

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。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<sup>†</sup>

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。

---

<sup>†</sup>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。

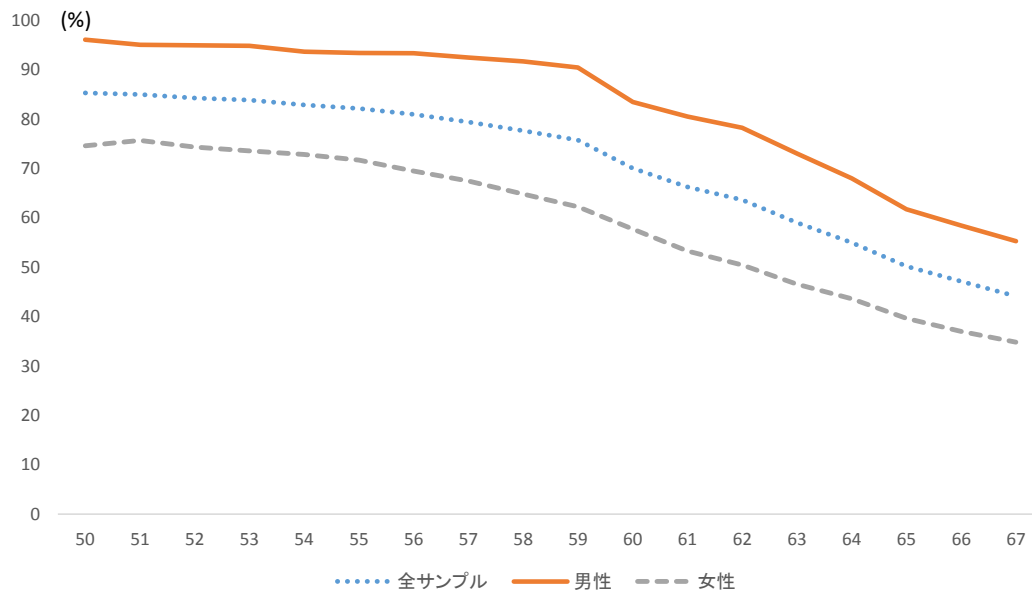
次に多くの企業で定年退職年齢と規定されている60歳前後において就業率がどのように変化するかを確認する。図1は年齢階級別の就業者割合の推移を示している。これを見ると、男女とも60歳時点から就業率が徐々に低下する傾向を示していた。次に図2の年齢階級別の正規雇用就業者割合の推移を見ると、59歳から60歳にかけて大きく低下する傾向を示していた。この背景には定年による退職が大きな影響を及ぼしていると考えられる。次に図3の年齢階級別の非正規雇用就業者割合の推移を見ると、59歳から60歳にかけて男性の値が大きく上昇していた。これは、正規雇用を定年退職した男性がその後非正規雇用で再就職しているためだと考えられ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

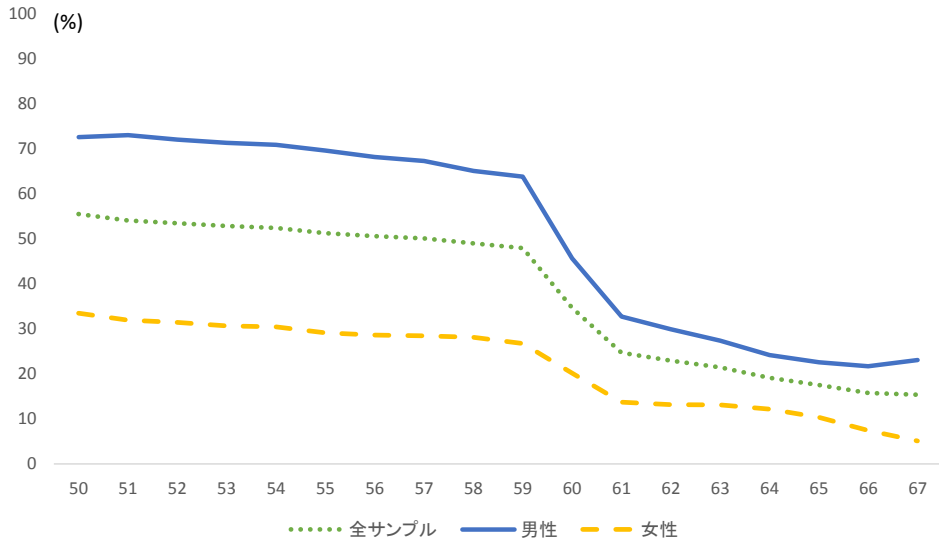
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

図 1 年齢階級別の就業者割合の推移



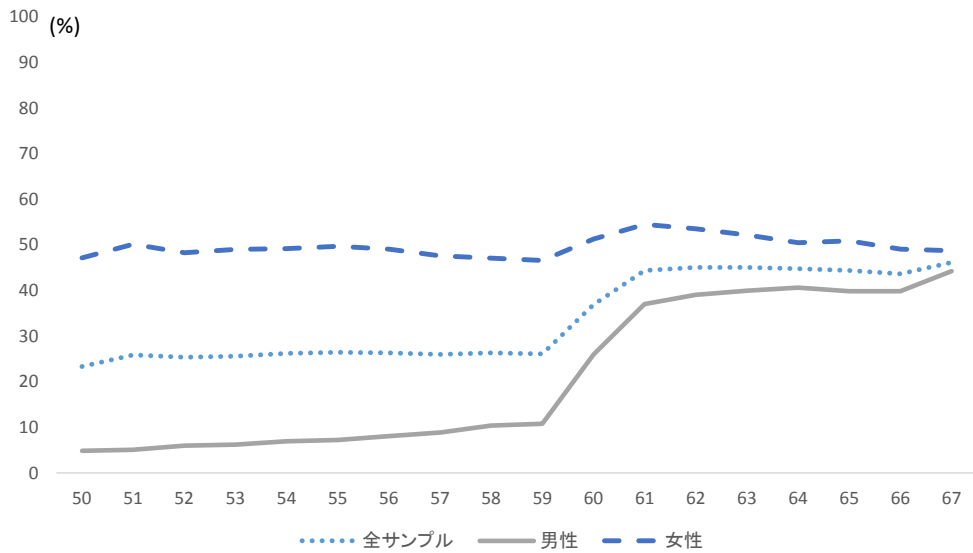
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

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。 $\mu_i$ は時間によって変化しない固定効果であり、 $\varepsilon_{it}$ 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	0.489	0.500	0.433	0.495	0.560	0.496
99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		

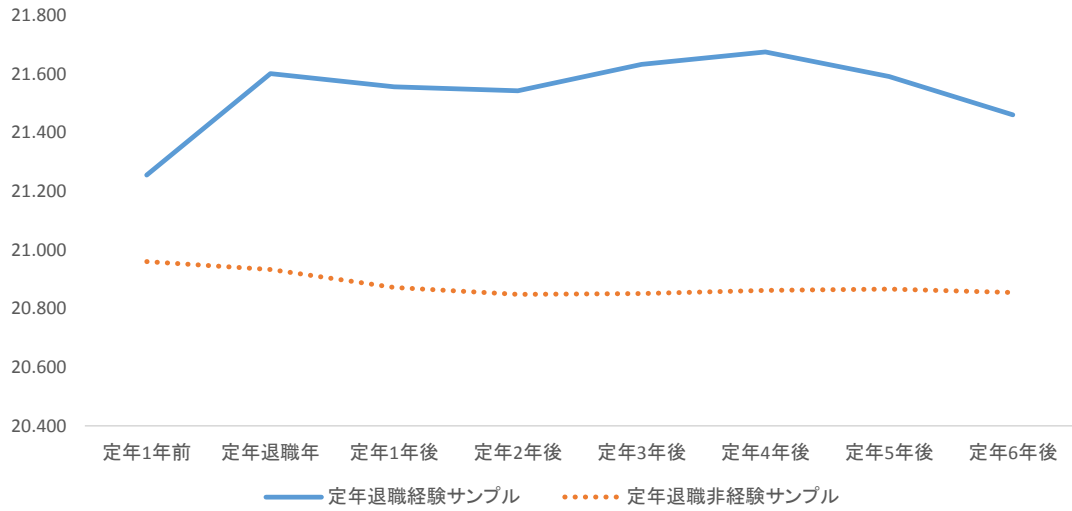
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

## 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

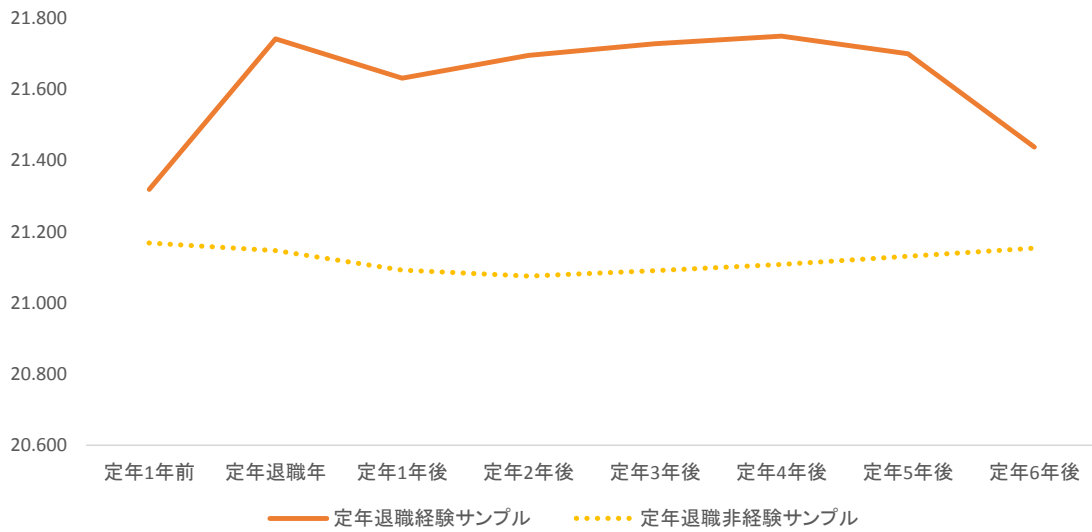
本節では推計に移る前に記述統計から定年退職と健康の関係を確認する。図 4 から図 6 は全サンプルと男女別の定年退職前後におけるメンタルヘルスの変化を示している。図中では定年退職経験者のメンタルヘルスの推移と同時点における定年退職非経験者のメンタルヘルスの推移を示している。

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）



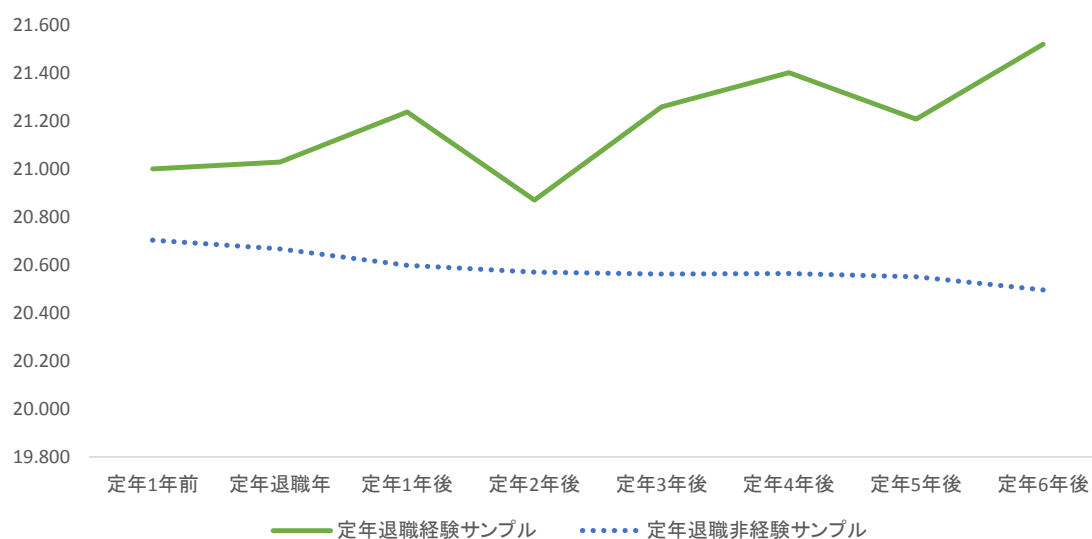
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

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<sup>1</sup>。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

---

<sup>1</sup> 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：『中高齢縦断調査』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<sup>▽</sup>

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。

---

<sup>▽</sup> 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<sup>1</sup>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おり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

---

<sup>1</sup> 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<sup>2</sup>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

---

<sup>2</sup> 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)<sup>3</sup>。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)。

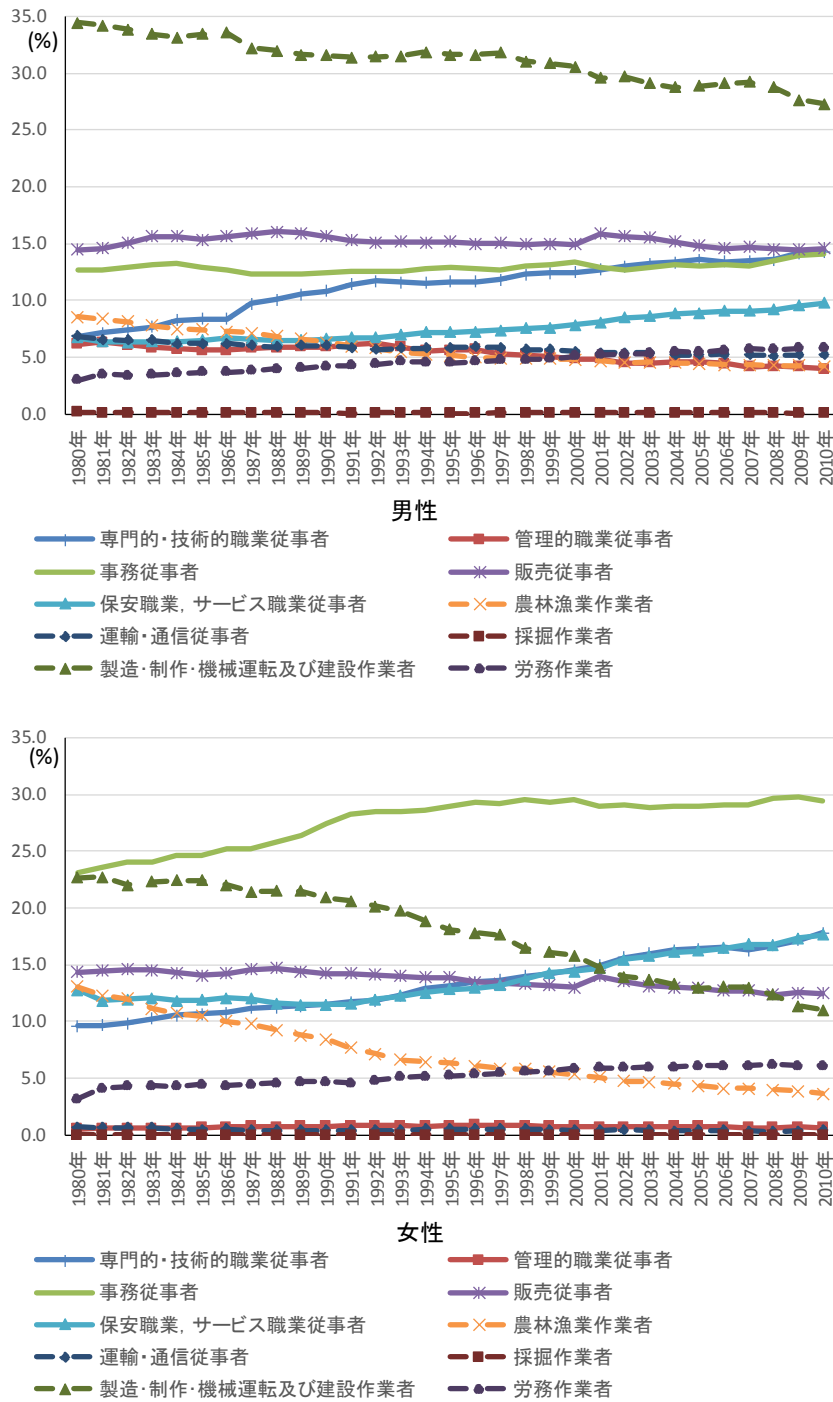
但し、欧米と日本では異なる特徴も見られる。欧米で減少が確認されているルーチン業務やその代表的な職種のひとつである事務職については日本では減少しておらず、その要因として池永(2009,80 頁)では、日本の事務職が必ずしも定型的ではない業務も含んでいることが疑われている。日本の事務職において欧米ほどルーチン業務が多くないのであれば、技術偏向型技術進歩による影響は欧米ほど大きくないと考えられる。他方で、雇用管理の影響も疑われる。日本では人事マネジメントの特徴として長期の雇用を保護する日本型雇用慣行がしばしば指摘される。このような環境の下にいる日本の正規社員は技術進歩による偏向型の労働需要変化の影響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。

---

<sup>3</sup> 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<sup>4</sup>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

---

<sup>4</sup> 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<sup>5</sup>。

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<sup>6</sup>。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

<sup>5</sup> 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。

<sup>6</sup> 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、 $\beta'_j$  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(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	911	509	8931	180	205	450	3373	155	
標本数	14,714								
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	7380	431	789	176	1053	158	198	73	
標本数	10,258								
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。

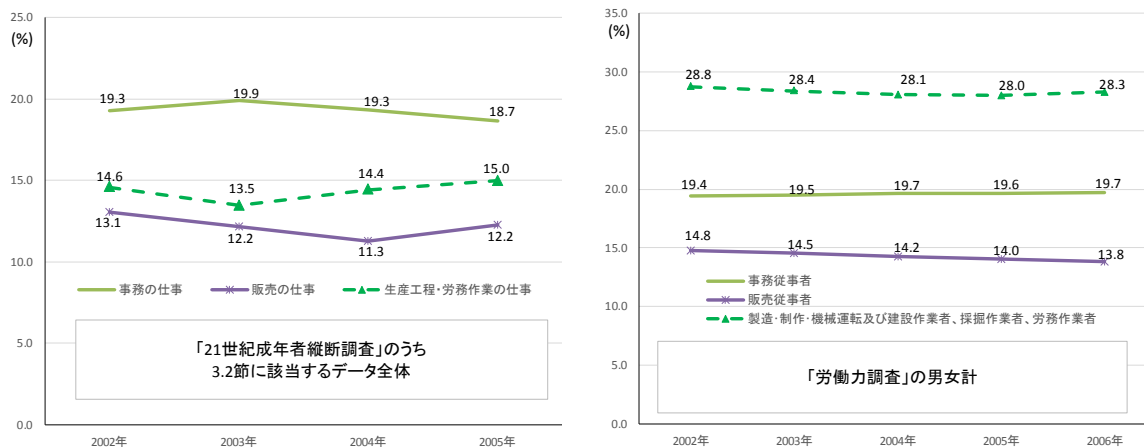
注2:\*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。

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し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て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て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値はロバート・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—<sup>†</sup>

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。

---

<sup>†</sup> 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。」<sup>1</sup>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<sup>2</sup>。

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

---

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

<sup>2</sup> 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、 $\varepsilon_{it}$ 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 $\beta_1$ 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 $\rho$ 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。

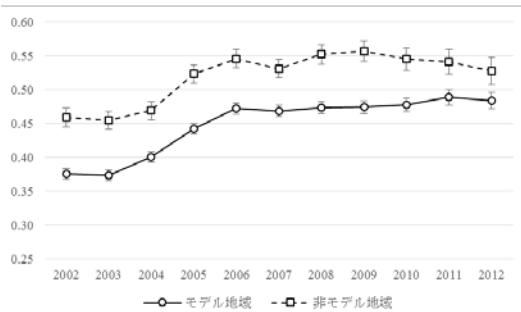
図表 1. 基本統計量

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

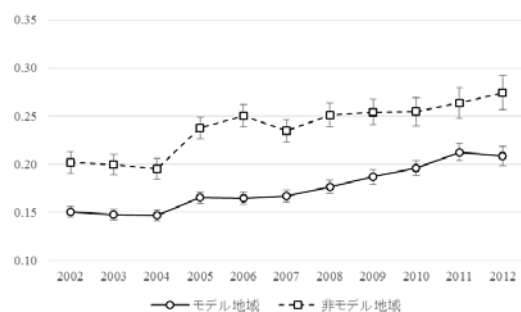
注) 表内の数値は平均値, [ ]内は標準偏差を示す。

図表 2. 女性の各雇用率・出産確率の推移

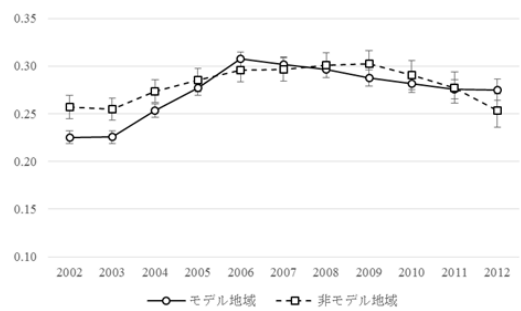
(1)雇用率



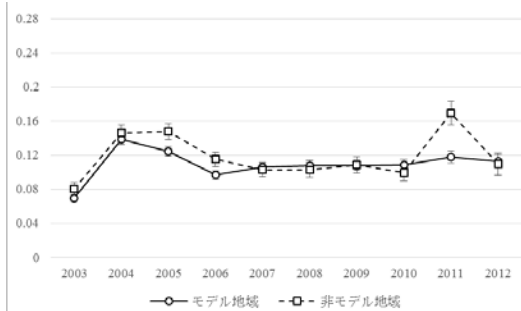
(2)正規雇用率



(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)			
$\rho$		-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)			
$\rho$		-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)	0.0576 (0.0729)	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)	-0.0161 (0.0802)	-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)	-0.0558 (0.0504)	-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)	0.0282 (0.0620)	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)	0.138** (0.0681)	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***)	-0.0897*** (0.00417)	0.0459*** (0.00328)	-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)	-6.82e-05 (8.52e-05)	-0.000987*** (0.00216)	-0.000129 (0.00233)	-3.23e-05*** (4.69e-06)	-0.000361*** (2.56e-05)	1.32e-05 (0.00282***)
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)	0.00237 (0.00244)	-0.0000306 (0.000977)	0.00948 (0.0337)	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)			1.849*** (0.133)	-1.113*** (0.109)	2.014*** (0.139)			
$\rho$		-0.250*** (0.0271)		-0.289*** (0.0188)					-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。