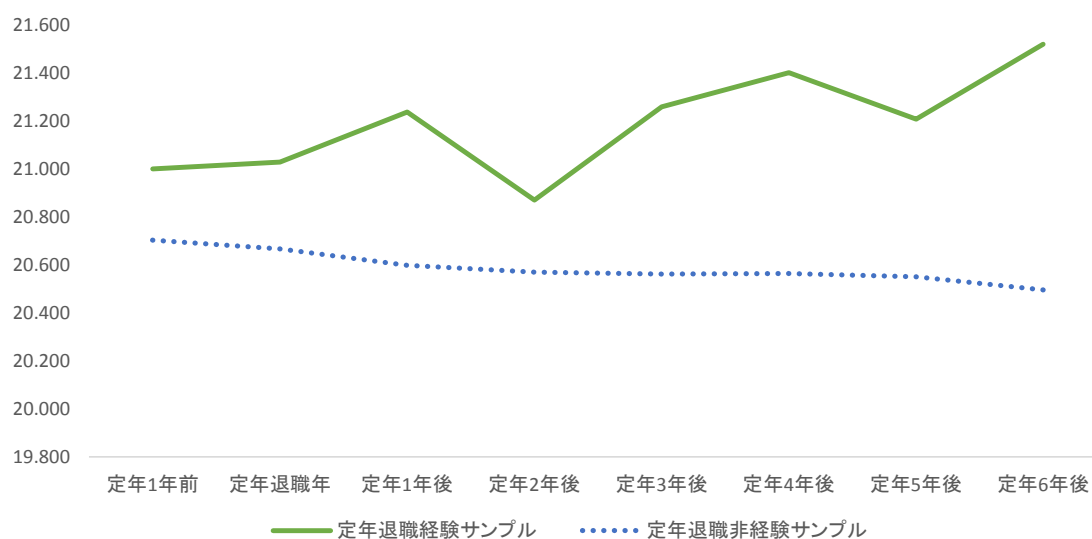
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

図 5 定年退職前後におけるメンタルヘルスの推移（男性のみ）



注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

図6 定年退職前後におけるメンタルヘルスの推移（女性のみ）



注1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

これを見ると、いずれの場合でも定年退職者のメンタルヘルスが定年退職年に大きく改善する傾向にあった。定年退職後以降でもメンタルヘルスの水準は高い値で維持されているため、定年退職を経験することでメンタルヘルスが向上すると言える。これに対して、定年退職非経験者のメンタルヘルスに大きな変化は見られなかった。このため、定年退職経験者と非経験者を比較すると、定年退職経験者のメンタルヘルスの値が高い水準にあると言える。

表 4 定年退職経験者と非経験者のメンタルヘルスの平均値の差の検定結果

(全サンプル)			
	定年退職 経験サンプル	定年退職 非経験サンプル	平均値の有意差
定年1年前	21.255	20.961	0.295***
定年退職年	21.601	20.933	0.668***
定年1年後	21.556	20.872	0.684***
定年2年後	21.542	20.848	0.694***
定年3年後	21.632	20.852	0.781***
定年4年後	21.675	20.862	0.814***
定年5年後	21.592	20.867	0.725***
定年6年後	21.461	20.855	0.606
(男性のみ)			
	定年退職 経験サンプル	定年退職 非経験サンプル	平均値の有意差
定年1年前	21.319	21.168	0.150
定年退職年	21.742	21.147	0.595***
定年1年後	21.632	21.092	0.539***
定年2年後	21.696	21.075	0.620***
定年3年後	21.728	21.090	0.637***
定年4年後	21.749	21.108	0.641***
定年5年後	21.700	21.131	0.569**
定年6年後	21.438	21.154	0.284
(女性のみ)			
	定年退職 経験サンプル	定年退職 非経験サンプル	平均値の有意差
定年1年前	21.000	20.703	0.297
定年退職年	21.028	20.667	0.361
定年1年後	21.237	20.599	0.638**
定年2年後	20.871	20.570	0.300
定年3年後	21.260	20.562	0.698*
定年4年後	21.402	20.564	0.838**
定年5年後	21.208	20.550	0.658
定年6年後	21.520	20.497	1.023

注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

次に各時点における定年退職経験者と非経験者のメンタルヘルスの平均値の差を検証した。検証結果の表 4 を見ると、全サンプルと男性において、少なくとも定年退職後 5 年後まで定年退職経験者のメンタルヘルスが統計的に有意に高い傾向にあった。これに対して女性の場合、定年退職経験者のメンタルヘルスが有意に高くなる傾向はあるものの、定年退職 1 年後、3 年後、4 年後時点に限定されていた。

以上の結果を整理すると、定年退職を経験することでメンタルヘルスは改善し、その効果は定年退職後の数年間にわたって持続することがわかった。また、定年退職によるメンタルヘルスの改善は主に男性で顕著に見られる傾向にあった。ただし、これらの結果はさまざまな個人属性や観察できない固定効果を考慮した分析結果ではない

ため、その解釈には注意が必要となる。そこで、次節では OLS を用い、さまざまな要因を考慮したうえで退職と健康の関係を検証する。

5.2 定年退職がメンタルヘルスに及ぼす影響

表 5 は(1)式を用いた場合の推計結果を示し、表 6 は(2)式を用いた場合の推計結果を示している。なお、表中ではハウスマン検定によって採択された結果のみを示している。まず、表 5 及び表 6 の退職経験の制約なしのサンプル(表 5 の(A1)~(A3)、表 6 の(B1)~(B3))を見ると、定年退職年以降において退職ダミーが正に有意な値をとる場合が多かった。これは定年退職以降に持続的にメンタルヘルスが向上することを意味する。有意水準及び係数の大きさを比較すると、いずれの場合においても表 5 の方が大きかった。この傾向は特に女性で顕著であり、表 5 の(A3)では定年退職年、1 年後、3 年後から定年退職 5 年後まで正に有意な係数を示していたが、表 6 の(B3)では定年退職 4 年後のみで正に有意な係数となっていた。これらの背景には、表 6 では現時点におけるさまざまな労働条件をコントロールしていることが影響を及ぼしていると考えられる。労働条件をコントロールすることによって各定年ダミーの有意水準や係数の大きさが小さくなることを考慮すると、定年前後における労働条件の変化がメンタルヘルスの改善に寄与していると予想される。

次に表 5 及び表 6 の定年退職経験サンプル(表 5 の(A4)~(A6)、表 6 の(B4)~(B6))を見ると、表 5 では定年退職ダミーが正に有意となる場合が多かったが、表 6 では有意となる場合が減少していた。また、表 6 では係数の大きさも減少していた。ただし、表 6 でも全サンプル及び男性では定年退職ダミーの係数が複数時点において正に有意であったため、メンタルヘルスが改善する傾向にあると言える。

次に表 5 及び表 6 の定年退職時に正規雇用サンプル(表 5 の(A7)~(A9)、表 6 の(B7)~(B9))を見ると、表 5 では定年退職ダミーが依然として正に有意となる場合が多かった。これに対して表 6 の結果を見ると、定年退職ダミーが正に有意となる時点が減少していた。これらの結果から、定年退職時に正規雇用で働く場合、労働条件の考慮の有無がメンタルヘルスの改善に大きな影響を及ぼすと考えられる。

以上の分析結果を整理すると、さまざまな要因を考慮しても定年退職経験はメンタルヘルスを改善させると言える。労働条件の考慮の有無によってメンタルヘルスの改善度合いが違う点を考慮すると、定年前後における労働条件の変化がメンタルヘルスに大きな影響を及ぼすと考えられる。また、男女別の結果に注目すると、男性におい

てメンタルヘルスの改善傾向が大きかった。おそらく、この背景には仕事に多くの時間を費やす男性ほど、定年によって仕事上のストレス等から解放される度合いが大きいことが影響を及ぼしていると考えられる。

5.3 定年退職が日常生活での支障の有無や深刻な病気の有無に及ぼす影響

前節の分析の結果、定年によってメンタルヘルスが改善することが明らかになったが、本節ではその他の健康指標でも同様の傾向が見られるかどうかを検証する。使用する健康指標は日常生活での支障の有無と深刻な病気の有無である。前者については「歩く」、「ベッドや床から起き上がる」、「いすに座ったり立ち上がったたりする」、「衣服を着たり脱いだりする」、「手や顔を洗う」、「食事をする」、「排泄」、「入浴する」、「階段の上り下り」、「買い物をしたものの持ち運び」といった各活動について困難を感じる場合に1、それ以外で0となるダミー変数を作成し、分析に使用する。後者については、「糖尿病」、「心臓病」、「脳卒中」、「高血圧」、「高脂血症」、「悪性新生物」の存在が医師によって診断された場合に1、それ以外で0となるダミー変数を作成し、分析に使用する。なお、推計では結果の解釈が容易な線形確率モデル(Fixed Effect OLS 及び Random Effect OLS)を使用する。また、(2)式と同じ説明変数を使用した。

表7から表9は全サンプル及び男女別の定年退職経験が日常生活の支障の有無に及ぼす影響を示している。まず、表7の全サンプルの結果を見ると、全体的に有意となる変数は少ないものの、「歩く」と「買い物をしたものの持ち運び」以外で定年退職ダミーが負に有意となる場合があった。この結果は、「歩く」と「買い物をしたものの持ち運び」以外の活動で日常生活での支障を感じる確率が低下することを意味する。次に表8の男性のみの分析結果を見ると、「ベッドや床から起き上がる」、「いすに座ったり立ち上がったたりする」、「衣服を着たり脱いだりする」、「手や顔を洗う」、「階段の上り下り」、「買い物をしたものの持ち運び」において定年退職ダミーが負に有意となる場合があった。この結果は、「ベッドや床から起き上がる」等の活動において、支障を感じる確率が低いことを意味する。最後に表9の女性のみの結果を見ると、「ベッドや床から起き上がる」と「買い物をしたものの持ち運び」以外において定年退職ダミーが負に有意となる場合があった。この結果は、「ベッドや床から起き上がる」と「買い物をしたものの持ち運び」以外の活動で日常生活での支障を感じる確率が低いことを意味する。

以上の分析結果を整理すると、全体的に有意となる変数は少ないものの、定年経験後に日常生活の支障を経験する確率が低下する場合があると言える。この傾向は男女ともに見られ、性別による明確な差はあまり見られない。

次に表 10 の定年退職経験が深刻な病気の有無の有無に及ぼす影響について見ていく。分析結果を見ると、いずれの場合でもほとんどの定年退職ダミーが有意となっていなかった。この結果は、定年退職を経験しても深刻な病気の発生にはあまり影響を及ぼさないことを示すと考えられる。ただし、全サンプル及び男性において、定年退職直後の数年間で糖尿病と診断される確率が上昇する傾向が見られた。

表5 定年退職経験がメンタルヘルスに及ぼす影響(個人属性あり+就業に関する変数なし)

被説明変数	K6								
	退職経験の制約なしのサンプル			定年退職経験サンプル			定年退職時に正規雇用サンプル		
	全サンプル (A1)	男性のみ (A2)	女性のみ (A3)	全サンプル (A4)	男性のみ (A5)	女性のみ (A6)	全サンプル (A7)	男性のみ (A8)	女性のみ (A9)
定年退職年ダミー	0.424*** (0.073)	0.430*** (0.084)	0.312** (0.152)	0.374*** (0.083)	0.374*** (0.096)	0.335** (0.162)	0.386*** (0.093)	0.386*** (0.105)	0.436** (0.196)
定年退職1年後ダミー	0.453*** (0.074)	0.452*** (0.083)	0.352** (0.167)	0.388*** (0.093)	0.384*** (0.107)	0.346* (0.196)	0.451*** (0.104)	0.457*** (0.116)	0.454* (0.244)
定年退職2年後ダミー	0.405*** (0.088)	0.452*** (0.100)	0.096 (0.192)	0.346*** (0.114)	0.394*** (0.131)	0.108 (0.235)	0.363*** (0.128)	0.424*** (0.143)	0.109 (0.298)
定年退職3年後ダミー	0.447*** (0.097)	0.355*** (0.114)	0.611*** (0.185)	0.391*** (0.140)	0.294* (0.165)	0.674*** (0.257)	0.380** (0.156)	0.368** (0.177)	0.541* (0.319)
定年退職4年後ダミー	0.516*** (0.136)	0.368** (0.160)	0.837*** (0.257)	0.460** (0.190)	0.304 (0.224)	0.906*** (0.347)	0.412* (0.215)	0.314 (0.247)	0.865** (0.390)
定年退職5年後ダミー	0.288 (0.189)	0.042 (0.211)	0.800** (0.401)	0.240 (0.237)	-0.028 (0.271)	0.946** (0.469)	0.071 (0.255)	-0.001 (0.294)	0.412 (0.480)
定年退職6年後ダミー	0.337 (0.313)	0.154 (0.335)	0.664 (0.679)	0.307 (0.368)	0.081 (0.406)	0.909 (0.766)	0.164 (0.400)	0.137 (0.440)	0.416 (0.959)
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	RE OLS
R2	0.004	0.003	0.005	0.004	0.005	0.008	0.006	0.006	0.013
サンプルサイズ	97,625	54,475	43,150	15,849	11,483	4,366	12,643	9,837	2,806

注1: 0内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注2: ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

注3: 『中高年縦断調査』から筆者算出。

表6 定年退職経験がメンタルヘルスに及ぼす影響(個人属性あり+就業に関する変数あり)

被説明変数	K6								
	退職経験の制約なしのサンプル			定年退職経験サンプル			定年退職時に正規雇用サンプル		
	全サンプル	男性のみ	女性のみ	全サンプル	男性のみ	女性のみ	全サンプル	男性のみ	女性のみ
	(B1)	(B2)	(B3)	(B4)	(B5)	(B6)	(B7)	(B8)	(B9)
定年退職年ダミー	0.207** (0.091)	0.300*** (0.107)	-0.004 (0.177)	0.259* (0.135)	0.360** (0.161)	0.029 (0.258)	0.267 (0.167)	0.365** (0.185)	-0.164 (0.400)
定年退職1年後ダミー	0.240*** (0.092)	0.322*** (0.106)	0.043 (0.188)	0.275* (0.143)	0.362** (0.166)	0.055 (0.285)	0.331* (0.171)	0.419** (0.189)	-0.136 (0.413)
定年退職2年後ダミー	0.194* (0.102)	0.329*** (0.118)	-0.225 (0.210)	0.236 (0.156)	0.377** (0.181)	-0.205 (0.311)	0.249 (0.186)	0.396* (0.206)	-0.569 (0.460)
定年退職3年後ダミー	0.246** (0.109)	0.236* (0.130)	0.322 (0.201)	0.285 (0.175)	0.273 (0.210)	0.391 (0.317)	0.269 (0.206)	0.337 (0.235)	-0.136 (0.443)
定年退職4年後ダミー	0.314** (0.145)	0.250 (0.172)	0.539** (0.268)	0.360* (0.218)	0.285 (0.263)	0.627 (0.391)	0.308 (0.254)	0.279 (0.295)	0.264 (0.498)
定年退職5年後ダミー	0.101 (0.194)	-0.068 (0.219)	0.522 (0.403)	0.150 (0.257)	-0.038 (0.304)	0.684 (0.490)	-0.020 (0.289)	-0.029 (0.337)	-0.155 (0.545)
定年退職6年後ダミー	0.156 (0.316)	0.069 (0.340)	0.371 (0.677)	0.224 (0.381)	0.084 (0.430)	0.661 (0.775)	0.091 (0.424)	0.130 (0.471)	-0.247 (0.993)
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2	0.005	0.005	0.006	0.007	0.009	0.016	0.008	0.010	0.020
サンプルサイズ	97,625	54,475	43,150	15,849	11,483	4,366	12,643	9,837	2,806

注1: 0内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注2: ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

注3: 『中高年縦断調査』から筆者算出。

表 7 定年退職経験が日常生活の支障の有無に及ぼす影響(全サンプル)

被説明変数	歩く	ベッドや床から 起き上がる	いすに座ったり立 ち上がったりする	衣服を着たり 脱いだりする	手や顔を洗う	食事をする	排泄	入浴する	階段の上り下り	買い物をしたもの の持ち運び
	(C1)	(C2)	(C3)	(C4)	(C5)	(C6)	(C7)	(C8)	(C9)	(C10)
定年退職年ダミー	-0.001 (0.005)	-0.004 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.001 (0.004)	0.000 (0.003)	0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	0.000 (0.003)	-0.004 (0.005)	-0.001 (0.004)
定年退職1年後ダミー	-0.001 (0.005)	-0.003 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.000 (0.004)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.007 (0.006)	-0.001 (0.004)
定年退職2年後ダミー	-0.003 (0.005)	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.005)	0.000 (0.004)	0.001 (0.004)	0.001 (0.004)	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)	-0.003 (0.007)	0.000 (0.005)
定年退職3年後ダミー	-0.006 (0.006)	-0.006 (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.004 (0.004)	-0.005* (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.015*** (0.006)	-0.005 (0.004)
定年退職4年後ダミー	0.005 (0.008)	0.003 (0.008)	-0.004 (0.008)	0.003 (0.007)	-0.002 (0.006)	0.002 (0.006)	0.003 (0.006)	0.002 (0.006)	-0.004 (0.010)	-0.002 (0.007)
定年退職5年後ダミー	-0.008 (0.010)	-0.008 (0.008)	-0.010 (0.007)	-0.009** (0.004)	-0.008** (0.004)	-0.005 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.005 (0.003)	-0.010 (0.014)	0.004 (0.009)
定年退職6年後ダミー	-0.014 (0.011)	-0.024*** (0.009)	-0.023*** (0.007)	-0.017** (0.007)	-0.014** (0.006)	-0.008* (0.004)	-0.008* (0.005)	-0.008* (0.005)	-0.016 (0.017)	0.014 (0.016)
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.001
サンプルサイズ	93,605	93,605	93,605	93,605	93,605	93,605	93,605	93,605	93,605	93,605

注 1：0内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注 2：***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

注 3：『中高年縦断調査』から筆者算出。

表 8 定年退職経験が日常生活の支障の有無に及ぼす影響(男性のみ)

被説明変数	歩く (D1)	ベッドや床から 起き上がる (D2)	いすに座ったり立 ち上がったりする (D3)	衣服を着たり 脱いだりする (D4)	手や顔を洗う (D5)	食事をする (D6)	排泄 (D7)	入浴する (D8)	階段の上り下り (D9)	買い物をしたもの の持ち運び (D10)
定年退職年ダミー	-0.006 (0.005)	-0.009** (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.011* (0.006)	-0.005 (0.004)
定年退職1年後ダミー	0.000 (0.006)	-0.002 (0.005)	-0.004 (0.005)	0.001 (0.005)	0.000 (0.004)	0.001 (0.003)	0.001 (0.004)	-0.000 (0.004)	-0.008 (0.006)	-0.002 (0.005)
定年退職2年後ダミー	-0.004 (0.006)	-0.004 (0.005)	-0.002 (0.005)	0.000 (0.004)	0.002 (0.004)	0.002 (0.004)	0.005 (0.005)	0.004 (0.005)	-0.003 (0.007)	-0.001 (0.005)
定年退職3年後ダミー	-0.007 (0.006)	-0.007 (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.005 (0.004)	-0.006* (0.003)	-0.003 (0.003)	0.000 (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.016** (0.006)	-0.007* (0.004)
定年退職4年後ダミー	0.006 (0.009)	0.003 (0.009)	-0.005 (0.008)	0.000 (0.008)	-0.001 (0.007)	0.004 (0.006)	0.004 (0.007)	0.002 (0.006)	-0.005 (0.011)	-0.006 (0.007)
定年退職5年後ダミー	0.001 (0.012)	-0.015** (0.006)	-0.004 (0.009)	-0.008* (0.005)	-0.006 (0.004)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.015 (0.014)	0.002 (0.009)
定年退職6年後ダミー	-0.009 (0.014)	-0.028** (0.011)	-0.016** (0.008)	-0.015* (0.008)	-0.011 (0.007)	-0.004 (0.004)	-0.004 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.023)	0.025 (0.023)
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2	0.002	0.002	0.002	0.001	0.001	0.002	0.002	0.001	0.002	0.002
サンプルサイズ	52,767	52,767	52,767	52,767	52,767	52,767	52,767	52,767	52,767	52,767

注 1：0内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注 2：***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

注 3：『中高年縦断調査』から筆者算出。

表9 定年退職経験が日常生活の支障の有無に及ぼす影響(女性のみ)

被説明変数	歩く (E1)	ベッドや床から 起き上がる (E2)	いすに座ったり立 ち上がったりする (E3)	衣服を着たり 脱いだりする (E4)	手や顔を洗う (E5)	食事をする (E6)	排泄 (E7)	入浴する (E8)	階段の上り下り (E9)	買い物をしたも の持ち運び (E10)
定年退職年ダミー	0.015 (0.012)	0.015 (0.011)	0.016 (0.012)	0.016 (0.010)	0.014 (0.010)	0.010 (0.009)	0.012 (0.009)	0.012 (0.009)	0.017 (0.015)	0.010 (0.012)
定年退職1年後ダミー	-0.004 (0.010)	-0.009 (0.008)	-0.011 (0.007)	-0.005 (0.007)	-0.007* (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.004 (0.014)	0.001 (0.011)
定年退職2年後ダミー	-0.003 (0.012)	-0.000 (0.009)	-0.006 (0.010)	-0.001 (0.009)	-0.003 (0.007)	-0.003 (0.007)	-0.002 (0.007)	-0.002 (0.007)	-0.008 (0.014)	0.003 (0.014)
定年退職3年後ダミー	-0.007 (0.013)	-0.006 (0.008)	-0.006 (0.012)	-0.004 (0.008)	-0.005 (0.007)	-0.005 (0.007)	-0.004 (0.007)	-0.004 (0.007)	-0.018 (0.012)	-0.001 (0.013)
定年退職4年後ダミー	-0.005 (0.020)	-0.001 (0.017)	-0.004 (0.019)	0.010 (0.018)	-0.003 (0.013)	-0.002 (0.013)	-0.002 (0.013)	-0.002 (0.013)	-0.007 (0.022)	0.005 (0.019)
定年退職5年後ダミー	-0.041** (0.016)	0.005 (0.023)	-0.029*** (0.011)	-0.014 (0.010)	-0.017* (0.009)	-0.016* (0.009)	-0.015* (0.009)	-0.015* (0.009)	0.000 (0.035)	0.008 (0.025)
定年退職6年後ダミー	-0.031* (0.016)	-0.015 (0.013)	-0.038*** (0.014)	-0.022* (0.012)	-0.020* (0.011)	-0.019* (0.011)	-0.019* (0.011)	-0.018 (0.011)	-0.039** (0.018)	-0.012 (0.014)
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.003	0.002
サンプルサイズ	40,838	40,838	40,838	40,838	40,838	40,838	40,838	40,838	40,838	40,838

注1：0内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注2：***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

注3：『中高年縦断調査』から筆者算出。

表 10 定年退職経験が深刻な病気の有無の有無に及ぼす影響

(全サンプル)						
被説明変数	糖尿病 (D1)	心臓病 (D2)	脳卒中 (D3)	高血圧 (D4)	高脂血症 (D5)	悪性新生物 (D6)
定年退職年ダミー	0.021*** (0.007)	-0.006 (0.006)	-0.001 (0.003)	0.004 (0.010)	0.024** (0.011)	0.004 (0.005)
定年退職1年後ダミー	0.017** (0.008)	-0.005 (0.006)	0.001 (0.004)	0.005 (0.011)	0.016 (0.011)	0.004 (0.005)
定年退職2年後ダミー	0.016* (0.008)	-0.004 (0.006)	0.003 (0.004)	-0.006 (0.012)	0.002 (0.013)	-0.000 (0.006)
定年退職3年後ダミー	0.008 (0.008)	0.004 (0.008)	0.001 (0.005)	-0.003 (0.015)	0.015 (0.014)	0.000 (0.007)
定年退職4年後ダミー	0.002 (0.011)	-0.002 (0.009)	0.011 (0.007)	-0.014 (0.016)	-0.009 (0.016)	0.011 (0.010)
定年退職5年後ダミー	0.002 (0.015)	0.001 (0.009)	-0.003 (0.009)	0.020 (0.023)	-0.011 (0.024)	-0.003 (0.013)
定年退職6年後ダミー	-0.005 (0.020)	0.009 (0.021)	0.004 (0.017)	-0.008 (0.032)	0.034 (0.028)	-0.008 (0.014)
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2	0.013	0.005	0.002	0.044	0.015	0.004
サンプルサイズ	89,974	89,974	89,974	89,974	89,974	89,974
(男性のみ)						
被説明変数	糖尿病 (D7)	心臓病 (D8)	脳卒中 (D9)	高血圧 (D10)	高脂血症 (D11)	悪性新生物 (D12)
定年退職年ダミー	0.021** (0.009)	-0.009 (0.007)	-0.001 (0.004)	-0.009 (0.012)	0.019 (0.013)	0.005 (0.006)
定年退職1年後ダミー	0.018** (0.009)	-0.010 (0.007)	0.002 (0.005)	-0.001 (0.013)	0.010 (0.013)	0.004 (0.006)
定年退職2年後ダミー	0.014 (0.010)	-0.008 (0.007)	0.005 (0.006)	-0.018 (0.014)	0.002 (0.015)	0.001 (0.007)
定年退職3年後ダミー	0.010 (0.010)	0.001 (0.010)	0.000 (0.007)	-0.016 (0.018)	0.006 (0.016)	-0.004 (0.008)
定年退職4年後ダミー	-0.004 (0.013)	-0.007 (0.011)	0.013 (0.009)	-0.032 (0.019)	-0.004 (0.019)	0.014 (0.012)
定年退職5年後ダミー	0.002 (0.018)	-0.001 (0.012)	-0.004 (0.012)	0.010 (0.027)	0.015 (0.029)	-0.007 (0.016)
定年退職6年後ダミー	0.011 (0.025)	-0.008 (0.024)	-0.011 (0.017)	0.000 (0.038)	0.052 (0.036)	-0.018 (0.015)
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2	0.014	0.007	0.003	0.054	0.012	0.005
サンプルサイズ	51,032	51,032	51,032	51,032	51,032	51,032
(女性のみ)						
被説明変数	糖尿病 (D13)	心臓病 (D14)	脳卒中 (D15)	高血圧 (D16)	高脂血症 (D17)	悪性新生物 (D18)
定年退職年ダミー	0.025** (0.013)	0.002 (0.008)	0.000 (0.005)	0.042** (0.017)	0.038 (0.023)	-0.001 (0.011)
定年退職1年後ダミー	0.010 (0.013)	0.010 (0.011)	-0.005* (0.003)	0.009 (0.019)	0.039 (0.024)	0.003 (0.010)
定年退職2年後ダミー	0.018 (0.012)	0.003 (0.012)	-0.005 (0.004)	0.014 (0.024)	0.006 (0.027)	-0.006 (0.011)
定年退職3年後ダミー	-0.007 (0.014)	0.004 (0.014)	-0.000 (0.009)	0.014 (0.029)	0.055* (0.031)	0.012 (0.015)
定年退職4年後ダミー	0.017 (0.023)	-0.002 (0.016)	0.004 (0.014)	0.013 (0.028)	-0.013 (0.032)	-0.004 (0.014)
定年退職5年後ダミー	-0.004 (0.028)	-0.005 (0.012)	-0.003 (0.004)	0.016 (0.044)	-0.063 (0.043)	0.004 (0.019)
定年退職6年後ダミー	-0.050** (0.025)	0.038 (0.040)	0.037 (0.039)	-0.054 (0.057)	0.009 (0.037)	0.010 (0.031)
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2	0.012	0.002	0.001	0.033	0.021	0.003
サンプルサイズ	38,942	38,942	38,942	38,942	38,942	38,942

注 1: 0内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注2：***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

注3：『中高年縦断調査』から筆者算出。

6 結論

本稿の目的は、定年退職経験が健康にどのような影響を及ぼすのかを『中高年縦断調査』を用い、分析することである。分析の結果、次の3点が明らかになった。1点目は、さまざまな要因を考慮しても、定年退職経験はメンタルヘルスを改善させることがわかった¹。また、男女別の結果を見ると、男性においてメンタルヘルスの改善が大きかった。この背景には仕事に多くの時間を費やす男性ほど、定年によって仕事上のストレス等から解放される度合いが大きいことが影響を及ぼしていると考えられる。2点目は、定年退職経験は日常生活の活動において支障を被る確率を低下させるが、その影響の持続性はなく、限定的であることがわかった。3点目は、定年退職経験は心臓病等の深刻な病気の発生に影響を及ぼしていないことがわかった。

以上の分析結果から、定年退職経験は健康指標の中でも特にメンタルヘルスの持続的な改善に寄与していると言える。このため、今後さらに定年退職年齢を延ばすといった制度変更があった場合、必ずしも労働者のメンタルヘル스에望ましい影響をもたらさないと考えられる。この点には注意が必要であると同時に、定年退職経験がどのようなメカニズムを通じてメンタルヘルスを改善させるのかを明らかにし、対応策をとれるようにしておくことが重要である。この点については今後さらなる研究が必要だと言える。

最後に本稿に残された課題について述べておきたい。本稿の分析ではメンタルヘルスや日常生活における支障の有無、そして深刻な病気の有無を健康指標として用いて

¹ 分析の結果、定年によってメンタルヘルスが改善することが明らかになったが、定年後の就業状態と健康の関係について明示的に考慮していなかった。しかし、日本では定年後も再就職し、働く場合も少なくないため、その就業状態が健康に影響を及ぼしている可能性もある。そこで、各時点の定年退職ダミーを就業している場合と非就業の場合に分けた場合の分析も行った。推計結果は Appendix に掲載してある。この分析結果を見ると、定年退職年に就業している場合も非就業の場合もメンタルヘルスは改善しているが、その後は就業している場合ほどメンタルヘルスが改善する傾向にあった。この結果は2つの解釈があり得る。1つ目は、定年後に再就職した場合、さまざまな労働条件が緩和され、より仕事のストレスが減少するだけでなく、所得も確保できるため、メンタルヘルスが改善するというものである。2つ目は、定年前からメンタルヘルスが良好な労働者ほど就業し続けるというセルフセレクションの可能性である。ただし、今回の分析では Fixed Effect OLS を使用し、個人間の変動を分析しているため、セルフセレクションによる影響が小さいと考えられる。

きたが、これら以外の指標に定年退職経験が及ぼす影響も検証する必要がある。代表的な指標としては寿命や認知能力があり、これらの指標を用いることで分析結果の国際比較が可能となる。この課題に対処するためにも、寿命や認知能力といった指標が利用できるデータを探す必要がある。

参考文献

- Adams, O., Lefebvre, L., 1981. Retirement and mortality. *Aging and Work* 4 (2), 115–120.
- Atchley, R.C., 1976. *The Sociology of Retirement*. Halsted Press, New York.
- Behncke, S., 2012. Does retirement trigger ill health? *Health Economics* 21, 282–300.
- Bonsang, E., Adam, S., Perelman, S., 2012. Does retirement affect cognitive functioning? *Journal of Health Economics* 31, 490–501.
- Bound, J., Waidmann, T., 2007. *Estimating the Health Effects of Retirement*. University of Michigan Retirement Research Center working paper 2007-168.
- Bradford, L.P., 1979. Can you survive your retirement? *Harvard Business Review* 57 (4), 103–109.
- Carp, F.M., 1967. Retirement crisis. *Science* 157, 102–103.
- Charles, K.K., 2004. Is retirement depressing? Labor force inactivity and psychological well-being in later life. *Research in Labor Economics* 23, 269–299.
- Coe, N., Lindeboom, M., 2008. Does Retirement Kill You? Evidence from Early Retirement Windows. CentER Discussion paper 2008-93.
- Coe, N., Zamarro, G., 2011. Retirement effects on health in Europe. *Journal of Health Economics* 30, 77–86.
- Coe, N., Von Gaudecker, H.M., Lindeboom, M., Maurer, J., 2012. The effect of retirement on cognitive functioning. *Health Economics* 21, 913–927.

- Eibich, P., 2015. Understanding the effect of retirement on health: Mechanisms and heterogeneity. *Journal of Health Economics* 43, 1–12.
- Ekerdt, D., Raymond Bosse, J., LoCastro, J.S., 1983. Claims that retirement improves health. *Journal of Gerontology* 38, 231–236.
- Haynes, S.G., McMichael, A.J., Tyroler, H.A., 1978. Survival after early and normal retirement. *Journal of Gerontology* 33, 269–278.
- Kasl, S.V., 1980. The impact of retirement. In: Cooper, C.L., Payne, R. (Eds.), *Current Concerns in Occupational Stress*. John Wiley, New York.
- MacBride, A., 1976. Retirement as a life crisis: myth or reality? *Canadian Psychiatric Association Journal* 72, 547–556.
- Niemi, T., 1980. Retirement and mortality. *Scandinavian Journal of Social Medicine* 8, 39–41.
- Neuman, K., 2008. Quit your job and live longer? The effect of retirement on health. *Journal of Labor Research* 29 (2), 177–201.
- Thompson, W.E., Streib, G.F., 1958. Situational determinants: health and economic deprivation in retirement. *Journal of Social Issues* 14 (2), 18–24.
- Rowland, K.F., 1977. Environmental events predicting death for the elderly. *Psychological Bulletin* 84, 349–372.

Appendix 定年退職経験がメンタルヘルスに及ぼす影響

(定年後の就業の有無を考慮)

被説明変数	K6								
	退職経験の制約なしのサンプル			定年退職経験サンプル			定年退職時に正規雇用サンプル		
	全サンプル (A1)	男性のみ (A2)	女性のみ (A3)	全サンプル (A4)	男性のみ (A5)	女性のみ (A6)	全サンプル (A7)	男性のみ (A8)	女性のみ (A9)
定年退職年&就業ダミー	0.444*** (0.072)	0.412*** (0.083)	0.447*** (0.145)	0.325*** (0.081)	0.306*** (0.095)	0.359** (0.155)	0.335*** (0.090)	0.313*** (0.102)	0.423** (0.191)
定年退職1年後&就業ダミー	0.496*** (0.071)	0.483*** (0.080)	0.399** (0.156)	0.347*** (0.087)	0.351*** (0.101)	0.279 (0.181)	0.391*** (0.098)	0.392*** (0.109)	0.378* (0.228)
定年退職2年後&就業ダミー	0.436*** (0.086)	0.467*** (0.097)	0.138 (0.182)	0.267** (0.108)	0.324** (0.126)	-0.009 (0.215)	0.278** (0.120)	0.340** (0.135)	-0.041 (0.276)
定年退職3年後&就業ダミー	0.501*** (0.091)	0.391*** (0.107)	0.675*** (0.177)	0.301** (0.126)	0.226 (0.151)	0.517** (0.229)	0.249* (0.140)	0.239 (0.160)	0.306 (0.295)
定年退職4年後&就業ダミー	0.599*** (0.125)	0.430*** (0.149)	0.925*** (0.228)	0.363** (0.168)	0.235 (0.203)	0.722** (0.295)	0.267 (0.191)	0.165 (0.222)	0.672** (0.340)
定年退職5年後&就業ダミー	0.348** (0.175)	0.066 (0.200)	0.900** (0.353)	0.072 (0.213)	-0.160 (0.250)	0.643 (0.400)	-0.133 (0.234)	-0.202 (0.271)	0.098 (0.444)
定年退職6年後&就業ダミー	0.382 (0.297)	0.187 (0.325)	0.699 (0.625)	0.068 (0.335)	-0.099 (0.378)	0.466 (0.670)	-0.151 (0.372)	-0.174 (0.411)	-0.017 (0.901)
定年退職年&非就業ダミー	0.306*** (0.069)	0.249*** (0.088)	0.378*** (0.110)	0.195** (0.079)	0.153 (0.100)	0.292** (0.127)	0.222** (0.092)	0.220** (0.108)	0.205 (0.176)
定年退職1年後&非就業ダミー	0.112 (0.095)	0.091 (0.120)	0.125 (0.156)	-0.031 (0.109)	-0.033 (0.135)	0.008 (0.183)	-0.076 (0.130)	-0.035 (0.151)	-0.176 (0.259)
定年退職2年後&非就業ダミー	0.072 (0.104)	0.014 (0.132)	0.132 (0.170)	-0.092 (0.127)	-0.121 (0.157)	-0.010 (0.214)	-0.036 (0.148)	-0.062 (0.171)	0.002 (0.293)
定年退職3年後&非就業ダミー	0.152 (0.114)	-0.037 (0.147)	0.406** (0.180)	-0.042 (0.145)	-0.200 (0.181)	0.234 (0.243)	-0.163 (0.166)	-0.253 (0.194)	-0.007 (0.324)
定年退職4年後&非就業ダミー	0.236* (0.129)	0.192 (0.166)	0.257 (0.207)	0.005 (0.170)	0.006 (0.211)	0.051 (0.282)	-0.011 (0.192)	-0.023 (0.223)	0.013 (0.367)
定年退職5年後&非就業ダミー	0.352** (0.150)	0.250 (0.179)	0.458* (0.271)	0.079 (0.202)	0.021 (0.242)	0.216 (0.358)	0.080 (0.226)	0.023 (0.261)	0.229 (0.443)
定年退職6年後&非就業ダミー	0.038 (0.262)	-0.354 (0.381)	0.555* (0.318)	-0.276 (0.309)	-0.641 (0.431)	0.317 (0.417)	-0.512 (0.369)	-0.719 (0.462)	-0.042 (0.561)
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	RE OLS
R2	0.004	0.003	0.006	0.004	0.005	0.006	0.006	0.007	0.011
サンプルサイズ	122,312	64,861	57,451	21,933	15,254	6,679	17,281	13,052	4,229

注1：()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注2：***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

注3：表中の推計結果は、ハウスマン検定によって採択された結果のみを表示している。

注4：定年退職ダミー以外では男性ダミー、学歴ダミー、年齢、有配偶ダミー、家族の人数、持ち家ダミー、年次ダミーを使用している。

注5：『中高年縦断調査』から筆者算出。

Panel Data Research Center at Keio University
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2016-012

March, 2017

正規非正規の職種転換と雇用形態転換

小林 徹*

山本 勲**

佐藤 一磨***

【要旨】

本稿では、ルーチン業務職種の減少と抽象やマニュアル業務職種の増加といった技術偏向型技術進歩による職種変化が、日本でも欧米同様に確認されるかどうかについて、正規・非正規別の分析を行った。分析の結果、ルーチン業務に従事していた者については、正規から非正規への転換者でマニュアル業務への変化が多く、ルーチンからマニュアルへの移動という欧米と同様の転換は非正規労働市場ほど発生していた。しかしながら、正規・非正規市場ともに他業務からルーチンへの参入が一定程度確認され、全体としてもルーチンの減少は確認されなかった。

加えて、技術偏向型技術進歩によって減少する業務に就いている非正規雇用者は、正規雇用への転換自体が難しくなっているかどうかを検討するため、企業内外の経路を考慮した正規転換に関する分析を行った。分析の結果、欧米で需要減が指摘されるルーチン業務についていた非正規雇用者で正規転換が少なくなっている様子は確認されなかった。また、技術偏向型技術進歩で需要増が指摘される抽象業務についていた正規雇用者では正規転換が多くなっていた。一方で、抽象業務の増加や高齢化の影響で需要増が指摘されるマニュアル業務では正規化に繋がっている様子は見られなかった。抽象業務は高い技能が求められるため正規市場で活用が図られ、相対的に高い技能が求められにくいマニュアル業務の活用は非正規労働市場で進んでいることが考えられる。

* 高崎経済大学経済学部 講師

** 慶應義塾大学商学部 教授

*** 拓殖大学政経学部 准教授

正規非正規の職種転換と雇用形態転換[▽]

小林徹*・山本勲**・佐藤一磨***

【要旨】

本稿では、ルーチン業務職種の減少と抽象やマニュアル業務職種の増加といった技術偏向型技術進歩による職種変化が、日本でも欧米同様に確認されるかどうかについて、正規・非正規別の分析を行った。分析の結果、ルーチン業務に従事していた者については、正規から非正規への転換者でマニュアル業務への変化が多く、ルーチンからマニュアルへの移動という欧米と同様の転換は非正規労働市場ほど発生していた。しかしながら、正規・非正規市場ともに他業務からルーチンへの参入が一定程度確認され、全体としてもルーチンの減少は確認されなかった。

加えて、技術偏向型技術進歩によって減少する業務に就いている非正規雇用者は、正規雇用への転換自体が難しくなっているかどうかを検討するため、企業内外の経路を考慮した正規転換に関する分析を行った。分析の結果、欧米で需要減が指摘されるルーチン業務についていた非正規雇用者で正規転換が少なくなっている様子は確認されなかった。また、技術偏向型技術進歩で需要増が指摘される抽象業務についていた正規雇用者では正規転換が多くなっていた。一方で、抽象業務の増加や高齢化の影響で需要増が指摘されるマニュアル業務では正規化に繋がっている様子は見られなかった。抽象業務は高い技能が求められるため正規市場で活用が図られ、相対的に高い技能が求められにくいマニュアル業務の活用は非正規労働市場で進んでいることが考えられる。

[▽] 本稿は厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」（H26-政策-一般-003、研究代表：慶應義塾大学・山本勲）の助成を受けている。また、本稿で使用した『中高年者縦断調査』の調査票情報は統計法第33条の規定に基づき、厚生労働省より提供を受けた。

* 高崎経済大学 経済学部 講師

** 慶應義塾大学 商学部 教授

*** 拓殖大学 政経学部 准教授

1. はじめに

本稿では、「21 世紀成年者縦断調査」(厚生労働省)の大規模マイクロパネルデータを用いて日本における技術偏向型技術進歩による職種の変化について、正規・非正規労働市場の視点から検討する。

技術偏向型技術進歩の文脈では、技術によって代替される定型的業務(ルーチン業務)を担っていた労働者が減少することが指摘される。加えて、非定型な職については需要が増加するが、その内訳は進歩した技術を使いこなす側の高賃金の抽象業務と低賃金のマニュアル業務とがあることから、職種構成と賃金に二極化が生じることが指摘される。この非定型抽象業務の代表的なものは専門・技術職であり、非定型マニュアル業務の代表例はサービス職である。池永(2009,2011)、Goos et al(2010)、Autor and Dorn(2013)によれば、欧米や日本でも当該職種に従事する者の増加が指摘されている。また、定型業務(ルーチン業務)には事務職や製造職などが挙げられるが、欧米では事務職、製造職とも減少していることが指摘されている一方で、日本では製造職の減少は欧米と同様であるものの事務職に代表される定型的(ルーチン)認識業務については減少していない¹という。

但し、日本では正規・非正規別に技術偏向型技術進歩の影響は異なって現れることが考えられる。というのも日本の正規就業者については長期的な人材育成モデルによって長期雇用が生じていたり、職種別採用をせず職能型の人材マネジメントがなされていたりするなどの日本型雇用慣行が採られ、偏向型の労働需要変化の影響を受けにくいことが考えられる。日本の定型業務(ルーチン業務)でこのような正規就業者が多かったことで、欧米とは異なる傾向が現れた可能性がある。一方で、非正規就業者については正規就業者のような日本的雇用慣行が採られることは少なく、契約期間も短期であることが一般的である。そのため、非正規就業への労働需要は技能偏向型技術進歩に感応的に変化し、結果的に、欧米で観察されているようなルーチン業務からマニュアル業務といった職種変化が日本では非正規就業で顕著に生じていることが予想される。ところが、個々の労働者の職種転換を正規就業・非正規就業に着目して検証した研究は少なく、このような予想が正しいかどうかは自明ではない。そこで本稿では、「21 世紀成年者縦断調査」の大規模マイクロパネルデータを用いて、正規と非正規就業者に分けて、職業の変化や職種転換の状況を見ることで、技術偏向型技術進歩の日本の労働市場への影響を確認する。

また技術偏向型技術進歩は職種別の労働需要に影響するため、職種別に正規・非正規の就業形態変化の状況も異なることが予想される。日本では正規と非正規の労働条件格差も問題視されている。その解消は重要な政策課題となっており、「キャリアアップ助成金」とい

¹ 2005 年までの国勢調査による分析である池永(2009)では、一般事務の増加指摘されており、一般事務が必ずしも定型的ではないことから増加していることを疑っている(池永 2009、80 頁)。その後の国勢調査では 2010 年には 15 歳以上就業者のうち事務職従事者は 18.4%となり、2005 年の 18.9%より減少しているものの、2000 年の 18.5%、1995 年の 18.3%とほぼ変わらない。

った非正規から正規就業への転換促進政策が採られている。しかしながら、技術偏向型技術進歩によって需要が減少する定型的な職業に非正規で従事していた場合に、就業形態転換だけでなく職種技能も問題になることでよりいっそう転換しにくいのかどうか、といった視点での分析はあまりされていない。

玄田(2009)や労働政策研究・研修機構(2015)では正規転換者の転換後の職種については非定型抽象業務の代表である専門・技術職の構成が最も多くなることが指摘されている。また、内部登用を経由した正規転換と転職を経由した正規転換では転換前の職種状況が異なり、内部登用では転換前後で同職種が多いのに対し転職経由の正規転換では異なる職種からの流入も多いという。そうであれば専門・技術職の非正規雇用者ほど内部登用という経路も利用できることから正規転換しやすく、定型職では転職経由に限定され正規転換の可能性は少ないかもしれない。そこで本稿では、技術偏向型技術進歩の業務別の正規転換発生がどのように異なっているかについて、内部・外部労働市場の経路を考慮して分析を行う。これにより、技術進歩の職種変化の状況だけでなく、雇用形態変化における影響についても検討する。

本稿の構成は以下の通りである。2 節では技術偏向型技術進歩と職種二極化など職種変化に関する文脈及び、非正規の正規転換に関して先行研究の知見を整理する。3 節では本稿の分析に用いる「21 世紀成年者縦断調査」の概要、及び分析に用いるデータ処理や分析手続きについて述べる。4 節で分析結果について確認し、5 節で分析結果から政策含意を導く。

2. 先行研究

2.1 技術偏向型技術進歩と職種変化

近年のめざましい ICT 技術の進歩は、特に定型的なルーチン業務への労働需要を代替すると考えられ、ルーチン業務に着目した技術偏向型技術進歩による職の二極化現象が様々な国で報告されている。Goos et al(2010)は欧州²の各職業のシェア変化が示された。そこでは、管理職や専門・技術職といった定型的なルーチン業務が少ない抽象業務が中心の職種や、サービス職といったルーチンではないが高い技能を要さないマニュアル業務が多いと考えられる職のシェアが伸びていることが確認される。それと同時に、ルーチン業務の多いと考えられる一般事務職や生産関連職職業シェアは減少傾向が示される (Goos et al,2010,Table1)。Autor and Dorn(2013)も米国の 1980 から 2005 年にかけて、機械操作職や生産職、運輸・建設職、事務職といったルーチン業務中心の職が減少し、サービス職が増加傾向であることを示している (Autor and Dorn,2013,Table1)。欧米以外では、日本でも池永(2009)において専門・技術職などの非定型分析業務とサービス職などの非定型の手仕事業

² European Union Labor Force Survey(ELFS)より、オーストリア、ベルギー、デンマーク、フィンランド、フランス、ギリシャ、アイルランド、イタリア、ルクセンブルク、オランダ、ノルウェー、ポルトガル、スペイン、スウェーデン、ドイツ、U.K の 16 カ国分のデータを元に作成されている。

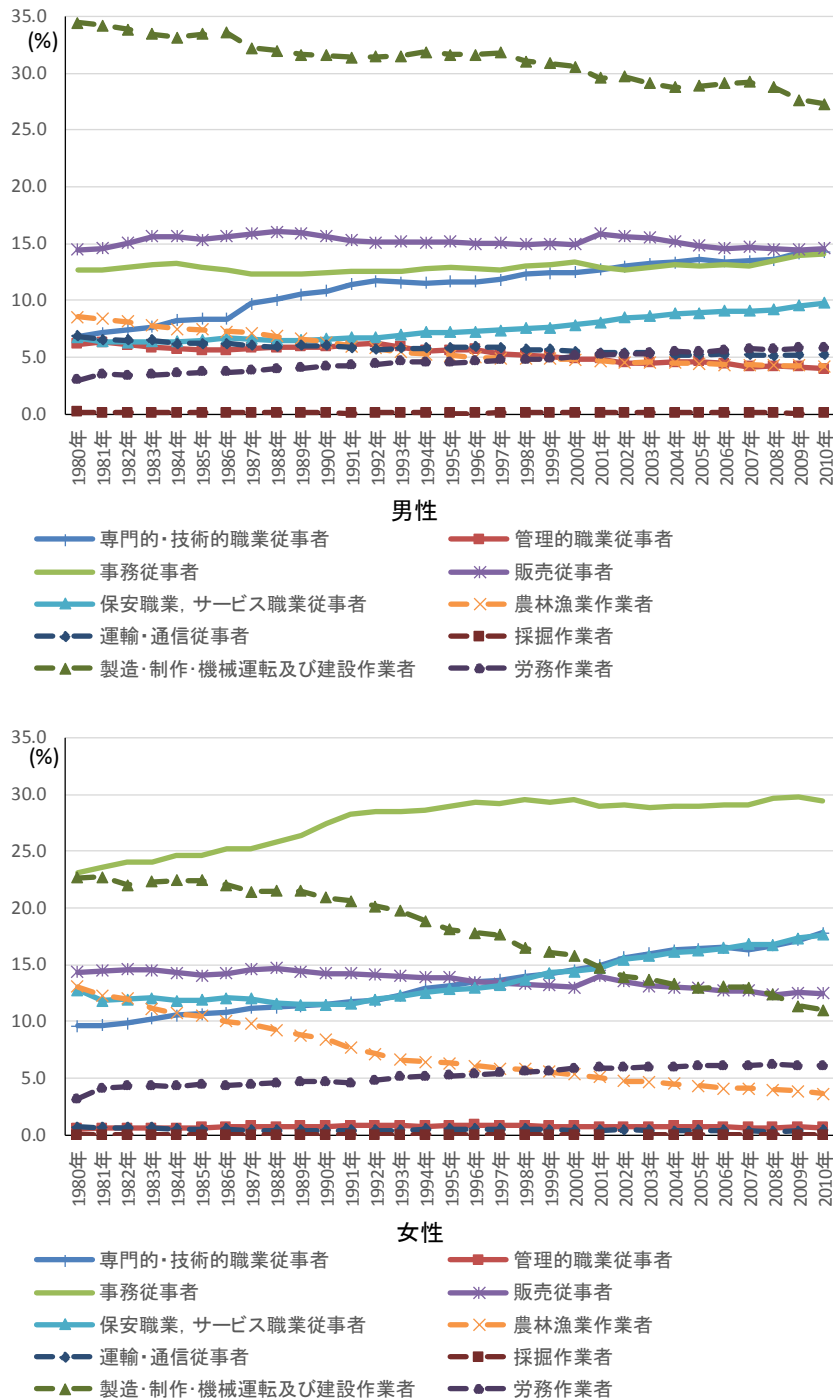
務が増加していることと、生産職などの定型手仕事業務の減少が報告された(池永 2009, 図 5)³。また、Kizima(2006)ではインドの都市部において男女とも専門・技術職が増加し、農業職が減少していることが示されている(Kizima,2006,Table1)。

但し、欧米と日本では異なる特徴も見られる。欧米で減少が確認されているルーチン業務やその代表的な職種のひとつである事務職については日本では減少しておらず、その要因として池永(2009,80 頁)では、日本の事務職が必ずしも定型的ではない業務も含んでいることが疑われている。日本の事務職において欧米ほどルーチン業務が多くないのであれば、技術偏向型技術進歩による影響は欧米ほど大きくないと考えられる。他方で、雇用管理の影響も疑われる。日本では人事マネジメントの特徴として長期の雇用を保護する日本型雇用慣行がしばしば指摘される。このような環境の下にいる日本の正規社員は技術進歩による偏向型の労働需要変化の影響は受けにくいことが考えられる。事務職にはホワイトカラー正規雇用者も多く存在しているであろうことが考えられ、これがルーチン業務の減少を抑制していた可能性もある。つまり、日本型雇用慣行の下に無い非正規雇用者に限れば欧米と同様のルーチン業務の減少傾向が確認されるが、正規雇用者が含まれると不明瞭になるという予想ができる。

これに対する、公開された既存資料からのアプローチとして図 1 を確認したい。図 1 では、男女別に正規・非正規の割合が異なることから、労働力調査より職業シェア推移を男女別に示した。図 1 をみても専門・技術職の増加と製造・制作・機械運転及び建設作業者の減少、保安職業、サービス職業従事者の増加傾向が男女とも確認できる。これについては欧米と同様の傾向である。事務職については、非正規雇用者の多い女性では 2000 年までは上昇傾向であるが、以降は横ばいである。一方で、相対的に正規雇用者の多い男性では 2000 年半ばまで横ばいであったが、近年増加傾向となっている。事務職については男女別に異なる動きが見られるが、減少傾向は指摘できない。よりルーチン業務が多いと考えられる非正規の多い女性で事務増加が近年では見られなくなっていることから、技術偏向型技術進歩の影響は非正規事務職においては有るのかもしれない。しかしながら図 1 からでは詳細な検討はできない。そこで本稿では「21 世紀成年者縦断調査」の個票データを用い、ミクロでのルーチン業務や抽象業務、マニュアル業務の変化を見ることで、正規・非正規で異なる傾向が見られるか、非正規に限れば欧米に近い傾向が見られるかといった確認を行う。

³ このほか、三谷・小塩(2012)では、賃金の高い職業と賃金の低い職業で労働者数が 1990 年代から 2000 年代前半に増加した一方で中間の賃金の職業で減少したことを確認しており、賃金についてもアメリカと同様に二極化が生じた可能性を指摘している。

図1 男女別の職業シェアの時系列推移



出所：総務省「労働力調査」長期時系列データ（基本集計）表6(2)より筆者作成

また Kizima(2006)によれば、インド都市部でも事務職は 83~99 年にかけて男性については減少しているものの、女性では増加している。加えて、欧米や日本で増加が確認されるサービス職が男女とも減少している。Gilbis and Sepraseuth(2014)はサービス職の増加は

技術偏向型技術進歩の影響だけでなく、高齢化社会の影響が強いことを指摘しているが、インド都市部でサービス職が増加していないことについては、この説に整合的となっている。

職業分類別に状況変化を見るだけでなく、Autor and Dorn(2013)をはじめとして、Dictionary of Occupational Titles(以下では DOT と記す)を利用して、職業小分類ごとのルーチン得点から直接的にルーチン業務の程度を指標化し、様々な影響が分析されている。特に、Goos et al.(2014)やAdermon and Gustavsson(2015)では、ルーチン指標が雇用減少に大きく影響していることや、当該指標が高い所得中間層の減少が二極化に繋がっていることが指摘されている。ちなみに、Adermon and Gustavsson(2015)はスウェーデンのデータを、Goos et al.(2014)は欧州 16 カ国分のデータを、米国の DOT と結びつけた分析がされている。日本においても職業小分類情報まで捕捉された個票データを用いることで同様の分析が可能と考えられる。しかし、例えば日本では事務職が欧米と異なりあまりルーチン化されていないなど、名目上同職種であっても業務の実態が異なっている恐れもあるため、分析結果の傾向が異なることも考えられる。Michaels et al.(2014)では、先進 11 カ国の中でも日本だけは ICT 投資変化が高賃金レベルの職のシェアを増加させていないことを指摘している。

2.2 技術偏向型技術進歩と非正規の正規転換

非定期での就業が家計補助的ではない主たる稼ぎ手にも広がり、雇用の不安定性や貧困にも繋がっている(石井・佐藤・樋口 2010、平成 24 年版「労働経済の分析」)。非正規から正規への転換は、このような問題の解決策として期待されており、多くの研究例がある。

玄田(2008)では、非正規雇用であっても同一企業での勤続年が長いと転職による正規転換にプラスに働くことが指摘されている。玄田(2009)では独自調査によって企業内登用では同一職種での正規転換が多いが、転職による正規転換では異なる職種へ職種も転換されたケースが多く見られるという。加えて、正規転換後の職種構成は内部登用も転職も同じ職種構成となっており、専門・技術職や事務職が多くなることも指摘されている。四方(2011)ではパネルデータを用いて、各年の正規転換発生率について企業内登用によるものと転職によるもののどちらの経路が多くなっているかが分析された。分析の結果、男性では企業内登用による転換者が多いが、女性では内部登用転換者は男性の約 3 分の 1 程度であることが明らかにされている。また、男性において不本意で非正規雇用となっている場合に同一企業内の正規雇用へ移りやすいが、女性ではそのような影響は観察されなかったという。このような男女間の違いについては、樋口・佐藤・石井(2011)、樋口・石井・佐藤(2011)も、女性では自己啓発をすることが正規転換に繋がっているが男性では安定的な影響が見られないことを指摘している。また、久米・鶴(2013)では、正規転換がされやすい属性について分析がされ、前職が契約社員である場合や学卒直後には正社員であった場合、前職の労働時間が長い場合、前職の企業規模が小さい場合、転職の際に人的ネットワークやインターネットを活用する場合、などで正社員への転換が多くなっているという。さらに、山本(2011)では、

非正規雇用の正規転換確率は不本意ながら非正規雇用に就いている不本意型非正規雇用で高いことが示されている。

経済学以外の研究では、小杉(2010)が Off-JT を受けている非正規雇用者ほど正規転換し、年齢が高くなると転換しにくくなるという。労働政策研究・研修機構(2015)では独自の調査により、専門職、事務職同士での正規転換が多いことが示されているほか、大卒者や資格取得者ほど正規転換がされやすいという。

これら先行研究では、内部登用ほど同職種で正規転換していること、契約社員から正規に移りやすいこと、移った先の職種は専門・技術職や事務職などが多いこと、教育を受けている非正規雇用者ほど正規に転換され易いことが共通して指摘される。専門・技術職で正規転換が多くなっていることについては、技術偏向型技術進歩からの需要増加の影響が考えられる。反対に、技術進歩や高齢化から需要が増えると考えられるサービス職では正規転換後にサービス職が多いという状況は確認されていない。平野(2009)は「人材ポートフォリオ・システム」から、「人的資本の特殊性」や「業務不確実性」が低い業務ほど正規雇用から遠く位置することを指摘するが、サービス職はこれら2要素が低いため正規転換がされていないのかもしれない。また、平野(2009)は正規雇用と非正規雇用の中間である「ハイブリッド」の存在を指摘し、これを設ける企業側のメリットについて、労働者の企業特殊的人的資本投資を促す効果とスクリーニング効果の2つを挙げている。このような効果が期待されて「ハイブリッド」において非正規から正規への転換が発生しているのであれば、内部登用による正規転換者ほど同職種であるという状況とも整合的である。

以上のように非正規から正規への転換は様々な視点から多くの研究が行われている。本稿では、技術偏向型技術進歩の影響と非正規の正規転換に着目するため、非正規職の業務の特性とその後の正規化との関連について検討する。

3. データと分析手続き

3.1 データ

本稿では厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」の2002年～2006年調査を主に用いる。本調査は平成14年10月末時点で原則として20～34歳であった男女が対象となっており、平成13年国民生活基礎調査の調査地区から無作為抽出されている。厚生労働省科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」により取得した調査結果は2012年調査分までであるが、2007年以降調査では同企業内部において職種や雇用形態を転換した場合の動きについては質問されない構造となっており、2006年までの情報⁴を分析に用いた。

雇用形態については、「会社などの役員・事業主、自家営業の手伝い、自宅で賃仕事、正

⁴ 今期の就業状況別に次期の就業状況に関する分析を行っているため、2006年データについては、被説明変数としてのみ扱われる。

規の職員・従業員、アルバイト、パート、労働者派遣事業所の派遣社員、契約社員・嘱託、その他」から回答者が選択している。本稿では、上記の「正規の職員・従業員」を正規雇用と定義し、アルバイトから契約社員・嘱託までを非正規雇用と定義している。また、全ての分析に共通して会社などの役員・事業主、自家営業の手伝い、自宅で賃仕事、その他は除外した⁵。

職業については、「専門的・技術的な仕事、管理的な仕事、事務の仕事、販売の仕事、サービスの仕事、保安の仕事、農林漁業の仕事、運輸・通信の仕事、生産工程・労務作業の仕事、その他の仕事」の区分で問われている。この職種選択回答から、本稿では Autor and Dorn(2013)の Table2 を参考に、抽象業務、ルーチン業務、マニュアル業務の業務分類ダミーを作成した。具体的には、ある職種が Autor and Dorn(2013)の Table2 において抽象業務で特に特徴的であることを示す網掛けの+(Managers/prof/tech/finance/public safety)と示されているならば抽象業務ダミーが 1 とし、ルーチン業務で網掛けの+(Production/craft,Machine operators/assemblers,Clerical/retail sales)となっていればルーチン業務ダミーが 1、マニュアル業務で網掛けの+(Transport/construct/mech/mining/farm,Service occupations)であればマニュアル業務ダミーが 1 となるように振り分けた。結果として、「抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)、マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)、ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)、その他」の 4 区分としている⁶。なお、厚生労働省「21 世紀成年者縦断調査」の対象者は、平成 14 年時に 34 歳が最年長者であることから、本稿の分析では若年者に限られたデータが用いられていることには留意を要する。

3.2 技術偏向型技術進歩と職種変化に関する分析手続き

Autor and Dorn(2013)などの近年の研究では DOT から各職種のルーチン業務指標得点を割り当て、分析がされている。「21 世紀成年者縦断調査」は職種大区分情報のみであることから DOT との接合はできないことや、名目上の職業区分が同じでも日本での業務実態は欧米とは異なることも考えられる。そこで本稿では上述のように職種大区分の名目から振り分けた、「抽象業務、ルーチン業務、マニュアル業務、その他」の業務分類ダミーを用いて、その推移状況の確認を正規・非正規労働市場別に行う。具体的には、今期と次期の正規雇用ダミー、非正規雇用ダミーと業務分類ダミーから、正規維持者の業務分類の変化、正規から非正規に変化した者の業務分類の変化、非正規から正規に変化した者の業務分類の変化、非正規維持者の業務分類の変化のそれぞれについてクロス集計表より確認する。日本的雇用慣行が適用されない非正規雇用においては、日本でも欧米と同様の傾向があるのであ

⁵ 加えて、分析対象については配偶者サンプルと学生を除外し、正規・非正規雇用者とは特徴の異なる自営業者や公務労働者、副業を持つ者も除外した。

⁶ 日本での事務職の状況を確認するため、ルーチン業務から事務職を取り出した 5 区分の変数も作成し補足的に分析を行う。

れば、ルーチン業務から他の業務への移動が多くなっていると考えられる。また、そこからの流出者は高技能を求められる抽象業務ではなく、参入が容易なマニュアル業務への移動が多くなるものと予想される。

また、各業務に属する個人属性の違いをコントロールした場合においても、クロス集計表による結果と同様の傾向が見られるかどうかを確認するため、以下(1)式の多項プロビット分析を、今期の業務分類別に行う。

$$\Pr(\text{Job}_{it+1} = j | Z_{it}) = f(Z_{it}\gamma_j) \quad (1)$$

左辺は、抽象業務、正規のマニュアル業務、正規のルーチン業務、その他業務のそれぞれについて正規、非正規ごとに分けられた8つのジョブの次期に属する確率である。 Z_{it} は次期の所属ジョブを説明する説明変数であり、今期(t 期)の非正規ダミー、企業規模ダミー、勤続年といった今期の就業状況に加え、年齢や女性ダミー、女性ダミー、有配偶ダミー、学歴ダミー、 t 期の入院ありダミー、 t 期の通院ありダミーといった個人 i の t 期の個人属性を用いる。この多項プロビットモデルを、今期に抽象業務に属するサンプル、今期にルーチン業務に属するサンプル、今期にマニュアル業務に属するサンプル別に行う。説明変数のうち特に非正規ダミーの限界効果に着目し、正規市場に比べて非正規市場において欧米に近い技術偏向型技術進歩による職の変化が見えるかどうかを確認する。なお、本分析に用いるデータの基本統計量は表1に掲載した。マニュアルやその他業務ほど非正規雇用者が多く、マニュアルでは大卒者が少ないが、抽象業務では大卒者や正規が多くなっている。

表1 次期の正規・非正規×所属業務に関する分析に用いたデータの基本統計量

分析対象	全体(次期無業者除く)		今期ルーチン業務従事者		今期抽象業務従事者		今期マニュアル業務従事者		今期その他業務従事者	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
次期の状況(最大が8)	3.25	2.11	3.94	1.92	1.90	1.66	3.66	2.10	4.30	2.38
正規	0.73	0.44	0.71	0.45	0.86	0.35	0.60	0.49	0.57	0.49
非正規ダミー	0.27	0.44	0.29	0.45	0.14	0.35	0.40	0.49	0.43	0.49
大学、大学院卒ダミー	0.23	0.42	0.22	0.42	0.28	0.45	0.16	0.37	0.23	0.42
短大、専門、高専卒ダミー	0.28	0.45	0.25	0.43	0.34	0.47	0.26	0.44	0.20	0.40
女性ダミー	0.46	0.50	0.53	0.50	0.39	0.49	0.43	0.49	0.40	0.49
有配偶ダミー	0.30	0.46	0.28	0.45	0.33	0.47	0.31	0.46	0.29	0.46
子供有ダミー	0.22	0.41	0.20	0.40	0.22	0.42	0.24	0.43	0.23	0.42
t期に通院有ダミー	0.08	0.27	0.08	0.27	0.09	0.28	0.07	0.26	0.06	0.24
t期に入院有ダミー	0.03	0.16	0.03	0.16	0.03	0.17	0.03	0.16	0.02	0.15
年齢	28.82	4.23	28.78	4.19	28.99	4.23	28.57	4.33	28.95	4.27
企業規模30人未満ダミー	0.31	0.46	0.25	0.43	0.36	0.48	0.35	0.48	0.41	0.49
企業規模31~499人ダミー	0.40	0.49	0.42	0.49	0.37	0.48	0.42	0.49	0.40	0.49
勤続年	4.95	4.47	5.06	4.58	5.44	4.46	3.96	4.09	4.08	4.23
標本数	32,029		14,714		10,258		5,779		1,278	

3.3 技術偏向型技術進歩と非正規の正規転換に関する分析手続き

ここでは正規転換を内部登用と転職による転換の違いに着目して分析が実施された四方(2011)のモデルに準拠する。四方(2011)ではKHPSのパネルデータを用いていることから、四方(2011)の分析手法はそのまま大規模パネルデータである「21世紀成年者縦断調査」でも実施できる。

$$\Pr_{jit+1} = \text{prob}(y_{it+1} = j) = \frac{\exp(X_{it}\beta'_j)}{\sum_{k=1}^J \exp(X_{it}\beta'_k)}$$

(2)

$\Pr_{jit+1} = \text{prob}(y_{it+1} = j)$ は個人 i が $t+1$ 期に就業状態 j となる確率であり、 X_{it} は左辺を説明する変数、 β'_j は係数ベクトルである。 $t+1$ 期の就業状態 j は雇用形態と t 期と $t+1$ 期の勤め先から、1 = 同企業非正規継続、2 = 同企業正規転換、3 = 別企業正規転換、4 = 別企業非正規、5 = 無業化としている。説明変数 X_{it} は個人 i の t 期の非正規雇用形態ダミー、業務分類ダミー、女性ダミー、有配偶ダミー、学歴ダミー、企業規模ダミー、勤続年数階級ダミー、年齢階級ダミー、 t 期の入院ありダミー、 t 期の通院ありダミーとしている。これら説明変数の選択基準についても、概ね四方(2011)に準拠している。但し、職種情報は業務分類ダミーに変えており、当該ダミーの分析結果から、技術偏向型技術進歩において増加する抽象業務であった者ほど正規転換しやすいのか、減少するルーチン業務の従事者は正規転換しにくいのかを確認したい。なお、本分析では t 期非正規雇用者に分析対象が限定されるため、ここでの基本統計量は表 2 に示す。表 2 を見ると、非正規のなかでもパート・アルバイトが約 7 割と多くなっている。学歴については大卒・大学院卒者は 15% と少なくルーチン業務への従事が 49% と多くなることが特徴的である。

表 2 非正規雇用の正規転換に関する分析に用いたデータの基本統計量

変数名	t期非正規雇用者全体	
	平均値	標準偏差
被説明変数	2.16	1.60
パート・アルバイト	0.68	0.47
派遣社員	0.12	0.33
契約社員	0.19	0.40
大学、大学院卒ダミー	0.15	0.36
短大、専門、高専卒ダミー	0.29	0.45
女性ダミー	0.72	0.45
有配偶ダミー	0.27	0.45
子供有ダミー	0.24	0.43
t期に通院有ダミー	0.09	0.29
t期に入院有ダミー	0.03	0.16
25歳未満	0.24	0.42
25～29歳	0.35	0.48
30～34歳	0.33	0.47
35～39歳	0.08	0.27
企業規模30人未満ダミー	0.38	0.49
企業規模31～499人ダミー	0.39	0.49
勤続0年	0.36	0.48
勤続1年	0.20	0.40
勤続2～3年	0.23	0.42
勤続4～5年	0.10	0.30
抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	0.17	0.37
マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	0.27	0.45
ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	0.49	0.50
その他職業	0.07	0.25
標本数	9,820	

4. 分析結果

4.1 技術偏向型技術進歩と職種変化に関する分析結果

ここでは欧米で確認されているルーチン業務の減少と抽象業務、マニュアル業務の増加といった傾向が日本でも確認されるかについて、正規・非正規別の検討を行う。そこでまずは、正規維持者、非正規から非正規に変化した者といった正規・非正規別の状態別に業務分類の変化についてクロス集計表を作成し表 3 に掲載した。

表 3 よりまず正規維持者について見ると、業務変化の無いケースはルーチンからルーチンが 85.4%と多くなり、抽象業務の 84.5%、マニュアルの 71.7%と続く。需要が高まると考えられる抽象業務やマニュアルだけでなくそれ以上にルーチンの変化が見られなくなっている。業務変化のケースについて見ると、マニュアルもルーチンもその他でも抽象業務への変化が多くなっている。高技能が要求される正規雇用では、需要が高まる業務の中でも抽

象業務への受入が多くなると考えられる。一方で、ルーチンからマニュアルへのシフトは4.5%と少なく抽象業務からマニュアルへの移動も4.8%と少ない。低賃金傾向が指摘されるマニュアル業務への参入は、高賃金傾向の抽象業務だけでなく、需要減少も指摘されるが中賃金傾向と指摘されるルーチンでも少なくなっている。

次に非正規から正規へと移行した者について見ると、抽象業務やルーチン業務では同業務が多い一方で、マニュアルやその他では同業務が少なくなり、ルーチンへの参入が多くなっている。ルーチンからの変化があった者は、抽象業務が13.7%と多くなり、抽象業務への参入はマニュアルやその他で10%を超えて一定程度確認できる。技能蓄積を求められる正規雇用市場では各業務への参入はマニュアルが少なく、抽象業務やルーチンが多いと考えられる。

続いて表3より正規から非正規市場へ移行した者について見ると、業務変化の無い者はどの業務でも約60%程度と少なくなる。また、ルーチンからの業務変化者では、抽象業務へは9.2%と少なくなり、ルーチンからマニュアルへの参入が16.6%と多くなっている。ルーチンからマニュアルへの参入は正規維持者の4.5%の4倍弱と多く、非正規雇用へ雇用形態が変化する際に業務の変化が生じやすくなっていることが示唆される。一方で、抽象業務やマニュアル業務であった者はルーチンへの参入が最も多い。

最後に非正規維持者について見ると、どの業務でも業務変化の無い者が多くなるが、業務変化をしたケースでは、マニュアルや抽象業務からルーチンへの参入が19.2%、12.3%と多くなる。また、ルーチンからマニュアルへの参入は10.1%と正規維持者の2倍強の多さとなっていることが確認できる。このことから、非正規就業者ほどルーチンからマニュアルといった欧米で確認されている技能偏向的技術進歩の影響が生じやすくなっている解釈できる。

以上の確認からは正規では高技能が求められるため、抽象業務への参入やそれに次ぐルーチンへの参入が多くなるが、非正規ではマニュアルやルーチンへの参入が多くなっている。このような状況は無業から就業へ移行した場合においても同様であり(付表1)、正規と非正規別に抽象業務とマニュアル業務の労働力の使い分けがなされている可能性がある。また、先行研究において欧米と異なる傾向が指摘されたルーチン業務は、非正規就業者に関してはルーチンからマニュアルへの流出という欧米と整合的な傾向が一定程度確認された。しかしながら、正規でのルーチンにとどまる割合が高いことや、他業務からルーチンへの流入もあり、これが日本でのルーチンの減少を留めている可能性がある。

表 3 正規・非正規変化別の業務分類変化に関するクロス集計表

	対象者数	次期の業務				
		抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	その他職ダミー	
正規維持者(次期無業者除く)	22374	38.3	14.7	44.2	2.8	
今期の業務	抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	8462	84.5	4.8	8.7	1.9
	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	3235	11.9	71.7	13.4	3.0
	ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	10004	8.4	4.5	85.4	1.7
	その他職ダミー	673	30.2	14.9	26.3	28.7

	対象者数	次期の業務				
		抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	その他職ダミー	
非正規から正規への転換者(次期無業者除く)	1264	28.2	22.7	43.8	5.4	
今期の業務	抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	314	72.6	7.6	15.6	4.1
	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	344	12.2	54.9	29.1	3.8
	ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	527	13.7	10.4	73.2	2.7
	その他職ダミー	79	17.7	24.1	22.8	35.4

	対象者数	次期の業務				
		抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	その他職ダミー	
正規から非正規への転換者(次期無業者除く)	1088	27.6	25.6	38.4	8.5	
今期の業務	抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	356	61.2	15.5	16.6	6.7
	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	228	12.3	61.4	19.7	6.6
	ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	445	9.2	16.6	65.8	8.3
	その他職ダミー	59	22.0	15.3	35.6	27.1

	対象者数	次期の業務				
		抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	その他職ダミー	
非正規維持者(次期無業者除く)	7303	16.4	27.1	50.9	5.7	
今期の業務	抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	1126	74.2	9.2	12.3	4.4
	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	1972	5.9	70.7	19.2	4.2
	ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	3738	4.4	10.1	82.4	3.2
	その他職ダミー	467	16.9	22.1	25.3	35.8

付表 1 無業者から就業へと変化した者の業務分類
(データ就業者に限定せず)

	対象者数	次期の業務			
		抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	その他職ダミー
今期無業から次期正規雇用への移行者	1313	36.8	18.1	41.2	3.9
今期無業から次期非正規雇用への移行者	610	18.0	29.7	43.6	8.7

次に、DOT でルーチン業務が多いとされる事務職が日本では増加しているとの指摘があり、図 1 でも製造・制作・機械運転及び建設作業者が減少している一方で事務職は長期的には増加していた。そこで、ルーチンから事務職を切り分けた分類に改め、同様の作表を行い表 4 として掲載した。表 4 を見ると、事務職を除いたルーチンも表 3 と同様に非正規の場合ほどマニュアルへの流入が多くなっており、事務職を加えた場合よりも割合は若干増加している。また、表 3 と同様に事務を除いた場合でも、他業務からルーチンへと流入する割合は少くない傾向が見られる。

一方で、事務職については流入・流出とも少なくなっており、特に流出が少なく、正規から非正規への転換者ではマニュアルへの流出が 13.3%と多くなるが、これ以外に 10%を超える流出は確認できない。事務職への流入については、非正規から正規への転換者で、マニュアルから事務職への変化が 11.6%、事務以外のルーチンから事務への参入が 10.5%となっている。事務職では概ね他業務への移動は少ないながらも、正規転換者ではマニュアルや他のルーチンからの流入が、非正規転換者ではマニュアルへの流出が発生するという特徴が見られる。

表 4 業務分類のルーチンから事務職を分離した場合のクロス集計表

	対象者数	次期の業務				
		抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	ルーチン(販売・営業職、生産工程・労務職)	事務職	その他職ダミー
正規維持者(次期無業者除く)	22374	38.3	14.7	24.8	19.4	2.8
抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	8462	84.5	4.8	6.4	2.4	1.9
今期の業務 マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	3235	11.9	71.7	8.7	4.7	3.0
ルーチン(販売・営業職、生産工程・労務職)	5646	11.0	5.2	79.4	2.3	2.1
事務職	4358	5.0	3.7	2.8	87.5	1.1
その他職ダミー	673	30.2	14.9	18.1	8.2	28.7

	対象者数	次期の業務				
		抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	ルーチン(販売・営業職、生産工程・労務職)	事務職	その他職ダミー
非正規から正規への転換者(次期無業者除く)	1264	28.2	22.7	25.0	18.8	5.4
抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	314	72.6	7.6	11.2	4.5	4.1
今期の業務 マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	344	12.2	54.9	17.4	11.6	3.8
ルーチン(販売・営業職、生産工程・労務職)	333	17.1	11.1	58.0	10.5	3.3
事務職	194	7.7	9.3	6.7	74.7	1.6
その他職ダミー	79	17.7	24.1	19.0	3.8	35.4

	対象者数	次期の業務				
		抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	ルーチン(販売・営業職、生産工程・労務職)	事務職	その他職ダミー
正規から非正規への転換者(次期無業者除く)	1088	27.6	25.6	23.2	15.3	8.5
抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	356	61.2	15.5	12.4	4.2	6.7
今期の業務 マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	228	12.3	61.4	13.2	6.6	6.6
ルーチン(販売・営業職、生産工程・労務職)	272	11.4	18.8	54.8	5.9	9.2
事務職	173	5.8	13.3	9.3	64.7	6.9
その他職ダミー	59	22.0	15.3	22.0	13.6	27.1

	対象者数	次期の業務				
		抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	ルーチン(販売・営業職、生産工程・労務職)	事務職	その他職ダミー
非正規維持者(次期無業者除く)	7303	16.4	27.1	30.5	20.4	5.7
抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	1126	74.2	9.2	6.0	6.3	4.4
今期 マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	1972	5.9	70.7	13.7	5.5	4.2
の業 ルーチン(販売・営業職、生産工程・労務職)	2286	4.0	12.1	76.3	3.8	3.9
務 事務職	1452	5.0	6.8	4.3	81.8	2.1
その他職ダミー	467	16.9	22.1	18.0	7.3	35.8

次に(1)式に基づく多項プロビットモデルの分析結果から、正規・非正規別の業務変化の状況を確認する。分析結果は、表5に示した。

表5 よりまずはルーチン業務に就いていた者の分析結果を見ると、非正規就業ダミーは次期正規ルーチンに有意なマイナスとなっており、他はいずれも有意なプラスの結果となっている。非正規雇用者は、正規雇用者に比べて正規の同業務でいる確率は低いが、他業に移る確率は高い。他業務への非正規ダミーの結果数値を見ると、正規では、抽象業務、次いでマニュアル業務の限界効果が高くなり、非正規のままで業務が変わる場合にはマニュアルへと移るケースが最も高くなっている。やはり非正規市場ほどルーチンからマニュアルへと移動が発生する。一方で非正規ルーチン就業者の正規転換のケースでは、抽象業務へと業務も変化するケースが最も多いが、マニュアルへの移動も多くなると考えられる。

次に、抽象業務に就いていた者の分析結果を見ると、非正規就業ダミーは次期正規抽象業務に有意なマイナスとなっており、他はいずれも有意なプラスの結果となっている。やはり非正規雇用者は、正規雇用者に比べて正規の同業務でいる確率は低いが、他業に移る確率が高いと考えられる。他業務への非正規ダミーの結果数値を見ると、次期正規転換者も次期非正規のままである者についても、ルーチン業務の限界効果が最も高くなっている。抽象業務からルーチン業務への参入が、非正規から正規への転換と同時に発生しやすいだけでなく、非正規のままである場合についても多くなっていると考えられる。

また、マニュアル業務に就いていた者の分析結果を見ると、非正規ダミーは次期の正規就業へはいずれもマイナスの符号を取り、正規の他業務に転換する場合は非正規からの転換者は正規からの転換者よりも少ないことが分かる。一方で、非正規ではいずれも有意なプラスとなるが、他業務の中では次期ルーチン業務が最も限界効果が大きくなっている。非正規のままでルーチン業務に業務転換するケースが多いと考えられる。

表5 次期の正規・非正規別×業務分類に関する多項プロビット分析結果

被説明変数	次期 正規				次期 非正規				
	次期 抽象 業務	次期 マ ニユアル業 務	次期 ルー チン業務	次期 その 他職	次期 抽象 業務	次期 マ ニユアル業 務	次期 ルー チン業務	次期 その 他職	
サンプル	今期ルーチン業務従事者(次期無業者除く)								
モデル	多項プロビット								
説明変数	限界効果								
今期非正規ダミー	0.031 [0.005]***	0.016 [0.003]***	-0.355 [0.006]***	0.006 [0.002]***	0.008 [0.001]***	0.019 [0.002]***	0.269 [0.004]***	0.006 [0.001]***	
学歴ダ ミー(参 照:高卒以 下)	大学、大学院卒ダミー	-0.003 [0.005]	0.003 [0.004]	0.036 [0.008]***	0.003 [0.002]	-0.002 [0.003]	-0.111 [0.004]***	-0.020 [0.007]***	-0.006 [0.003]**
	短大、専門、高専卒ダミー	0.006 [0.005]	0.007 [0.004]*	0.006 [0.007]	-0.002 [0.002]	0.001 [0.002]	-0.006 [0.003]*	-0.008 [0.005]	-0.003 [0.002]*
女性ダミー	-0.074 [0.005]***	-0.022 [0.003]***	0.058 [0.007]***	-0.008 [0.002]***	-0.006 [0.002]***	0.003 [0.003]	0.054 [0.005]***	-0.005 [0.002]**	
有配偶ダミー	0.007 [0.006]	0.005 [0.005]	-0.017 [0.009]*	0.006 [0.003]**	-0.002 [0.003]	0.002 [0.005]	-0.005 [0.007]	-0.002 [0.003]	
子供有ダミー	0.003 [0.007]	0.003 [0.005]	-0.009 [0.01]	-0.007 [0.003]**	0.000 [0.003]	0.004 [0.005]	0.001 [0.008]	0.005 [0.003]	
t期に通院有ダミー	0.009 [0.007]	-0.005 [0.006]	-0.013 [0.011]	0.002 [0.003]	-0.002 [0.003]	0.001 [0.005]	0.006 [0.008]	0.002 [0.003]	
t期に入院有ダミー	0.003 [0.012]	0.001 [0.009]	0.011 [0.019]	-0.003 [0.006]	-0.002 [0.006]	0.004 [0.008]	-0.010 [0.015]	-0.004 [0.006]	
年齢	-0.001 [0.001]	-0.0003 [0]	-0.001 [0.001]	0.0001 [0]	0.0004 [0]*	-0.001 [0]**	0.003 [0.001]***	0.0001 [0]	
企業規模 (参照:500 人以上)	企業規模30人未満ダミー	0.021 [0.005]***	-0.003 [0.004]	-0.036 [0.008]***	0.008 [0.003]***	0.009 [0.003]***	0.008 [0.004]**	-0.015 [0.006]**	0.007 [0.002]***
	企業規模31~499人ダミー	0.003 [0.005]	-0.005 [0.004]	-0.001 [0.007]	0.006 [0.002]***	0.002 [0.003]	-0.002 [0.003]	-0.008 [0.006]	0.005 [0.002]**
勤続年	0.001 [0.001]*	-0.002 [0]***	0.008 [0.001]***	-0.0004 [0]	-0.001 [0]***	-0.002 [0]***	-0.004 [0.001]***	-0.0005 [0]*	
イベント発生数 標本数	911	509	8931	180	205	450	3373	155	
Log pseudolikelihood	-11743.792								

注1:[]内の値は標準誤差を表す。

注2:***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

被説明変数	次期 正規				次期 非正規				
	次期 抽象 業務	次期 マ ニユアル業 務	次期 ルー チン業務	次期 その 他職	次期 抽象 業務	次期 マ ニユアル業 務	次期 ルー チン業務	次期 その 他職	
サンプル	今期抽象業務従事者(次期無業者除く)								
モデル	多項プロビット								
説明変数	限界効果								
今期非正規ダミー	-0.331 [0.011]***	0.016 [0.006]**	0.048 [0.008]***	0.011 [0.004]***	0.188 [0.005]***	0.024 [0.002]***	0.031 [0.003]***	0.012 [0.002]***	
学歴ダ ミー(参 照:高卒以 下)	大学、大学院卒ダミー	0.095 [0.011]***	-0.022 [0.005]***	-0.040 [0.007]***	-0.004 [0.003]	0.007 [0.006]	-0.012 [0.004]***	-0.018 [0.004]***	-0.006 [0.002]**
	短大、専門、高専卒ダミー	0.069 [0.009]***	-0.001 [0.005]	-0.048 [0.007]***	-0.002 [0.003]	0.004 [0.005]	-0.005 [0.003]**	-0.013 [0.003]***	-0.004 [0.002]**
女性ダミー	0.026 [0.009]***	-0.010 [0.004]**	-0.054 [0.006]***	-0.005 [0.003]	0.036 [0.005]***	0.002 [0.002]	0.005 [0.003]*	-0.001 [0.002]	
有配偶ダミー	-0.013 [0.012]	0.013 [0.006]**	-0.008 [0.008]	0.007 [0.004]*	0.006 [0.007]	0.001 [0.004]	-0.005 [0.004]	-0.002 [0.003]	
子供有ダミー	0.011 [0.013]	0.004 [0.007]	-0.002 [0.009]	-0.010 [0.004]**	-0.006 [0.008]	-0.003 [0.004]	0.004 [0.005]	0.001 [0.003]	
t期に通院有ダミー	-0.002 [0.014]	-0.002 [0.007]	-0.006 [0.01]	0.001 [0.005]	-0.001 [0.008]	0.007 [0.004]*	0.001 [0.004]	0.001 [0.003]	
t期に入院有ダミー	0.002 [0.023]	-0.018 [0.014]	-0.011 [0.017]	0.000 [0.008]	0.019 [0.012]	0.008 [0.006]	-0.001 [0.007]	0.002 [0.004]	
年齢	0.000 [0.001]	-0.001 [0.001]**	0.000 [0.001]	0.000 [0]	0.002 [0.001]***	-0.001 [0]*	0.000 [0]	0.000 [0]	
企業規模 (参照:500 人以上)	企業規模30人未満ダミー	-0.006 [0.01]	-0.010 [0.005]*	-0.012 [0.007]*	0.008 [0.004]**	0.009 [0.006]	0.007 [0.004]*	0.000 [0.004]	0.004 [0.003]*
	企業規模31~499人ダミー	-0.024 [0.01]**	0.008 [0.005]	0.001 [0.007]	0.008 [0.004]**	-0.002 [0.006]	0.007 [0.004]*	-0.002 [0.004]	0.005 [0.003]**
勤続年	0.005 [0.001]***	-0.001 [0.001]*	0.001 [0.001]	-0.001 [0]	-0.003 [0.001]***	-0.003 [0]***	-0.001 [0]**	0.000 [0]	
イベント発生数 標本数	7380	431	789	176	1053	158	198	73	
Log pseudolikelihood	-8438.4114								

注1:[]内の値は標準誤差を表す。

注2:***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

被説明変数	次期 正規				次期 非正規				
	次期 抽象 業務	次期 マ ニュアル業 務	次期 ルー チン業務	次期 その 他職	次期 抽象 業務	次期 マ ニュアル業 務	次期 ルー チン業務	次期 その他 職	
サンプル	今期マニュアル業務従事者(次期無業者除く)								
モデル	多項プロビット								
説明変数	限界効果								
今期非正規ダミー	-0.028 [0.007]***	-0.341 [0.009]***	-0.005 [0.007]	-0.003 [0.003]	0.012 [0.003]***	0.309 [0.008]***	0.044 [0.006]***	0.011 [0.003]***	
学歴ダ ミー(参 照:高卒以 下)	大学、大学院卒ダミー	0.029 [0.009]***	-0.057 [0.015]***	0.050 [0.01]***	0.008 [0.005]*	0.012 [0.006]**	-0.022 [0.014]	-0.021 [0.011]**	0.001 [0.005]
	短大、専門、高専卒ダミー	0.030 [0.008]***	-0.005 [0.013]	-0.001 [0.009]	0.006 [0.004]	0.002 [0.005]	-0.008 [0.011]	-0.018 [0.008]**	-0.006 [0.004]
女性ダミー	-0.007 [0.008]	-0.066 [0.012]***	0.010 [0.008]	-0.007 [0.004]*	0.002 [0.004]	0.025 [0.01]**	0.046 [0.007]***	-0.003 [0.004]	
有配偶ダミー	0.011 [0.011]	0.012 [0.017]	0.000 [0.012]	-0.002 [0.006]	-0.005 [0.007]	-0.012 [0.015]	-0.001 [0.011]	-0.005 [0.006]	
子供有ダミー	-0.009 [0.012]	0.011 [0.018]	-0.011 [0.013]	-0.003 [0.006]	0.000 [0.008]	0.008 [0.016]	0.000 [0.012]	0.004 [0.006]	
t期に通院有ダミー	0.019 [0.013]	-0.016 [0.021]	-0.011 [0.015]	-0.008 [0.008]	0.005 [0.007]	-0.014 [0.017]	0.021 [0.011]*	0.005 [0.006]	
t期に入院有ダミー	0.017 [0.019]	0.004 [0.032]	0.011 [0.023]	0.015 [0.009]*	-0.026 [0.019]	-0.024 [0.03]	0.000 [0.02]	0.002 [0.01]	
年齢	-0.003 [0.001]**	0.001 [0.002]	-0.002 [0.001]*	0.000 [0.001]	0.000 [0.001]	0.003 [0.001]**	-0.001 [0.001]	0.001 [0]	
企業規模 (参照:500 人以上)	企業規模30人未満ダミー	0.011 [0.009]	0.002 [0.015]	-0.031 [0.01]***	0.012 [0.005]**	-0.003 [0.005]	0.007 [0.013]	0.004 [0.009]	-0.003 [0.005]
	企業規模31~499人ダミー	0.018 [0.009]**	0.030 [0.014]**	-0.049 [0.009]***	0.006 [0.005]	-0.012 [0.005]**	0.015 [0.012]	-0.002 [0.009]	-0.005 [0.005]
勤続年	0.002 [0.001]**	0.002 [0.002]	0.003 [0.001]***	0.000 [0.001]	0.000 [0.001]	-0.001 [0.002]	-0.001 [0.001]***	0.000 [0.001]	
イベント発生数 標本数	427	2509	532	111	145	1534	423	98	
Log pseudolikelihood	-6755.8121								

注1:[]内の値は標準誤差を表す。

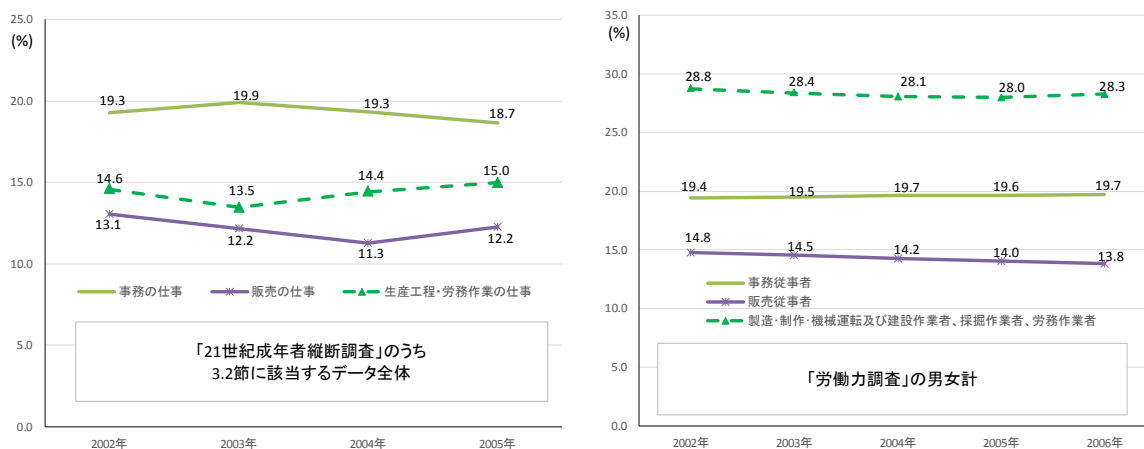
注2:***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

これまでの分析結果を整理すると、ルーチンは非正規市場でマニュアルへの流出が確認されたが、他業務からの流入もあった。このような特徴は事務職を除いた場合も同様であり、事務職も流出だけが多くなるとは言えない傾向であった。表 3、4、5 を見る限りでは欧米と同様の経路でのルーチンからの流出も確認できるものの、他業務からの参入もありルーチン職が減少しているとは考えにくい。そこで、経年での増加減少傾向を把握するため本稿のルーチンに該当する各職のシェア推移を図 2 に示した。また図 2 では「労働力調査」によるシェア推移についても掲載し、若年に偏っている「21 世紀成年者縦断調査」の傾向と「労働力調査」の傾向とに異なりがないかを確認する。

図 2 を見ると、どちらの調査データにおいても 4 年間という短い期間内では、大きな変化は見られない。しかしながら若干ではあるが、販売職が微減傾向であり両調査に共通して確認される。2002 年からの 4 年間に限るならば、ルーチンへの流入も発生したことでルーチンの雇用は減少せず維持されていると考えられるのではないだろうか。

付表 2 では、2012 年調査分までのデータを用いて、同条件で比較可能な転職者に限定し、業務分類の推移を確認した。こちらでもやはりルーチンからの離脱の上昇傾向は見られない。むしろルーチンに留まり易くなっている。しかしながらパネルデータであるため、加齢の影響から職転換がそもそも経時的に小さくなっている影響が含まれている可能性がある。

図2 ルーチンに該当する各職の全職業に占める割合の推移



出所：総務省「労働力調査」長期時系列データ（基本集計）表6（2）、厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」より筆者作成

付表2 ルーチン業務従事転職者の次期の業務分類

	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年
今期正規ルーチンからの転職者(最上段のみ該当者数、以外は%)	230	206	261	206	167	155	142	70	65	87
抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	8.3	7.3	6.1	4.9	4.8	2.6	2.1	2.9	1.5	3.5
マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	10.9	14.1	10.3	8.3	7.2	7.1	2.1	5.7	7.7	4.6
ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	75.7	77.7	77.8	83.0	83.8	87.7	95.8	88.6	89.2	89.7
その他職ダミー	5.2	1.0	5.8	3.9	4.2	2.6	0.0	2.9	1.5	2.3

	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年
今期非正規ルーチンからの転職者(最上段のみ該当者数、以外は%)	151	100	140	130	119	98	60	46	27	32
抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	11.9	10.0	6.4	10.8	1.7	1.0	1.7	4.4	0.0	3.1
マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	10.6	11.0	8.6	6.9	2.5	5.1	3.3	4.4	0.0	0.0
ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	74.2	77.0	83.6	80.8	95.0	93.9	95.0	91.3	100.0	96.9
その他職ダミー	3.3	2.0	1.4	1.5	0.8	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0

本項の分析結果をまとめると、業務分類ごとに正規・非正規での流入・流出の特徴は異なり、抽象業務ほど正規において、マニュアルほど非正規において参入がされている様子が見られた。ルーチンは中間的であり、非正規でマニュアルへの移動が多くなる一方で、正規ではマニュアルよりも抽象業務への移動が上回る。また、ルーチンからマニュアルへの変化があるという欧米で指摘される傾向と同様の特徴が正規から非正規への転換者など非正規市場で確認された。一方で他業務からルーチンへの流入が正規・非正規ともに一定程度確認できた。結果としてルーチンにおいて雇用が減っているとは言えず、ルーチンへの流入も多くなっていることが日本において特徴的であると考えられる。このような変化の特徴については、冒頭に挙げた日本型雇用慣行の長期雇用保障によるという説明だけでは不十分であろう。確かに正規より非正規ではルーチンからマニュアルへの流出が生じているが、正規・非正規に関わらず確認される他業務からの流入は雇用保障では説明できない。技術進歩によって代替があまり生じておらず、本区分の労働需要は欧米ほど減少していない可能性が考えられる。本稿では、Autor and Dorn(2013)のTable2においてルーチン特徴が強いこと

から生産工程・労務職、販売・営業職、事務職をルーチンに振り分けたものの、池永(2009)で言及された事務職だけでなく販売・営業職、生産工程・労務職についても日本では欧米ほどルーチン業務に偏ったものではない可能性が考えられる。例えば、販売・営業や生産現場でも日本企業ほど業務改善や現場での判断が求められるなど、欧米の同職とは異なる特徴もしばしば指摘される。小池(2005)の指摘するような現場での判断を下す知的熟練が、製造現場だけでなく販売や事務といった職場でも求められ、日本では技術進歩によって欧米ほど雇用減少が生じにくいと考えられる。但し、長期的に見るならば製造関連の職に従事する者は減少傾向が様々なデータから確認されている。長期的に技術進歩の影響が蓄積された結果も考えられるが、別途 Goos et al.(2014)で指摘されている Offshoring の影響もあるものと思われる。

4.2 技術偏向型技術進歩と非正規の正規転換に関する分析結果

非正規から正規への転換と業務分類との関係にどのような傾向が見られるかを確認するために、(2)式に基づく多項ロジットモデルの推定を行った。分析結果は表 6 に掲載している。表 6 では、同企業で非正規のままにいる事に対する相対的リスク比 (relative risk ratio: rrr) を示している。1 より大きい場合には同企業で非正規のままにいる事に比べて各転換経路が選択されやすく、1 より小さい場合には選択されにくいと判断される。

表 6 では男女計、男性に限定したサンプル女性に限定したサンプルの 3 パターンの分析を行ったが、概ね結果の傾向は変わらない。そこで分析対象男女計の分析結果を主に見て行く。まず職種業務分類を見ると、抽象業務では同企業での正規転換について統計的に有意であり 1.841 となっている。抽象業務であった非正規社員ほど正規での内部登用がされやすいという結果になっており、専門・技術職で同職種の正規転換が多くなるという労働政策研究・研修機構(2015)と矛盾しない結果である。この傾向は、男性女性別に分析をした結果も同様である。また、ルーチンであった非正規では統計的に有意に無業化に 0.805 と 1 より小さい数値が示されている(男女計の分析結果)。雇用保障の無い非正規で、かつ欧米では需要減少が指摘されているルーチンであっても、無業に陥りやすいという傾向は観察されない。この傾向は特に女性において顕著である。前項の分析ではルーチンであっても労働需要が減少している様子は見られなかったが、技術偏向型技術進歩の事務・販売・営業・生産職などへの影響に違いが有るためかもしれない。また、非正規のルーチンから正規転換をした者は、表 3 からはルーチンのままが 73.2%、抽象業務へと業務も変化した者が 13.7%、マニュアルが 10.4%となっている。技術偏向型技術進歩によって需要減が指摘されるルーチンからの離脱によって正規転換が図られるというわけでもなさそうである。その他、業務分類以外の変数の影響を見ると、大学、大学院卒ダミーは別企業正規で統計的に有意な 1 を超える数値になっており、転職経由で正規転換に繋がりがやすい傾向が見られる。また、女性ダミーからは、同企業別企業に関わらず男性に比べ正規転換しにくいことや、25 歳未満の若年者や短期勤続者で正規転換しやすくなっている。年齢や勤続年の影響は特に別企業正規転換

で強くなっており、四方(2011)と同様の傾向が示されている。また、企業規模が小さいほど同企業内での正規転換が生じやすくなっており、この傾向も四方(2011)と同様である。

以上の分析結果からは、非正規から正規への転換には年齢や勤続といったタイミングだけでなく、人的資本の高さや質が重要であろうと考えられる。需要増が期待されるだけでなく正規での活用に適している専門・技術職やマネジメントなどの抽象業務での人的資本を蓄積している者、又は蓄積が期待される若く学習能力の高い者がより正規転換しやすいと考えられる。政策としての正規転換支援に能力開発が重要との議論はこれまでもあったが、どのような業務分野での能力開発が重要かという議論はあまりなされていなかったように思える。これについて本稿の分析結果からは、抽象業務で力を発揮できるための能力開発がより重要であろうと指摘できよう。

表6 t期非正規雇用者のt+1期の就業状態に関する多項ロジット分析結果
(同企業内非正規継続との比較)

		男女計							
		同企業正規		別企業正規		別企業非正規		無業化	
		RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値
雇用形態ダミー(参照:契約派遣社員)	パート・アルバイト	0.467	0***	0.741	0.033**	0.955	0.634	1.183	0.042**
学歴ダミー(参照:高卒以下)	大学、大学院卒ダミー	1.050	0.654	1.578	0.001***	1.150	0.165	1.027	0.757
	短大、専門、高専卒ダミー	0.940	0.506	1.040	0.762	1.111	0.179	0.886	0.072*
	女性ダミー	0.506	0***	0.457	0***	1.051	0.548	0.838	0.008***
	有配偶ダミー	0.963	0.777	0.734	0.146	0.991	0.936	1.420	0***
	子供有ダミー	0.629	0.002***	1.213	0.394	0.865	0.228	0.693	0***
	t期に通院有ダミー	0.930	0.604	1.105	0.591	1.430	0.001***	1.041	0.685
	t期に入院有ダミー	1.256	0.323	0.507	0.146	0.870	0.533	1.405	0.033
年齢階級(参照:30~34歳)	25歳未満	1.357	0.006***	2.273	0***	1.418	0.001***	1.230	0.016**
	25~29歳	1.107	0.306	1.638	0.001***	1.147	0.117	1.164	0.037**
	35~39歳	0.786	0.164	0.688	0.194	1.041	0.767	0.578	0***
企業規模(参照:500人以下)	企業規模30人未満ダミー	1.866	0***	1.052	0.735	1.262	0.013**	1.411	0***
	企業規模31~499人ダミー	1.354	0.005***	0.957	0.744	0.969	0.723	1.113	0.172
勤続年(参照:1年5年超)	0年	1.482	0.002***	2.111	0***	3.399	0***	2.205	0***
	1年	1.132	0.38	1.557	0.052*	2.000	0***	1.362	0.007***
	2~3年	1.040	0.774	1.612	0.03**	1.606	0.002***	1.273	0.029**
	4~5年	0.887	0.47	1.153	0.59	1.356	0.084*	0.989	0.931
職種業務分類(参照:その他職業)	抽象業務	1.841	0***	1.306	0.276	0.995	0.975	0.871	0.275
	マニュアル	1.198	0.283	0.997	0.99	1.175	0.286	0.901	0.372
	ルーチン	0.941	0.713	1.111	0.636	1.058	0.701	0.805	0.053*
定数項		0.194	0***	0.050	0***	0.060	0***	0.175	0***
イベント発生数		811		400		1,061		1,658	
標本数		9,820							
Pseudo R2		0.040							
Log pseudolikelihood		-11161.117							

		男性							
		同企業正規		別企業正規		別企業非正規		無業化	
		RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値
雇用形態ダミー(参照:パート・アルバイト)	パート・アルバイト	0.471	0***	0.747	0.157	0.847	0.377	1.042	0.78
雇用形態ダミー(参照:派遣社員)	派遣社員	0.541	0.006***	0.886	0.658	1.070	0.783	0.860	0.468
学歴ダミー(参照:高卒以下)	大学、大学院卒ダミー	0.985	0.92	1.354	0.125	0.934	0.708	0.847	0.246
	短大、専門、高専卒ダミー	0.705	0.051*	0.671	0.108	0.995	0.978	0.738	0.05*
	有配偶ダミー	1.703	0.042***	2.084	0.024**	2.049	0.02**	1.070	0.803
	子供有ダミー	1.348	0.348	1.904	0.104	0.363	0.047**	0.968	0.925
	t期に通院有ダミー	0.818	0.423	1.075	0.819	1.557	0.059*	1.342	0.134**
	t期に入院有ダミー	0.904	0.789	0.346	0.14	0.959	0.918	1.071	0.833
年齢階級(参照:30~34歳)	25歳未満	0.954	0.779**	1.677	0.037**	1.080	0.674	1.131	0.417
	25~29歳	0.817	0.188**	1.493	0.072*	0.656	0.019**	0.876	0.354
	35~39歳	0.779	0.344	0.539	0.192	0.572	0.137	0.439	0.008***
企業規模(参照:500人以上)	企業規模30人未満ダミー	2.482	0***	1.576	0.078*	2.360	0***	1.885	0***
	企業規模31~499人ダミー	1.551	0.015**	1.306	0.244	1.620	0.023**	1.307	0.091*
	0年	2.078	0***	4.095	0***	6.356	0***	2.595	0***
勤続年(参照:5年超)	1年	1.234	0.333	2.182	0.031**	3.066	0.001***	1.184	0.412
	2~3年	1.607	0.023**	2.236	0.023**	2.660	0.003***	1.335	0.148
	4~5年	0.810	0.44	1.375	0.446	2.025	0.061*	0.780	0.32
職種業務分類(参照:その他職業)	抽象業務	1.733	0.017**	1.708	0.121	1.255	0.439	1.265	0.268
	マニュアル	1.036	0.875	1.194	0.596	1.321	0.298	0.901	0.596
	ルーチン	0.844	0.451	1.292	0.429	1.228	0.436	0.991	0.961
	定数項	0.174	0***	0.023	0***	0.030	0***	0.168	0***
	イベント発生数	366		181		264		495	
	標本数	2,752							
	Pseudo R2	0.049							
	Log pseudolikelihood	-3452.6335							

		女性							
		同企業正規		別企業正規		別企業非正規		無業化	
		RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値
雇用形態ダミー(参照:パート・アルバイト)	パート・アルバイト	0.546	0***	0.908	0.609	1.032	0.783	1.262	0.025**
雇用形態ダミー(参照:派遣社員)	派遣社員	0.489	0***	0.834	0.457	1.182	0.238	0.983	0.901
学歴ダミー(参照:高卒以下)	大学、大学院卒ダミー	1.148	0.373	1.920	0.001***	1.348	0.015**	1.204	0.088*
	短大、専門、高専卒ダミー	1.058	0.625	1.269	0.146	1.174	0.067*	0.958	0.571
	有配偶ダミー	0.711	0.041**	0.414	0.001**	0.900	0.367	1.503	0***
	子供有ダミー	0.578	0.002***	1.231	0.421	0.978	0.858	0.676	0***
	t期に通院有ダミー	0.985	0.928	1.113	0.649	1.404	0.006***	0.957	0.713
	t期に入院有ダミー	1.415	0.226	0.552	0.32	0.787	0.375	1.503	0.027**
年齢階級(参照:30~34歳)	25歳未満	1.620	0.002***	2.559	0***	1.521	0***	1.232	0.05*
	25~29歳	1.262	0.083*	1.553	0.022**	1.358	0.002***	1.286	0.003***
	35~39歳	0.689	0.134	0.716	0.369	1.173	0.28	0.613	0.001***
企業規模(参照:500人以上)	企業規模30人未満ダミー	1.630	0.001***	0.880	0.496	1.068	0.531	1.282	0.008***
	企業規模31~499人ダミー	1.295	0.061*	0.822	0.258	0.861	0.137	1.070	0.455
	0年	1.303	0.141	1.376	0.256	2.747	0***	2.098	0***
勤続年(参照:5年超)	1年	1.135	0.508	1.291	0.387	1.738	0.001***	1.447	0.007***
	2~3年	0.825	0.318	1.370	0.269	1.352	0.082*	1.268	0.077*
	4~5年	0.970	0.889	1.032	0.927	1.182	0.404	1.098	0.558
職種業務分類(参照:その他職業)	抽象業務	2.242	0.004***	1.017	0.963	0.918	0.671	0.714	0.034**
	マニュアル	1.508	0.144	0.826	0.569	1.142	0.474	0.897	0.456
	ルーチン	1.173	0.559	0.936	0.833	0.999	0.997	0.718	0.018**
	定数項	0.079	0***	0.034	0***	0.072	0***	0.147	0***
	イベント発生数	445		219		797		1,163	
	標本数	7,068							
	Pseudo R2	0.037							
	Log pseudolikelihood	-7603.8646							

注1: P値はロバスト・スタンダード・エラーから算出。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

5. まとめと政策含意

欧米では、技術偏向型技術進歩によってルーチン業務が減少し、抽象業務やマニュアル業務が増加すると指摘されている。本稿では、同様の傾向が日本でも確認されるかどうかについて、正規・非正規別の分析を行った。分析の結果、ルーチン業務に従事していた者については、正規から非正規への転換者でマニュアル業務への変化が多く、今期の正規に比べ今期非正規雇用者ほどマニュアル業務への変化が多くなっていた。やはり非正規労働市場ではルーチンからマニュアルへの移動という欧米と同様の転換が発生していた。しかしながら、他業務からルーチンへの参入も正規・非正規市場ともに一定程度発生しており、全体としてのルーチンの減少は確認されなかった。

加えて、技術偏向型技術進歩によって減少する業務に就いている非正規雇用者は、正規雇用への転換自体が難しくなっているかどうかを検討するため、四方(2011)に基づく企業内外の経路を考慮した正規転換に関する分析を行った。分析の結果、欧米で需要減が指摘されるルーチン業務についていた非正規雇用者で正規転換が少なくなっている様子は確認されなかった。また、技術偏向型技術進歩で需要増が指摘される抽象業務についていた正規雇用者では正規転換が多くなっていた。一方で、抽象業務の増加や高齢化の影響で需要増が指摘されるマニュアル業務では正規化に繋がっている様子は見られなかった。抽象業務は高い技能が求められるため正規市場で活用が図られ、相対的に高い技能が求められにくいマニュアル業務では非正規市場で活用されている可能性がある。

それではこれらの発見から、どのような政策含意が導けるだろうか。第一には、人材育成の側面において抽象業務に関して、職業に密接に結びついた教育訓練プログラムが必要ではないだろうか。技術者育成も多く含んだ製造業関連の職業訓練が充実している中、ホワイトカラーの抽象業務人材の育成は、企業内育成に偏っている傾向が考えられる。大学、大学院において経営学などの抽象業務に関する教育を受けた者でも、企業に入ればそれまで学んだ知識を白紙に戻し、企業独自の抽象業務知識を覚えていくという傾向が強いであろう。荒木・安田(2016)は大学での専門分野と関連した仕事を望んでいる学生ほど就職内定を得にくくなっているという分析結果が示され、特に文系学生でその傾向が強いことが分かる。また、企業内での人材育成は正規雇用者に限定される傾向があり(原 2009)、非正規雇用者は非正規の抽象業務に就いたとしても正規雇用者ほど技能を蓄積できないことが考えられる。企業外の教育によって蓄積された専門知識が企業側にも重視されるような、人材育成の機会を充実させていくことが求められるのではないだろうか。企業外からの抽象業務人材の育成は、非正規の正規転換を促進させるだけでなく、需要変化に沿った労働力の再配置にも貢献することが考えられる。

さらに、山本(2017)でも指摘しているように、非正規就業者で技能偏向的技術進歩の影響が生じやすくなっていたことは、将来的にさらに技術革新が進んだ際には、人工知能などをはじめとする新たな技術によって日本では大量の非正規就業者の雇用が奪われるリスクが

内在すると考えることもできる。そうした事態に備えたセーフティネットの拡充や技術革新に伴って新たに創出されるであろう仕事への円滑な転換を促すような取り組みを政策的に検討しておく必要があるともいえる。

最後に今後の課題を挙げる。本項ではデータ構造上の制約もあり Autor and Dorn(2013)の Table2 を参考に職種大分類を抽象業務、マニュアル業務、ルーチン業務に分類して分析を行うという大雑把な手続きとなっている。職種小分類からそれぞれの抽象業務、ルーチン、マニュアル業務の程度の違いを捉えるという、Autor and Dorn(2013)や Goos et al.(2014)、Adermon and Gustavsson(2015)といった分析の手続きを日本でも行う必要があるだろう。またその場合には、名目上同じ職業分類であっても業務特徴が欧米と日本では異なることが考えられ、職業小分類ごとの業務特徴の得点テーブルについては日本独自のものが必要になるであろう。日本の労働者それぞれが就いている、抽象業務、ルーチン業務、マニュアル業務の特徴を詳細に捉え、それぞれの業務特徴が当該業務シェアや労働需要にどのような影響を与えているのか、また事務職が減少しない原因はルーチン業務が少ないからであるのか、生産工程労務職の長期的減少はルーチン業務が大きいからなのか Offshoring の影響が大きいのか、このような疑問に明確に答えることが今後の課題になると考えられる。

参考文献

- Adrian Adermon and Magnus Gustavsson, (2015),“Job Polarization and Task-Biased Technological Change: Evidence from Sweden, 1975–2005”, *Scandinavian Journal of Economics* 117(3), 878–917.
- Autor, D. and David Dorn, (2013) “The growth of low-skill service jobs and the polarization of the U.S. labor market” *American Economic Review*. 103 (5), 1553–1597.
- Eva Moreno-Galbis and Thepthida Sopraseuth, (2014)“Job polarization in aging economies”, *Labour Economics* 27 (2014) , pp.44–55.
- Goos, M., Manning, A., and Salomons, A. (2010) *Explaining Job Polarization in Europe: The Roles of Technology, Globalization and Institutions*, CEP Discussion Paper No 1026.
- Goos, M., Manning, A., and Salomons, A. (2014),”Explaining Job Polarization: Routine-Biased Technological Change and Offshoring”, *American Economic Review* 2014, 104(8): 2509–2526.
- Kijima Yoko(2006), “Why did wage inequality increase? Evidence from urban India 1983–99”,*Journal of Development Economics*, 81 (2006) , pp.97– 117.
- Michaels, Guy, Ashwini Natraj and John Van Reenen, (2014) “Has ICT Polarized Skill Demand? Evidence from Eleven Countries over 25 Years”, *The Review of Economics and*

Statistics, Vol. 96, No. 1, Pages: 60-77.

- 荒木宏子・安田宏樹(2016)「大学4年制の正社員内定要因に関する実証分析」、内閣府経済社会総合研究所『経済分析』、第190号。
- 池永肇恵(2009)「労働市場の二極化—ITの導入と業務内容の変化について」『日本労働研究雑誌』第584号、pp.73-90.
- 池永肇恵(2011)「日本における労働市場の二極化と非定型・低スキル就業の需要について」『日本労働研究雑誌』第608号、pp.71-87.
- 石井加代子・佐藤一磨・樋口美雄(2010)「ワーキング・プアからの脱出に自己啓発支援は有効か」、樋口美雄・宮内環・C.R.McKenzie・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『貧困のダイナミズム—日本の税社会保障・雇用政策と家計行動』、第5章、pp.103-131.
- 久米功一・鶴光太郎(2013)「非正規労働者の雇用転換—正社員化と失業化」、RIETI Discussion Paper Series 13-J-005.
- 玄田有史(2009)「正社員になった非正規社員—内部化と転職の先に」、『日本労働研究雑誌』,No.586,pp.34-48.
- 玄田有史(2008)「前職が非正規社員だった離職者の正社員への移行について」、『日本労働研究雑誌』,No.580,pp.61-77.
- 小池和男(2005)『仕事の経済学』、東洋経済新報社。
- 厚生労働省(2012)『平成24年版労働経済の分析』
- 小杉礼子(2010)「非正規雇用からのキャリア形成—登用を含めた正社員への移行の規定要因分析から」、『日本労働研究雑誌』,No.602,pp.50-59.
- 四方理人(2011)「非正規雇用は「行き止まり」か?—労働市場の規制と正規雇用への移行」、『日本労働研究雑誌』,No.608,pp.88-102.
- 原ひろみ(2009)「非正規社員の能力開発」、労働政策研究・研修機構『ビジネス・レーバー・トレンド』7月号。
- 樋口美雄・石井加代子・佐藤一磨(2011)「貧困と就業—ワーキングプア解消に向けた有効策の検討—」RIETI Discussion Paper Series 11-J-056.
- 樋口美雄・佐藤一磨・石井加代子(2011)「非正規雇用から正規雇用への転換に能力開発支援は有効か」、KEIO/KYOTO GLOBAL COE DISCUSSION PAPER SERIES, DP2011-043.
- 三谷直紀・小塩隆士(2012)「日本の雇用システムと賃金構造」『国民経済雑誌』206(3)、1-22頁
- 山本勲(2011)「非正規雇用の希望と現実—不本意型非正規雇用の実態—」『非正規雇用改革』第4章、93-120頁
- 山本勲(2017)『労働経済学で考える人工知能と雇用』三菱経済研究所
- 労働政策研究・研修機構(2015)『壮年非正規雇用労働者の仕事と生活に関する研究』、労働

政策研究報告書、No.180.

Panel Data Research Center at Keio University
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2016-011

March, 2017

「21 世紀成年者縦断調査」を用いた育児支援政策の効果測定
－「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の検証－

伊藤 大貴*

山本 勲**

【要旨】

本稿では、「21 世紀成年者縦断調査」（厚生労働省）のミクロパネルデータを用いて、2004 年から行われた「子育て支援総合推進モデル市町村事業」が女性の就業や出産行動に与えた影響を検証した。具体的には、2004 年に実施された「子育て支援総合推進モデル市町村事業」に着目し、「慶應義塾家計パネル調査」（以下、KHPS）を用いて同事業の女性の就業に対する効果を検証した山本・伊藤[2014]を踏まえ、女性就業と出産の両側面から同事業の効果を検証した。分析の枠組みとしては山本・伊藤[2014]を参考に、同事業の対象となった市区町村を含む都道府県に居住しているサンプルをトリートメントグループ、それ以外をコントロールグループとみなした Difference-in-Difference 分析を行い、対象地域の女性の雇用や出産行動の変化を検証している。分析の結果、女性の就業に関してはいずれの雇用形態に関しても同事業の効果がみられておらず、山本・伊藤[2014]とは異なる結果が得られている。この点については、サンプルの居住地域情報を市区町村単位で捉えている KHPS とは異なり、「21 世紀成年者縦断調査」におけるサンプルの居住地域情報が都道府県単位であることが主要因であると考えられる。実際に KHPS を用いて都道府県単位での分析を行った結果、同事業の就業に対する効果は確認できず、必ずしも本論文の結果から同事業の効果を否定することはできないという点については留意が必要である。一方で、女性の出産行動については、対象地域の女性の出産確率が有意に高まった可能性が示された。また、この効果は特に 30 代、あるいは中学・高校卒の女性で顕著に示されている。特に、中学・高校卒の女性については就業と出産の同時性を考慮した分析でも政策効果が確認されていることから、同事業の効果はこれら女性の育児環境を整える役割を果たした可能性が示唆される。

* 慶應義塾大学商学研究科 博士課程

** 慶應義塾大学商学部 教授

「21 世紀成年者縦断調査」を用いた 育児支援政策の効果測定

— 「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の検証—[†]

伊藤 大貴
山本 勲

<要 約>

本稿では、「21 世紀成年者縦断調査」(厚生労働省)のマイクロパネルデータを用いて、2004 年から行われた「子育て支援総合推進モデル市町村事業」が女性の就業や出産行動に与えた影響を検証した。具体的には、2004 年に実施された「子育て支援総合推進モデル市町村事業」に着目し、「慶應義塾家計パネル調査」(以下、KHPS)を用いて同事業の女性の就業に対する効果を検証した山本・伊藤[2014]を踏まえ、女性就業と出産の両側面から同事業の効果を検証した。分析の枠組みとしては山本・伊藤[2014]を参考に、同事業の対象となった市区町村を含む都道府県に居住しているサンプルをトリートメントグループ、それ以外をコントロールグループとみなした Difference-in-Difference 分析を行い、対象地域の女性の雇用や出産行動の変化を検証している。分析の結果、女性の就業に関してはいずれの雇用形態に関しても同事業の効果がみられておらず、山本・伊藤[2014]とは異なる結果が得られている。この点については、サンプルの居住地域情報を市区町村単位で捉えている KHPS とは異なり、「21 世紀成年者縦断調査」におけるサンプルの居住地域情報が都道府県単位であることが主要因であると考えられる。実際に KHPS を用いて都道府県単位での分析を行った結果、同事業の就業に対する効果は確認できず、必ずしも本論文の結果から同事業の効果を否定することはできないという点については留意が必要である。一方で、女性の出産行動については、対象地域の女性の出産確率が有意に高まった可能性が示された。また、この効果は特に 30 代、あるいは中学・高校卒の女性で顕著に示されている。特に、中学・高校卒の女性については就業と出産の同時性を考慮した分析でも政策効果が確認されていることから、同事業の効果はこれら女性の育児環境を整える役割を果たした可能性が示唆される。

[†] 本稿は、厚生労働科学研究費補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」(H26-政策-一般-003, 研究代表:慶應義塾大学・山本勲)の助成を受けている。また、本稿で使用した「21 世紀成年者縦断調査」の調査票情報は、統計法第 33 条の規定に基づき、厚生労働省より提供を受けた。ここに記して感謝したい。なお、本稿にありうべき誤りは、全て筆者らによるものである。

1. はじめに

本稿では、厚生労働省の大規模マイクロパネルデータである「21世紀成年者縦断調査」を用いて、地方自治体による育児支援策が女性の就業と出産に与える効果を検証する。具体的には、2004年度に実施された「子育て支援総合推進モデル市町村事業」に着目し、同事業が女性の就業や出産に与えた効果を明らかにする。

少子高齢化が急速に進んでいる今日の日本において、仕事と育児の両立を図ることのできる環境作りの重要性がより一層増している。若年層の労働力人口が年々減少しつつある昨今においては、女性の労働参加を促すことはもちろん、出生率の向上を図り、将来の労働力を確保するような取り組みが必要となる。これらは日本の取り組むべき課題として元来指摘されてきたテーマであり、これまでも政府主導による各種の取り組みが行われてきた。例えば、1991年に制定された「育児休業制度」は仕事と育児の両立を目指す施策の最たる例として挙げられる。他にも、1986年の「男女雇用機会均等法」や1995年の「エンゼルプラン」、2003年の「少子化対策基本法」など、労働環境や出産・育児環境の改善を通じて女性の労働参加と出生率の改善を図る政策が行われている。近年では安倍政権が成長戦略の中核に「女性の活躍」を掲げるなど、仕事と育児の両立できる環境をいかに整えるかが今後も重要な政策の1つとして位置づけられているといえよう。

このような女性の労働参加や出生率への関心の高まりに応じて、仕事と育児の両立を後押しする取り組みの効果を検証した多くの研究が行われてきた。特に、企業主体の両立支援策の効果を検証する研究については、「育児休業制度」に着目したものが多く、代表的な研究としては、樋口[1994]、森田・金子[1998]、駿河・西本[2002]、駿河・張[2003]、滋野・松浦[2003]、坂爪・川口[2007]、Asai[2015]などがあげられる。これらは「育児休業制度」が女性社員の就業や出産行動に与えた影響を検証しており、使用しているデータや「育児休業制度」の変数が異なるものの、同制度を利用している女性社員ほど継続就業しやすいことや、出産確率が高いという結果が多くの研究によって示されている。

一方で、地方自治体が主体となる政策に関する研究としては、地域の保育サービスが女性就業や出産に与える効果に関心が寄せられてきた。このうち、女性就業に関連した研究としては、永瀬[1997]、清水谷・野口[2004]、樋口ほか[2007]、宇南山[2011]、Asai et al.[2015]、出産に関しては、加藤[2000]、樋口[2000]、樋口ほか[2007]などが挙げられる。これらの研究を概観してみると、女性の就業に関しては、保育料の引き上げが女性就業率に低下につながる可能性が示されている一方で、保育所定員などのキャパシティの女性就業率への影響については一致した見解が得られていない。女性の出産については、保育所のキャパシティが出産行動を促進する可能性を示唆する研究とそうでないものが見受けられ、少なくとも保育キャパシティが出産にどのような影響を及ぼすのかについては明確な結果が得られていないといえる。

このような地域の育児政策に関連した研究の1つとして、山本・伊藤[2014]では、2004年

に行われた「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の女性就業に関する政策効果を検証した。「子育て支援総合推進モデル市町村事業」は、政府が特定の市区町村をモデル地域として指定し、育児支援の推進や普及にかかる経費補助などの支援を施した政策である。山本・伊藤[2014]では、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の対象となったモデル地域居住者をトリートメントグループ、その他をコントロールグループに置いた Difference-in-Difference 分析（以下、DD 分析）を行っている。慶應義塾家計パネル調査（以下、KHPS）を用いた分析の結果、山本・伊藤[2014]では、本事業が女性の非正規就業、特に、自ら望んで非正規就業として働く「本意型非正規」としての労働参加を促したことや、これらの政策効果が短大・高専卒業者と 6 歳未満の子ども数が多い女性に対してより顕著にみられたことが確認されている。ただし、データのサンプルサイズの制約により、山本・伊藤[2014]では、本事業が女性の出産にどのような影響を与えたのかについては検証できていない。このため、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」が仕事と育児の両立という観点から女性の就業と出産の双方にどのような影響をもたらしたかについては明らかになっていない。

そこで、本稿では KHPS よりも豊富なサンプルサイズを有する「21 世紀成年人者縦断調査」を用いて、女性の就業と出産の両側面から「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の効果を検証する。分析アプローチとしては山本・伊藤[2014]と同様に、モデル地域居住者をトリートメントグループ、その他をコントロールグループに据えた DD 分析を行い、女性の就業と出産に対する政策効果を推定している。本稿の分析は、同事業の出産に与えた効果を明らかにするとともに、同事業の女性就業に対する効果について、山本・伊藤[2014]の分析結果の頑健性を確認するという意義も含まれている。さらに、就業と出産の意思決定にみられる同時性を考慮するため、就業関数と出産関数の bivariate プロビットモデルによる推定も行い、仕事と出産の両立という観点からの政策評価を試みている。

分析結果を予め要約すると、以下のようになる。まず、女性の就業に関しては、山本・伊藤[2014]とは異なり、同事業の政策効果が確認されない。一方で、女性の出産に関しては、同事業がモデル地域居住者の出産確率を約 2%高めたことが示されている。属性別にみると、30 歳代、あるいは中学・高校卒業者について、出産確率を 1~2%高めたという結果が得られる。就業と出産の同時性を考慮した分析からは、就業と出産の同時確率を僅かに高めた可能性が示されており、特に中学・高校卒業者に効果がみられた可能性が示唆されている。ただし、その効果の大きさに着目すると、出産確率の上昇分が 1%、就業と出産の同時確率に至っては 1%未満であり、両立という点ではその効果の大きさが限定的であった可能性がある。

ここで、本稿で得られた結果のうち、就業に関する結果が山本・伊藤[2014]とは異なる原因としては、サンプルの居住地に関する情報が、KHPS と「21 世紀成年人者縦断調査」で異なることが一つの可能性として考えられる。KHPS ではサンプルの居住地が市区町村単位で把握できるのに対し、「21 世紀成年人者縦断調査」では都道府県単位に限定されている。このため、「21 世紀成年人者縦断調査」では対象地域以外のサンプルも含まれており、対象地域

のみならず、周辺地域をも含めた政策効果を捉えているといえる。この点を確認するために、KHPSを用いて都道府県単位での分析を行ったところ、「21世紀成年者縦断調査」を用いた結果と同じく、女性の就業に対してはポジティブな政策効果がみられていない。従って、山本・伊藤[2014]で得られた結果も踏まえると、女性の就業に対して効果がみられなかったとは必ずしも断定できないといえる。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、分析の背景として、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の概要を紹介するとともに、本稿に関連した先行研究を概観する。続く第3節では、本稿で用いる分析手法とデータを紹介する。第4節では分析結果とその考察を提示し、第5節にて本稿の結論を述べる。

2. 分析背景

(1) 「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の概要

本稿の分析対象である「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の概要について、その制定背景とともに紹介したい。「子育て支援総合推進モデル市町村事業」は、少子化対策として2003年に制定された「次世代育成支援対策推進法」の流れを汲み、2004年に制定された事業である。その趣旨として、「平成16年度末までに策定する市町村行動計画において、各種の子育て支援事業に総合的・積極的に取り組もうとする市町村を50か所程度指定し、全国的な子育て支援事業の推進に資する。」¹とあるように、約50の市区町村をモデル地域として指定し、その地方自治体による育児政策を政府が援助するというのが同事業の取り組みである。

モデル地域の指定については、「次世代育成支援対策推進法」により全国の市区町村が作成した行動計画に基づき、育児に関する政策の計画内容が優れた市区町村がモデル地域に指定されている。具体的には、各市区町村が作成した前期行動計画（2005-09年）と後期行動計画（2010-14年）のうち、前期行動計画に記された育児に関する計画内容が優れた市区町村がモデル地域として指定されている。選定時には、計画内容に政府の掲げる必須事業（子育て短期預かり支援事業・居宅子育て支援事業・子育て相談支援事業・子育て支援総合コーディネート事業）の実施、ならびに選択事業（子育て短期支援事業・訪問型一時保育・特定保育事業など）の一部実施が求められ、多種多様な保育サービスの提供に積極的な姿勢をみせる市区町村が選ばれている²。

このように一部の地域を指定し、その地域による育児政策を政府がサポートするという形の取り組みは「子育て支援総合推進モデル市町村事業」がはじめてといえる。また、この政策では必須事業の実施が要求されているものの、自らの地域に必要な事業に力点を置くといった余地が残されている。これらに鑑みると、旧来みられるような同一の事業内容

¹ 厚生労働省より引用 (<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2004/06/h0618-6b.html>)。

² 詳細については厚生労働省 (<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2004/06/h0618-6.html>) を参照されたい。

の取り組みを求めるトップダウン型の政策とは異なるという観点からも、同事業の政策効果を明らかにすることの意義は大きいといえる。

(2) 関連研究

以下では、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」のように、特定の地域のみに行われた育児政策の効果を検証した研究を紹介する。

国外での研究としては、カナダで行われた育児政策の効果を検証した Pierre and Merrigan[2008], Michael et al.[2008], Pierre et al.[2009]などがあげられる。この政策は 1997 年に行われ、カナダのケベック州を対象に、4 歳児への保育サービスを割引価格で提供している。これら先行研究ではケベック州居住者をトリートメントグループ、その他をコントロールグループとした DD 分析が行われ、同政策が女性の就業を促進した可能性を示唆する結果が得られている。

これらのフレームワークを用いて、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の女性就業に対する効果を検証したのが山本・伊藤[2014]である。山本・伊藤[2014]では、KHPS でのサンプルの居住地域が市区町村単位で把握できることを活かし、モデル地域居住者をトリートメントグループ、その他をコントロールグループとした DD 分析を行っている。その結果、同事業が本意型非正規という形での女性の労働参加を促した可能性が示されたほか、その効果は短大・高専卒業者や 6 歳未満の子どもを多く持つ女性に特に顕著であることが示されている。このように、山本・伊藤[2014]では、自ら望んで非正規雇用に就く女性の行動を捉えるなど、女性の就業行動の細部を含めた観点から「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の政策評価を行っている。

ただし、前述のとおり、KHPS では各年の出産経験サンプルが少ないことから、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」が女性の出産行動に与えた効果を検証できていない。女性が安心して出産できる環境を整備することは、育児政策の重要な意図の 1 つであることを踏まえると、育児政策の効果を検証する際には、女性の就業のみならず、出産行動も評価軸に据えた政策評価分析が必要であるといえる。そこで、本稿では、山本・伊藤[2014]の分析フレームワークを踏襲しつつ、女性の出産への影響という視点を加えたうえで、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の政策評価分析を行う。

3. 分析アプローチ

(1) 推計手法

以下では、本稿で用いる推計手法について述べる。前節で触れた通り、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」では一部の市区町村のみがモデル地域として指定され、政府からの支援措置が施されている。この情報を活用し、本稿でも山本・伊藤[2014]と同様に、モデル地域居住者をトリートメントグループ、その他をコントロールグループとした DD 分析を

行う。

まず、雇用および出産関数については、変量効果プロビットモデルを用いて以下(1)式を推計する。

$$Y_{it} = M_i T_t \beta_1 + \beta_2 M_i + T_t \beta_3 + X_t \beta_4 + F_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Y_{it} は個人 $i \cdot t$ 年における雇用・正規雇用・非正規雇用ダミー、あるいは出産ダミーを示す。また、 M_i はモデル地域ダミー、 T_t は年ダミーベクトルを示す。その他、 X_t は個人属性を含めたコントロール変数ベクトル、 F_i は時間不変の固有效果、 ε_{it} は誤差項を示す。このフレームワークのもと、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の政策効果として、モデル地域ダミーと年ダミーの交差項の係数である β_1 に平均処置効果が示される。

なお、本稿でも山本・伊藤[2014]と同様に、政策効果が表れるまでのラグを考慮した分析を行っている。具体的には、2007-09年、2010-12年を年ダミーとして作成し、政策開始前かつ政策開始後まもない2002-2006をベースに、これら2期間とモデル地域ダミーの交差項で政策効果を捉えている。

次に、雇用および出産の同時性を考慮するため、bivariateプロビットモデルに基づく以下(2)(3)(4)式を考える。

$$Y_{i1}^* = M_i T \beta_1 + \beta_2 M_i + T \beta_3 + X \beta_4 + u_i \quad (2)$$

$$Y_1 = 1 \quad \text{if } Y_{i1}^* > 0$$

$$Y_1 = 0 \quad \text{if } \textit{otherwise}$$

$$Y_{i2}^* = M_i T \gamma_1 + \gamma_2 M_i + T \gamma_3 + X \gamma_4 + v_i \quad (3)$$

$$Y_2 = 1 \quad \text{if } Y_{i2}^* > 0$$

$$Y_2 = 0 \quad \text{if } \textit{otherwise}$$

$$\text{Cov}(u_i, v_i) = \rho \quad (4)$$

ここで、(2)(3)式は個人 i の雇用関数と出産関数である。変数は(1)式と同様に、 M_i はモデル地域ダミー、 T は年ダミーベクトル、 X はコントロール変数ベクトル、 u_i および v_i は誤差項である。ここで、(4)式に示される ρ が雇用関数と出産関数の誤差項間の相関係数を示し、 $\rho < 0$ であれば雇用と出産の選択にトレードオフの関係があることを示す。

女性就業と出産に関する国内の研究では、bivariateプロビットモデルを用いて同時性を考慮した検証がこれまでも行われており、就業と出産の選択の間にトレードオフの関係があることが確認されてきた(張ほか[2001], 樋口ほか[2007]など)。本稿でもこれらを参考に、両者の同時性を考慮したうえで、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」が女性就業と出産にどのような影響を与えたのかを検証する。

(2) データ

本稿では、「21世紀成年者縦断調査」(厚生労働省)のうち、2002年から2012年にわたる11年分の個票データを用いた分析を行う。本調査は、2002年10月時点で20~34歳である男女およびその配偶者を対象に、2002年から2015年まで行われた調査である。なお、本稿でも山本・伊藤[2014]と同様に、既婚かつ40歳未満の女性を分析対象としている。

分析で用いる被説明変数には、雇用・正規雇用・非正規雇用・出産ダミーを利用する。雇用ダミーは、サンプルが企業に雇用されている場合に1となるダミー変数であり、それを細かい雇用形態別に捉えているのが正規雇用ダミーと非正規雇用ダミーである。同様に、出産ダミーはサンプルが出産した場合に1をとる変数である。

説明変数には、年ダミー(2007-09年ダミー、2010-12年ダミー)のほか、個人属性として、年齢・学歴(大卒・大学院卒ダミー、短大・高専卒ダミー、中学・高校卒ダミー)、配偶者年収、親同居ダミー、6歳未満子ども数を用いている。

なお、分析で使用するモデル地域ダミーとしては、データの制約により、モデル地域として指定された市区町村を含む都道府県を1とするダミー変数と使用している。本稿で使用する「21世紀成年者縦断調査」では、サンプルの居住地に関する情報が都道府県単位に限定されており、かつ、調査開始時点の2002年だけに留まっている。このため、モデル地域に指定された市区町村の居住者、および分析対象期間に都道府県をまたぐ移動を行ったサンプルについては特定することができないという点については留意されたい。

本稿で使用する変数の基本統計量を図表1、被説明変数に用いる各雇用ダミー・出産ダミーの平均値の推移を図表2に示している。図表2をみると、全期間を通じてモデル地域の各雇用率は非モデル地域より低いことがわかる。一方で、両地域の雇用率の差をみると、その差は徐々に狭まっており、2002年よりも2012年の差は小さいことがみてとれる。この傾向は非正規雇用で著しく、2012年にはモデル地域の方が高いことが示される。次節ではこれら被説明変数に影響しうる他の要因をコントロールしたうえで、モデル地域の各雇用率や出産確率が高まったのかどうかを検証する。

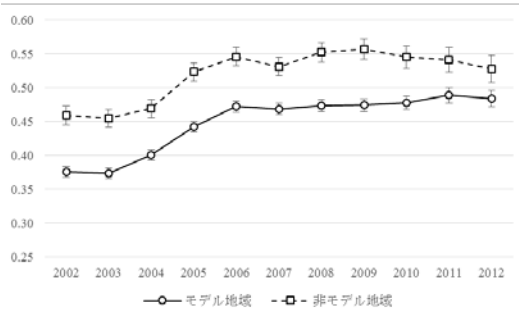
図表 1. 基本統計量

雇用ダミー	0.441	0.515
	[0.497]	[0.500]
正規雇用ダミー	0.170	0.233
	[0.375]	[0.423]
非正規雇用ダミー	0.271	0.281
	[0.445]	[0.450]
出産ダミー	0.096	0.105
	[0.295]	[0.307]
年齢	33.117	32.871
	[3.719]	[3.817]
大卒・大学院卒ダミー	0.168	0.106
	[0.374]	[0.308]
短大・高専卒ダミー	0.399	0.396
	[0.490]	[0.489]
中学・高校卒ダミー	0.433	0.497
	[0.496]	[0.500]
配偶者年収（円）	462.243	400.188
	[186.929]	[171.629]
親同居ダミー	0.257	0.375
	[0.437]	[0.484]
6歳未満子ども数	0.826	0.861
	[0.810]	[0.823]
	34490	12835

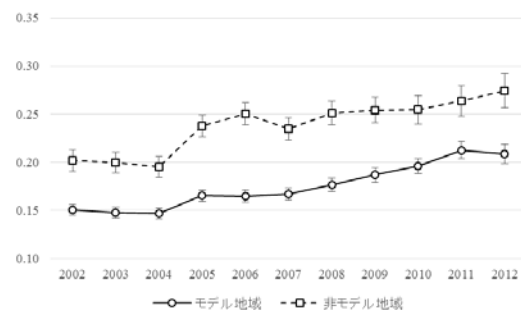
注) 表内の数値は平均値, []内は標準偏差を示す。

図表 2. 女性の各雇用率・出産確率の推移

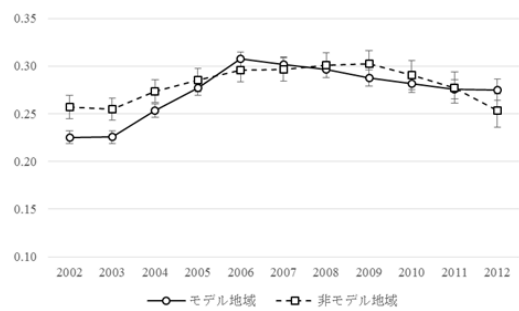
(1)雇用率



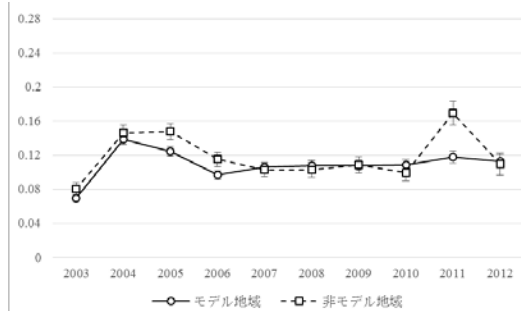
(2)正規雇用率



(3)非正規雇用率



(4)出産確率



注) 図中の縦線は95%信頼区間を示す。

4. 分析結果

(1) 女性の就業に関する分析結果

まず、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」が女性の就業に与えた効果についてみていきたい。図表 3 には、各雇用ダミーを被説明変数として、分析対象である全てのサンプルを用いた分析結果を示している。

図表 3 をみてみると、モデルダミーと 2007-09 年ダミーおよび 2010-12 年ダミーの交差項には有意な結果が得られていないことがわかる。モデル地域ダミー単体が負に有意であることは、前節で確認したとおり、全期間を通してモデル地域の雇用率が低いという傾向を示しているといえる。ただし、前節でみた雇用率の推移では、非モデル地域とモデル地域の間に見られた各雇用率の差が徐々に狭まる傾向がみられ、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の政策効果が期待されたのに対し、サンプルの個人属性などをコントロールした結果を示す図表 3 を踏まえると、両地域での各雇用率の上昇幅には有意な差がみられなかった可能性が示唆される。

さらに、全サンプルでの検証に加えて、山本・伊藤[2014]では、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の女性就業に対する効果が、短大・高専卒や 6 歳未満子ども数の多い女性に顕著にみられたことが確認されている。この点を検証するため、本稿では「21 世紀成年者縦断調査」の大規模サンプルを活かし、サンプルを年齢別・学歴別に分けた分析を行った。図表 4 には年齢別の結果、図表 5 には学歴別の結果をそれぞれ示している。

図表 4 をみてみると、全サンプルの結果と同様に、モデルダミーと年ダミーの交差項には有意な結果が得られていない。また、図表 5 でも同様に、サンプルの学歴を分けてみても政策効果を支持する結果は得られていないことがわかる。30 代や短大・高専卒、中学・高校卒をみてみると、モデルダミー単体に負の有意性が確認できることから、これらサンプルにおけるモデル地域の雇用率は全期間を通して有意に低い可能性が示されていることを踏まえると、これらサンプルにおける雇用率の改善という意味では「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の効果を確認できていないことになる。

ただし、これら一連の分析において顕在化した山本・伊藤[2014]の分析結果との相違は、分析に使用している地域情報データの違いに起因するとも考えられる。具体的には、サンプルの居住地に関する情報について、山本・伊藤[2014]で使用している KHPS では、市区町村単位で把握できる。一方で、前節で述べたとおり、本稿で使用する「21 世紀成年者縦断調査」では都道府県単位での情報に限られる。このため、政策効果をピンポイントで捉えている山本・伊藤[2014]に対し、本稿では周辺地域をも含めた影響を捉えていることとなり、こうした地域情報の違いが分析に表れている可能性がある。

そこで、以上の点を確認するため、山本・伊藤[2014]で使用した KHPS を用いて、本稿と同じく都道府県単位の地域情報をもとにした分析を行った。図表 6 にはその分析結果を示している。図表 6 をみると、「21 世紀成年者縦断調査」を用いた結果である図表 3 と同様に、

モデル地域ダミーと年ダミーとの交差項に有意性がみられず、政策効果を支持する結果が得られていない。これは、本稿と山本・伊藤[2014]の分析結果の差異に関する1つの可能性として、分析に使用したサンプルの地域情報の精度の違いが影響していることを裏付けていると考えられる。

(2) 出産に関する分析結果

続いて、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」が女性の出産に与えた効果について確認する。図表7には、出産ダミーを被説明変数として、全サンプル・年齢別・学歴別にサンプルを分けた分析結果を示している。

まず、全サンプルを対象にした分析結果をみると、モデルダミーと2007-09年ダミーの交差項が正に有意となっていることがわかる。その限界効果から、モデル地域在住者の出産確率は、2007-09年には約1.6%上昇したことが読み取れる。2004年に開始された「子育て支援総合推進モデル市町村事業」のモデル地域が、2005-09年にかけての前期行動計画をもとにして指定されたことを踏まえると、前期行動計画の終盤にあたる2007-09年に出産確率の上昇という形で政策効果が表れてきた可能性が示唆される。

出産確率の上昇という効果は、年齢別や学歴別の分析結果からも確認できる。具体的には、年齢別の結果に着目すると、30代女性の出産確率が高まったことが示されており、その限界効果は約1.5%である。また、学歴別の結果からは、中学・高校卒女性の出産確率が約3.2%高まったことが読み取れる。これらの結果から、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」はモデル地域内の女性の出産確率を高め、特に30代女性や中学・高校卒の女性に対して効果的な役割を果たした可能性が高いといえよう。

(3) 就業と出産の同時性を考慮した分析結果

最後に、就業と出産の同時性を考慮したうえで、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」が女性就業と出産にどのような影響を与えたのかを確認したい。

図表8には、全サンプルを対象にしたbivariateプロビットモデルの分析結果を示している。雇用と出産の限界効果をみると、雇用と出産の同時確率において、モデルダミーと2007-09年ダミーの交差項が正に有意になっている。これは、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」が雇用と出産の双方を行う確率を高めた可能性を示唆しているといえよう。また、出産のみの限界効果においても、モデルダミーと2007-09年ダミーの交差項が有意になっており、これは前項でみた分析と整合的な結果である。具体的な政策効果の大きさについては、雇用と出産の同時確率を約0.6%、出産確率を約1.1%高めたことが読み取れ、特に出産に対しての効果が大きかった可能性が考えられる。

次に、年齢別・学歴別に分けたサンプルで同様の分析を行った結果を図表9、10に示している。まず、年齢別の結果を示す図表9に着目すると、20代では雇用と出産のいずれにおいても政策効果がみられていない。これは、これまでに見てきた本稿の分析結果と整合的で

あり、20代女性には「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の政策効果が及んでいない可能性を示唆しているといえよう。一方で、30代女性においては、出産関数において、モデルダミーと2007-09年ダミーの交差項が正に有意となっているものの、限界効果には有意な結果がみられていない。30代女性での出産確率を高めたという前項の結果と兼ね合わせると、就業と出産の選択に関わる同時性を考慮した場合、30代女性に対する「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の効果は有意なものではない可能性がうかがえる。

最後に、学歴別の結果を紹介したい。図表10をみると、大学・大学院卒や短大・高専卒サンプルでの分析結果からは、雇用と出産のいずれにおいても政策効果を支持する結果が得られていない。女性の就業や出産への影響を個別にみた図表5や図表7でも政策効果が表れていないことを踏まえると、大学・大学院卒や短大・高専卒の女性に対しては、就業と出産のいずれにおいても「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の政策効果がみられないといえるだろう。

他方、中学・高校卒の女性においては、雇用と出産の同時確率を約0.9%、出産確率を約2.3%高めたという結果が得られている。出産確率を約3.2%高めたという図表7の結果と比べると、就業と出産の同時性を考慮した場合には出産確率への影響の大きさは低下しているものの、依然として中学・高校卒女性の出産に対する政策効果が有意に示されている。これより、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」は中学・高校卒女性の出産行動を促進する役割を果たした可能性が高いといえよう。また、僅かではあるが、雇用と出産の同時確率も高めたという結果を踏まえると、同政策が中学・高校卒女性に対する両立支援として機能した可能性も示唆される。

6. おわりに

本稿では、「21世紀成年者縦断調査」のマイクロパネルデータを用いて、地方自治体による育児支援策が女性の就業と出産に与える効果を検証した。具体的には、2004年に実施された「子育て支援総合推進モデル市町村事業」に着目し、同事業の女性就業に対する効果をみた山本・伊藤[2014]を踏まえ、女性就業と出産の両側面から同事業の効果を検証した。

分析の結果、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」が女性の出産行動を促進した可能性があることや、30代女性や中学・高校卒女性に対しての効果が顕著であったことなどが示された。さらに、就業と出産の同時性を考慮した場合、モデル地域内の女性について、雇用と出産の同時確率が約0.6%、出産確率が約1.1%高まったことも示された。特に、中学・高校卒女性については、雇用と出産の同時確率が約0.9%、出産確率が約2.3%高まったことから、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」は中学・高校卒女性に対して特に効果的であった可能性が示唆される。

一方で、女性の就業のみに着目した分析結果からは、山本・伊藤[2014]とは異なり、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の政策効果が確認できていない。この点については、山

本・伊藤[2014]で用いた KHPS と本稿で使用した「21 世紀成年者縦断調査」における、サンプルの居住地域情報の精度の違いが 1 つの要因として考えられる。従って、女性の就業に関しては、本稿の結果から必ずしも同事業の効果を否定することはできない点については留意が必要である。

3 節で述べたとおり、本稿の限界の 1 つとしては、分析に用いた「21 世紀成年者縦断調査」の地域情報が都道府県単位であることがあげられる。そのため、今後の 1 つの方向性として、詳細な地域情報を含むマイクロパネルデータを用いて、就業や出産についてより精緻な分析を進めることが期待される。

また、山本・伊藤[2014]や本稿では、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」に基づく地方自治体の包括的な育児政策の効果を捉えているが、今後の政策策定のためにも、具体的にどのような事業にどの程度の効果が見込めるのかを定量的に明らかにすることの意義は大きいといえよう。少子高齢化や人口減少など、地方の財政状況を悪化させる状況に歯止めがかからない現状では、各地方自治体が自らの地域に必要である育児支援を効率的に行う必要性が増しているといえる。ここで必要となる分析を行うにあたり、各地方自治体がどのような事業をどの程度行ったのかを把握できるデータが必須であるものの、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」に指定された市区町村に関するデータが取得できず、本稿では検証することができていない。この点については今後の研究に期待したい。

参考文献

- Michael Baker, Jonathan Gruber and Kevin Milligan [2008] “Universal Child Care, Maternal Labor Supply, and Family Well-Being,” *Journal of Political Economy*, 2008, vol. 116, issue 4, pages 709-745.
- Pierre Lefebvre and Philip Merrigan [2008] “Child-Care Policy and the Labor Supply of Mothers with Young Children: A Natural Experiment from Canada,” *Journal of Labor Economics*, 2008, vol. 26, issue 3, pages 519-548.
- Pierre Lefebvre, Philip Merrigan and Matthieu Verstraete [2009] “Dynamic labor supply effects of childcare subsidies: Evidence from a Canadian natural experiment on low-fee universal child care,” *Labour Economics*, 2009, vol. 16, issue 5, pages 490-502.
- Yukiko Asai [2015] “Parental Leave Reforms and the Employment of New Mothers: Quasi-experimental Evidence from Japan,” *Labour Economics*, 2015, vol. 36, pages 72-83.
- Yukiko Asai, Ryo Kambayashi, Shintaro Yamaguchi [2015] “Childcare Availability, Household Structure, and Maternal Employment,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 2015, vol.38, pages 172-192.
- 宇南山卓 [2011] 「結婚・出産と就業の両立可能性と保育所の整備」『日本経済研究』, No.65.
- 加藤久和 [2000] 「出生・結婚および労働市場の計量分析」『人口問題研究』, No.56(1), 38-60 頁
- 坂爪聡子・川口章 [2007] 「育児休業制度が出生率に与える影響」『人口学研究』, No.40
- 滋野由紀子・松浦克己 [2003] 「出産・育児と就業の両立を目指してー結婚・就業選択と既婚・就業女性に対する育児休業制度の効果を中心にー」『季刊社会保障研究』, No.39(1), 43-54 頁
- 清水谷諭・野口晴子 [2004] 『介護・保育サービス市場の経済分析ーマイクロデータによる実態解明と政策提言』 東洋経済新報社
- 駿河輝和・張建華 [2003] 「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響についてーパネルデータによる計量分析」『季刊家計経済研究』, No.59, 56-63 頁
- 駿河輝和・張建華 [2002] 「育児支援策が出征行動に与える影響」『季刊社会保障研究』, No.37(4), 371-379 頁
- 永瀬伸子 [1997] 「既婚女性の就業と保育政策」『労働市場研究会報告書』
- 樋口美雄 [1994] 「育児休業の実証分析」 社会保障研究所編『現代家族と社会保障』 東京大学出版会, 181-204 頁
- 樋口美雄 [2000] 「女性労働と出生力」 厚生科学研究政策科学推進研究事業平成 11 年度報告書『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』 第 2 章
- 樋口美雄・松浦寿幸・佐藤一磨 [2007] 「地域要因が出産と妻の就業継続に及ぼす影響についてー家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」による分析ー」, RIETI Discussion Paper Series, 07-J-012

森田陽子・金子能宏 [1998] 「育児休業制度の普及と女性雇用の勤続年数」『日本労働研究雑誌』 No.459, 50-62 頁

山本勲・伊藤大貴 [2014] 「地域の育児支援策と女性就業：『子育て支援総合推進モデル市町村事業』の政策評価分析」『三田商学研究』, vol.57(4), 1-24 頁

図表 3. 女性就業への効果 (全サンプル)

	全サンプル		
	限界効果		
	雇用	正規雇用	非正規雇用
モデルダミー(都道府県) ×2007-09年ダミー	-0.0294 (0.0287)	-2.82e-08 (2.02e-08)	-0.00125 (0.0125)
モデルダミー(都道府県) ×2010-12年ダミー	-0.00809 (0.0409)	-2.08e-08 (2.78e-08)	0.000691 (0.0179)
モデルダミー(都道府県)	-0.134*** (0.0306)	-9.94e-08 (7.85e-08)	0.00848 (0.0122)
2007-09年ダミー	0.0372 (0.0250)	2.97e-08 (2.98e-08)	-0.00507 (0.0107)
2010-12年ダミー	0.0165 (0.0365)	4.58e-09 (3.74e-08)	-0.0141 (0.0148)
年齢	0.0156*** (0.00287)	-2.05e-08** (8.38e-09)	0.0142*** (0.00133)
大学・大学院卒ダミー	0.130*** (0.0358)	8.83e-06 (1.11e-05)	-0.0887*** (0.00820)
短大・高専卒ダミー	0.0635** (0.0262)	2.49e-07** (1.23e-07)	-0.0569*** (0.00997)
配偶者年収	-0.000487*** (4.89e-05)	-2.54e-10** (1.03e-10)	-0.000125*** (2.12e-05)
親同居ダミー	0.0340 (0.0232)	-2.93e-08* (1.71e-08)	0.0136 (0.0101)
6歳未満子ども数	-0.269*** (0.0112)	-1.12e-07*** (3.89e-08)	-0.0880*** (0.00578)
サンプルサイズ	31,905		
Number of ID	6,656		

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

2: *, **, ***はそれぞれ, 10, 5, 1%水準で有意であることを示す。

図表 4. 女性就業への効果 (年齢別)

	20代			30代		
	限界効果			限界効果		
	雇用	正規雇用	非正規雇用	雇用	正規雇用	非正規雇用
モデルダミー(都道府県) ×2007-09年ダミー	-0.00411 (0.0693)	2.49e-06 (6.21e-06)	-0.0124 (0.0229)	-0.0199 (0.0328)	-6.73e-09 (2.27e-08)	0.00654 (0.0136)
モデルダミー(都道府県) ×2010-12年ダミー	-0.0812 (0.119)	1.56e-06 (8.26e-06)	-0.0427* (0.0226)	0.0149 (0.0482)	-5.09e-09 (1.76e-08)	0.0151 (0.0208)
モデルダミー(都道府県)	-0.0801 (0.0522)	-1.04e-05 (1.97e-05)	0.0150 (0.0161)	-0.167*** (0.0370)	-1.00e-08 (2.58e-08)	0.00291 (0.0139)
2007-09年ダミー	0.000648 (0.0574)	3.28e-07 (2.03e-06)	-0.0149 (0.0194)	0.0228 (0.0285)	7.94e-09 (2.53e-08)	-0.0135 (0.0111)
2010-12年ダミー	0.0682 (0.112)	3.36e-06 (1.15e-05)	0.00753 (0.0380)	-0.0147 (0.0423)	4.14e-09 (1.42e-08)	-0.0311** (0.0145)
年齢	0.0380*** (0.0110)	-8.03e-07 (1.46e-06)	0.0178*** (0.00386)	0.0185*** (0.00398)	-3.26e-09 (1.04e-08)	0.0150*** (0.00175)
大学・大学院卒ダミー	0.149** (0.0598)	0.000105 (0.000170)	-0.0358** (0.0149)	0.108*** (0.0421)	1.71e-06 (2.15e-06)	-0.0927*** (0.00847)
短大・高専卒ダミー	0.0665 (0.0464)	2.28e-05 (3.67e-05)	-0.0394*** (0.0145)	0.0528* (0.0306)	3.05e-08 (6.37e-08)	-0.0617*** (0.0107)
配偶者年収	-0.000401*** (0.000122)	-1.04e-08 (1.90e-08)	-8.12e-05* (4.20e-05)	-0.000530*** (5.52e-05)	-0 (1.21e-10)	-0.000128*** (2.24e-05)
親同居ダミー	-0.0916** (0.0433)	-2.20e-06 (3.98e-06)	-0.00588 (0.0153)	0.0776*** (0.0261)	5.38e-10 (5.79e-09)	0.0182* (0.0108)
6歳未満子ども数	-0.299*** (0.0252)	-9.12e-06 (1.60e-05)	-0.0518*** (0.00908)	-0.275*** (0.0136)	-1.34e-08 (4.38e-08)	-0.0906*** (0.00698)
サンプルサイズ	4,362			27,543		
Number of ID	1,828			6,252		

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

2: *, **, ***はそれぞれ, 10, 5, 1%水準で有意であることを示す。

図表 5. 女性就業への効果 (学歴別)

	大学・大学院卒			短大・高専卒			中学・高校卒		
	限界効果			限界効果			限界効果		
	雇用	正規雇用	非正規雇用	雇用	正規雇用	非正規雇用	雇用	正規雇用	非正規雇用
モデルダミー(都道府県)	-0.00791	1.30e-07	-0.00962	-0.0284	-6.79e-07	0.00331	-0.0229	-3.03e-10	0.00517
×2007-09年ダミー	(0.0908)	(6.27e-07)	(0.0127)	(0.0453)	(6.34e-07)	(0.0173)	(0.0409)	(2.61e-10)	(0.0267)
モデルダミー(都道府県)	-0.0366	-2.43e-08	-0.00988	0.0100	-4.92e-07	0.0103	-0.00180	-1.36e-10	0.00675
×2010-12年ダミー	(0.125)	(1.40e-07)	(0.0175)	(0.0620)	(7.36e-07)	(0.0245)	(0.0611)	(4.47e-10)	(0.0406)
モデルダミー(都道府県)	-0.134	-1.19e-06	0.0141	-0.141***	-2.96e-06	0.0115	-0.132***	-2.19e-09	-0.00895
	(0.110)	(4.57e-06)	(0.0110)	(0.0494)	(2.89e-06)	(0.0161)	(0.0412)	(1.46e-09)	(0.0274)
2007-09年ダミー	0.000522	-7.38e-09	0.00116	0.0366	7.78e-07	-0.00718	0.0332	4.48e-10	-0.0108
	(0.0827)	(1.06e-07)	(0.0129)	(0.0393)	(8.98e-07)	(0.0146)	(0.0348)	(4.49e-10)	(0.0221)
2010-12年ダミー	0.0671	7.20e-07	-0.00208	0.0294	3.16e-07	-0.00943	-0.0250	-1.78e-10	-0.0351
	(0.117)	(2.34e-06)	(0.0182)	(0.0553)	(1.08e-06)	(0.0194)	(0.0530)	(3.49e-10)	(0.0314)
年齢	-0.0142*	-6.01e-08	0.00220*	0.0119***	-4.23e-07*	0.0118***	0.0302***	-1.41e-10***	0.0271***
	(0.00860)	(2.68e-07)	(0.00121)	(0.00454)	(2.46e-07)	(0.00180)	(0.00426)	(0)	(0.00301)
配偶者年収	-0.000143	-1.46e-10	6.86e-06	-0.000560***	-4.97e-09	-0.000127***	-0.000529***	-0***	-0.000224***
	(0.000126)	(6.86e-10)	(1.83e-05)	(7.54e-05)	(3.06e-09)	(2.82e-05)	(7.54e-05)	(0)	(4.97e-05)
親同居ダミー	-0.0322	-8.08e-08	0.00301	-0.000595	-6.41e-07	-3.89e-05	0.0832***	0	0.0393*
	(0.0831)	(3.77e-07)	(0.0119)	(0.0355)	(5.40e-07)	(0.0127)	(0.0313)	(2.58e-10)	(0.0217)
6歳未満子ども数	-0.330***	-1.49e-07	-0.0421***	-0.289***	-2.53e-06*	-0.0751***	-0.217***	-7.77e-10***	-0.112***
	(0.0314)	(7.07e-07)	(0.00854)	(0.0169)	(1.37e-06)	(0.00790)	(0.0171)	(2.25e-10)	(0.0119)
サンプルサイズ	5,372			13,212			13,321		
Number of ID	1,103			2,747			2,825		

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

2: *, **, ***はそれぞれ, 10, 5, 1%水準で有意であることを示す。

図表 6. 女性就業への効果 (全サンプル・KHPS)

	全サンプル		
	限界効果		
	雇用	正規雇用	非正規雇用
モデルダミー(都道府県)	0.0458	6.99e-07	0.0165
×2007-09年ダミー	(0.0828)	(8.32e-06)	(0.0464)
モデルダミー(都道府県)	0.0192	6.49e-06	-0.0242
×2010-12年ダミー	(0.103)	(7.15e-05)	(0.0459)
モデルダミー(都道府県)	-0.221***	-8.39e-05	0.0299
	(0.0728)	(0.000696)	(0.0355)
2007-09年ダミー	0.0792	-3.70e-07	0.0501
	(0.0746)	(4.54e-06)	(0.0447)
2010-12年ダミー	0.0632	-4.85e-07	0.0524
	(0.0900)	(5.89e-06)	(0.0496)
年齢	0.0105*	-1.50e-07	0.0122***
	(0.00572)	(1.76e-06)	(0.00327)
大学・大学院卒ダミー	0.144	0.000267	-0.110***
	(0.0924)	(0.00200)	(0.0247)
短大・高専卒ダミー	0.0527	5.82e-06	-0.0356
	(0.0616)	(6.11e-05)	(0.0286)
配偶者年収	-4.64e-05***	-1.07e-10	-2.05e-05***
	(1.10e-05)	(1.29e-09)	(6.26e-06)
親同居ダミー	0.182***	5.34e-07	0.0806**
	(0.0564)	(6.64e-06)	(0.0346)
6歳未満子ども数	-0.236***	-1.00e-06	-0.0975***
	(0.0255)	(1.19e-05)	(0.0151)
サンプルサイズ	4,149		
Number of ID	946		

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

2: *, **, ***はそれぞれ, 10, 5, 1%水準で有意であることを示す。

図表 7. 女性の出産への効果（全サンプル・年齢別・学歴別）

	全サンプル	20代	30代	大学・大学院卒	短大・高専卒	中学・高校卒
	限界効果	限界効果		限界効果		
	出産	出産		出産		
モデルダミー(都道府県)	0.0167**	0.0250	0.0150*	-0.0184	0.0112	0.0321**
×2007-09年ダミー	(0.00850)	(0.0285)	(0.00883)	(0.0241)	(0.0133)	(0.0127)
モデルダミー(都道府県)	0.00197	0.0338	-0.00244	0.0181	-0.00347	-0.00223
×2010-12年ダミー	(0.00936)	(0.0472)	(0.00912)	(0.0302)	(0.0145)	(0.0126)
モデルダミー(都道府県)	-0.0110*	-0.0401**	-0.00559	-0.0111	-0.0101	-0.00905
	(0.00582)	(0.0170)	(0.00626)	(0.0202)	(0.00931)	(0.00736)
2007-09年ダミー	-0.00460	-0.0103	-0.00178	0.0322	0.00523	-0.0201**
	(0.00684)	(0.0231)	(0.00715)	(0.0230)	(0.0109)	(0.00899)
2010-12年ダミー	0.0253***	0.0222	0.0245***	0.0255	0.0275**	0.0270**
	(0.00876)	(0.0392)	(0.00873)	(0.0277)	(0.0136)	(0.0123)
年齢	-0.0161***	-0.0196***	-0.0170***	-0.0153***	-0.0174***	-0.0146***
	(0.000435)	(0.00402)	(0.000619)	(0.00125)	(0.000710)	(0.000594)
大学・大学院卒ダミー	0.0544***	0.00724	0.0613***			
	(0.00573)	(0.0163)	(0.00624)			
短大・高専卒ダミー	0.0335***	0.0310**	0.0335***			
	(0.00388)	(0.0140)	(0.00407)			
配偶者年収	-1.16e-05	3.16e-05	-1.80e-05*	6.09e-06	-1.35e-05	-2.18e-05
	(1.02e-05)	(4.29e-05)	(9.97e-06)	(2.50e-05)	(1.70e-05)	(1.49e-05)
親同居ダミー	-0.00119	0.0427**	-0.00621	0.00798	0.00255	-0.00667
	(0.00389)	(0.0169)	(0.00393)	(0.0130)	(0.00650)	(0.00483)
サンプルサイズ	31,907	4,362	27,545	5,372	13,212	13,323
Number of ID	6,656	1,828	6,252	1,103	2,747	2,825

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

2: *, **, ***はそれぞれ, 10, 5, 1%水準で有意であることを示す。

図表 8. 就業と出産の同時性を考慮した分析（全サンプル）

	全サンプル				
	係数		限界効果		
	雇用	出産	雇用=1 出産=1	雇用=1 出産=0	雇用=0 出産=1
モデルダミー(都道府県)	0.0103	0.0937*	0.00635*	-0.00224	0.0111*
×2007-09年ダミー	(0.0364)	(0.0485)	(0.00332)	(0.0139)	(0.00648)
モデルダミー(都道府県)	0.0578	0.0133	0.00302	0.0200	-0.000596
×2010-12年ダミー	(0.0413)	(0.0538)	(0.00364)	(0.0157)	(0.00678)
モデルダミー(都道府県)	-0.154***	-0.0613*	-0.00995***	-0.0512***	-0.00138
	(0.0255)	(0.0330)	(0.00237)	(0.00973)	(0.00421)
2007-09年ダミー	0.0267	-0.0271	-0.000669	0.0113	-0.00423
	(0.0313)	(0.0415)	(0.00262)	(0.0120)	(0.00523)
2010-12年ダミー	-0.0193	0.137***	0.00802**	-0.0157	0.0179***
	(0.0357)	(0.0463)	(0.00330)	(0.0135)	(0.00642)
年齢	0.0277***	-0.0888***	-0.00440***	0.0155***	-0.0117***
	(0.00213)	(0.00271)	(0.000188)	(0.000819)	(0.000364)
大学・大学院卒ダミー	0.0919***	0.277***	0.0244***	0.0122	0.0319***
	(0.0212)	(0.0272)	(0.00251)	(0.00797)	(0.00408)
短大・高専卒ダミー	0.0273*	0.187***	0.0128***	-0.00192	0.0218***
	(0.0156)	(0.0213)	(0.00146)	(0.00596)	(0.00280)
配偶者年収	-0.000882***	-5.42e-05	-3.60e-05***	-0.000315***	2.61e-05***
	(4.13e-05)	(5.52e-05)	(3.63e-06)	(1.57e-05)	(7.00e-06)
親同居ダミー	0.0365**	-0.0125	0.000580	0.0140**	-0.00285
	(0.0161)	(0.0219)	(0.00140)	(0.00616)	(0.00274)
定数項	-0.526***	1.644***			
	(0.0710)	(0.0871)			
ρ		-0.298***			
		(0.0124)			
サンプルサイズ	31,905				

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

2: *, **, ***はそれぞれ, 10, 5, 1%水準で有意であることを示す。

図表 9. 就業と出産の同時性を考慮した分析（年齢別）

	20代					30代				
	係数		限界効果			係数		限界効果		
	雇用	出産	雇用=1 出産=1	雇用=1 出産=0	雇用=0 出産=1	雇用	出産	雇用=1 出産=1	雇用=1 出産=0	雇用=0 出産=1
モデルダミー(都道府県)	0.0619	0.0773	0.0130	0.0115	0.0103	0.00535	0.0945*	0.00566	-0.00353	0.0101
×2007-09年ダミー	(0.0899)	(0.0991)	(0.0118)	(0.0323)	(0.0223)	(0.0401)	(0.0563)	(0.00351)	(0.0154)	(0.00662)
モデルダミー(都道府県)	0.0397	0.107	0.0148	0.000947	0.0180	0.0680	-0.0105	0.00161	0.0255	-0.00330
×2010-12年ダミー	(0.150)	(0.163)	(0.0205)	(0.0538)	(0.0384)	(0.0441)	(0.0596)	(0.00359)	(0.0169)	(0.00646)
モデルダミー(都道府県)	-0.130**	-0.127**	-0.0242***	-0.0276	-0.0145	-0.161***	-0.0381	-0.00765***	-0.0566***	0.00139
	(0.0562)	(0.0614)	(0.00747)	(0.0204)	(0.0140)	(0.0287)	(0.0394)	(0.00255)	(0.0110)	(0.00432)
2007-09年ダミー	-0.0172	-0.0297	-0.00426	-0.00255	-0.00454	0.0219	-0.0131	-2.91e-05	0.00876	-0.00210
	(0.0757)	(0.0830)	(0.00897)	(0.0272)	(0.0184)	(0.0346)	(0.0485)	(0.00280)	(0.0133)	(0.00538)
2010-12年ダミー	0.0590	0.0725	0.0125	0.0109	0.00951	-0.0322	0.146***	0.00747**	-0.0203	0.0174***
	(0.129)	(0.140)	(0.0172)	(0.0465)	(0.0321)	(0.0381)	(0.0511)	(0.00331)	(0.0145)	(0.00627)
年齢	0.0248*	-0.0648***	-0.00460***	0.0145***	-0.0147***	0.0329***	-0.105***	-0.00482***	0.0179***	-0.0122***
	(0.0130)	(0.0142)	(0.00154)	(0.00471)	(0.00319)	(0.00300)	(0.00410)	(0.000253)	(0.00116)	(0.000474)
大学・大学院卒ダミー	0.341***	0.0212	0.0304***	0.105***	-0.0241*	0.0448*	0.333***	0.0246***	-0.00670	0.0380***
	(0.0545)	(0.0607)	(0.00816)	(0.0200)	(0.0125)	(0.0230)	(0.0304)	(0.00267)	(0.00867)	(0.00430)
短大・高専卒ダミー	0.172***	0.104**	0.0244***	0.0440***	0.00670	0.00426	0.205***	0.0120***	-0.0103	0.0221***
	(0.0433)	(0.0479)	(0.00565)	(0.0156)	(0.0106)	(0.0168)	(0.0239)	(0.00149)	(0.00644)	(0.00278)
配偶者年収	-0.000573***	9.67e-05	-3.42e-05**	-0.000193***	6.30e-05**	-0.000900***	-0.000102*	-3.47e-05***	-0.000324***	1.81e-05***
	(0.000135)	(0.000146)	(1.65e-05)	(4.78e-05)	(3.21e-05)	(4.35e-05)	(6.01e-05)	(3.60e-06)	(1.67e-05)	(6.72e-06)
親同居ダミー	-0.197***	0.140***	-0.00155	-0.0758***	0.0445***	0.0698***	-0.0426*	-0.000152	0.0280***	-0.00667**
	(0.0470)	(0.0506)	(0.00555)	(0.0162)	(0.0123)	(0.0172)	(0.0245)	(0.00141)	(0.00663)	(0.00263)
定数項	-0.596*	0.967**				-0.684***	2.206***			
	(0.351)	(0.379)				(0.104)	(0.139)			
ρ		-0.385***					-0.274***			
		(0.0284)					(0.0138)			
サンプルサイズ			4,362					27,543		

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

2: *, **, ***はそれぞれ, 10, 5, 1%水準で有意であることを示す。

図表 10. 就業と出産の同時性を考慮した分析 (学歴別)

	大学・大学院卒				短大・高専卒				中学・高校卒				
	係数		限界効果		係数		限界効果		係数		限界効果		
	雇用	出産	雇用=1 出産=0	雇用=0 出産=1	雇用	出産	雇用=1 出産=0	雇用=0 出産=1	雇用	出産	雇用=1 出産=0	雇用=0 出産=1	
モデルダミー(都道府県) ×2007-09年ダミー	0.134 (0.105)	-0.0744 (0.126)	0.000809 (0.0118)	0.0528 (0.0393)	-0.0178 (0.0188)	0.0190 (0.0568)	0.00480 (0.00542)	0.00280 (0.0215)	-0.0193 (0.0539)	0.207*** (0.0785)	0.00963*** (0.00432)	-0.0173 (0.0208)	0.0234*** (0.00962)
モデルダミー(都道府県) ×2010-12年ダミー	0.205* (0.110)	0.0787 (0.133)	0.0194 (0.0146)	0.0622 (0.0405)	-0.000694 (0.0204)	0.806 (0.0629)	0.00224 (0.00590)	0.0299 (0.0238)	-0.0297 (0.0654)	-0.0168 (0.0898)	-0.00153 (0.00401)	-0.0103 (0.0252)	-0.000953 (0.00962)
モデルダミー(都道府県)	-0.233*** (0.0774)	-0.0493 (0.0933)	-0.0183* (0.0104)	-0.0746*** (0.0287)	0.00667 (0.0140)	-0.148*** (0.0401)	-0.0103*** (0.00397)	-0.0485*** (0.0152)	-0.139*** (0.0368)	-0.0587 (0.0499)	-0.00672*** (0.00260)	-0.0489*** (0.0142)	-0.00214 (0.00541)
2007-09年ダミー	-0.0901 (0.0950)	0.133 (0.113)	0.00655 (0.0108)	-0.0424 (0.0349)	0.0249 (0.0186)	0.0110 (0.0488)	0.00237 (0.00446)	0.00314 (0.0184)	0.0501 (0.0456)	-0.143** (0.0663)	-0.00500* (0.00290)	0.0250 (0.0177)	-0.0157** (0.00676)
2010-12年ダミー	-0.0788 (0.0995)	0.108 (0.120)	0.00503 (0.0117)	-0.0364 (0.0363)	0.0206 (0.0199)	-0.0361 (0.0539)	0.00814 (0.00531)	-0.0225 (0.0202)	0.00215 (0.0556)	0.177** (0.0752)	0.00887** (0.00428)	-0.00802 (0.0213)	0.0194** (0.00925)
年齢	-0.00469 (0.00520)	-0.0655*** (0.00616)	-0.00596*** (0.000591)	0.00409** (0.00195)	-0.00928*** (0.00101)	0.0223*** (0.00338)	-0.00512*** (0.000319)	0.0140*** (0.000325***)	-0.0123*** (0.000598)	-0.0985*** (0.00436)	-0.00322*** (0.000237)	0.0215*** (0.00127)	-0.0114*** (0.000498)
配偶者年収	-0.000540*** (9.16e-05)	2.77e-05 (0.000110)	-2.74e-05*** (1.05e-05)	-0.000188*** (3.37e-05)	3.38e-05** (1.73e-05)	-0.000923*** (6.52e-05)	-4.27e-05*** (6.20e-06)	2.94e-05** (2.46e-05)	-0.000987*** (6.62e-05)	-0.000129 (9.68e-05)	-3.23e-05*** (4.69e-06)	-0.000361*** (2.56e-05)	1.32e-05 (1.04e-05)
親同居ダミー	-0.0624 (0.0460)	0.0291 (0.0561)	-0.000960 (0.00519)	-0.0239 (0.0169)	0.00779 (0.00913)	0.0362 (0.0258)	0.00216 (0.00244)	0.0123 (0.00977)	0.0692*** (0.0233)	-0.0533 (0.0336)	-0.000562 (0.00155)	0.0282*** (0.00903)	-0.00725** (0.00350)
定数項	0.541*** (0.173)	1.083*** (0.200)		1.849*** (0.133)		-0.298*** (0.110)			-1.113*** (0.109)	2.014*** (0.139)			
ρ		-0.250*** (0.0271)		-0.289*** (0.0188)						-0.335*** (0.0211)			
サンプルサイズ	5,372				13,212				13,321				

注) 1:()内はロバスト標準誤差を示す。

2: *, **, ***はそれぞれ、10, 5, 1%水準で有意であることを示す。

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））

「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」

分担研究報告書

女性の結婚・出産・就業の制約要因と諸対策の効果検証に関する研究

研究分担者 樋口美雄 慶應義塾大学商学部 教授

研究要旨

本研究プロジェクトでは、女性の結婚や出産、就業行動に対して、経済的制約、時間的制約がどのような影響を与えているのかを明らかにすることを目的に、個人を追跡した各種のパネルデータを使って分析を行った。

A. 研究目的

厚生労働省「21世紀成年者横断調査」および慶応大学パネルデータ設計・解析センター「日本家計パネル調査」のマイクロデータを使って、女性の結婚や出産、就業行動に対して、経済的制約、時間的制約がどのような影響を与えているのかを明らかにすることを目的とする。

B. 研究方法

上記マイクロデータを整理し、個人あるいは夫婦単位でのパネルデータを作成し、適切なパネル推計方を使って仮説を検証する。

C. 研究結果

(1) 大卒で親と同居している女性の婚姻率は高く、またパート労働者に比べ、フルタイム労働者のほうが、さらには時間当たり賃金率の高いほうが婚姻率は高く、正社員に限定すると、労働時間や通勤時間の短い女性のほうが結婚していることがわかった。(2) 結婚後の継続就業率を見ると、夫の所得が低く、本人の時間当たり賃金率が高い女性のほうが継続就業率は高く、また社内に育児休業を実際に取った人がおり、育休の取りやすい企業に勤めている人のほうが、結婚後についても継続就業率は高い。(3) 出産については、もともと休日における夫の家事・育児時間の長い世帯において子どもを出産している女性は多く、また正規労働者について見ると、育児休業制度の利用しやすい企業において、出生率は高い。(4) 出産後の継続就業率を見ると、夫の所得の高い世帯において妻の継続就業率

は低く、本人の時間当たり賃金率の高い世帯で妻の継続就業率は高い。また正規労働者の継続就業率はパート雇用であった女性に比べ高いだけではなく、正規労働者に限定すると労働時間が長かった者の継続就業率は低く、通勤時間の長いとますます継続就業率は低くなっている。そして育児休業制度の利用しやすい企業、さらには幼児数に対し保育所定員の多い地域では、継続就業率は高くなっている。(5) 出産を機に企業を辞めた女性の再就職率を分析した結果では、夫の家事・育児時間が長い世帯のほうが再就職率は高く、夫の年収の高い世帯のほうが妻の再就職率は低いことが確認された。

さらに女性の出生コーホートごとの違いに着目し分析すると、上述したような経済的要因や時間的制約要因、さらにはそれらを支援する各種施策に変化がないとしても、若いコーホートのほうが婚姻率は有意に下がる傾向が見て取れ、婚姻後の継続就業率は逆に高まる傾向にある。ただし、出生について見ると、30代前半からの出生率の上昇を反映し、他の要因が同じであるとすると、若いコーホートのほうが出生率は高まる傾向が確認される一方、出産後の継続就業率は正規の場合、有意に上昇する傾向があるのに対し、非正規では逆に低下する動きが確認された。今後、コー

ホート間の違いがなぜ発生しているか、結婚や出産、就業の希望に与える変化要因、とくに教育や家庭環境、社会環境との関わりについて検討していく必要がある。

G. 研究発表

1. 論文発表

「"The Constraints on Women's Marriage, Childbirth and Employment, and Effects of Work-Life Balance Policies: Empirical Analysis Using Japanese Household Panel Surveys"」Keio Business Review、No.51-1、pp.1-31、April 2016.

The Constraints on Women's Marriage, Childbirth and Employment, and Effects of Work-Life Balance Policies *

Empirical Analysis Using Japanese Household Panel Surveys

Yoshio Higuchi^{※1}

Kazuyasu Sakamoto^{※2}

Risa Hagiwara^{※3}

Abstract

This paper investigates the effects of economic and time constraints on women's marriage, childbirth, and employment. According to our analyses using household panel surveys, we find the following. (1) Women who graduated from college and live with their parents have a high likelihood of marriage. Women in full-time employment and those earning a high hourly wage tend to get married. Regular employees whose working hours and commuting times are short tend to get married. (2) In regard to continued employment after marriage, the husband's income has negative effects but the wife's hourly wage rate has positive effects on continued female employment. Women who can easily take childcare leave tend to continue working. (3) The likelihood of childbirth increases with the husband's time spent on housework and childcare. (4) A higher husband's income discourages the wife's continued employment after childbirth, but women earning a higher hourly wage rate are more likely to continue working after giving birth. In addition, the likelihood of continued employment after childbirth is higher among women in regular employment compared with non-regular employment. Long working hours and long commuting times discourage women from continuing to work after childbirth, while childcare leave and the availability of childcare facilities have positive effects. (5) The more time the husband spends on housework and childcare, the more likely the wife is to return to work after childbirth, though the wife is less likely to do so when the husband's income is higher. Focusing on differences between birth cohorts of women, young cohorts are significantly less likely to get married but are more likely to continue working, even when holding equal the above-mentioned economic and time constraints and support for work-life balance. The likelihood of continued regular employment after childbirth is high in young cohorts. However, the likelihood of continued non-regular employment is low among non-regular employees in the young cohorts.

Key words: marriage, childbirth, continued employment, reemployment

* This research used data from the Ministry of Health, Labour and Welfare's Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century and the Japanese Panel Survey of Consumers by the Institute for Research on Household Economics. We would like to express our sincere gratitude to the Ministry of Health, Labour and Welfare and the Institute for Research on Household Economics for supplying the data. This research was supported by a Grant-in-Aid for Scientific Research (2014, policy, general 003) from the Ministry of Health, Labour and Welfare and by the Japan Society for the Promotion of Science under the research theme "Multi-Dimensional Dynamic Analysis of Gender Equality and the Role of the Family in Internationally Comparable Data" as part of the Topic Setting Program to Advance Cutting-Edge Humanities and Social Science Research. Any errors in this report are the responsibility of the authors alone.

※1 Professor, Faculty of Business and Commerce, Keio University

※2 Associate Professor, Faculty of Social and Information Studies, Gunma University

※3 Lecturer, Faculty of Economics, Meikai University

1. Introduction

For women, getting married and having children incurs heavy costs: It limits the amount of time women are able to use for themselves and constrains their degrees of freedom. If various constraints prevent women from marrying, having children, or continuing to work despite their desire to do so, in many cases they will give up on these things. For women, what sorts of factors affect marriage, having children, and continuing to work or reentering the workforce?

According to economic theory, women will choose whether to get married, have children or work after comparing expected costs and benefits. But what factors constitute these costs and benefits and what impact does each have? In this paper, we focus on economic and time constraints. We use household panel surveys, which track the same individuals over an extended time period, to conduct empirical analysis on the impact of policy measures for easing constraints on marriage and childbirth, employment continuity, and reentry to the workforce.

By investigating differences among birth cohorts that remain after controlling for financial and time constraints, we aim to uncover unspecified (including psychological) factors that affect hopes and benefits regarding marriage, childbirth, childcare, and employment such as education, family environment, and societal environment.

Before moving to our empirical analyses, we first give an overview of recent changes surrounding women's marriage, childbirth, and employment using official government statistics. The marriage rate in Japan started declining since 1973, around the time of the first oil shock. After showing slight increases or level trends from 1988 through 2010, the rate has declined since 2010, albeit marginally. Over this period, there has been a steady increase in the age at marriage. Meanwhile, the total fertility rate, which was over 4 immediately after the Second World War, has declined markedly thereafter. From the mid-1950s through the time of the first oil shock, total fertility rate was roughly flat, before again starting to decline, and in 2005 it reached a record low of 1.26 and has recovered slightly to 1.43 today. However, this is largely due to an increase in fertility rates among women in their 30s. Due to the shrinking number of women in their 20s and 30s, the number of babies born each year is on a declining trend. (According to preliminary figures for 2015, the number of births rose from the prior year, albeit only slightly.)

Meanwhile, employment rates for women have been rising recently. According to the Labour Force Survey by the Ministry of Internal Affairs and Communications, there has been an across-the-board increase in female employment rates from 1994 to 2014. This was particularly notable in women aged 25-29 and 30-34 years, which rose by 14.0 percentage points (pp) and 16.0 pp respectively. A plot of female employment rate versus age traces an M-shaped curve, and its low point has increased markedly. Nonetheless, as before, from the late 20s through the 30s, there remains a large decline of roughly 8 pp in the female employment rate (Figure 1).

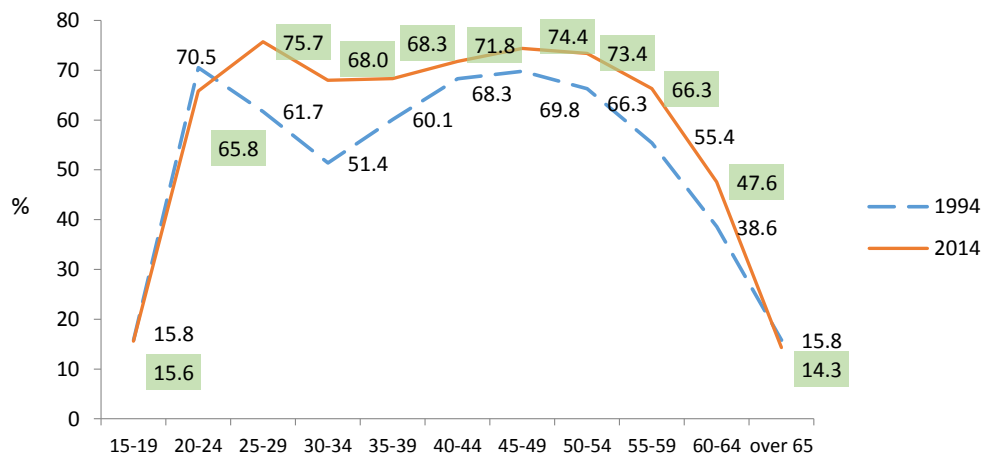
The National Fertility Survey by the National Institute of Population and Social Security Research shows how employment patterns have changed for women around the time of major life events. According to this survey, the percentage of women who keep working around the time of marriage rose by 4.4 pp from the late 1980s to the late 2000s, and the percentage of women quitting employment upon marriage has declined by 11.7 pp (Figure 2). The number of women continuing

to work after marriage is gradually increasing. Next, we examine employment trends around the time of birth of the first child. As mentioned previously, the number of women quitting their jobs when they get married has declined, so the share of women not working before pregnancy has fallen by 11.4 pp. However, the share of women quitting employment due to childbirth has increased by 6.5 pp, so there has consequently not been any major change in the share of women continuing to work. The aggregate percentage of women continuing work after the birth of their first child (the sum of those who take and do not take childcare leave) remains stuck at around 27%.

To facilitate continued employment of women after life events, the government has established proactive measures under the Equal Employment Act and revised the Child Care and Family Care Leave Act. Companies, too, have taken a number of initiatives. Higuchi (2007) notes a steady improvement in employment continuity due to the launch of government initiatives to support women and the improved operation of existing schemes. Yet, even today, there are no signs of an end to women withdrawing from the labor market after a life event. The tendency remains that after the burden of childcare has eased somewhat, they reenter the workforce as part-time employees. This is not just a matter of making better use of female labor to augment the workforce as the working age population in Japan declines. In light of the large gap that remains between the percentage of women who want to work and actual employment rates, putting in place the social infrastructure so that women can build their own careers while having and raising children is an important issue in itself.

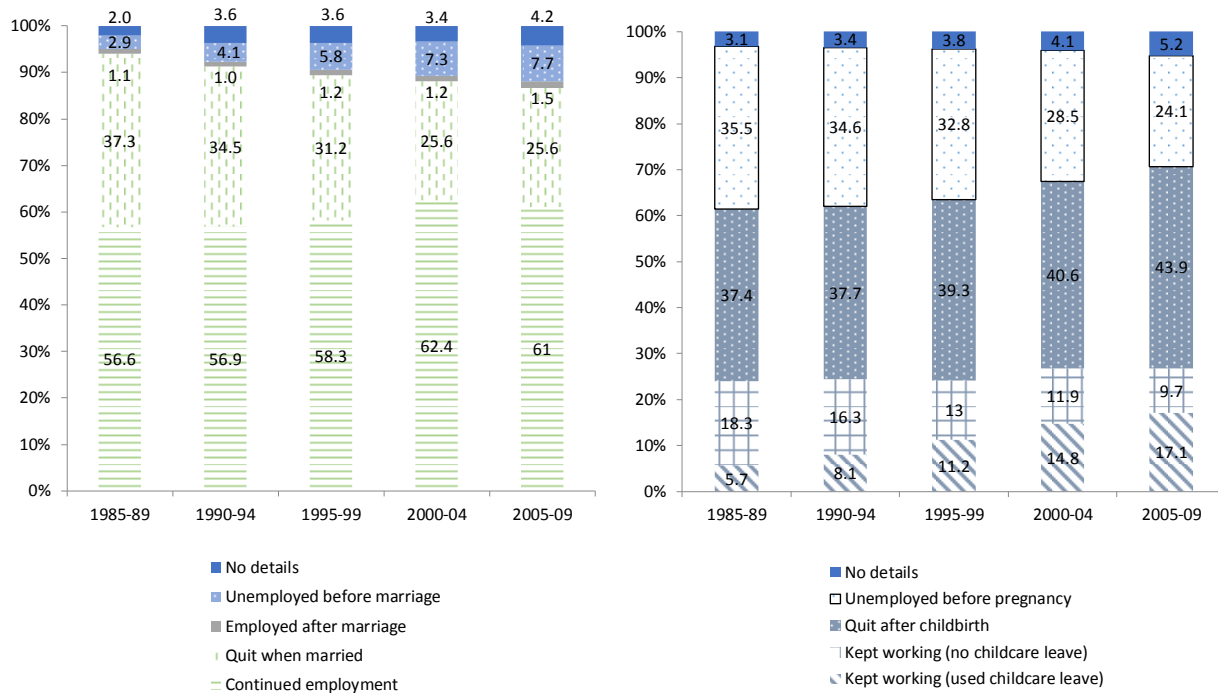
What sorts of factors are driving these changing circumstances? Why are the desired changes not progressing much? Below, we elucidate these issues, using panel data from tracking surveys of the same individuals with further comparisons of differences among cohorts. This paper is structured as follows. In Section 2, we review previous research analyzing women's marriage, childbirth, and employment. In Section 3, we review the data used in this research. Section 4 presents the results of analyzing women's marriage decisions and Section 5 shows results of our analysis of changes in women's employment after marriage. Section 6 presents an analysis of childbirth decisions, and Section 7 shows the results of analyzing changes in employment after childbirth. Section 8 reviews estimation results for women reentering the workforce. The final section presents the conclusions of this research.

Figure 1. Female employment rates by age group (1994 vs. 2014)



Source: Ministry of Internal Affairs and Communications, Labour Force Survey

Figure 2. Changes in wife's employment status after birth of the first child by year of marriage



Source: National Institute of Population and Social Security Research (2011) 14th National Fertility Survey: Marriage and Fertility in Japan, Figure 5-2, 5-3

2. Previous research

Since panel data became available, there have been many studies analyzing employment changes around the times of marriage and childbirth, starting with Higuchi (2000). Many of these studies analyze the combined effects of work related initiatives such as those for childcare leave, flextime, and reduced working hours, as well as childcare facilities and the husband's participation in housework and childcare (time). In this section, we review previous literature, grouping it into research that uncovers positive effects and research that uncovers negative effects.

First is taking childcare leave. Higuchi (1994), Higuchi et al. (1997), Morita and Kaneko (1998), Shigeno and Okusa (1998), Wakisaka (2002), Suruga and Zhang (2003), and Noguchi and Shimizutani (2004) report that providing childcare leave results in higher rates of employment continuity after childbirth. Toda (2012) uses the same the Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century as our research does and examines the impacts of work-life balance support measures such as childcare leave on marriage, childbirth, and employment continuity. This work confirms that childcare leave measures promote continued employment after childbirth. Further, several studies find an effect on women's employment continuity of providing childcare facilities (Shigeno and Okusa, 1999; Nagase, 2003; Higuchi et al., 2007). Some research examines the impact on childbirth and marriage (Suruga and Nishimoto, 2002; Suruga and Zhang, 2003; Shigeno and Matsuura, 2003; Shigeno, 2006). These studies show that childcare leave promotes childbirth. Shimizutani and Noguchi (2004) point out that benefit programs at the workplace in addition to childcare leave, such as flextime systems, shorter working hours, and in-house childcare facilities promote the participation of married women in the workforce. Further, with regard to childbirth, Suruga and Nishimoto (2002) note that childcare leave, promotions during childcare leave, guarantees of promotion and pay upon returning to work, measures to maintain and improve employee skills, and measures to enable staggered starting and finishing times promote fertility. Noguchi (2011) reports that company measures to support childcare facility use, telecommuting, geographically limited work, and systems to reemploy workers who have quit to marry or give birth promote fertility. Research by Yoshida and Mizuochi (2005) suggests that higher capacity at authorized childcare facilities encourages the birth of a second child. Regarding the impact of the husband's housework and childcare activity on the wife's participation in the workforce and childbirth, Koba et al. (2009) find that these factors increase the wife's propensity to have children. Yamagami (1999) reports that the more the husband helps with housework and childcare, the greater the probability that the wife will work. Mizuochi (2006) points out that the significance of the husband's participation in childcare differs depending on whether the wife's employment status is viewed endogenously or exogenously. An analysis by Nakano (2009), taking into consideration this endogeneity, shows a clear impact whereby the husband's participation in housework and childcare promotes the wife's employment.

Conversely, other research finds no significant impact of work-related measures such as childcare leave, flextime, and shorter working hours, or of childcare facilities and the husband's participation (time) in housework and childcare, or at best the impact is marginally significant. Shigeno and Okusa (2001), Sakatsume and Kawaguchi (2007), and Noguchi (2011) examine the

effect of childcare leave. There is also research on marriage: According to Shigeno and Okusa (1998), childcare leave has no impact on marriage. Specifically, research using macroeconomic statistics and cohort data comparing periods before and after the introduction of childcare leave finds that it has only a small impact on continuing employment (Shigeno and Okusa, 1998; Nagase, 1999; Iwasawa, 2004; Imada and Ikeda, 2006; Shikata and Ma, 2006; Saito and Ma, 2008; Suga, 2011; Unayama, 2011). According to Suga (2011), since the promotion of childcare leave and other measures began in order to stem the decline in the birth rate, the younger generation of women has shifted the timing of quitting their pre-marriage work from around the time of the marriage to after their first pregnancy. However, the share of women that are still working one year after giving birth has not shown any notable increase. In the young cohorts, the likelihood of women quitting work during their first pregnancy is particularly high. Unayama (2011) points out that the rate of women quitting work due to marriage and pregnancy was 86.3% from 1980-2005, and that since 1980 it has not changed regardless of the age at marriage. Further, while the provision of childcare facilities reduces the percentage of women who quit work, childcare leave and living with parents have no significant impact on employment separation rates. Senda (2002) reports that childcare facilities have no impact on women continuing to work, at least in the major metropolitan centers of Japan. Yoshida and Mizuochi (2005) report that the capacity of authorized childcare centers has no significant impact on women's workforce participation. According to Asai et al. (2015), after controlling for specific prefectural effects (e.g., traditional values), the correlation disappears between the availability of public childcare services and employment rates. Suruga (2011) notes that the husband's housework hours have no impact on the wife's desire to have children: and that although it is thought that the husband will increase the time allocated to housework if his working hours and commuting time become shorter, thus facilitating the wife's employment, there is no impact on increasing regular employment. There is a plethora of research regarding employment changes relating to women's marriage and fertility, but the results are not necessarily consistent.

The estimation results of much previous research suggest that few women with high levels of education find new employment after quitting work to get married or have children (Higuchi, 2000; Hirao, 2005; Sakamoto, 2009). These results are interpreted as follows. Higher educational attainment among women results in a stronger tendency to be oriented toward intrinsic rewards—women want their knowledge and experience to be put to use in a job that is challenging and gives a feeling of accomplishment (Japan Institute of Labour, 2000; Takeishi, 2001). However, either because job openings in the labor market do not meet such criteria, or because their schooling took so long, these women are late in marrying and having their first child. When they are ready to reenter the workforce once the childcare burden is lighter, they are able to choose from only a limited number of potential jobs. This is the job opening-job seeker mismatch hypothesis. Further, considering the tendency for women to marry someone of equal or higher socioeconomic status, highly educated women have a greater likelihood of having a spouse who is highly educated and earning a high salary, so women's motivation to earn an income after marriage will not be as strong (weak income motivation hypothesis). According to Hirao (2005), for female college graduates in

particular, there is a strong effect of husband's income on wife's reemployment. These results regarding the employment of married women are in line with the first Douglas-Arisawa Law: When the main breadwinner has a high salary, other household members have low employment rates (Higuchi, 1995; Wakisaka and Tomita, 2001).

It is thought that the timing of women's return to the workforce depends on when their children become independent. However, detailed research into the careers of 19 women over the age of 35 years via interview surveys by the Japan Institute for Labour Policy and Training (2006) finds wide discrepancies in the timing of returning to work. For some women, it was before the first child had entered elementary school and for some it was not until the youngest child had entered high school (Okutsu, 2006); the timing depends on the women's own way of thinking. Sakamoto (2012) hypothesizes a gendered division of labor attitudes behind the decision not to continue work or not to return to work. The idea is that women's ways of thinking govern their employment decisions and they think that the spouses should specialize: the wife should work inside the home, doing housework and raising the children, while the husband should participate in the labor market to earn an income. Further, Nakamura (2010) points out that women's career goals are discernible before women enter the workforce, at the time of university enrollment. If female students enroll at vocational or liberal arts colleges or colleges with elements of both, this has a major bearing on where they subsequently find employment, as well as their working careers.

Compared with previous research, our research makes three key advances. First, it uses panel data. This makes it possible to directly track work changes due to marriage and childbirth for the same individuals. Second, this research comprehensively analyzes the women themselves regarding commuting time, wages, husband's income, childcare services, and the time that the husband devotes to housework and childcare. Almost all the analyses in previous research focus on a single factor. There has been little comparative analysis of multiple factors to examine which have the biggest impact. Third, the present research examines cohort differences. As explained below, the Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century available for this research spanned 2002-2011, so it was possible to analyze only a single cohort. However, the Japanese Panel Survey of Consumers has had cohorts added several times since 1993. This enables analysis of three different birth cohorts in 10-year intervals and the analysis of differences among the cohorts.

3. Data

In this research, we analyze the Ministry of Health, Labour and Welfare's Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century and the Japanese Panel Survey of Consumers by the Institute for Research on Household Economics. We also employ official statistics (including the Employment Status Survey and the National Fertility Survey) to supplement these panel data surveys on women's employment and perform analysis in line with our aforementioned goals.

The Ministry of Health, Labour and Welfare's Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century covers men and women who were aged 20-34 years as of the end of October 2002, selected from across Japan. The survey consists of two waves: those who were adults in 2002 and those

were adults in 2012. However, only data for the 2002 wave could be used in this research, so we have been unable to analyze intergenerational differences. There are two benefits from using these data. First, respondents are obliged to answer because these are official government statistics, so there is a higher response rate and a large sample size in both time-series and cross-sectional data¹. Second, the Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century includes variables that enable the identification of region (prefecture), allowing matching of information that indicates regional characteristics such as the availability of childcare facilities. However, a shortcoming is that there are a limited number of question items because the survey is for official statistics; there are fewer questions than in the panel data collected by universities and research institutes.

In this research, we use regional information from the Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century integrated with data from the Ministry of Health, Labour and Welfare's Survey of Social Welfare Institutions. Using this survey and population estimates from the Ministry of Internal Affairs and Communications, we estimate "underlying capacity" as defined by Unayama (2011), based on the female population aged 25-34 years and childcare facilities, and we then use this in our analysis. Research prior to Unayama (2011) used childcare facility waiting lists and childcare facility capacity, but as Unayama (2011) pointed out, these cannot be considered appropriate for showing the availability of childcare facilities because the number of children resulting from marriage and childbirth affect these indicators. For example, even if childcare facilities were insufficient, if marriages and births were declining, then the indicators would improve and lead to problems such that the provision of childcare facilities would be overestimated. Conversely, even if childcare facilities were to increase, if the number of people desiring places also increased as a result, the number of children on waiting lists would tend to increase. Therefore, in this research, to get an indication of underlying childcare demand, including from those not yet married, we use "underlying capacity." Note that in this paper we refer to this underlying capacity as "childcare facility capacity." Further, as an indicator of regional labor supply and demand we use the Ministry of Health, Labour and Welfare's job-offers-to-applicants ratio from the ministry's job and employment placement service statistics (general employment placement situation) in our estimation.

The Japanese Panel Survey of Consumers by the Institute for Research on Household Economics started with women who were aged 24-34 years in September 1993 (and men who were their spouses). Its key characteristics are that many of the questions are aimed at women and that the survey has been conducted over a long period of time. This continuous survey has been conducted for over 20 years, and the initial cohort is now aged 45-55 years. It thus covers not just marriage and childbirth, but subsequent other life events. Further, new respondents were included as additional samples: women aged 24-27 years in 1997; 24-29 years in 2003; 24-28 years in 2008; and 24-28 years in 2013. The survey has the advantage of following intergenerational differences. Our research exploits the length of the survey period, and uses the data primarily to analyze reemployment. Further, we show estimation results for birth cohort dummies (with those born in

¹ However, survey items that needed to be answered by filling in a number such as salary did not necessarily have a high response rate.

the 1960s as the reference group for those born in the 1970s and 1980s). This was to capture the effects of age on marriage and childbirth decisions, and continued employment after marriage or childbirth. From the next section onward, using the data discussed, we show the results of analyzing marriage and childbirth decisions and changes in employment status after marriage or childbirth as well as reemployment after childbirth.

4. Marriage decisions

In this section, we use the Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century to examine which factors have affected marriage decisions since the start of the 2000s. Table 1 shows descriptive statistics for the sample used in marriage decision estimates. Table 2 shows the results of panel probit analysis of the data sample in Table 1. We restricted the analysis sample to women who had not been married the previous year, and the dependent variable took a value of 1 for women who had married by the next year and 0 for those who had not yet married. In addition to basic attributes such as age and education, we used various data concerning the workplace in the previous year as explanatory variables.

From Table 2 we can see the following. First, among individual attributes, age and age squared show positive and negative signs respectively, and are significant. As age increases the number of women who marry increases, although growth tapers off. Looking at the education dummy, compared with junior high and high school graduates, college graduates have higher marriage rates (+0.87%). For the living-with-parents² variable, there was a significant positive effect in all cases (+1.34% to +2.16%). The results are diametrically opposed to part of the “parasite single” hypothesis proposed by Prof. Masahiro Yamada in the 1990s. Yamada asserted that living with high-income parents was very comfortable for unmarried persons whose parents would pay housing and living expenses, as the singles could enjoy a lavish lifestyle. Therefore, they would not choose marriage because living together with a spouse whose income was lower than their parents would mean that they would be deprived of free time and their luxurious lifestyle. Below are conceivable explanations as to why our results differ. First is that singles living with their parents did not necessarily live a “lavish single lifestyle” since the late 1990s due to the economic recession. Since the economic downturn of the 1990s, those in their 20s experienced hardship during the recession, and in an increasing number of cases,” their first job was non-regular employment such as part-time or casual work. They would not be able to achieve economic independence if they left the family home and so they remained there in an increasing number of cases (Kitamura and Sakamoto, 2004; Nishi, 2010). Further, their parent’s generation was not as well off as before, so in an increasing number of households having the children live with them enabled both sides to support each other’s lifestyles (Kitamura and Sakamoto, 2007). From these

² The living-with-parents dummy was a binary variable set at 1 if the respondent lived with their or their spouse’s parent(s) and 0 if they did not. The form for the Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century, instructs respondents to answer “living together” if the buildings are separate but on the same grounds. Therefore, “living together” means “living in the same building” or “living on the same grounds” in this research.

facts, it is clear that singles living with their parents were not in a position to enjoy one-sided benefits of basic living conditions; they had responsibilities as a member of the household. Further, when the parents started retiring, the children had to take up the household responsibilities in their stead and had to do the daily cooking and household chores and ultimately needed to look after the parents. It is conceivable that living in the family home was a factor pushing them to choose marriage.

We next look at the impact of work-related factors. Commuting times (in the previous year) for regular employees had a negative and significant impact (-0.09% for every 10 min). For non-regular employees, too, commuting times had a negative sign, though it was not significant. From this, we confirmed that longer commuting times decreased marriage rates. Commuting times not only have a fundamentally negative impact on life satisfaction (Asano and Kenjoh, 2011), but also cut into the time available to socialize or engage in hobbies, a conceivable reason that workers may not have time to pursue romantic interests.

Meanwhile, looking at working hours and the squared term for working hours, there are both positive and negative signs for significant cases. Women who work long hours tend to marry, but as the number of hours increases, the tendency to marry decreases. This reflects the fact that full-time workers are more likely to marry than part-time workers. Next, looking at the number of employees dummy, compared to workers at firms with 1-4 employees, those with 100-499 employees and those working the public sector are more likely to marry. In all cases, the access³ to childcare leave failed to show any significant impact. Hourly wage rate showed a significant positive effect; women with higher wages are more likely to marry (+0.00934% for ¥100 per hour). Further, we conducted analysis taking into consideration when the respondents were born. For estimates with birth cohort dummies added using Japanese Panel Survey of Consumers data, for the overall sample and when restricted to regular employees, the sign of the marginal effect is negative for those born in the 1970s and 1980s (compared with those born in the 1960s). In particular, the 1980s dummy is significant, and when the independent variables are held constant, the percentage who decide to marry declines for each birth cohort (not shown in the table).

³ The dummy for accessibility of childcare leave is a binary variable that takes a value of 1 if it was possible to use childcare leave and the respondent answered, "it is easily accessible in my work atmosphere" and set at 0 otherwise.

Table 1 Descriptive statistics for the sample used in the marriage decision estimation

Marriage selection	Total sample		Regular		Non-regular	
	avg.	std. dev.	avg.	std. dev.	avg.	std. dev.
Marries=1, does not marry=0	0.041	0.199	0.053	0.223	0.029	0.168
Age (year before marriage)	29.359	4.870	28.589	4.466	30.179	5.141
Age (year before marriage) squared	885.684	290.407	837.261	261.701	937.186	309.924
Education, ref: junior high/high school	0.337	0.473	0.265	0.441	0.415	0.493
Vocational college	0.199	0.399	0.215	0.411	0.181	0.385
Junior/technical college graduate	0.241	0.428	0.269	0.443	0.212	0.409
Bachelor's degree	0.209	0.407	0.239	0.426	0.178	0.383
Master's degree	0.011	0.105	0.011	0.105	0.011	0.106
Living with parents (year before)	0.656	0.475	0.720	0.449	0.587	0.492
Hourly wage (year before marriage), units: ¥100/hour	14.922	21.360	17.974	25.083	11.676	15.872
Work hours (year before marriage), units: hours/day	7.235	2.832	8.497	2.344	5.892	2.684
Work hours squared (year before marriage), units: hours/day	60.360	40.405	77.693	38.428	41.925	33.749
Commuting time (year before marriage), units: 10 min/return trip	6.154	4.940	6.743	5.055	5.527	4.736
Workplace size (year before marriage), ref: 1-4 workers	0.055	0.228	0.042	0.201	0.068	0.252
5-29	0.248	0.432	0.219	0.414	0.278	0.448
30-99	0.172	0.378	0.164	0.370	0.182	0.385
100-499	0.234	0.424	0.258	0.437	0.209	0.407
500-999	0.073	0.261	0.077	0.266	0.070	0.255
1000-4999	0.098	0.298	0.104	0.305	0.093	0.290
5000	0.071	0.257	0.075	0.263	0.067	0.249
Public sector	0.048	0.214	0.061	0.240	0.034	0.181
Accessibility of childcare leave (year before marriage)	0.143	0.350	0.225	0.417	0.055	0.229
Sample size	25,240		13,009		12,231	

Source: Ministry of Health, Labour and Welfare, Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century

Table 2 Marriage decision estimation results (marginal effects)

Dependent variable: marriage	Total sample	Regular	Non-regular
Age (year before marriage)	0.0368*** (0.00335)	0.0448*** (0.00647)	0.0246*** (0.00322)
Age (year before marriage) squared	-0.000667*** (5.84e-05)	-0.000812*** (0.000114)	-0.000444*** (5.52e-05)
Education, ref: junior high/high school			
Vocational college	0.00545 (0.00336)	0.00604 (0.00585)	0.00250 (0.00338)
Junior/technical college graduate	0.00430 (0.00309)	0.00264 (0.00537)	0.00307 (0.00315)
Bachelor's degree	0.00870** (0.00344)	0.0160*** (0.00619)	0.00188 (0.00334)
Master's degree	0.00788 (0.0123)	0.00832 (0.0213)	0.00454 (0.0119)
Living with parents (year before)	0.0189*** (0.00232)	0.0216*** (0.00396)	0.0134*** (0.00258)
Hourly wage (year before marriage), units: ¥100/hour	9.34e-05** (4.42e-05)	-8.96e-05 (0.000143)	0.000129** (5.41e-05)
Work hours (year before marriage), units: hours/day	0.00487*** (0.00157)	-0.00233 (0.00318)	0.00636*** (0.00166)
Work hours squared (year before marriage), units: hours/day	-0.000139 (0.000102)	0.000172 (0.000173)	-0.000292** (0.000115)
Commuting time (year before marriage), units: 10 min/return trip	-0.000368 (0.000231)	-0.000907** (0.000411)	-4.54e-06 (0.000217)
Workplace size (year before marriage), ref: 1-4 workers			
5-29	0.00673 (0.00609)	0.00614 (0.0107)	0.00517 (0.00617)
30-99	0.00235 (0.00603)	0.00144 (0.0107)	0.000743 (0.00597)
100-499	0.0131** (0.00657)	0.0113 (0.0110)	0.0103 (0.00709)
500-999	0.00802 (0.00759)	0.00576 (0.0126)	0.00683 (0.00824)
1000-4999	0.0103 (0.00741)	0.0127 (0.0130)	0.00456 (0.00725)
5000	0.0134 (0.00834)	0.00934 (0.0135)	0.0139 (0.00956)
Public sector	0.0131 (0.00915)	-0.00737 (0.0115)	0.0359** (0.0164)
Accessibility of childcare leave (year before marriage)	0.00536 (0.00329)	0.00544 (0.00490)	0.00582 (0.00553)
Sample size	25,240	13,009	12,231
Log pseudolikelihood	-4115	-2608	-1480

Source: Ministry of Health, Labour and Welfare, Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century

Note: The upper rows are marginal effects, and lower rows in parentheses are standard errors.

***significant at the 1% level; ** significant at the 5% level; *significant at the 10% level.

5. Changes in employment after marriage

In this section, we use data from the Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century to examine employment rates after marriage, and investigate which factors affect changes in employment status around the time of marriage.

Table 3 shows the percentage of women who were still working one year before marriage, in the marriage year, and one, two and three years after marriage among women who were working two years before marriage. The table is broken down by education and whether the respondent lived in metropolitan or regional areas. This shows that employment rates drop from one year before marriage to the marriage year, but that they rise from the marriage year to one year later. However, the rates start dropping again from the second year to third year after marriage, forming a W-shaped pattern.

By educational attainment, the employment rate is roughly 95% in all cases in the year before marriage with no apparent differences, but differences start appearing after marriage. Compared to female junior high or high school graduates (67.1%), the decline in employment rates is relatively small for more highly educated women from the year before marriage to the marriage year: the rate is 77.8% for junior or technical college graduates and 81.2% for those with a bachelor's or master's degree. Employment rates subsequently increase again, but the increase is greater for women with higher levels of education than junior high or high school graduates. The impact of educational attainment remains. The differences based on educational attainment may be due to differences in the women's psychological state, but at the same time, foregone income due to leaving work (opportunity cost) is relatively high. Also, more highly educated women are more likely to work for companies that provide work-life balance arrangements such as childcare leave with a high utilization rate (Abe, 2005). Therefore, these women may be able to carry on without quitting their jobs after life events such as marriage and childbirth.

Next, looking at the urban versus regional comparison, the employment rate year is also almost the same at 94-95% one year before marriage. However, the rate drops to under 70% for the urban dwellers in the marriage year, while that for regional residents is over 80%, for around a 10 pp difference. Subsequently, the gap shrinks by three years after marriage. Unayama (2011) has previously reported a gap between urban and regional residents, but there are also differences in the percentage of women leaving work after life events at the prefecture level; it is relatively high in major metropolitan areas such as Tokyo and Osaka and relatively low in prefectures along the Japan Sea.

Table 3 Employment rates before and after marriage

Employed two years before marriage	Total	Junior high/high school	Junior/technical college graduate	Bachelor's/Master's degree	Urban	Regional
One year before marriage	0.944	0.943	0.949	0.950	0.937	0.949
Year of marriage	0.763	0.671	0.778	0.812	0.699	0.805
One year after marriage	0.796	0.729	0.801	0.832	0.741	0.833
Two years after marriage	0.827	0.743	0.835	0.871	0.790	0.851
Three years after marriage	0.782	0.686	0.784	0.851	0.748	0.805
Sample size	358	70	176	101	143	215

Source: Ministry of Health, Labour and Welfare, Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century

Note: “Urban” = Tokyo, Saitama, Chiba, Kanagawa, Hyogo, Osaka, Kyoto. “Regional” is all other prefectures.

The sample covers only those respondents who answered in all years.

The sample for marriage cases is restricted to those without children.

The above-mentioned differences are readily apparent, but we also conducted probit analysis to confirm differences in employment separation rates, controlling for other factors. Table 4 shows descriptive statistics for the sample used for the marriage decision estimation. Table 5 shows the results of probit analysis using the data in Table 4. The data used in the sample is restricted to women who were working the year before marriage. For the dependent variable, women who continued working the year before marriage were assigned a value of 1, and those who quit or changed jobs were assigned a value of 0. The explanatory variables included basic attributes such as age and education as well as a variety of data related to the women’s workplaces in the previous year.

Table 5 shows the following. First, looking at basic attributes, in contrast to the marriage decision estimates, neither age nor age squared provides significant results. Next, the education effect shows that for non-regular employees, the higher the education, the greater the probability of continuing to work. Compared with junior high and high school graduates, women who graduated from technical high schools and junior and technical colleges had employment rates of roughly 17.9 pp higher. As mentioned above, the cost of income foregone and an environment that facilitates continued employment at the original workplace are likely factors. Further, looking at living with parents, in all cases the marginal effect is negative, but not significant, showing that it has no impact on continued employment after marriage.

Further, among work-related influences, commuting time is not significant. In contrast to the decision on marriage, there are no significant differences in women’s continued employment based on the length of commuting time. Hourly wages have a positive and significant impact (+0.41% for every ¥100 in the total case), indicating that higher wages encourage continued employment.

Husband’s income has a negative, significant impact for the total sample and for women in regular employment; it decreases the wife’s employment continuity rates (-2.26% and -2.83% for every ¥100). This accords with one version of the Douglas-Arisawa Law, which has been recognized since 2002. The dummy for number of employees does not show any significant results for any of the variables. The job-offers-to-applicants ratio, a proxy for labor demand, does not yield any significant results. Conversely, looking at work hours, the significant cases had a positive

sign; women who worked long hours one year before marriage continued to work after marriage (+3.88% per hour). Finally, the availability of childcare leave had a significant, positive impact for the total sample and regular employees (+23.1% to +28.5%). The availability of childcare leave promoted continued female employment around the time of marriage. It is conceivable that whether measures for work-life balance are in place affects whether women continue to work as they may anticipate major life events such as childbirth after marriage.

Further, we examined the impact of birth cohorts. For estimation results from the Japanese Panel Survey of Consumers with the sample restricted to regular employees, the dummy for those born in the 1970s and 1980s yielded positive and significant results (compared to those born in the 1960s). Holding other independent variables constant, the decision to continue working after marriage is more likely for the younger generations, but among non-regular workers, the dummy for those born in the 1980s is negative and significant, so the younger generations tend not to continue working. Depending on whether or not the woman has regular employment status before marriage, there is a tendency for an increasing impact on employment continuity after marriage (omitted in the table).

Table 4. Descriptive statistics for the sample used in estimating employment decisions around the time of marriage

Employment changes around time of marriage	Total sample		Regular		Non-regular	
	avg.	std. dev.	avg.	std. dev.	avg.	std. dev.
Work: on leave = 1; not working = 0	0.580	0.494	0.609	0.489	0.523	0.501
Age (year before marriage)	27.938	3.573	27.773	3.539	28.272	3.626
Age (year before marriage) squared	793.253	206.376	783.826	203.170	812.379	211.869
Education, ref: junior high/high school	0.245	0.430	0.229	0.421	0.276	0.448
Vocational college	0.204	0.403	0.205	0.404	0.202	0.402
Junior/technical college	0.287	0.453	0.292	0.455	0.276	0.448
University graduate	0.262	0.440	0.272	0.445	0.243	0.430
Living with parents (marriage year)	0.163	0.370	0.160	0.367	0.169	0.375
Husband's income (marriage year), units: ¥1 million/year	4.012	1.669	4.109	1.674	3.816	1.645
Hourly wage (year before marriage), units: ¥100/hour	15.098	13.440	16.779	14.348	11.685	10.614
Work hours (year before marriage), units: hours/day	8.126	2.378	8.587	2.389	7.192	2.066
Work hours squared (year before marriage), units: hours/day	71.687	43.448	79.433	48.198	55.973	25.303
Commuting time (year before marriage), units: 10 min/return trip	6.805	5.070	6.708	5.302	7.003	4.569
Workplace size (year before marriage), ref: 1-4 workers	0.037	0.188	0.045	0.207	0.021	0.142
5-29	0.224	0.417	0.221	0.415	0.230	0.422
30-99	0.126	0.332	0.134	0.341	0.111	0.315
100-499	0.295	0.456	0.316	0.466	0.251	0.435
500-999	0.079	0.270	0.071	0.257	0.095	0.293
1000-4999	0.122	0.328	0.132	0.339	0.103	0.304
5000	0.095	0.294	0.081	0.273	0.123	0.330
Public sector	0.022	0.146			0.066	0.249
Job-offers-to-applicants ratio (marriage year)	0.886	0.168	0.883	0.168	0.893	0.169
Accessibility of childcare leave (year before marriage)	0.167	0.373	0.209	0.407	0.082	0.275
Sample size	736		493		243	

Source: Ministry of Health, Labour and Welfare, Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century

Table 5. Estimation results: employment decisions around time of marriage (marginal effects)

Dependent variable: continuing work	Total sample	Regular	Non-regular
Age (year before marriage)	0.0208 (0.0678)	0.0707 (0.0857)	-0.0820 (0.125)
Age (year before marriage) squared	-0.000198 (0.00118)	-0.00111 (0.00150)	0.00157 (0.00215)
Education ref: junior high/high school			
Vocational college	0.109** (0.0538)	0.0786 (0.0665)	0.179* (0.0945)
Junior/technical college	0.100** (0.0499)	0.0628 (0.0621)	0.179** (0.0897)
University graduate	0.107** (0.0519)	0.0865 (0.0636)	0.146 (0.0942)
Living with parents (marriage year)	-0.0736 (0.0526)	-0.0588 (0.0648)	-0.0617 (0.0944)
Husband's income (marriage year), units: ¥1 million/year	-0.0226* (0.0127)	-0.0283* (0.0155)	0.000490 (0.0219)
Hourly wage (year before marriage), units: ¥100/hour	0.00412** (0.00207)	0.00188 (0.00293)	0.0134** (0.00528)
Work hours (year before marriage), units: hours/day	0.0388* (0.0231)	0.0201 (0.0352)	0.112 (0.0811)
Work hours squared (year before marriage), units: hours/day	-0.000391 (0.00105)	0.000353 (0.00135)	-0.00547 (0.00610)
Commuting time (year before marriage), units: 10 min/return trip	-0.00161 (0.00425)	-0.00416 (0.00507)	0.00237 (0.00814)
Workplace size (year before marriage), ref: 1-4 workers			
5-29	0.0234 (0.107)	0.0757 (0.117)	-0.0837 (0.253)
30-99	-0.0171 (0.114)	-0.0649 (0.132)	0.0543 (0.263)
100-499	-0.0558 (0.108)	-0.0134 (0.120)	-0.215 (0.246)
500-999	-0.0392 (0.123)	-0.0456 (0.146)	-0.129 (0.263)
1000-4999	0.00762 (0.115)	-0.0467 (0.134)	0.101 (0.263)
5000	0.0311 (0.118)	0.0822 (0.129)	-0.103 (0.269)
Public sector	-0.0698 (0.164)		-0.170 (0.265)
Job-offers-to-applicants ratio (marriage year)	-0.140 (0.115)	-0.0927 (0.141)	-0.276 (0.207)
Accessibility of childcare leave (year before marriage)	0.231*** (0.0458)	0.285*** (0.0472)	0.0251 (0.128)
Sample size	736	493	243
Log pseudolikelihood	-472.9	-307.8	-151.5

Source: Ministry of Health, Labour and Welfare, Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century

Note: The upper rows are marginal effects, and lower rows in parentheses are standard errors.

***significant at the 1% level; ** significant at the 5% level; *significant at the 10% level.

6. Childbirth decisions

In this section, we use the Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century to examine what factors affect the decision on whether to have children. Table 6 shows descriptive statistics for the sample used in the childbearing decision estimation. We conducted probit analysis, with the dependent variable taking a value of 1 for women who gave birth and 0 for those who did not. As before, the explanatory variables used were basic characteristics of the women themselves and information regarding their place of employment. We also used childcare facility capacity by prefecture and information about the husband's income and hours spent on housework and childcare. Further, to take into account pre-pregnancy factors, given that the normal gestational period spans roughly 40 weeks, we used data from two years before childbirth rather than the year before.

Table 7 shows estimation results from which we draw the following conclusions. First, age and age squared show positive and negative signs, respectively (+5.23%, -0.10% in the total sample case), and are significant in the total sample and regular employees cases. As a result, the age effect means that the number of women giving birth increases, but the number of women giving birth declines after a peak age.

The education dummy is not significant in most cases, but where it is significant, the likelihood of giving birth is relatively high for graduates of junior and technical colleges (+4.42%) compared with junior high and high school graduates. Conversely, the sign for women with a master's degree is negative, suggesting relatively lower fertility (-2.84%)⁴. We expected a positive result for living with parents because it means there are household resources available to help with childcare, but there were no significant results.

Next, we turn to information regarding women's employment. In no case was there was any significant impact from commuting time. Regarding hourly wages, in the non-regular employment case, the effect was positive and significant (+0.08% for every ¥100), encouraging the decision to have a child among women in non-regular employment before childbirth. There were no significant results for the husband's income. In many cases workplace size was not significant, but in the significant cases the sign was always negative. Compared to a small (1-4 employee) workplace, the bigger the company where a woman works, the lower the likelihood of giving birth.

Looking at number of children, women who already had one child, and those who had at least two children, at one year before childbirth were less likely to give birth than those with no children (-19.5% and -78.1%, respectively). There were no significant results for childcare facility capacity. For work hours and work hours squared, there were no significant results in all cases. The availability of childcare leave had positive effects, though not significant. For husband's hours spent on housework and childcare on days off in the total sample case and the regular employee

⁴ In the regular employment case, the sample with a master's degree does not exist. This sample is very few; only 0.6% has a master's degree in the total sample.

case, the result was positive and significant. The longer the husband spent on housework and childcare on his days off, the more likely the woman was to give birth (+0.31%, +0.51%).

Next, we used the Japanese Panel Survey of Consumers to examine the impact of birth cohort. The dummy for those born in the 1970s was positive and significant (compared to those born in the 1960s), suggesting that the likelihood of choosing to have children rises with birth cohort (not shown in the table). It is necessary to consider that there may be an issue with the sample itself. We analyzed the sample controlling for women aged 26-34 years, but the age of mothers giving birth is rising, and in recent years, the number of women in this age bracket giving birth is increasing, and it is possible that this is making it appear that the birth rate is increasing. Rather than more women in the 1970s birth cohort choosing to have children than the 1960s birth cohort, it may be the case that the likelihood of choosing to have children is rising for rich information on their late 20s and early 30s in the 1970s birth cohort, the age of the respondents (26-34 years)⁵ in the Japanese Panel Survey of Consumers sample used for estimations. Regarding this point, it will be necessary in the future to refine the analysis using historical data.

Table 6. Descriptive statistics for the sample used in the childbirth decision estimation

Childbirth decision	Total sample		Regular		Non-regular	
	avg.	std. dev.	avg.	std. dev.	avg.	std. dev.
Gives birth = 1; does not give birth= 0	0.121	0.326	0.176	0.381	0.094	0.292
Age (2 years before childbirth)	34.085	3.814	32.702	4.171	34.759	3.433
Age (2 years before childbirth) squared	1176.337	250.787	1086.811	265.047	1219.953	231.413
Education, ref: junior high/high school	0.425	0.494	0.266	0.442	0.502	0.500
Vocational college	0.169	0.375	0.214	0.410	0.147	0.354
Junior/technical college	0.264	0.441	0.314	0.465	0.240	0.427
Bachelor's degree	0.136	0.343	0.206	0.404	0.103	0.304
Master's degree	0.006	0.077			0.009	0.094
Living with parents (Two years before childbirth)	0.318	0.466	0.331	0.471	0.313	0.464
Husband's income (two years before childbirth), units: ¥1 million/year	4.705	1.889	4.680	1.768	4.717	1.946
Husband's housework/childcare on days off (two years before childbirth), units: hours/day	3.811782	3.84651	3.663	3.832	3.884348	3.85318
Number of children (one year before childbirth), ref: No children	0.081	0.273	0.130	0.337	0.058	0.233
1	0.263	0.440	0.324	0.468	0.233	0.423
2 or more	0.656	0.475	0.546	0.498	0.709	0.454
Hourly wage (2 years before childbirth), units: ¥100/hour	13.627	15.480	19.739	19.417	10.650	12.077
Work hours (2 years before childbirth), units: hours/day	5.839	2.724	8.126	2.070	4.725	2.271
Work hours (2 years before childbirth) squared, units: hours/day	41.510	32.270	70.315	29.119	27.476	23.122
Commuting time (2 years before childbirth), units: 10 min/return trip	4.192	3.521	5.273	4.113	3.665	3.059
Workplace size (2 years before childbirth), ref: 1-4 workers	0.072	0.259	0.038	0.191	0.089	0.285
5-29	0.276	0.447	0.183	0.387	0.322	0.467
30-99	0.198	0.398	0.183	0.387	0.205	0.404
100-499	0.219	0.414	0.273	0.446	0.193	0.395
500-999	0.049	0.216	0.063	0.242	0.042	0.202
1000-4999	0.075	0.264	0.092	0.289	0.067	0.251
5000	0.052	0.222	0.053	0.223	0.051	0.221
Public sector	0.058	0.234	0.117	0.321	0.030	0.170
Childcare facility capacity (2 years before childbirth)	9.773	5.167	10.372	5.244	9.481	5.106
Accessibility of childcare leave (2 years before childbirth)	0.206	0.405	0.488	0.500	0.069	0.253
Sample size	1,856		608		1,248	

Source: Ministry of Health, Labour and Welfare, Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century

⁵ In estimates with a dummy for birth cohort added, the age distribution for each cohort was taken into account, and restricted to respondents aged 25-34 years for all cohorts.

Table 7. Results (marginal effects) for the childbirth decision estimation

Dependent variable: childbirth	Total sample	Regular	Non-regular
Age (2 years before childbirth)	0.0523** (0.0212)	0.105** (0.0474)	0.0250 (0.0208)
Age (2 years before childbirth) squared	-0.000904*** (0.000336)	-0.00180** (0.000763)	-0.000462 (0.000322)
Education ref: junior high/high school			
Vocational college	0.0131 (0.0191)	0.0387 (0.0455)	0.000427 (0.0180)
Junior/technical college	0.0442** (0.0196)	0.0473 (0.0436)	0.0419** (0.0197)
Bachelor's degree	0.0233 (0.0234)	0.00453 (0.0449)	0.0372 (0.0286)
Master's degree	-0.0284* (0.0162)		-0.0219* (0.0126)
Living with parents (Two years before childbirth)	-0.000492 (0.0128)	0.0274 (0.0332)	-0.00694 (0.0119)
Husband's income (two years before childbirth), units: ¥1 million/year	-0.00374 (0.00347)	-0.00148 (0.00927)	-0.00192 (0.00300)
Husband's housework/childcare on days off (two years before childbirth), units: hours/day	0.00313* (0.00161)	0.00505* (0.00270)	0.00191 (0.00166)
Number of children (one year before childbirth), ref: No children			
1	-0.195*** (0.0248)	-0.325*** (0.0544)	-0.141*** (0.0240)
2 or more	-0.781*** (0.0532)	-0.774*** (0.0636)	-0.804*** (0.0740)
Hourly wage (2 years before childbirth), units: ¥100/hour	0.000290 (0.000400)	-0.00131 (0.00161)	0.000850** (0.000359)
Work hours (2 years before childbirth), units: hours/day	-0.00237 (0.00733)	-0.0244 (0.0187)	-0.00692 (0.00826)
Work hours (2 years before childbirth) squared, units: hours/day	0.000161 (0.000547)	0.00112 (0.00106)	0.00106 (0.000753)
Commuting time (2 years before childbirth), units: 10 min/return trip	0.000591 (0.00137)	0.00192 (0.00319)	-0.000140 (0.00151)
Workplace size (2 years before childbirth), ref: 1-4 workers			
5-29	-0.00476 (0.0237)	-0.0640* (0.0373)	0.00905 (0.0232)
30-99	-0.00883 (0.0239)	-0.0479 (0.0431)	-0.000426 (0.0240)
100-499	-0.0150 (0.0220)	-0.0630 (0.0469)	-5.68e-05 (0.0234)
500-999	-0.00705 (0.0280)	-0.0475 (0.0377)	0.0104 (0.0378)
1000-4999	-0.0408*** (0.0129)	-0.0729*** (0.0252)	-0.0311*** (0.0115)
5000	-0.00925 (0.0308)	-0.0356 (0.0547)	-0.0102 (0.0234)
Public sector	-0.0218 (0.0212)	-0.0444 (0.0454)	-0.0325*** (0.00838)
Childcare facility capacity (2 years before childbirth)	-6.05e-05 (0.00114)	-0.00254 (0.00248)	0.00100 (0.00106)
Accessibility of childcare leave (2 years before childbirth)	0.0175 (0.0163)	0.0465 (0.0294)	0.00820 (0.0232)
Sample size	1,856	608	1,248
Log pseudolikelihood	-292.7	-105.1	-177.0

Note: The upper rows are marginal effects, and lower rows in parentheses are standard errors.
*****significant at the 1% level; ** significant at the 5% level; *significant at the 10% level.**

7. Changes in employment after childbirth

In this section, we use the Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century to examine employment rates after childbirth. Table 8 shows data for women who were working two years before childbirth, regardless of birth order. It shows the percentage of women who were working one year before childbirth, in the childbirth year, and one, two and three years after childbirth, by education and whether they lived in urban or regional areas. Employment rates are roughly 75% in the year before childbirth and drop sharply to roughly 50% in the childbirth year. However, from one year after childbirth onward they turn upward, climbing to 63%, but even three years after childbirth, employment levels have not returned to those that prevailed one year before childbirth.

The data confirm that the decline in employment rates from one year before childbirth to the childbirth year is lower for highly educated women (roughly 55% at childbirth) than junior high or high school graduates (around 41% at childbirth). Conversely, the increase in employment rates from the childbirth year to one year after childbirth is larger for junior high or high school graduates. Similar to changes in employment after marriage, the gap due to education gradually shrinks over time. Looking at the urban/regional split, employment rates one year before childbirth and during the childbirth year are higher for urban areas, but from one year after childbirth, employment rates in regional areas overtake those in the urban areas. This accords with previous research (Unayama, 2011), which noted differences in employment separation rates by prefecture at the time of marriage or childbirth.

Tables 9 and 10 show employment rates over time following the birth of the first child or a second or subsequent child. The drop in employment rates from one year before childbirth to the childbirth year is more pronounced in the case of the first child. In these instances, employment rates in the childbirth year are around half the levels of the year before. For the second and subsequent children, employment rates in the childbirth year are around four-fifths of the level the year before childbirth.

Table 8. Employment rates before/after childbirth by education and location

Employed two years before childbirth	Total	Junior high/high school	Junior/technical college	Bachelor's/Master's degree	Urban	Regional
Year before childbirth	0.755	0.733	0.765	0.751	0.778	0.745
Childbirth year	0.505	0.412	0.545	0.541	0.518	0.500
1 year after childbirth	0.554	0.508	0.570	0.580	0.545	0.558
2 years after childbirth	0.590	0.562	0.602	0.601	0.568	0.600
3 years after childbirth	0.631	0.611	0.648	0.609	0.593	0.647
Sample size	1326	386	596	281	396	930

Source: Ministry of Health, Labour and Welfare, Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century

Note: "Urban" = Tokyo, Saitama, Chiba, Kanagawa, Hyogo, Osaka, Kyoto. "Regional" is all other prefectures. The sample covers only those respondents who answered in all years.

Table 9. Employment rates after birth of the first child

Employed two years before childbirth	Total	Junior high/high school	Junior/technical college	Bachelor's/Master's degree	Urban	Regional
Year before childbirth	0.716	0.717	0.718	0.706	0.748	0.700
Childbirth year	0.393	0.277	0.422	0.447	0.412	0.384
1 year after childbirth	0.433	0.326	0.460	0.482	0.460	0.419
2 years after childbirth	0.464	0.386	0.486	0.503	0.472	0.460
3 years after childbirth	0.503	0.440	0.529	0.518	0.508	0.501
Sample size	763	184	348	197	250	513

Source: Ministry of Health, Labour and Welfare, Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century

Note: “Urban” indicates Tokyo, Saitama, Chiba, Kanagawa, Hyogo, Osaka, and Kyoto. “Regional” indicates all other prefectures.

Sample covers only those respondents who answered in all years.

Table 10. Employment rates after birth of a second or subsequent child

Employed two years before childbirth	Total	Junior high/high high school	Junior/technical college	Bachelor's/Master's degree	Urban	Regional
Year before childbirth	0.808	0.748	0.831	0.857	0.829	0.801
Childbirth year	0.657	0.535	0.718	0.762	0.699	0.643
1 year after childbirth	0.719	0.673	0.726	0.810	0.692	0.729
2 years after childbirth	0.762	0.723	0.766	0.833	0.733	0.772
3 years after childbirth	0.805	0.767	0.815	0.821	0.740	0.827
Sample size	563	202	248	84	146	417

Source: Ministry of Health, Labour and Welfare, Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century

Note: “Urban” indicates Tokyo, Saitama, Chiba, Kanagawa, Hyogo, Osaka, and Kyoto. “Regional” indicates all other prefectures.

The sample covers only those respondents who answered in all years.

Next, we examine which factors affect the employment status of women one year after childbirth among those who were working one year before giving birth. Table 11 shows descriptive statistics for the sample used in the following employment decision estimation. Table 12 shows the results of probit analysis of the data sample in Table 11. We restricted the sample to women who were working the year before they gave birth, and the dependent variable takes a value of 1 for women who continued working and 0 for those who did not continue working. In addition to the women’s basic attributes, we used various data concerning their work, spouses, and families as independent variables in our estimations.

We draw the following conclusions from Table 12. First, looking at the women’s basic attributes, education do not give significant results regarding their effect on the decision to work after giving birth to the same extent as choosing marriage or childbirth or choosing to work after marriage. Continued employment was significantly higher than among regular employees who graduated from vocational school compared with junior high or high school. Notably, commuting time to the company they worked at had a big impact. For the entire sample and women in the regular employment, commuting time had a significant and negative impact (-1.3% to -1.9% for every 10 min). It was not significant for the non-regular employees, but the sign was also negative.

From this, it is apparent that in many cases women who had a long commute to work took childbirth as an opportunity to quit work. Conversely, the results for hourly wage rates are positive and significant, suggesting that higher rates encourage continued employment (+0.92% to +1.24% for every ¥100).

Looking at results for work hours and work hours squared, there are positive and negative effects, respectively, for the total sample and for women in regular employment. Women who were working long hours one year before giving birth were more likely to continue working one year after giving birth (+10.2% to +20.1%), but as working hours increase, the likelihood of continuing to work tapers off. In all cases the accessibility of childcare leave had a significant, positive effect (+28.6% to +35.6%), so it encourages women to keep working.

We next look at family effects. The impact of the husband's income is negative and significant, discouraging continued employment by the wife (-3.07% to -4.63% per ¥1 million). The impact of the husband's income decile on reducing the wife's employment rates appears to be waning over the long term (Ministry of Health, Labour and Welfare, 2014), but our results confirm that the husband's income is still a factor in the wife's decision on whether to continue employment at the time of marriage or childbirth. Turning to living with the parents, the marginal effect is positive, as was the case with the decision to work after marriage, but there were no significant results.

We now turn to estimation results using a dummy variable for the birth order of the child. It is found that women who give birth to a second or third child are more likely to continue working than those who give birth to their first child. This indicates a strong tendency to continue working after having a second or third child among women who continue working after having their first child. The job-offers-to-applicants ratio in the childbirth year, a proxy variable for labor market demand, has a positive sign, but there are no significant results. Turning to childcare facility capacity, we see that the higher it is, the higher the likelihood that the mother will continue to work one year after giving birth for the total sample (+0.99%). This is in line with results from previous research showing that the provision of childcare facilities has an effect of women continuing employment (Shigeno and Okusa, 1999; Higuchi et al., 2007; Unayama, 2011).

Finally, using the Japanese Panel Survey of Consumers to gauge the impact of birth cohort, with other independent variables held constant, there are differences between regular and non-regular employees in the sign of the marginal effect from the birth cohort dummy: It is positive for the former and negative for the latter. In particular, for non-regular workers born in the 1980s, there is a declining tendency to remain in employment after giving birth (not shown in the table).

Table 11. Descriptive statistics for the sample used in the employment decision estimation for around the time of childbirth

Changes in employment around childbirth	Total sample		Regular		Non-regular	
	avg.	std. dev.	avg.	std. dev.	avg.	std. dev.
Work: on leave = 1; not working = 0	0.597	0.491	0.681	0.467	0.478	0.501
Age (year before childbirth)	29.568	3.426	29.056	3.511	30.294	3.172
Age (year before childbirth) squared	885.989	202.223	856.523	205.400	927.733	190.399
Education, ref: junior high/high school	0.332	0.471	0.307	0.462	0.368	0.483
Vocational college	0.225	0.418	0.245	0.431	0.197	0.399
Junior/technical college	0.245	0.430	0.241	0.429	0.250	0.434
Bachelor's degree	0.183	0.387	0.198	0.399	0.162	0.370
Master's degree	0.015	0.120	0.009	0.096	0.022	0.147
Living with parents (childbirth year)	0.261	0.440	0.272	0.446	0.246	0.431
Husband's income (childbirth year), units: ¥1 million/year	4.225	1.986	4.051	1.779	4.471	2.227
Birth order of child; ref: first child	0.530	0.500	0.570	0.496	0.474	0.500
Second	0.194	0.396	0.192	0.394	0.197	0.399
Third or subsequent	0.276	0.447	0.238	0.427	0.329	0.471
Hourly wage (year before childbirth), units: ¥100/hour	15.281	16.636	18.262	17.503	11.059	14.334
Work hours (year before childbirth), units: hours/day	7.059	2.625	8.139	2.121	5.528	2.509
Work hours (year before childbirth) squared, units: hours/day	56.704	33.655	70.735	30.470	36.828	27.392
Commuting time (year before childbirth), units: 10 min/return trip	5.735	5.418	6.037	4.744	5.308	6.235
Workplace size (year before childbirth), ref: 1-4 workers	0.051	0.220	0.040	0.197	0.066	0.248
5-29	0.269	0.444	0.186	0.390	0.386	0.488
30-99	0.142	0.349	0.158	0.365	0.118	0.324
100-499	0.267	0.443	0.319	0.467	0.193	0.396
500-999	0.078	0.268	0.093	0.291	0.057	0.232
1000-4999	0.085	0.280	0.096	0.295	0.070	0.256
5000	0.089	0.285	0.108	0.311	0.061	0.241
Public sector	0.020	0.140			0.048	0.215
Job-offers-to-applicants ratio (childbirth year)	0.886	0.169	0.901	0.158	0.866	0.183
Childcare facility capacity (childbirth year)	10.044	5.196	10.483	5.260	9.421	5.050
Accessibility of childcare leave (year before childbirth)	0.236	0.425	0.337	0.474	0.092	0.290
Sample size	551		323		228	

Source: Ministry of Health, Labour and Welfare, Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century

Table 12. Results for the employment decision estimation around the time of childbirth (marginal effects)

Dependent variable: continuing to work	Total sample	Regular	Non-regular
Age (year before childbirth)	-0.000617 (0.0967)	0.121 (0.109)	-0.285 (0.184)
Age (year before childbirth) squared	0.000264 (0.00165)	-0.00194 (0.00188)	0.00527* (0.00309)
Education, ref: junior high/high school			
Vocational college	0.0922 (0.0621)	0.112* (0.0674)	0.100 (0.107)
Junior/technical college	0.0379 (0.0607)	0.00419 (0.0752)	0.102 (0.0982)
Bachelor's degree	0.0620 (0.0658)	0.0215 (0.0775)	0.0841 (0.120)
Master's degree	0.0447 (0.194)	0.00816 (0.200)	-0.0533 (0.265)
Living with parents (childbirth year)	0.0492 (0.0559)	0.0474 (0.0649)	0.0544 (0.0957)
Husband's income (childbirth year), units: ¥1 million/year	-0.0307** (0.0137)	-0.0373* (0.0191)	-0.0463* (0.0248)
Birth order of child; ref: first child			
Second	0.338*** (0.0434)	0.280*** (0.0433)	0.394*** (0.0856)
Third or subsequent	0.290*** (0.0496)	0.164** (0.0657)	0.401*** (0.0815)
Hourly wage (year before childbirth), units: ¥100/hour	0.00973*** (0.00211)	0.0124*** (0.00337)	0.00918* (0.00516)
Work hours (year before childbirth), units: hours/day	0.102*** (0.0360)	0.201*** (0.0544)	0.0224 (0.0732)
Work hours (year before childbirth) squared, units: hours/day	-0.00454* (0.00263)	-0.00967*** (0.00322)	0.001000 (0.00643)
Commuting time (year before childbirth), units: 10 min/return trip	-0.0132** (0.00539)	-0.0188*** (0.00675)	-0.00450 (0.00485)
Workplace size (2 years before childbirth), ref: 1-4 workers			
5-29	-0.0743 (0.114)	0.0542 (0.130)	-0.291** (0.138)
30-99	-0.182 (0.124)	-0.0467 (0.150)	-0.292** (0.136)
100-499	-0.240** (0.117)	-0.00842 (0.139)	-0.467*** (0.102)
500-999	-0.0938 (0.148)	0.212*** (0.0775)	-0.473*** (0.0731)
1000-4999	-0.223 (0.137)	0.00710 (0.153)	-0.381*** (0.117)
5000	-0.0641 (0.140)	0.118 (0.121)	-0.308** (0.144)
Public sector	-0.402** (0.174)		-0.456*** (0.0814)
Job-offers-to-applicants ratio (childbirth year)	0.157 (0.154)	-0.0750 (0.214)	0.227 (0.205)
Childcare facility capacity (childbirth year)	0.00998** (0.00476)	0.00711 (0.00516)	0.0102 (0.00828)
Accessibility of childcare leave (year before childbirth)	0.316*** (0.0442)	0.286*** (0.0480)	0.356*** (0.107)
Sample size	551	323	228
Log pseudolikelihood	-286.9	-147.6	-120.5

Source: Ministry of Health, Labour and Welfare, Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century

Note: The upper rows are marginal effects, and lower rows in parentheses are standard errors.

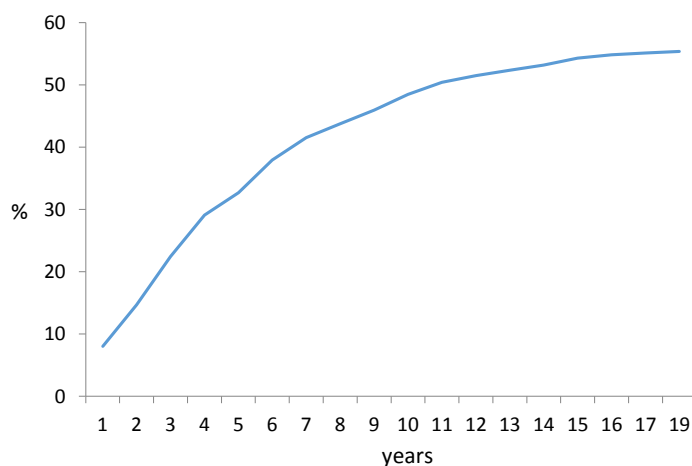
***significant at the 1% level; ** significant at the 5% level; *significant at the 10% level.

8. Changes in the timing of reemployment after childbirth-related job separation

In this section, we use the Japanese Panel Survey of Consumers by the Institute for Research on Household Economics to examine factors that affect reentering the workforce after giving birth. Figure 3 shows when women return to the workforce after quitting work to give birth (the vertical axis shows cumulative percentage of women who have resumed employment and the horizontal axis shows the years elapsed until employment resumes). During the survey period, 361 of 719 women who gave birth to their first child quit their job. Subsequently, 29 (8.0%) returned to work within one year; and a cumulative total of 81 (22.4%) returned to work within three years; 118 (32.7%) within five years; and 175 (48.5%) within 10 years. Employment rates for women who quit work to give birth are low in Japan; in the United States, 60% of women return to work nine months after giving birth (Han et al, 2008). The vast majority of women in Japan who return to work are in non-regular employment (regular employment, 5.5%; non-regular employment, 70.5%; and self-employed and in family businesses, 19.5%).

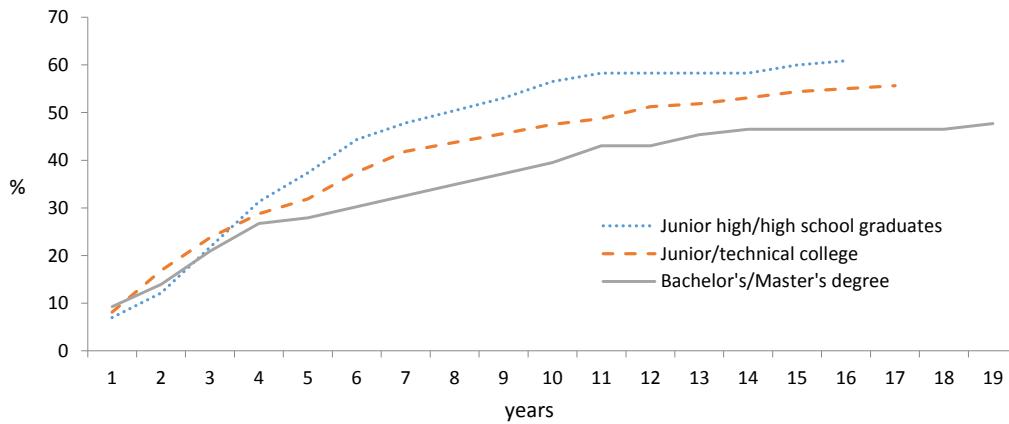
As in the analyses described in the previous sections, we looked at differences due to education and residence. The cumulative share of junior high and high school graduates is high (Figure 4). The share returning to work within one year is higher for more highly educated women (junior high/ high school graduates, 6.9%; junior/technical college graduates, 8.1%; bachelor's/master's degree holders, 9.3%). Conversely, four years after giving birth, the cumulative share of those returning to work is lower among the more highly educated, with clear differences 10 years later (56.5%, 47.5%, and 39.5%, respectively). Next, turning to urban versus regional residents, from one year after giving birth onward, the regional residents have higher cumulative reemployment rates, with the gap widening over time (Figure 5).

Figure 3. Cumulative reemployment rate after giving the first birth



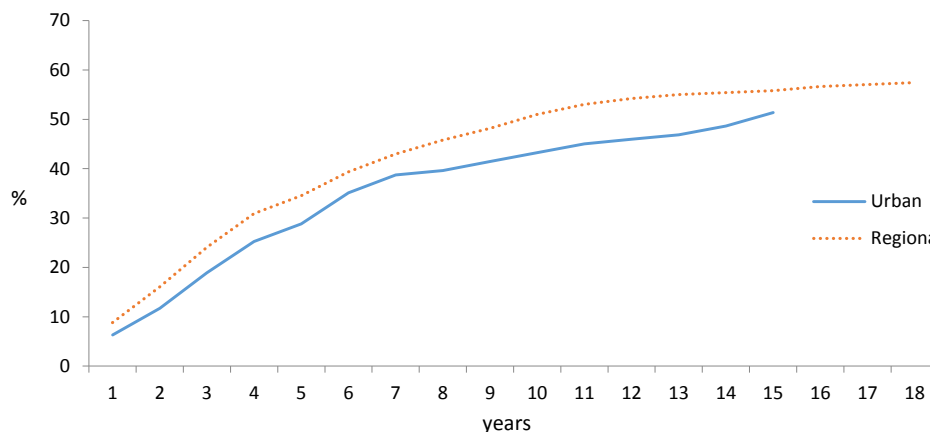
Source: Institute for Research on Household Economics, Japanese Panel Survey of Consumers

Figure 4. Cumulative reemployment rates after giving the first birth by education level



Source: Institute for Research on Household Economics, Japanese Panel Survey of Consumers

Figure 5. Cumulative reemployment rates after giving the first birth by residence location



Source: Institute for Research on Household Economics, Japanese Panel Survey of Consumers

Next, using a panel probit model, we estimated a reemployment function. The sample used in the estimation was restricted to women who left work after giving birth to their first child. The dependent variable took a value 1 for women who subsequently rejoined the workforce and 0 for those who remained out the workforce. As previously mentioned, virtually none of the women resumed employment as regular employees, so our estimates look at only two cases: the total sample and non-regular employees.

We obtained the following conclusions from Table 14. Looking at education, as shown in the previous figure, junior and technical college graduates have lower probabilities of reemployment once they quit compared to junior high and high school graduates, in line with the

mismatch hypothesis. We also confirmed the impact of qualifications held by the women⁶; while the sign was positive, there was no significant impact. Next, we look at the impact of families, in terms of living with parents time spent by the husband on housework and childcare. The results confirmed that the longer the husband spent on housework and childcare on weekend the year before, the higher the women's reemployment rates (+0.06% per hour). This indicates that the more cooperative the husband is in domestic life, the easier it is for the wife to participate in the labor market. The marginal effect of the husband's income was negative and significant (-0.03% to -0.04% per ¥1 million). This constrains the wife's income and satisfies the weak income motivation hypothesis. Finally, looking at the impact of birth cohort, we see that among women who had quit work, those born in the 1970s and 1980s were less likely to reenter the workforce (roughly -15% and -70%, respectively) compared with those born in the 1960s. At the time of the latest survey (2014), the mothers in the 1960s cohort were 45-54 years old, and assuming that they were around 30 years old when their first child was born, they have already finished child rearing. In addition, more of the younger generations who wanted to work kept working. Restricting the discussion to those who quit, few of them have resumed employment.

Table 13. Descriptive statistics for the sample used in the reemployment estimation

Reemployment decision	Total sample		Non-regular	
	avg.	std. dev.	avg.	std. dev.
Reemployment = 1, no reemployment = 0	0.089	0.285	0.085	0.279
Age (year before)	33.557	4.829	33.562	4.833
Age (year before) squared	1149.363	340.685	1149.781	340.941
Junior high/high school	0.314	0.464	0.315	0.464
Vocational college graduate	0.195	0.396	0.194	0.395
Junior college graduate	0.266	0.442	0.266	0.442
Bachelor's/Master's degree	0.226	0.418	0.225	0.418
Holds qualification	0.244	0.429	0.242	0.429
Living with parents (year before)	0.100	0.300	0.099	0.299
Job-offers-to-applicants ratio (year before)	0.749	0.316	0.750	0.317
Has housing loan (year before)	0.367	0.482	0.366	0.482
Husband's housework/childcare (year before): hours/day	219.995	205.440	219.222	205.278
Husband's income (year before): ¥1 million/year	548.704	238.801	549.334	239.080
Born in 1960s	0.455	0.498	0.456	0.498
Born in 1970s	0.448	0.497	0.446	0.497
Born in 1980s	0.081	0.273	0.081	0.273
Sample size	2028		2018	

Source: Institute for Research on Household Economics, Japanese Panel Survey of Consumers

⁶ Qualifications here are defined as any of the items in the list below: medical doctor, dentist, pharmacist, nurse, public health nurse, dental hygienist, clinical laboratory technician, social worker or care worker, nutritionist, cook, teacher, lawyer, judicial scrivener, administrative scrivener, social insurance consultant, small business management consultant, certified public accountant, tax accountant, architect, hairdresser, beautician.

Table 14. Estimation results for reemployment

Dependent variable: reemployment	(1)	(2)	(3)	(4)
	Total sample	Non-regular	Total sample	Non-regular
Age (one year before)	-0.06 (0.0997)	-0.0537 (0.1010)	-0.0567 (0.1010)	-0.0501 (0.1020)
Age squared (one year before)	0.000518 (0.0014)	0.000473 (0.0014)	0.00054 (0.0014)	0.000484 (0.0014)
Education, ref: junior high/high school				
Vocational college	-0.0373 (0.1220)	-0.0712 (0.1250)	-0.0394 (0.1230)	-0.0759 (0.1260)
Junior/technical college	-0.227* (0.1160)	-0.239** (0.1170)	-0.233** (0.1180)	-0.245** (0.1190)
University graduate	-0.148 (0.1180)	-0.176 (0.1210)	-0.111 (0.1230)	-0.142 (0.1250)
Has qualification	0.1 (0.1030)	0.068 (0.1060)	0.0622 (0.1040)	0.034 (0.1070)
Living with parents (year before)	0.077 (0.1310)	0.043 (0.1350)	0.0839 (0.1320)	0.0511 (0.1360)
Job-offers-to-applicants ratio (one year before)	-0.161 (0.1840)	-0.0166 (0.1880)	-0.105 (0.1870)	0.0313 (0.1910)
Has housing loan (one year before)	0.0482 (0.0875)	0.0237 (0.0892)	0.0736 (0.0890)	0.0445 (0.0907)
Husband's housework/child care (one year before): hours/day			0.000639*** (0.0002)	0.000583*** (0.0002)
Husband's income (year before)			-0.000369* (0.0002)	-0.000315 (0.0002)
Birth cohort dummy, ref: 1960s				
Born in 1980s	-0.319** (0.1530)	-0.329** (0.1560)	-0.360** (0.1550)	-0.365** (0.1570)
Born in 1970s	-0.703** (0.3110)	-0.696** (0.3170)	-0.760** (0.3130)	-0.745** (0.3190)
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Sample size	2,028	2,018	2,028	2,018
Log pseudolikelihood	-582.9	-560.7	-575.6	-555.1

Source: Institute for Research on Household Economics, Japanese Panel Survey of Consumers

Note: The upper rows are marginal effects, and lower rows in parentheses are standard errors.

***significant at the 1% level; ** significant at the 5% level; *significant at the 10% level.

9. Conclusions

In this study, we analyzed the impact of economic and time constraints on women's marriage, childbirth, and employment behavior, arriving at the following key conclusions. 1) Women who are university graduates and living with their parents are more likely to marry than others. Further, full-time employees and those with higher hourly wages have higher marriage rates than part-time and lower paid employees. Among regular employees, those with shorter commuting times are more likely to marry. 2) Turning to the rates of continued employment after marriage, the lower the husband's salary and the higher a woman's hourly wage, and the higher her educational attainment, the higher the rate of continued employment. More women remain employed after marriage if employees in their company utilize childcare leave and they work in companies where

childcare leave is readily available. 3) More women have children in households where the husband spends more time on housework and childcare on his days off. 4) Rates of continued employment after childbirth are lower in households where the husband's income is high, and higher when the woman's hourly wage is high. Among regular employees, there are higher rates of continued employment for women who had long working hours and the rates decline further as commuting times increase. Companies where childcare leave is readily available and areas with many childcare facilities relative to the number of children have higher rates of continued employment. Overall, many factors have significant impacts on continued employment after marriage and childbirth. 5) Among women who quit work to give birth, reemployment rates are higher in households where the husband spends more time on housework and childcare. In households where the husband's income is high, the wife's reemployment rates are low.

Next, we summarize the differences among women's birth cohorts. Holding constant the above-mentioned economic and time constraints and the various policies meant to redress such barriers, there is a significant decline in marriage rates among the young cohorts and an opposite rising trend to continue employment after marriage. Meanwhile, looking at childbirth, reflecting increasing birthrates of women in their mid-30s and holding other factors constant, the younger cohorts tend to have higher birth rates, and rates of continuing employment after giving birth for regular employees show a significant increasing tendency. For non-regular employees, the rates show a tendency to decrease. Taken together, these results show how much independent variables other than economic and time constraints—that is, factors including psychological differences—have a major impact on the behavior of different cohorts.

For women to get married, have children, and continue working in accordance with their wishes, it is necessary for these various factors to be aligned. Addressing just one area is insufficient. If any one of them is lacking, attaining work-life balance becomes difficult.

Further analysis should be done to elucidate in concrete terms other factors uncovered during the inter-cohort analyses. In this paper, prior behavior was a predetermined variable and treated exogenously. We attempted to elucidate behavior at different time points by probit analysis. In the future, it will be necessary to include historical data from before the survey period, and by extending the sample period, to conduct survival analyses to obtain stable analysis results.

References

- Abe, M. (2005) "Who takes childcare leave? Problems in disseminating childcare leave systems," National Institute of Population and Social Security Research, ed., *Social Security of Households Raising Children*, University of Tokyo Press, 243-264.
- Asai, Y., R. Kambayashi, and S. Yamaguchi (2015) "Childcare availability, household structure, and maternal employment," *Journal of the Japanese and International Economies*, 38, 172-192.
- Asano, H., and E. Kenjoh (2011) "Working hours and satisfaction: A comparative analysis of Japan, the United Kingdom, and Germany," *RIETI Discussion Paper Series*, 11-J-037.

- Kitamura, Y., and K. Sakamoto (2004) "Image change for 'elegant' parasite singles," Higuchi, Y., Ota, K., and Institute for Research on Household Economics, eds., *How Have Work Styles and Lifestyles Changed for Women under Deflation in the Heisei Recession?*, Nihon Keizai Shimbun, Inc, 87-115.
- Kitamura, Y., and K. Sakamoto (2007) "Marriage behavior from the viewpoint of intergenerational relationships," *Economic Research*, 58, No. 1, 31-46.
- Ministry of Health, Labour and Welfare (2014) "2014 edition: Analysis of labor economy toward maximum employment of human resources."
- Koba, T., M. Yasuoka., and K. Urakawa (2009) "Husband's participation in housework and childcare and birth behavior," *Social Security Research Quarterly*, 44 (4), 447-459.
- Han, W-J., C. J. Ruhm, J. Waldfogel and E. Washbrook (2008) "The timing of mother's employment after childbirth," *Monthly Labor Review*, 131 (6), 15-27.
- Higuchi, Y.(1994) "Empirical analysis of child care leave systems," National Institute of Population and Social Security Research, ed., *Modern Families and Social Security*, University of Tokyo Press, 181-204.
- Higuchi, Y.(1995) "Consequences of policies to protect housewives," Hatta, T., Yashiro, N., eds., *Economic Analysis of Policies to Protect the "Vulnerable,"* Nihon Keizai Shimbun, Inc., 185-219.
- Higuchi, Y.(2000) "Dynamic analysis of women's marriage, childbirth and employment using panel data," Okada A., Kamiya, K., Kuroda, M., and Ban, K., ed.s, *Trends in Modern Economics 2000*, Toyo-Keizai Shimpō-Sha, 109-148.
- Higuchi, Y. (2007) "Policies to support women's employment continuation: effects of laws and economic environment," *Keio Associated Repository of Academic Resources*, 50 (5), 45-66.
- Higuchi, Y., M. Abe., and J. Waldfogel (1997) "Parental leave and maternity leave systems in Japan, the US and UK and women's employment," *Journal of Population Problems*, 53 (4), 49-66.
- Higuchi, Y., T. Matsuura., and K. Sato (2007), "Impact of regional factors on childbirth and wives' employment continuation: analysis using the Japanese Panel Survey of Consumers from the Institute for Research on Household Economics, *RIETI Discussion Paper Series 07-J-012*.
- Hirao, K. (2005) "Women's educational background and reemployment," *Japan Society of Family Sociology*, 17 (1), 34-43.
- Imada, S., and S. Ikeda (2006) "The impact of childcare leave systems on maternal employment continuity and problems with work-life balance support measures," *Japanese Journal of Labour Studies*, 553, 34-44.
- Iwasawa, M. (2004) "Wives' employment and childbirth behavior: Analysis of 1970–2002 marriage cohorts," *Journal of Population Problems*, 60 (1), 50-69.
- Japan Institute of Labour (2000) "Study on the factors determining the working rate of women with higher education," Research Report No.135.
- Japan Institute for Labour Policy and Training (2006) "Career analysis of modern Japanese people from different viewpoints," *JILPT Research Report*, 51.

- Mizuochi, M. (2006) "Fathers' time allocation to participation in childcare and household activities," *Household Economics Research Quarterly*, 71 (2), 45-54.
- Morita, Y., and Y. Kaneko (1998) "Dissemination of parental leave and women's employment tenure," *Japanese Journal of Labour Studies*, 459, 50-62.
- Nagase, N. (1999) "Factors in declining birth rate: changes in the employment environment or values? Married women's employment status selection and childbirth timing selection," *Journal of Population Problems*, 55 (2), 1-18.
- Nagase, N. (2003) "Urban renewal and childcare policies," Yamazaki, F., Asada, Y., eds., *Economic Analysis of Urban Renewal*, Toyo Keizai Inc., 243-278.
- Nakano, A. (2009) "Participation of husband in housework and childcare and wife's employment behavior: analysis taking into account simultaneous decision bias," *Journal of the Japan Statistical Society*, 39, 121-135.
- Nakamura, M. (2010) "Study on factors that divide the life course of female college graduates," *Modern women and careers: Japan Women's University Research Institute for Women and Careers Bulletin*, 2, 66-81.
- Nishi, F. (2010) "Current status of unmarried young people living with their parents: No. 8," Statistics Bureau, Ministry of Internal Affairs and Communications, <http://www.stat.go.jp/training/2kenkyu/zuhyou/parasit8.pdf>
- Noguchi, H. (2011) "Work-life balance support measures and birthrate: From a survey of labor unions," Higuchi, Y., and T. Fukawa, eds., *Work-Life Balance and Family Formation: Work Styles to Transform a Low Birthrate Society*, University of Tokyo Press, 267-289.
- Okutsu, M. (2006) "Women who cultivate their future by living now: Relationship between lifelong careers and work," Japan Institute for Labour Policy and Training, *Career Analysis from Viewpoint of Modern Japanese*, Labour Policy Research Report .51, 125-179.
- Sakatsume, S., and A. Kawaguchi (2007) "Impact of childcare leave systems on fertility rates," *Journal of Demographic Research*, 40, 1-15.
- Sakamoto, K. (2012) "What determines retiring to get married or give birth? Gender-based division of labor attitudes and employment behavior," Ihuri, T., Kaneko, Y., and Noguchi, H., eds., *New Risks and Social Security—Rebuilding Lifecycle Support Measures*, University of Tokyo Press, 169-196.
- Sakamoto, A. (2009) "Accumulation of human capital and reemployment process after birth of first child," *Journal of the National Women's Education Center of Japan*, 13, 59-71.
- Sato, K., and X. Ma (2008) "Impact of revision of Childcare Leave Law on continued female employment," Higuchi, Y., Seko, M., COE Program at Keio University, eds., *The Dynamism of Household Behavior in Japan IV: Change of Institutional Policy and Employment Behavior*, Keio University Press, 119-139.
- Senda, S. (2002) "Relationship between employment continuity of married women and childcare resources: clues from occupations and birth cohorts," *Journal of Population Problems*, 58 (2), 2-21.

- Shigeno, Y. (2006) "Balance of work with childbirth and childcare - corporate childcare support and childcare facilities and birthrates," Higuchi, Y., Ministry of Finance Policy Research Institute (eds.), *Declining Birthrate and Japan's Economy and Society: Two Myths and One Reality*, Japan Hyoronsha, 81-114.
- Shigeno, Y., and Y. Okusa (1998) "Impact of childcare leave systems on women's marriage and continued employment," *Japanese Journal of Labour Studies*, 459, 39-49.
- Shigeno, Y., and Y. Okusa (1999) "Impact of childcare policies on women's birth decisions and employment continuity," *Social Security Research Quarterly*, 35 (2), 192-207.
- Shigeno, Y., and Y. Okusa (2001) "Impact of childcare policies on childbirth, marriage and employment," Iwamoto, Y., ed., *Economics of Social Welfare and Families*, Toyo Keizai Inc., 17-50.
- Shigeno, Y., and K. Matsuura (2003) "Toward a balance of childbirth and childcare with work: focus on the effects of childcare leave systems on marriage and employment selection and on married and working women," *Social Security Research Quarterly*, 39 (1), 43-54.
- Shikata, M., and X. Ma (2006) "Did work-life balance policies promote employment of married women in the 1990s?" Higuchi, Y., COE Program at Keio University, ed., *The Dynamism of Household Behavior in Japan II: Taxation Reform and Response of Households*, Keio University Press, 169-190.
- Shimizutani, S., and H. Noguchi (2004) "How much does the use of childcare services stimulate female labor supply? An investigation using micro data," *ESRI Discussion Paper Series*, 89.
- Suga, K. (2011) "Work-life balance and the life course of married women," *Journal of Population Problems*, 67 (1), 1-23.
- Suruga, T. (2011) "Determinants of husband's housework time," Higuchi, Y., and T. Fukawa, eds., *Work-Life Balance and Family Formation: Work Styles to Transform a Low Birthrate Society*, University of Tokyo Press, 195-216.
- Suruga, T., and J. Zhang (2003) "Quantitative analysis using panel data on the impact of childcare leave on women's fertility and employment continuity," *Household Economic Research*, 59, 56-63.
- Suruga, T., and M. Nishimoto (2002) "Impact of childcare support policies on childbearing behavior," *Social Security Research Quarterly*, 37 (4), 372-380.
- Takeishi, E. (2001) "Analysis of reemployment for female college graduates," Wakisaka, A., Tomita, Y., eds., *Work Styles of Female College Graduates*, Japan Institute for Labour Policy and Training, 117-141.
- Toda, J. (2012) "Dissemination of work-life balance support measures and impact of work-life balance support measures on childbearing behavior," *IPSS Discussion Paper Series* Bo.2011-J06.
- Unayama, T. (2011) "Prospects for balancing marriage and childbirth with work and provision of childcare facilities," *Japan Center for Economic Research Journal*, 65, 1-22.
- Wakisaka, A. (2002) "Conditions and issues regarding use of childcare leave in the workplace," *Japanese Journal of Labour Studies*, 503, 4-14.

Wakisaka A., and Y. Tomita (2001) *Work Styles of Female College Graduates*, Japan Institute for Labour Policy and Training.

Yamada, M. (1999) *The Era of Parasite Singles*, Chikumashobo Ltd.

Yamagami, T. (1999) "The prospects for balance between childbirth and childcare with women's employment," *Social Security Research Quarterly*, 35 (1), 52-64.

Yoshida H., and M. Mizuochi (2005) "Impact of availability of childcare resources on fertility and women's employment continuity," *Household Economics Research Quarterly*, 51, 76-95.

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業)）

「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」

分担研究報告書

日本における夫婦の引退決定に関する分析

研究分担者 酒井正 法政大学経済学部 教授

(研究協力者 戸田淳仁 リクルートワークス研究所 主任研究員)

研究要旨

本研究の目的は、中高年期の就業に影響する要因を、厚生労働省「中高年者縦断調査」の個票データに基づいて検証することにある。特に、配偶者（妻）の就業が中高年者本人（夫）の引退決定に与える影響について分析を行う。単純な線形固定効果モデルによる推計結果からは、諸要因をコントロールしたうえでも、妻が就業していると夫も就業している傾向が有意に高くなることが確認された。しかし、夫婦の就業行動が同時決定である可能性を考慮して、妻の健康状態や世帯における要介護者の有無を操作変数に用いた推定を行うと、自営業夫婦の引退決定には依然として配偶者の影響が有意に確認される一方で、雇用者夫婦については配偶者の影響が見られなくなった。日本では、就業者の大半を占める雇用者の引退決定には配偶者の就業の影響は見られず、むしろ制度的要因や本人の健康状態の影響のほうが大きいことが窺われる。

A. 研究目的

本格的な人口減少社会を迎え、今後の労働力不足が懸念される中、高年齢者の労働力を活用するための各種制度の整備が進みつつある。近年の二度にわたる高年齢者雇用安定法の改正はその代表であろう。2001年より開始された老齢厚生年金（定額部分）の支給開始年齢の引き上げを、この文脈に位置付けることもできる。年金支給開始年齢の引き上げや高年齢者雇用安定法の改正は、当該年齢層の就業率を上げることに一定程度貢献していた

と評価されている。しかし、中高年者の就業決定に影響を与える要因はそればかりではない。特に、中高年期には家族に関わる要因が就業決定に大きな影響を与えうることが指摘されている。配偶者の就業状態はその一つである。Schirle (2008)によれば、米国における90年代以降の男性中高年者（55-64歳）の就業率の上昇のうち4分の1が配偶者（妻）の就業率の上昇によって説明できるとされる（カナダについては2分の1が、イギリスについては3分の1が妻の就業率の上昇によって説明できると言う）。果たして日本では、高

齡者の就業決定に配偶者の就業状態ほどの程度影響しているのだろうか。もし中高年期に妻が就業していることで夫の就業も促されるのであれば、女性の就業を促進することは中高年男性の就業率をも高めることになる。他方で、夫の就業と妻の就業が代替的であるならば、女性の就業を促進することは中高年男性の就業を抑制することにもなりかねない。

厚生労働省の「中高年者縦断調査」は、上記のような疑問に答えうる質問項目を有し、標本サイズも大きいと、定量的に精緻な分析を行うのに適している。本研究では、研究協力者の戸田淳仁及び慶應義塾大学の山田篤裕と共同で、「中高年者縦断調査」の個票を再集計することで、配偶者の就業状態が本人の引退決定に与え得る影響について検証する。

B. 研究方法

再集計利用が認められた「中高年者縦断調査」に基づいて、配偶者の就業状態が本人の中高年期の就業決定に与える影響について検証する。配偶者の就業が本人の就業に与える影響を測定する上での困難は、夫婦の就業が同時決定されている可能性があるということである。そのため、分析は、そのような就業決定の同時性を考慮したモデルによって行われる必要がある。但し、海外の研究では、妻の就業は夫の就業決定に影響を与えるが、夫の就業は妻の就業決定に影響を与えないとい

う非対称性が確認されており、夫婦の就業決定には非対称性を仮定することができると考えられる。そこで、本研究では、recursive bivariate probit model と固定効果操作変数法によって夫の就業決定関数を推計した。尚、上記モデルを推計するにあたり、妻の就業の操作変数として、「妻の健康状態」や「世帯における要介護者の有無」のダミー変数を用いた。

(倫理面への配慮) 該当しない。

C. 研究結果

配偶者（妻）の就業が中高年者本人（夫）の就業に与える影響には、所得効果によるものと余暇時間の補完性によるものとが考えられる。前者は本人の就業を抑制する方向に働き、後者は促進させる方向に働く。従って、配偶者が就業していることによって中高年者本人の引退が早まるかどうかは、上記の2つの影響のうちどちらが大きいかによって依存する。

妻の就業状態を外生的とみなした単純な固定効果モデルでは、諸要因をコントロールしたうえでも、妻が就業していると夫も就業している確率が有意に高くなることが確認された。しかし、recursive bivariate probit model や固定効果操作変数法による推定では、自営業夫婦の引退決定には依然として配偶者の影響が有意に確認される一方で、雇用者夫婦に

については配偶者の影響が見られなくなった。

なし

D. 考察 及び E. 結論

日本では、大多数を占める雇用者については夫と妻の余暇時間は必ずしも補完的な関係にないことが確認された。但し、夫婦の就業が代替的なわけでもなく、少なくとも女性の就業を政策的に推し進めることは夫の就業を抑制することはない。雇用者に引退には、むしろ定年や継続雇用などの制度的要因や本人の健康状態の影響のほうが大きいことが窺われる。

一方で自営業夫婦では、夫婦の就業は補完的な関係にあることから、高年齢者の就業促進にあたっては雇用形態によって異なる対応も必要かもしれない。

F. 健康危険情報

G. 研究発表

1. 論文発表 Tadashi Sakai、 Akihito Toda、 and Atsuhiko Yamada、 “The Impact of a Wife’s Employment on her Husband’s Retirement Decision: Evidence from Japanese Longitudinal Data” Panel Data Research Center at Keio University Discussion Paper Series にて刊行予定

2. 学会発表 なし

H. 知的所有権の取得状況の出願・登録状況

1. 特許取得 なし

2. 実用新案登録 なし

3. その他 なし

The Impact of a Wife's Employment on her Husband's Retirement

Decision:

Evidence from Japanese Longitudinal Data

(日本における夫婦の引退決定に関する分析)

Tadashi Sakai⁺, Akihito Toda⁺⁺, and Atsuhiko Yamada⁺⁺⁺

March, 2017

Abstract

Based on a large longitudinal data set on Japanese middle-aged and older individuals, this study investigates whether women's labor force participation affects their husbands' retirement decisions. Employing a simple fixed-effect model, we found a significant positive effect of wives' labor force participation on husbands, which seems to imply that a husband's leisure is complementary to that of his wife. However, when employing the IV fixed-effect model, which assumes joint decision-making by the husband and wife, we found a significant positive effect of the wife's employment on her husband only among self-employed couples.

Keywords: Retirement; Middle-aged person; Interdependence

JEL Classification Numbers: J14; J22; J26

I. Introduction

Facing a steady decline in the labor force associated with an aging population, the Japanese government is tasked with the urgent need to raise the labor force participation rate of older

⁺ Hosei University, Machida-shi, Tokyo, Japan.

⁺⁺ Recruit Works Institute, Chuo-ku, Tokyo, Japan.

⁺⁺⁺ Keio University, Minato-ku, Tokyo, Japan.

individuals. It is well known that in many industrialized countries, labor force participation of older women has driven, not curbed, their husbands' participation, which implies that a husband's leisure is complementary to his wife's. According to Schirle (2008), husbands' responses to increases in their wives' participation can account for one-fourth, one-half, and one-third of the increase in the recent labor force participation of older men in the United States, Canada, and the United Kingdom, respectively. In contrast to those countries, the extent to which the wife's labor force participation determines her husband's retirement is not yet known in Japan. Figure 1, which corresponds to Figure 1 of Schirle (2008), shows a gradual rise in the labor force participation rate of Japanese women aged between 55 and 64, and a stably high participation rate of Japanese men in the same age range. If complementarity of leisure between a husband and wife plays a key role in the retirement decision, the upward trend of Japanese women's labor participation will prop up the older men's participation. By contrast, if income effect is important, the rise in the Japanese women's participation rate will serve as a disincentive for older men to work. The goal of this study is to determine the effect that is dominant in the husband's retirement decision, using the largest longitudinal data set on Japanese middle-aged and older individuals.

>> Figure 1 <<

Interdependencies between husband and wife have long been considered a central issue in the study of labor supply. Theoretically, as remarked above, it is ambiguous whether the spouse's employment would encourage or discourage the other spouse's employment. An impediment to the precise estimate of the impact is that husband and wife may *jointly* make decisions about working, possibly causing a bias in the result of estimation by reduced form equation in which the spouse's labor supply is treated exogenously. In order to avoid the bias, several studies exploit exogenous

variations in the spouse's labor supply, which are generated by legal changes such as regulations on the workweek and tax reform (Goux et al., 2014, Gelber, 2014). In our analysis, we employ health status and the existence of care needed in the household as instrumental variables (IVs) for the spouse's labor force participation¹.

At retirement age, individuals may be more responsive to their spouse's work-or-leisure choice. Several studies found a positive correlation between the husband and wife's retirement decision (Blau, 1998, Gustman and Steinmeir, 2000). Further evidence implicates asymmetric complementarities of leisure; that is, men are very responsive to their wives' employment, while women are not responsive to their husbands' employment (Coile, 2004). Our study contributes to the understanding of the interdependencies between Japanese middle-aged and elderly married couples' work decisions. To the best of our knowledge, few studies explore such interdependencies by using large longitudinal data and the IV technique.

We found significant positive effects of the wife's labor force participation on her husband's participation when employing the simple fixed-effect model, which implies that the husband's leisure is complementary to his wife's. When the recursive bivariate probit model or the IV fixed-effect model is employed, however, the effect of the wife's employment on the husband's employment is found only among self-employed couples.

The remainder of this paper is organized in the following manner. Section II presents the two methodologies used to examine the impact of the wife's employment on her husband's retirement. Section III describes the data set used in the analysis. Section IV provides results of estimation. Section V concludes.

¹ Yamada and Sakai (2016), which stands on the same data as our analysis, finds only women are less likely to have a job when they have a frail parent. Fukahori et al. (2015) also finds that the incidence of a frail individual in the household has a larger impact on women's employment than on men's employment.

II. Empirical Model

In order to examine the interdependencies in spousal labor supply, two methods are employed. Both exploit, as IVs, care need in the household and wife's health to address the issue of endogeneity inherent in spousal employment. First, following Schirle (2008), we estimate the recursive bivariate probit model:

$$L_{it}^H = 1[\gamma L_{it}^W + X_{it}^H \beta^H + v_t^H + \varepsilon_{it}^H > 0] \quad (1)$$

$$L_{it}^W = 1[X_{it}^W \beta^W + Z_{it}^W \delta + v_t^W + \varepsilon_{it}^W > 0], \quad (2)$$

where $1[\cdot]$ is an indicator function, and the error terms are assumed to be distributed as a bivariate normal:

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{it}^H \\ \varepsilon_{it}^W \end{pmatrix} \sim \begin{pmatrix} [0] & [\rho] \\ [0] & [1] \end{pmatrix}.$$

We denote by L_{it}^H and L_{it}^W employment status of husband and wife, respectively, whereas $L_{it} = 1$ indicates that the individual is employed. X_{it}^H and X_{it}^W include variables regarding age, health condition, the amount of deposits and housing loan of the husband and wife, respectively. Z_{it}^W represents IV for the labor force participation of the wife, the existence of care need in the household. The health status of the wife consists of three dummy variables that indicate health status is “very good,” “good,” and “fair,” respectively. The existence of care need in the household is a dummy variable that equals one if the respondent is living with a family member who needs care.

Second, we estimate the IV fixed-effect model:

$$L_{it}^H = \gamma L_{it}^W + X_{it}^H \beta + v_t + u_i + \varepsilon. \quad (3)$$

where L_{it}^W indicates employment status of wife, and is an endogenous variable for which we exploit wife's health condition and the existence of care need in the household as IVs. All other dependent and independent variables are the same as the variables in the equations (1) and (2)². The reason why

² Interactions with age and survey year are also included in the first stage regression to control for

we conduct the IV fixed-effect model at the expense of abandoning nonlinear specification is to deal with unobserved heterogeneity. We compare the result of the IV fixed-effect model with the result of the simple fixed-effect model so as to distinguish the role of IV. Standard errors from IV fixed-effect model are clustered by individual as including fixed effects does not control for all the within-cluster correlation of the error (Cameron and Miller, 2015)

III. Data

The data used to estimate the model described in the previous section comes from the Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons (LSMEP), a national representative sample of middle-aged and elderly individuals who were 55-59 years old at the end of October of 2005. LSMEP is the largest longitudinal survey of middle-aged and elderly individuals in Japan, and has been conducted annually by the Japanese Ministry of Labour, Health and Welfare since 2005. It included 34,240 respondents in the initial year of the survey and approximately 70% of those respondents remain in the survey as of 2012. The survey provides a rich set of information about respondents' family backgrounds, health status, employment status, and financial situations. Since our main interest is a spouse's employment status, we picked up households with both husband and wife and matched their information. This matched sub-sample is approximately 40% of the whole sample. Although our base estimation relies on the first eight waves, the IV estimates are based only on the fourth through the eighth waves as the question on whether there is a fragile individual in the household starts with the fourth wave. The descriptive statistics of the data set for our estimation are shown in Table 1.

>> Table 1 <<

the increase in the pensionable age.

IV. Results

Table 2 reports the estimation results of the recursive bivariate probit model. In column (1), we find that the coefficient of the wife's employment is not statistically significant. Japanese wives often quit their jobs upon marriage and continue to be housewives in the years that follow. In such cases, the husband may leave his wife's employment out of consideration in making his retirement decision. Hence, we re-estimate the same model limiting the sample to those husbands whose wives are employed in the initial year of the survey so as to capture the decision-making of those who may change the timing of their retirement depending on their wives' employment. In column (2), however, we found that the coefficient of the wife's employment is insignificant again. Table 2 also shows that middle-aged and elderly men are prone to work if they are healthier and if they are paying back their housing loans.

>> Table 2 <<

Table 3 and Table 4 report the estimation results of the fixed-effect and IV fixed-effect models, respectively. The results shown in Table 3 and Table 4 mark a sharp contrast: almost all the estimated coefficients on the wife's employment from the fixed-effect model are positive and statistically significant whereas most of the coefficients from the IV fixed-effect model are insignificant. In addition to the estimation based on all couples, we also estimated the models on the basis of the sample whose age is over 60 years (column (2) in Table 3, and columns (2), (7) and (8) in Table 4) as an interest of our analysis is whether elderly men remain in the labor market beyond mandatory retirement age³. We used for estimation the sample whose wives are employed in the initial year as

³ Japanese firms are prohibited from setting the mandatory retirement age below 60 years old.

well (column (3) in Table 3, and columns (3)-(8) in Table 4). In neither sub-sample, however, are the coefficients significant on the wife's employment when the IV fixed-effect model is employed⁴.

In order to reflect the fact that there is a substantial difference in the retirement process between employees and self-employed workers, we divide the sample by the couple's employment type⁵. When the IV estimation is conducted on a sub-sample that includes both a husband (aged 60 or older) and wife who were self-employed in the initial year of the survey, we found a significant positive effect from the wife's employment (column (8) in Table 4). Conversely, the IV estimation does not yield a significant positive coefficient from the wife's employment when analyzing the sub-sample that contained a husband and wife who were employees (column (7) in Table 4).

>> Table 3 & Table 4 <<

V. Conclusion

The key finding that a Japanese employee's retirement decision is independent of the spouse's employment is inconsistent with similar existing studies in Europe and the United States. Our findings may imply that, in Japan, factors such as mandatory retirement, post retirement employment, and health may be more important conditions that affect retirement timing. In the meantime, labor supply (and leisure) of self-employed couples in middle and older age are found to be interdependent, which implies that the wives' participation in the labor force plays a key role in raising the employment levels of middle-aged and elderly men. Thus, different types of policies for different employment types are required to promote middle-aged and elderly employment.

⁴ We also found that even in the sample whose firms do not have a mandatory retirement age, the estimated coefficient on the wife's employment is insignificant.

⁵ Usui et al. (2015) found that Japanese workers in salaried jobs gradually move to part-time work or retire after beginning to receive pension benefits while self-employed workers neither retire nor reduce their working hours after beginning to receive pension benefits.

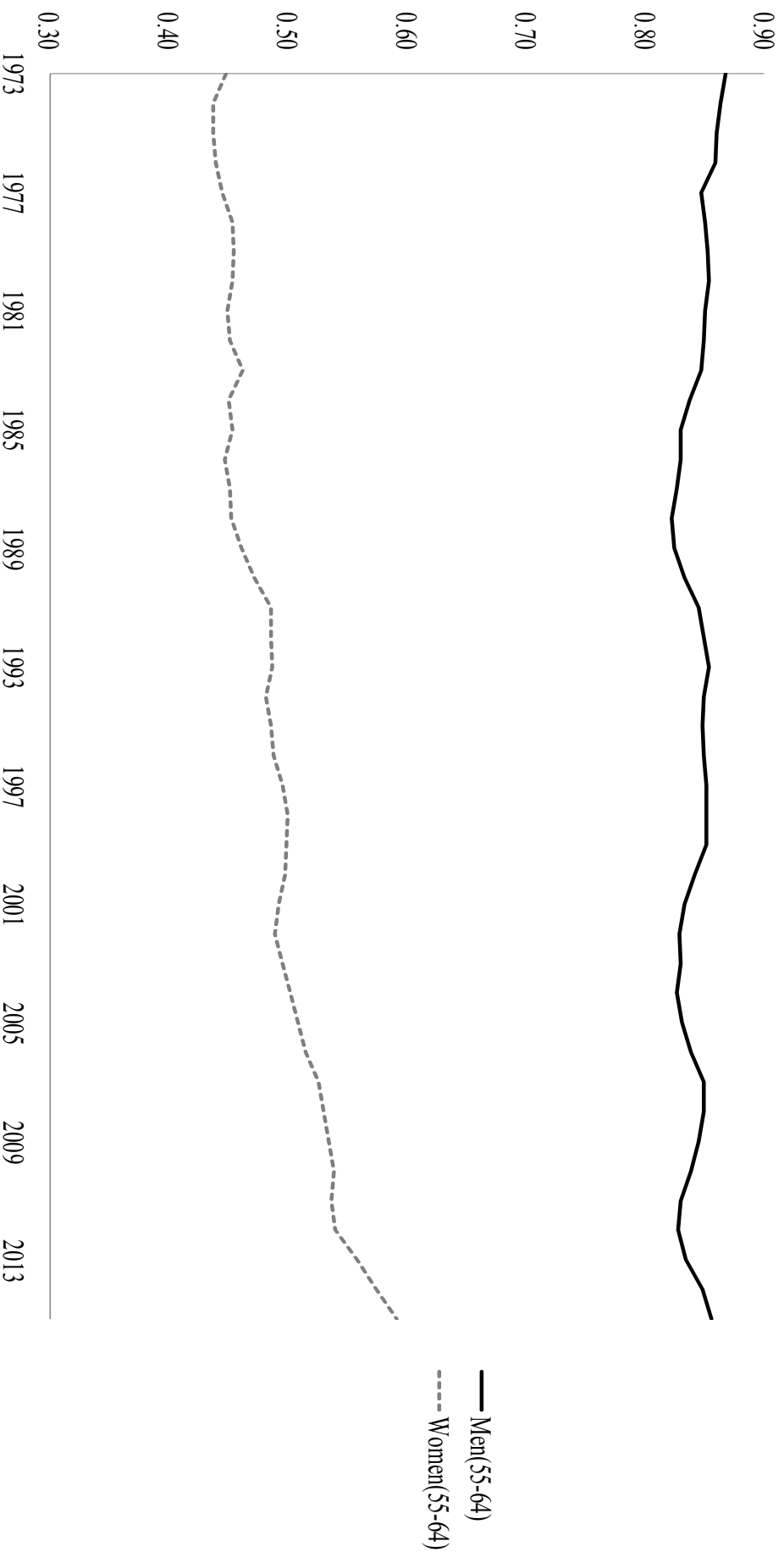
Acknowledgement

This work was supported by Health Labour Sciences Research Grant (厚生労働科学研究費補助金 (政策科学総合研究事業 (政策科学推進研究事業)) 「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」 (H26-政策-一般-003, 研究代表: 慶應義塾大学・山本勲) . We are permitted to use the Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons by Ministry of Health, Labour and Welfare under Article 33 of the Statistics Act. We would like to thank Yoshio Higuchi and Isamu Yamamoto for their helpful comments. We take full responsibility for any remaining errors.

References

- Blau, D., (1998) "Labor Force Dynamics of Older Married Couples," *Journal of Labor Economics* 16(3): 595-629.
- Cameron, C., and D. Miller (2015) "A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference," *Journal of Human Resources* 50(2): 317-372.
- Coile, C., (2004) "Retirement incentives and couples' retirement decisions," *B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 4(1): 1–30.
- Fukahori, R., Sakai, T., and K. Sato (2015) "The Effects of Incidence of Care Needs in Households on Employment, Subjective Health, and Life Satisfaction among Middle-aged Family Members," *Scottish Journal of Political Economy*, 62(5):518-545.
- Gelber, A., (2014) "Taxation and the Earnings of Husbands and Wives: Evidence from Sweden," *Review of Economics and Statistics* 96(2): 287-305.
- Goux, D., Maurin, E., and B. Petrongolo (2014) "Worktime Regulations and Spousal Labor Supply," *American Economic Review* 104(1): 252-76.
- Gustman, A., and T. Steinmeier (2000) "Retirement in Dual-Career Families: A Structural Model," *Journal of Labor Economics* 18(3): 503-545.
- Schirle, T., (2008) "Why Have the Labor Force Participation Rates of Older Men Increased since the Mid-1990s?" *Journal of Labor Economics* Vol. 26, No. 4, pp. 549-594.
- Yamada, A., and T. Sakai (2016) "Labor Supply and Income Reduction of Middle- and Old-Aged People in Japan with a Parent in Need of Long-Term Care" *Economic Analysis* 191: 183-212 (*in Japanese*).
- Usui, E., Shimizutani, S., and T. Oshio (2016) "Are Japanese Men of Pensionable Age Underemployed or Overemployed?" *Japanese Economic Review* 67(2): 150–168.

Figure 1. Participation rates of individuals aged 55–64, by sex



Source: Statistics Bureau of Japan, *Labour Force Survey*

Table 1. Descriptive Statistics

	N. of Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Husband is having a job	36,533	0.835	0.372	0	1
Health condition of husband:					
Very good	36,533	0.059	0.236	0	1
Good	36,533	0.314	0.464	0	1
Fair	36,533	0.432	0.495	0	1
High school	36,533	0.476	0.499	0	1
Husband's education:					
Vocational school / Junior college /	36,533	0.078	0.269	0	1
Specialized high school					
4-year college / Graduate school	36,533	0.248	0.432	0	1
Other	36,533	0.018	0.133	0	1
Living in a privately owned house	36,533	0.920	0.272	0	1
In the middle of paying back a housing loan	36,533	0.262	0.440	0	1
Amount of deposits (ten-thousand yen)	36,533	968	1,681	0	47,000
Non-answer to question on amount of deposits	36,533	0.308	0.462	0	1
Wife is having a job	36,533	0.592	0.491	0	1
Living with persons who need care	36,533	0.091	0.287	0	1
Health condition of wife:					
Very good	36,533	0.046	0.209	0	1
Good	36,533	0.298	0.458	0	1
Fair	36,533	0.458	0.498	0	1

Table 2 Effects of Wife's Employment on Husband's Retirement: Recursive Bivariate Probit Model

Dependent variable:		(1)		(2)	
		All		Husbands whose wives are employed in the initial year of the survey	
		Husband's employment	Wife's employment	Husband's employment	Wife's employment
Wife is having a job		0.062 (0.069)		-0.025 (0.089)	
Husband's health condition:	Very good	0.514*** (0.035)		0.532*** (0.046)	
	Good	0.506*** (0.020)		0.509*** (0.027)	
	Fair	0.467*** (0.019)		0.480*** (0.024)	
Husband's education:	High school	0.021 (0.020)		0.007 (0.027)	
	Vocational school / Junior college / Specialized high school	0.205*** (0.034)		0.141*** (0.043)	
	4-year college / Graduate school	0.124*** (0.024)		0.070** (0.032)	
	Other	0.083 (0.058)		0.079 (0.077)	
Living in a privately owned house		-0.086*** (0.026)	-0.076*** (0.020)	-0.046 (0.037)	-0.181*** (0.029)
In the middle of paying back a housing loan		0.371*** (0.020)	0.233*** (0.013)	0.372*** (0.025)	0.208*** (0.017)
Amount of deposits (ten-thousand yen)		-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)
Non-answer to question on amount of deposits		-0.032* (0.018)	0.001 (0.013)	-0.047** (0.023)	-0.055*** (0.018)
Wife's health condition:	Very good		0.703*** (0.027)		0.687*** (0.035)
	Good		0.669*** (0.016)		0.722*** (0.021)
	Fair		0.613*** (0.015)		0.697*** (0.020)
Husband's education:	High school		0.155*** (0.018)		0.087*** (0.025)
	Vocational school / Junior college / Specialized high school		0.201*** (0.020)		0.167*** (0.027)
	4-year college / Graduate school		0.169*** (0.026)		0.240*** (0.036)
	Other		-0.137*** (0.032)		-0.149*** (0.044)
Caring for a parent			-0.027 (0.020)		-0.110*** (0.026)
Constant		-0.106* (0.063)	-0.711*** (0.030)	0.023 (0.095)	-0.220*** (0.041)
Arthrho			0.088** (0.044)		0.105* (0.056)
Observations			51,899		31,467

Note:

All estimations are based on husbands whose wives are aged between 45 and 74. Both models include dummy variables for age as independent variables. Standard errors are in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Table 3 Effects of Wife's Employment on Husband's Retirement: Fixed-effect Model (Linear Probability Model)

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		Husbands whose wives are employed in the initial year of the survey				
Couple type		All	Husbands aged 60 and older		Both a husband and wife were employees in the initial year of the survey	Both a husband and wife were self-employed in the initial year of the survey
Wife is having a job		0.023*** (0.004)	0.025*** (0.007)	0.009 (0.008)	0.037*** (0.007)	0.100*** (0.010)
Husband's health condition:	Very good	0.008 (0.006)	0.021* (0.012)	0.020 (0.013)	0.019 (0.012)	0.028** (0.011)
	Good	0.020*** (0.004)	0.026*** (0.008)	0.028*** (0.009)	0.022*** (0.008)	0.034*** (0.008)
	Fair	0.025*** (0.004)	0.030*** (0.007)	0.030*** (0.008)	0.030*** (0.007)	0.036*** (0.007)
Living with persons who need care						
Living in a privately owned house		-0.049*** (0.010)	-0.054** (0.022)	0.027 (0.021)	-0.023 (0.023)	-0.021 (0.024)
In the middle of paying back a housing loan		0.034*** (0.004)	0.012 (0.010)	0.019** (0.009)	0.049*** (0.008)	-0.010 (0.009)
Amount of deposits (ten-thousand yen)		-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)
Non-answer to question on amount of deposits		-0.004 (0.004)	-0.005 (0.008)	0.016** (0.007)	-0.011 (0.007)	-0.003 (0.007)
Constant		0.868*** (0.015)	0.621*** (0.025)	0.840*** (0.025)	0.792*** (0.031)	0.887*** (0.036)
Observations		62,289	26,492	10,706	17,325	5,178
R-squared		0.101	0.077	0.070	0.114	0.054
Number of id		9,076	6,676	1,572	2,399	738

Note:

The dependent variable in all models is a dichotomous variable which indicates one if a husband is having a job.

All models include dummy variables for age as independent variables. Columns (2)-(5) are the results of estimations which rely on 4th-8th waves.

Standard errors are in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Table 4 Effects of Wife's Employment on Husband's Retirement: IV Fixed-effect Model (Linear Probability Model)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Husbands whose wives are employed in the initial year of the survey							
	Husbands whose wives are employed in the initial year of the survey				Husbands aged 60 and older			
				Both a husband and wife were employees in the initial year of the survey			Both a husband and wife were self-employed in the initial year of the survey	Both a husband and wife were self-employed in the initial year of the survey
Couple type								
	All	Husbands aged 60 and older						
Wife is having a job	-0.040 (0.073)	-0.046 (0.097)	-0.036 (0.063)	-0.011 (0.093)	0.105 (0.090)	-0.008 (0.087)	-0.065 (0.120)	0.287** (0.129)
Husband's health condition:								
Very good	0.013 (0.010)	0.033** (0.014)	0.013 (0.011)	0.009 (0.019)	0.043* (0.025)	0.026* (0.015)	0.036 (0.027)	0.036 (0.031)
Good	0.023*** (0.007)	0.035*** (0.009)	0.015** (0.007)	0.011 (0.012)	0.044** (0.018)	0.022** (0.011)	0.027 (0.018)	0.033 (0.021)
Fair	0.025*** (0.006)	0.034*** (0.008)	0.022*** (0.007)	0.026** (0.011)	0.045*** (0.016)	0.029*** (0.009)	0.032** (0.015)	0.027 (0.020)
Living in a privately owned house	-0.041** (0.020)	-0.035 (0.031)	-0.033 (0.026)	-0.034 (0.040)	-0.091* (0.052)	-0.028 (0.039)	0.005 (0.059)	-0.096 (0.068)
In the middle of paying back a housing loan	0.030*** (0.009)	0.014 (0.014)	0.033*** (0.010)	0.056*** (0.018)	-0.017 (0.018)	0.019 (0.015)	0.056** (0.027)	-0.028 (0.028)
Amount of deposits (ten-thousand yen)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)
Non-answer to question on amount of deposits	-0.005 (0.006)	-0.009 (0.009)	-0.005 (0.007)	-0.012 (0.012)	0.003 (0.012)	-0.007 (0.010)	-0.031* (0.019)	0.008 (0.016)
Observations	36,339	22,803	25,420	10,333	3,020	15,560	6,198	2,076
R-squared	0.066	0.062	0.053	0.069	0.056	0.053	0.054	0.041
Number of id	7,814	5,781	5,464	2,177	663	3,958	1,579	520

Note:

The dependent variable in all models is a dichotomous variable which indicates one if a husband is having a job.

All models include dummy variables for age as independent variables. All estimations are based on 4th-8th waves.

Cluster-robust standard errors are in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））

「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」

分担研究報告書

非自発的な理由による失職が所得、健康、家族関係に及ぼす影響

研究分担者 佐藤一磨 拓殖大学政経学部 准教授

研究要旨

バブル崩壊以降、我が国は「失われた 20 年」と言われるほどの長期不況を経験してきた。この間、労働市場の需給状況は急速に悪化し、リストラや倒産といった理由で失職する労働者数が上昇した。このような失職は、家計にさまざまな点に影響を及ぼすと考えられる。本研究はその中でも失職が所得、健康、家族関係に及ぼす影響に注目し、分析を行っていく。最終年度では『中高年者縦断調査』を用い、①高齢者の失職経験がメンタルヘルスに及ぼす影響、②高齢者の定年退職経験がメンタルヘルス等の健康指標に及ぼす影響に関する研究を行うとともに、③定年退職を経験した高齢者の再就職に能力開発が及ぼす影響、④熟年離婚の決定要因と健康に及ぼす影響についても併せて検証した。①の分析の結果、高齢期の失職はメンタルヘルスを悪化させるが、この影響は 59 歳以下の定年退職前の年齢層で顕著に観察されることがわかった。②の分析の結果、暫定的に定年退職経験がメンタルヘルスを改善させることが明らかになった。③の分析の結果、定年退職後の能力開発は主に正社員への再就職を促進することがわかった。④の分析の結果、熟年離婚は特に男性のメンタルヘルスを悪化させることがわかった。

A. 研究目的

バブル崩壊以降、我が国は「失われた 20 年」と言われるほどの長期不況を経験してきた。この間、労働市場の需給状況は急速に悪化し、リストラや倒産といった理由で失職する労働者数が上昇した。総務省『労働力調査』から非自発的な理由による失職者数を見ると、1990 年には 134 万人であったが、2000 年には 320 万人、2010 年には 334 万人と大きく

上昇している。

このような失職は家計全体にさまざまな影響を及ぼすと考えられる。まず、失職した本人の大幅な所得低下が挙げられる。また、失職の影響は所得だけに留まらず、失職した本人の健康やその家族の健康にも負の影響を及ぼす可能性がある。さらに、失職が出産や離婚といった家族関係にも影響を及ぼす可能性も考えられる。これらについて、国内で研究が増えつつあるものの、分析対象のサンプル

サイズが十分とは言えないといった課題があった。そこで、本研究ではより大きなサンプルサイズを有する 21 世紀成年者縦断調査及び中高年者縦断調査を用い、非自発的な理由による失職が所得、健康、家族関係に及ぼす影響を検証する。

最終年度では『中高年者縦断調査』のデータを用い、①高齢者の失職経験がメンタルヘルスに及ぼす影響、②高齢者の定年退職経験がメンタルヘルス等の健康指標に及ぼす影響に関する分析を行うとともに、③定年退職を経験した高齢者の再就職に能力開発が及ぼす影響、④熟年離婚の決定要因と健康に及ぼす影響についても併せて検証した。なお、③の分析は研究代表者の山本勲教授との共同研究である。

B. 研究方法

①高齢者の失職経験がメンタルヘルスに及ぼす影響について

我が国では少子高齢化の進展によって、将来的な労働力人口の不足が予想されている。この課題に対処するためにも、高齢者雇用安定法の改正といった、高齢者が労働市場でより活躍できる環境の整備が進められている。この結果、高齢者の就業が促進されてきたものの、就業期間の延長によって、より多くの高齢者が予期せぬ失業に直面する確率も上昇する恐れもある。実際、総務省『労働力調査』

を見ると、2005 年から 2011 年にかけて 55 歳以上の高齢者の失職経験者数(定年退職以外の非自発的な理由による失業者数)が各年齢層の中でも最も多くなっていた。

このような高齢者の失業経験はさまざまな影響を及ぼすと考えられるが、中でも健康に及ぼす影響が注目される。欧米の先行研究を見ると、失業による所得低下やストレスの増加によって、健康が悪化する場合があると指摘されている。これに対して、高齢者就業率が先進国の中でも特に高い我が国において、この点を検証した研究は少なく、実態は明らかになっていない。そこで、本研究では高齢者の失職経験が健康、特にメンタルヘルスに及ぼす影響を分析した。具体的な検証方法としては、会社の倒産・事業所閉鎖による非自発的な失職経験が高齢者のメンタルヘルスに及ぼす影響をマッチング法を用いて分析した。

②高齢者の定年退職経験がメンタルヘルス等の健康指標に及ぼす影響について

定年退職は、健康にどのような影響を及ぼすのだろうか。この疑問に対して、経済学の視点から分析を行った研究は国内では少ない。しかし、近年、欧米ではこの疑問に答えようと様々な分析が行われるようになってきた。欧米において研究が進められた背景には、高齢化に対処するために、年金支給開始年齢の引き上げが行われるようになってきたことが大きな影響を及ぼしている。年金支給開始年

齢の引き上げに伴い、退職年齢も上昇し、これが高齢者の健康にどのような影響を及ぼすのか、といった点が政策的に注目されてきた。もし退職年齢の引き上げが高齢者の健康を改善させた場合、社会保障費の抑制につながり、メリットが大きい。しかし、逆に高齢者の健康を悪化させた場合、社会保障費の増加につながる恐れがある。この点に関する欧米の研究成果を見ると、正と負の両方の影響があることが明らかになっており、まだ結論は明らかになっていない。

この点に関して、我が国の先行研究を見ると、研究例は少なく、明らかになっていない点も多い。そこで、本研究では定年退職経験がメンタルヘルスや主観的健康度に及ぼす影響を検証した。具体的な検証方法としては、定年退職経験がメンタルヘルスや主観的健康度に及ぼす影響を固定効果回帰分析や変量効果回帰分析を用いて分析した。

③定年退職を経験した高齢者の再就職に能力開発が及ぼす影響

我が国では急速に高齢化が進展している。この高齢化は社会保障制度の持続性を脅かす恐れがあるため、大きな政策課題となっている。この課題への対応策の1つとして、高齢者の持続的な就業を促進するといった方法が考えられる。高齢者の就業促進への有効策としては能力開発が考えられるものの、この点をさまざまな要因を考慮して検証した研究は

まだ多くない。特に定年退職後の高齢者の再就職に能力開発が及ぼす影響については研究例が少なく、その実態は明らかになっていない。そこで、本研究では定年退職後の高齢者の再就職に能力開発が及ぼす影響を検証した。具体的な検証方法としては、高齢者の自己啓発が定年退職後の再就職に及ぼす影響をマッチング法を用いて分析した。

④熟年離婚の決定要因と健康に及ぼす影響

我が国の離婚の動向について見ると、高齢化の進展に合わせて同居期間が20年以上の熟年離婚の占める割合は増加している。この熟年離婚について分析した研究はほとんど存在せず、その実態は明らかになっていない。しかし、今後さらなる高齢化の進展によって熟年離婚が増加する可能性もあるため、その実態を明らかにすることは今後の政策を検討する上でも意義が大きいと考えられる。そこで、本稿では熟年離婚の現状、特に誰が熟年離婚しやすいのかといった点と熟年離婚がメンタルヘルスや主観的健康にどのような影響を及ぼすのかを検証する。具体的な検証方法としては、熟年離婚の決定要因をロジットモデルで分析した。また、熟年離婚が健康に及ぼす影響をマッチング法で分析した。

(倫理面への配慮)

『中高年者縦断調査』は個人を特定できる情報については全て秘匿されており、学術研究

に広く利用されている。従って、倫理面からの問題はない。

C. 研究結果

①高齢者の失職経験がメンタルヘルスに及ぼす影響について

分析の結果、以下の2点が明らかになった。1点目は、失職を経験した高齢労働者ほどメンタルヘルスが悪化することがわかった。この影響は特に定年前の59歳以下の高齢者で顕著であり、60歳以上だと失職してもメンタルヘルスは悪化していなかった。2点目は、失職時の雇用保険の受給の有無とメンタルヘルスの関係を分析した結果、雇用保険を受給してもメンタルヘルスは改善しないことがわかった。この結果から、失職後にメンタルヘルスが悪化する背景には、所得低下による影響よりも他のストレス等の要因が主な原因であると考えられる。

②高齢者の定年退職経験がメンタルヘルス等の健康指標に及ぼす影響について

分析の結果、次の3点が明らかになった。1点目は、さまざまな要因を考慮しても、定年退職経験はメンタルヘルスを改善させることがわかった。また、男女別の結果を見ると、男性においてメンタルヘルスの改善傾向が大きかった。この背景には仕事に多くの時間を費やす男性ほど、定年によって仕事上のスト

レス等から解放される度合いが大きいことが影響を及ぼしていると考えられる。2点目は、定年退職経験は日常生活の活動において支障を被る確率を低下させるが、その影響の持続性はなく、限定的であることがわかった。3点目は、定年退職経験は心臓病等の深刻な病気の発生に影響を及ぼしていないことがわかった。

③定年退職を経験した高齢者の再就職に能力開発が及ぼす影響

分析の結果、次の2点が明らかになった。1点目は、自己啓発の実施によって、1年後及び2年後の高齢者の再就職確率が上昇することがわかった。2点目は、自己啓発による再就職確率の上昇は、主に正規雇用への就職で観察されることがわかった。

④熟年離婚の決定要因と健康に及ぼす影響

分析の結果、次の4点が明らかになった。1点目は、熟年離婚の決定要因に関する分析の結果、夫妻ともに中卒である場合や夫が高卒で妻が中卒の場合に離婚確率が上昇していた。また、1年前に別居していたり、同居人数が少ないと離婚確率が高かった。さらに、貯蓄額が多かったり、自宅を所有していると離婚確率が低下する傾向にあった。これらの傾向は他の年齢層でも見られる傾向であるため、熟年離婚の決定要因は他の年齢層と似ている部分が多いと言える。2点目は、離婚がメン

タルヘルスに及ぼす影響を分析した結果、男女間で結果が異なる傾向にあることがわかった。男性の場合、離婚から3年目まではメンタルヘルスが悪化する傾向があったが、女性の場合、離婚年ではメンタルヘルスが悪化するものの、離婚1年後から回復し、結婚継続者よりもメンタルヘルスが向上する傾向が見られた。3点目は、離婚が主観的健康度に及ぼす影響を分析した結果、男女とも熟年離婚による負の影響が限定的であることがわかった。特に女性の場合、離婚した年でも主観的健康度は悪化しておらず、その影響は小さいと言える。4点目は、熟年離婚が趣味・教養活動、スポーツ・健康活動、地域行事への参加に及ぼす影響を分析した結果、男性の場合、熟年離婚を境にさまざまな活動量が低下する傾向にあることがわかった。これに対して女性の場合、熟年離婚後でもさまざまな活動量は増加していた。

D. 考察 / E. 結論

①高齢者の失職経験がメンタルヘルスに及ぼす影響について

分析の結果、失職経験は定年退職前の高齢者のメンタルヘルスを悪化させると言える。また、このメンタルヘルスの悪化は雇用保険の受給によっても改善しない傾向が見られた。このメンタルヘルスの悪化がその後の就業を抑制した場合、高齢者の労働力確保の障害要

因となる恐れがある。この点に対処するためにも、高齢期に失職を経験した労働者に対する所得面以外でのメンタルヘルスケアを何らかの形で実施することが重要だと考えられる。

②高齢者の定年退職経験がメンタルヘルス等の健康指標に及ぼす影響について

分析の結果、定年退職経験は健康指標の中でも特にメンタルヘルスの持続的な改善に寄与していると言える。このため、今後さらに定年退職年齢を延ばすといった制度変更があった場合、必ずしも労働者のメンタルヘル스에望ましい影響をもたらさないと考えられる。この点には注意が必要であると同時に、定年退職経験がどのようなメカニズムを通じてメンタルヘルスを改善させるのかを明らかにし、対応策をとれるようにしておくことが重要である。この点については今後さらなる研究が必要だと言える。

③定年退職を経験した高齢者の再就職に能力開発が及ぼす影響

分析の結果、定年退職後の能力開発は高齢者の再就職確率を高めていると言える。この結果から、高齢者の能力開発を促進する政策を実施することが重要だと考えられる。ただし、本稿の分析では高齢者の能力開発を促進する上でどのような方法が効果的なのかといった点については検証できていないため、この点をさらに分析する必要があると考えら

る。

④熟年離婚の決定要因と健康に及ぼす影響

分析の結果、熟年離婚の及ぼす影響は男女で異なることが明らかになった。特に男性ではその負のショックが大きく、社会的な活動量も低下する傾向が見られた。このため、熟年離婚後の男性に対する何らかのケアが求められる可能性がある。

F. 研究発表

1. 論文発表

①高齢者の失職経験がメンタルヘル스에及ぼす影響：Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES DP2017-001 で公表。

②高齢者の定年退職経験がメンタルヘルス等の健康指標に及ぼす影響：Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES DP2016-014 で公表。

③定年退職を経験した高齢者の再就職に能力開発が及ぼす影響：Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES DP2017-002 で公表。

④熟年離婚の決定要因と健康に及ぼす影響：なし。

2. 学会発表

①高齢者の失職経験がメンタルヘル스에及ぼ

す影響：なし。

②高齢者の定年退職経験がメンタルヘルス等の健康指標に及ぼす影響：なし。

③定年退職を経験した高齢者の再就職に能力開発が及ぼす影響：なし。

④熟年離婚の決定要因と健康に及ぼす影響：日本人口学会第 69 回大会（2017 年 6 月 10 日、11 日、東北大学）にて発表予定。

G. 知的所有権の取得状況の出願・登録状況

1.特許取得

なし

2.実用新案登録

なし

3.その他

なし

Panel Data Research Center at Keio University
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2016-014

March, 2017

定年退職は健康にどのような影響を及ぼすのか

佐藤一磨*

山本勲**

小林徹***

【要旨】

退職経験は健康にどのような影響を及ぼすのだろうか。この点に関して、欧米では数多くの研究が存在するものの、アジア地域のデータを用いた分析は少ない。しかし、アジア地域は急速に高齢化が進んでおり、社会保障制度の持続性が懸念されるため、退職が健康に及ぼす影響を検証することの意義は大きい。特に日本の場合、定年退職制度が存在するため、退職を外生変数として扱える利点もある。そこで、本稿では日本の最大規模の高齢者パネルデータである『中高年縦断調査』を用い、退職と健康の関係を分析した。分析の結果、次の3点が明らかになった。1点目は、さまざまな要因を考慮しても、定年退職経験はメンタルヘルスを改善させることがわかった。また、男女別の結果を見ると、男性においてメンタルヘルスの改善傾向が大きかった。この背景には仕事に多くの時間を費やす男性ほど、定年によって仕事上のストレス等から解放される度合いが大きいことが影響を及ぼしていると考えられる。2点目は、定年退職経験は日常生活の活動において支障を被る確率を低下させるが、その影響の持続性はなく、限定的であることがわかった。3点目は、定年退職経験は心臓病等の深刻な病気の発生に影響を及ぼしていないことがわかった。

* 拓殖大学政経学部 准教授

** 慶應義塾大学商学部 教授

*** 高崎経済大学経済学部 講師

Panel Data Research Center at Keio University
Keio University

定年退職は健康にどのような影響を及ぼすのか[†]

佐藤一磨*・山本勲**・小林徹***

要約

退職経験は健康にどのような影響を及ぼすのだろうか。この点に関して、欧米では数多くの研究が存在するものの、アジア地域のデータを用いた分析は少ない。しかし、アジア地域は急速に高齢化が進んでおり、社会保障制度の持続性が懸念されるため、退職が健康に及ぼす影響を検証することの意義は大きい。特に日本の場合、定年退職制度が存在するため、退職を外生変数として扱える利点もある。そこで、本稿では日本の最大規模の高齢者パネルデータである『中高年縦断調査』を用い、退職と健康の関係を分析した。分析の結果、次の3点が明らかになった。1点目は、さまざまな要因を考慮しても、定年退職経験はメンタルヘルスを改善させることがわかった。また、男女別の結果を見ると、男性においてメンタルヘルスの改善傾向が大きかった。この背景には仕事に多くの時間を費やす男性ほど、定年によって仕事上のストレス等から解放される度合いが大きいことが影響を及ぼしていると考えられる。2点目は、定年退職経験は日常生活の活動において支障を被る確率を低下させるが、その影響の持続性はなく、限定的であることがわかった。3点目は、定年退職経験は心臓病等の深刻な病気の発生に影響を及ぼしていないことがわかった。

[†]本稿は厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」（H26-政策-一般-003、研究代表：慶應義塾大学・山本勲）の助成を受けている。また、本稿で使用した『中高年者縦断調査』の調査票情報は統計法第33条の規定に基づき、厚生労働省より提供を受けた。ここに記して感謝する次第である。

* 拓殖大学政経学部准教授

** 慶應義塾大学商学部教授

*** 高崎経済大学経済学部講師

1 問題意識

退職は、健康にどのような影響を及ぼすのだろうか。欧米ではこの疑問に答えようと様々な分析が行われてきた(Thompson and Streib 1958; Carp 1967; Atchley 1976; Kasl 1980; Rowland 1977; Haynes et al. 1978; Niemi 1980; Adams and Lefebvre 1981)。欧米では近年特に研究が進められてきており、背景には高齢化に対処するために、年金支給開始年齢の引き上げが行われるようになってきたことが大きな影響を及ぼしている。年金支給開始年齢の引き上げに伴い、退職年齢も上昇し、これが高齢者の健康にどのような影響を及ぼすのかといった点が政策的に注目されてきている。もし退職年齢の引き上げが高齢者の健康を改善させた場合、社会保障費の抑制につながり、メリットが大きい。しかし、逆に高齢者の健康を悪化させた場合、社会保障費の増加につながる恐れがある。この点に関する欧米の研究成果を見ると、正と負の両方の影響があることが明らかになっており、まだ結論は明らかになっていない。ところが、我が国の先行研究では研究例は少なく、この点についてほとんど明らかになっていないのが現状といえる。

一方、欧米では定年退職制度がない場合が多いため、退職時期が個人の選択によって決まる内生変数になっている可能性がある。よって、仮に、退職と健康状態の負の関係が検出されたとしても、退職が健康状態を悪化させるのか、あるいは、健康が悪化したから退職を選択するかといった因果関係のいずれが正しいのかは自明ではない。こうした内生性の問題に対しては、年金制度や退職制度の変更を操作変数として用いる分析(Charles 2004; Neuman 2008; Coe and Lindeboom 2008; Coe and Zamarro 2011)が多いが、操作変数の適切性の点で課題が残る。これに対して我が国の場合、欧米諸国とは違って定年退職制度を導入している企業がほとんどであり、60歳前後で一斉に退職するという特徴がある。この場合、定年退職制度は外生変数としてみなすことができ、我が国のデータを用いて分析することの大きな利点となる。

このほか、定年退職が健康にどのような影響を及ぼすのかといった点は、海外の研究例との比較といった点だけでなく、今後の社会保障に関する政策を立案する上でも興味深いと言える。そこで、本稿では定年退職が健康に及ぼす影響を検証する。

先行研究と比較した際の本稿の特徴は次の3点である。1点目は、中高年を対象とした我が国で最大規模のパネルデータである『中高年縦断調査』(厚生労働省)を使用している点である。このデータは、50歳以上の労働者を対象とし、調査初年度に33,815人を調査しており、多くのサンプルを確保できる。2点目は、パネル推計を使用し、観察できない固定効果を考慮したうえで定年退職が健康に及ぼす影響を検証し

ている点である。3点目は、定年退職後の数年間にわたって健康に及ぼす影響を検証し、その持続性の有無を検証している点である。

本稿の構成は次のとおりである。第2節では先行研究を概観し、本稿の位置づけを確認する。第3節では使用データについて説明し、第4節では推計手法について述べる。第5節では推計結果について述べ、最後の第6節では本稿の結論と今後の研究課題を説明する。

2 先行研究

退職が健康に及ぼす影響については、2つの相反する効果があると考えられる。1つ目は、退職が健康を悪化させると考えるものである。退職するとさまざまなネットワークや友人、社会的地位を失うため、ストレスとなり、健康を悪化させる恐れがある(Bradford 1979; MacBride 1976)。これに対して、2つ目は、退職が健康を改善させると考えるものである。仕事内容の精神的、肉体的ストレスが多い場合、退職によって仕事から解放されると健康が改善する可能性がある(Ekerdt et al. 1983)。このように退職は健康に正の効果と負の効果の両方をもたらす可能性があるため、その実態は分析しなければ明らかにならない。そこで、欧米を中心にこれまで数多くの実証研究が行われてきた。研究の流れを整理すると、当初は退職と健康の相関関係が検証されていたが、その後、退職と健康の因果関係をどのように検証するのかといった点に研究の焦点が移ったと言える。この背景には欧米では多くの国で定年退職制度が無く、退職時期は個人の意思によって決定されることが大きな影響を及ぼしている。この場合、健康状態が悪い人ほど早期に退職する可能性や健康状態が良い人ほど退職時期が遅れる可能性があり、退職時期が健康状態から影響を受けてしまう。このような逆の因果関係に対処し、退職が健康に及ぼす影響を検証するためにさまざまな操作変数を用いた分析が行われてきた。

操作変数を用いた実証分析例について見ると、Charles (2004)、Neuman (2008)、Coe and Lindeboom (2008)、Coe et al (2012)がある。これらの研究では主にアメリカのデータを用い、年齢によって受給できる社会保障給付額の違いや企業における早期退職による退職給付の増加等を操作変数として使用している。これらの分析の結果、退職は主観的な健康指標を改善するものの、認知能力等の客観的な指標には影響を及ぼさないことが明らかになっている。なお、同じくアメリカのデータを用いた研究にBonsang et al (2012)もあるが、退職が認知能力に負の影響を及ぼすことを明らかにし

ており、高齢者の労働参加が社会保障制度の維持に正の効果をもたらすと指摘している。

イギリスの English Longitudinal Study of Ageing (ELSA)を用いた研究に Bound and Waidmann (2007)や Behncke(2012)がある。前者の分析では退職が健康を改善させることを明らかにし、特に男性での効果が顕著であることを示した。また、後者の分析では退職が健康を悪化させることを明らかにしており、特に心疾患やガンの罹患リスクを増加させることを指摘している。

ドイツの German Socio-Economic Panel Study (SOEP)を用いた研究 Eibich(2015)があり、この分析の結果、退職は主観的健康度やメンタルヘルスを改善させることを明らかにしている。また、この研究では退職による健康増進の背景には仕事のストレスからの解放、睡眠時間や運動の増加が大きな影響を及ぼすことも明らかにしている。

以上の分析結果から明らかなように、退職が健康に及ぼす影響は正か負か定まっていない。また、ほとんどが欧米のデータであり、アジア地域のデータを用いた分析は少ない。しかし、アジア地域は急速に高齢化が進んでおり、社会保障制度の持続性が懸念されるため、退職が健康に及ぼす影響を検証することの意義は大きい。特に日本の場合、定年退職制度が存在するため、退職を外生変数として扱える利点もある。そこで、本稿では日本の高齢者パネルデータを用い、退職と健康の関係を分析する。

3 データ

3.1 『中高年縦断調査』について

使用データは厚生労働省が 2005 年から 2012 年まで実施した『中高年縦断調査』である。この調査は、2005 年に 50-59 歳であった日本全国の男女 33,815 人を継続調査している。質問項目は、家族の状況、健康の状況、就業の状況、住居・家計の状況等となっている。分析では 2005 年から 2013 年までのすべてのデータを使用している。

分析対象は 50 歳以上の男女であり、自営業以外の形で就業しているサンプルである。なお、分析に使用する変数に欠損値がある場合、分析対象から除外している。

3.2 日本の定年退職制度の現状について

本節では日本の定年退職制度の現状を『中高年縦断調査』を用いて確認する。『中高年縦断調査』では勤務先企業における定年退職制度の有無や退職年齢を質問している。まず、表1の定年退職制度の有無について見ると、雇用就業者のうちの70%において定年退職制度が存在していた。また、正規雇用就業者ではその値が82%にまで上昇しており、ほとんどの正規雇用就業者が定年を経験すると考えられる。これに対して非正規雇用の場合、50%において定年退職制度が存在していた。

表1 勤務先企業における定年退職制度の有無

	雇用就業サンプル		正規雇用サンプル		非正規雇用サンプル	
	サンプルサイズ	%	サンプルサイズ	%	サンプルサイズ	%
定年がある	65,681	70	47,374	82	18,307	50
定年はない	16,335	17	7,247	13	9,088	25
わからない	12,484	13	3,202	6	9,282	25
合計	94,500	100	57,823	100	36,677	100

注1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

次に勤務先企業で規定されている定年年齢の分布を見ると、いずれの雇用形態でも60歳の割合が最も高くなっていた。多くの企業において60歳での定年が一般的と言える。なお、非正規雇用の場合、65歳時点での定年年齢の割合も高くなるという傾向が見られた。

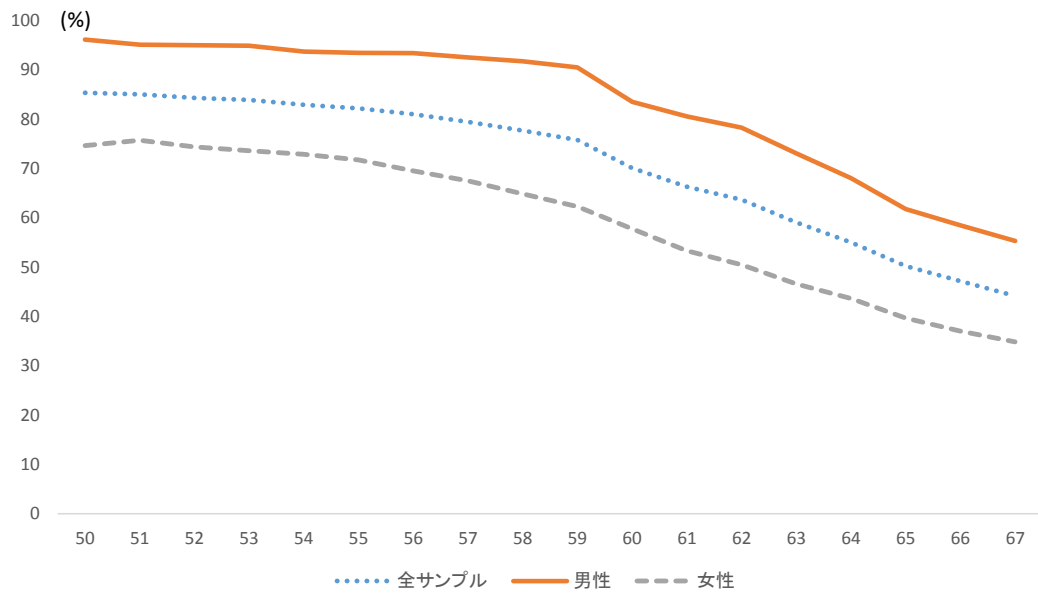
次に多くの企業で定年退職年齢と規定されている60歳前後において就業率がどのように変化するかを確認する。図1は年齢階級別の就業者割合の推移を示している。これを見ると、男女とも60歳時点から就業率が徐々に低下する傾向を示していた。次に図2の年齢階級別の正規雇用就業者割合の推移を見ると、59歳から60歳にかけて大きく低下する傾向を示していた。この背景には定年による退職が大きな影響を及ぼしていると考えられる。次に図3の年齢階級別の非正規雇用就業者割合の推移を見ると、59歳から60歳にかけて男性の値が大きく上昇していた。これは、正規雇用を定年退職した男性がその後非正規雇用で再就職しているためだと考えられる。これに対して女性の場合、非正規雇用就業率はやや上昇するものの、大きな変化は見られなかった。

表 2 勤務先企業規定されている定年年齢の分布

会社で規定されている 定年退職年齢	雇用就業サンプル		正規雇用サンプル		非正規雇用サンプル	
	サンプルサイズ	%	サンプルサイズ	%	サンプルサイズ	%
50	45	0	31	0	14	0
51	1	0	1	0	0	0
52	3	0	2	0	1	0
53	4	0	2	0	2	0
54	56	0	55	0	1	0
55	748	1	497	1	251	1
56	58	0	47	0	11	0
57	167	0	138	0	29	0
58	222	0	179	0	43	0
59	80	0	58	0	22	0
60	49,592	76	38,790	82	10,802	60
61	225	0	182	0	43	0
62	991	2	730	2	261	1
63	1,383	2	866	2	517	3
64	408	1	167	0	241	1
65	9,978	15	5,061	11	4,917	27
66	36	0	19	0	17	0
67	68	0	26	0	42	0
68	101	0	22	0	79	0
69	44	0	8	0	36	0
70	1,039	2	257	1	782	4
72	12	0	2	0	10	0
73	7	0	5	0	2	0
74	2	0	1	0	1	0
75	35	0	9	0	26	0
80	1	0	0	0	1	0
合計	65,306	100	47,155	100	18,151	100

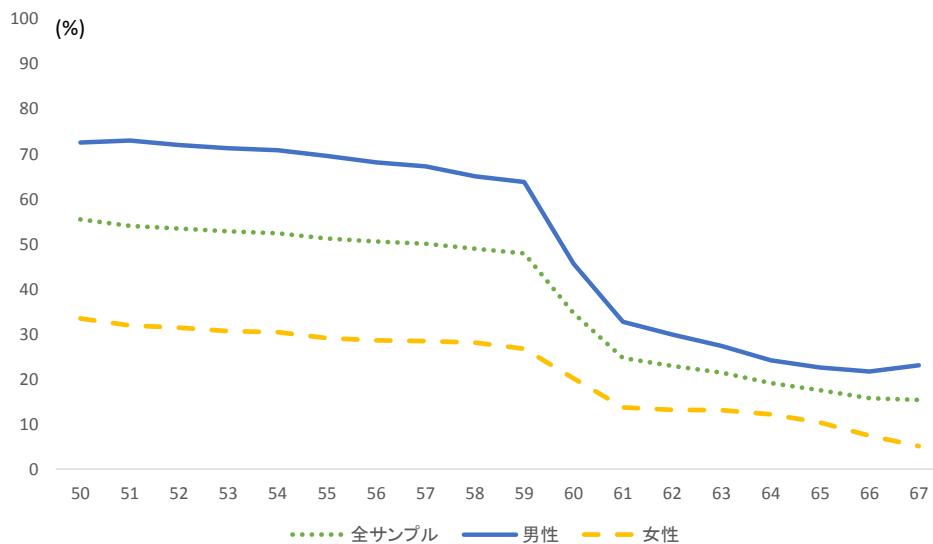
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

図 1 年齢階級別の就業者割合の推移



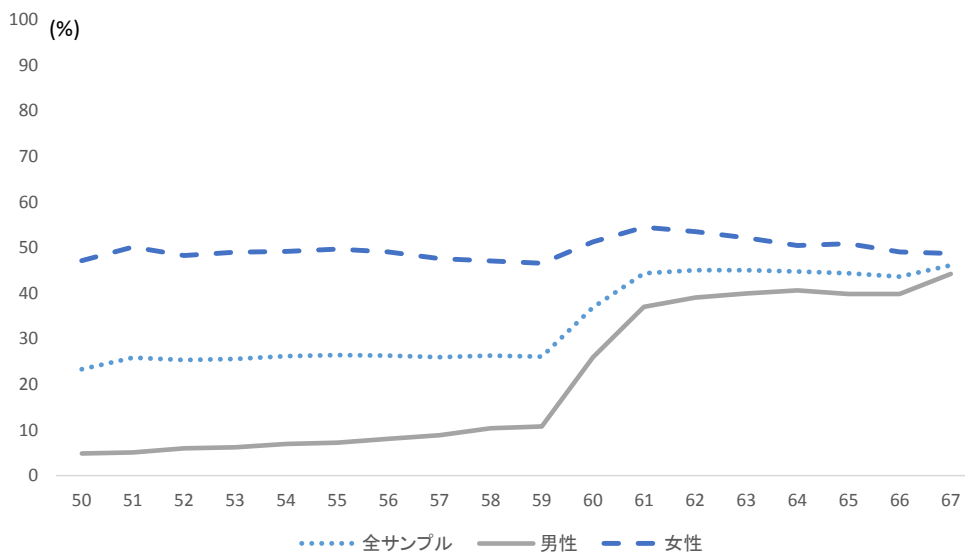
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

図2 年齢階級別の正規雇用就業者割合の推移



注1: 『中高年縦断調査』から筆者作成。

図3 年齢階級別の非正規雇用就業者割合の推移



注1: 『中高年縦断調査』から筆者作成。

4 推計方法

定年退職が健康に及ぼす影響を検証するために、以下の誘導型モデルを Fixed Effect OLS、または Random Effect OLS で推計する。

$$Y_{it} = \delta R_{it} + X'_{it}\alpha + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Y_{it} は健康に関する指標を示しており、今回の分析ではメンタルヘルスの代表的な指標である **K6** を使用する。この **K6** は「神経過敏に感じましたか」、「絶望的だと感じましたか」、「そわそわ、落ち着かなく感じましたか」、「気分が沈み込んで、何が起ころうとも気が晴れないように感じましたか」、「何もするのも骨折りだと感じましたか」、「自分は価値のない人間だと感じましたか」といった質問に対して、「いつも」、「たいてい」、「ときどき」、「少しだけ」、「まったくない」のいずれかの回答を選択する形式になっている。分析では野口(2011)と同様に、「いつも」の場合を 0 点、「たいてい」の場合を 1 点、「ときどき」の場合を 2 点、「少しだけ」の場合を 3 点、「まったくない」の場合を 4 点として点数化し、その合計値を変数として使用する。この変数は値が大きいほどメンタルヘルスが良好であることを意味する。

R_{it} は定年退職ダミーであり、定年退職を経験した場合に 1、それ以外で 0 となる。今回の分析では定年退職経験の及ぼす影響の持続性を検証するために、定年退職年ダミー、定年退職 1 年後ダミーから定年退職 6 年後ダミーを使用する。この定年退職ダミーを使用する場合、レファレンスグループは定年退職を経験する 1 年以上前の時点か、もしくは定年退職を経験しない場合となる。

X_{it} は人口経済に関する個人属性の変数であり、男性ダミー、学歴ダミー、年齢、有配偶ダミー、家族の人数、持ち家ダミー、年次ダミーを使用する。これらの変数はコントロール要因として使用している。 μ_i は時間によって変化しない固定効果であり、 ε_{it} は誤差項である。

(1)式の推計によって定年退職経験が健康指標に及ぼす影響を検証することができるが、(1)式では定年退職後も就業している場合の労働条件の変化を考慮することができない。定年後に同一企業で再雇用や別な企業に再就職する場合、雇用形態、年収、労働時間等が変化する場合が考えられ、その影響が(1)式では定年退職ダミーに吸収さ

れていると考えられる。この点を考慮した場合、定年退職が健康に及ぼす影響が変化すると予想される。この点を確認するためにも、以下の誘導型モデルも推計する。

$$Y_{it} = \delta R_{it} + X'_{it}\alpha + W'_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2)式では(1)式に労働条件に関する変数である W_{it} を追加している。 W_{it} では所得、勤続年数、週労働時間が60時間以上ダミー、雇用形態ダミー、職種ダミー、企業規模ダミーを使用している。これらの変数を使用することで労働条件についても考慮していく。

以上、(1)式と(2)式を推計するが、分析では男女にサンプルを分割した場合でも分析を行っていく。これは Behncke(2012)と同様に男女によって退職が及ぼす影響に差が存在するのかが確認するためである。

なお、分析では定年退職経験による3つのサブグループを作成し、定年退職の及ぼす影響に違いが見られるのかも検証する。1つ目のグループは定年退職経験に制約なしのサンプルであり、定年退職を経験したサンプルとそれ以外のすべてのサンプルを含むものである。このグループの場合、定年退職以外の形で離職を経験した場合も分析対象に含まれることとなる。2つ目のグループは定年退職経験サンプルであり、分析期間中に定年退職を経験したサンプルのみで構成される。このグループの場合、定年退職をいずれの時点で経験するサンプルのみとなるため、1つ目のグループよりもさまざまな個人属性が近くなると考えられる。3つ目のグループは定年退職時に正規雇用サンプルであり、定年退職を経験する直前の雇用形態が正規雇用のサンプルのみで構成される。このグループの場合、定年退職経験サンプルよりも限定的であり、さらに個人属性が近くなると考えられる。

以上のサンプルを用い、推計を行っていく。なお、分析に使用する変数の基本統計量は表3に掲載してある。

表 3 基本統計量

変数	全サンプル		男性のみ		女性のみ		
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	
K6	20.942	3.837	21.158	3.704	20.670	3.983	
定年退職年ダミー	0.013	0.112	0.018	0.134	0.006	0.075	
定年退職1年後ダミー	0.012	0.110	0.017	0.130	0.006	0.077	
定年退職2年後ダミー	0.009	0.096	0.013	0.114	0.004	0.066	
定年退職3年後ダミー	0.007	0.081	0.009	0.095	0.003	0.059	
定年退職4年後ダミー	0.004	0.062	0.005	0.072	0.002	0.046	
定年退職5年後ダミー	0.002	0.045	0.003	0.051	0.001	0.036	
定年退職6年後ダミー	0.001	0.031	0.001	0.034	0.001	0.026	
男性ダミー	0.558	0.497	1.000	0.000	0.000	0.000	
学歴ダミー							
	中高卒	0.655	0.475	0.620	0.485	0.699	0.458
	専門・短大卒	0.147	0.355	0.077	0.266	0.237	0.425
	大卒以上	0.198	0.398	0.304	0.460	0.064	0.244
年齢	57.437	3.426	57.545	3.441	57.302	3.402	
有配偶ダミー	0.858	0.350	0.899	0.302	0.805	0.396	
家族の人数	2.124	1.396	2.202	1.383	2.025	1.406	
持ち家ダミー	0.860	0.347	0.870	0.336	0.848	0.359	
所得	27.903	25.416	36.485	26.204	17.069	19.603	
勤続年数	16.322	13.821	19.962	14.931	11.727	10.626	
週労働時間が60時間以上ダミー	0.062	0.241	0.096	0.295	0.019	0.135	
雇用形態ダミー							
	正規雇用	0.582	0.493	0.781	0.414	0.331	0.471
	非正規雇用	0.418	0.493	0.219	0.414	0.669	0.471
職種ダミー							
	専門・技術的な仕事	0.201	0.401	0.232	0.422	0.162	0.369
	管理的な仕事	0.121	0.326	0.197	0.398	0.025	0.156
	事務の仕事	0.135	0.342	0.100	0.300	0.180	0.384
	販売の仕事	0.085	0.279	0.067	0.249	0.108	0.310
	サービス・保安の仕事	0.163	0.369	0.108	0.311	0.231	0.422
	農林漁業の仕事	0.008	0.087	0.007	0.086	0.008	0.088
	運輸・通信の仕事	0.050	0.217	0.084	0.278	0.006	0.079
	生産工程・労務作業の仕事	0.161	0.368	0.159	0.366	0.165	0.371
	その他の仕事	0.076	0.265	0.045	0.208	0.115	0.319
企業規模ダミー							
	99人以下	0.489	0.500	0.433	0.495	0.560	0.496
	100～999人以下	0.289	0.453	0.294	0.456	0.281	0.450
	1000人以上	0.168	0.373	0.208	0.406	0.116	0.321
	官公庁	0.055	0.228	0.065	0.246	0.042	0.202
サンプルサイズ		97,625		54,475		43,150	

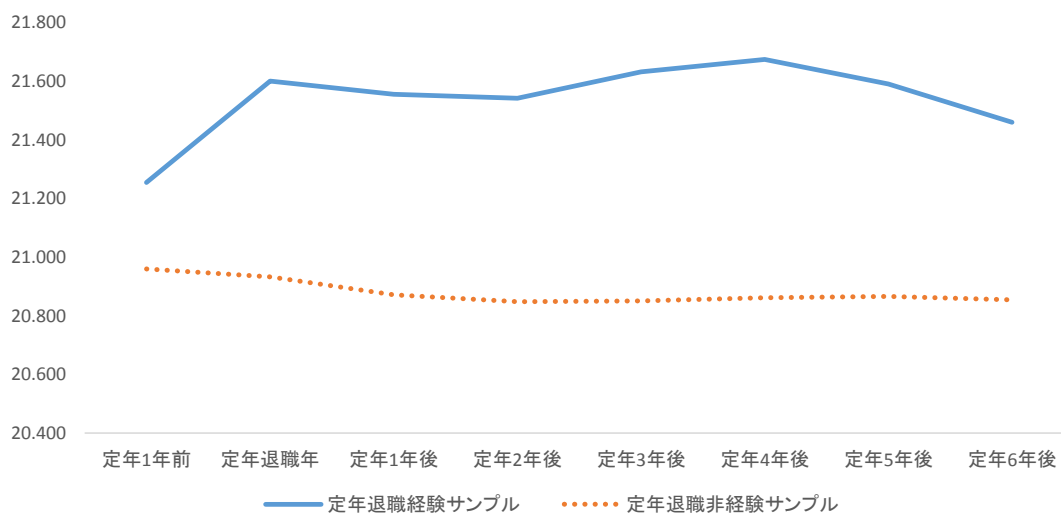
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

5 推計結果

5.1 記述統計からみた定年退職と健康の関係

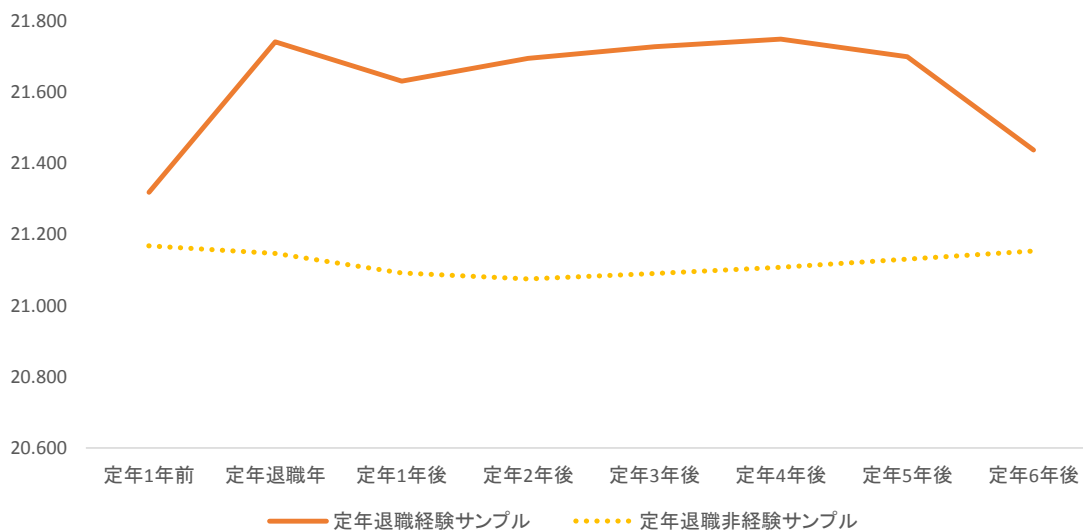
本節では推計に移る前に記述統計から定年退職と健康の関係を確認する。図 4 から図 6 は全サンプルと男女別の定年退職前後におけるメンタルヘルスの変化を示している。図中では定年退職経験者のメンタルヘルスの推移と同時点における定年退職非経験者のメンタルヘルスの推移を示している。

図 4 定年退職前後におけるメンタルヘルスの推移（全サンプル）



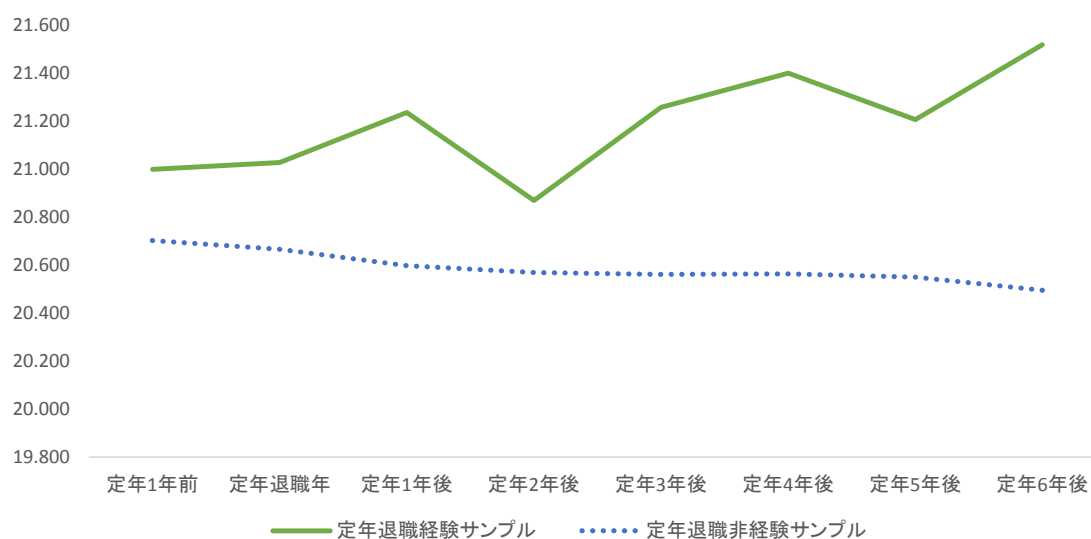
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

図 5 定年退職前後におけるメンタルヘルスの推移（男性のみ）



注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

図6 定年退職前後におけるメンタルヘルスの推移（女性のみ）



注1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

これを見ると、いずれの場合でも定年退職者のメンタルヘルスが定年退職年に大きく改善する傾向にあった。定年退職後以降でもメンタルヘルスの水準は高い値で維持されているため、定年退職を経験することでメンタルヘルスが向上すると言える。これに対して、定年退職非経験者のメンタルヘルスに大きな変化は見られなかった。このため、定年退職経験者と非経験者を比較すると、定年退職経験者のメンタルヘルスの値が高い水準にあると言える。

表 4 定年退職経験者と非経験者のメンタルヘルスの平均値の差の検定結果

(全サンプル)			
	定年退職 経験サンプル	定年退職 非経験サンプル	平均値の有意差
定年1年前	21.255	20.961	0.295***
定年退職年	21.601	20.933	0.668***
定年1年後	21.556	20.872	0.684***
定年2年後	21.542	20.848	0.694***
定年3年後	21.632	20.852	0.781***
定年4年後	21.675	20.862	0.814***
定年5年後	21.592	20.867	0.725***
定年6年後	21.461	20.855	0.606
(男性のみ)			
	定年退職 経験サンプル	定年退職 非経験サンプル	平均値の有意差
定年1年前	21.319	21.168	0.150
定年退職年	21.742	21.147	0.595***
定年1年後	21.632	21.092	0.539***
定年2年後	21.696	21.075	0.620***
定年3年後	21.728	21.090	0.637***
定年4年後	21.749	21.108	0.641***
定年5年後	21.700	21.131	0.569***
定年6年後	21.438	21.154	0.284
(女性のみ)			
	定年退職 経験サンプル	定年退職 非経験サンプル	平均値の有意差
定年1年前	21.000	20.703	0.297
定年退職年	21.028	20.667	0.361
定年1年後	21.237	20.599	0.638**
定年2年後	20.871	20.570	0.300
定年3年後	21.260	20.562	0.698*
定年4年後	21.402	20.564	0.838**
定年5年後	21.208	20.550	0.658
定年6年後	21.520	20.497	1.023

注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

次に各時点における定年退職経験者と非経験者のメンタルヘルスの平均値の差を検証した。検証結果の表 4 を見ると、全サンプルと男性において、少なくとも定年退職後 5 年後まで定年退職経験者のメンタルヘルスが統計的に有意に高い傾向にあった。これに対して女性の場合、定年退職経験者のメンタルヘルスが有意に高くなる傾向はあるものの、定年退職 1 年後、3 年後、4 年後時点に限定されていた。

以上の結果を整理すると、定年退職を経験することでメンタルヘルスは改善し、その効果は定年退職後の数年間にわたって持続することがわかった。また、定年退職によるメンタルヘルスの改善は主に男性で顕著に見られる傾向にあった。ただし、これらの結果はさまざまな個人属性や観察できない固定効果を考慮した分析結果ではない

ため、その解釈には注意が必要となる。そこで、次節では OLS を用い、さまざまな要因を考慮したうえで退職と健康の関係を検証する。

5.2 定年退職がメンタルヘルスに及ぼす影響

表 5 は(1)式を用いた場合の推計結果を示し、表 6 は(2)式を用いた場合の推計結果を示している。なお、表中ではハウスマン検定によって採択された結果のみを示している。まず、表 5 及び表 6 の退職経験の制約なしのサンプル(表 5 の(A1)~(A3)、表 6 の(B1)~(B3))を見ると、定年退職年以降において退職ダミーが正に有意な値をとる場合が多かった。これは定年退職以降に持続的にメンタルヘルスが向上することを意味する。有意水準及び係数の大きさを比較すると、いずれの場合においても表 5 の方が大きかった。この傾向は特に女性で顕著であり、表 5 の(A3)では定年退職年、1年後、3年後から定年退職 5 年後まで正に有意な係数を示していたが、表 6 の(B3)では定年退職 4 年後のみで正に有意な係数となっていた。これらの背景には、表 6 では現時点におけるさまざまな労働条件をコントロールしていることが影響を及ぼしていると考えられる。労働条件をコントロールすることによって各定年ダミーの有意水準や係数の大きさが小さくなることを考慮すると、定年前後における労働条件の変化がメンタルヘルスの改善に寄与していると予想される。

次に表 5 及び表 6 の定年退職経験サンプル(表 5 の(A4)~(A6)、表 6 の(B4)~(B6))を見ると、表 5 では定年退職ダミーが正に有意となる場合が多かったが、表 6 では有意となる場合が減少していた。また、表 6 では係数の大きさも減少していた。ただし、表 6 でも全サンプル及び男性では定年退職ダミーの係数が複数時点において正に有意であったため、メンタルヘルスが改善する傾向にあると言える。

次に表 5 及び表 6 の定年退職時に正規雇用サンプル(表 5 の(A7)~(A9)、表 6 の(B7)~(B9))を見ると、表 5 では定年退職ダミーが依然として正に有意となる場合が多かった。これに対して表 6 の結果を見ると、定年退職ダミーが正に有意となる時点が減少していた。これらの結果から、定年退職時に正規雇用で働く場合、労働条件の考慮の有無がメンタルヘルスの改善に大きな影響を及ぼすと考えられる。

以上の分析結果を整理すると、さまざまな要因を考慮しても定年退職経験はメンタルヘルスを改善させると言える。労働条件の考慮の有無によってメンタルヘルスの改善度合いが違う点を考慮すると、定年前後における労働条件の変化がメンタルヘルスに大きな影響を及ぼすと考えられる。また、男女別の結果に注目すると、男性におい

てメンタルヘルスの改善傾向が大きかった。おそらく、この背景には仕事に多くの時間を費やす男性ほど、定年によって仕事上のストレス等から解放される度合いが大きいことが影響を及ぼしていると考えられる。

5.3 定年退職が日常生活での支障の有無や深刻な病気の有無に及ぼす影響

前節の分析の結果、定年によってメンタルヘルスが改善することが明らかになったが、本節ではその他の健康指標でも同様の傾向が見られるかどうかを検証する。使用する健康指標は日常生活での支障の有無と深刻な病気の有無である。前者については「歩く」、「ベッドや床から起き上がる」、「いすに座ったり立ち上がったたりする」、「衣服を着たり脱いだりする」、「手や顔を洗う」、「食事をする」、「排泄」、「入浴する」、「階段の上り下り」、「買い物をしたものの持ち運び」といった各活動について困難を感じる場合に1、それ以外で0となるダミー変数を作成し、分析に使用する。後者については、「糖尿病」、「心臓病」、「脳卒中」、「高血圧」、「高脂血症」、「悪性新生物」の存在が医師によって診断された場合に1、それ以外で0となるダミー変数を作成し、分析に使用する。なお、推計では結果の解釈が容易な線形確率モデル(Fixed Effect OLS 及び Random Effect OLS)を使用する。また、(2)式と同じ説明変数を使用した。

表7から表9は全サンプル及び男女別の定年退職経験が日常生活の支障の有無に及ぼす影響を示している。まず、表7の全サンプルの結果を見ると、全体的に有意となる変数は少ないものの、「歩く」と「買い物をしたものの持ち運び」以外で定年退職ダミーが負に有意となる場合があった。この結果は、「歩く」と「買い物をしたものの持ち運び」以外の活動で日常生活での支障を感じる確率が低下することを意味する。次に表8の男性のみの分析結果を見ると、「ベッドや床から起き上がる」、「いすに座ったり立ち上がったたりする」、「衣服を着たり脱いだりする」、「手や顔を洗う」、「階段の上り下り」、「買い物をしたものの持ち運び」において定年退職ダミーが負に有意となる場合があった。この結果は、「ベッドや床から起き上がる」等の活動において、支障を感じる確率が低いことを意味する。最後に表9の女性のみの結果を見ると、「ベッドや床から起き上がる」と「買い物をしたものの持ち運び」以外において定年退職ダミーが負に有意となる場合があった。この結果は、「ベッドや床から起き上がる」と「買い物をしたものの持ち運び」以外の活動で日常生活での支障を感じる確率が低いことを意味する。

以上の分析結果を整理すると、全体的に有意となる変数は少ないものの、定年経験後に日常生活の支障を経験する確率が低下する場合があると言える。この傾向は男女ともに見られ、性別による明確な差はあまり見られない。

次に表 10 の定年退職経験が深刻な病気の有無の有無に及ぼす影響について見ていく。分析結果を見ると、いずれの場合でもほとんどの定年退職ダミーが有意となっていなかった。この結果は、定年退職を経験しても深刻な病気の発生にはあまり影響を及ぼさないことを示すと考えられる。ただし、全サンプル及び男性において、定年退職直後の数年間で糖尿病と診断される確率が上昇する傾向が見られた。

表 5 定年退職経験がメンタルヘルスに及ぼす影響(個人属性あり+就業に関する変数なし)

被説明変数	K6								
	退職経験の制約なしのサンプル			定年退職経験サンプル			定年退職時に正規雇用サンプル		
	全サンプル	男性のみ	女性のみ	全サンプル	男性のみ	女性のみ	全サンプル	男性のみ	女性のみ
	(A1)	(A2)	(A3)	(A4)	(A5)	(A6)	(A7)	(A8)	(A9)
定年退職年ダミー	0.424*** (0.073)	0.430*** (0.084)	0.312** (0.152)	0.374*** (0.083)	0.374*** (0.096)	0.335** (0.162)	0.386*** (0.093)	0.386*** (0.105)	0.436** (0.196)
定年退職1年後ダミー	0.453*** (0.074)	0.452*** (0.083)	0.352** (0.167)	0.388*** (0.093)	0.384*** (0.107)	0.346* (0.196)	0.451*** (0.104)	0.457*** (0.116)	0.454* (0.244)
定年退職2年後ダミー	0.405*** (0.088)	0.452*** (0.100)	0.096 (0.192)	0.346*** (0.114)	0.394*** (0.131)	0.108 (0.235)	0.363*** (0.128)	0.424*** (0.143)	0.109 (0.298)
定年退職3年後ダミー	0.447*** (0.097)	0.355*** (0.114)	0.611*** (0.185)	0.391*** (0.140)	0.294* (0.165)	0.674*** (0.257)	0.380** (0.156)	0.368** (0.177)	0.541* (0.319)
定年退職4年後ダミー	0.516*** (0.136)	0.368** (0.160)	0.837*** (0.257)	0.460** (0.190)	0.304 (0.224)	0.906*** (0.347)	0.412* (0.215)	0.314 (0.247)	0.865** (0.390)
定年退職5年後ダミー	0.288 (0.189)	0.042 (0.211)	0.800** (0.401)	0.240 (0.237)	-0.028 (0.271)	0.946** (0.469)	0.071 (0.255)	-0.001 (0.294)	0.412 (0.480)
定年退職6年後ダミー	0.337 (0.313)	0.154 (0.335)	0.664 (0.679)	0.307 (0.368)	0.081 (0.406)	0.909 (0.766)	0.164 (0.400)	0.137 (0.440)	0.416 (0.959)
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	RE OLS
R2	0.004	0.003	0.005	0.004	0.005	0.008	0.006	0.006	0.013
サンプルサイズ	97,625	54,475	43,150	15,849	11,483	4,366	12,643	9,837	2,806

注 1: ()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注 2: ***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

注 3: 『中高年縦断調査』から筆者算出。

表 6 定年退職経験がメンタルヘルスに及ぼす影響(個人属性あり+就業に関する変数あり)

被説明変数	K6								
	退職経験の制約なしのサンプル			定年退職経験サンプル			定年退職時に正規雇用サンプル		
	全サンプル (B1)	男性のみ (B2)	女性のみ (B3)	全サンプル (B4)	男性のみ (B5)	女性のみ (B6)	全サンプル (B7)	男性のみ (B8)	女性のみ (B9)
定年退職年ダミー	0.207** (0.091)	0.300*** (0.107)	-0.004 (0.177)	0.259* (0.135)	0.360** (0.161)	0.029 (0.258)	0.267 (0.167)	0.365** (0.185)	-0.164 (0.400)
定年退職1年後ダミー	0.240*** (0.092)	0.322*** (0.106)	0.043 (0.188)	0.275* (0.143)	0.362** (0.166)	0.055 (0.285)	0.331* (0.171)	0.419** (0.189)	-0.136 (0.413)
定年退職2年後ダミー	0.194* (0.102)	0.329*** (0.118)	-0.225 (0.210)	0.236 (0.156)	0.377** (0.181)	-0.205 (0.311)	0.249 (0.186)	0.396* (0.206)	-0.569 (0.460)
定年退職3年後ダミー	0.246** (0.109)	0.236* (0.130)	0.322 (0.201)	0.285 (0.175)	0.273 (0.210)	0.391 (0.317)	0.269 (0.206)	0.337 (0.235)	-0.136 (0.443)
定年退職4年後ダミー	0.314** (0.145)	0.250 (0.172)	0.539** (0.268)	0.360* (0.218)	0.285 (0.263)	0.627 (0.391)	0.308 (0.254)	0.279 (0.295)	0.264 (0.498)
定年退職5年後ダミー	0.101 (0.194)	-0.068 (0.219)	0.522 (0.403)	0.150 (0.257)	-0.038 (0.304)	0.684 (0.490)	-0.020 (0.289)	-0.029 (0.337)	-0.155 (0.545)
定年退職6年後ダミー	0.156 (0.316)	0.069 (0.340)	0.371 (0.677)	0.224 (0.381)	0.084 (0.430)	0.661 (0.775)	0.091 (0.424)	0.130 (0.471)	-0.247 (0.993)
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2	0.005	0.005	0.006	0.007	0.009	0.016	0.008	0.010	0.020
サンプルサイズ	97,625	54,475	43,150	15,849	11,483	4,366	12,643	9,837	2,806

注 1：0内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注 2：***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

注 3：『中高年縦断調査』から筆者算出。

表 7 定年退職経験が日常生活の支障の有無に及ぼす影響(全サンプル)

被説明変数	歩く	ベッドや床から 起き上がる	いすに座ったり立 ち上がったりする	衣服を着たり 脱いだりする	手や顔を洗う	食事をする	排泄	入浴する	階段の上り下り	買い物をしたもの の持ち運び
	(C1)	(C2)	(C3)	(C4)	(C5)	(C6)	(C7)	(C8)	(C9)	(C10)
定年退職1年後ダミー	-0.001 (0.005)	-0.004 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.001 (0.004)	0.000 (0.003)	0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	0.000 (0.003)	-0.004 (0.005)	-0.001 (0.004)
定年退職2年後ダミー	-0.001 (0.005)	-0.003 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.000 (0.004)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.007 (0.006)	-0.001 (0.004)
定年退職3年後ダミー	-0.003 (0.005)	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.005)	0.000 (0.004)	0.001 (0.004)	0.001 (0.004)	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)	-0.003 (0.007)	0.000 (0.005)
定年退職4年後ダミー	-0.006 (0.006)	-0.006 (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.004 (0.004)	-0.005* (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.000 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.015*** (0.006)	-0.005 (0.004)
定年退職5年後ダミー	0.005 (0.008)	0.003 (0.008)	-0.004 (0.008)	0.003 (0.007)	-0.002 (0.006)	0.002 (0.006)	0.003 (0.006)	0.002 (0.006)	-0.004 (0.010)	-0.002 (0.007)
定年退職6年後ダミー	-0.008 (0.010)	-0.008 (0.008)	-0.010 (0.007)	-0.009** (0.004)	-0.008** (0.004)	-0.005 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.005 (0.003)	-0.010 (0.014)	0.004 (0.009)
定年退職8年後ダミー	-0.014 (0.011)	-0.024*** (0.009)	-0.023*** (0.007)	-0.017** (0.007)	-0.014** (0.006)	-0.008* (0.004)	-0.008* (0.005)	-0.008* (0.005)	-0.016 (0.017)	0.014 (0.016)
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R ²	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002	0.001
サンプルサイズ	93,605	93,605	93,605	93,605	93,605	93,605	93,605	93,605	93,605	93,605

注 1：0内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注 2：***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

注 3：『中高年縦断調査』から筆者算出。

表 8 定年退職経験が日常生活の支障の有無に及ぼす影響(男性のみ)

被説明変数	歩く (D1)	ベッドや床から 起き上がる (D2)	いすに座ったり立 ち上がったりする (D3)	衣服を着たり 脱いだりする (D4)	手や顔を洗う (D5)	食事を する (D6)	排泄 (D7)	入浴する (D8)	階段の上り下り (D9)	買い物した ものの持ち運び (D10)
定年退職年ダミー	-0.006 (0.005)	-0.009** (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.011* (0.006)	-0.005 (0.004)
定年退職1年後ダミー	0.000 (0.006)	-0.002 (0.005)	-0.004 (0.005)	0.001 (0.005)	0.000 (0.004)	0.001 (0.003)	0.001 (0.004)	-0.000 (0.004)	-0.008 (0.006)	-0.002 (0.005)
定年退職2年後ダミー	-0.004 (0.006)	-0.004 (0.005)	-0.002 (0.005)	0.000 (0.004)	0.002 (0.004)	0.002 (0.004)	0.005 (0.005)	0.004 (0.005)	-0.003 (0.007)	-0.001 (0.005)
定年退職3年後ダミー	-0.007 (0.006)	-0.007 (0.005)	-0.005 (0.005)	-0.005 (0.004)	-0.006* (0.003)	-0.003 (0.003)	0.000 (0.004)	-0.003 (0.003)	-0.016** (0.006)	-0.007* (0.004)
定年退職4年後ダミー	0.006 (0.009)	0.003 (0.009)	-0.005 (0.008)	0.000 (0.008)	-0.001 (0.007)	0.004 (0.006)	0.004 (0.007)	0.002 (0.006)	-0.005 (0.011)	-0.006 (0.007)
定年退職5年後ダミー	0.001 (0.012)	-0.015** (0.006)	-0.004 (0.009)	-0.008* (0.005)	-0.006 (0.004)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.015 (0.014)	0.002 (0.009)
定年退職6年後ダミー	-0.009 (0.014)	-0.028** (0.011)	-0.016** (0.008)	-0.015* (0.008)	-0.011 (0.007)	-0.004 (0.004)	-0.004 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.023)	0.025 (0.023)
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R ²	0.002	0.002	0.002	0.001	0.001	0.002	0.002	0.001	0.002	0.002
サンプルサイズ	52,767	52,767	52,767	52,767	52,767	52,767	52,767	52,767	52,767	52,767

注 1：0内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注 2：***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

注 3：『中高年縦断調査』から筆者算出。

表 9 定年退職経験が日常生活の支障の有無に及ぼす影響(女性のみ)

説明変数	歩く (E1)	ベッドや床から 起き上がる (E2)	いすに座ったり立 ち上がったりする (E3)	衣服を着たり 脱いだりする (E4)	手や顔を洗う (E5)	食事をする (E6)	排泄 (E7)	入浴する (E8)	階段の上り下り (E9)	買い物をしたもの の持ち運び (E10)
定年退職年後ダミー	0.015 (0.012)	0.015 (0.011)	0.016 (0.012)	0.016 (0.010)	0.014 (0.010)	0.010 (0.009)	0.012 (0.009)	0.012 (0.009)	0.017 (0.015)	0.010 (0.012)
定年退職1年後ダミー	-0.004 (0.010)	-0.009 (0.008)	-0.011 (0.007)	-0.005 (0.007)	-0.007* (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.004 (0.014)	0.001 (0.011)
定年退職2年後ダミー	-0.003 (0.012)	-0.000 (0.009)	-0.006 (0.010)	-0.001 (0.009)	-0.003 (0.007)	-0.003 (0.007)	-0.002 (0.007)	-0.002 (0.007)	-0.008 (0.014)	0.003 (0.014)
定年退職3年後ダミー	-0.007 (0.013)	-0.006 (0.008)	-0.006 (0.012)	-0.004 (0.008)	-0.005 (0.007)	-0.005 (0.007)	-0.004 (0.007)	-0.004 (0.007)	-0.018 (0.012)	-0.001 (0.013)
定年退職4年後ダミー	-0.005 (0.020)	-0.001 (0.017)	-0.004 (0.019)	0.010 (0.018)	-0.003 (0.013)	-0.002 (0.013)	-0.002 (0.013)	-0.002 (0.013)	-0.007 (0.022)	0.005 (0.019)
定年退職5年後ダミー	-0.041** (0.016)	0.005 (0.023)	-0.029*** (0.011)	-0.014 (0.010)	-0.017* (0.009)	-0.016* (0.009)	-0.015* (0.009)	-0.015* (0.009)	0.000 (0.035)	0.008 (0.025)
定年退職6年後ダミー	-0.031* (0.016)	-0.015 (0.013)	-0.038*** (0.014)	-0.022* (0.012)	-0.020* (0.011)	-0.019* (0.011)	-0.019* (0.011)	-0.018 (0.011)	-0.039*** (0.018)	-0.012 (0.014)
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.003	0.002
サンプルサイズ	40,838	40,838	40,838	40,838	40,838	40,838	40,838	40,838	40,838	40,838

注 1：0内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注 2：***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

注 3：『中高年縦断調査』から筆者算出。

表 10 定年退職経験が深刻な病気の有無の有無に及ぼす影響

(全サンプル)						
被説明変数	糖尿病 (D1)	心臓病 (D2)	脳卒中 (D3)	高血圧 (D4)	高脂血症 (D5)	悪性新生物 (D6)
定年退職年ダミー	0.021*** (0.007)	-0.006 (0.006)	-0.001 (0.003)	0.004 (0.010)	0.024** (0.011)	0.004 (0.005)
定年退職1年後ダミー	0.017** (0.008)	-0.005 (0.006)	0.001 (0.004)	0.005 (0.011)	0.016 (0.011)	0.004 (0.005)
定年退職2年後ダミー	0.016* (0.008)	-0.004 (0.006)	0.003 (0.004)	-0.006 (0.012)	0.002 (0.013)	-0.000 (0.006)
定年退職3年後ダミー	0.008 (0.008)	0.004 (0.008)	0.001 (0.005)	-0.003 (0.015)	0.015 (0.014)	0.000 (0.007)
定年退職4年後ダミー	0.002 (0.011)	-0.002 (0.009)	0.011 (0.007)	-0.014 (0.016)	-0.009 (0.016)	0.011 (0.010)
定年退職5年後ダミー	0.002 (0.015)	0.001 (0.009)	-0.003 (0.009)	0.020 (0.023)	-0.011 (0.024)	-0.003 (0.013)
定年退職6年後ダミー	-0.005 (0.020)	0.009 (0.021)	0.004 (0.017)	-0.008 (0.032)	0.034 (0.028)	-0.008 (0.014)
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2	0.013	0.005	0.002	0.044	0.015	0.004
サンプルサイズ	89,974	89,974	89,974	89,974	89,974	89,974
(男性のみ)						
被説明変数	糖尿病 (D7)	心臓病 (D8)	脳卒中 (D9)	高血圧 (D10)	高脂血症 (D11)	悪性新生物 (D12)
定年退職年ダミー	0.021** (0.009)	-0.009 (0.007)	-0.001 (0.004)	-0.009 (0.012)	0.019 (0.013)	0.005 (0.006)
定年退職1年後ダミー	0.018** (0.009)	-0.010 (0.007)	0.002 (0.005)	-0.001 (0.013)	0.010 (0.013)	0.004 (0.006)
定年退職2年後ダミー	0.014 (0.010)	-0.008 (0.007)	0.005 (0.006)	-0.018 (0.014)	0.002 (0.015)	0.001 (0.007)
定年退職3年後ダミー	0.010 (0.010)	0.001 (0.010)	0.000 (0.007)	-0.016 (0.018)	0.006 (0.016)	-0.004 (0.008)
定年退職4年後ダミー	-0.004 (0.013)	-0.007 (0.011)	0.013 (0.009)	-0.032 (0.019)	-0.004 (0.019)	0.014 (0.012)
定年退職5年後ダミー	0.002 (0.018)	-0.001 (0.012)	-0.004 (0.012)	0.010 (0.027)	0.015 (0.029)	-0.007 (0.016)
定年退職6年後ダミー	0.011 (0.025)	-0.008 (0.024)	-0.011 (0.017)	0.000 (0.038)	0.052 (0.036)	-0.018 (0.015)
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2	0.014	0.007	0.003	0.054	0.012	0.005
サンプルサイズ	51,032	51,032	51,032	51,032	51,032	51,032
(女性のみ)						
被説明変数	糖尿病 (D13)	心臓病 (D14)	脳卒中 (D15)	高血圧 (D16)	高脂血症 (D17)	悪性新生物 (D18)
定年退職年ダミー	0.025** (0.013)	0.002 (0.008)	0.000 (0.005)	0.042** (0.017)	0.038 (0.023)	-0.001 (0.011)
定年退職1年後ダミー	0.010 (0.013)	0.010 (0.011)	-0.005* (0.003)	0.009 (0.019)	0.039 (0.024)	0.003 (0.010)
定年退職2年後ダミー	0.018 (0.012)	0.003 (0.012)	-0.005 (0.004)	0.014 (0.024)	0.006 (0.027)	-0.006 (0.011)
定年退職3年後ダミー	-0.007 (0.014)	0.004 (0.014)	-0.000 (0.009)	0.014 (0.029)	0.055* (0.031)	0.012 (0.015)
定年退職4年後ダミー	0.017 (0.023)	-0.002 (0.016)	0.004 (0.014)	0.013 (0.028)	-0.013 (0.032)	-0.004 (0.014)
定年退職5年後ダミー	-0.004 (0.028)	-0.005 (0.012)	-0.003 (0.004)	0.016 (0.044)	-0.063 (0.043)	0.004 (0.019)
定年退職6年後ダミー	-0.050** (0.025)	0.038 (0.040)	0.037 (0.039)	-0.054 (0.057)	0.009 (0.037)	0.010 (0.031)
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
R2	0.012	0.002	0.001	0.033	0.021	0.003
サンプルサイズ	38,942	38,942	38,942	38,942	38,942	38,942

注 1 : 0内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注 2：***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

注 3：『中高年縦断調査』から筆者算出。

6 結論

本稿の目的は、定年退職経験が健康にどのような影響を及ぼすのかを『中高年縦断調査』を用い、分析することである。分析の結果、次の 3 点が明らかになった。1 点目は、さまざまな要因を考慮しても、定年退職経験はメンタルヘルスを改善させることがわかった¹。また、男女別の結果を見ると、男性においてメンタルヘルスの改善が大きかった。この背景には仕事に多くの時間を費やす男性ほど、定年によって仕事上のストレス等から解放される度合いが大きいことが影響を及ぼしていると考えられる。2 点目は、定年退職経験は日常生活の活動において支障を被る確率を低下させるが、その影響の持続性はなく、限定的であることがわかった。3 点目は、定年退職経験は心臓病等の深刻な病気の発生に影響を及ぼしていないことがわかった。

以上の分析結果から、定年退職経験は健康指標の中でも特にメンタルヘルスの持続的な改善に寄与していると言える。このため、今後さらに定年退職年齢を延ばすといった制度変更があった場合、必ずしも労働者のメンタルヘル스에望ましい影響をもたらさないと考えられる。この点には注意が必要であると同時に、定年退職経験がどのようなメカニズムを通じてメンタルヘルスを改善させるのかを明らかにし、対応策をとれるようにしておくことが重要である。この点については今後さらなる研究が必要だと言える。

最後に本稿に残された課題について述べておきたい。本稿の分析ではメンタルヘルスや日常生活における支障の有無、そして深刻な病気の有無を健康指標として用いて

¹ 分析の結果、定年によってメンタルヘルスが改善することが明らかになったが、定年後の就業状態と健康の関係について明示的に考慮していなかった。しかし、日本では定年後も再就職し、働く場合も少ないため、その就業状態が健康に影響を及ぼしている可能性もある。そこで、各時点の定年退職ダミーを就業している場合と非就業の場合に分けた場合の分析も行った。推計結果は Appendix に掲載してある。この分析結果を見ると、定年退職年に就業している場合も非就業の場合もメンタルヘルスは改善しているが、その後は就業している場合ほどメンタルヘルスが改善する傾向にあった。この結果は 2 つの解釈があり得る。1 つ目は、定年後に再就職した場合、さまざまな労働条件が緩和され、より仕事のストレスが減少するだけでなく、所得も確保できるため、メンタルヘルスが改善するというものである。2 つ目は、定年前からメンタルヘルスが良好な労働者ほど就業し続けるというセルフセレクションの可能性である。ただし、今回の分析では Fixed Effect OLS を使用し、個人間の変動を分析しているため、セルフセレクションによる影響が小さいと考えられる。

きたが、これら以外の指標に定年退職経験が及ぼす影響も検証する必要がある。代表的な指標としては寿命や認知能力があり、これらの指標を用いることで分析結果の国際比較が可能となる。この課題に対処するためにも、寿命や認知能力といった指標が利用できるデータを探す必要がある。

参考文献

- Adams, O., Lefebvre, L., 1981. Retirement and mortality. *Aging and Work* 4 (2), 115–120.
- Atchley, R.C., 1976. *The Sociology of Retirement*. Halsted Press, New York.
- Behncke, S., 2012. Does retirement trigger ill health? *Health Economics* 21, 282–300.
- Bonsang, E., Adam, S., Perelman, S., 2012. Does retirement affect cognitive functioning? *Journal of Health Economics* 31, 490–501.
- Bound, J., Waidmann, T., 2007. *Estimating the Health Effects of Retirement*. University of Michigan Retirement Research Center working paper 2007-168.
- Bradford, L.P., 1979. Can you survive your retirement? *Harvard Business Review* 57 (4), 103–109.
- Carp, F.M., 1967. Retirement crisis. *Science* 157, 102–103.
- Charles, K.K., 2004. Is retirement depressing? Labor force inactivity and psychological well-being in later life. *Research in Labor Economics* 23, 269–299.
- Coe, N., Lindeboom, M., 2008. Does Retirement Kill You? Evidence from Early Retirement Windows. CentER Discussion paper 2008-93.
- Coe, N., Zamarro, G., 2011. Retirement effects on health in Europe. *Journal of Health Economics* 30, 77–86.
- Coe, N., Von Gaudecker, H.M., Lindeboom, M., Maurer, J., 2012. The effect of retirement on cognitive functioning. *Health Economics* 21, 913–927.

- Eibich, P., 2015. Understanding the effect of retirement on health: Mechanisms and heterogeneity. *Journal of Health Economics* 43, 1–12.
- Ekerdt, D., Raymond Bosse, J., LoCastro, J.S., 1983. Claims that retirement improves health. *Journal of Gerontology* 38, 231–236.
- Haynes, S.G., McMichael, A.J., Tyroler, H.A., 1978. Survival after early and normal retirement. *Journal of Gerontology* 33, 269–278.
- Kasl, S.V., 1980. The impact of retirement. In: Cooper, C.L., Payne, R. (Eds.), *Current Concerns in Occupational Stress*. John Wiley, New York.
- MacBride, A., 1976. Retirement as a life crisis: myth or reality? *Canadian Psychiatric Association Journal* 72, 547–556.
- Niemi, T., 1980. Retirement and mortality. *Scandinavian Journal of Social Medicine* 8, 39–41.
- Neuman, K., 2008. Quit your job and live longer? The effect of retirement on health. *Journal of Labor Research* 29 (2), 177–201.
- Thompson, W.E., Streib, G.F., 1958. Situational determinants: health and economic deprivation in retirement. *Journal of Social Issues* 14 (2), 18–24.
- Rowland, K.F., 1977. Environmental events predicting death for the elderly. *Psychological Bulletin* 84, 349–372.

Appendix 定年退職経験がメンタルヘルスに及ぼす影響

(定年後の就業の有無を考慮)

被説明変数	K6								
	退職経験の制約なしのサンプル			定年退職経験サンプル			定年退職時に正規雇用サンプル		
	全サンプル (A1)	男性のみ (A2)	女性のみ (A3)	全サンプル (A4)	男性のみ (A5)	女性のみ (A6)	全サンプル (A7)	男性のみ (A8)	女性のみ (A9)
定年退職年&就業ダミー	0.444*** (0.072)	0.412*** (0.083)	0.447*** (0.145)	0.325*** (0.081)	0.306*** (0.095)	0.359** (0.155)	0.335*** (0.090)	0.313*** (0.102)	0.423** (0.191)
定年退職1年後&就業ダミー	0.496*** (0.071)	0.483*** (0.080)	0.399** (0.156)	0.347*** (0.087)	0.351*** (0.101)	0.279 (0.181)	0.391*** (0.098)	0.392*** (0.109)	0.378* (0.228)
定年退職2年後&就業ダミー	0.436*** (0.086)	0.467*** (0.097)	0.138 (0.182)	0.267** (0.108)	0.324** (0.126)	-0.009 (0.215)	0.278** (0.120)	0.340** (0.135)	-0.041 (0.276)
定年退職3年後&就業ダミー	0.501*** (0.091)	0.391*** (0.107)	0.675*** (0.177)	0.301** (0.126)	0.226 (0.151)	0.517** (0.229)	0.249* (0.140)	0.239 (0.160)	0.306 (0.295)
定年退職4年後&就業ダミー	0.599*** (0.125)	0.430*** (0.149)	0.925*** (0.228)	0.363** (0.168)	0.235 (0.203)	0.722** (0.295)	0.267 (0.191)	0.165 (0.222)	0.672** (0.340)
定年退職5年後&就業ダミー	0.348** (0.175)	0.066 (0.200)	0.900** (0.353)	0.072 (0.213)	-0.160 (0.250)	0.643 (0.400)	-0.133 (0.234)	-0.202 (0.271)	0.098 (0.444)
定年退職6年後&就業ダミー	0.382 (0.297)	0.187 (0.325)	0.699 (0.625)	0.068 (0.335)	-0.099 (0.378)	0.466 (0.670)	-0.151 (0.372)	-0.174 (0.411)	-0.017 (0.901)
定年退職年&非就業ダミー	0.306*** (0.069)	0.249*** (0.088)	0.378*** (0.110)	0.195** (0.079)	0.153 (0.100)	0.292** (0.127)	0.222** (0.092)	0.220** (0.108)	0.205 (0.176)
定年退職1年後&非就業ダミー	0.112 (0.095)	0.091 (0.120)	0.125 (0.156)	-0.031 (0.109)	-0.033 (0.135)	0.008 (0.183)	-0.076 (0.130)	-0.035 (0.151)	-0.176 (0.259)
定年退職2年後&非就業ダミー	0.072 (0.104)	0.014 (0.132)	0.132 (0.170)	-0.092 (0.127)	-0.121 (0.157)	-0.010 (0.214)	-0.036 (0.148)	-0.062 (0.171)	0.002 (0.293)
定年退職3年後&非就業ダミー	0.152 (0.114)	-0.037 (0.147)	0.406** (0.180)	-0.042 (0.145)	-0.200 (0.181)	0.234 (0.243)	-0.163 (0.166)	-0.253 (0.194)	-0.007 (0.324)
定年退職4年後&非就業ダミー	0.236* (0.129)	0.192 (0.166)	0.257 (0.207)	0.005 (0.170)	0.006 (0.211)	0.051 (0.282)	-0.011 (0.192)	-0.023 (0.223)	0.013 (0.367)
定年退職5年後&非就業ダミー	0.352** (0.150)	0.250 (0.179)	0.458* (0.271)	0.079 (0.202)	0.021 (0.242)	0.216 (0.358)	0.080 (0.226)	0.023 (0.261)	0.229 (0.443)
定年退職6年後&非就業ダミー	0.038 (0.262)	-0.354 (0.381)	0.555* (0.318)	-0.276 (0.309)	-0.641 (0.431)	0.317 (0.417)	-0.512 (0.369)	-0.719 (0.462)	-0.042 (0.561)
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	RE OLS
R2	0.004	0.003	0.006	0.004	0.005	0.006	0.006	0.007	0.011
サンプルサイズ	122,312	64,861	57,451	21,933	15,254	6,679	17,281	13,052	4,229

注1：()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

注2：***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

注3：表中の推計結果は、ハウスマン検定によって採択された結果のみを表示している。

注4：定年退職ダミー以外では男性ダミー、学歴ダミー、年齢、有配偶ダミー、家族の人数、持ち家ダミー、年次ダミーを使用している。

注5：『中高年縦断調査』から筆者算出。

Panel Data Research Center at Keio University
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2017-001

March, 2017

高齢者の失業が健康に及ぼす影響

佐藤 一磨*

【要旨】

OECD 諸国の中でも我が国の高齢化の進展速度は速く、少子化も同時に進行している。これら人口動態の変化は、年金等の社会保障制度の持続性を脅かすだけでなく、労働力不足を引き起こす。これらの課題に対処するためにも、高齢者の就労をさらに促進することが重要となる。しかし、高齢者の増加は同時に予期せぬ倒産等による失業に直面する労働者の増加につながる恐れもある。もし失業に直面した高齢者の所得だけでなく、メンタルヘルスに代表される健康が悪化した場合、高齢者の就業促進を阻むこととなる。今後、さらに高齢者が増加すると予想される現状を考慮すると、この影響の有無を検証する意義は大きい。そこで、本稿では高齢者の失業経験がメンタルヘルスに及ぼす影響を分析した。分析では、失業による内生性に対処するために倒産による失職を変数として活用し、マッチング法で推計を行った。分析の結果、以下の2点が明らかになった。1点目は、失職を経験した高齢労働者ほどメンタルヘルスが悪化することがわかった。この影響は特に定年前の59歳以下の高齢者で顕著であり、60歳以上だと失職してもメンタルヘルスは悪化していなかった。2点目は、失職時の雇用保険の受給の有無とメンタルヘルスの関係を分析した結果、雇用保険を受給してもメンタルヘルスは改善しないことがわかった。この結果から、失職後にメンタルヘルスが悪化する背景には、所得低下による影響よりも他のストレス等の要因が主な原因であると考えられる。

* 拓殖大学政経学部 准教授

高齢者の失業が健康に及ぼす影響¹⁾

佐藤一磨*

要約

OECD 諸国の中でも我が国の高齢化の進展速度は速く、少子化も同時に進行している。これら人口動態の変化は、年金等の社会保障制度の持続性を脅かすだけでなく、労働力不足を引き起こす。これらの課題に対処するためにも、高齢者の就労をさらに促進することが重要となる。しかし、高齢者の増加は同時に予期せぬ倒産等による失業に直面する労働者の増加につながる恐れもある。もし失業に直面した高齢者の所得だけでなく、メンタルヘルスに代表される健康が悪化した場合、高齢者の就業促進を阻むこととなる。今後、さらに高齢者が増加すると予想される現状を考慮すると、この影響の有無を検証する意義は大きい。そこで、本稿では高齢者の失業経験がメンタルヘルスに及ぼす影響を分析した。分析では、失業による内生性に対処するために倒産による失職を変数として活用し、マッチング法で推計を行った。分析の結果、以下の2点が明らかになった。1点目は、失職を経験した高齢労働者ほどメンタルヘルスが悪化することがわかった。この影響は特に定年前の59歳以下の高齢者で顕著であり、60歳以上だと失職してもメンタルヘルスは悪化していなかった。2点目は、失職時の雇用保険の受給の有無とメンタルヘルスの関係を分析した結果、雇用保険を受給してもメンタルヘルスは改善しないことがわかった。この結果から、失職後にメンタルヘルスが悪化する背景には、所得低下による影響よりも他のストレス等の要因が主な原因であると考えられる。

JEL Codes: J21, J26

キーワード：高齢者、失業、マッチング法

¹⁾本稿は厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」（H26-政策一般-003、研究代表：慶應義塾大学・山本勲）の助成を受けている。また、本稿で使用した『中高年者縦断調査』の調査票情報は統計法第33条の規定に基づき、厚生労働省より提供を受けた。ここに記して感謝する次第である。

* 拓殖大学政経学部准教授

1 問題意識

OECD 諸国の中でも我が国の高齢化の進展速度は速く、2060 年には人口の 39.9%が 65 歳以上の高齢者で占められると予想されている(平成 26 年度版高齢社会白書)。また、我が国では少子化も進行しているため、労働力人口の不足が社会的な課題となっている。この課題に対処し、持続的な経済成長を達成していくためにも、高齢者が労働市場でさらに活躍できる環境を整備する必要がある。これを後押しするために、高齢者雇用安定法の法改正が 2006 年 4 月に施行され、高齢者の就業が促進されてきた(山本 2008; 近藤 2014)。

このように高齢者が労働市場で活躍できる環境が整備されつつあるものの、高齢者は親や配偶者の介護といった問題に直面し、労働供給が抑制される恐れがある(Fukahori et al. 2015)。また、これに加え、高齢者の就業期間の延長によって、より多くの高齢者が予期せぬ失業に直面する確率も上昇する恐れもある。実際、総務省『労働力調査』を見ると、2005 年から 2011 年にかけて 55 歳以上の高齢者の失職経験者数(定年退職以外の非自発的な理由による失業者数)が各年齢層の中でも最も多くなっている。

このような高齢者の失業経験はさまざまな影響を及ぼすと考えられるが、中でも健康に及ぼす影響が注目される。欧米の先行研究を見ると、失業による所得低下やストレスの増加によって、健康が悪化する場合があると指摘されている(Gallo et al. 2004; Gallo et al. 2006; Eliason and Storrie 2009a,b; Browning and Heinesen 2012)。これに対して、高齢者就業率が先進国の中でも特に高い我が国において、この点を検証した研究は少なく、実態は明らかになっていない。もし、高齢者の失業が健康状態を悪化させ、それが労働市場からの退出を促していた場合、高齢者の労働供給拡大が抑制される恐れがある。もちろん、失業を経験する高齢者数は相対的に少ないと考えられるものの、今後の高齢化のさらなる進展を考慮すると、この点を検討する必要性は高い。また、この点を検証することは、我が国の今後の雇用政策の立案だけでなく、高齢化が急速に進むアジア諸国にとっても有益な情報になると考えられるため、研究意義は大きい。

そこで、本稿では高齢者の失業が健康に及ぼす影響を検証する。先行研究と比較した際の本論文の特徴は、次の 3 点である。1 点目は、中高年を対象とした我が国で最大規模のパネルデータである『中高年縦断調査』(厚生労働省)を使用している点である。このデータは、50 歳以上の労働者を対象とし、調査初年度に 33,815 人を調査している。このデータを使用することで、より信頼できる推計結果を得ることができると考えられる。2 点目は、失業の中でも会社倒産による非自発的な失職のみを分析対象としている点である。失業と健康の関係については、健康状態が悪いほど失業しやすく(Arrow 1996)、逆の因果関係が存在することが指摘されている。このため、単純な回帰分析では適切に失業と健康の関係を検証することが難しい。この問題点を解決するためにも、本稿では先行研究と同じく、失業の中でも個人の健康とは関係のない会社倒産による失職のみを分析する。3 点目は、失職経験者と継続就業者の間のもとの個人属性の違いをコントロールするために、マッチング法を使用している点である。本稿では近年開発された Entropy Balancing(Hainmueller

2011,2012; Hainmueller and Xu 2013)を主に使用する。

本稿の構成は次のとおりである。第 2 節では先行研究を概観し、本稿の位置づけを確認する。第 3 節では使用データについて説明し、第 4 節では推計手法について述べる。第 5 節では推計結果について述べ、最後の第 6 節では本稿の結論と今後の研究課題を説明する。

2 先行研究

失業が労働者の健康状態を悪化させる理論的背景については、**Browning and Heinesen (2012)**が次の 2 つの理由を指摘している。1 つ目の理由は、失業による持続的な所得低下が健康への消費を抑制するためである。労働者は、失業によって持続的な所得低下を経験するため(**Jacobson et al. 1993; Couch and Placzek 2010**)、健康を維持するための消費が抑制され、健康状態が悪化する。2 つ目の理由は、失業によるストレスの発生である。失業は、仕事上でのさまざまな人間関係や社会的地位の喪失をもたらし、ストレスを発生させるため、健康状態を大きく悪化させる (**Pearlin et al. 1981; Jahoda 1982; Warr 1987**)。このストレスは、失業期間が長期化するほどより影響が大きくなると考えられる。

以上の理由から、失業は健康を悪化させると考えられる。この点については欧米を中心に数多くの実証分析が蓄積されている。これらの研究成果をまとめると、失業と健康の逆の因果関係を考慮するために、事業所閉鎖による失職を失業変数として使用する研究が増加しており、この事業所閉鎖による失職は、健康を悪化させる場合と影響を及ぼさない場合があることが明らかになっている。例えば、**Sullivan and von Wachter (2009)**は、失職によって長期的に死亡率が上昇することを明らかにしている。**Eliason and Storrie (2009a,b)**は失職経験者ほど入院リスクが上昇するだけでなく、その後の死亡率が上昇することを明らかにした。これに対して、**Browning et al. (2006)**は失職経験とその後のストレスを原因とした入院率の関係を分析したが、失職は入院率に影響を及ぼしていないことを明らかにしている。**Schmitz (2011)**は失職経験が健康満足度、メンタルヘルス、入院の有無について及ぼす影響を分析したが、いずれの場合も失職は影響を及ぼしていなかった。佐藤(近刊)は、失職経験が主観的健康度、主観的身体指標、主観的精神指標に影響を及ぼさないことを明らかにしている。これら以外で、高齢者に分析対象を限定した研究を見ると、失職が健康に影響を及ぼさないといった場合が多い。例えば、**Salm(2009)**は失職経験が主観的健康、日常生活の制限の有無、主観的余命、うつ病の有無、メンタルヘルス等の主観的、客観的な健康指標に対して及ぼす影響を分析したが、いずれも場合も失職による悪化の傾向を確認できなかった。また、**Browning et al. (2006)**は 40 歳以上に分析対象サンプルを限定した分析も行ったが、失職が入院率に影響を及ぼしていなかった。**Browning and Heinesen (2012)**は失職が死亡率に及ぼす影響を検証する際、50-60 歳に対象サンプルを限定した分析を行ったが、失職の効果が 40-49 歳と比較して小さいことを明らかにしている。

以上の研究結果から明らかなおとおり、高齢者の失職は必ずしも健康を悪化させるわけではない。しかし、我が国の場合、終身雇用制度の影響が依然として強いこと(Shimizutani

and Yokoyama 2009)、失職の高齢者の健康に及ぼす負のショックが他国よりも大きい可能性がある。実際、佐藤(2015)は、中高齢者ほど失職による所得低下の規模が大きいことを指摘しており、失職による健康への負の影響が所得低下を通じて影響を及ぼす可能性があると考えられる。本稿ではこの点を検証するためにも、高齢者の失職が健康に及ぼす影響を我が国のデータを用いて検証する。

3 データ

使用データは厚生労働省が 2005 年から 2012 年まで実施した『中高年縦断調査』である。この調査は、2005 年に 50-59 歳であった日本全国の男女 33,815 人を継続調査している。質問項目は、家族の状況、健康の状況、就業の状況、住居・家計の状況等となっている。分析では 2005 年から 2013 年までのすべてのデータを使用している。

分析対象は 50 歳以上の男女であり、失職を経験したサンプル(トリートメント・グループ)と継続就業しているサンプル(コントロール・グループ)に分けられる。前者の失職経験サンプルは、失職 1 年前に雇用就業についており、失職後にそのまま失業の状態にあるか、雇用就業に再就職したサンプルである。ここでの失職とは、会社倒産によって離職、転職を経験した場合を指す。なお、先行研究と同様に、分析ではパネル期間中の初回の失職のみを分析対象とし、2 回目以降の失職は除外している。後者の継続就業サンプルは、パネル期間中に同一企業において継続雇用就業したサンプルである¹。分析では継続就業サンプルの健康指標と比較して、失職経験サンプルの健康指標がどのように変化するかを検証する。なお、自営業や家族従業者は雇用就業者と失職経験の内容が異なると考えられるため、分析対象から除外した。また、官公庁に勤務している労働者も我が国ではほとんどの場合、失職を経験しないため、分析対象から除外した。

4 推計手法

4.1 推計モデル

失業が健康に及ぼす影響を検証する場合、失業と健康の逆の因果関係だけでなく、失職経験者と継続就業者のもともとの個人属性の違いも考慮する必要がある(Browning et al. 2006)。失職経験者と継続就業者では勤続年数、企業規模等のさまざまな個人属性で違いが見られることが指摘されており(Jacobson et al. 1993)、それらの個人属性が健康状態と相関を持ち、推計結果にバイアスをもたらす恐れがある。先行研究ではこの課題に対して、Propensity Score Matching 法や Propensity Score Weighting 法を使用することで対処してきた(Browning et al. 2006; Eliason and Storrie 2009a,b; Browning and Heinesen 2012)。本稿ではこの課題に対して、Marcus(2013)及び Freier et al (2015)を参考にし、Entropy Balancing によるマッチング法と Difference in Differences (DID)を組み合わせた

¹ 今回の分析ではコントロール・グループに自発的離職者を含めていない。これは、失職者が継続就業した場合をコントロール・グループとして分析に使用したいためである。

推計手法を使用する²。この手法には、(1)失職経験者と継続就業者の観察可能な個人属性の差を完全にコントロールできる、(2)DIDの手法を用いることによって、観察できない個人属性を除去できる、といった利点がある。以下で、Entropy BalancingによるATT(Average Treatment Effect on the Treated)の推計方法について簡単に説明する³。

失職が健康に及ぼす影響のATTは次式のとおりとなる。

$$ATT = E[Y_{1i} - Y_{0i}|D_i = 1] = E[Y_{1i}|D_i = 1] - E[Y_{0i}|D_i = 1] \quad (1)$$

(1)式のうち、 Y_i はメンタルヘルスの指標であるK6を示す。 Y_{1i} は失職した場合の値を示し、 Y_{0i} は継続就業した場合の値を示している。 D_i は失職、継続就業の状況を示し、雇用就業から失職した場合に1(トリートメント・グループ)、継続就業している場合に0(コントロール・グループ)となる。(1)式のうち $E[Y_{0i}|D_i = 1]$ は、継続就業者が失職を経験した場合の値となっているため、実際には観測することができない。Entropy Balancingは、次のウェイト w_i を用いたコントロール・グループの値を用いることで $E[Y_{0i}|D_i = 1]$ を代理し、この問題を解決する。

$$E[Y_{0i}|\widehat{D}_i = 1] = \frac{\sum_{\{i|D=0\}} Y_{0i} w_i}{\sum_{\{i|D=0\}} w_i} \quad (2)$$

ただし、(2)式のウェイト w_i は、次の4つの式から導出される。

$$\min H(w) = \sum_{\{i|D=0\}} w_i \log(w_i/q_i) \quad (3)$$

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i C_{ri}(X) = m_r, r \in 1, \dots, R \quad (4)$$

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i = 1 \quad (5)$$

$$D_i = 0 \text{ のすべての } i \text{ に対して, } w_i \geq 0 \quad (6)$$

ただし、(3)式の $q_i = 1/n_0$ であり、 n_0 はコントロール・グループのサンプルサイズを示す。 $C_{ri}(X) = m_r$ はコントロール・グループとトリートメント・グループの個人属性 X の r 次のモーメントに関する制約条件である。Entropy Balancingは、(4)~(6)式の制約下で、(3)式の

² Marcus(2013)は German Socio-Economic Panel を用い、夫婦の一方の失職が配偶者のメンタルヘルスに及ぼす影響を分析している。Freier et al (2015)はドイツの University Graduates Panel を用い、法学部における優秀な成績がその後の賃金に及ぼす影響を検証している。両方の分析において、Entropy Balancingによるマッチング法と Difference in Differences (DID)を組み合わせた推計手法を使用している。

³ Entropy Balancingの説明に関する記述は、Hainmueller and Xu (2013)に基づいている。

$H(w)$ を w_i に関して最小化することでウェイト w_i を導出する。

他のマッチング法と比較した場合、**Entropy Balancing** の最大の特徴は、(4)式の条件である。(4)式は各個人属性 X について、ウェイト w_i を用いた際のコントロール・グループの r 次のモーメントとトリートメント・グループの r 次のモーメントが等しくなることを意味する。 r の値が1の場合、(4)式はウェイト調整後にコントロール・グループとトリートメント・グループの個人属性 X の平均値が等しくなることを意味する。また、 r の値が2の場合、(4)式はコントロール・グループとトリートメント・グループの個人属性 X の分散が等しくなることを意味する。今回の分析では各説明変数の平均値及び分散が等しくなるように制約条件をかけ、推計を行う。なお、実際の分析では(2)式によるウェイト調整後にOLSによる推計を行い、失職が健康に及ぼす影響を検証する。この際に使用する被説明変数は、観察できない固定効果を除去するために、K6の差分を使用する。また、OLSによる推計の際、ウェイトを導出するために使用した個人属性を説明変数として再度使用する。これは、Marcus(2013)で指摘されるように、個人属性を説明変数として使用することで標準誤差が縮小し、より明確な推計結果を得ることができるためである。なお、推計結果の頑健性を確認するためにも、Propensity Score Matching法とPropensity Score Weighting法を用いても分析を行う⁴。

Y_i には代表的なメンタルヘルスの指標であるK6を使用する。K6では「神経過敏に感じましたか」、「絶望的だと感じましたか」、「そわそわ、落ち着かなく感じましたか」、「気分が落ち込んで、何が起こっても気が晴れないように感じましたか」、「何をするのも骨折りだと感じましたか」、「自分は価値のない人間だと感じましたか」といった質問に対して、「1 いつも」から「5 まったくない」までの5つの選択肢から回答する。分析では「いつも」の場合を0、そして「まったくない」の場合を4に変換し、各選択肢の合計値を変数として使用する。このため、使用するK6の合計値は、0から24までの範囲となり、値が大きいほどメンタルヘルスが良好であることを示す。なお、今回の**Entropy Balancing**では、失職前年の時点の値を基準として、失職年、失職1年後、失職2年後、失職3年後、失職4年後のK6の差分を被説明変数に使用する。

D_i は、雇用就業から倒産による失職を経験した場合に1、継続雇用就業の場合に0となるダミー変数である。個人属性 X には(A)個人属性、(B)健康指標、(C)健康習慣といった3種類の変数を使用する。なお、いずれも1期前の変数を使用する。(A)個人属性には性別ダミー、学歴ダミー、年齢、有配偶ダミー、同居家族人数、週3回以上飲酒ダミー、喫煙ダミー、月収(万円)、勤続年数、週労働時間60時間以上ダミー、雇用形態ダミー、職種ダミー、企業規模ダミーを使用する。(B)健康指標には主観的健康度、深刻な病気の有無ダミー、活動困難の有無ダミーを使用し、(C)健康習慣には健康維持活動ダミーを使用する。ウェイトの計算を行う際、段階的にこれらの説明変数を使用し、推計結果の頑健性を確認する。具体

⁴ Propensity Score Matching法ではkernel matchingを使用している。なお、radius matchingでも推計したが、ほぼ同じ結果となった。

的には、①個人属性のみ、②個人属性+健康指標、③個人属性+健康指標+健康習慣といった順に変数を使用し、3種類のウェイトを作成する。これらのウェイトを使用した際に、推計結果に違いが見られるかどうかを検証する。

今回はサンプルを59歳以下と60歳以上に分けた推計も行う。59歳前後でサンプルを分割するのは、定年退職の影響を考慮するためである。我が国の場合、60歳前後で定年退職を経験するケースが多く、今回使用するデータでも雇用就業サンプルの76%が60歳に定年退職を経験する。この定年退職の経験前後では失業が健康に及ぼす影響が大きく異なると考えられる。定年前に失業を経験した場合、所得が大幅に低下するだけでなく、退職金にも影響を及ぼすと考えられるため、負のショックは大きく、健康を大きく悪化させる可能性が高い。これに対して、定年後の場合、雇用形態が非正規雇用等に転換し、所得水準も低下していることが多いため、失業による負のショックは相対的に小さく、健康にも大きな影響を及ぼさないと予想される。

4.2 マッチング前後の基本統計量について

今回の分析では Entropy Balancing を用い、失職経験サンプルと継続就業サンプルの個人属性の差をコントロールする。このコントロールの結果を確認するために、各変数のマッチング前後の基本統計量を表1に掲載した。マッチング前の変数を見ると、失職経験サンプルほど女性割合、中高卒割合、年齢、非正規雇用割合、サービス・保安職割合、生産工程・労務作業割合、企業規模が99人以下の割合、そして、衣服の着脱が困難である割合が高くなっていた。また、失職経験サンプルほど大卒・大学院卒割合、住宅所有割合、週3回以上飲酒割合、月収、勤続年数、正規雇用割合、専門的・技術的職の割合、管理的な職種割合、運輸・通信職割合、企業規模が100-999人割合及び1000人以上割合、主観的健康度、高脂血症の割合、年に1回以上人間ドックを受診する割合、人間ドック受診割合が低くなっていた。これらの結果から、失職経験サンプルほど学歴が低く、不安定な雇用形態で働き、企業規模も小さい場合が多いと言える。また、健康習慣では人間ドックの受診割合が低く、健康を維持するための習慣は低い傾向があった。これに対して、マッチング後の基本統計量を見ると、全ての変数において平均値の差が0.00となっていた⁵。これらの結果から、Entropy Balancing によって失職経験サンプルと継続就業サンプルの個人属性の差が適切にコントロールされたと言える。

5 推計結果

5.1 失業がメンタルヘルスに及ぼす影響に関する記述統計

本節では推計に移る前に失業がメンタルヘルスに及ぼす影響を記述統計から検証する。図1は全年齢階層、59歳以下、60歳以上のそれぞれのサンプルの失職前後におけるメンタ

⁵ 失職経験サンプルと継続就業サンプルのマッチング後の分散については、ほぼすべての変数で同じ値となっていた。

ルヘルスの変化を示している。なお、図では値が大きいほどメンタルヘルスが良好であることを意味する。この図から年齢階層によって失職の及ぼす影響に違いがあることがわかる。全年齢階層と59歳以下の場合、失職した年にメンタルヘルスが悪化し、その後緩やかに回復する傾向にあった。このメンタルヘルスの悪化は、特に定年前の59歳以下で大きく、失業から4年後でもメンタルヘルスは失職前の水準まで回復していなかった。おそらく、この背景には失職による大幅な所得低下や退職金の喪失、また、これらに起因して発生したストレスが大きな影響を及ぼしていると考えられる。これに対して60歳以上の場合、失職によってメンタルヘルスが悪化する傾向はなく、むしろその後改善する傾向が見られた。この変化は59歳以下と比較しても対照的だと言える。おそらく、この背景には60歳以上の場合、既に定年退職を経験した後であるため、失職による所得低下の影響が小さいといった点や失職後の余暇時間の増加がメンタルヘルスの改善に寄与している可能性がある。この点に関連して、図2で失職前後の就業率の変化を見ると、59歳以下では失職後に就業率が改善する傾向にあるが、60歳以上では失職後に就業率は回復せず、横ばいで推移する傾向があった。この結果から、60歳以上で失職を経験すると、その後再就職せず、労働市場から退出すると考えられる。これらの引退した労働者の場合、余暇時間が増加するため、ストレスが軽減され、メンタルヘルスが改善する可能性がある。

以上の結果から明らかなおとおり、失職がメンタルヘルスに及ぼす影響は、年齢層によって異なっている可能性がある。この点については次節でさまざまな個人属性をコントロールしたうえで検証を行っていく。

5.2 マッチング法による推計結果

表2、表3、表4は全年齢階層、59歳以下、60歳以上の失職経験がメンタルヘルスに及ぼす影響に関するEntropy Balancing、Propensity Score Matching法(PSM)、Propensity Score Weighting法(PSW)での推計結果を示している。分析では、①個人属性のみをコントロールした場合の推計結果、②個人属性+健康指標をコントロールした場合の推計結果、③個人属性+健康指標+健康習慣をコントロールした場合の推計結果を示している。

分析結果のうち、表2の全年齢階層の結果を見ると、いずれの個人属性のコントロールの場合でも、失職年、失職1年後、失職2年後の係数がすべての推計で有意に負の値を示していた。この結果は、失職年から失職2年後まで持続的にメンタルヘルスが悪化することを意味する。失職によって大幅な所得低下を経験するだけでなく、それに付随して発生するストレスがメンタルヘルスを悪化させると考えられる。

次に表3の59歳以下の推計結果を見ると、いずれの場合も失職年、失職1年後、失職2年後が有意に負の値を示していた。この結果は、失職年から失職2年後まで持続的にメンタルヘルスが悪化することを意味する。係数の大きさに注目すると、表2の全年齢層の値よりも大きかった。これは59歳以下での失職の方がよりメンタルヘルスを低下させることを意味する。この背景には定年前の失職が所得のみならず、退職金等にも負の影響を及ぼ

すため、メンタルヘルスの悪化につながりやすいといった背景があると考えられる。

最後に表 4 の 60 歳以上の推計結果を見ると、いずれの係数も有意な値をとっていないかった。この結果は、60 歳以上の場合、失職経験がメンタルヘルスに影響を及ぼさないことを意味する。おそらく、この背景には定年経歴後の失職だと所得への負の影響が小さいだけでなく、図 2 で示されるように失職後に労働市場から引退し、仕事によるストレスが低下するといった点が影響を及ぼしていると考えられる。

以上の分析結果から、失職経験は高齢者のメンタルヘルスを悪化させると言える。この影響は特に定年前の 59 歳以下で顕著であった。このようなメンタルヘルスの悪化の背景には、失職によるストレスの増加だけでなく、大幅な所得低下も影響を及ぼしていると考えられる。このような所得低下に対して、雇用保険の失業給付は所得を補てんし、求職活動を行う経済的なサポートとなる。もし所得低下による影響が大きい場合、雇用保険を受給している高齢者ほどメンタルヘルスの悪化が抑制される可能性がある。この場合、雇用保険は失職によるメンタルヘルスの悪化に対して有効な対策となりうる。この影響の有無を検証するために、失職時に雇用保険を受給した場合と受給しなかった場合において、メンタルヘルスに違いが存在するのかを分析した。分析結果は表 5 に掲載してある。表 5 では失職年のメンタルヘルスと失職 1 年前と失職年のメンタルヘルスの変化が雇用保険の受給によって違いがあるかどうかを検証している。まず、失職年のメンタルヘルスを見ると、いずれの年齢層でもメンタルヘルスの平均値に有意な差は見られなかった。また、失職 1 年前と失職年のメンタルヘルスの変化も同じく有意な差は見られなかった。これらの結果は、雇用保険の受給の有無がメンタルヘルスに影響を及ぼしていないことを意味する。この結果から、失職後にメンタルヘルスが悪化する背景には、所得低下による影響よりも他のストレス等の要因が主な原因であると考えられる。

6 結論

OECD 諸国の中でも我が国の高齢化の進展速度は速く、少子化も同時に進行している。これら人口動態の変化は、年金等の社会保障制度の持続性を脅かすだけでなく、労働力不足も引き起こす。これらの課題に対処するためにも、高齢者の就労をさらに促進することが重要となる。しかし、高齢者の増加は同時に予期せぬ倒産等による失業に直面する労働者の増加につながる恐れがある。もし失業に直面した高齢者の所得だけでなく、メンタルヘルスに代表される健康が悪化した場合、高齢者の就業促進を阻むこととなる。今後、さらに高齢者が増加すると予想される現状を考慮すると、この影響の有無を検証する意義は大きいと言える。そこで、本稿では高齢者の失業経験がメンタルヘルスに及ぼす影響を分析した。分析では失業による内生性に対処するために倒産による失職を変数として活用し、マッチング法で推計を行った。分析の結果、以下の 2 点が明らかになった。1 点目は、失職を経験した高齢労働者ほどメンタルヘルスが悪化することがわかった。この影響は特に定年前の 59 歳以下の高齢者で顕著であり、60 歳以上だと失職してもメンタルヘルスは悪化し

ていなかった。2点目は、失職時の雇用保険の受給の有無とメンタルヘルスの関係を分析した結果、雇用保険を受給してもメンタルヘルスは改善しないことがわかった。この結果から、失職後にメンタルヘルスが悪化する背景には、所得低下による影響よりも他のストレス等の要因が主な原因であると考えられる。

以上の分析結果から明らかなとおり、高齢者の失職によるメンタルヘルスの悪化に対して雇用保険等の金銭的なサポートは有効ではない。このため、金銭面以外でのサポートを充実させることが重要だろう。ただし、金銭面以外のどの点をサポートすべきかといった点は明確ではないため、この点を今後さらに分析する必要がある。

本稿の分析によって得られた結果は、Sullivan and von Wachter (2009)や Eliason and Storrie (2009a,b)と同じく失職が健康を悪化させるという結果であった。これに対して同じ国内のデータを用いた佐藤(近刊)とは異なった結果となった。このように分析結果が異なる背景には、①佐藤(近刊)では失業サンプルが少ないだけでなく、K6によるメンタルヘルスの指標を使用していない、②佐藤(近刊)では高齢者だけでなく、全年齢層を分析対象としている、といった2つの違いがあると考えられる。

最後に本稿に残された課題について述べておきたい。本稿では日本のパネルデータを用いて高齢者の失職と健康の関係を分析したが、この点は今後急速に高齢化が進むアジア諸国でも課題になる可能性がある。このため、日本以外のアジア諸国のデータを用いて分析することも重要だと考えられる。また、今回の分析では健康の指標としてメンタルヘルスを活用したが、高齢者という分析対象を考慮すると、その寿命に及ぼす影響も検討する意義が大きいと言える。これらの2点が今後の研究課題である。

参考文献

- Arrow, J “Estimating the influence of health as a risk factor on unemployment: a survival analysis of employment durations for workers surveyed in the German Socio-Economic Panel (1984-1990),” *Social Science & Medicine*, 1996, 42(12), pp.1651-1659.
- Browning, M., D. A. Moller, and E. Heinesen “Job displacement and stress-related health outcomes,” *Health Economics*, 2006, 15(10), pp.1061–1075.
- Browning, M. and E. Heinesen “Effect of job loss due to plant closure on mortality and hospitalization,” *Journal of Health Economics*, 2012, 31, pp.599–616.
- Couch, K. A. and Placzek, D. W. “Earnings Losses of Displaced Workers Revisited,” *American Economic Review*, 2010, 100(1), pp. 572–589.
- Eliason, M. and D. Storrie “Job loss is bad for your health – Swedish evidence on cause-specific hospitalization following involuntary job loss,” *Social Science & Medicine*, 2009a, 68, pp.1396–1406.

- Eliason, M. and D. Storrie “Does job loss shorten life?” *The Journal of Human Resources*, 2009b, 4, pp.277–302.
- Fukahori, R., Sakai, T., and Sato, K. (2015) “The Effects of Incidence of Care Needs in Households on Employment, Subjective Health, and Life Satisfaction among Middle-aged Family Members.” *Scottish Journal of Political Economy*, Vol.62, Issue 5, pp.518-545.
- Freier, R., Schumann, M. Siedler, T (2015) “The earnings returns to graduating with honors –Evidence from law graduates”, *Labour Economics* 34, 39–50.
- Gallo, W. T., Bradley, E. H., Falba, T. A., Dubin, J. A., Cramer, L. D., Bogardus, S. T., Jr., et al. (2004). Involuntary job loss as a risk factor for subsequent myocardial infarction and stroke: findings from the health and retirement survey. *American Journal of Industrial Medicine*, 45(5), 408–416.
- Gallo, W. T., Teng, H. M., Falba, T. A., Kasl, S. V., Krumholz, H. M., & Bradley, E. H. (2006). The impact of late career job loss on myocardial infarction and stroke: a 10 year follow up using the health and retirement survey. *Occupational and Environmental Medicine*, 63(10), 683–687.
- Hainmueller, J., 2011. Ebalance: a Stata package for entropy balancing. MIT Political Science Department Research Paper, 24.
- Hainmueller, J., 2012. Entropy balancing for causal effects: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political Analysis* 20, 25-46.
- Hainmueller, J. and Y. Xu (2013) “ebalance: A Stata Package for Entropy Balancing,” *Journal of Statistical Software*, Vol. 54, Issue. 7, pp. 1-18.
- Heckman, J. J., H. Ichimura, J. Smith, and P. Todd. “Characterizing Selection Bias Using Experimental Data,” *Econometrica*, 1998, 66(5), pp. 1017–1098.
- Hirano, K. and G. W. Imbens (2001) “Estimation of Causal Effects using Propensity Score Weighting: An Application to Data on Right Heart Catheterization,” *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 2(3-4), pp. 259-278.
- Jacobson, L., LaLonde, R. and Sullivan, D. “Earnings Losses of Displaced Workers,” *American Economic Review*, 1993, 83(4), pp. 685–709.
- Jahoda, M *Employment and Unemployment – a Social Psychological Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press, 1982.
- Pearlin, L.I., M.A. Lieberman, E.A. Menaghan, J.T. Mullen “The stress process,” *Journal of Health and Social Behavior*, 1981, 22, pp.337–356.
- Marcus, J. (2013) “The Effect of Unemployment on the Mental Health of Spouses – Evidence from Plant Closures in Germany,” *Journal of Health Economics*, Vol. 32, pp.

546–558.

Salm, M “Does job loss cause ill health?” *Health Economics*, 2009, 18(9), pp.1075-1089.

Schmitz, H “Why are the unemployed in worse health? The causal effect of unemployment on health,” *Labour Economics*, 2011, 18, pp.71–78.

Shimizutani, Satoshi and Izumi Yokoyama (2009) "Japan's Long-Term Employment Practice Survived? Developments Since the 1990s," *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 62, No. 3, pp. 313-326.

Sullivan, D. and T. von Wachter “Job displacement and mortality: an analysis using administrative data,” *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(3), pp.1265-1306.

Warr, P *Work, Unemployment and Mental Health*. Oxford: Clarendon Press, 1987.

近藤絢子(2014)「雇用確保措置の義務化によって高齢者の雇用は増えたのか—高年齢者雇用安定法改正の政策評価」『日本労働研究雑誌』No.642, pp.13-22.

佐藤一磨(近刊)「失業経験が健康に及ぼす影響」『経済分析』.

山本勲(2008)「高年齢者雇用安定法改正の効果分析—60 歳代前半の雇用動向」樋口美雄・瀬古美喜・慶応義塾大学経商連携 21 世紀 COE 編『日本の家計のダイナミズムⅣ』第 7 章、慶応義塾出版会、pp.161-pp.174.

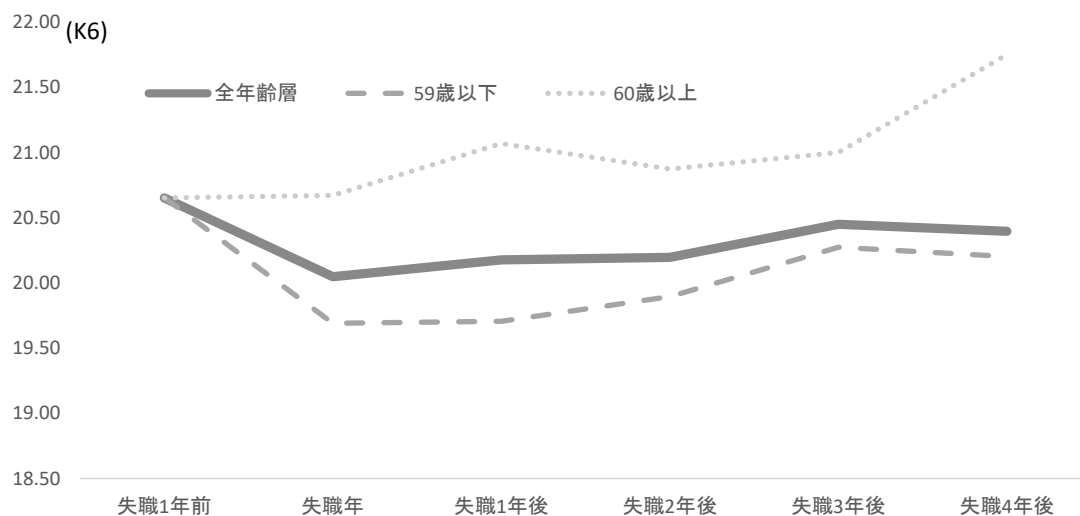
表1 マッチング前後の基本統計量

変数	マッチング前			マッチング後			
	失職経験 サンプル 平均値	非失職経験 サンプル 平均値	平均値の差	失職経験 サンプル 平均値	非失職経験 サンプル 平均値	平均値の差	
(A)個人属性							
性別ダミー	男性	0.40	0.56	-0.16***	0.4	0.4	0.00
	女性	0.60	0.44	0.16***	0.6	0.6	0.00
学歴ダミー	中・高卒	0.73	0.65	0.08***	0.73	0.73	0.00
	専門・短大卒	0.12	0.15	-0.03	0.12	0.12	0.00
	大卒・大学院卒	0.15	0.20	-0.05**	0.15	0.15	0.00
年齢		57.42	57.00	0.42**	57.42	57.42	0.00
有配偶ダミー		0.88	0.87	0.01	0.88	0.88	0.00
同居家族人数		2.16	2.16	0.00	2.16	2.16	0.00
住宅所有ダミー		0.80	0.87	-0.07***	0.8	0.8	0.00
週3回以上飲酒ダミー		0.37	0.43	-0.06**	0.37	0.37	0.00
喫煙ダミー		0.27	0.27	0.00	0.27	0.27	0.00
月収(万円)		18.74	28.49	-9.75***	18.74	18.74	0.00
勤続年数		12.65	16.53	-3.88***	12.65	12.65	0.00
週労働時間60時間以上ダミー		0.04	0.06	-0.02	0.04	0.04	0.00
雇用形態ダミー	正規雇用	0.49	0.61	-0.12***	0.49	0.49	0.00
	非正規雇用	0.51	0.39	0.12***	0.51	0.51	0.00
職種ダミー	専門的・技術的な仕事	0.16	0.21	-0.05*	0.16	0.16	0.00
	管理的な仕事	0.04	0.13	-0.09***	0.04	0.04	0.00
	事務の仕事	0.16	0.13	0.03	0.16	0.15	0.01
	販売の仕事	0.10	0.09	0.01	0.1	0.1	0.00
	サービス・保安の仕事	0.21	0.16	0.05**	0.21	0.21	0.00
	運輸・通信の仕事	0.02	0.05	-0.03*	0.02	0.02	0.00
	生産工程・労務作業の仕事	0.22	0.16	0.06**	0.22	0.22	0.00
	その他	0.08	0.07	0.01	0.08	0.08	0.00
企業規模ダミー	99人以下	0.82	0.50	0.32***	0.82	0.82	0.00
	100-999人	0.15	0.31	-0.16***	0.15	0.15	0.00
	1000人以上	0.03	0.19	-0.16***	0.03	0.03	0.00
(B)健康指標							
主観的健康度		4.19	4.31	-0.12**	4.19	4.19	0.00
深刻な病気の有無ダミー	糖尿病	0.11	0.09	0.02	0.11	0.11	0.00
	心臓病	0.03	0.03	0.00	0.03	0.03	0.00
	脳卒中	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00
	高血圧	0.29	0.25	0.04	0.29	0.29	0.00
	高脂血症	0.11	0.15	-0.04	0.11	0.11	0.00
	悪性新生物	0.01	0.02	-0.01	0.01	0.01	0.00
活動困難の有無ダミー	歩く	0.02	0.02	0.00	0.02	0.02	0.00
	起き上がる	0.02	0.01	0.01	0.02	0.02	0.00
	座ったり立ち上がる	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00
	衣服の着脱	0.02	0.01	0.01*	0.02	0.02	0.00
	手や顔を洗う	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00
	食事をする	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00
	排せつ	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00
	入浴をする	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00
	階段の上り下り	0.03	0.02	0.01	0.03	0.03	0.00
	ものの持ち運び	0.03	0.01	0.02	0.03	0.03	0.00
(C)健康習慣							
健康維持活動ダミー	お酒を飲みすぎない	0.24	0.28	-0.04	0.24	0.24	0.00
	たばこを吸いすぎない	0.16	0.15	0.01	0.16	0.16	0.00
	適度な運動をする	0.43	0.45	-0.02	0.43	0.43	0.00
	年に1回以上人間ドックを受診	0.14	0.23	-0.09***	0.14	0.14	0.00
	食事量に注意する	0.53	0.53	0.00	0.53	0.53	0.00
	栄養バランスを考え食事をとる	0.42	0.43	-0.01	0.42	0.42	0.00
	ビタミン剤等を摂取	0.26	0.23	0.03	0.26	0.26	0.00
	適正体重を維持	0.44	0.47	-0.03	0.44	0.44	0.00
	食後に歯磨きをする	0.40	0.40	0.00	0.4	0.4	0.00
	適度な休養をとる	0.47	0.45	0.02	0.47	0.47	0.00
	ストレスをためない	0.51	0.52	-0.01	0.51	0.51	0.00
	サンプルサイズ	245	58,467		245	58,467	

(注1) : ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

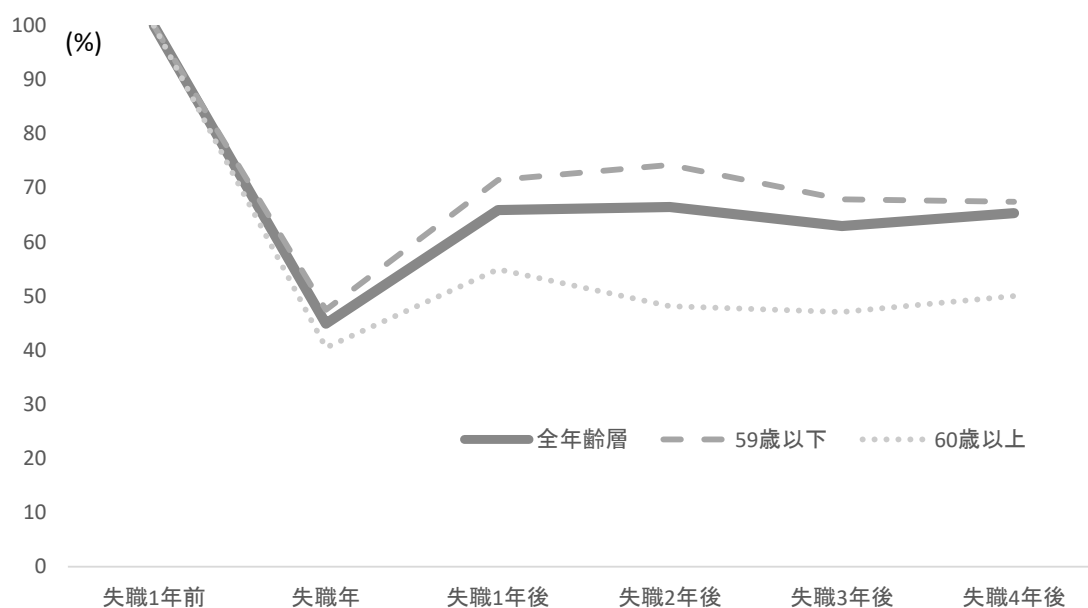
(注2) : 『中高年者縦断調査』から筆者推計。

図1 失職前後のメンタルヘルスの変化



(注1) : 『中高年者縦断調査』から筆者推計。

図2 失職前後の就業率の変化



(注1) : 『中高年者縦断調査』から筆者推計。

表 2 失職がメンタルヘルスに及ぼす影響(全年齢層)

	失職年	失職1年後	失職2年後	失職3年後	失職4年後
①個人属性のみ					
Entropy Balancing	-0.52*** (0.23)	-0.44* (0.25)	-0.48* (0.27)	-0.30 (0.30)	-0.57* (0.34)
PSM	-0.53*** (0.24)	-0.49* (0.26)	-0.54* (0.28)	-0.40 (0.33)	-0.68* (0.40)
PSW	-0.53*** (0.24)	-0.45* (0.26)	-0.49* (0.28)	-0.34 (0.32)	-0.58 (0.40)
②個人属性+健康指標					
Entropy Balancing	-0.55*** (0.22)	-0.49*** (0.23)	-0.50*** (0.25)	-0.31 (0.29)	-0.52 (0.32)
PSM	-0.52*** (0.24)	-0.49* (0.26)	-0.54* (0.28)	-0.42 (0.33)	-0.68* (0.40)
PSW	-0.56*** (0.24)	-0.47* (0.26)	-0.52* (0.28)	-0.37 (0.32)	-0.56 (0.40)
③個人属性+健康指標+健康習慣					
Entropy Balancing	-0.55*** (0.21)	-0.46*** (0.22)	-0.47*** (0.24)	-0.29 (0.28)	-0.49 (0.31)
PSM	-0.52*** (0.24)	-0.49* (0.26)	-0.54* (0.28)	-0.42 (0.33)	-0.68* (0.40)
PSW	-0.55*** (0.24)	-0.48* (0.26)	-0.53* (0.28)	-0.37 (0.32)	-0.58 (0.40)
N_{Treated}	227	201	172	136	90
N_{control}	55,352	47,171	39,161	31,169	23,083

(注 1)：[]内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

(注 2)：***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

(注 3)：N(トリートメント)はトリートメントに属する観測値の数を、N(コントロール)は実際にトリートメントの比較対象として推定に用いられたコントロールに属する観測値を示す。

(注 4)：表中の t 年、t+1 年、t+2 年、t+3 年の値は、離婚前年を t-1 年、離婚経験時を t 年とした場合の各時点を示している。

(注 5)：分析に使用している K6 の差分は、各時点の K6 から失職前年の K6 を引くことで算出している。

(注 6)：『中高年者縦断調査』から筆者推計。

表 3 失職がメンタルヘルスに及ぼす影響(59歳以下)

	失職年	失職1年後	失職2年後	失職3年後	失職4年後
①個人属性のみ					
Entropy Balancing	-0.84*** (0.30)	-0.90*** (0.28)	-0.61* (0.31)	-0.36 (0.35)	-0.68* (0.36)
PSM	-0.84*** (0.32)	-0.94*** (0.32)	-0.74** (0.35)	-0.51 (0.39)	-0.81* (0.44)
PSW	-0.83*** (0.32)	-0.91*** (0.32)	-0.67* (0.34)	-0.46 (0.38)	-0.72 (0.44)
②個人属性+健康指標					
Entropy Balancing	-0.83*** (0.28)	-0.89*** (0.27)	-0.61** (0.30)	-0.33 (0.34)	-0.61* (0.36)
PSM	-0.84*** (0.32)	-0.94*** (0.32)	-0.74** (0.35)	-0.51 (0.39)	-0.81* (0.44)
PSW	-0.85*** (0.32)	-0.91*** (0.32)	-0.68* (0.35)	-0.46 (0.39)	-0.69 (0.44)
③個人属性+健康指標+健康習慣					
Entropy Balancing	-0.82*** (0.27)	-0.87*** (0.26)	-0.56** (0.28)	-0.21 (0.31)	-0.59* (0.35)
PSM	-0.84*** (0.32)	-0.94*** (0.32)	-0.74** (0.35)	-0.51 (0.39)	-0.81* (0.44)
PSW	-0.84*** (0.33)	-0.92*** (0.32)	-0.69** (0.35)	-0.47 (0.39)	-0.71 (0.44)
N_{Treated}	145	131	119	103	79
N_{Control}	37,110	33,619	29,606	24,954	19,542

(注 1)：[]内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

(注 2)：***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

(注 3)：N(トリートメント)はトリートメントに属する観測値の数を、N(コントロール)は実際にトリートメントの比較対象として推定に用いられたコントロールに属する観測値を示す。

(注 4)：表中の t 年、t+1 年、t+2 年、t+3 年の値は、離婚前年を t 年とした場合の各時点を示している。

(注 5)：分析に使用している K6 の差分は、各時点の K6 から失職前年の K6 を引くことで算出している。

(注 6)：『中高年者縦断調査』から筆者推計。

表 4 失職がメンタルヘルスに及ぼす影響(60 歳以上)

	失職年	失職1年後	失職2年後	失職3年後	失職4年後
①個人属性のみ					
Entropy Balancing	0.00 (0.29)	0.47 (0.32)	-0.05 (0.31)	-0.01 (0.48)	0.39 (0.63)
PSM	0.03 (0.34)	0.37 (0.43)	-0.09 (0.47)	-0.03 (0.58)	0.27 (0.76)
PSW	0.03 (0.34)	0.40 (0.42)	-0.11 (0.46)	-0.03 (0.56)	0.28 (0.74)
②個人属性+健康指標					
Entropy Balancing	-0.06 (0.27)	0.31 (0.27)	-0.24 (0.29)	-0.19 (0.38)	0.33 (0.58)
PSM	0.03 (0.34)	0.37 (0.43)	-0.09 (0.47)	-0.13 (0.59)	0.27 (0.76)
PSW	-0.01 (0.34)	0.35 (0.42)	-0.19 (0.45)	-0.12 (0.55)	0.17 (0.77)
③個人属性+健康指標+健康習慣					
Entropy Balancing	-0.06 (0.25)	0.37 (0.26)	-0.05 (0.26)	-0.20 (0.36)	0.34 (0.49)
PSM	0.03 (0.34)	0.37 (0.43)	-0.09 (0.47)	-0.03 (0.58)	0.27 (0.76)
PSW	-0.01 (0.34)	0.33 (0.42)	-0.17 (0.45)	-0.08 (0.56)	0.24 (0.90)
N_{Treated}	82	70	53	33	11
N_{Control}	18,242	13,552	9,555	6,215	3,541

(注 1)：[]内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

(注 2)：***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

(注 3)：N(トリートメント)はトリートメントに属する観測値の数を、N(コントロール)は実際にトリートメントの比較対象として推定に用いられたコントロールに属する観測値を示す。

(注 4)：表中の t 年、t+1 年、t+2 年、t+3 年の値は、離婚前年を t-1 年、離婚経験時を t 年とした場合の各時点を示している。

(注 5)：分析に使用している K6 の差分は、各時点の K6 から失職前年の K6 を引くことで算出している。

(注 6)：『中高年者縦断調査』から筆者推計。

表 5 失職年の雇用保険の受給の有無とメンタルヘルスの関係

	失職年に 雇用保険を受給	失職年に 雇用保険を未受給	平均値の差
(失職年のメンタルヘルス)			
全年齢層	20.28	19.82	0.45
59歳以下	20.35	19.19	1.16
60歳以上	20.07	20.78	-0.71
(失職1年前と失職年のメンタルヘルスの変化)			
全年齢層	-0.91	-0.30	-0.61
59歳以下	-1.10	-0.61	-0.49
60歳以上	-0.36	0.19	-0.54

(注 1)：『中高年者縦断調査』から筆者推計。

誰が熟年離婚するのか、

また、熟年離婚はメンタルヘルスを悪化させるのか[¶]

佐藤一磨*

要約

我が国の離婚の動向について見ると、全体的な離婚件数は近年減少するものの、同居期間が20年以上にわたる熟年離婚の占める割合は増加する傾向にある。この熟年離婚について分析した研究はほとんど存在せず、その実態は明らかになっていない。しかし、今後さらなる高齢化の進展によって熟年離婚が増加する可能性もあるため、その実態を明らかにすることは今後の政策を検討する上でも意義が大きいと考えられる。そこで、本稿では熟年離婚の現状、特に誰が熟年離婚しやすいのかといった点と熟年離婚がメンタルヘルスや主観的健康にどのような影響を及ぼすのかを検証する。本稿の分析の結果、次の4点が明らかになった。1点目は、熟年離婚の決定要因に関する分析の結果、夫妻ともに中卒である場合や夫が高卒で妻が中卒の場合に離婚確率が上昇していた。また、1年前に別居していたり、同居人数が少ないと離婚確率が高かった。さらに、貯蓄額が多かったり、自宅を所有していると離婚確率が低下する傾向にあった。これらの傾向は他の年齢層でも見られる傾向であるため、熟年離婚の決定要因は他の年齢層と似ている部分が多いと言える。2点目は、離婚がメンタルヘルスに及ぼす影響を分析した結果、男女間で結果が異なる傾向にあることがわかった。男性の場合、離婚から3年目まではメンタルヘルスが悪化する傾向があったが、女性の場合、離婚年ではメンタルヘルスが悪化するものの、離婚1年後から回復し、結婚継続者よりもメンタルヘルスが向上する傾向が見られた。3点目は、離婚が主観的健康度に及ぼす影響を分析した結果、男女とも熟年離婚による負の影響が限定的であることがわかった。特に女性の場合、離婚した年でも主観的健康度は悪化しておらず、その影響は小さいと言える。4点目は、熟年離婚が趣味・教養活動、スポーツ・健康活動、地域行事への参加に及ぼす影響を分析した結果、男性の場合、熟年離婚を境にさまざまな活動量が低下する傾向にあることがわかった。これに対して女性の場合、熟年離婚後でもさまざまな活動量は増加していた。

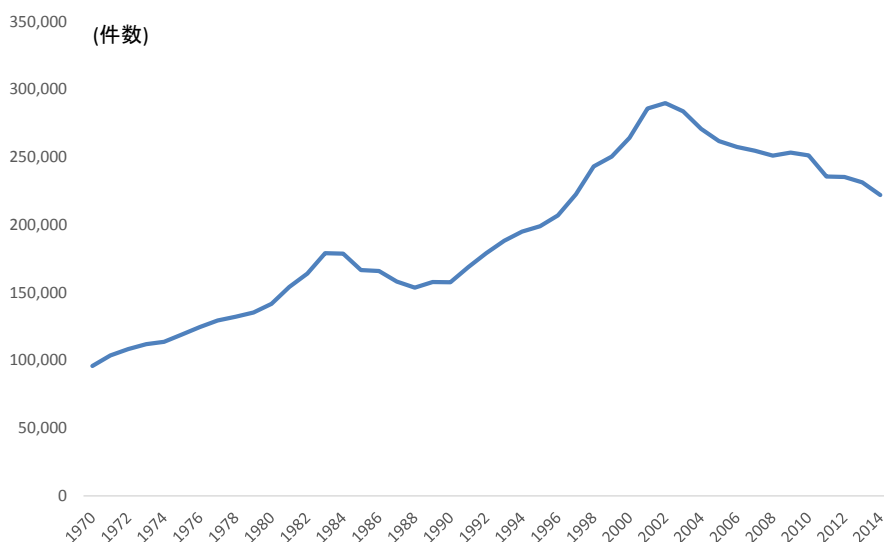
[¶] 本稿は厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」（H26-政策一般-003、研究代表：慶應義塾大学・山本勲）の助成を受けている。また、本稿で使用した『中高年者縦断調査』の調査票情報は統計法第33条の規定に基づき、厚生労働省より提供を受けた。ここに記して感謝する次第である。

* 拓殖大学政経学部准教授

1 問題意識

我が国ではバブル崩壊以降、さまざまな人口動態の変化を経験してきた。代表的な例として少子化があげられ、経済学の視点からさまざまな研究が行われてきた。これ以外の人口動態の変化として離婚があげられる。我が国の離婚件数はバブル崩壊直後から上昇し、2002年には289,836件にまで至った。しかし、その後持続的に減少し、2014年では222,107件となった（図1）。

図1 我が国の離婚件数の推移



出所：厚生労働省統計情報部『人口動態統計』。

このように我が国の離婚件数は減少傾向にあるものの、同居期間が20年以上の離婚の割合は増加し続けている。このような離婚は熟年離婚と言われ、1950年では離婚全体の3%程度であったが、1990年には約8%、2000年には約14%、そして2014年には約17%にまで増加している（表1）。また、1950年の同居20年以上の離婚件数を1とした場合、2014年ではその数が12.57倍にまで上昇しており、他の同居期間の場合と比較しても最も増加している（表2）。

このように熟年離婚は我が国の離婚の中でも占める割合が大きくなっているものの、その実態について明らかになっていない点が多い。具体的には誰が熟年離婚しやすいのかといった点や熟年離婚によってその後の生活状況や健康がどう変化するのかといった点はまだ検証されていない。例外としてアメリカの中老年の離婚について検証したBrown and Lin (2012)があるものの、これ以外では国内外でほぼ研究がない。おそらく、この背景には熟年離婚の実態を把握できるデータがあまり存在しないためではないかと考えられる。しかし、今後さらなる高齢化の進展が予想され、熟年離婚も増加する可能性があるため、その実態を明らかにすることは今後の政策を検討する上でも意義が大きいと考えられる。

表1 同居期間別の離婚構成比の推移

	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2010年	2014年
								(%)
1年未満	14.10	17.23	16.36	15.19	9.21	8.35	6.91	6.63
1年	14.68	18.46	13.45	11.66	8.10	9.19	8.58	7.93
2年	10.89	14.09	9.87	9.61	7.24	7.88	8.32	7.49
3年	12.17	9.61	7.73	8.13	6.53	6.68	7.48	6.84
4年	9.32	5.89	6.57	7.17	6.22	6.04	6.66	6.11
5～9年	23.36	17.97	22.08	24.37	27.68	21.20	22.95	22.56
10～14年	8.53	8.80	14.04	12.44	17.32	14.05	13.02	14.72
15～19年	3.83	4.42	5.53	6.13	9.99	12.73	9.59	10.81
20年以上	3.13	3.53	4.38	5.30	7.72	13.88	16.49	16.92
総数	100	100	100	100	100	100	100	100

出所：厚生労働省統計情報部『人口動態統計』。

表2 同居期間別の離婚件数の倍率の推移

	1950年	1960年	1970年	1980年	1990年	2000年	2010年	2014年
								(倍)
1年未満	1	0.80	1.02	0.91	0.92	1.23	1.10	0.95
1年	1	0.61	0.73	0.75	0.94	1.42	1.23	1.03
2年	1	0.59	0.79	0.88	1.06	1.81	1.52	1.28
3年	1	0.67	0.98	1.16	1.31	2.38	2.04	1.70
4年	1	0.94	1.41	1.80	1.94	3.47	2.97	2.54
5～9年	1	1.03	1.57	2.62	2.23	3.91	3.59	3.12
10～14年	1	1.34	1.63	3.35	3.02	4.53	4.79	4.23
15～19年	1	1.05	1.60	3.85	5.45	6.66	7.01	6.27
20年以上	1	1.04	1.73	3.72	7.42	14.30	13.70	12.57

出所：厚生労働省統計情報部『人口動態統計』。

そこで本稿では熟年離婚の現状、特に誰が熟年離婚しやすいのかといった点と熟年離婚がメンタルヘルスや主観的健康にどのような影響を及ぼすのかを検証する。このような熟年離婚を分析した研究は国内ではまだなく、本稿が初の試みだと言える。

先行研究と比較した場合の本稿の特徴は、次の3点である。1点目は、熟年離婚のサンプルを確保できる高齢者のパネル調査の『中高年縦断調査』(厚生労働省)を使用している点である。この調査は、中高年を対象とした我が国で最大規模のパネルデータであり、2005年から50歳以上の33,815人を調査している。我が国では利用できるパネルデータは増加しつつあるものの、中高年を対象にし、離婚の有無を確認できるデータは多く存在しない。このため、『中高年縦断調査』を使用できるのは本稿の利点の1つだと言える。2点目の特徴は、離婚前後の夫と妻の就業だけでなく、趣味、スポーツ、地域活動といった幅広い活動の変化を検証している点である。離婚前後で就業状態だけでなく、さまざまな社会活動への参加の程度も変化すると予想される。本稿の分析では男女別にサンプルを分割し、これらの活動量がどのように変化するかとった点も確認している。3点目の特徴は、離婚がメンタルヘルスや主観的健康に及ぼす影響を検証する際、離婚者と結婚継続者のももとの個人属

性の違いをコントロールするために、マッチング法を使用している点である。本稿では近年開発された Entropy Balancing(Hainmueller 2011,2012; Hainmueller and Xu 2013)を使用する。なお、推計結果の頑健性を確認するために、Propensity Score Matching 法を用いた推計も行っていく。

本稿の構成は次のとおりである。第 2 節では先行研究を概観し、本稿の位置づけを確認する。第 3 節では使用データについて説明し、第 4 節では推計手法について述べる。第 5 節では推計結果について述べ、最後の第 6 節では本稿の結論と今後の研究課題を説明する。

2 先行研究

経済学における離婚の分析は Becker et al. (1977)を嚆矢とする。この研究は、結婚に関する経済理論の延長として離婚を捉え、その後の研究の基礎となった。Becker(1974)は、結婚に伴う便益が費用を上回り、独身でいる場合よりも期待効用が高まる場合において結婚の意思決定が行われると考えている。結婚から得られる便益には、夫婦間の分業によって生み出される家計内生産物、配偶者の資産や所得、子ども、共有住宅、一緒にいることで得られる心理的な安らぎ等の経済的、非経済的なものが考えられる。これに対して、離婚の意思決定は結婚を継続した場合と離婚した場合の期待効用を比較し、離婚した場合の期待効用の方が高い場合に行われると考えている(Becker et al., 1977)。このため、結婚から得られる期待効用が大きいほど、離婚確率が低下し、逆にその期待効用が低ければ、離婚確率が上昇することとなる。また、Becker et al. (1977)は離婚には次の 2 つの要因が大きな影響を及ぼすことを指摘している。1 つ目は結婚相手を探す上でのサーチコストの存在である。結婚市場においてはサーチコストが存在するため、現在の配偶者が必ずしも最適ではない可能性がある。このため、結婚後によりマッチングの高い相手と出会った場合、現在の配偶者と離婚する人も出てくる。2 つ目は、結婚相手や経済環境に関する不確実性である。結婚生活を続けていく中で、結婚当初は予測できなかった配偶者や経済環境の変化が起こり、結婚の期待効用が大きく低下する恐れがある。この場合、離婚した方が結婚を継続するよりも期待効用が高くなり、離婚する人も出てくる。

以上の理論をもとにさまざまな研究の蓄積が行われてきたが、熟年離婚を対象とした研究はほとんどない。例外としてアメリカにおける中高年の離婚について分析した Brown and Lin (2012)がある。この研究ではアメリカで増加する 50 歳以上の離婚の今後の推移やその決定要因を Vital Statistics や American Community Survey(ACS)等を用いて分析している。分析の結果、1990 年から 2000 年において、50 歳以上の中高年の離婚は倍増するだけでなく、2010 年に離婚した 4 人に 1 人が 50 歳以上となっていることを明らかにした。また、黒人ほど、低学歴層ほど、失業しているほど、過去の結婚数が多いほど、そして、結婚年数が短いほど、中高年の離婚確率が高いことを示した。この研究は日本だけでなく、アメリカにおいても中高年の離婚が増加していることを示しており、興味深い。ただし、Brown and Lin (2012)では中高年の離婚に注目しており、同居期間について制約を設けていない。このため、日本の熟年離婚とは分析対象の属性が異なると考えられる。

離婚については Brown and Lin (2012)以外で数多くの研究の蓄積があり、離婚の意思決定に影響を及ぼすさまざまな要因が明らかにされている(Amato 2010)。離婚を増加させる要因としては、10代での結婚、貧困、低学歴、同棲経験の有無、結婚前の出産経験や子どもの存在、数多くの結婚(離婚)歴、両親の離婚等があげられる(Amato & DeBoer 2001; Bramlett & Mosher 2002; 安藏 2003; レイモ他 2005; Bratter & King 2008; Sweeney & Phillips 2004; Teachman 2002)。妻の就業や所得に関しては、離婚を増加させる要因として指摘されてきたが、近年の研究では妻の所得が家計の所得水準を押し上げることを通じて、結婚の便益を高めると指摘する研究も存在する(Amato et al 2007)。また、妻の所得は不幸な結婚を離婚という形で解消する際に有効に働くことが指摘されている(Schoen et al 2002)。これら以外では配偶者の失業が離婚を増加させるが、中でも解雇による失業だと離婚確率が上昇し、企業倒産による失業では離婚確率に影響を及ぼさないことが明らかにされている(Charles and Stephens 2004; Eliason 2004; Doiron and Mendolia 2012; 佐藤 2014)。

離婚がその後の幸福度や健康、メンタルヘルスに及ぼす影響についても数多くの研究の蓄積がある。これらの研究を整理すると、離婚によって幸福度や健康、メンタルヘルスが悪化することが指摘されている(Amato 2000; Gardner and Oswald 2006)。なお、幸福度に関しては離婚 2 年後には回復することが確認されている。また、男女別に離婚の及ぼす影響を検証した結果、身体的健康や寿命は男性の方が女性よりも悪化する傾向にあることが明らかにされている(Amato 2010)。ただし、離婚歴が心血管疾患の悪化に及ぼす影響については女性において観察されるものの、男性ではその影響がないと指摘する研究も存在する(Zhang & Hayward 2006)。

以上、先行研究について簡単に概観してきたが、離婚に関する数多くの研究が存在するものの、熟年離婚を分析した研究は少ない。しかし、我が国では熟年離婚が増加傾向にあるため、その意思決定に及ぼす要因等を検証する意義は大きいと言える。

3 データ

使用データは厚生労働省が 2005 年から 2012 年までの『中高年縦断調査』である。この調査は、2005 年に 50-59 歳であった日本全国の男女 33,815 人を継続調査している。質問項目は、家族の状況、健康の状況、就業の状況、住居・家計の状況等となっている。分析では 2005 年から 2012 年までのすべてのデータを使用している。

分析対象は第 1 回目の調査で結婚している男女であり、推計に使用する各変数に欠損値が存在しないサンプルである。分析対象サンプルについては、次の 2 点に注意する必要がある。1 点目は、結婚期間に関する質問の欠如である。熟年離婚は同居期間が 20 年以上の離婚をさすが、『中高年縦断調査』では結婚期間に関する質問項目が存在しない。そこで、子どもの年齢から結婚期間を推定することとした。まず、今回の分析対象のうち、子どもの有無について確認した結果、95.14%のサンプルに子どもが存在していた(表 3)。さらに、子

どもありのうち、子どもの年齢が20歳以上の割合について確認した結果、全サンプルのうちの92.08%が20歳以上の子どもをもっていた。20歳以上の子どもが存在する場合、結婚期間も同程度、もしくはそれ以上となっている可能性が高いため、分析対象サンプルのほとんどが結婚期間20年以上だと考えられる。そこで、今回の分析では分析対象を20歳以上の子どもがいる場合に限定する。なお、この方法の場合、子どもの存在しないサンプルの結婚期間がわからないという欠点がある。しかし、今回の分析対象サンプルのうち、子どもの存在しないサンプルの割合は比較的小さかったため、推計に及ぼす影響は小さいと考えられる。実際、子どもがいないサンプルを除外した場合と子どもがいないサンプルを含めた場合の両方で推計を行った結果、推計結果に大きな違いは見られなかった。

表3 子どもの有無及び20歳以上の子どもの有無

	第1回目調査で結婚しているサンプル	子どもの有無		20歳以上の子どもの有無	
		うち、子ども無し	うち、子どもあり	20歳以上の子どもの有無	
				子どもありのうち、20歳以上の子どもなし	子どもありのうち、20歳以上の子どもあり
実数	125,788	6,115	119,673	3,842	115,831
全サンプルに占める割合	100%	4.86%	95.14%	3.05%	92.08%

注1：分析対象は第1回目調査で結婚している男女であり、推計に使用する各変数に欠損値が存在しないサンプルである。

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

2点目は、離婚と死別の識別についてである。『中高年縦断調査』では第2回目調査以降、1年間の間に離婚または死別を経験したかどうかを聞く質問項目が存在する。この質問項目では離婚と死別を適切に分けることが難しい。そこで、離婚の場合のみを取り出すために、1期前の配偶者の健康状態に着目し、健康状態が悪い場合のサンプルを分析対象から除外した。これによって健康状態が悪く、死別する確率の高い場合を除外することができると考えられる¹。なお、具体的には1期前の「配偶者の現在の健康状態はどうか。当てはまる番号に1つに○をつけてください。」の質問に「どちらかと言えば悪い」、「悪い」、「大変悪い」と回答したサンプルを除外した²。

4 推計手法

本稿では熟年離婚に関する2つの分析を行っていく。1つ目の分析は、熟年離婚の決定要因に関する分析であり、以下の誘導型モデルを推計する。

$$D_{it}^* = \beta_1 \theta_{it-1} + \beta_2 k_{it-1} + \beta_3 w_{it-1} + \beta_4 x_{it-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

¹ Idler and Benyamini (1997)、Franks et al. (2003)、Van Doorslaer and Jones (2003)は、主観的健康度が客観的な健康や病気の有無、死亡率の予測に有効な指標であることを明らかにしている。

² これ以外の回答の選択肢には「大変良い」、「良い」、「どちらかと言えば良い」が存在する。

被説明変数の D_{it} は離婚ダミーであり、分析期間中に離婚した場合に1、結婚を継続する場合に0となるダミー変数である。

θ_{it-1} は夫婦のマッチングを示しており、夫婦の学歴組み合わせダミー、夫婦の年齢差ダミー、配偶者と別居ダミーを変数として使用する。夫婦のマッチングを直接観察することは困難であるため、Weiss and Willis(1997)や佐藤(2014)では夫婦の学歴の組み合わせや夫婦の年齢差等を代理変数として使用してきた。Becker(1974)は、夫婦の属性と結婚の期待効用の関係を検証しており、教育水準、身長、知能、年齢、非勤労所得、身体的な魅力等の個人属性に関して、その属性が大きく近い夫婦の組合せほど、結婚の期待効用が高くなることを指摘している。このため、夫婦の学歴組合せダミーは夫婦の学歴が高く、同じ学歴であるほど、離婚確率が低下すると予想される。また、夫妻の年齢差ダミーはその差が大きくなるほど、離婚確率が上昇すると考えられる。配偶者と別居ダミーは直近における配偶者とのマッチングの状況を示していると考えられ、別居している場合ほど離婚確率が上昇すると予想される。

k_{it-1} は結婚期間中に夫婦で形成した資本を示しており、20歳以下の子どもありダミー、子どもの数、貯蓄額(万円)、借入金ありダミー、持ち家ありダミーを変数として使用する。まず、20歳以下の子どもの存在は離婚コストを高め、夫婦として留まらせる効果があると考えられるため、離婚確率を低下させると予想される。また、子どもの数が多いほど、親権等をどのように夫婦間で配分するのかを検討するコストが増加するため、離婚確率を低下させると考えられる。貯蓄額や借入金の有無は家計の資産状況を示し、資産が豊かであるほど結婚の期待効用が高まると考えられるため、貯蓄額は離婚確率を低下させ、借入金存在は離婚確率を増加させると予想される。持家がある家計の場合、資産として分割が難しいため、離婚を抑制する効果があると考えられる。

w_{it-1} は夫及び妻の就業ダミーを示している。夫が就業している場合ほど家計消費額も高く、結婚を継続することの便益が上昇すると考えられるため、夫の就業は離婚を抑制すると予想される。また、妻の稼得能力は離婚の意思決定に大きな影響を及ぼすと考えられるため、離婚確率を上昇させると考えられる。 x_{it-1} はこれら以外のコントロール変数を示しており、同居人数と年次ダミーを使用する。

μ_i は観察できない個人効果、 ε_{it} は誤差項を示している。分析では、因果関係を明確にするため、夫と妻の学歴ダミー以外のすべての説明変数で1期前の値を使用する。使用する推計手法はRandom Effect Logitモデルである。

2つ目の分析は、離婚がメンタルヘルスや主観的健康度に及ぼす影響に関する分析である。Amato(2000)やGardner and Oswald(2007)によって離婚が健康やメンタルヘルスを悪化させることが明らかになっているものの、熟年離婚の場合については分析されていない。熟年離婚は長期的な婚姻関係を解消するため、さまざまな変化を伴い、メンタルヘルスや健康に大きなショックをもたらすと考えられる。しかし、もし長年にわたる不幸な結婚生活を終

結させる方法として熟年離婚が選択された場合、離婚を機にメンタルヘルスや健康が改善する可能性もある。実際にはどのような傾向が見られるのかを分析を通じて明らかにする。また、男女によって離婚によるショックの影響が異なることを指摘する研究も存在するため(Amato 2010)、男女別にサンプルを分け、分析を行っていく。

このような熟年離婚がメンタルヘルスや主観的健康度に及ぼす影響を分析する場合、注意しなければならないのは、離婚者と結婚継続者の間のもともとの個人属性の違いである。離婚者と結婚継続者では学歴、資産、就業状況等で違いが見られ、それらの個人属性がメンタルヘルスや健康状態と相関を持ち、推計結果にバイアスをもたらす恐れがある。具体的には、離婚者ほど学歴や就業率がもともと低く、これがメンタルヘルスや健康状態の悪化につながっていた場合、過大に離婚の影響を計測する恐れがある。この課題に対する理想的な解決策は、離婚者のメンタルヘルスや健康状態と離婚者の離婚を経験せず、結婚を継続した仮想的な場合のメンタルヘルスや健康状態を比較するといった方法である。これを可能としたのがマッチング法であり、今回の分析では Entropy Balancing(Hainmueller and Xu 2013)を使用する。以下でマッチング法による推計方法を説明する。

マッチング法では、次式の ATT(Average Treatment Effect on the Treated)を計測する。

$$ATT = E[Y_{1i} - Y_{0i}|D_i = 1] = E[Y_{1i}|D_i = 1] - E[Y_{0i}|D_i = 1] \quad (2)$$

(2)式のうち、 Y_i はメンタルヘルスと主観的健康度を示す。 Y_{1i} は離婚した場合の値を示し、 Y_{0i} は結婚を継続した場合の値を示している。 D_i は婚姻状態の有無を示し、離婚した場合に1(トリートメント・グループ)、結婚を継続した場合に0(コントロール・グループ)となる。(2)式の右辺第1項は観察可能であるものの、右辺第2項は離婚者が結婚を継続した場合の値となっているため、実際には観測できない。この問題に対して Entropy Balancing ではコントロール・グループにウェイトをかけることで右辺第2項を実際に観測可能な値で代理可能であることを明らかにしている³。Entropy Balancing の場合、(2)式の右辺第2項は次式のとおりとなる。

$$E[Y_{0i}|\widehat{D}_i = 1] = \frac{\sum_{\{i|D=0\}} Y_{0i} w_i}{\sum_{\{i|D=0\}} w_i} \quad (3)$$

ただし、(3)式における w_i はウェイトを示しており、次の4つの式から導出される。

$$\min H(w) = \sum_{\{i|D=0\}} w_i \log(w_i/q_i) \quad (4)$$

³ Entropy Balancing を用い、夫または妻の失職がその配偶者のメンタルヘルスに及ぼす影響を検証した研究に Marcus(2013)がある。

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i C_{ri}(X) = m_r, r \in 1, \dots, R \quad (5)$$

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i = 1 \quad (6)$$

$$D_i = 0 \text{ のすべての } i \text{ に対して, } w_i \geq 0 \quad (7)$$

ただし、(5)式の $q_i = 1/n_0$ であり、 n_0 はコントロール・グループのサンプルサイズを示す。 $C_{ri}(X) = m_r$ はコントロール・グループとトリートメント・グループの個人属性 X の r 次のモーメントに関する制約条件となっている。

Entropy Balancing は、(5)～(7)式の制約下で、(4)式の $H(\mathbf{w})$ を w_i に関して最小化することでウェイト w_i を導出する。(5)式は各個人属性 X について、ウェイト w_i を用いた際のコントロール・グループの r 次のモーメントとトリートメント・グループの r 次のモーメントが等しくなることを意味する。 r の値が1の場合、(5)式はウェイト調整後にコントロール・グループとトリートメント・グループの個人属性 X の平均値が等しくなることを意味する。また、 r の値が2の場合、(5)式はコントロール・グループとトリートメント・グループの個人属性 X の分散が等しくなることを意味する。(6)式はウェイト w_i の合計値が1となることを意味し、(7)式は $D_i = 0$ の場合、ウェイト w_i が正の値をとることを意味する。

以上の(4)～(7)式から算出されるウェイト w_i の利点は、(5)式の制約条件から、トリートメント・グループとコントロール・グループの各個人属性 X の平均値や分散が高い精度で等しくなるという点にある(Hainmueller and Xu 2013)。今回の分析では使用する各説明変数の平均値及び分散が等しくなるように制約をかけ、推計を行う。(3)式によって算出されたウェイトを用いた回帰分析を行い、メンタルヘルスや主観的健康度への影響を検証する。

Y_i にはメンタルヘルスと主観的健康度を使用する。メンタルヘルスの指標として、K6(Kessler et al. 2002)の日本語版を使用する。このK6では「神経過敏に感じましたか」、「絶望的だと感じましたか」、「そわそわ、落ち着かなく感じましたか」、「気分が沈み込んで、何が起ころうとも気が晴れないように感じましたか」、「何もするのも骨折りだと感じましたか」、「自分は価値ない人間だと感じましたか」といった質問に対して、「いつも」、「たいてい」、「ときどき」、「少しだけ」、「まったくない」のいずれかの回答を選択する形式になっている。分析では野口(2011)と同様に、「いつも」の場合を0点、「たいてい」の場合を1点、「ときどき」の場合を2点、「少しだけ」の場合を3点、「まったくない」の場合を4点として点数化し、その合計値を変数として使用する。この変数は値が大きいほどメンタルヘルスが良好であることを意味する。主観的健康度については、「あなたの現在の健康状態はいかがですか。あてはまる番号1つに○をつけてください。」といった質問に対して、「大変良い」、「良い」、「どちらかと言えば良い」、「どちらかと言えば悪い」、「悪い」、「大変悪い」のいずれかの回答を選択する形式になっている。分析では「大変良い」の場合を6点とし、健康状態が悪化するごとに点数を低くし、「大変悪い」の場合に1点となるようにした。

実際の分析では Marcus(2013)と同様に、K6 と主観的健康度の水準をそのまま使用するのではなく、離婚前後の差分を使用する。これは離婚前後の差分を使用することで、観察できない固定効果の影響を除去することが可能となるためである。分析では離婚前年の時点(t-1年)の値を基準として、離婚年(t年)、離婚1年後(t+1年)、離婚2年後(t+2年)、離婚3年後(t+3年)の K6 と主観的健康度の差分を分析に使用する。離婚後数年間のメンタルヘルスの変化を分析することで、離婚の長期的な影響の有無を検証する。

Dは、離婚した場合に1、結婚を継続した場合に0となるダミー変数である。パネル期間中では203件の離婚が確認されている。また、マッチングに使用する個人属性Xには(1)式のLogitモデルと同じ変数を用いている。以上の Y_i 、D、Xを用い、Entropy Balancingを推計するが、推計結果の頑健性を確認するためにも Propensity Score Matching 法でも推計を行う。使用するマッチング方法は Kernel Matching である。

5 推計結果

5.1 記述統計から見た熟年離婚

本節では計量分析に移る前に、記述統計から(1)離婚者と継続結婚者の個人属性の違い、(2)離婚者と結婚継続者のメンタルヘルスや主観的健康度の変化の違い、(3)離婚者と継続結婚者の趣味・教養活動、スポーツ・健康活動、地域行事の違いについて検証する。

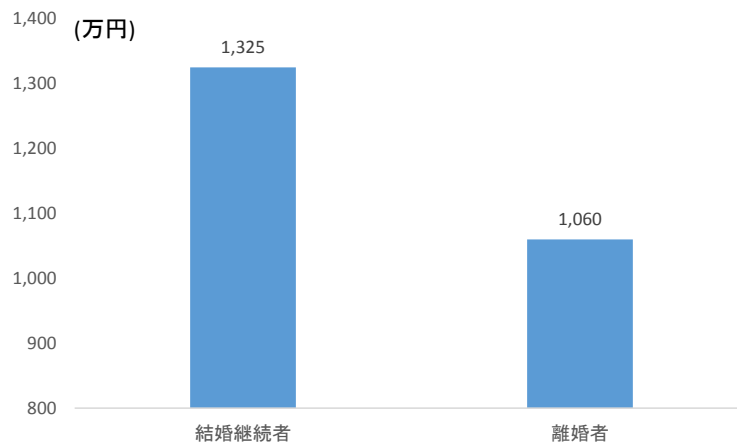
まず、(1)から見ていく。表4は離婚者と結婚継続者の個人属性の平均とその差を示している。まず、夫と妻それぞれの学歴について見ると、離婚者ほど中卒割合が多く、高卒以上の割合が低くなっている傾向が見られた。また、夫婦の学歴組合せダミーについて見ると、離婚者ほど夫婦ともに中卒の割合や夫が高卒で妻が中卒である割合が高い傾向にあった。これらの結果から、離婚者ほど低学歴層の比率が高い傾向にあると言える。次に夫と妻の年齢について見ると、離婚した夫ほど65歳以上割合が多く、離婚した妻ほど60歳以上の割合が高かった。離婚者は60歳以上の高齢層に多く存在していると言える。また、夫婦の年齢差について見ると、離婚者ほど夫よりも妻の年齢が1~3歳大きい割合が高かった。なお、離婚者ほど夫婦の年齢差が大きい可能性があると考えられるが、平均値の値からは必ずしもその傾向は確認できない。次に配偶者との別居割合と同居人数について見ると、離婚者ほど配偶者との別居割合が高く、同居人数が少なかった。また、夫と妻の就業については、離婚者ほど夫の就業割合が低い傾向にあった。夫が就業している場合、家計が経済的に安定するため、結婚を継続する割合が高くなると考えられる。貯蓄、借入、持ち家について見ると、離婚者ほど貯蓄ありの割合や持ち家ありの割合が低い傾向にあった。なお、図2と図3から家計の貯蓄額と借入額の値について見ると、離婚者ほど貯蓄額が低く、借入額も高い傾向にあった。これらの結果から、離婚者ほど家計の経済的基盤がやや不安定となっている可能性がある。

表 4 離婚者と結婚継続者の個人属性の平均値とその差

		離婚者 平均値	結婚継続者 平均値	平均値の差
夫の学歴ダミー	中卒	0.22	0.18	0.04
	高卒	0.46	0.48	-0.02
	専門卒以上	0.32	0.34	-0.02
妻の学歴ダミー	中卒	0.21	0.14	0.06***
	高卒	0.50	0.53	-0.03
	専門卒以上	0.30	0.33	-0.03
夫婦の学歴組合せダミー	夫・中卒、妻・中卒	0.11	0.08	0.04*
	夫・中卒、妻・高卒	0.07	0.08	0.00
	夫・中卒、妻・専門卒以上	0.03	0.02	0.00
	夫・高卒、妻・中卒	0.08	0.05	0.03*
	夫・高卒、妻・高卒	0.28	0.32	-0.04
	夫・高卒、妻・専門卒以上	0.10	0.10	-0.01
	夫・専門卒以上、妻・中卒	0.01	0.01	0.00
	夫・専門卒以上、妻・高卒	0.14	0.13	0.01
夫の年齢ダミー	夫・専門卒以上、妻・専門卒以上	0.17	0.20	-0.03
	54歳以下	0.09	0.13	-0.03
	55-59歳	0.37	0.43	-0.06*
	60-64歳	0.38	0.36	0.03
妻の年齢ダミー	65歳以上	0.15	0.08	0.07***
	54歳以下	0.23	0.29	-0.06**
	55-59歳	0.41	0.48	-0.06*
	60-64歳	0.33	0.22	0.11***
夫婦の年齢差ダミー	65歳以上	0.03	0.01	0.02***
	夫と妻の年齢差が-4歳以上	0.01	0.02	-0.01
	夫と妻の年齢差が-1~-3歳	0.15	0.11	0.05**
	夫と妻の年齢差が同じ	0.11	0.13	-0.01
	夫と妻の年齢差が+1~+3歳	0.41	0.41	0.00
配偶者と別居ダミー	夫と妻の年齢差が+4歳以上	0.32	0.34	-0.02
	配偶者と別居ダミー	0.15	0.02	0.13***
同居人数		1.92	2.37	-0.45***
夫の就業ダミー		0.69	0.82	-0.12***
妻の就業ダミー		0.63	0.61	0.02
貯蓄ありダミー		0.62	0.76	-0.14***
借入金ありダミー		0.45	0.45	0.00
持ち家ダミー		0.83	0.92	-0.09***
サンプルサイズ		203	115,628	

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

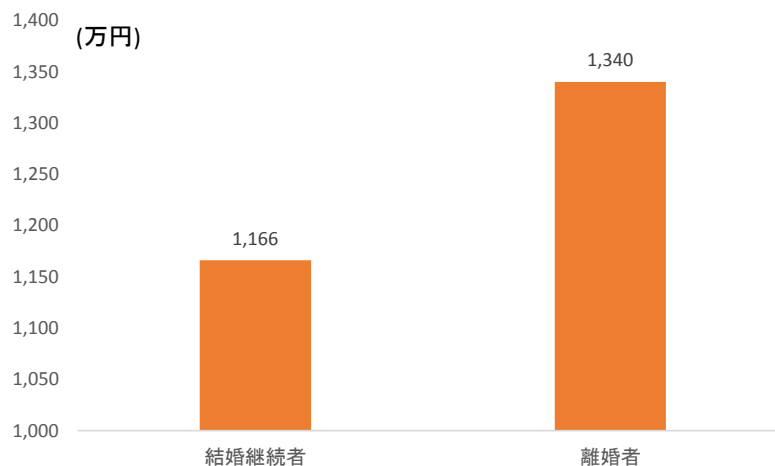
図2 離婚者と結婚継続者の貯蓄額の平均値



注1：分析対象は貯蓄ありのサンプルとなっている。

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

図3 離婚者と結婚継続者の借入額の平均値

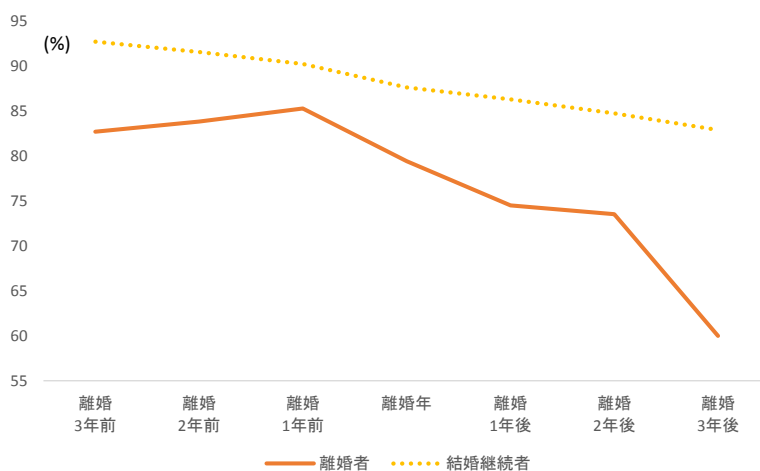


注1：分析対象は貯蓄ありのサンプルとなっている。

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

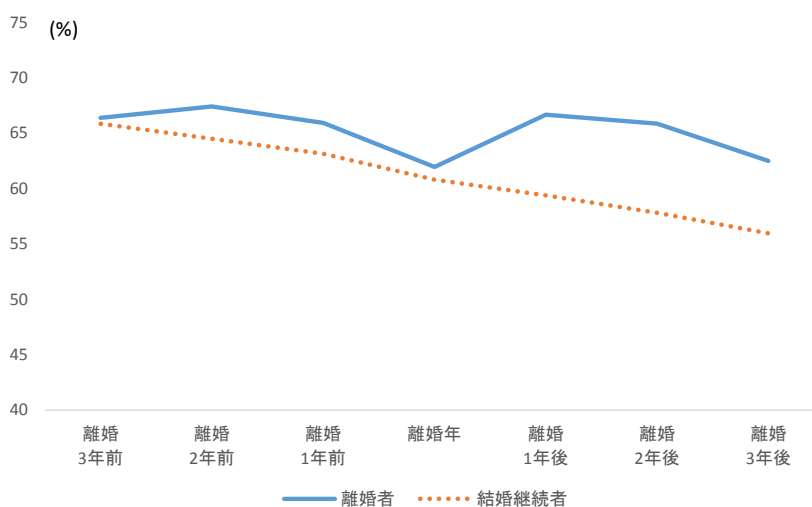
次に離婚者の離婚前後における就業率の変化について見ていく。図4と図5は男性と女性の離婚前後3年間における就業率を示している。なお、図中には同時点における結婚継続者の就業率も示している。男性の就業率について見ると、離婚者ほどもともと就業率が低く、離婚後にさらに就業率が低下する傾向にあった。これに対して女性の場合、離婚者ほどもともと就業率が高く、離婚後も大きく低下しなかった。女性の場合、離婚後の所得の安定化のために就業を継続している可能性がある。

図4 男性の離婚前後における就業率の変化



資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

図5 女性の離婚前後における就業率の変化



資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

次に就業する男性と女性にサンプルを限定し、離婚者と結婚継続者で仕事に関する個人属性に差が存在するかどうかを確認する。表5は就業する男性の仕事に関する個人属性の平均値を示している。これを見ると、月収では離婚者と結婚継続者で大きな差が存在しなかったが、勤続年数は離婚者ほど短かった。離婚者ほど転職を経験している可能性があると言える。就業形態では離婚者ほど正規雇用の割合が低く、自営業その他の割合が高かった。職種では離婚者ほどサービス・保安の仕事の割合が多く、企業規模では99人以下の小企業で就業する割合が高かった。次に表6の女性の仕事に関する個人属性について見ると、離婚

者ほど勤続年数が短い傾向にあった。就業形態については離婚者と結婚継続者で大きな差は存在しないものの、職種では離婚者ほど事務職についている割合が低い傾向にあった。また企業規模についても離婚者と結婚継続者で大きな差は見られなかった。以上の結果から、就業する女性の場合、離婚者と結婚継続者で仕事に関する個人属性に大きな差が存在するとは言えない。これまで仕事をしてきた女性ほど離婚を選択する傾向があるかと考えられたが、熟年離婚では必ずしもその傾向は見られないと言える。

表 5 離婚者と結婚継続者の仕事に関する個人属性の平均値とその差（男性）

	離婚者 平均値	結婚継続者 平均値	平均値の差
月収	42.33	41.57	0.76
勤続年数	14.28	20.57	-6.28***
就業形態ダミー			
正規雇用	0.48	0.63	-0.14**
非正規雇用	0.17	0.16	0.01
自営業その他	0.34	0.21	0.13**
職種ダミー			
専門的・技術的な仕事	0.19	0.27	-0.08
管理的な仕事	0.13	0.18	-0.05
事務の仕事	0.03	0.08	-0.05
販売の仕事	0.13	0.08	0.04
サービス・保安の仕事	0.20	0.10	0.10***
農林漁業の仕事	0.02	0.04	-0.02
運輸・通信の仕事	0.09	0.07	0.03
生産工程・労務作業の仕事	0.13	0.13	-0.01
その他の仕事	0.09	0.05	0.04
企業規模ダミー			
99人以下	0.75	0.55	0.20***
100-999人	0.13	0.22	-0.10*
1000人以上	0.09	0.16	-0.07
官公庁	0.03	0.06	-0.03
サンプルサイズ	64	41,919	

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

表 6 離婚者と結婚継続者の仕事に関する個人属性の平均値とその差（女性）

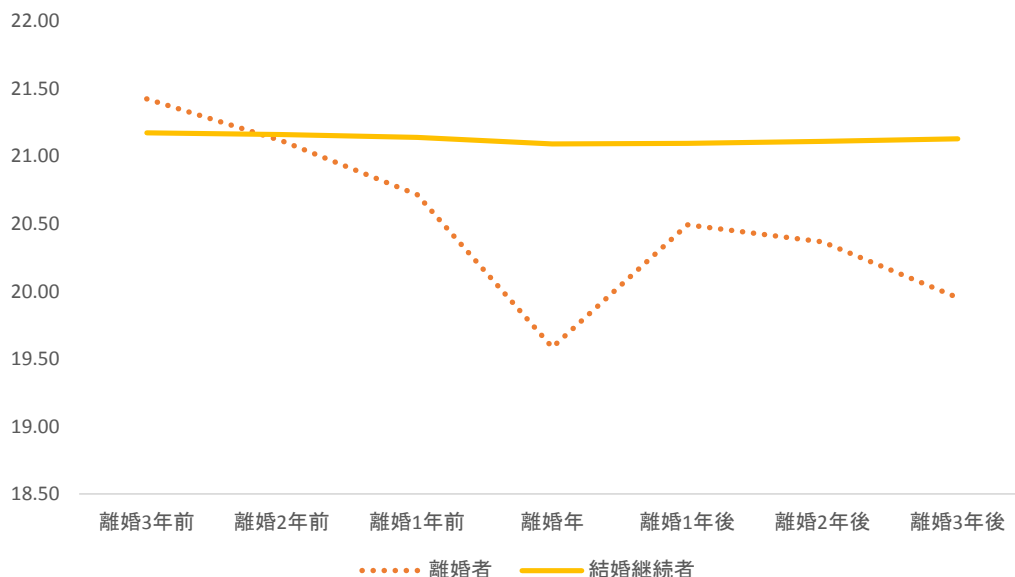
	離婚者 平均値	結婚継続者 平均値	平均値の差
月収	14.89	17.18	-2.30
勤続年数	10.46	13.15	-2.68***
就業形態ダミー			
正規雇用	0.24	0.25	-0.02
非正規雇用	0.62	0.54	0.08
自営業その他	0.15	0.20	-0.06
職種ダミー			
専門的・技術的な仕事	0.16	0.17	-0.01
管理的な仕事	0.02	0.03	0.00
事務の仕事	0.11	0.20	-0.09**
販売の仕事	0.15	0.12	0.03
サービス・保安の仕事	0.21	0.20	0.01
農林漁業の仕事	0.03	0.03	0.00
運輸・通信の仕事	0.00	0.01	-0.01
生産工程・労務作業の仕事	0.16	0.15	0.01
その他の仕事	0.16	0.11	0.05
企業規模ダミー			
99人以下	0.66	0.66	0.00
100-999人	0.24	0.21	0.03
1000人以上	0.08	0.09	-0.01
官公庁	0.02	0.04	-0.02
サンプルサイズ	89	30,375	

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

次に(2)離婚者と結婚継続者のメンタルヘルスと主観的健康度の変化の違いについて見ていく。図6は男性の離婚前後のメンタルヘルスの変化を示している。なお、図中には同時点における結婚継続者のメンタルヘルスの変化も掲載してある。これを見ると、離婚者のメンタルヘルスは離婚1年前から低下し、離婚年に大きく落ち込む。離婚1年後には改善するものの、持続的な回復傾向はなく、結婚3年後の時点でも結婚継続者よりメンタルヘルスが悪い水準となっていた。次の図7は女性の離婚前後のメンタルヘルスの変化を示している。女性も男性と同じく、離婚1年前からメンタルヘルスが悪化し、離婚年に大きく低下する。その後、メンタルヘルスは順調に回復し続け、離婚3年後の時点では結婚継続者とほぼ変わらない水準となる。以上の結果から、熟年離婚によって男性のメンタルヘルスは悪化すると言える。これに対して女性の場合、離婚時点でメンタルヘルスが悪化するものの、その後大きく回復すると言える。

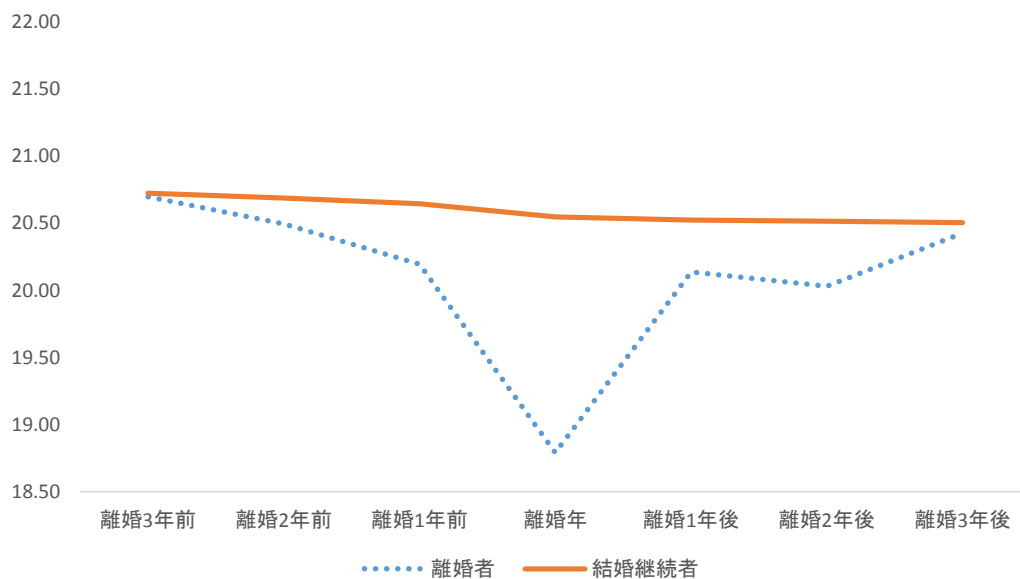
図8は男性の離婚前後の主観的健康度の変化を示している。これを見ると、離婚年に至るまで持続的に低下し、離婚1年後に回復するものの、離婚2年後、3年後にわたって再び低下する傾向にある。男性の場合、主観的健康度でも離婚というショックを受け、低下すると言える。これに対して図9の女性の主観的健康度の推移を見ると、離婚年まで低下するものの、その後は持続的な改善傾向を見せていた。女性の場合、熟年離婚は負のショックであるが、その影響は長続きしないと見える。

図6 離婚前後3年間ににおけるメンタルヘルスの変化（男性）



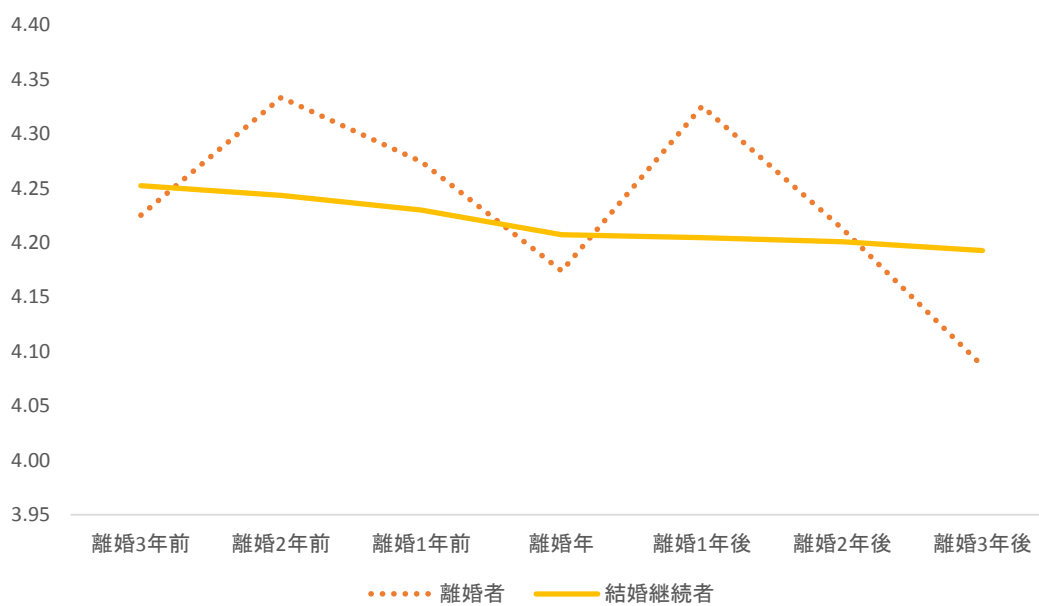
資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

図7 離婚前後3年間に於けるメンタルヘルスの変化（女性）



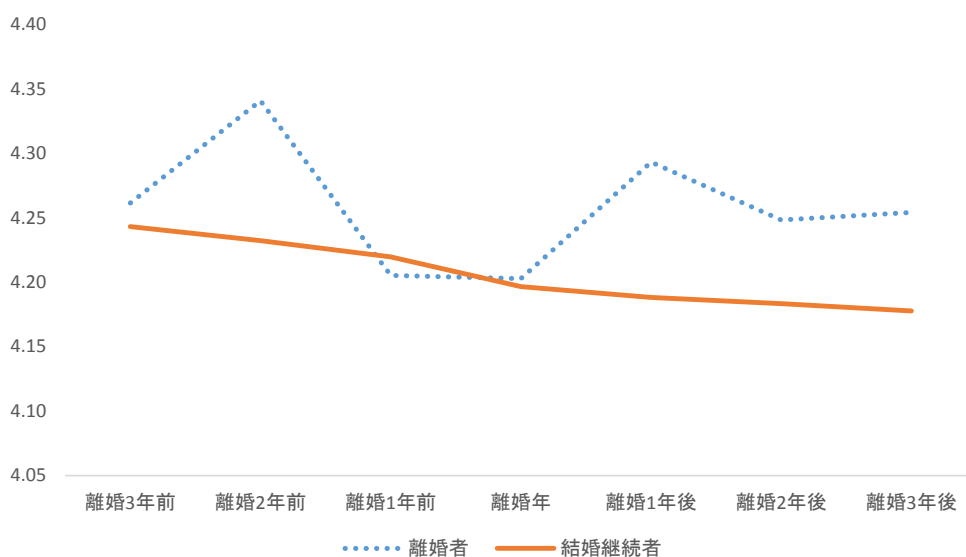
資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

図8 離婚前後3年間に於ける主観的健康度の変化（男性）



資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

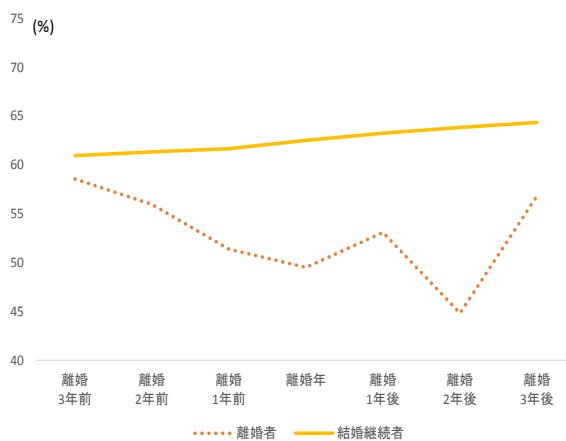
図9 離婚前後3年間に於ける主観的健康度の変化（女性）



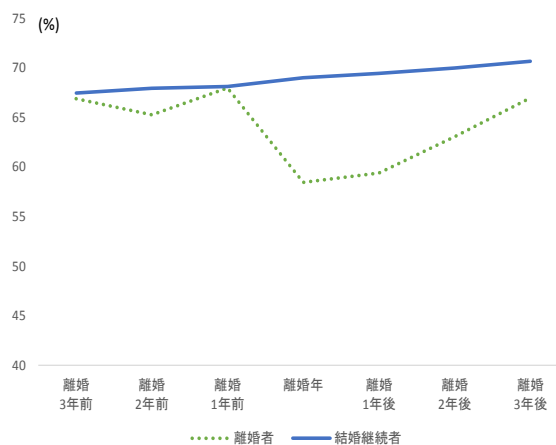
資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

次に(3)離婚者と継続結婚者の趣味・教養活動、スポーツ・健康活動、地域行事への参加の違いについて見ていく。まず、図10の趣味・教養活動について見ると、男性では離婚後に大きく低下し、離婚3年後でも結婚継続者より実施割合が低い傾向にあった。女性も男性と同様に離婚後に実施割合は低下するが、実施割合はその後に徐々に回復する傾向にあった。

図10 離婚前後に於ける趣味・教養活動（囲碁、料理、旅行等）の実施割合の推移（男性）

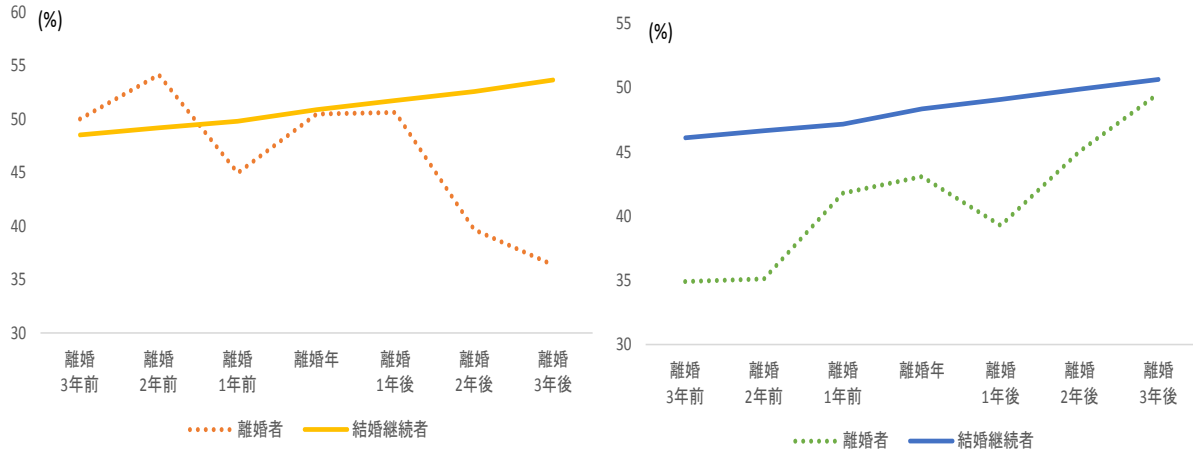


（女性）



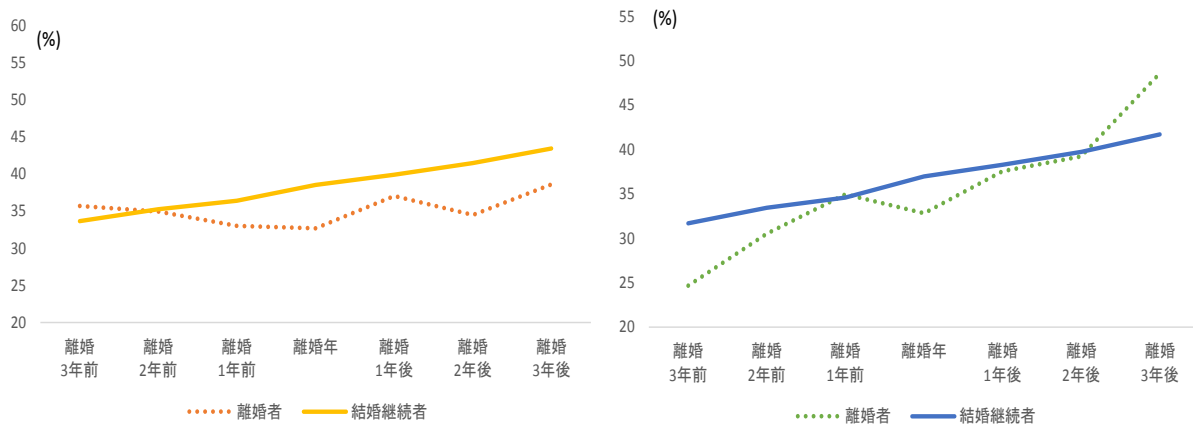
資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

図 11 離婚前後におけるスポーツ・健康活動（ウォーキング・球技等）の実施割合の推移
 (男性) (女性)



資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

図 12 離婚前後における地域行事（町内会の催し等）の実施割合の推移
 (男性) (女性)



資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

図 11 のスポーツ・健康活動について見ると、男女で対照的な動きとなっていた。男性の場合、離婚した年からスポーツ・健康活動の実施割合が持続的に低下していた。これに対して女性の場合、離婚 3 年前から徐々に上昇し、離婚 3 年後では結婚継続者とはほぼ同じ水準となっている。最後に図 12 の地域行事への参加について見ると、男性では離婚年まで低下し、その後緩やかに回復するものの、結婚継続者との差は依然として存在する結果となった。これに対して女性の場合、離婚した年に参加割合は低下するものの、その後参加割合は増加し、離婚 3 年後には結婚継続者の値を越すまでとなった。以上の結果から、男性の場合、熟

年離婚を境にさまざまな活動量が低下する傾向にあると言える。これに対して女性の場合、熟年離婚後でもさまざまな活動量は増加しており、男性とは異なった傾向を見せていた

5.2 誰が熟年離婚を経験するのか

本節では熟年離婚の決定要因を Random Effect Logit モデルを用いて分析する。推計結果は表 8 に掲載してある。なお、表中の係数は限界効果を示している。まず、(A1)を見ると、夫婦の学歴組合せダミーのうち、夫と妻が中卒である場合と夫が高卒で妻が中卒である場合に係数が有意に正の符号を示していた。この結果は、夫と妻が中卒である場合と夫が高卒で妻が中卒である場合に離婚確率が上昇することを意味する。学歴が低い階層ほどマッチングも良くなく、離婚しやすくなっていると考えられる。次に夫婦の年齢差ダミーを見ると、いずれの係数も有意な値を示していなかった。この結果は、夫婦の年齢差は離婚確率に影響を及ぼさないことを意味する。配偶者と別居ダミーの係数は有意に正の符号を示していた。配偶者との別居はその後の離婚に大きな影響を及ぼすと言える。また、同居人数の係数は有意に負の符号を示していた。これは同居人数が多いほど、離婚確率が低下することを意味する。同居者が多いと離婚によるショックが夫婦間に留まらず大きくなるため、離婚を踏みとどまらせる可能性があると考えられる。

次に(A1)の説明変数に子どもの数、貯蓄額、借入金ありダミー、持ち家ありダミー、夫の就業ダミー、妻の就業ダミーを追加した(A2)の推計結果を見ていく。これらの変数を追加した場合、夫婦の学歴組合せダミーのうち、夫と妻が中卒である場合の係数が有意ではなくなり、夫が高卒で妻が中卒である場合の係数の有意水準が低下した。おそらく、この背景には新たに追加された所得、資産関連の変数が影響を及ぼしていると考えられる。低学歴層ほど所得や資産状況が十分ではなく、これが離婚確率上昇の要因になっていたが、この影響が貯蓄額や借入金ありダミーによって吸収されたと考えられる。配偶者と別居ダミーと同居人数については、大きな変化は見られなかった。次に新しく追加した子どもの数について見ると、有意な値となっていなかった。子どもの数は熟年離婚の意思決定に影響を及ぼしていないと考えられる。貯蓄額について見ると、負に有意な値となっていた。貯蓄額が大きいほど世帯の資産状況が安定しており、結婚からの期待効用が高まるため、離婚確率が低下すること考えられる。借入金ありダミーについては有意な値となっておらず、離婚確率に影響を及ぼしていなかった。また、持ち家ありダミーは負に有意な値となっていた。持ち家は分割が困難であり、離婚する際のコストとなるため、離婚を抑制すると考えられる。最後に夫の就業ダミーと妻の就業ダミーについて見ると、夫の就業ダミーは負に有意となっていたが、妻の就業ダミーは有意ではなかった。夫が就業していると、家計の経済状態が安定し、結婚の期待効用が高まるため、離婚が抑制されると考えられる。これに対して妻の就業は離婚に影響を及ぼしていなかった。

以上の分析結果とこれまでの先行研究の結果を比較すると、ほとんどの変数が同じ傾向を示していた。このため、熟年離婚の決定要因は他の年齢層と似ている部分が多いと言える。

表 8 熟年離婚の決定要因に関する Random Effect Logit モデル

	(A1)	(A2)
夫婦の学歴組合せダミー ref: 夫・高卒、妻・高卒		
夫・中卒、妻・中卒	0.001** (0.000)	0.001 (0.000)
夫・中卒、妻・高卒	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
夫・中卒、妻・専門卒以上	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
夫・高卒、妻・中卒	0.001** (0.000)	0.001* (0.000)
夫・高卒、妻・専門卒以上	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
夫・専門卒以上、妻・中卒	0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
夫・専門卒以上、妻・高卒	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
夫・専門卒以上、妻・専門卒以上	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
夫婦の年齢差ダミー ref: 夫と妻の年齢が同じ		
夫と妻の年齢差が-4歳以上	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
夫と妻の年齢差が-1～-3歳	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)
夫と妻の年齢差が+1～+3歳	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
夫と妻の年齢差が+4歳以上	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
配偶者と別居ダミー	0.004*** (0.000)	0.004*** (0.000)
同居人数	-0.000** (0.000)	-0.000* (0.000)
子どもの数		-0.000 (0.000)
貯蓄額(万円)		-0.000*** (0.000)
借入金ありダミー		0.000 (0.000)
持ち家ありダミー		-0.001** (0.000)
夫の就業ダミー		-0.001*** (0.000)
妻の就業ダミー		0.000 (0.000)
年次ダミー	Yes	Yes
推計方法	RE Logit	RE Logit
対数尤度	-1426.846	-1409.246
サンプルサイズ	115,831	115,831

(注 1) : 0内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

(注 2) : ***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

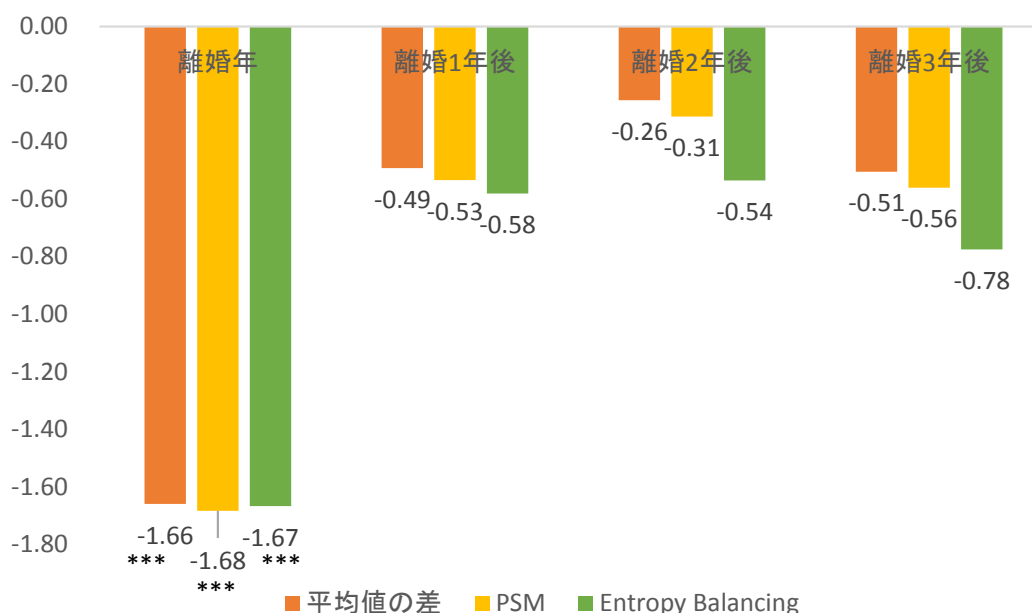
資料出所 : 『中高年縦断調査』から筆者算出。

5.3 熟年離婚によってメンタルヘルスは悪化するのか

本節では熟年離婚がメンタルヘルスや主観的健康度に及ぼす影響をマッチング法を用いて分析する。図 13 と図 14 は男女別の離婚がメンタルヘルスに及ぼす影響の推計結果を示している。図 13 と図 14 ではマッチング前のサンプルを用いた平均値の差の検定と Propensity Score Matching(PSM)、Entropy Balancing を用いている⁴。まず、男性の分析結果である図 13 を見ると、離婚年から離婚 3 年後にわたっていずれも負の値となっていた。統計的に有意となっているのは離婚年の値のみであるが、全体として離婚後にメンタルヘルスが悪化する傾向にあると言える。これに対して女性の分析結果の図 14 を見ると、離婚年には負の値を示すものの、その後は正の値を示していた。この結果は、離婚年にはメンタルヘルスが悪化するが、その後はメンタルヘルスが回復し、結婚を継続した場合よりも高くなることを意味する。なお、統計的に有意となっていたのは、離婚年の負の係数と離婚 3 年後の正の係数の 2 つであった。

以上の結果から、熟年離婚がメンタルヘルスに及ぼす影響は男女間で対照的だと言える。男性では熟年離婚のショックがメンタルヘルスに持続的な負の影響を及ぼすが、女性ではそのショックが一時的であり、離婚 1 年後からメンタルヘルスが向上していた。このような男女間の違いの背景には、女性の場合において熟年離婚が不満のある結婚生活を解消する方法として活用されている可能性があるためだと考えられる。

図 13 熟年離婚がメンタルヘルスに及ぼす影響（男性）



注 1: ***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

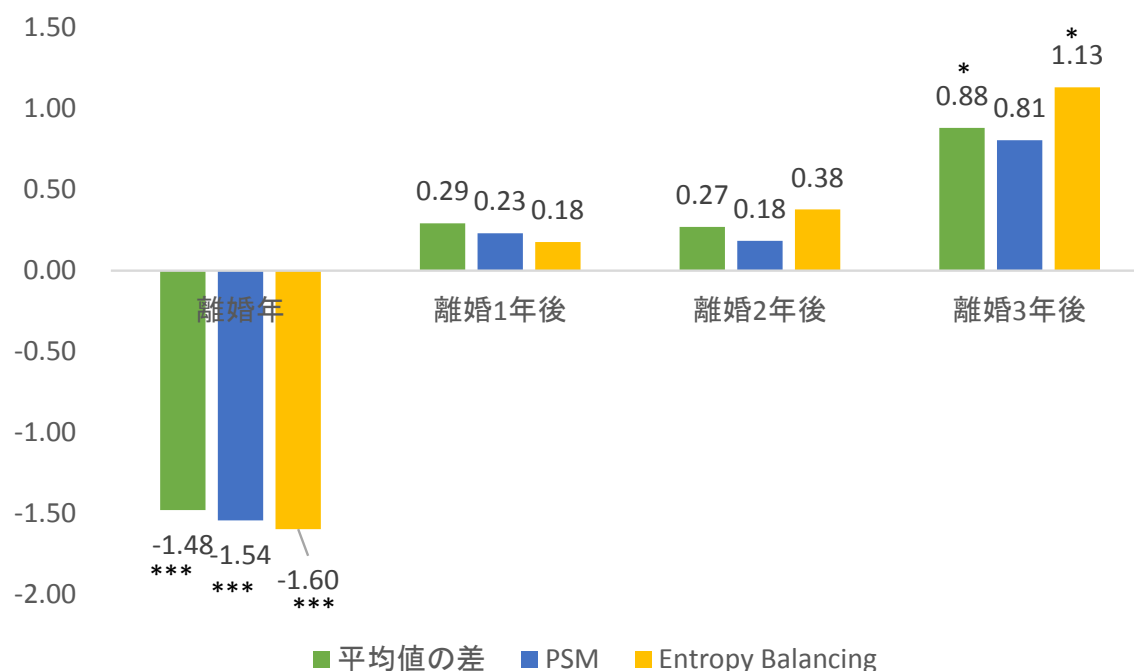
注 2: 分析に使用しているメンタルヘルス指標の差分は、各時点のメンタルヘルス指標から離婚前年(t-1年)

⁴ 図 13 と図 14 の推計結果の詳細については Appendix A を参照されたい。

のメンタルヘルス指標を引くことで算出している。

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

図 14 熟年離婚がメンタルヘルスに及ぼす影響（女性）



注 1：***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

注 2：分析に使用しているメンタルヘルス指標の差分は、各時点のメンタルヘルス指標から離婚前年(t-1 年)のメンタルヘルス指標を引くことで算出している。

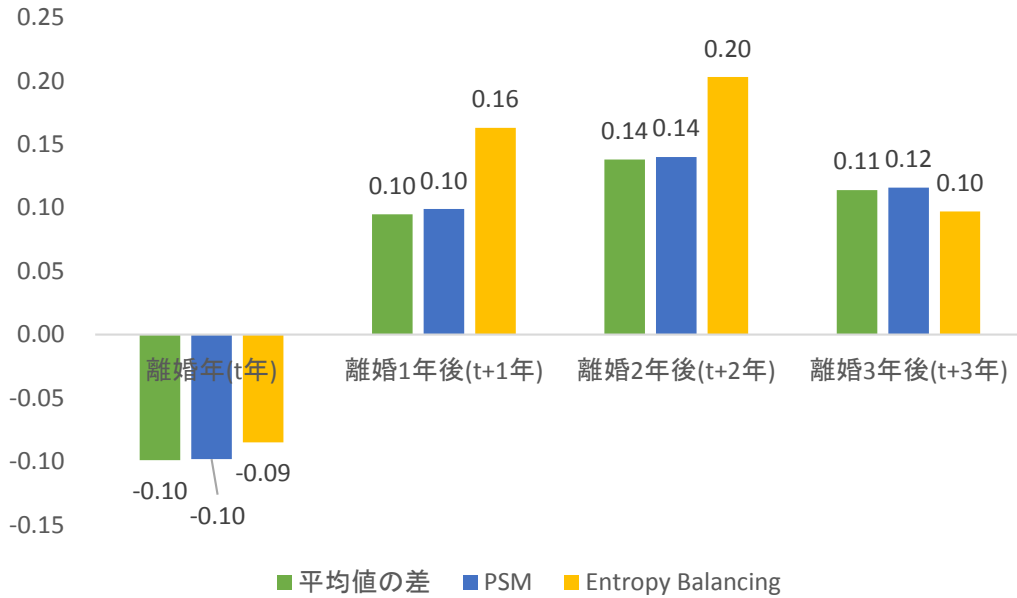
資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

次に図 15 と図 16 の男女別の熟年離婚が主観的健康度に及ぼす影響の分析結果を見ていく。図 15 と図 16 ではマッチング前のサンプルを用いた平均値の差の検定と Propensity Score Matching(PSM)、Entropy Balancing を用いている⁵。まず、男性の分析結果である図 15 を見ると、離婚年には負の値となるものの、その後は正の値となっていた。なお、いずれの推計手法でも有意な係数は存在しないものの、離婚 1 年後から主観的健康度が回復す傾向にあると言える。これに対して女性の場合、離婚年から離婚 3 年後にわたって正の値を示していた。統計的に有意となっていたのは離婚 2 年後の値のみであるが、離婚による負のショックは主観的健康度では確認できず、むしろ健康度が向上する傾向にある。

以上の結果から、熟年離婚が主観的健康度に及ぼす影響は、メンタルヘルスよりも小さいと言える。特に女性の場合、離婚した年でも主観的健康度は悪化しておらず、その影響は限定的だと考えられる。

⁵ 図 15 と図 16 の推計結果の詳細については Appendix B を参照されたい。

図 15 熟年離婚が主観的健康度に及ぼす影響（男性）

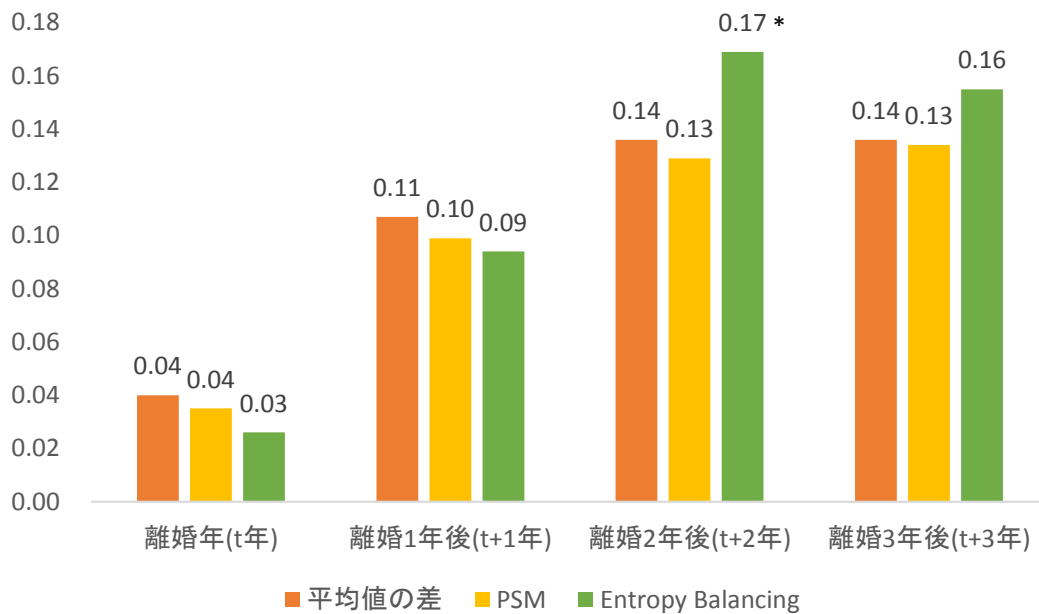


注 1：***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

注 2：分析に使用しているメンタルヘルス指標の差分は、各時点のメンタルヘルス指標から離婚前年(t-1 年)のメンタルヘルス指標を引くことで算出している。

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

図 16 熟年離婚が主観的健康度に及ぼす影響（女性）



注1：***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

注2：分析に使用しているメンタルヘルス指標の差分は、各時点のメンタルヘルス指標から離婚前年(t-1年)のメンタルヘルス指標を引くことで算出している。

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

6 結論

我が国の離婚の動向について見ると、全体的な離婚件数は近年減少するものの、同居期間が20年以上にわたる熟年離婚の占める割合は増加する傾向にある。この熟年離婚について分析した研究はほとんど存在せず、その実態は明らかになっていない。しかし、今後さらなる高齢化の進展によって熟年離婚が増加する可能性もあるため、その実態を明らかにすることは今後の政策を検討する上でも意義が大きいと考えられる。そこで、本稿では熟年離婚の現状、特に誰が熟年離婚しやすいのかといった点と熟年離婚がメンタルヘルスや主観的健康にどのような影響を及ぼすのかを検証した。本稿の分析の結果、次の4点が明らかになった。

1点目は、熟年離婚の決定要因に関する分析の結果、夫妻ともに中卒である場合や夫が高卒で妻が中卒の場合に離婚確率が上昇していた。また、1年前に別居していたり、同居人数が少ないと離婚確率が高かった。さらに、貯蓄額が多かったり、自宅を所有していると離婚確率が低下する傾向にあった。これらの傾向は他の年齢層でも見られる傾向であるため、熟年離婚の決定要因は他の年齢層と似ている部分が多いと言える。2点目は、離婚がメンタルヘルスに及ぼす影響を分析した結果、男女間で結果が異なる傾向にあることがわかった。男性の場合、離婚から3年目まではメンタルヘルスが悪化する傾向があったが、女性の場合、離婚年にはメンタルヘルスが悪化するものの、離婚1年後から回復し、結婚継続者よりもメンタルヘルスが向上する傾向が見られた。3点目は、離婚が主観的健康度に及ぼす影響を分析した結果、男女とも熟年離婚による負の影響が限定的であることがわかった。特に女性の場合、離婚した年でも主観的健康度は悪化しておらず、その影響は小さいと言える。4点目は、熟年離婚が趣味・教養活動、スポーツ・健康活動、地域行事への参加に及ぼす影響を分析した結果、男性の場合、熟年離婚を境にさまざまな活動量が低下する傾向にあることがわかった。これに対して女性の場合、熟年離婚後もさまざまな活動量は増加していた。

以上の分析結果から、熟年離婚の及ぼす影響は男女で異なることが明らかになった。男性の場合、熟年離婚を境に趣味・教養活動、スポーツ・健康活動、地域行事等の活動量が減少するだけでなく、メンタルヘルスも持続的に悪化していた。これに対して女性の場合、熟年離婚後に趣味・教養活動、スポーツ・健康活動、地域行事等の活動量が増えるだけでなく、メンタルヘルスも離婚1年後には改善する傾向にあった。おそらく、この背景には女性の場合、熟年離婚が不満のある結婚生活を解消する方法として活用されているためではないかと考えられる。

最後に本稿に残された2つの課題について述べておきたい。1点目は、結婚期間と離婚を

明確に識別できる他のデータを用い、本稿で得られた結果が再現できるかどうかを確認するという点である。今回使用したデータでは必ずしも正確に結婚期間や離婚を識別することができなかった。このため、他のデータを用い、再度本稿の分析を行っても同じ結果が得られるかどうかを確認することが重要である。2点目は、健康に関する他の指標を用いた分析の実施である。今回の分析ではメンタルヘルスや主観的健康度を用いた分析を行ったが、熟年離婚がこれ以外の健康指標にも影響を及ぼしている可能性がある。具体的には、寿命や医療費といった指標があり、これらにどのような影響を及ぼすのかも興味深いと言える。これらについては、別な論文で改めて分析を行っていきたい。

参考文献

- Amato, P. R. (2000). The consequences of divorce for adults and children. *Journal of Marriage and the Family*, 62, 1269 – 1287.
- Amato, P. R., Booth, A., Johnson, D. R., & Rogers, S. J. (2007). *Alone together: How marriage in America is changing*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Amato, P. R., & DeBoer, D. (2001). The intergenerational transmission of marital instability across generations: Relationship skills of commitment to marriage? *Journal of Marriage and Family*, 63, 1038 – 1051.
- Amato, P. R. (2010). Research on Divorce: Continuing Trends and New Developments. *Journal of Marriage and Family*, 72, 650 – 666.
- Becker, G. S. (1974) A theory of marriage: part II. *Journal of Political Economy*, 82(2), 11-26.
- Becker, G. S., E. Landes, and R. Michael. (1977). An economic analysis of marital instability. *Journal of Political Economy*, 85, 1141–1187.
- Bramlett, M. D., & Mosher, W. D. (2002). *Cohabitation, marriage, divorce, and remarriage in the United States*. Vital and Health Statistics, Series 23. Washington, DC: U.S. Government Printing Office.
- Bratter, J., & King, R. B. (2008). But will it last? Marital instability among interracial and same-race couples. *Family Relations*, 57, 160 – 171.
- Brown, S. L. & Lin, L. F. (2012). The gray divorce revolution: rising divorce among middle-aged and older adults, 1990-2010. *The Journals of Gerontology Series B Psychological Sciences and Social Sciences*, 67(6), 731-741.
- Charles, K.K. & M, Stephens. (2004). Job Displacement, Disability, and Divorce. *Journal of Labour Economics*, 22 (2), 489-522.
- Doiron, D. & S. Mendolia. (2012). The Impact of Job Loss on Family Dissolution. *Journal of Population Economics*, 25, 367-398.
- Eliason, M. (2004). Lost jobs, broken marriages. *ISER Working Papers, Number 2004-*

21.

- Franks, P., MR. Gold, & K, Fiscella. (2003). Sociodemographics, self-rated health, and mortality in the US. *Social Science and Medicine*, 56, pp.2505–2514.
- Gardner, J & Oswald, A. J. (2007). Money and mental wellbeing: a longitudinal study of medium-sized lottery wins. *Journal of Health Economics*, 26, 49-60.
- Hainmueller, J., (2011). Ebalance: a Stata package for entropy balancing. MIT Political Science Department Research Paper, 24.
- Hainmueller, J., (2012). Entropy balancing for causal effects: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political Analysis* 20, 25–46.
- Hainmueller, J. & Xu, Y. (2013). ebalance: A Stata Package for Entropy Balancing. *J. Stat. Soft.* 54(7), 1-18.
- Idler, E. L. and Y, Benyamini. (1997). Self-rated health and mortality: a review of twenty -seven community studies. *Journal of Health and Social Behaviour* , 38, pp.21–37.
- Marcus, J., (2013). The Effect of Unemployment on the Mental Health of Spouses – Evidence from Plant Closures in Germany. *Journal of Health Economics*, 32, 546–558.
- Schoen, R., Astone, N. M., Rothert, K., Standish, N. J., & Kim, Y. J. (2002). Women's employment, marital happiness, and divorce. *Social Forces*, 81, 643 – 662.
- Sweeney, M. M., & Phillips, J. A. (2004). Understanding racial differences in marital disruption: Recent trends and explanations. *Journal of Marriage and Family*, 66, 639 – 650.
- Teachman, J. D. (2002). Stability across cohorts in divorce risk factors. *Demography*, 65, 507 – 524.
- Van Doorslaer E, & A, Jones. (2003). Inequalities in self-reported health: validation of a new approach to measurement. *Journal of Health Economics*, 22, pp.61-78.
- Zhang, Z., & Hayward, M. (2006). Gender, the marital life course, and cardiovascular disease in late midlife. *Journal of Marriage and Family*, 68, 639 – 657.
- 安藏伸治 2003 「離婚とその要因—わが国における離婚に関する要因分析—」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集 [2] JGSS で見た日本人の意識と行動』, 25-45.
- 佐藤一磨 2014 「夫の失業が離婚に及ぼす影響」*経済分析*第 188 号, 121-140.
- レイモ・ジェームズ、岩澤美帆、パンパス・ラリー 2005 「日本における離婚の現状：結婚コホート別の趨勢と教育水準格差」『人口問題研究』, 61(3), 50-67.

Appendix A : 熟年離婚がメンタルヘルスに及ぼす影響

	男性			女性		
	平均値の差			平均値の差		
	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)
離婚年(t年)	-1.660*** (0.420)	63	52,346	-1.477*** (0.300)	124	55,418
離婚1年後(t+1年)	-0.492 (0.501)	49	43,718	0.293 (0.362)	94	46,814
離婚2年後(t+2年)	-0.256 (0.623)	33	35,591	0.270 (0.421)	75	38,442
離婚3年後(t+3年)	-0.505 (0.833)	20	28,185	0.881* (0.498)	57	30,710
	PSW			PSW		
	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)
離婚年(t年)	-1.684*** (0.562)	63	52,346	-1.540*** (0.408)	124	55,418
離婚1年後(t+1年)	-0.534 (0.453)	49	43,718	0.232 (0.455)	94	46,814
離婚2年後(t+2年)	-0.313 (0.729)	33	35,591	0.184 (0.547)	75	38,442
離婚3年後(t+3年)	-0.560 (1.060)	20	28,185	0.805 (0.669)	57	30,710
	Ebalance			Ebalance		
	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)
離婚年(t年)	-1.667*** (0.456)	63	52,346	-1.596*** (0.398)	124	55,418
離婚1年後(t+1年)	-0.580 (0.391)	49	43,718	0.177 (0.418)	94	46,814
離婚2年後(t+2年)	-0.535 (0.500)	33	35,591	0.377 (0.512)	75	38,442
離婚3年後(t+3年)	-0.775 (0.701)	20	28,185	1.131* (0.604)	57	30,710

(注 1) : []内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

(注 2) : ***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。

(注 3) : N(トリートメント)はトリートメントに属する観測値の数を、N(コントロール)は実際にトリートメントの比較対象として推定に用いられたコントロールに属する観測値を示す。

(注 4) : 表中の t 年、t+1 年、t+2 年、t+3 年の値は、離婚前年を t-1 年、離婚経験時を t 年とした場合の各時点を示している。

(注 5) : 分析に使用しているメンタルヘルス指標の差分は、各時点のメンタルヘルス指標から離婚前年(t-1 年)のメンタルヘルス指標を引くことで算出している。

資料出所 : 『中高年縦断調査』から筆者算出。

Appendix B : 熟年離婚が主観的健康度に及ぼす影響

	男性			女性		
	平均値の差			平均値の差		
	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)
離婚年(t年)	-0.099 (0.104)	67	55,196	0.040 (0.071)	131	58,872
離婚1年後(t+1年)	0.095 (0.126)	50	45,917	0.107 (0.085)	102	49,491
離婚2年後(t+2年)	0.138 (0.159)	33	37,429	0.136 (0.096)	82	40,717
離婚3年後(t+3年)	0.114 (0.216)	19	29,662	0.136 (0.113)	63	32,532
	PSW			PSW		
	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)
離婚年(t年)	-0.098 (0.149)	67	55,196	0.035 (0.084)	131	58,872
離婚1年後(t+1年)	0.099 (0.146)	50	45,917	0.099 (0.097)	102	49,491
離婚2年後(t+2年)	0.140 (0.211)	33	37,429	0.129 (0.112)	82	40,717
離婚3年後(t+3年)	0.116 (0.311)	19	29,662	0.134 (0.130)	63	32,532
	Ebalance			Ebalance		
	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)	ATT	N(トリートメント)	N(コントロール)
離婚年(t年)	-0.085 (0.134)	67	55,196	0.026 (0.082)	136	62,645
離婚1年後(t+1年)	0.163 (0.143)	50	45,917	0.094 (0.086)	106	52,710
離婚2年後(t+2年)	0.203 (0.172)	33	37,429	0.169* (0.100)	85	43,421
離婚3年後(t+3年)	0.097 (0.174)	19	29,662	0.155 (0.117)	65	34,748

(注1) : []内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

(注2) : ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

(注3) : N(トリートメント)はトリートメントに属する観測値の数を、N(コントロール)は実際にトリートメントの比較対象として推定に用いられたコントロールに属する観測値を示す。

(注4) : 表中のt年、t+1年、t+2年、t+3年の値は、離婚前年をt-1年、離婚経験時をt年とした場合の各時点を示している。

(注5) : 分析に使用している主観的健康度の差分は、各時点の主観的健康度から離婚前年(t-1年)の主観的健康度を引くことで算出している。

資料出所 : 『中高年縦断調査』から筆者算出。

Panel Data Research Center at Keio University
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2016-012

March, 2017

正規非正規の職種転換と雇用形態転換

小林 徹*

山本 勲**

佐藤 一磨***

【要旨】

本稿では、ルーチン業務職種の減少と抽象やマニュアル業務職種の増加といった技術偏向型技術進歩による職種変化が、日本でも欧米同様に確認されるかどうかについて、正規・非正規別の分析を行った。分析の結果、ルーチン業務に従事していた者については、正規から非正規への転換者でマニュアル業務への変化が多く、ルーチンからマニュアルへの移動という欧米と同様の転換は非正規労働市場ほど発生していた。しかしながら、正規・非正規市場ともに他業務からルーチンへの参入が一定程度確認され、全体としてもルーチンの減少は確認されなかった。

加えて、技術偏向型技術進歩によって減少する業務に就いている非正規雇用者は、正規雇用への転換自体が難しくなっているかどうかを検討するため、企業内外の経路を考慮した正規転換に関する分析を行った。分析の結果、欧米で需要減が指摘されるルーチン業務についていた非正規雇用者で正規転換が少なくなっている様子は確認されなかった。また、技術偏向型技術進歩で需要増が指摘される抽象業務についていた正規雇用者では正規転換が多くなっていた。一方で、抽象業務の増加や高齢化の影響で需要増が指摘されるマニュアル業務では正規化に繋がっている様子は見られなかった。抽象業務は高い技能が求められるため正規市場で活用が図られ、相対的に高い技能が求められにくいマニュアル業務の活用は非正規労働市場で進んでいることが考えられる。

* 高崎経済大学経済学部 講師

** 慶應義塾大学商学部 教授

*** 拓殖大学政経学部 准教授

正規非正規の職種転換と雇用形態転換[▽]

小林徹*・山本勲**・佐藤一磨***

【要旨】

本稿では、ルーチン業務職種の減少と抽象やマニュアル業務職種の増加といった技術偏向型技術進歩による職種変化が、日本でも欧米同様に確認されるかどうかについて、正規・非正規別の分析を行った。分析の結果、ルーチン業務に従事していた者については、正規から非正規への転換者でマニュアル業務への変化が多く、ルーチンからマニュアルへの移動という欧米と同様の転換は非正規労働市場ほど発生していた。しかしながら、正規・非正規市場ともに他業務からルーチンへの参入が一定程度確認され、全体としてもルーチンの減少は確認されなかった。

加えて、技術偏向型技術進歩によって減少する業務に就いている非正規雇用者は、正規雇用への転換自体が難しくなっているかどうかを検討するため、企業内外の経路を考慮した正規転換に関する分析を行った。分析の結果、欧米で需要減が指摘されるルーチン業務についていた非正規雇用者で正規転換が少なくなっている様子は確認されなかった。また、技術偏向型技術進歩で需要増が指摘される抽象業務についていた正規雇用者では正規転換が多くなっていた。一方で、抽象業務の増加や高齢化の影響で需要増が指摘されるマニュアル業務では正規化に繋がっている様子は見られなかった。抽象業務は高い技能が求められるため正規市場で活用が図られ、相対的に高い技能が求められにくいマニュアル業務の活用は非正規労働市場で進んでいることが考えられる。

[▽] 本稿は厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」（H26-政策-一般-003、研究代表：慶應義塾大学・山本勲）の助成を受けている。また、本稿で使用した『中高齢者縦断調査』の調査票情報は統計法第33条の規定に基づき、厚生労働省より提供を受けた。

* 高崎経済大学 経済学部 講師

** 慶應義塾大学 商学部 教授

*** 拓殖大学 政経学部 准教授

1. はじめに

本稿では、「21 世紀成年者縦断調査」(厚生労働省)の大規模マイクロパネルデータを用いて日本における技術偏向型技術進歩による職種の変化について、正規・非正規労働市場の視点から検討する。

技術偏向型技術進歩の文脈では、技術によって代替される定型的業務(ルーチン業務)を担っていた労働者が減少することが指摘される。加えて、非定型な職については需要が増加するが、その内訳は進歩した技術を使いこなす側の高賃金の抽象業務と低賃金のマニュアル業務とがあることから、職種構成と賃金に二極化が生じることが指摘される。この非定型抽象業務の代表的なものは専門・技術職であり、非定型マニュアル業務の代表例はサービス職である。池永(2009,2011)、Goos et al(2010)、Autor and Dorn(2013)によれば、欧米や日本でも当該職種に従事する者の増加が指摘されている。また、定型業務(ルーチン業務)には事務職や製造職などが挙げられるが、欧米では事務職、製造職とも減少していることが指摘されている一方で、日本では製造職の減少は欧米と同様であるものの事務職に代表される定型的(ルーチン)認識業務については減少していないという。

但し、日本では正規・非正規別に技術偏向型技術進歩の影響は異なって現れることが考えられる。というのも日本の正規就業者については長期的な人材育成モデルによって長期雇用が生じていたり、職種別採用をせず職能型の人材マネジメントがなされていたりするなどの日本型雇用慣行が採られ、偏向型の労働需要変化の影響を受けにくいことが考えられる。日本の定型業務(ルーチン業務)でこのような正規就業者が多かったことで、欧米とは異なる傾向が現れた可能性がある。一方で、非正規就業者については正規就業者のような日本的雇用慣行が採られることは少なく、契約期間も短期であることが一般的である。そのため、非正規就業への労働需要は技能偏向型技術進歩に感応的に変化し、結果的に、欧米で観察されているようなルーチン業務からマニュアル業務といった職種変化が日本では非正規就業で顕著に生じていることが予想される。ところが、個々の労働者の職種転換を正規就業・非正規就業に着目して検証した研究は少なく、このような予想が正しいかどうかは自明ではない。そこで本稿では、「21 世紀成年者縦断調査」の大規模マイクロパネルデータを用いて、正規と非正規就業者に分けて、職業の変化や職種転換の状況を見ることで、技術偏向型技術進歩の日本の労働市場への影響を確認する。

また技術偏向型技術進歩は職種別の労働需要に影響するため、職種別に正規・非正規の就業形態変化の状況も異なることが予想される。日本では正規と非正規の労働条件格差も問題視されている。その解消は重要な政策課題となっており、「キャリアアップ助成金」とい

1 2005 年までの国勢調査による分析である池永(2009)では、一般事務の増加指摘されており、一般事務が必ずしも定型的ではないことから増加していることを疑っている(池永 2009, 80 頁)。その後の国勢調査では 2010 年には 15 歳以上就業者のうち事務職従事者は 18.4%となり、2005 年の 18.9%より減少しているものの、2000 年の 18.5%、1995 年の 18.3%とほぼ変わらない。

った非正規から正規就業への転換促進政策が採られている。しかしながら、技術偏向型技術進歩によって需要が減少する定型的な職業に非正規で従事していた場合に、就業形態転換だけでなく職種技能も問題になることでよりいっそう転換しにくいのかどうか、といった視点での分析はあまりされていない。

玄田(2009)や労働政策研究・研修機構(2015)では正規転換者の転換後の職種については非定型抽象業務の代表である専門・技術職の構成が最も多くなることが指摘されている。また、内部登用を経由した正規転換と転職を経由した正規転換では転換前の職種状況が異なり、内部登用では転換前後で同職種が多いのに対し転職経由の正規転換では異なる職種からの流入も多いという。そうであれば専門・技術職の非正規雇用者ほど内部登用という経路も利用できることから正規転換しやすく、定型職では転職経由に限定され正規転換の可能性は少ないかもしれない。そこで本稿では、技術偏向型技術進歩の業務別の正規転換発生がどのように異なっているかについて、内部・外部労働市場の経路を考慮して分析を行う。これにより、技術進歩の職種変化の状況だけでなく、雇用形態変化における影響についても検討する。

本稿の構成は以下の通りである。2節では技術偏向型技術進歩と職種二極化など職種変化に関する文脈及び、非正規の正規転換に関して先行研究の知見を整理する。3節では本稿の分析に用いる「21世紀成年者縦断調査」の概要、及び分析に用いるデータ処理や分析手続きについて述べる。4節で分析結果について確認し、5節で分析結果から政策含意を導く。

2. 先行研究

2.1 技術偏向型技術進歩と職種変化

近年のめざましい ICT 技術の進歩は、特に定型的なルーチン業務への労働需要を代替すると考えられ、ルーチン業務に着目した技術偏向型技術進歩による職の二極化現象が様々な国で報告されている。Goos et al(2010)は欧州²の各職業のシェア変化が示された。そこでは、管理職や専門・技術職といった定型的なルーチン業務が少ない抽象業務が中心の職種や、サービス職といったルーチンではないが高い技能を要さないマニュアル業務が多いと考えられる職のシェアが伸びていることが確認される。それと同時に、ルーチン業務の多いと考えられる一般事務職や生産関連職職業シェアは減少傾向が示される (Goos et al,2010,Table1)。Autor and Dorn(2013)も米国の 1980 から 2005 年にかけて、機械操作職や生産職、運輸・建設職、事務職といったルーチン業務中心の職が減少し、サービス職が増加傾向であることを示している (Autor and Dorn,2013,Table1)。欧米以外では、日本でも池永(2009)において専門・技術職などの非定型分析業務とサービス職などの非定型の手仕事業

² European Union Labor Force Survey(ELFS)より、オーストリア、ベルギー、デンマーク、フィンランド、フランス、ギリシャ、アイルランド、イタリア、ルクセンブルク、オランダ、ノルウェー、ポルトガル、スペイン、スウェーデン、ドイツ、U.K の 16 カ国分のデータを元に作成されている。

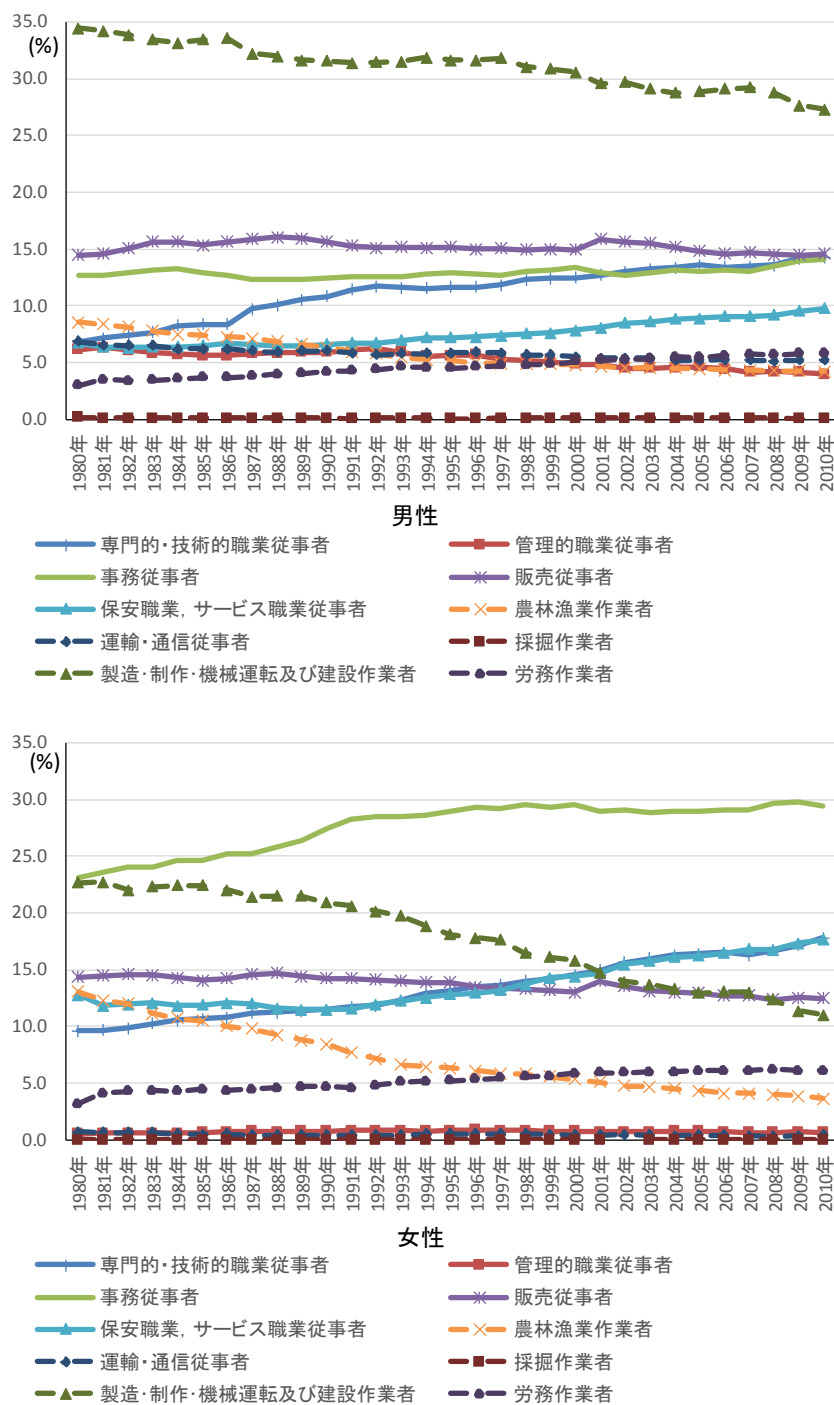
務が増加していることと、生産職などの定型手仕事業務の減少が報告された(池永 2009, 図 5)³。また、Kizima(2006)ではインドの都市部において男女とも専門・技術職が増加し、農業職が減少していることが示されている(Kizima,2006,Table1)。

但し、欧米と日本では異なる特徴も見られる。欧米で減少が確認されているルーチン業務やその代表的な職種のひとつである事務職については日本では減少しておらず、その要因として池永(2009,80 頁)では、日本の事務職が必ずしも定型的ではない業務も含んでいることが疑われている。日本の事務職において欧米ほどルーチン業務が多くないのであれば、技術偏向型技術進歩による影響は欧米ほど大きくないと考えられる。他方で、雇用管理の影響も疑われる。日本では人事マネジメントの特徴として長期の雇用を保護する日本型雇用慣行がしばしば指摘される。このような環境の下にいる日本の正規社員は技術進歩による偏向型の労働需要変化の影響は受けにくいことが考えられる。事務職にはホワイトカラー正規雇用者も多く存在しているであろうことが考えられ、これがルーチン業務の減少を抑制していた可能性もある。つまり、日本型雇用慣行の下に無い非正規雇用者に限れば欧米と同様のルーチン業務の減少傾向が確認されるが、正規雇用者が含まれると不明瞭になるという予想ができる。

これに対する、公開された既存資料からのアプローチとして図 1 を確認したい。図 1 では、男女別に正規・非正規の割合が異なることから、労働力調査より職業シェア推移を男女別に示した。図 1 をみても専門・技術職の増加と製造・制作・機械運転及び建設作業者の減少、保安職業、サービス職業従事者の増加傾向が男女とも確認できる。これについては欧米と同様の傾向である。事務職については、非正規雇用者の多い女性では 2000 年までは上昇傾向であるが、以降は横ばいである。一方で、相対的に正規雇用者の多い男性では 2000 年半ばまで横ばいであったが、近年増加傾向となっている。事務職については男女別に異なる動きが見られるが、減少傾向は指摘できない。よりルーチン業務が多いと考えられる非正規の多い女性で事務増加が近年では見られなくなっていることから、技術偏向型技術進歩の影響は非正規事務職においては有るのかもしれない。しかしながら図 1 からでは詳細な検討はできない。そこで本稿では「21 世紀成年者縦断調査」の個票データを用い、ミクロでのルーチン業務や抽象業務、マニュアル業務の変化を見ることで、正規・非正規で異なる傾向が見られるか、非正規に限れば欧米に近い傾向が見られるかといった確認を行う。

³ このほか、三谷・小塩(2012)では、賃金の高い職業と賃金の低い職業で労働者数が 1990 年代から 2000 年代前半に増加した一方で中間の賃金の職業で減少したことを確認しており、賃金についてもアメリカと同様に二極化が生じた可能性を指摘している。

図1 男女別の職業シェアの時系列推移



出所：総務省「労働力調査」長期時系列データ（基本集計）表6(2)より筆者作成

また Kizima(2006)によれば、インド都市部でも事務職は 83~99 年にかけて男性については減少しているものの、女性では増加している。加えて、欧米や日本で増加が確認されるサービス職が男女とも減少している。Gilbis and Sepraseuth(2014)はサービス職の増加は

技術偏向型技術進歩の影響だけでなく、高齢化社会の影響が強いことを指摘しているが、インド都市部でサービス職が増加していないことについては、この説に整合的となっている。

職業分類別に状況変化を見るだけでなく、Autor and Dorn(2013)をはじめとして、Dictionary of Occupational Titles(以下では DOT と記す)を利用して、職業小分類ごとのルーチン得点から直接的にルーチン業務の程度を指標化し、様々な影響が分析されている。特に、Goos et al.(2014)やAdermon and Gustavsson(2015)では、ルーチン指標が雇用減少に大きく影響していることや、当該指標が高い所得中間層の減少が二極化に繋がっていることが指摘されている。ちなみに、Adermon and Gustavsson(2015)はスウェーデンのデータを、Goos et al.(2014)は欧州 16 カ国分のデータを、米国の DOT と結びつけた分析がされている。日本においても職業小分類情報まで捕捉された個票データを用いることで同様の分析が可能と考えられる。しかし、例えば日本では事務職が欧米と異なりあまりルーチン化されていないなど、名目上同職種であっても業務の実態が異なっている恐れもあるため、分析結果の傾向が異なることも考えられる。Michaels et al.(2014)では、先進 11 カ国の中でも日本だけは ICT 投資変化が高賃金レベルの職のシェアを増加させていないことを指摘している。

2.2 技術偏向型技術進歩と非正規の正規転換

非定期での就業が家計補助的ではない主たる稼ぎ手にも広がり、雇用の不安定性や貧困にも繋がっている(石井・佐藤・樋口 2010、平成 24 年版「労働経済の分析」)。非正規から正規への転換は、このような問題の解決策として期待されており、多くの研究例がある。

玄田(2008)では、非正規雇用であっても同一企業での勤続年が長いと転職による正規転換にプラスに働くことが指摘されている。玄田(2009)では独自調査によって企業内登用では同一職種での正規転換が多いが、転職による正規転換では異なる職種へ職種も転換されたケースが多く見られるという。加えて、正規転換後の職種構成は内部登用も転職も同じ職種構成となっており、専門・技術職や事務職が多くなることも指摘されている。四方(2011)ではパネルデータを用いて、各年の正規転換発生率について企業内登用によるものと転職によるもののどちらの経路が多くなっているかが分析された。分析の結果、男性では企業内登用による転換者が多いが、女性では内部登用転換者は男性の約 3 分の 1 程度であることが明らかにされている。また、男性において不本意で非正規雇用となっている場合に同一企業内の正規雇用へ移りやすいが、女性ではそのような影響は観察されなかったという。このような男女間の違いについては、樋口・佐藤・石井(2011)、樋口・石井・佐藤(2011)も、女性では自己啓発をすることが正規転換に繋がっているが男性では安定的な影響が見られないことを指摘している。また、久米・鶴(2013)では、正規転換がされやすい属性について分析がされ、前職が契約社員である場合や学卒直後には正社員であった場合、前職の労働時間が長い場合、前職の企業規模が小さい場合、転職の際に人的ネットワークやインターネットを活用する場合、などで正社員への転換が多くなっているという。さらに、山本(2011)では、

非正規雇用の正規転換確率は不本意ながら非正規雇用に就いている不本意型非正規雇用で高いことが示されている。

経済学以外の研究では、小杉(2010)が Off-JT を受けている非正規雇用者ほど正規転換し、年齢が高くなると転換しにくくなるという。労働政策研究・研修機構(2015)では独自の調査により、専門職、事務職同士での正規転換が多いことが示されているほか、大卒者や資格取得者ほど正規転換がされやすいという。

これら先行研究では、内部登用ほど同職種で正規転換していること、契約社員から正規に移りやすいこと、移った先の職種は専門・技術職や事務職などが多いこと、教育を受けている非正規雇用者ほど正規に転換され易いことが共通して指摘される。専門・技術職で正規転換が多くなっていることについては、技術偏向型技術進歩からの需要増加の影響が考えられる。反対に、技術進歩や高齢化から需要が増えと考えられるサービス職では正規転換後にサービス職が多いという状況は確認されていない。平野(2009)は「人材ポートフォリオ・システム」から、「人的資本の特殊性」や「業務不確実性」が低い業務ほど正規雇用から遠く位置することを指摘するが、サービス職はこれら2要素が低いため正規転換がされていないのかもしれない。また、平野(2009)は正規雇用と非正規雇用の中間である「ハイブリッド」の存在を指摘し、これを設ける企業側のメリットについて、労働者の企業特殊的人的資本投資を促す効果とスクリーニング効果の2つを挙げている。このような効果が期待されて「ハイブリッド」において非正規から正規への転換が発生しているのであれば、内部登用による正規転換者ほど同職種であるという状況とも整合的である。

以上のように非正規から正規への転換は様々な視点から多くの研究が行われている。本稿では、技術偏向型技術進歩の影響と非正規の正規転換に着目するため、非正規職の業務の特性とその後の正規化との関連について検討する。

3. データと分析手続き

3.1 データ

本稿では厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」の2002年～2006年調査を主に用いる。本調査は平成14年10月末時点で原則として20～34歳であった男女が対象となっており、平成13年国民生活基礎調査の調査地区から無作為抽出されている。厚生労働省科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」により取得した調査結果は2012年調査分までであるが、2007年以降調査では同企業内部において職種や雇用形態を転換した場合の動きについては質問されない構造となっており、2006年までの情報⁴を分析に用いた。

雇用形態については、「会社などの役員・事業主、自家営業の手伝い、自宅で賃仕事、正

⁴ 今期の就業状況別に次期の就業状況に関する分析を行っているため、2006年データについては、被説明変数としてのみ扱われる。

規の職員・従業員、アルバイト、パート、労働者派遣事業所の派遣社員、契約社員・嘱託、その他」から回答者が選択している。本稿では、上記の「正規の職員・従業員」を正規雇用と定義し、アルバイトから契約社員・嘱託までを非正規雇用と定義している。また、全ての分析に共通して会社などの役員・事業主、自家営業の手伝い、自宅で賃仕事、その他は除外した⁵。

職業については、「専門的・技術的な仕事、管理的な仕事、事務の仕事、販売の仕事、サービスの仕事、保安の仕事、農林漁業の仕事、運輸・通信の仕事、生産工程・労務作業の仕事、その他の仕事」の区分で問われている。この職種選択回答から、本稿では Autor and Dorn(2013)の Table2 を参考に、抽象業務、ルーチン業務、マニュアル業務の業務分類ダミーを作成した。具体的には、ある職種が Autor and Dorn(2013)の Table2 において抽象業務で特に特徴的であることを示す網掛けの+(Managers/prof/tech/finance/public safety)と示されているならば抽象業務ダミーが 1 とし、ルーチン業務で網掛けの+(Production/craft,Machine operators/assemblers,Clerical/retail sales)となっていればルーチン業務ダミーが 1、マニュアル業務で網掛けの+(Transport/construct/mech/mining/farm,Service occupations)であればマニュアル業務ダミーが 1 となるように振り分けた。結果として、「抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)、マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)、ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)、その他」の 4 区分としている⁶。なお、厚生労働省「21 世紀成年者縦断調査」の対象者は、平成 14 年時に 34 歳が最年長者であることから、本稿の分析では若年者に限られたデータが用いられていることには留意を要する。

3.2 技術偏向型技術進歩と職種変化に関する分析手続き

Autor and Dorn(2013)などの近年の研究では DOT から各職種のルーチン業務指標得点を割り当て、分析がされている。「21 世紀成年者縦断調査」は職種大区分情報のみであることから DOT との接合はできないことや、名目上の職業区分が同じでも日本での業務実態は欧米とは異なることも考えられる。そこで本稿では上述のように職種大区分の名目から振り分けた、「抽象業務、ルーチン業務、マニュアル業務、その他」の業務分類ダミーを用いて、その推移状況の確認を正規・非正規労働市場別に行う。具体的には、今期と次期の正規雇用ダミー、非正規雇用ダミーと業務分類ダミーから、正規維持者の業務分類の変化、正規から非正規に変化した者の業務分類の変化、非正規から正規に変化した者の業務分類の変化、非正規維持者の業務分類の変化のそれぞれについてクロス集計表より確認する。日本の雇用慣行が適用されない非正規雇用においては、日本でも欧米と同様の傾向があるのであ

⁵ 加えて、分析対象については配偶者サンプルと学生を除外し、正規・非正規雇用者とは特徴の異なる自営業者や公務労働者、副業を持つ者も除外した。

⁶ 日本での事務職の状況を確認するため、ルーチン業務から事務職を取り出した 5 区分の変数も作成し補足的に分析を行う。

れば、ルーチン業務から他の業務への移動が多くなっていると考えられる。また、そこからの流出者は高技能を求められる抽象業務ではなく、参入が容易なマニュアル業務への移動が多くなるものと予想される。

また、各業務に属する個人属性の違いをコントロールした場合においても、クロス集計表による結果と同様の傾向が見られるかどうかを確認するため、以下(1)式の多項プロビット分析を、今期の業務分類別に行う。

$$\Pr(\text{Job}_{it+1} = j | Z_{it}) = f(Z_{it}\gamma_j) \quad (1)$$

左辺は、抽象業務、正規のマニュアル業務、正規のルーチン業務、その他業務のそれぞれについて正規、非正規ごとに分けられた8つのジョブの次期に属する確率である。 Z_{it} は次期の所属ジョブを説明する説明変数であり、今期(t 期)の非正規ダミー、企業規模ダミー、勤続年といった今期の就業状況に加え、年齢や女性ダミー、女性ダミー、有配偶ダミー、学歴ダミー、 t 期の入院ありダミー、 t 期の通院ありダミーといった個人 i の t 期の個人属性を用いる。この多項プロビットモデルを、今期に抽象業務に属するサンプル、今期にルーチン業務に属するサンプル、今期にマニュアル業務に属するサンプル別に行う。説明変数のうち特に非正規ダミーの限界効果に着目し、正規市場に比べて非正規市場において欧米に近い技術偏向型技術進歩による職の変化が見えるかどうかを確認する。なお、本分析に用いるデータの基本統計量は表1に掲載した。マニュアルやその他業務ほど非正規雇用者が多く、マニュアルでは大卒者が少ないが、抽象業務では大卒者や正規が多くなっている。

表1 次期の正規・非正規×所属業務に関する分析に用いたデータの基本統計量

分析対象	全体(次期無業者除く)		今期ルーチン業務従事者		今期抽象業務従事者		今期マニュアル業務従事者		今期その他業務従事者	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
次期の状況(最大が8)	3.25	2.11	3.94	1.92	1.90	1.66	3.66	2.10	4.30	2.38
正規	0.73	0.44	0.71	0.45	0.86	0.35	0.60	0.49	0.57	0.49
非正規ダミー	0.27	0.44	0.29	0.45	0.14	0.35	0.40	0.49	0.43	0.49
大学、大学院卒ダミー	0.23	0.42	0.22	0.42	0.28	0.45	0.16	0.37	0.23	0.42
短大、専門、高専卒ダミー	0.28	0.45	0.25	0.43	0.34	0.47	0.26	0.44	0.20	0.40
女性ダミー	0.46	0.50	0.53	0.50	0.39	0.49	0.43	0.49	0.40	0.49
有配偶ダミー	0.30	0.46	0.28	0.45	0.33	0.47	0.31	0.46	0.29	0.46
子供有ダミー	0.22	0.41	0.20	0.40	0.22	0.42	0.24	0.43	0.23	0.42
t 期に通院有ダミー	0.08	0.27	0.08	0.27	0.09	0.28	0.07	0.26	0.06	0.24
t 期に入院有ダミー	0.03	0.16	0.03	0.16	0.03	0.17	0.03	0.16	0.02	0.15
年齢	28.82	4.23	28.78	4.19	28.99	4.23	28.57	4.33	28.95	4.27
企業規模30人未満ダミー	0.31	0.46	0.25	0.43	0.36	0.48	0.35	0.48	0.41	0.49
企業規模31~499人ダミー	0.40	0.49	0.42	0.49	0.37	0.48	0.42	0.49	0.40	0.49
勤続年	4.95	4.47	5.06	4.58	5.44	4.46	3.96	4.09	4.08	4.23
標本数	32,029		14,714		10,258		5,779		1,278	

3.3 技術偏向型技術進歩と非正規の正規転換に関する分析手続き

ここでは正規転換を内部登用と転職による転換の違いに着目して分析が実施された四方(2011)のモデルに準拠する。四方(2011)ではKHPSのパネルデータを用いていることから、四方(2011)の分析手法はそのまま大規模パネルデータである「21世紀成年者縦断調査」でも実施できる。

$$\Pr_{jit+1} = \text{prob}(y_{it+1} = j) = \frac{\exp(X_{it}\beta'_j)}{\sum_{k=1}^J \exp(X_{it}\beta'_k)}$$

(2)

$\Pr_{jit+1} = \text{prob}(y_{it+1} = j)$ は個人 i が $t+1$ 期に就業状態 j となる確率であり、 X_{it} は左辺を説明する変数、 β' は係数ベクトルである。 $t+1$ 期の就業状態 j は雇用形態と t 期と $t+1$ 期の勤め先から、1 = 同企業非正規継続、2 = 同企業正規転換、3 = 別企業正規転換、4 = 別企業非正規、5 = 無業化としている。説明変数 X_{it} は個人 i の t 期の非正規雇用形態ダミー、業務分類ダミー、女性ダミー、有配偶ダミー、学歴ダミー、企業規模ダミー、勤続年数階級ダミー、年齢階級ダミー、 t 期の入院ありダミー、 t 期の通院ありダミーとしている。これら説明変数の選択基準についても、概ね四方(2011)に準拠している。但し、職種情報は業務分類ダミーに変えており、当該ダミーの分析結果から、技術偏向型技術進歩において増加する抽象業務であった者ほど正規転換しやすいのか、減少するルーチン業務の従事者は正規転換しにくいのかを確認したい。なお、本分析では t 期非正規雇用者に分析対象が限定されるため、ここでの基本統計量は表 2 に示す。表 2 を見ると、非正規のなかでもパート・アルバイトが約 7 割と多くなっている。学歴については大卒・大学院卒者は 15% と少なくルーチン業務への従事が 49% と多くなることが特徴的である。

表2 非正規雇用者の正規転換に関する分析に用いたデータの基本統計量

分析対象	t期非正規雇用者全体	
	平均値	標準偏差
変数名		
被説明変数	2.16	1.60
パート・アルバイト	0.68	0.47
派遣社員	0.12	0.33
契約社員	0.19	0.40
大学、大学院卒ダミー	0.15	0.36
短大、専門、高専卒ダミー	0.29	0.45
女性ダミー	0.72	0.45
有配偶ダミー	0.27	0.45
子供有ダミー	0.24	0.43
t期に通院有ダミー	0.09	0.29
t期に入院有ダミー	0.03	0.16
25歳未満	0.24	0.42
25～29歳	0.35	0.48
30～34歳	0.33	0.47
35～39歳	0.08	0.27
企業規模30人未満ダミー	0.38	0.49
企業規模31～499人ダミー	0.39	0.49
勤続0年	0.36	0.48
勤続1年	0.20	0.40
勤続2～3年	0.23	0.42
勤続4～5年	0.10	0.30
抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	0.17	0.37
マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	0.27	0.45
ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	0.49	0.50
その他職業	0.07	0.25
標本数	9,820	

4. 分析結果

4.1 技術偏向型技術進歩と職種変化に関する分析結果

ここでは欧米で確認されているルーチン業務の減少と抽象業務、マニュアル業務の増加といった傾向が日本でも確認されるかについて、正規・非正規別の検討を行う。そこでまずは、正規維持者、非正規から非正規に変化した者といった正規・非正規別の状態別に業務分類の変化についてクロス集計表を作成し表3に掲載した。

表3 よりまず正規維持者について見ると、業務変化の無いケースはルーチンからルーチンが85.4%と多くなり、抽象業務の84.5%、マニュアルの71.7%と続く。需要が高まると考えられる抽象業務やマニュアルだけでなくそれ以上にルーチンの変化が見られなくなっている。業務変化のケースについて見ると、マニュアルもルーチンもその他でも抽象業務への変化が多くなっている。高技能が要求される正規雇用では、需要が高まる業務の中でも抽

象業務への受入が多くなると考えられる。一方で、ルーチンからマニュアルへのシフトは4.5%と少なく抽象業務からマニュアルへの移動も4.8%と少ない。低賃金傾向が指摘されるマニュアル業務への参入は、高賃金傾向の抽象業務だけでなく、需要減少も指摘されるが中賃金傾向と指摘されるルーチンでも少なくなっている。

次に非正規から正規へと移行した者について見ると、抽象業務やルーチン業務では同業務が多い一方で、マニュアルやその他では同業務が少なくなり、ルーチンへの参入が多くなっている。ルーチンからの変化があった者は、抽象業務が13.7%と多くなり、抽象業務への参入はマニュアルやその他で10%を超えて一定程度確認できる。技能蓄積を求められる正規雇用市場では各業務への参入はマニュアルが少なく、抽象業務やルーチンが多いと考えられる。

続いて表3より正規から非正規市場へ移行した者について見ると、業務変化の無い者はどの業務でも約60%程度と少なくなる。また、ルーチンからの業務変化者では、抽象業務へは9.2%と少なくなり、ルーチンからマニュアルへの参入が16.6%と多くなっている。ルーチンからマニュアルへの参入は正規維持者の4.5%の4倍弱と多く、非正規雇用へ雇用形態が変化する際に業務の変化が生じやすくなっていることが示唆される。一方で、抽象業務やマニュアル業務であった者はルーチンへの参入が最も多い。

最後に非正規維持者について見ると、どの業務でも業務変化の無い者が多くなるが、業務変化をしたケースでは、マニュアルや抽象業務からルーチンへの参入が19.2%、12.3%と多くなる。また、ルーチンからマニュアルへの参入は10.1%と正規維持者の2倍強の多さとなっていることが確認できる。このことから、非正規就業者ほどルーチンからマニュアルといった欧米で確認されている技能偏向的技術進歩の影響が生じやすくなっている解釈できる。

以上の確認からは正規では高技能が求められるため、抽象業務への参入やそれに次ぐルーチンへの参入が多くなるが、非正規ではマニュアルやルーチンへの参入が多くなっている。このような状況は無業から就業へ移行した場合においても同様であり(附表1)、正規と非正規別に抽象業務とマニュアル業務の労働力の使い分けがなされている可能性がある。また、先行研究において欧米と異なる傾向が指摘されたルーチン業務は、非正規就業者に関してはルーチンからマニュアルへの流出という欧米と整合的な傾向が一定程度確認された。しかしながら、正規でのルーチンにとどまる割合が高いことや、他業務からルーチンへの流入もあり、これが日本でのルーチンの減少を留めている可能性がある。

表 3 正規・非正規変化別の業務分類変化に関するクロス集計表

	対象者数	次期の業務				
		抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	その他職ダミー	
正規維持者(次期無業者除く)	22374	38.3	14.7	44.2	2.8	
今期の業務	抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	8462	84.5	4.8	8.7	1.9
	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	3235	11.9	71.7	13.4	3.0
	ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	10004	8.4	4.5	85.4	1.7
	その他職ダミー	673	30.2	14.9	26.3	28.7

	対象者数	次期の業務				
		抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	その他職ダミー	
非正規から正規への転換者(次期無業者除く)	1264	28.2	22.7	43.8	5.4	
今期の業務	抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	314	72.6	7.6	15.6	4.1
	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	344	12.2	54.9	29.1	3.8
	ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	527	13.7	10.4	73.2	2.7
	その他職ダミー	79	17.7	24.1	22.8	35.4

	対象者数	次期の業務				
		抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	その他職ダミー	
正規から非正規への転換者(次期無業者除く)	1088	27.6	25.6	38.4	8.5	
今期の業務	抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	356	61.2	15.5	16.6	6.7
	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	228	12.3	61.4	19.7	6.6
	ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	445	9.2	16.6	65.8	8.3
	その他職ダミー	59	22.0	15.3	35.6	27.1

	対象者数	次期の業務				
		抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	その他職ダミー	
非正規維持者(次期無業者除く)	7303	16.4	27.1	50.9	5.7	
今期の業務	抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	1126	74.2	9.2	12.3	4.4
	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	1972	5.9	70.7	19.2	4.2
	ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	3738	4.4	10.1	82.4	3.2
	その他職ダミー	467	16.9	22.1	25.3	35.8

付表 1 無業者から就業へと変化した者の業務分類
(データ就業者に限定せず)

	対象者数	次期の業務			
		抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	その他職ダミー
今期無業から次期正規雇用への移行者	1313	36.8	18.1	41.2	3.9
今期無業から次期非正規雇用への移行者	610	18.0	29.7	43.6	8.7

次に、DOT でルーチン業務が多いとされる事務職が日本では増加しているとの指摘があり、図 1 でも製造・制作・機械運転及び建設作業者が減少している一方で事務職は長期的には増加していた。そこで、ルーチンから事務職を切り分けた分類に改め、同様の作表を行い表 4 として掲載した。表 4 を見ると、事務職を除いたルーチンも表 3 と同様に非正規の場合ほどマニュアルへの流入が多くなっており、事務職を加えた場合よりも割合は若干増加している。また、表 3 と同様に事務を除いた場合でも、他業務からルーチンへと流入する割合は少なくない傾向が見られる。

一方で、事務職については流入・流出とも少なくなっており、特に流出が少なく、正規から非正規への転換者ではマニュアルへの流出が 13.3%と多くなるが、これ以外に 10%を超える流出は確認できない。事務職への流入については、非正規から正規への転換者で、マニュアルから事務職への変化が 11.6%、事務以外のルーチンから事務への参入が 10.5%となっている。事務職では概ね他業務への移動は少ないながらも、正規転換者ではマニュアルや他のルーチンからの流入が、非正規転換者ではマニュアルへの流出が発生するという特徴が見られる。

表 4 業務分類のルーチンから事務職を分離した場合のクロス集計表

	対象者数	次期の業務				
		抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	ルーチン(販売・営業職、生産工程・労務職)	事務職	その他職ダミー
正規維持者(次期無業者除く)	22374	38.3	14.7	24.8	19.4	2.8
抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	8462	84.5	4.8	6.4	2.4	1.9
今期 マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	3235	11.9	71.7	8.7	4.7	3.0
の業務 ルーチン(販売・営業職、生産工程・労務職)	5646	11.0	5.2	79.4	2.3	2.1
事務職	4358	5.0	3.7	2.8	87.5	1.1
その他職ダミー	673	30.2	14.9	18.1	8.2	28.7

	対象者数	次期の業務				
		抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	ルーチン(販売・営業職、生産工程・労務職)	事務職	その他職ダミー
非正規から正規への転換者(次期無業者除く)	1264	28.2	22.7	25.0	18.8	5.4
抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	314	72.6	7.6	11.2	4.5	4.1
今期 マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	344	12.2	54.9	17.4	11.6	3.8
の業務 ルーチン(販売・営業職、生産工程・労務職)	333	17.1	11.1	58.0	10.5	3.3
事務職	194	7.7	9.3	6.7	74.7	1.6
その他職ダミー	79	17.7	24.1	19.0	3.8	35.4

	対象者数	次期の業務				
		抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	ルーチン(販売・営業職、生産工程・労務職)	事務職	その他職ダミー
正規から非正規への転換者(次期無業者除く)	1088	27.6	25.6	23.2	15.3	8.5
抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	356	61.2	15.5	12.4	4.2	6.7
今期 マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	228	12.3	61.4	13.2	6.6	6.6
の業務 ルーチン(販売・営業職、生産工程・労務職)	272	11.4	18.8	54.8	5.9	9.2
事務職	173	5.8	13.3	9.3	64.7	6.9
その他職ダミー	59	22.0	15.3	22.0	13.6	27.1

	対象者数	次期の業務				
		抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	ルーチン(販売・営業職、生産工程・労務職)	事務職	その他職ダミー
非正規維持者(次期無業者除く)	7303	16.4	27.1	30.5	20.4	5.7
抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	1126	74.2	9.2	6.0	6.3	4.4
今期 マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	1972	5.9	70.7	13.7	5.5	4.2
の業 ルーチン(販売・営業職、生産工程・労務職)	2286	4.0	12.1	76.3	3.8	3.9
務 事務職	1452	5.0	6.8	4.3	81.8	2.1
その他職ダミー	467	16.9	22.1	18.0	7.3	35.8

次に(1)式に基づく多項プロビットモデルの分析結果から、正規・非正規別の業務変化の状況を確認する。分析結果は、表5に示した。

表5 よりまずはルーチン業務に就いていた者の分析結果を見ると、非正規就業ダミーは次期正規ルーチンに有意なマイナスとなっており、他はいずれも有意なプラスの結果となっている。非正規雇用者は、正規雇用者に比べて正規の同業務でいる確率は低いが、他業に移る確率は高い。他業務への非正規ダミーの結果数値を見ると、正規では、抽象業務、次いでマニュアル業務の限界効果が高くなり、非正規のまま業務が変わる場合にはマニュアルへと移るケースが最も高くなっている。やはり非正規市場ほどルーチンからマニュアルへと移動が発生する。一方で非正規ルーチン就業者の正規転換のケースでは、抽象業務へと業務も変化するケースが最も多いが、マニュアルへの移動も多くなると考えられる。

次に、抽象業務に就いていた者の分析結果を見ると、非正規就業ダミーは次期正規抽象業務に有意なマイナスとなっており、他はいずれも有意なプラスの結果となっている。やはり非正規雇用者は、正規雇用者に比べて正規の同業務でいる確率は低いが、他業に移る確率が高いと考えられる。他業務への非正規ダミーの結果数値を見ると、次期正規転換者も次期非正規のままである者についても、ルーチン業務の限界効果が最も高くなっている。抽象業務からルーチン業務への参入が、非正規から正規への転換と同時に発生しやすいだけでなく、非正規のままである場合についても多くなっていると考えられる。

また、マニュアル業務に就いていた者の分析結果を見ると、非正規ダミーは次期の正規就業へはいずれもマイナスの符号を取り、正規の他業務に転換する場合は非正規からの転換者は正規からの転換者よりも少ないことが分かる。一方で、非正規ではいずれも有意なプラスとなるが、他業務の中では次期ルーチン業務が最も限界効果が大きくなっている。非正規のままルーチン業務に業務転換するケースが多いと考えられる。

表5 次期の正規・非正規別×業務分類に関する多項プロビット分析結果

被説明変数	次期 正規				次期 非正規				
	次期 抽象 業務	次期 マ ニユアル業 務	次期 ルー チン業務	次期 その 他職	次期 抽象 業務	次期 マ ニユアル業 務	次期 ルー チン業務	次期 その 他職	
サンプル	今期ルーチン業務従事者(次期無業者除く)								
モデル	多項プロビット								
説明変数	限界効果								
今期非正規ダミー	0.031 [0.005]***	0.016 [0.003]***	-0.355 [0.006]***	0.006 [0.002]***	0.008 [0.001]***	0.019 [0.002]***	0.269 [0.004]***	0.006 [0.001]***	
学歴ダ ミー(参 照:高卒以 下)	大学、大学院卒ダミー	-0.003 [0.005]	0.003 [0.004]	0.036 [0.008]***	0.003 [0.002]	-0.002 [0.003]	-0.011 [0.004]***	-0.020 [0.007]***	-0.006 [0.003]**
	短大、専門、高専卒ダミー	0.006 [0.005]	0.007 [0.004]*	0.006 [0.007]	-0.017 [0.002]	-0.002 [0.002]	0.001 [0.003]*	-0.008 [0.005]	-0.003 [0.002]*
女性ダミー	-0.074 [0.005]***	-0.022 [0.003]***	0.058 [0.007]***	-0.008 [0.002]***	-0.006 [0.002]***	0.003 [0.003]	0.054 [0.005]***	-0.005 [0.002]**	
有配偶ダミー	0.007 [0.006]	0.005 [0.005]	-0.017 [0.009]*	0.006 [0.003]**	0.002 [0.003]	0.002 [0.005]	-0.005 [0.007]	-0.002 [0.003]	
子供有ダミー	0.003 [0.007]	0.003 [0.005]	-0.009 [0.01]	-0.007 [0.003]**	0.000 [0.003]	0.004 [0.005]	0.001 [0.008]	0.005 [0.003]	
t期に通院有ダミー	0.009 [0.007]	-0.005 [0.006]	-0.013 [0.011]	0.002 [0.003]	-0.002 [0.003]	0.001 [0.005]	0.006 [0.008]	0.002 [0.003]	
t期に入院有ダミー	0.003 [0.012]	0.001 [0.009]	0.011 [0.019]	-0.003 [0.006]	-0.002 [0.006]	0.004 [0.008]	-0.010 [0.015]	-0.004 [0.006]	
年齢	-0.001 [0.001]	-0.0003 [0]	-0.001 [0.001]	0.0001 [0]	0.0004 [0]*	-0.001 [0]**	0.003 [0.001]***	0.001 [0]	
企業規模 (参照:500 人以上)	企業規模30人未満ダミー	0.021 [0.005]***	-0.003 [0.004]	-0.036 [0.008]***	0.008 [0.003]***	0.009 [0.003]***	0.008 [0.004]**	-0.015 [0.006]**	0.007 [0.002]***
	企業規模31~499人ダミー	0.003 [0.005]	-0.005 [0.004]	-0.001 [0.007]	0.006 [0.002]***	0.002 [0.003]	-0.002 [0.003]	-0.008 [0.006]	0.005 [0.002]**
勤続年	0.001 [0.001]*	-0.002 [0]***	0.008 [0.001]***	-0.0004 [0]	-0.001 [0]***	-0.002 [0]***	-0.004 [0.001]***	-0.0005 [0]*	
イベント発生数 標本数	911	509	8931	180	205	450	3373	155	
Log pseudolikelihood	-11743.792								

注1:[]内の値は標準誤差を表す。

注2:***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

被説明変数	次期 正規				次期 非正規				
	次期 抽象 業務	次期 マ ニユアル業 務	次期 ルー チン業務	次期 その 他職	次期 抽象 業務	次期 マ ニユアル業 務	次期 ルー チン業務	次期 その 他職	
サンプル	今期抽象業務従事者(次期無業者除く)								
モデル	多項プロビット								
説明変数	限界効果								
今期非正規ダミー	-0.331 [0.011]***	0.016 [0.006]**	0.048 [0.008]***	0.011 [0.004]***	0.188 [0.005]***	0.024 [0.002]***	0.031 [0.003]***	0.012 [0.002]***	
学歴ダ ミー(参 照:高卒以 下)	大学、大学院卒ダミー	0.095 [0.01]***	-0.022 [0.005]***	-0.040 [0.007]***	-0.004 [0.003]	0.007 [0.006]	-0.012 [0.004]***	-0.018 [0.004]***	-0.006 [0.002]**
	短大、専門、高専卒ダミー	0.069 [0.009]***	-0.001 [0.005]	-0.048 [0.007]***	-0.002 [0.003]	0.004 [0.005]	-0.005 [0.003]**	-0.013 [0.003]***	-0.004 [0.002]**
女性ダミー	0.026 [0.009]***	-0.010 [0.004]**	-0.054 [0.006]***	-0.005 [0.003]	0.036 [0.005]***	0.002 [0.002]	0.005 [0.003]*	-0.001 [0.002]	
有配偶ダミー	-0.013 [0.012]	0.013 [0.006]**	-0.008 [0.008]	0.007 [0.004]*	0.006 [0.007]	0.001 [0.004]	-0.005 [0.004]	-0.002 [0.003]	
子供有ダミー	0.011 [0.013]	0.004 [0.007]	-0.002 [0.009]	-0.010 [0.004]**	-0.006 [0.008]	-0.003 [0.004]	0.004 [0.005]	0.001 [0.003]	
t期に通院有ダミー	-0.002 [0.014]	-0.002 [0.007]	-0.006 [0.01]	0.001 [0.005]	-0.001 [0.008]	0.007 [0.004]*	0.001 [0.004]	0.001 [0.003]	
t期に入院有ダミー	0.002 [0.023]	-0.018 [0.014]	-0.011 [0.017]	0.000 [0.008]	0.019 [0.012]	0.008 [0.006]	-0.001 [0.007]	0.002 [0.004]	
年齢	0.000 [0.001]	-0.001 [0.001]**	0.000 [0.001]	0.000 [0]	0.002 [0.001]***	-0.001 [0]*	0.000 [0]	0.000 [0]	
企業規模 (参照:500 人以上)	企業規模30人未満ダミー	-0.006 [0.01]	-0.010 [0.005]*	-0.012 [0.007]*	0.008 [0.004]**	0.009 [0.006]	0.007 [0.004]*	0.000 [0.004]	0.004 [0.003]*
	企業規模31~499人ダミー	-0.024 [0.01]**	0.008 [0.005]	0.001 [0.007]	0.008 [0.004]**	-0.002 [0.006]	0.007 [0.004]*	-0.002 [0.004]	0.005 [0.003]**
勤続年	0.005 [0.001]***	-0.001 [0.001]*	0.001 [0.001]	-0.001 [0]	-0.003 [0.001]***	-0.001 [0]***	-0.001 [0]**	0.000 [0]	
イベント発生数 標本数	7380	431	789	176	1053	158	198	73	
Log pseudolikelihood	-8438.4114								

注1:[]内の値は標準誤差を表す。

注2:***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

被説明変数	次期 正規				次期 非正規			
	次期 抽象 業務	次期 マ ニユアル業 務	次期 ルー チン業務	次期 その 他職	次期 抽象 業務	次期 マ ニユアル業 務	次期 ルー チン業務	次期 その他 職
サンプル モデル	今期マニュアル業務従事者(次期無業者除く) 多項プロビット							
説明変数	限界効果							
今期非正規ダミー	-0.028 [0.007]***	-0.341 [0.009]***	-0.005 [0.007]	-0.003 [0.003]	0.012 [0.003]***	0.309 [0.008]***	0.044 [0.006]***	0.011 [0.003]***
学歴ダ ミー(参 照:高卒以 下)	大学、大学院卒ダミー	0.029 [0.009]***	-0.057 [0.015]***	0.050 [0.01]***	0.008 [0.005]*	0.012 [0.006]**	-0.022 [0.014]	-0.021 [0.011]**
	短大、専門、高専卒ダミー	0.030 [0.008]***	-0.005 [0.013]	-0.001 [0.009]	0.006 [0.004]	0.002 [0.005]	-0.008 [0.011]	-0.018 [0.008]**
	女性ダミー	-0.007 [0.008]	-0.066 [0.012]***	0.010 [0.008]	-0.007 [0.004]*	0.002 [0.004]	0.025 [0.01]**	0.046 [0.007]***
有配偶ダミー	0.011 [0.011]	0.012 [0.017]	0.000 [0.012]	-0.002 [0.006]	-0.005 [0.007]	-0.012 [0.015]	-0.001 [0.011]	-0.005 [0.006]
子供有ダミー	-0.009 [0.012]	0.011 [0.018]	-0.011 [0.013]	-0.003 [0.006]	0.000 [0.008]	0.008 [0.016]	0.000 [0.012]	0.004 [0.006]
t期に通院有ダミー	0.019 [0.013]	-0.016 [0.021]	-0.011 [0.015]	-0.008 [0.008]	0.005 [0.007]	-0.014 [0.017]	0.021 [0.011]*	0.005 [0.006]
t期に入院有ダミー	0.017 [0.019]	0.004 [0.032]	0.011 [0.023]	0.015 [0.009]*	-0.026 [0.019]	-0.024 [0.03]	0.000 [0.02]	0.002 [0.01]
年齢	-0.003 [0.001]**	0.001 [0.002]	-0.002 [0.001]*	0.000 [0.001]	0.000 [0.001]	0.003 [0.001]**	-0.001 [0.001]	0.001 [0]
企業規模 (参照:500 人以上)	企業規模30人未満ダミー	0.011 [0.009]	0.002 [0.015]	-0.031 [0.01]***	0.012 [0.005]**	-0.003 [0.005]	0.007 [0.013]	0.004 [0.009]
	企業規模31~499人ダミー	0.018 [0.009]**	0.030 [0.014]**	-0.049 [0.009]***	0.006 [0.005]	-0.012 [0.005]**	0.015 [0.012]	-0.002 [0.009]
勤続年	0.002 [0.001]**	0.002 [0.002]	0.003 [0.001]***	0.000 [0.001]	0.000 [0.001]	-0.001 [0.002]	-0.001 [0.001]***	0.000 [0.001]
イベント発生数 標本数	427	2509	532	111	145	1534	423	98
Log pseudolikelihood	-6755.8121							

注1: []内の値は標準誤差を表す。

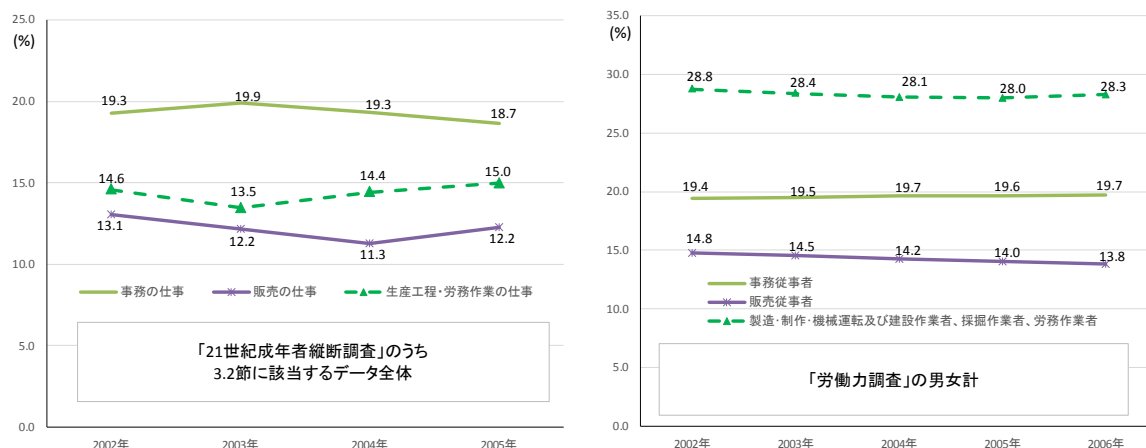
注2: ***は1%水準、**は5%水準、*は10%水準で有意であることを示す。

これまでの分析結果を整理すると、ルーチンは非正規市場でマニュアルへの流出が確認されたが、他業務からの流入もあった。このような特徴は事務職を除いた場合も同様であり、事務職も流出だけが多くなるとは言えない傾向であった。表 3、4、5 を見る限りでは欧米と同様の経路でのルーチンからの流出も確認できるものの、他業務からの参入もありルーチン職が減少しているとは考えにくい。そこで、経年での増加減少傾向を把握するため本稿のルーチンに該当する各職のシェア推移を図 2 に示した。また図 2 では「労働力調査」によるシェア推移についても掲載し、若年に偏っている「21 世紀成年者縦断調査」の傾向と「労働力調査」の傾向とに異なりがないかを確認する。

図 2 を見ると、どちらの調査データにおいても 4 年間という短い期間内では、大きな変化は見られない。しかしながら若干ではあるが、販売職が微減傾向であり両調査に共通して確認される。2002 年からの 4 年間に限るならば、ルーチンへの流入も発生したことでルーチンの雇用は減少せず維持されていると考えられるのではないだろうか。

付表 2 では、2012 年調査分までのデータを用いて、同条件で比較可能な転職者に限定し、業務分類の推移を確認した。こちらでもやはりルーチンからの離脱の上昇傾向は見られない。むしろルーチンに留まり易くなっている。しかしながらパネルデータであるため、加齢の影響から職転換がそもそも経時的にしくくなっている影響が含まれている可能性がある。

図2 ルーチンに該当する各職の全職業に占める割合の推移



出所：総務省「労働力調査」長期時系列データ（基本集計）表6（2）、厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」より筆者作成

付表2 ルーチン業務従事転職者の次期の業務分類

	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年
今期正規ルーチンからの転職者(最上段のみ該当者数、以外は%)	230	206	261	206	167	155	142	70	65	87
抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	8.3	7.3	6.1	4.9	4.8	2.6	2.1	2.9	1.5	3.5
マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	10.9	14.1	10.3	8.3	7.2	7.1	2.1	5.7	7.7	4.6
ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	75.7	77.7	77.8	83.0	83.8	87.7	95.8	88.6	89.2	89.7
その他職ダミー	5.2	1.0	5.8	3.9	4.2	2.6	0.0	2.9	1.5	2.3

	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年	2007年	2008年	2009年	2010年	2011年
今期非正規ルーチンからの転職者(最上段のみ該当者数、以外は%)	151	100	140	130	119	98	60	46	27	32
抽象業務(専門・技術職、管理職、保安職)	11.9	10.0	6.4	10.8	1.7	1.0	1.7	4.4	0.0	3.1
マニュアル(サービス職、運輸通信職、農林漁業)	10.6	11.0	8.6	6.9	2.5	5.1	3.3	4.4	0.0	0.0
ルーチン(事務職、販売・営業職、生産工程・労務職)	74.2	77.0	83.6	80.8	95.0	93.9	95.0	91.3	100.0	96.9
その他職ダミー	3.3	2.0	1.4	1.5	0.8	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0

本項の分析結果をまとめると、業務分類ごとに正規・非正規での流入・流出の特徴は異なり、抽象業務ほど正規において、マニュアルほど非正規において参入がされている様子が見られた。ルーチンは中間的であり、非正規でマニュアルへの移動が多くなる一方で、正規ではマニュアルよりも抽象業務への移動が上回る。また、ルーチンからマニュアルへの変化があるという欧米で指摘される傾向と同様の特徴が正規から非正規への転換者など非正規市場で確認された。一方で他業務からルーチンへの流入が正規・非正規ともに一定程度確認できた。結果としてルーチンにおいて雇用が減っているとは言えず、ルーチンへの流入も多くなっていることが日本において特徴的であると考えられる。このような変化の特徴については、冒頭に挙げた日本型雇用慣行の長期雇用保障によるという説明だけでは不十分であろう。確かに正規より非正規ではルーチンからマニュアルへの流出が生じているが、正規・非正規に関わらず確認される他業務からの流入は雇用保障では説明できない。技術進歩によって代替があまり生じておらず、本区分の労働需要は欧米ほど減少していない可能性が考えられる。本稿では、Autor and Dorn(2013)のTable2においてルーチン特徴が強いこと

から生産工程・労務職、販売・営業職、事務職をルーチンに振り分けたものの、池永(2009)で言及された事務職だけでなく販売・営業職、生産工程・労務職についても日本では欧米ほどルーチン業務に偏ったものではない可能性が考えられる。例えば、販売・営業や生産現場でも日本企業ほど業務改善や現場での判断が求められるなど、欧米の同職とは異なる特徴もしばしば指摘される。小池(2005)の指摘するような現場での判断を下す知的熟練が、製造現場だけでなく販売や事務といった職場でも求められ、日本では技術進歩によって欧米ほど雇用減少が生じにくいと考えられる。但し、長期的に見るならば製造関連の職に従事する者は減少傾向が様々なデータから確認されている。長期的に技術進歩の影響が蓄積された結果も考えられるが、別途 Goos et al.(2014)で指摘されている Offshoring の影響もあるものと思われる。

4.2 技術偏向型技術進歩と非正規の正規転換に関する分析結果

非正規から正規への転換と業務分類との関係にどのような傾向が見られるかを確認するために、(2)式に基づく多項ロジットモデルの推定を行った。分析結果は表 6 に掲載している。表 6 では、同企業で非正規のままにいる事に対する相対的リスク比 (relative risk ratio: rrr) を示している。1 より大きい場合には同企業で非正規のままにいる事に比べて各転換経路が選択されやすく、1 より小さい場合には選択されにくいと判断される。

表 6 では男女計、男性に限定したサンプル女性に限定したサンプルの 3 パターンの分析を行ったが、概ね結果の傾向は変わらない。そこで分析対象男女計の分析結果を主に見て行く。まず職種業務分類を見ると、抽象業務では同企業での正規転換について統計的に有意であり 1.841 となっている。抽象業務であった非正規社員ほど正規での内部登用がされやすいという結果になっており、専門・技術職で同職種の正規転換が多くなるという労働政策研究・研修機構(2015)と矛盾しない結果である。この傾向は、男性女性別に分析をした結果も同様である。また、ルーチンであった非正規では統計的に有意に無業化に 0.805 と 1 より小さい数値が示されている(男女計の分析結果)。雇用保障の無い非正規で、かつ欧米では需要減少が指摘されているルーチンであっても、無業に陥りやすいという傾向は観察されない。この傾向は特に女性において顕著である。前項の分析ではルーチンであっても労働需要が減少している様子は見られなかったが、技術偏向型技術進歩の事務・販売・営業・生産職などへの影響に違いが有るためかもしれない。また、非正規のルーチンから正規転換をした者は、表 3 からはルーチンのままが 73.2%、抽象業務へと業務も変化した者が 13.7%、マニュアルが 10.4%となっている。技術偏向型技術進歩によって需要減が指摘されるルーチンからの離脱によって正規転換が図られるというわけでもなさそうである。その他、業務分類以外の変数の影響を見ると、大学、大学院卒ダミーは別企業正規で統計的に有意な 1 を超える数値になっており、転職経由で正規転換に繋がりがやすい傾向が見られる。また、女性ダミーからは、同企業別企業に関わらず男性に比べ正規転換しにくいことや、25 歳未満の若年者や短期勤続者で正規転換しやすくなっている。年齢や勤続年の影響は特に別企業正規転換

で強くなっており、四方(2011)と同様の傾向が示されている。また、企業規模が小さいほど同企業内での正規転換が生じやすくなっており、この傾向も四方(2011)と同様である。

以上の分析結果からは、非正規から正規への転換には年齢や勤続といったタイミングだけでなく、人的資本の高さや質が重要であろうと考えられる。需要増が期待されるだけでなく正規での活用に適している専門・技術職やマネジメントなどの抽象業務での人的資本を蓄積している者、又は蓄積が期待される若く学習能力の高い者がより正規転換しやすいと考えられる。政策としての正規転換支援に能力開発が重要との議論はこれまでもあったが、どのような業務分野での能力開発が重要かという議論はあまりなされていなかったように思える。これについて本稿の分析結果からは、抽象業務で力を発揮できるための能力開発がより重要であろうと指摘できよう。

表6 t期非正規雇用者のt+1期の就業状態に関する多項ロジット分析結果
(同企業内非正規継続との比較)

		男女計							
		同企業正規		別企業正規		別企業非正規		無業化	
		RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値
雇用形態ダミー(参照: 派遣社員)	パート・アルバイト	0.467	0***	0.741	0.033**	0.955	0.634	1.183	0.042**
学歴ダミー(参照: 高卒以下)	大学、大学院卒ダミー	1.050	0.654	1.578	0.001***	1.150	0.165	1.027	0.757
	短大、専門、高専卒ダミー	0.940	0.506	1.040	0.762	1.111	0.179	0.886	0.072*
	女性ダミー	0.506	0***	0.457	0***	1.051	0.548	0.838	0.008***
	有配偶ダミー	0.963	0.777	0.734	0.146	0.991	0.936	1.420	0***
	子供有ダミー	0.629	0.002***	1.213	0.394	0.865	0.228	0.693	0***
	t期に通院有ダミー	0.930	0.604	1.105	0.591	1.430	0.001***	1.041	0.685
	t期に入院有ダミー	1.256	0.323	0.507	0.146	0.870	0.533	1.405	0.033
年齢階級(参照: 30~34歳)	25歳未満	1.357	0.006***	2.273	0***	1.418	0.001***	1.230	0.016**
	25~29歳	1.107	0.306	1.638	0.001***	1.147	0.117	1.164	0.037**
	35~39歳	0.786	0.164	0.688	0.194	1.041	0.767	0.578	0***
企業規模(参照: 500人以下)	企業規模30人未満ダミー	1.866	0***	1.052	0.735	1.262	0.013**	1.411	0***
	企業規模31~499人ダミー	1.354	0.005***	0.957	0.744	0.969	0.723	1.113	0.172
勤続年(参照: 1年)	0年	1.482	0.002***	2.111	0***	3.399	0***	2.205	0***
	1年	1.132	0.38	1.557	0.052*	2.000	0***	1.362	0.007***
	2~3年	1.040	0.774	1.612	0.03**	1.606	0.002***	1.273	0.029**
	4~5年	0.887	0.47	1.153	0.59	1.356	0.084*	0.989	0.931
職種業務分類(参照: その他職業)	抽象業務	1.841	0***	1.306	0.276	0.995	0.975	0.871	0.275
	マニュアル	1.198	0.283	0.997	0.99	1.175	0.286	0.901	0.372
	ルーチン	0.941	0.713	1.111	0.636	1.058	0.701	0.805	0.053*
	定数項	0.194	0***	0.050	0***	0.060	0***	0.175	0***
	イベント発生数	811		400		1,061		1,658	
	標本数	9,820							
	Pseudo R2	0.040							
	Log pseudolikelihood	-11161.117							

		男性							
		同企業正規		別企業正規		別企業非正規		無業化	
		RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値
雇用形態ダミー(参照:契約派遣社員)	パート・アルバイト	0.471	0***	0.747	0.157	0.847	0.377	1.042	0.78
学歴ダミー(参照:高卒以下)	大学、大学院卒ダミー	0.985	0.92	1.354	0.125	0.934	0.708	0.847	0.246
	短大、専門、高専卒ダミー	0.705	0.051*	0.671	0.108	0.995	0.978	0.738	0.05*
	有配偶ダミー	1.703	0.042***	2.084	0.024**	2.049	0.02**	1.070	0.803
	子供有ダミー	1.348	0.348	1.904	0.104	0.363	0.047**	0.968	0.925
	t期に通院有ダミー	0.818	0.423	1.075	0.819	1.557	0.059*	1.342	0.134*
	t期に入院有ダミー	0.904	0.789	0.346	0.14	0.959	0.918	1.071	0.833
年齢階級(参照:30~34歳)	25歳未満	0.954	0.779**	1.677	0.037**	1.080	0.674	1.131	0.417
	25~29歳	0.817	0.188**	1.493	0.072*	0.656	0.019**	0.876	0.354
	35~39歳	0.779	0.344	0.539	0.192	0.572	0.137	0.439	0.008***
企業規模(参照:500人以上)	企業規模30人未満ダミー	2.482	0***	1.576	0.078*	2.360	0***	1.885	0***
	企業規模31~499人ダミー	1.551	0.015**	1.306	0.244	1.620	0.023**	1.307	0.091*
勤続年(参照:5年超)	0年	2.078	0***	4.095	0***	6.356	0***	2.595	0***
	1年	1.234	0.333	2.182	0.031**	3.066	0.001***	1.184	0.412
	2~3年	1.607	0.023**	2.236	0.023**	2.660	0.003**	1.335	0.148
	4~5年	0.810	0.43	1.375	0.446	2.025	0.061*	0.780	0.32
職種業務分類(参照:その他職業)	抽象業務	1.733	0.017**	1.708	0.121	1.255	0.439	1.265	0.268
	マニュアル	1.036	0.875	1.194	0.596	1.321	0.298	0.901	0.596
	ルーチン	0.844	0.451	1.292	0.429	1.228	0.436	0.991	0.961
	定数項	0.174	0***	0.023	0***	0.030	0***	0.168	0***
	イベント発生数	366		181		264		495	
	標本数	2,752							
	Pseudo R2	0.049							
	Log_pseudolikelihood	-3452.6335							

		女性							
		同企業正規		別企業正規		別企業非正規		無業化	
		RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値
雇用形態ダミー(参照:契約派遣社員)	パート・アルバイト	0.546	0***	0.908	0.609	1.032	0.783	1.262	0.025**
学歴ダミー(参照:高卒以下)	大学、大学院卒ダミー	1.148	0.373	1.920	0.001***	1.348	0.015**	1.204	0.088*
	短大、専門、高専卒ダミー	1.058	0.625	1.269	0.146	1.174	0.067*	0.958	0.571
	有配偶ダミー	0.711	0.041**	0.414	0.001**	0.900	0.367	1.503	0***
	子供有ダミー	0.578	0.002***	1.231	0.421	0.978	0.858	0.676	0***
	t期に通院有ダミー	0.985	0.928	1.113	0.649	1.404	0.006***	0.957	0.713
	t期に入院有ダミー	1.415	0.226	0.552	0.32	0.787	0.375	1.503	0.027**
年齢階級(参照:30~34歳)	25歳未満	1.620	0.002***	2.559	0***	1.521	0***	1.232	0.05*
	25~29歳	1.262	0.083*	1.553	0.022**	1.358	0.002***	1.286	0.003***
	35~39歳	0.689	0.134	0.716	0.369	1.173	0.28	0.613	0.001***
企業規模(参照:500人以上)	企業規模30人未満ダミー	1.630	0.001***	0.880	0.496	1.068	0.531	1.282	0.008***
	企業規模31~499人ダミー	1.295	0.061*	0.822	0.258	0.861	0.137	1.070	0.455
勤続年(参照:5年超)	0年	1.303	0.141	1.376	0.256	2.747	0***	2.098	0***
	1年	1.135	0.508	1.291	0.387	1.738	0.001***	1.447	0.007***
	2~3年	0.825	0.318	1.370	0.269	1.352	0.082*	1.268	0.077*
	4~5年	0.970	0.889	1.032	0.927	1.182	0.404	1.098	0.558
職種業務分類(参照:その他職業)	抽象業務	2.242	0.004***	1.017	0.963	0.918	0.671	0.714	0.034**
	マニュアル	1.508	0.144	0.826	0.569	1.142	0.474	0.897	0.456
	ルーチン	1.173	0.559	0.936	0.833	0.999	0.997	0.718	0.018**
	定数項	0.079	0***	0.034	0***	0.072	0***	0.147	0***
	イベント発生数	445		219		797		1,163	
	標本数	7,068							
	Pseudo R2	0.037							
	Log_pseudolikelihood	-7603.8646							

注1: P値はロバスト・スタンダード・エラーから算出。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

5. まとめと政策含意

欧米では、技術偏向型技術進歩によってルーチン業務が減少し、抽象業務やマニュアル業務が増加すると指摘されている。本稿では、同様の傾向が日本でも確認されるかどうかについて、正規・非正規別の分析を行った。分析の結果、ルーチン業務に従事していた者については、正規から非正規への転換者でマニュアル業務への変化が多く、今期の正規に比べ今期非正規雇用者ほどマニュアル業務への変化が多くなっていた。やはり非正規労働市場ではルーチンからマニュアルへの移動という欧米と同様の転換が発生していた。しかしながら、他業務からルーチンへの参入も正規・非正規市場ともに一定程度発生しており、全体としてのルーチンの減少は確認されなかった。

加えて、技術偏向型技術進歩によって減少する業務に就いている非正規雇用者は、正規雇用への転換自体が難しくなっているかどうかを検討するため、四方(2011)に基づく企業内外の経路を考慮した正規転換に関する分析を行った。分析の結果、欧米で需要減が指摘されるルーチン業務についていた非正規雇用者で正規転換が少なくなっている様子は確認されなかった。また、技術偏向型技術進歩で需要増が指摘される抽象業務についていた正規雇用者では正規転換が多くなっていた。一方で、抽象業務の増加や高齢化の影響で需要増が指摘されるマニュアル業務では正規化に繋がっている様子は見られなかった。抽象業務は高い技能が求められるため正規市場で活用が図られ、相対的に高い技能が求められにくいマニュアル業務では非正規市場で活用されている可能性がある。

それではこれらの発見から、どのような政策含意が導けるだろうか。第一には、人材育成の側面において抽象業務に関して、職業に密接に結びついた教育訓練プログラムが必要ではないだろうか。技術者育成も多く含んだ製造業関連の職業訓練が充実している中、ホワイトカラーの抽象業務人材の育成は、企業内育成に偏っている傾向が考えられる。大学、大学院において経営学などの抽象業務に関する教育を受けた者でも、企業に入ればそれまで学んだ知識を白紙に戻し、企業独自の抽象業務知識を覚えていくという傾向が強いであろう。荒木・安田(2016)は大学での専門分野と関連した仕事を望んでいる学生ほど就職内定を得にくくなっているという分析結果が示され、特に文系学生でその傾向が強いことが分かる。また、企業内での人材育成は正規雇用者に限定される傾向があり(原 2009)、非正規雇用者は非正規の抽象業務に就いたとしても正規雇用者ほど技能を蓄積できないことが考えられる。企業外の教育によって蓄積された専門知識が企業側にも重視されるような、人材育成の機会を充実させていくことが求められるのではないだろうか。企業外からの抽象業務人材の育成は、非正規の正規転換を促進させるだけでなく、需要変化に沿った労働力の再配置にも貢献することが考えられる。

さらに、山本(2017)でも指摘しているように、非正規就業者で技能偏向的技術進歩の影響が生じやすくなっていたことは、将来的にさらに技術革新が進んだ際には、人工知能などをはじめとする新たな技術によって日本では大量の非正規就業者の雇用が奪われるリスクが

内在すると考えることもできる。そうした事態に備えたセーフティネットの拡充や技術革新に伴って新たに創出されるであろう仕事への円滑な転換を促すような取り組みを政策的に検討しておく必要があるともいえる。

最後に今後の課題を挙げる。本項ではデータ構造上の制約もあり Autor and Dorn(2013)の Table2 を参考に職種大分類を抽象業務、マニュアル業務、ルーチン業務に分類して分析を行うという大雑把な手続きとなっている。職種小分類からそれぞれの抽象業務、ルーチン、マニュアル業務の程度の違いを捉えるという、Autor and Dorn(2013)や Goos et al.(2014)、Adermon and Gustavsson(2015)といった分析の手続きを日本でも行う必要があるだろう。またその場合には、名目上同じ職業分類であっても業務特徴が欧米と日本では異なることが考えられ、職業小分類ごとの業務特徴の得点テーブルについては日本独自のものが必要になるであろう。日本の労働者それぞれが就いている、抽象業務、ルーチン業務、マニュアル業務の特徴を詳細に捉え、それぞれの業務特徴が当該業務シェアや労働需要にどのような影響を与えているのか、また事務職が減少しない原因はルーチン業務が少ないからであるのか、生産工程労務職の長期的減少はルーチン業務が大きいからなのか Offshoring の影響が大きいのか、このような疑問に明確に答えることが今後の課題になると考えられる。

参考文献

- Adrian Adermon and Magnus Gustavsson, (2015),“Job Polarization and Task-Biased Technological Change: Evidence from Sweden, 1975–2005”, *Scandinavian Journal of Economics* 117(3), 878–917.
- Autor, D. and David Dorn, (2013) “The growth of low-skill service jobs and the polarization of the U.S. labor market” *American Economic Review*. 103 (5), 1553–1597.
- Eva Moreno-Galbis and Thepthida Sopraseuth, (2014)“Job polarization in aging economies”, *Labour Economics* 27 (2014) , pp.44–55.
- Goos, M., Manning, A., and Salomons, A. (2010) *Explaining Job Polarization in Europe: The Roles of Technology, Globalization and Institutions*, CEP Discussion Paper No 1026.
- Goos, M., Manning, A., and Salomons, A. (2014),”Explaining Job Polarization: Routine-Biased Technological Change and Offshoring”, *American Economic Review* 2014, 104(8): 2509–2526.
- Kijima Yoko(2006), “Why did wage inequality increase? Evidence from urban India 1983–99”,*Journal of Development Economics*, 81 (2006) , pp.97– 117.
- Michaels, Guy, Ashwini Natraj and John Van Reenen, (2014) “Has ICT Polarized Skill Demand? Evidence from Eleven Countries over 25 Years”, *The Review of Economics and*

Statistics, Vol. 96, No. 1, Pages: 60-77.

- 荒木宏子・安田宏樹(2016)「大学4年制の正社員内定要因に関する実証分析」、内閣府経済社会総合研究所『経済分析』、第190号。
- 池永肇恵(2009)「労働市場の二極化—ITの導入と業務内容の変化について」『日本労働研究雑誌』第584号、pp.73-90.
- 池永肇恵(2011)「日本における労働市場の二極化と非定型・低スキル就業の需要について」『日本労働研究雑誌』第608号、pp.71-87.
- 石井加代子・佐藤一磨・樋口美雄(2010)「ワーキング・プアからの脱出に自己啓発支援は有効か」、樋口美雄・宮内環・C.R.McKenzie・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『貧困のダイナミズム—日本の税社会保障・雇用政策と家計行動』、第5章、pp.103-131.
- 久米功一・鶴光太郎(2013)「非正規労働者の雇用転換—正社員化と失業化」、RIETI Discussion Paper Series 13-J-005.
- 玄田有史(2009)「正社員になった非正規社員—内部化と転職の先に」、『日本労働研究雑誌』,No.586,pp.34-48.
- 玄田有史(2008)「前職が非正規社員だった離職者の正社員への移行について」、『日本労働研究雑誌』,No.580,pp.61-77.
- 小池和男(2005)『仕事の経済学』、東洋経済新報社。
- 厚生労働省(2012)『平成24年版労働経済の分析』
- 小杉礼子(2010)「非正規雇用からのキャリア形成—登用を含めた正社員への移行の規定要因分析から」、『日本労働研究雑誌』,No.602,pp.50-59.
- 四方理人(2011)「非正規雇用は「行き止まり」か?—労働市場の規制と正規雇用への移行」、『日本労働研究雑誌』,No.608,pp.88-102.
- 原ひろみ(2009)「非正規社員の能力開発」、労働政策研究・研修機構『ビジネス・レーバー・トレンド』7月号。
- 樋口美雄・石井加代子・佐藤一磨(2011)「貧困と就業—ワーキングプア解消に向けた有効策の検討—」RIETI Discussion Paper Series 11-J-056.
- 樋口美雄・佐藤一磨・石井加代子(2011)「非正規雇用から正規雇用への転換に能力開発支援は有効か」、KEIO/KYOTO GLOBAL COE DISCUSSION PAPER SERIES, DP2011-043.
- 三谷直紀・小塩隆士(2012)「日本の雇用システムと賃金構造」『国民経済雑誌』206(3)、1-22頁
- 山本勲(2011)「非正規雇用の希望と現実—不本意型非正規雇用の実態—」『非正規雇用改革』第4章、93-120頁
- 山本勲(2017)『労働経済学で考える人工知能と雇用』三菱経済研究所
- 労働政策研究・研修機構(2015)『壮年非正規雇用労働者の仕事と生活に関する研究』、労働

政策研究報告書、No.180.

Panel Data Research Center at Keio University
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2017-002

March, 2017

The effect of training on the employment of older workers after compulsory retirement
in Japan

Kazuma Sato*

【Abstract】

Many industrialized countries are facing an ageing population. This threatens the sustainability of the social security system. To overcome this issue, policymakers must consider measures to encourage older people to work. Job-related training is considered to be effective for this purpose because it can prevent the deterioration of human capital. However, studies that examine the relationship between training and employment, especially in Asia where ageing is advancing rapidly, are still scarce. To fill this gap, this study examines the effect of training on the employment of older workers using the Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons, the largest panel data available on the elderly in Japan. The key findings can be summarized as follows. First, the probability of re-employment rises significantly one year and two years after training. Second, training is effective in the case of re-employment as regular worker. This effect is notable because most re-employed workers are employed as non-regular workers. These results indicate that training is a useful measure for keeping older workers in work.

* Takushoku University, Faculty of Political Science and Economics, Associate Professor

Panel Data Research Center at Keio University
Keio University

The effect of training on the employment of older workers after compulsory retirement in Japan[¶]

Kazuma Sato*

Abstract

Many industrialized countries are facing an ageing population. This threatens the sustainability of the social security system. To overcome this issue, policymakers must consider measures to encourage older people to work. Job-related training is considered to be effective for this purpose because it can prevent the deterioration of human capital. However, studies that examine the relationship between training and employment, especially in Asia where ageing is advancing rapidly, are still scarce. To fill this gap, this study examines the effect of training on the employment of older workers using the Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons, the largest panel data available on the elderly in Japan. The key findings can be summarized as follows. First, the probability of re-employment rises significantly one year and two years after training. Second, training is effective in the case of re-employment as regular worker. This effect is notable because most re-employed workers are employed as non-regular workers. These results indicate that training is a useful measure for keeping older workers in work.

JEL Code: J21, J26

Key Word: Older Worker, Training, Matching Method

[¶] This research was supported by a Health Labour Sciences Research Grant (number H26-Seisaku-Ippan-003) from the Ministry of Health, Labour, and Welfare in Japan. The permission to use The Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons was obtained from the Ministry of Health, Labour, and Welfare in Japan. We are grateful to the Ministry of Health, Labour, and Welfare in Japan.

* Takushoku University

1 Introduction

Many industrialized countries are facing an ageing population. This threatens the sustainability of the social security system, such as pensions. To overcome this issue, policymakers must consider measures to encourage older people to work. Job-related training is considered to be valid for this purpose because it can prevent the deterioration of human capital. Picchio and van Ours (2013) investigated this issue and show that firm-provided training can enhance the employability of older workers. Kajitani (2006) also examined the effect of training on employment after compulsory retirement and shows that training can shorten the period of unemployment. However, studies that examine the relationship between training and employment for older workers are still scarce.¹ In particular, studies that use data for Asia, where ageing is advancing rapidly, are scarce. On the other hand, there are many studies concerning wages and productivity that show training has a positive effect on wages and productivity (Bartel 1994, 1995; Barret & O'Connell 2001; Booth & Bryan 2005; Conti 2005; Frazis & Loewenstein 2005; Dearden et al. 2006; Zwick 2006; Konings & Vanormelingen 2009; Almeida-Santos et al. 2010; Görlitz 2011). To fill this gap in the research, we examine the effect of training on the employment of older workers by using Japanese panel data.

As a general survey of working conditions conducted by the Ministry of Health, Labour and Welfare in 2014 shows, the compulsory retirement system is instituted in 93.8% of companies in Japan. Hence, older workers have to retire when they reach the prescribed age. Among Organisation for Economic Co-operation and Development countries, the elderly in Japan are particularly motivated to work, so there are many workers who desire re-employment. While some workers find a job soon after compulsory retirement, others become unemployed for a period of time before starting to look for a

¹ Although Ham and Lalonde (1996), Alba-Ramirez (1999), Lee and Lee (2005), and Choi and Kim (2012) also examined the effect of training on employment, they did not focus on older workers. Kluve (2010) surveyed the literature on the effect of training on the employment prospects of unemployed workers and clarified that training had a mild effect on employment, with impacts that changed by targeted age group.

job. We focus on the latter and verify whether training during the period of unemployment is able to enhance the probability of re-employment. Since compulsory retirement can be regarded as an exogenous job loss, it is possible to control for the heterogeneity of factors that have fallen into unemployment.

In estimating the effect of training, we must pay attention to the self-selection for participation in training. If more able workers carry out the training, the effect of training will be overestimated due to the selection. On the other hand, if less able workers tend to do the training, the effect of training will be underestimated. Therefore, taking into account the selection is key for estimating the causal effect of training. To overcome this issue, Heckman et al. (1997) employ a matching method. We also exploit a matching method, entropy balancing, which was developed recently by Hainmueller (2011, 2012). Entropy balancing is a matching method that creates a sample weight to control for the differences in covariates among workers who carry out training and workers who do not. The advantage of using entropy balancing is that it can control for the individual heterogeneity among workers more accurately than any other matching method. In the model of entropy balancing, we control not only for individual attributes, work-related variables before retirement, and current health but also for the intention to work, which jointly determines the participation of training and re-employment. This makes it possible to examine the causal effect of training.

The key findings can be summarized as follows. First, the probability of re-employment rises significantly one year and two years after training. Second, training is effective in the case of re-employment a regular worker. This effect is notable because most re-employed workers are employed as non-regular workers. These results indicate that training is a useful measure for keeping older workers in work.

The remainder of this paper is organized as follows. The next section describes the data, and Section 3 explains the empirical strategy. Section 4 discusses the estimation results, and Section 5 provides

concluding remarks.

2 Data

2.1 Data description

The data used in this analysis is from the Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons conducted by Ministry of Health, Labour and Welfare in Japan. This is the largest panel survey of elderly people in Japan. The survey was first implemented in 2005 with 33,815 male and female respondents aged 50–59 years. The survey is conducted annually, and we use the data for 2005–2009 because the questionnaire on training is available until 2009. The data investigates families, income, employment, well-being, and type of residence.

In this analysis, we limit the sample to men and women who were employed and experienced compulsory retirement. Of the 3,130 individuals that experienced compulsory retirement, 1,365 were re-employed immediately after retirement, and 1,765 were unemployed after retirement. We focus on the latter to clarify the effect of training on re-employment. After deleting the missing values of the explanatory variables, the total number of individual-year observations becomes 1,716. The average retirement age from the questionnaire is 60 years old, which is almost the same as in the 2014 general survey of working conditions of the Ministry of Health, Labour and Welfare.

Before entering the econometric specification, we briefly check the relationship between training and re-employment for older workers by using descriptive statistics. Training is defined as the development of skills for work or self-enlightenment during the last year of employment before retirement, and training conducted after retirement. The employment rate is defined as the percentage of employed workers. Figure 1 shows the employment rate up to three years after the training at period t . The figure clearly shows that the employment rate in each period is higher for those who received

training. This result implies the potential of training to enhance the employability of older workers. However, it should be noted that as this casual observation does not take into account self-selection, the effect of training may be overestimated.

2.2 Transition of employment status, occupation, and firm size before and after compulsory retirement

How do employment status, occupation, and firm size change before and after compulsory retirement? Since these changes have a great influence on the working conditions of older workers, we briefly check the transitions. Table 1 shows the changes in employment status. The results indicate that while most of the workers who worked in regular employment before retirement changed to non-regular employment after re-employment, workers who worked in non-regular employment before retirement stayed in non-regular employment after re-employment. In particular, 92.31% of part-time workers before retirement worked in the same employment status after re-employment. These results indicate that regardless of employment status before retirement, many workers work as non-regular employees after re-employment.

Table 2 indicates the changes in occupation. The results show that the percentage of workers with the same occupation before and after re-employment is low, except for agriculture, fishery, forestry, and other work, implying that many workers experience a change in occupation. This implies the possibility that older workers cannot make effective use of their occupational experience gained before retirement.

Table 3 indicates the changes in firm size. It shows that in many cases, company size becomes smaller after re-employment, and there are few cases where the company size becomes larger.

3 Econometric model

3.1 Entropy balancing

Taking the self-selection bias into account is key to estimating the pure training effect on the re-employment of older workers. Propensity score matching and propensity score weighting are useful for reaching this goal. However, we employ entropy balancing because it has two advantages (Hainmueller & Xu 2013). First, entropy balancing is more effective for reducing the imbalances of individual heterogeneity than other matching methods. Second, it is easier with entropy balancing to do the balance check, which confirms whether imbalances in individual attributes between workers who carry out training and workers who do not still exist after matching. We briefly explain the method to estimate the average treatment effect on the treated (ATT) using entropy balancing.²

When estimating the effects of training on re-employment, the ATT is as follows.

$$ATT = E[Y_{1i} - Y_{0i}|D_i = 1] = E[Y_{1i}|D_i = 1] - E[Y_{0i}|D_i = 1] \quad (1)$$

In equation (1), Y_i indicates the re-employment dummy, where Y_1 indicates the value at the time when workers engaged in training, and Y_0 is the value when workers did not. D indicates the training dummy. $D = 1$ indicates workers who engaged in training (treatment group), and $D = 0$ indicates workers who did not engage in training (control group). In equation (1), $E[Y_{0i}|D_i = 1]$ is the value of re-employment of workers who did not engage in training had they engaged in training. This value cannot be observed because it is counterfactual. To solve this issue, entropy balancing

² There are still few analyses that use entropy balancing; representative studies in economics are Marcus (2013) and Freier et al. (2015). Marcus (2013) uses entropy balancing to estimate the effect of job displacement on the mental health of spouses. Freier et al. (2015) use entropy balancing to estimate the effect of graduating from university with an honours degree on later income.

replaces $E[Y_{0i}|D_i = 1]$ by using a weighted control group:

$$E[Y_{0i}|\widehat{D}_i = 1] = \frac{\sum_{\{i|D=0\}} Y_{0i} w_i}{\sum_{\{i|D=0\}} w_i} \quad (2)$$

In equation (2), w_i is the sample weight for the control group. This sample weight is calculated by the constraint equations, which satisfy an exact balance between the first and second moments of the individual attributes in the treatment and control groups. This is the most important feature of entropy balancing. By satisfying the first and second individual attribute moments, we can obtain similar means and variances for the individual attributes between the treatment and control groups. Thus, most differences in the individual attributes between the treatment and control groups are removed. In the analysis, the first and second moments are employed to equate the mean and variance among groups.

We conduct the estimation through two steps. First, the sample weight for the control group is estimated by entropy balancing. Second, the probit model is estimated with the sample weight. The mean differences and the probit model without the sample weight are also estimated to check the extent of the self-selection bias. In addition, we also estimate propensity score matching by applying kernel matching for the robustness check.

The dependent variable is the re-employment dummy. The re-employment dummy takes a value of 1 if unemployed workers in period t were employed in period $t+1$, and takes a value of 0 if unemployed workers in period t stayed unemployed in period $t+1$. The re-employment dummies at periods $t+2$ and $t+3$ are also used to confirm the persistence of the training effect. The variable that identifies the treatment and control groups takes a value of 1 if workers engaged in job-related training in period t , and takes a value 0 if workers did not. In the analysis, we treat the training after retirement.

The covariates have three categories. The first category is the individual attributes and variables related to work before retirement; the second category is a variable relating to employment willingness past the age of 60 years old; and the third category is a health variable. In the analysis, these variables are used step by step as covariates to verify how the effect of training on re-employment changes. Individual attributes include dummy variables for gender, education, age, the number of family members, home ownership, years, and earnings from public pensions, employment insurance, social security benefits, and private pensions. Work-related variables before retirement include job tenure, employment status, occupation, and firm size.

The variables concerning the employment intentions past 60 years of age are constructed from the question, “Do you want to carry out work and receive income after the age of 60?”³ We created a dummy variable that equals 1 if respondents answered they wanted to work as long as possible for this question, and 0 otherwise. We also created a dummy variable that equals 1 if respondents answered they wanted to work until a certain age over 60, and 0 otherwise. Finally, we created a dummy variable equalling 1 if respondents answered that they did not want to work after 60 years old, and 0 otherwise. In the analysis, the last dummy variable is used as a reference group. As Kajitani (2006) points out, to control for these intentions is crucial because they jointly determine training and re-employment.

The health-related variables include dummy variables for good health and the number of serious diseases of the respondent. The dummy for good health indicates whether respondents have good subjective rated health or not. The dummy for serious diseases indicates the number of diseases the respondent suffers from, including diabetes, heart disease, stroke, hypertension, hyperlipidemia, and cancer.

³ This question exists only in the survey for the first year, and we assume that the value does not change over the whole period.

3.2 Basic statistics before and after matching

Entropy balancing controls for the differences in individual attributes between the treatment and control groups. Basic statistics before and after matching, shown in Table 4, are used to check the extent of such control measures. The variables before matching show significant differences in the means for education, age, home ownership, earning from public pension, earning from employment insurance, occupation and firm size before compulsory retirement, and intention to work. These results show that while workers who engage in training tend to have higher educational attainment and have higher percentages for receiving employment insurance, working at professional and technical work, and intention to work as long as possible after retirement, they have a lower average age and lower percentages of home ownership, reception of employment insurance, and working in production and labour work. On the other hand, the basic statistics after matching indicate that the mean difference for all variables becomes 0.00, implying that differences in individual attributes disappear through entropy balancing.

4 Empirical results

Table 5 shows the results for the effect of training on the re-employment of older workers. Panel (A) shows the results for re-employment one year after training.⁴ All coefficients of the mean differences, probit model, entropy balancing, and propensity score matching for panel (A) are positively significant. This indicates that training increases the probability of re-employment after one year. Although the size of the coefficients decreases when the individual attributes, employment

⁴ The values of the probit model represent the marginal effects.

motivation, and health are controlled step by step, the variables are significant in any cases, so the training effect on employment is robust. Comparing the sizes of the coefficients of the probit model and entropy balancing, those for entropy balancing are larger. This indicates a negative bias of self-selection, implying that less able older workers tend to engage in training. Panel (B) shows the results for re-employment two years after training. Also for these results, even if individual attributes, intention to work, and health are controlled for, all coefficients are positively significant. These results indicate that training increases the probability of re-employment after two years. Panel (C) shows the results for re-employment three years after training. Unlike the previous results, most of the coefficients, except for the mean difference, probit, and propensity score matching, are not significant. This indicates that training does not have an effect on the probability of re-employment after three years.

To summarize the results so far, training significantly increases the probability of re-employment after one and two years. Training is promising for the employment of older workers. This result is consistent with Picchio and van Ours (2013) and Kajitani (2006). However, the result for the selection bias is different from previous studies. Picchio and van Ours (2013) point out the existence of a positive selection bias, while Kajitani (2006) points out there is no selection bias. On the other hand, our study shows the existence of a negative selection bias. This is because our study focuses on workers who become unemployed after compulsory retirement. While able workers become employed soon after retirement, less able workers become unemployed after retirement. Hence, it can be considered that the analysed samples consist of workers with relatively low abilities.⁵

Whether subjects are unemployed are re-employed with regular employment or non-regular employment has a big impact on income and working hours. Determining whether job-related training

⁵ We check the differences in the work-related variables between workers who were re-employed immediately after retirement and workers who were not. Workers who were re-employed after retirement have a higher ratio of regular employment, and their occupations and company sizes did not change much at re-employment.

promotes employment in regular employment can provide useful policy information. Therefore, we examine the effect of training on employment status at the time of re-employment with a multinomial logit model. The dependent variable is 1 for regular employment, 2 for non-regular employment, and 3 for continuing unemployment at period t . All workers are unemployed in period $t-1$. We use the same explanatory variables as those in Table 5.

Table 6 shows the results of the effect of training on re-employment by employment status. All values in Table 6 are marginal effects. Panel (A) shows the results of re-employment one year after training. While all coefficients for regular workers in panel (A) are positively significant, those for non-regular workers are not significant. This result indicates that although training enhances the probability of re-employment by regular workers after one year, it does not affect the re-employment of non-regular workers.

Panel (B) shows the results for re-employment two years after training. Most of the coefficients in panel (B) are not statistically significant. This indicates that training has no effect on re-employment after two years. On the other hand, panel (C), which shows the results for re-employment three years after training, shows all coefficients for regular workers to be positively significant. This result indicates that training increases the probability of re-employment by regular workers after three years. Considering the coefficients for non-regular employment are not significant, training appears to be effective for the re-employment of regular workers.

5 Conclusion

The purpose of this study is to clarify the effect of job-related training on the re-employment of older workers. Compared with previous studies, there are two advantages to this study. First, we use

the largest available panel data for older workers in Japan, which is ageing rapidly among Asian countries. As most studies in this field use data for the United States or Europe, this study contributes to the accumulation of empirical analysis for other regions. Second, we use entropy balancing to account for the self-selection bias of training. We control for the bias by including the intention to work past 60 years old in the covariates for entropy balancing. The key findings can be summarized as follows. First, the probability of re-employment rises significantly one year and two years after training. Second, training is effective in the case of re-employment a regular worker. This effect is notable because most re-employed workers are employed as non-regular workers. These results indicate that training is a useful measure for keeping older workers in work.

The findings show that active labour market policies can be effective for promoting the employment of older workers. Considering the trend of ageing in the future, it is essential to implement support measures to promote the development of capacity for the elderly. While support measures for young and middle-aged workers are being expanded in Japan, capacity development for the elderly is not sufficient, and future improvement is needed.

Finally, an outstanding issue should be noted. In this study, we analyzed the relationship between training and the employment of older workers in Japan. However, as the employment of elderly people will become an issue in other Asian countries experiencing ageing populations, it is necessary to carry out analysis using data for countries other than Japan. This will be a future research topic.

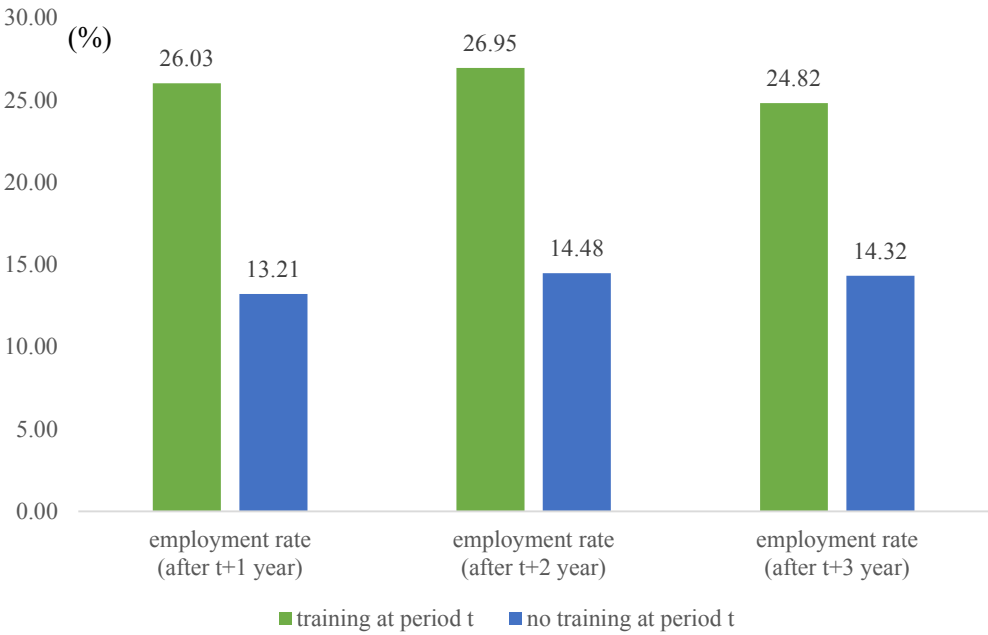
References

- Alba-Ramirez, A (1999) "Explaining the Transitions out of Unemployment in Spain: the Effect of Unemployment Insurance", *Applied Economics* 31, 183-193.
- Almeida-Santos, F., Chzhen, Y., Mumford, K (2010) "Employee training and wage dispersion: White and blue collar workers in Britain", IZA Discussion Paper No. 4821, Bonn.
- Barrett, A., O'Connell, P (2001) "Does training generally work? The returns to in-company training", *Industrial and Labor Relations Review* 54(3), 647-662.
- Bartel, A (1994) "Productivity gains from the implementation of employee training programs", *Industrial Relations* 33(4), 411-425.
- Bartel, A (1995) "Training, wage growth, and job performance: Evidence from a company database", *Journal of Labor Economics* 13(3), 401-425.
- Booth, A., Bryan, M (2005) "Testing some predictions of human capital theory: New training evidence from Britain", *Review of Economics and Statistics* 87(3), 391-394.
- Choi, H-J., J. Kim (2012) "Effects of public job training programmes on the employment outcome of displaced workers: results of a matching analysis, a fixed effects model and an instrumental variable approach using Korean data", *Pacific Economic Review* 17, 559-81.
- Conti, G (2005) "Training, productivity and wages in Italy", *Labour Economics* 12(4), 557-576.
- Dearden, L., Reed, H., Van Reenen, J (2006) "The impact of training on productivity and wages: Evidence from British panel data", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 68(4), 397-421.
- Freier, R., Schumann, M. Siedler, T (2015) "The earnings returns to graduating with honors —Evidence from law graduates", *Labour Economics* 34, 39-50.
- Frazis, H., Loewenstein, M (2005) "Reexamining the returns to training. Functional form, magnitude, and interpretation", *Journal of Human Resources* 40(2), 453-476.
- Görlitz, K (2011) "Continuous training and wages: An empirical analysis using a comparison-group

- approach”, *Economics of Education Review* 30(4), 691–701.
- Hainmueller, J., 2011. *Ebalance: a Stata package for entropy balancing*. MIT Political Science Department Research Paper, 24.
- Hainmueller, J., 2012. Entropy balancing for causal effects: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political Analysis* 20, 25-46.
- Hainmueller, J. and Y. Xu (2013) “ebalance: A Stata Package for Entropy Balancing,” *Journal of Statistical Software*, Vol. 54, Issue. 7, pp. 1–18.
- Ham, J., LaLonde, R. (1996) “The effect of sample selection and initial conditions in duration models: Evidence from experimental data on training”, *Econometrica* 64(1), 175–205.
- Heckman, J., H. Ichimura and P. E. Todd (1997) “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme”, *Review of Economic Studies* 64, 605–54.
- Kajitani, S (2006) “Teinen-taisyokusya no nouryoku-kaihatu to sai-syusyoku” (in Japanese), *nihon-keizai-kennkyu* 55, 1-21.
- Kluve, J (2010) “The effectiveness of European active labour market programmes”, *Labour Economics* 17(6), 904–918.
- Konings, J., Vanormelingen, S (2009) “The impact of training on productivity and wages: Firm level evidence”, *cEPR Discussion Paper No. 7473*, London.
- Lee, M., Lee, S. J (2005) Analysis of job-training effects on Korean women", *Journal of Applied Econometrics* 20, 549-562.
- Marcus, J (2013) “The Effect of unemployment on the mental health of spouses—evidence from plant closures in Germany,” *Journal of Health Economics* 32, 546–558.
- Picchio, M., van Ours, J. C (2013) “Retaining through training even for older workers”, *Economics of Education Review* 32, 29–48.
- Zwick, T (2006) “The impact of training intensity on establishment productivity”, *Industrial Relations*

45(1), 26-46.

Figure 1. Employment rate after training



Source: Author's calculations by using Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons.

Table 1. Change in employment status before and after compulsory retirement

Employment status before retirement	Regular employee		Employment status after re-employment				Total
	Full-time employee - manager	Full-time employee - under manager	Part-time worker	Non-regular employee Subcontracted worker	Contract employee /Specialized contract employee		
Regular employee	25.00	0.00	50.00	0.00	25.00	100	
Full-time employee - under manager	0.00	14.29	60.00	6.67	19.05	100	
Part-time worker	0.00	7.69	92.31	0.00	0.00	100	
Non-regular employee	0.00	0.00	0.00	100.00	0.00	100	
Contract employee / Specialized contract employee	0.00	0.00	71.43	0.00	28.57	100	
Total	0.77	12.31	63.08	6.15	17.69	100	

Source: Author's calculations by using Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons.

Table 2. Change in occupation before and after compulsory retirement

Occupation before retirement	Occupation after re-employment										Total
	Professional and technical work	Management	Office work	Sales	Services	Security	Agriculture, fishery, forestry	Transportation, communication	Production process, labor work	Other work	
Professional and technical work	46.43	14.29	0.00	0.00	7.14	0.00	3.57	0.00	21.43	7.14	100
Management	7.14	14.29	28.57	14.29	7.14	0.00	7.14	0.00	21.43	0.00	100
Office work	0.00	6.67	20.00	6.67	0.00	6.67	0.00	13.33	20.00	26.67	100
Sales	0.00	0.00	0.00	50.00	16.67	8.33	0.00	0.00	16.67	8.33	100
Services	9.09	9.09	0.00	9.09	36.36	0.00	0.00	9.09	9.09	18.18	100
Security	0.00	0.00	0.00	0.00	75.00	0.00	0.00	0.00	25.00	0.00	100
Agriculture, fishery, forestry	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	100.00	0.00	0.00	0.00	100
Transportation, communication	16.67	16.67	0.00	0.00	16.67	0.00	0.00	33.33	0.00	16.67	100
Production process, labor work	6.67	0.00	0.00	0.00	33.33	6.67	6.67	3.33	30.00	13.33	100
Other work	0.00	12.50	0.00	0.00	25.00	0.00	0.00	0.00	0.00	62.50	100
Total	13.85	7.69	5.38	7.69	19.23	3.08	4.62	4.62	19.23	14.62	100

Source: Author's calculations by using Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons.

Table 3. Change in firm size before and after compulsory retirement

Firm size before retirement	Firm size after re-employment				Total
	Less than 99	100-999	1000 or more	Public worker	
Less than 99	84.44	11.11	2.22	2.22	100
100-999	53.66	39.02	2.44	4.88	100
1000 or more	45.71	22.86	22.86	8.57	100
Public worker	50.00	50.00	0.00	0.00	100
Total	62.40	24.80	8.00	4.80	100

(%)

Source: Author's calculations by using Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons.

Table 4. Basic statistics before and after matching

	before matching				after matching			
	treatment group (training=1)		control group (training=0)		treatment group (training=1)		control group (training=0)	
	mean	variance	mean	variance	mean	variance	mean	variance
individual attributes								
male	0.63	0.24	0.59	0.24	0.63	0.24	0.63	0.23
education: vocational college / junior college	0.15	0.13	0.09	0.08	0.15	0.13	0.15	0.13
education: university/graduate school	0.21	0.17	0.14	0.12	0.21	0.17	0.21	0.17
age	60.12	4.28	60.82	2.76	60.12	4.28	60.12	4.39
number of family members	1.78	1.07	1.88	1.67	1.78	1.07	1.78	1.42
married	0.83	0.14	0.87	0.11	0.83	0.14	0.83	0.14
having own home	0.88	0.11	0.93	0.06	0.88	0.11	0.88	0.11
earning from public pension	0.52	0.25	0.67	0.22	0.52	0.25	0.52	0.25
earning from employment insurance	0.15	0.13	0.10	0.09	0.15	0.13	0.15	0.13
earning from social security benefit	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01
earning from private pension	0.13	0.12	0.14	0.12	0.13	0.12	0.13	0.12
work related variables before compulsory retirement								
job tenure	26.03	204.20	27.68	177.20	26.03	204.20	26.03	188.60
regular worker	0.81	0.15	0.79	0.17	0.81	0.15	0.81	0.15
professional and technical work	0.31	0.22	0.18	0.15	0.31	0.22	0.31	0.22
management	0.12	0.11	0.12	0.11	0.12	0.11	0.12	0.11
sales	0.08	0.08	0.06	0.05	0.08	0.08	0.08	0.08
services, security	0.11	0.10	0.09	0.08	0.11	0.10	0.11	0.10
transportation,communication	0.03	0.03	0.04	0.04	0.03	0.03	0.03	0.03
production process, labor work	0.13	0.11	0.24	0.18	0.13	0.11	0.13	0.11
other work	0.05	0.05	0.05	0.04	0.05	0.05	0.05	0.05
firm size: 100-999	0.33	0.22	0.35	0.23	0.33	0.22	0.33	0.22
firm size: 1000 or more	0.29	0.21	0.27	0.20	0.29	0.21	0.29	0.21
firm size: public worker	0.09	0.09	0.06	0.06	0.09	0.09	0.09	0.09
intention to work over 60								
want to work as long as possible	0.42	0.25	0.27	0.20	0.42	0.25	0.42	0.24
want to work even if over 60	0.28	0.20	0.31	0.21	0.28	0.20	0.28	0.20
health related variables								
good health	0.45	0.25	0.39	0.24	0.45	0.25	0.45	0.25
number of serious disease	0.64	0.69	0.68	0.76	0.64	0.69	0.64	0.69
sample size	201		1515		201		1515	

Note: *, **, and *** denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Source: Author's calculations by using Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons.

Table 5. Effect of training on re-employment

(A) 1 year after training		Mean difference	Probit	Entropy balancing	PSM	N _{Treatment}	N _{Control}
Individual attributes			0.064** (0.025)	0.080** (0.033)	0.089** (0.036)	145	1,257
Individual attributes+intention to work		0.128*** (0.031)	0.050** (0.025)	0.058* (0.033)	0.072* (0.037)	145	1,257
Individual attributes+intention to work+health variables			0.048* (0.025)	0.055* (0.033)	0.068* (0.036)	145	1,257
(B) 2 year after training		Mean difference	Probit	Entropy balancing	PSM	N _{Treatment}	N _{Control}
Individual attributes			0.068** (0.027)	0.078** (0.032)	0.093** (0.038)	141	1,217
Individual attributes+intention to work		0.125*** (0.032)	0.055** (0.026)	0.061* (0.032)	0.080** (0.040)	141	1,217
Individual attributes+intention to work+health variables			0.051* (0.027)	0.054* (0.032)	0.074* (0.041)	141	1,217
(B) 3 year after training		Mean difference	Probit	Entropy balancing	PSM	N _{Treatment}	N _{Control}
Individual attributes			0.047* (0.028)	0.047 (0.033)	0.061* (0.037)	136	1,171
Individual attributes+intention to work		0.105*** (0.033)	0.027 (0.027)	0.022 (0.032)	0.050 (0.038)	136	1,171
Individual attributes+intention to work+health variables			0.025 (0.027)	0.018 (0.031)	0.047 (0.036)	136	1,171

Notes: *, **, and *** denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. The matching method of propensity score matching is kernel matching. The kernel type used is Gaussian, and the kernel bandwidth is 0.06.

Source: Author's calculations by using Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons.

Table 6. Effect of training on re-employment by employment status

	Multinomial logit		Sample size
	Regular worker	Non-regular worker	
(A) 1 year after training			
Individual attributes	0.019** (0.008)	0.037 (0.026)	1402
Individual attributes+intention to work	0.019** (0.008)	0.022 (0.026)	1402
Individual attributes+intention to work+health variables	0.018** (0.007)	0.020 (0.026)	1402
(B) 2 year after training			
	Multinomial logit		Sample size
	Regular worker	Non-regular worker	
Individual attributes	0.013 (0.008)	0.051* (0.027)	1358
Individual attributes+intention to work	0.013 (0.008)	0.038 (0.027)	1358
Individual attributes+intention to work+health variables	0.012 (0.008)	0.034 (0.027)	1358
(C) 3 year after training			
	Multinomial logit		Sample size
	Regular worker	Non-regular worker	
Individual attributes	0.019** (0.008)	0.020 (0.028)	1307
Individual attributes+intention to work	0.018** (0.008)	0.003 (0.028)	1307
Individual attributes+intention to work+health variables	0.018** (0.008)	0.001 (0.028)	1307

Notes: *, **, and *** denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. The estimated values represent the marginal effects.

Source: Author's calculations by using Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons.

研究成果の刊行に関する一覧表

■ 書籍：該当なし

■ 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
佐藤一磨・ 山本勲・ 小林徹	定年退職は健康にどのような影響を及ぼすのか	Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES DP2016-014			2017年3月
佐藤一磨	高齢者の失業が健康に及ぼす影響	Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES DP2017-001			2017年3月
Yoshio Higuchi, Kazuyasu Sakamoto, Risa Hagiwara	The Constraints on Women's Marriage, Childbirth and Employment, and Effects of Work-Life Balance Policies.	Keio Business Review	No.51	pp.1-31.	2016年4月
小林徹・ 山本勲・ 佐藤一磨	正規非正規の職種転換と雇用形態転換	Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES DP2016-012			2017年3月
伊藤大貴・ 山本勲	「21世紀成年者縦断調査」を用いた育児支援政策の効果測定－「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の検証－	Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES DP2016-011			2017年3月