

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））

総合研究報告書

### 就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究

研究代表者 山本勲 慶應義塾大学商学部 教授

#### 研究要旨

わが国の労働市場では、少子高齢化やグローバル化、低成長といった人口動態・マクロ経済環境の変化が進む中で、日本的雇用慣行の変容をはじめ、さまざまな構造変化が生じており、厚生労働行政の方向性を見定めるため、エビデンスに基づく現状認識と政策評価・提言の必要性が増している。そこで本研究では、厚生労働省が実施している3つの縦断調査を活用し、労働市場の多様な変化を定量的に捕捉するとともに、厚生労働施策の効果測定を行い、今後の厚生労働政策に対する政策提言を行うことを主たる目的とする。

研究では、就業状態の変化（離転職・失職・就職）、就業形態の変化（非正規から正規雇用への転換）、生活面での変化（結婚・出産・健康状態）などについて、『21世紀成年者縦断調査』をはじめとする家計パネルデータを活用し、計量経済学に基づく実証研究を行う。労働市場の「変化」に焦点を当て、経年的な変化を捕捉できるパネルデータに基づいた分析を行うことで、厚生労働施策のあり方に対して先駆的な知見を導出する。

14名からなる研究グループとして、パネルデータの整理・構築を協働しつつ、21本の研究論文を作成した。各論文において、雇用の流動化、雇用形態間の異動、職種転換、失職、結婚、離婚、出産、育児休業、引退など、観察頻度が少ない事象も含め、仕事・生活上の変化がどのようなメカニズムで生じ、どのような影響をもたらすかを明らかにした。さらに、女性就業や若年雇用、非正規雇用などに関する政策評価分析によって政策の有効性を確認したほか、高齢者の就業・定年・引退、労働者のスキル形成、労働の再配分、非正規雇用の正規転換、貧困対策、女性活躍推進、ワークライフバランス推進など、積極的労働市場政策や厚生労働行政に関する含意の導出も行った。

#### A. 研究目的

経済環境の変化が進む中で、日本的雇用慣行の変容をはじめ、さまざまな構造変化が生じており、厚生労働行政の方向性を見定めるため、エビデンスに基づく現状認識と政策評

わが国の労働市場では、少子高齢化やグローバル化、低成長といった人口動態・マクロ

め、エビデンスに基づく現状認識と政策評

価・提言の必要性が増している。そこで本研究では、厚生労働省の『21世紀成年者・中高年者・出生児縦断調査』を活用し、わが国の労働市場の多様な変化を定量的に捕捉するとともに、厚生労働施策が経済主体行動に与えた影響に関する効果測定を行い、今後の厚生労働政策に対する政策提言を行うことを主たる目的とする。

## B. 研究方法

本研究では、就業状態の変化（離転職・失職・就職）、就業形態の変化（非正規から正規雇用への転換）、生活面での変化（結婚・出産・健康状態）などについて、『21世紀成年者・中高年者・出生児縦断調査』をはじめとする家計パネルデータを活用した実証研究を行う。労働市場の「変化」に焦点を当て、経年的な変化を捕捉できるパネルデータに基づいた分析を行うことで、厚生労働施策のあり方に対して先駆的な知見を提供することを目指す。研究期間中、研究代表者（1名）・分担者（3名）・協力者（10名）の14名は、パネルデータの整理・構築を協働しつつ、転職に関する動学的研究、非正規から正規雇用への転換に関する動学的研究、失職と所得・婚姻・健康の関係性に関する動学的研究、就業・引退のタイミングに関する動学的研究、ワークライフバランス施策や少子化対策の政策評価研究などの複数の研究を多角的に実施した。

（倫理面への配慮）

「21世紀縦断調査」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

研究結果は18本の独立した研究論文にまとめられている。それらの研究論文をもとに労働者の属性別に結果を整理すると以下のようになる。

### (1) 高年層

高齢労働者について、まず、就業状態の変化が労働者の健康状態で測った厚生にもたらす影響を把握した。佐藤・山本・小林[1]は、『中高年者縦断調査』を用いて、さまざまな個人属性や異質性を考慮しても、定年退職という就業状態の変化によって、メンタルヘルスの状態を示す K6 という尺度が改善することを示した。定年制がない欧米の労働市場では、退職（引退）が労働者の判断によって内生的に決まる要素が強いため、健康状態が悪化したから退職したのか、退職して健康状態が悪化したのかといった因果関係が明らかにしにくい。この点、日本の労働市場では定年退職は年齢で決められた外生的な退職イベントであるため、退職による健康状態の変化

といった因果関係を正しく捉えることができる。他方、同じ『中高年齢者縦断調査』を用いた佐藤[2]においても、所得などのさまざまな個人属性や異質性を考慮すると、60歳以上の労働者は失職によるメンタルヘルスの毀損はみられないことを明らかにした。50歳代の定年前の労働者の失職はメンタルヘルスを悪化させるものの、定年後にはそうした影響はみられないことになる。

次に、高年齢者の引退行動について、壮年期の就業意欲や職種、配偶者の就業状況などとの関係を検証した。戸田[3]は、『中高年齢者縦断調査』を用いて、50歳代の就業意欲が60歳以降の実際の就業継続に影響を与え、その効果は「仕事をしたくない」と回答した労働者と「可能な限り仕事をしたい」と回答した労働者の間で就業継続率にして約2倍もの差を生じさせていることを明らかにした。ただし、50歳代に就業意欲を持っていたとしても、健康状態が悪化すると退職につながりやすいことも示された。また、50歳代での就業意欲については、専門職業が高い一方で、同じ企業で20年以上勤めている人や大企業で勤めている人では低い傾向があることもわかった。一方、夫婦での引退の類似性を検証した酒井・戸田・山田[4]は、妻の健康状態や世帯における要介護者の有無、年金支給開始年齢の引き上げや改正高年齢者雇用安定法の適用を考慮した年齢と時点の交差項を操作変数として、固定効果・操作変数法を用いて推定を行

うと、自営業夫婦の引退決定には配偶者の影響が有意に確認されるものの、雇用者夫婦については配偶者の影響が見られないことを明らかにした。これらの結果は、高年齢者の労働供給を増やすには、就業意欲の高い専門的なスキルへ従事する労働者を増やすことや健康状態を改善することが有効であることを示唆する。

このほか、佐藤[5]は『中高年齢者縦断調査』を用いて熟年離婚の決定要因や健康に与える影響を検証し、夫妻ともに中卒である場合や夫が高卒で妻が中卒の場合に離婚確率が上昇しやすいことや、貯蓄額が多く、自宅を所有していると離婚確率が低下する傾向にあること、離婚は男性のメンタルヘルスを悪化させる一方で女性のメンタルヘルスは改善させる傾向があることなどを明らかにした。

## (2) 壮年層

壮年層については、まず、技術革新の雇用に与える影響や労働市場における再分配機能を捉える目的で、労働者の職種や雇用形態の転換に注目した分析を実施した。具体的には、小林・山本・佐藤[6]は、『21世紀成年者縦断調査』を用いて、非正規雇用者が正規雇用に転換しやすい職種を検証し、抽象的タスクの多い職種に就いていた非正規雇用者ほど正規転換確率が高く、正規転換後も同様のタスクを遂行しやすい傾向を明らかにしている。さらに、正規雇用から非正規雇用に転換した労

働者に注目すると、定型的なタスクの多い職種に就いていた正規雇用者はマニュアルタスクの多い非正規の職種に従事する傾向が強いことも明らかになった。こうした結果は、技術革新によって定型的なタスクへの労働需要が減少し、抽象的あるいはマニュアルのタスクへの労働需要が増加する「定型化仮説」が欧米だけでなく日本でも成立しうることを示唆する。一方、小林[7]は、『21世紀成年者縦断調査』を用いて、年に雇用者の25%が職種転換をしており、そのうち85%が転職でなく同企業内の異動を通じたものであることや、職種に注目すると専門・技術職と生産工程・労務職で職種転換が発生しにくい傾向があるものの、企業内での異動においては生産工程・労務職から専門・技術職への転換が多くなっている傾向があることを明らかにした。日本では外部労働市場の機能が小さいものの、異動を通じて内部労働市場における再分配機能が見いだせると指摘できる。

次に、失職が労働者の健康状態に与える影響についても検証した。具体的には、佐藤[2]が『中高年者縦断調査』を用いて、50歳代の労働者が失職すると、所得だけでなく、直後の数年間にメンタルヘルスの悪化も生じることを明らかにした。上述したように、定年退職や定年後の失職は労働者のメンタルヘルスを悪化させないが、定年前については失職が労働者の厚生を大きく悪化させる負の影響を持つことが示唆される。

さらに、雇用保険の適用が労働者の離職にどのような影響を与えるかも検証した。平成22年の雇用保険法改正により、適用基準が「6か月以上雇用見込み」から「31日以上雇用見込み」に変更され、非正規雇用者の一部が新たに雇用保険の適用者になった。そこで、戸田[8]は『21世紀成年者縦断調査』を用いて、DD分析を実施したところ、頑健ではないものの、制度変更によって非正規雇用者の離職確率が上昇する影響があることを確認しており、雇用保険の受給を繰り返すモラルハザードの発生が示唆される。

このほか、労働者の貧困に関して、利用できる時間が乏しくなる時間貧困に注目した検証を行った。具体的には石井・浦川[9]は、『21世紀成年者縦断調査』を使用して世帯類型別の時間貧困の動態分析を実施し、就業状態が「夫婦ともにフルタイム雇用」に転じた場合、他の影響を制御しても時間貧困になる確率が有意に高まることを示した。さらに、時間貧困に陥っている勤労者世帯は、会社の育児支援制度や短時間勤務制度が利用しにくい企業に勤めている傾向があることや、世帯所得第5分位（上位20%）への階層移動は、所得貧困率だけでなく時間貧困率の低下にもつながることも明らかになった。フルタイム雇用の場合、労働者自身が家庭での最低限の生活時間を確保するために、労働時間・通勤時間を弾力的に伸縮させることが困難になっていることが示唆される。

### (3) 若年層・子ども

若年の就業や結婚・出産に関しては、学卒時のマクロの経済状況がその後の結婚・出産に与える影響や、ジョブカフェ関連事業が地域の若年雇用に与える影響を検証した。まず、何[10]は、学卒時の失業率は、高卒者の婚姻経験率と有子率に影響を与えないが、大学・大学院卒などの高学歴者の婚姻経験率と有子率に負の影響を与えることを明らかにした。また、山本・野原[11]は、2000年代に実施された地域を対象とした「ジョブカフェに関する強化事業」について、回帰モデルと傾向スコアマッチングを用いたDD分析を行い、モデル地域でマッチング効率性が上昇していた可能性が示されたものの、正規雇用や非正規雇用の雇用確率が高まったという証左は得られないことを示した。

さらに、子どもの発達に関する研究として、乳幼児期の母親の就業有無とその後の子どもの発達の関連を分析したほか、東日本大震災が子どもの健康や学習習慣などに与えた影響も分析した。具体的に、野崎[12]は『21世紀出生児縦断調査』を用いて、0歳から3歳までの母親の就業の有無と10歳時点の子どもの好きな科目や学校生活の様子との関連を調べた。その結果、乳幼児期の母親の就業と10歳時点の子どもの好きな科目や学校生活の様子との関連は薄いことや、両親と子どもの接触時間や父親の育児参加と10歳時点の子ど

もの好きな科目や学校生活の様子には一定程度相関があることなどを示した。

### (4) 女性

女性については、まず、経済的・時間的制約が女性の結婚や出産、就業行動の変化にどのような影響を与えているのかを明らかにしたうえで、そうした制約を解消しうる各種の積極的労働市場政策の効果測定を実施した。具体的には、樋口・坂本・萩原[13]は『21世紀成年者縦断調査』を用いて、婚姻率が大学卒、親と同居、フルタイム労働、時間当たり賃金率の高い女性で高く、結婚後の継続就業率は、夫の所得が低く、本人の時間当たり賃金率が高い女性、さらには社内での育児休業を取りやすい企業に勤めている女性で高いことを明らかにした。また、出産については、もともと休日における夫の家事・育児時間の長い世帯において子どもを出産している女性は多く、また正規労働者について見ると、育児休業制度の利用しやすい企業において高いことや、出産後の継続就業率は、夫の所得の高い世帯、本人の時間当たり賃金率の低い世帯、パートタイム労働者、労働者・通勤時間の長い労働者で低いことなども明らかになった。

こうした現状把握を経て、山本・伊藤[14]は、『慶應義塾家計パネル調査』を用いて、2007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のうち「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の政策評価分析を実施し

た。その結果、「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（市町村）に在住する既婚女性の非正規雇用、特に、自ら希望して非正規雇用に就いた本意型非正規雇用が増加した可能性が示された。この傾向は、特に、短大・高専卒、あるいは、6歳未満の子どもを多く育てる既婚女性に顕著であった。さらに伊藤・山本[15]では、同様の分析を『21世紀成年者縦断調査』を用いて実施したが、『21世紀成年者縦断調査』では市区町村ではなく都道府県単位でのみ居住地を特定できないこともあって、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の明確な効果は見出せなかった。ただし、女性の出産行動についても同様のフレームワークで検証したところ、対象地域の女性の出産確率が30歳代や中卒・高卒の女性で顕著に高まったことがわかり、出産行動には正の効果をもたらした可能性が示された。

さらに萩原[16]は、わが国の育児サービス市場は規制が強く、価格が低く設定されていることが超過需要を生じさせているとの問題意識の下で、保育料が母親の就業と育児サービスの利用に与える影響を検証した。その結果、育児サービスの価格を1%引き上げることによって、母親の就業が0.7%、認可保育所の利用が3.7%、無認可保育所の利用が2.3%といずれもわずかな低下が生じることが明らかになった。このことは、保育費を引き上げる政策を実施し、代わりに育児サービス利用

者に補助金を与える政策を実施することが有効であることを示唆する。

このほか、『21世紀成年者縦断調査』を用いて育児休業期間の長さに注目した深堀[17]は、女性の通勤時間の長さや育児休業期間に正の相関関係があることや、待機児童割合と育児休業期間の負の相関関係があることを見出した。これらの結果は、就業にかかる時間的制約を緩和したり、待機児童割合を低くしたりすることによって、出産後の女性の早期職場復帰に役立つことを示唆する。

#### D. 考察 / E. 結論

本研究プロジェクトでは、『21世紀成年者・中高年者・出生児縦断調査』などの大規模パネルデータを用いることで、雇用の流動化（離転職）、雇用形態間の異動（非正規から正規雇用）、職種転換、失職、結婚、離婚、出産、育児休業、引退など、観察頻度が少ない事象も含め、さまざまな仕事・生活上の変化がどのようなメカニズムで生じ、その変化によってどのような影響が生じるかを明らかにした。さらに、女性就業や若年雇用、非正規雇用などに関する政策評価分析によって政策の有効性を確認したほか、各研究から高年齢者の就業・定年・引退、労働者のスキル形成、労働の再配分、非正規雇用の正規転換、貧困対策、女性活躍推進、ワークライフバランス推進など、積極的労働市場政策や厚生労働行

政に関する含意の導出も行った。

さらに、本研究では積極的労働市場政策について、さまざまな含意を導出している。まず、労働供給制約を解消するための高年齢者の就業促進について、年金や社会保障などの所得に影響を与える制度を見直すことも重要であるが、それだけでなく現役世代における専門性を意識するような施策が有効であり、企業内における人事管理においても、長期にわたり就業する観点から専門性を育成する方法と、それを支える政策介入が必要と考えられる。また、自営業者については、夫と妻の余暇時間に補完性があるため、男女ともに高年齢者の就業率を高めることが就業促進には重要といえる。さらに、定年や定年後の失職は必ずしも労働者の健康を悪化させないものの、定年前の失職は労働者のメンタルヘルスの悪化を招き、その後の労働供給を減少させる可能性があるため、失職者の健康面でのケアが必要であるとともに、失職を抑えることが望ましい。

次に、労働者のスキル形成について、定型タスクを奪うようなスキル偏向型技術革新の影響が確認されるため、専門・技術職や管理職といった抽象タスクが多い職種に関するスキル取得への支援を行うことが重要といえる。そうすることで、非正規から正規雇用への転換や需要変化に沿った労働力の再配分を促せると考えられる。さらに、労働力の再配分に関しては、内部労働市場によっても「生産工

程職」から「専門・技術職」への転換など成長分野への職種転換が果たされている傾向が確認されたことから、内部労働市場の機能についても再評価し、成熟分野から成長分野への職種転換を支援することも検討することが望ましいといえる。

一方、セーフティネットのあり方については、非正規労働者に対して雇用保険の適用拡大を行ったことで、セーフティネットは強化された一方で、失業しながら雇用保険受給を繰り返すモラルハザードを起している可能性が示唆されるため、失業者保護（消極的労働市場政策）と失業防止・再就職促進（積極的労働市場政策）のバランスを考慮して制度設計を検討することが重要といえる。

また、貧困対策については、所得で測った貧困だけでは真の貧困を過小評価してしまう可能性があるため、時間で測った時間貧困を考慮することも重要といえる。時間貧困を考慮すると、ひとり親世帯や就学前の子どもを2人以上持つふたり親世帯の時間貧困率が高く、これらの世帯に向けた生活時間の不足を補うための政策支援が必要となる。さらに、働き方改革として、子育て世帯の労働者の長時間労働を是正したり、企業でのワークライフバランス施策の普及を促したりすることで、時間貧困の一部が解消されることも期待される。

他方、若年雇用対策については、学卒時の労働市場の状態は所得や雇用だけでなく、将

来の婚姻や出生にも影響を与えることや、ジョブカフェ強化事業などの地域の若年雇用促進事業には必ずしも明確な効果は見出せなかったため、学卒時に希望する職に就ける支援を行う若年雇用対策の重要性が指摘できる。

また、育児や子どもの発達について、乳幼少期における母親による育児の重要性が指摘される中で、母親の就業は必ずしも負の影響をもたらさないことが示されたことは、女性活躍推進の正当性を裏付けるエビデンスといえる。

さらに女性就業についても、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」が就業や出産に正の効果をもたらしたことが確認できたため、自治体が取り組む育児関連政策を政府が支援するという形の政策の有効性を指摘することができる。このほか、女性活躍推進を支援するために、保育費を引き上げる代わりに育児サービス利用者に補助金を与えることや、短時間勤務制度や始業・終業時間のシフトなど、育児期の共働き世帯が無理なく働ける環境づくりを支援し、育児休業中の女性の早期職場復帰を促すこと、待機児童問題の解消や男性の育児休業取得の一層の促進を行うことも重要なことを見出せる。

## F. 研究発表

[1] 「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)

[2] 「高齢者の失業が健康に及ぼす影響」(佐藤一磨)

[3] 「中高年の就業意欲と実際の就業状況の決定要因に関する分析」(戸田淳仁、『経済分析』191号に掲載)

[4] 「日本における夫婦の引退決定に関する分析」(酒井正、戸田淳仁、山田篤裕)

[5] 「誰が熟年離婚するのか、また、熟年離婚はメンタルヘルスを悪化させるのか」(佐藤一磨)

[6] 「正規非正規の転換と職種転換」(山本勲・佐藤一磨・小林徹)

[7] 「転職と企業内異動による職種転換-発生頻度と発生時の転換内容の違い」(小林徹)

[8] 「雇用保険の適用拡大は離職確率を高めるか」(戸田淳仁)

[9] 「生活時間の貧困分析—「21世紀縦断調査・成年者調査」による検証」(石井加代子・浦川邦夫)

[10] 「学卒時の労働市場の状況と結婚、出産」(何芳)

[11] 「Active Labor Market Policy and Youth Employment in Japan - Policy Evaluation of the Job Café Related Projects」(山本勲・野原快太)

[12] 「乳幼児期における母親の就業と子どもの発達—21世紀出生児縦断調査を用いた研究」(野崎華世)

[13] 「女性の結婚・出産・就業の制約要因と



- 諸対策の効果検証—家計パネル調査による分析」(樋口美雄、坂本和靖、萩原里紗)
- [14] 「Childcare Policy and Regional Employment of Japanese Female Workers」(山本勲・伊藤大貴)
- [15] 「「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)
- [16] 「The Effect of Childcare Cost on Female Labour Supply and the Use of Childcare Service」(萩原里紗)
- [17] 「正規就業女性の育児休業期間に関する要因分析」(深堀遼太郎)
- [18] 「The effect of training on the employment of older workers after compulsory retirement in Japan」(佐藤一磨)
- [19] 「地域別男女比の変化と女性の結婚選択—メイトサーチモデルに基づく実証分析」(何芳)
- [20] 「女性の稼得能力と結婚選択の関係」(何芳)
- [21] 「The Constraints on Women's Marriage, Childbirth and Employment, and Effects of Work-Life Balance Policies」(樋口美雄、坂本和靖、萩原里紗)
- 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
- [19] 「地域別男女比の変化と女性の結婚選択



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。

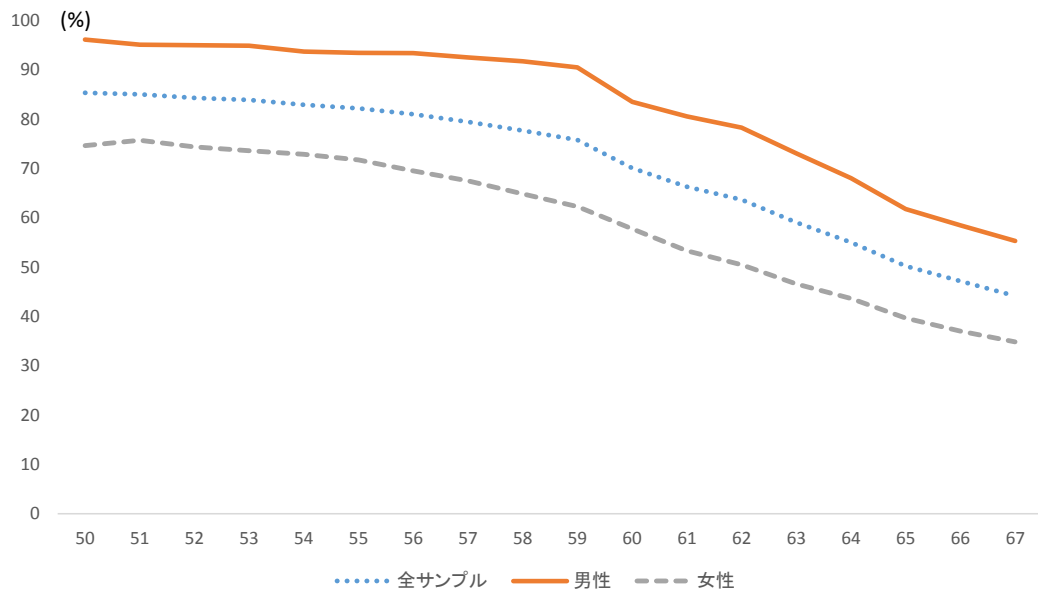


表 2 勤務先企業規定されている定年年齢の分布

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

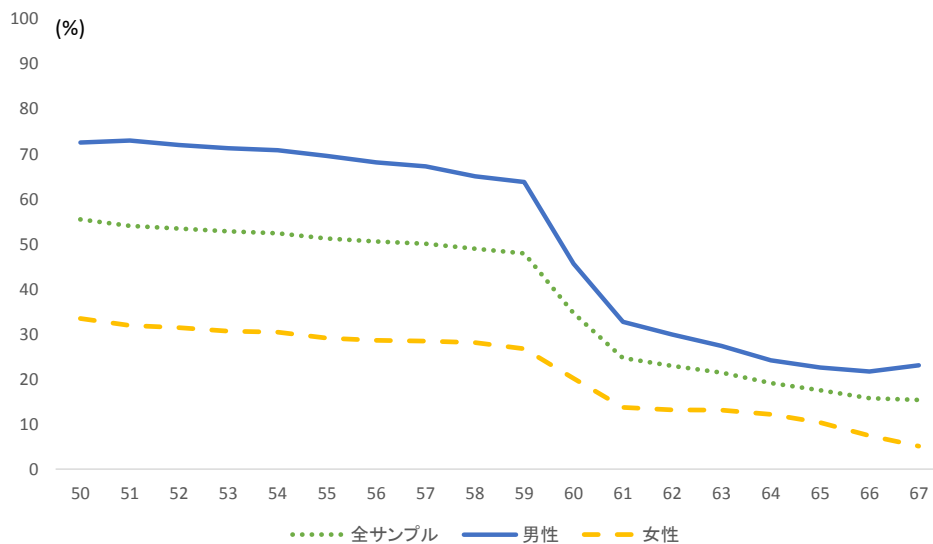
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

図 1 年齢階級別の就業者割合の推移



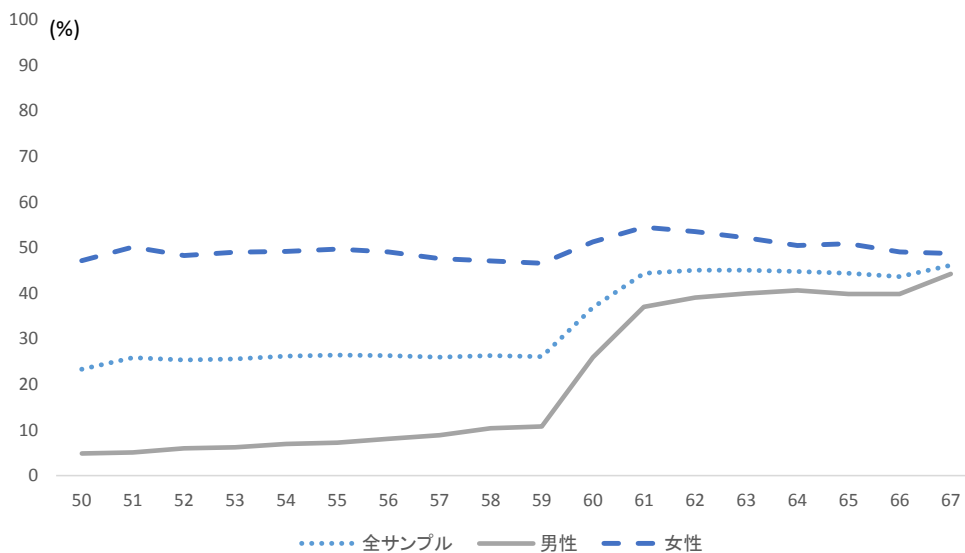
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

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、何が起こっても気が晴れないように感じましたか」、「何もするのも骨折りだと感じましたか」、「自分は価値ない人間だと感じましたか」といった質問に対して、「いつも」、「たいてい」、「ときどき」、「少しだけ」、「まったくない」のいずれかの回答を選択する形式になっている。分析では野口(2011)と同様に、「いつも」の場合を 0 点、「たいてい」の場合を 1 点、「ときどき」の場合を 2 点、「少しだけ」の場合を 3 点、「まったくない」の場合を 4 点として点数化し、その合計値を変数として使用する。この変数は値が大きいほどメンタルヘルスが良好であることを意味する。

$R_{it}$ 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は考えられ、その影響が(1)式では定年退職ダミーに吸収さ

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

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

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

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

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

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

表 3 基本統計量

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

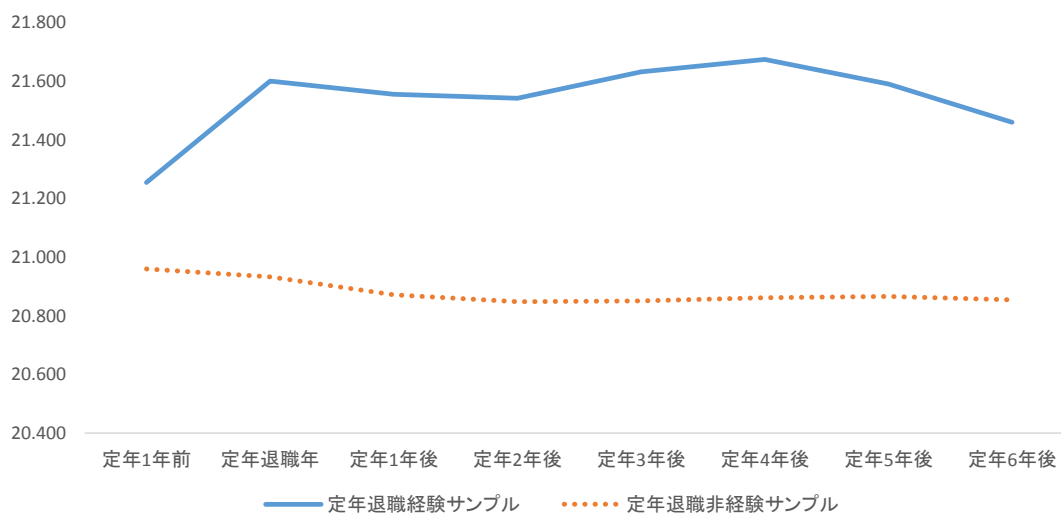
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

## 5 推計結果

### 5.1 記述統計からみた定年退職と健康の関係

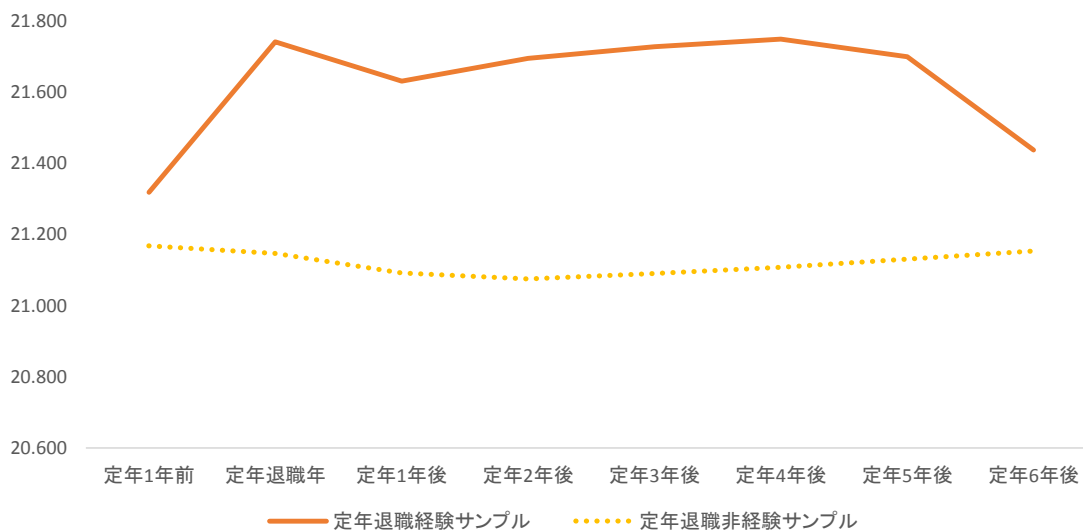
本節では推計に移る前に記述統計から定年退職と健康の関係を確認する。図 4 から図 6 は全サンプルと男女別の定年退職前後におけるメンタルヘルスの変化を示している。図中では定年退職経験者のメンタルヘルスの推移と同時点における定年退職非経験者のメンタルヘルスの推移を示している。

図 4 定年退職前後におけるメンタルヘルスの推移（全サンプル）



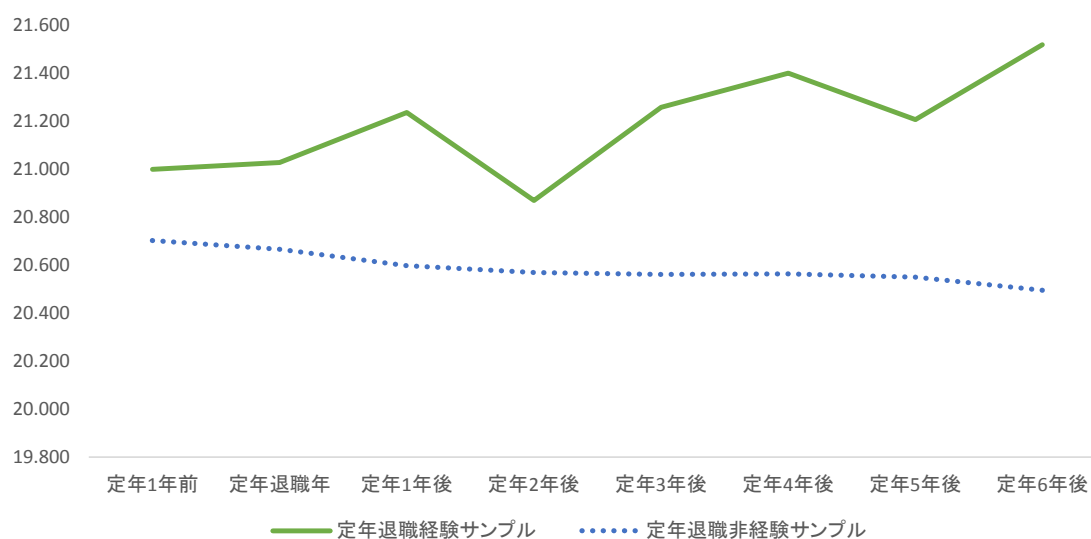
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

図 5 定年退職前後におけるメンタルヘルスの推移（男性のみ）



注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

図6 定年退職前後におけるメンタルヘルスの推移（女性のみ）



注1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

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

表 4 定年退職経験者と非経験者のメンタルヘルスの平均値の差の検定結果

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

注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

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

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



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

## 5.2 定年退職がメンタルヘルスに及ぼす影響

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

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

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

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

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

### 5.3 定年退職が日常生活での支障の有無や深刻な病気の有無に及ぼす影響

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

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

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

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

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

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

注 1: ()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

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

注 3: 『中高年縦断調査』から筆者算出。

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

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

注 1：0内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

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

注 3：『中高年縦断調査』から筆者算出。

表 7 定年退職経験が日常生活の支障の有無に及ぼす影響(全サンプル)

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

注 1：0内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

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

注 3：『中高年縦断調査』から筆者算出。

表 8 定年退職経験が日常生活の支障の有無に及ぼす影響(男性のみ)

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

注 1：0内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

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

注 3：『中高年縦断調査』から筆者算出。

表 9 定年退職経験が日常生活の支障の有無に及ぼす影響(女性のみ)

説明変数	歩く (E1)	ベッドや床から 起き上がる (E2)	いすに座ったり立 ち上がったりする (E3)	衣服を着たり 脱いだりする (E4)	手や顔を洗う (E5)	食事をする (E6)	排泄 (E7)	入浴する (E8)	階段の上り下り (E9)	買い物をしたもの の持ち運び (E10)
定年退職年ダミー	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、働く場合も少ないため、その就業状態が健康に影響を及ぼしている可能性もある。そこで、各時点の定年退職ダミーを就業している場合と非就業の場合に分けた場合の分析も行った。推計結果は Appendix に掲載してある。この分析結果を見ると、定年退職年に就業している場合も非就業の場合もメンタルヘルスは改善しているが、その後は就業している場合ほどメンタルヘルスが改善する傾向にあった。この結果は 2 つの解釈があり得る。1 つ目は、定年後に再就職した場合、さまざまな労働条件が緩和され、より仕事のストレスが減少するだけでなく、所得も確保できるため、メンタルヘルスが改善するというものである。2 つ目は、定年前からメンタルヘルスが良好な労働者ほど就業し続けるというセルフセレクションの可能性である。ただし、今回の分析では Fixed Effect OLS を使用し、個人間の変動を分析しているため、セルフセレクションによる影響が小さいと考えられる。

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

## 参考文献

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

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

## Appendix 定年退職経験がメンタルヘルスに及ぼす影響

(定年後の就業の有無を考慮)

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

注1：()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

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

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

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

注5：『中高年縦断調査』から筆者算出。



Panel Data Research Center at Keio University  
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2017-001

March, 2017

高齢者の失業が健康に及ぼす影響

佐藤 一磨\*

【要旨】

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

\* 拓殖大学政経学部 准教授

# 高齢者の失業が健康に及ぼす影響<sup>1)</sup>

佐藤一磨\*

## 要約

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

JEL Codes: J21, J26

キーワード：高齢者、失業、マッチング法

---

<sup>1)</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



## 1 問題意識

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

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

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

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

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

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

## 2 先行研究

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

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

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

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

### 3 データ

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

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

## 4 推計手法

### 4.1 推計モデル

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

---

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

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

失職が健康に及ぼす影響のATTは次式のとおりとなる。

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

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

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

ただし、(2)式のウェイト $w_i$ は、次の4つの式から導出される。

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

---

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

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

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

## 4.2 マッチング前後の基本統計量について

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

## 5 推計結果

### 5.1 失業がメンタルヘルスに及ぼす影響に関する記述統計

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

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

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

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

## 5.2 マッチング法による推計結果

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

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

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

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

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

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

## 6 結論

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



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

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

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

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

## 参考文献

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

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

546–558.

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

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

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

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

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

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

佐藤一磨(近刊)「失業経験が健康に及ぼす影響」『経済分析』.

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

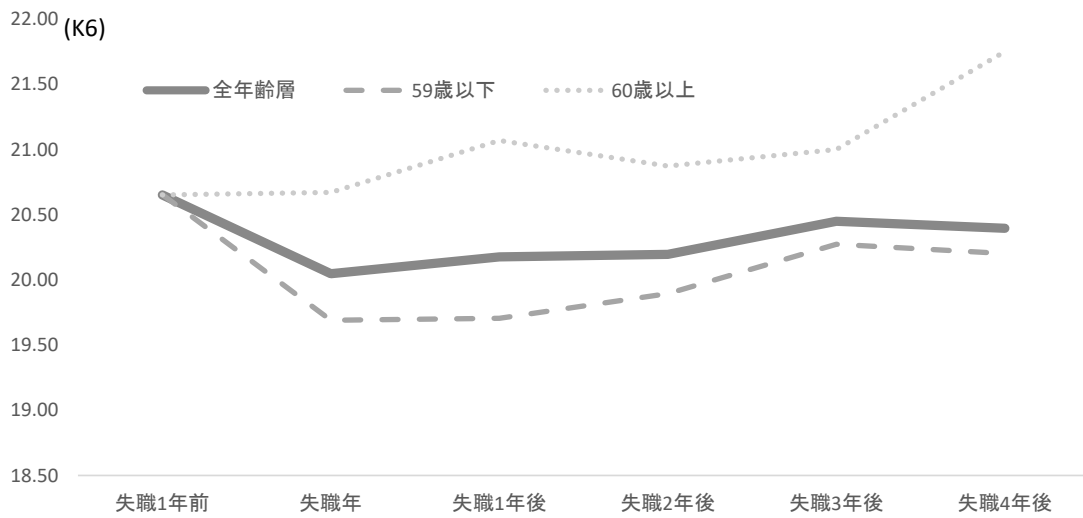
表1 マッチング前後の基本統計量

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

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

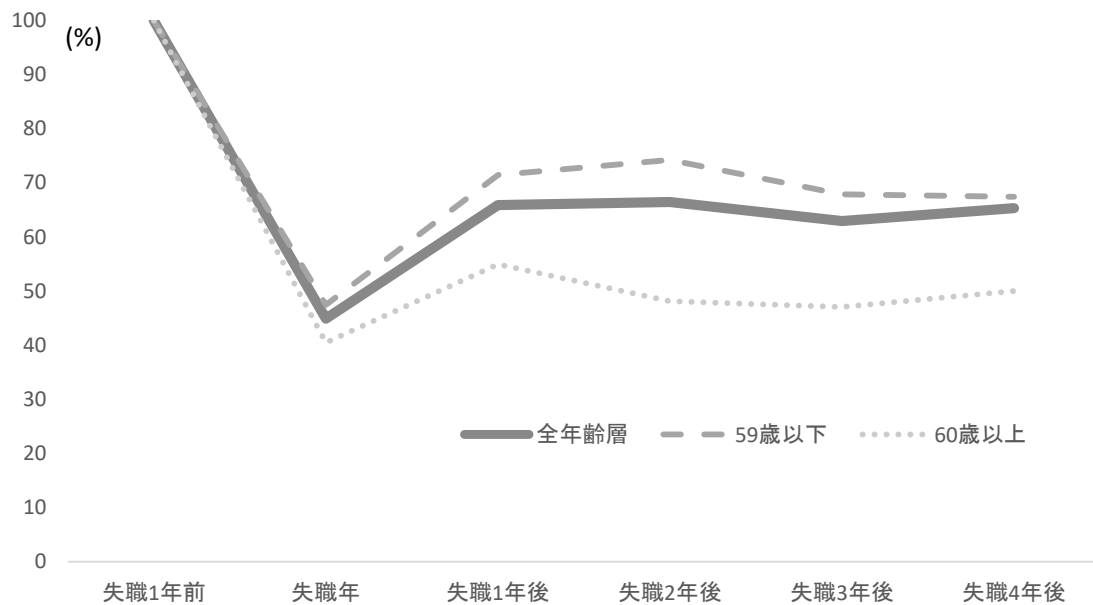
(注2) : 『中高年者縦断調査』から筆者推計。

図1 失職前後のメンタルヘルスの変化



(注1) : 『中高年者縦断調査』から筆者推計。

図2 失職前後の就業率の変化



(注1) : 『中高年者縦断調査』から筆者推計。

表 2 失職がメンタルヘルスに及ぼす影響(全年齢層)

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

(注 1)：[]内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

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

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

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

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

(注 6)：『中高年者縦断調査』から筆者推計。

表 3 失職がメンタルヘルスに及ぼす影響(59歳以下)

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

(注 1)：[]内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

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

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

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

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

(注 6)：『中高年者縦断調査』から筆者推計。

表 4 失職がメンタルヘルスに及ぼす影響(60 歳以上)

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

(注 1)：[]内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

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

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

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

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

(注 6)：『中高年者縦断調査』から筆者推計。



表 5 失職年の雇用保険の受給の有無とメンタルヘルスの関係

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

(注 1)：『中高年者縦断調査』から筆者推計。



論 文

## 中高年の就業意欲と実際の実業状況の決定要因に関する分析\*

戸田 淳仁\*\*

### 〈要旨〉

本研究では、何歳まで働きたいかといった就業意欲について注目し、就業意欲がその後の就業継続につながっているかを厚生労働省「中高年者縦断調査」を用いて検証をした。その結果以下の点がわかった。①就業意欲については、専門的な職業についているほど意欲が高まる（長く働こうとする）一方で、同じ企業で20年以上勤めている人や大企業で勤めている人ほど就業意欲は低くなるのがわかった。持家、住宅ローン、預貯金の効果も合わせて考えると、年金を含めた老後の生活費確保の容易さが就業意欲に影響をしている。②就業意欲は実際の実業継続にも影響を与え、その効果は「仕事をしたくない」と「可能な限り仕事をしたい」の間で就業継続率に2倍くらいの大きい効果があるといえる。またこの効果は、過去の実業状況や持家、住宅ローン、預貯金などをコントロールしてもみられる。③就業意欲を持っているにもかかわらず離職してしまう要因として健康の悪化が大きいことがわかった。

高齢者の労働供給を増やす施策として、年金などの所得に影響を与える制度を見直すことも考えられるが、本研究からはそれだけでなく現役世代における専門性を意識するような施策が有効であると考えられる。

JEL Classification Number : J26, I10

Key Words : 就業意欲、高齢者の労働供給、ハザードモデル

---

\*本稿の原案に対して、平成27年度経済の好循環実現と日本経済再生に向けた国際共同研究報告会の参加者の皆様から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。また、厚生労働省「中高年者縦断調査」の利用にあたっては、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）に基づく目的外申請を行っている。なお、本稿に示される主張は著者の所属組織による主張ではないことを明記したい。

\*\*戸田淳仁（リクルートワークス研究所）

**Analysis on the determinants of elderly work motivation  
and the actual employment situation**

By Akihito TODA

**Abstract**

This study focuses on work motivation, such as until what age the elderly people are eager to work to examine the actual elderly employment with utilizing the panel survey conducted by the Ministry of Health, Welfare and Labour in Japan. We find the following points as a result. (1) people working about a profession desire to work for longer, instead those who stay in the same companies for more than 20 years and those who are working in a large company are unwilling to work. (2) work motivation are found to affect the actual employment status and the magnitude of work motivation is large. (3) factors that would leave even though they want to work longer showed greater deterioration in health. Aware of their expertise in generations would be effective in increasing the labor supply for the elderly.

JEL Classification Number: J26, I10

Key Words: work motivation; labor supply for the elderly; hazard mode

## 1. はじめに

人口減少が進む日本において労働力確保が重要な課題となっている。特に昨今では完全失業率が3%代までに下がり、完全失業者の多くがミスマッチによるものと推察され、こうしたミスマッチを解消するとともに、求職をしていないために完全失業者とみなされない非労働力人口に関しても、就業意欲を高め就業することが求められる。その際に注目されるのが女性の活用と高齢者の活用である。

高齢者の活用については、高年齢者雇用安定法の改正により定年の最低年齢を60歳としたまま希望者全員を65歳まで雇用確保し続けるなど、一社において継続的に雇用し続ける動きがある一方、定年を迎え再雇用される際に賃金低下など働く人のモチベーションが下がるなどの結果がある。また、高齢者の就業意欲は国際的に見ても高いとしても、希望する働き方ができず就業しない高齢者も一定程度見られる

高齢者の就業や引退プロセスの特徴を分析し、高齢者の労働需給の実態を検証する研究はこれまでも多くみられる(阿部(1998)、山田(2000)、三谷(2001)、樋口・山本(2002)、清家・山田(2004)、樋口ほか(2006)、Oshio et al.(2011)、Shimizutani and Oshio(2013)など)。これらの先行研究は、高齢者の就業に対して、本人の職歴、学歴、年金などの非勤労所得、健康水準のほか、家族の状況(所得や健康状態)、地域の雇用環境、企業の人事制度、雇用情勢など、様々な要因が有意な影響をもたらすと指摘している。たとえば、清家・山田(2004)は、高齢者の就業にマイナスの影響を与える要因として、自身の健康悪化、高い非勤労所得、定年退職経験などを指摘している。また、樋口ほか(2006)は家庭内の要介護者の存在が、高齢者の就業・退職に一定の効果を与える点を指摘している。

上記の分析は、主に高齢者の現実の就業形態に影響を与えている要因を分析しているわけであるが、個人の就業希望にはあまり注目されていない。実際には個人の就業希望、特に何歳までどういう雇用形態で働きたいかという点については、こうした希望を持つことにより就業が促進される効果が期待されるわけだが、個人の希望が思い通りにいくとはいえない。特に何歳まで働きたいかという希望は、日本で調査を行うと、多くの人が「可能な限り働きたい」と考えていることがわかる。こうした希望は実際の就業にどれだけ重要であろうか。また特に雇用形態の希望をかなえられない人は、どれくらいの程度で就業をあきらめてしまうだろうか。

本研究ではこのような問題意識に基づき、厚生労働省「中高年者縦断調査」の個票データを用いて就業意欲と実際の就業状況の関係について分析する。本研究で用いる就業意欲は、現時点の就業意欲だけでなく、人生のうちで何歳まで働きたいかといった意欲を表すことにする。個人の意欲と実際の行動の関連に注目した分析はこれまでもいくつか見られる。たとえば、浦川(2013)は、「定年到達者等の仕事と生活に関するアンケート調査」を用いた結果では、自営業やフルタイムでの就労を希望しているにもかかわらず実際には無業である高齢者が一定数存在し、それが高学歴者に多いことを示している。また、Yamada

and Higo (2011) は、JILPT の「60 歳以降の継続雇用と就業選択に関する調査」の 57～59 歳男性のデータを用い、定年後の再雇用と希望する就業について検討しており、再雇用後に最低限期待する賃金を予想賃金が下回ると、同一企業での再雇用を希望しなくなるが、再雇用を希望する場合でも、引退するのではなく職探しをすることなどが明らかになっている。

しかしこれらの研究ではいずれもクロスセクションデータを用いられ、同一時点の就業希望と実際の就業形態の関係を見ているだけであり、将来の就業希望が実際になえられているかという検証ではない。むしろ高木 (2009) のように、定年直後の就業希望と実現のギャップは、定年時にあるのではなく、それまでの職業経験の中で徐々に形成されるとしているように、同時点の希望と現実の関係を見るのではなく、異時点間に注目することは意義があると考ええる。

本研究では、厚生労働省「中高年者縦断調査」のもつパネル構造を生かして、現役世代に期待していた就業希望がその後も実現できているか、また、そうした就業希望はそもそもどのように決定し、その後の就業継続にどのくらいのインパクトを持つのかを検討することが目的である。こうした研究により就業率を高めるためのインプリケーションが得られると考える。

2 節以下の構成は以下のとおりである。2 節で使用するデータを解説し、基本統計量についていくつか紹介する。3 節では就業意欲の決定要因について考察する。4 節では就業意欲が就業継続に与える効果について分析結果を紹介する。5 節では分析結果をまとめ高齢者の就業を高めるためのインプリケーションについて議論する。

## 2. 使用するデータ

以下では使用するデータについて説明し、就業意欲や実際の就業状況について基本統計量を紹介する。

### 2.1. 厚生労働省「中高年者縦断調査」

本研究で使用するデータは厚生労働省「中高年者縦断調査」の第 1 回～第 8 回 (2005 年～2012 年) の調査である。本調査は 2005 年 10 月末現在で 50 歳～59 歳の全国男女に対して毎年 11 月 (年 1 回) に調査をしている。第 1 回の有効回答者は 33,815 名である。

本研究では、縦断調査の観測期間中に 60 歳を超え、労働市場からの引退に注目するため、第 1 回調査時点で対象を 55 歳～59 歳 (生まれ年では 1946 年～1950 年と団塊の世代にほぼ対応する) に限定する。さらに、第 1 回調査時点でふだん収入を伴う仕事をしている者に限定した。この理由は、あとの図表でも確認するように中高年者の就業率は年を追うことに低下しており、定年があったとしてもまだ定年を迎えていない時期において就業することに注目し、そのあとに労働市場から退出することに関心があるためである。もちろん

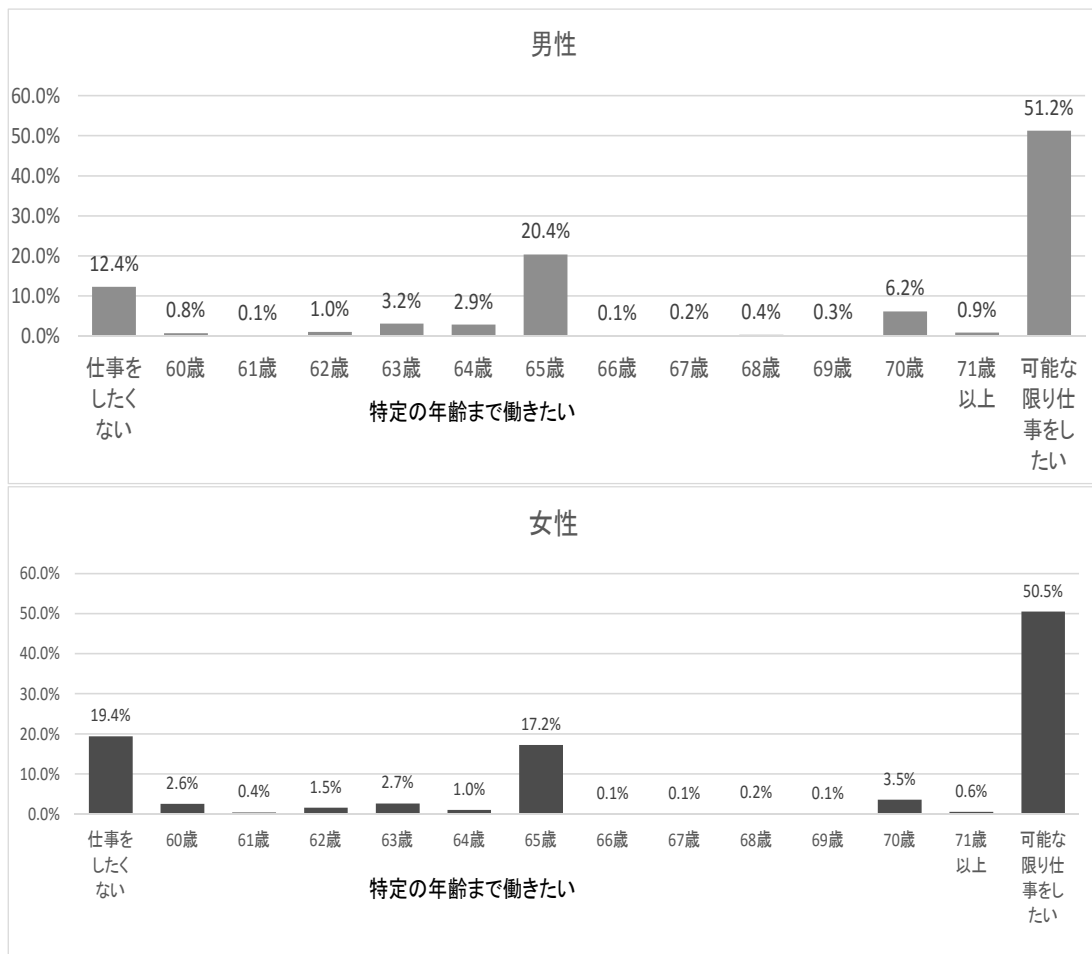
第1回の調査時点で無業である者がその後就業意欲を持ち、就業することも政策的には重要な課題であるが、本稿ではすでに働いている人に限定し、いかに長く就業意欲を持ち続けるかに焦点を当てる。

## 2.2. 就業意欲・実際の就業についての基本統計

「中高年者縦断調査」において、就業意欲は第1回調査において「あなたは60歳以降、いつまで収入を伴う仕事をしたいですか」という質問文で質問されている。選択肢は、①可能な限り仕事をしたい、②( )歳まで仕事をしたい。この選択肢では年齢を自分で記入する形式となっている、③仕事はしたくない、である。また、これとあわせて、60～64歳時点と65～69歳時点においてつきたい仕事の種類についても調査をしている。

図表1は就業意欲に関する分布である。男性では「可能な限り仕事をしたい」が65.1%、女性では「可能な限り仕事をしたい」が50.5%とほかに比べ高い水準である。ついで、「65歳まで働きたい」が男性20.4%、女性17.2%、「仕事をしたくない」は男性12.4%、女性19.4%となっている。

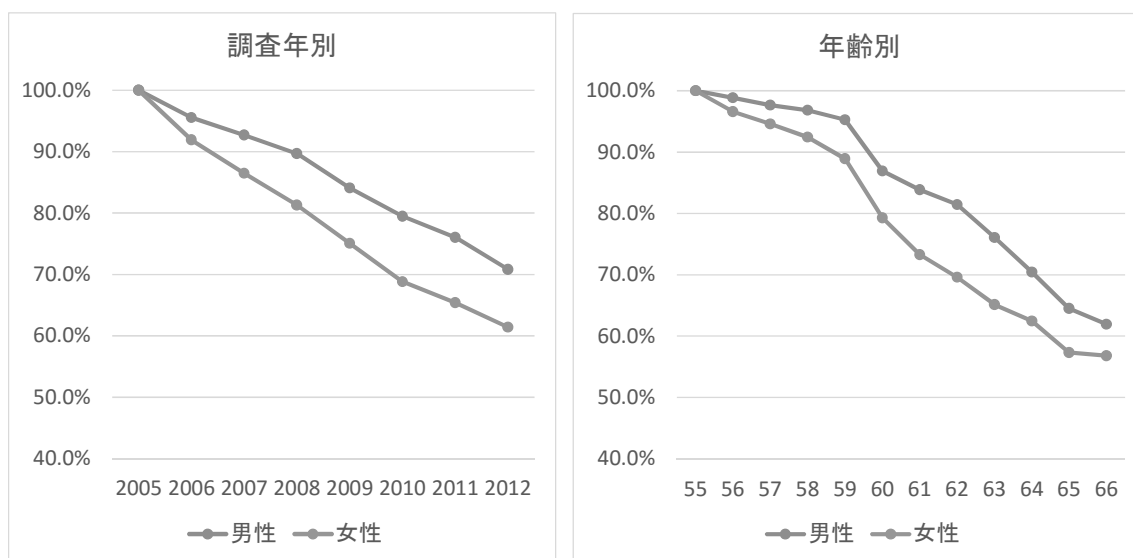
図表1. 就業意欲に関する分布



注) 厚生労働省「中高年縦断調査」の第1回調査において55～59歳の就業者に限定

図表2は今回の分析サンプルをベースとした就業率（収入を伴う仕事を普段している人の割合）を表している。調査年別、年齢別でも、男女ともに年を経るごとに就業率は低下していることがわかる。特に年齢別で見ると、60歳を起点に就業率の落ち幅が大きくなっているため、定年制度が影響しているものと思われる。

図表2. 就業率の推移



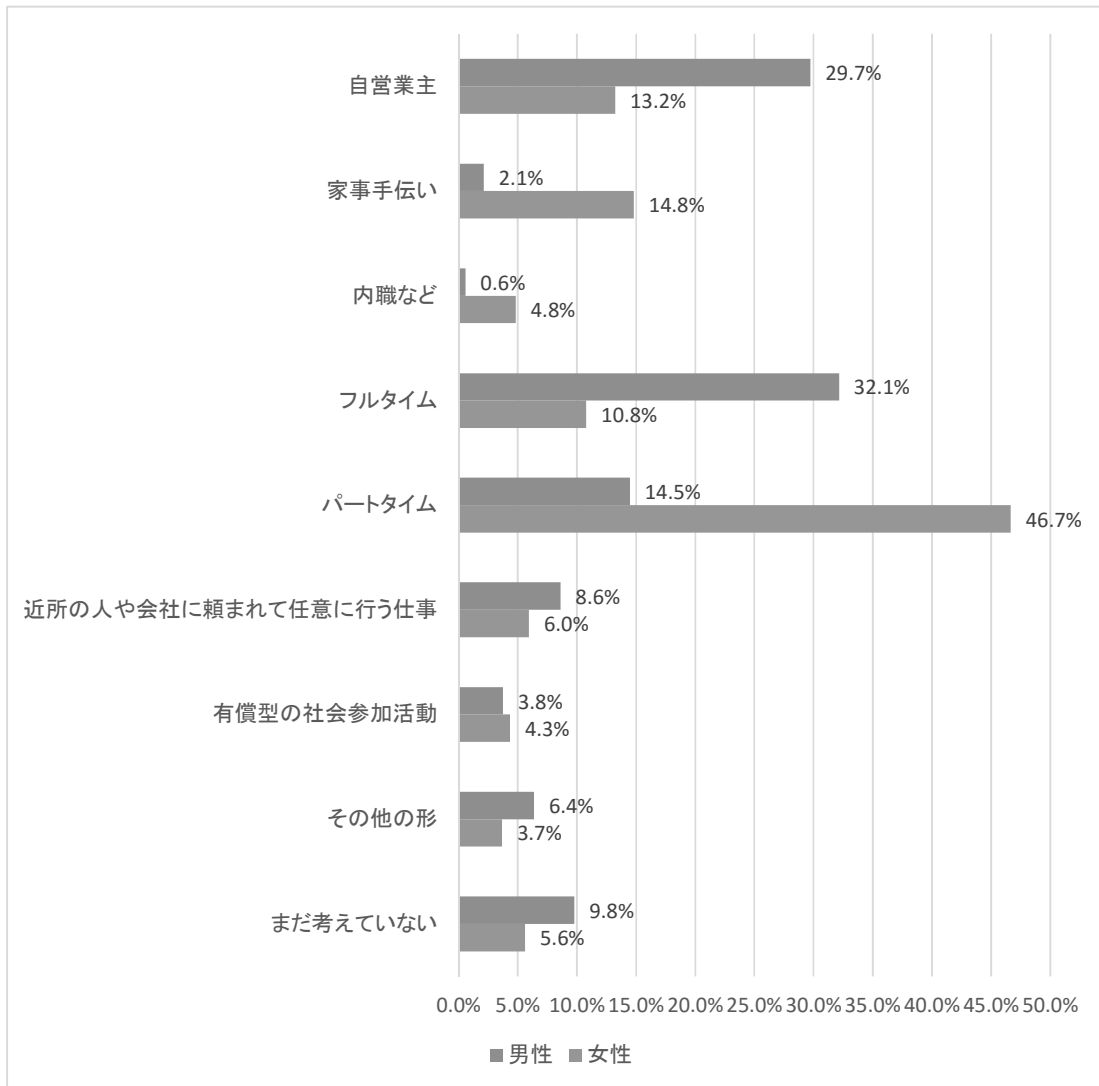
注) 厚生労働省「中高年縦断調査」の第1回調査において55～59歳の就業者に限定

図表3は、60～64歳時点ですきたい仕事の種類を表し、第1回調査の結果を示している。男性はフルタイムが32.1%、自営業が29.7%となっているが、女性はパートタイムが46.7%となっており（男性は14.5%）、男女で傾向が異なっている。また、「まだ考えていない」は男性9.8%、女性5.6%にとどまる。

図表4は、65～69歳時点ですきたい仕事の種類を表している。こちらも同様に、第1回調査時点での結果である。男性については自営業が60～64歳時点とほぼ同様の23.8%となっているが、フルタイムは11.8%と60～64歳時点より大きく低下している。その一方でパートタイムは男性で14.4%と数字の上ではフルタイムより大きくなっている。65歳を超えた時点ではフルタイム以外の働きかたが希望されていることがわかる。また、女性については、パートタイムが24.5%となっており、あとは家事手伝い(12.2%)、自営業(9.1%)となっている。また、「まだ考えていない」は男性18.9%、女性18.5%と、60～64歳時点より割合が高くなっていることがわかる。

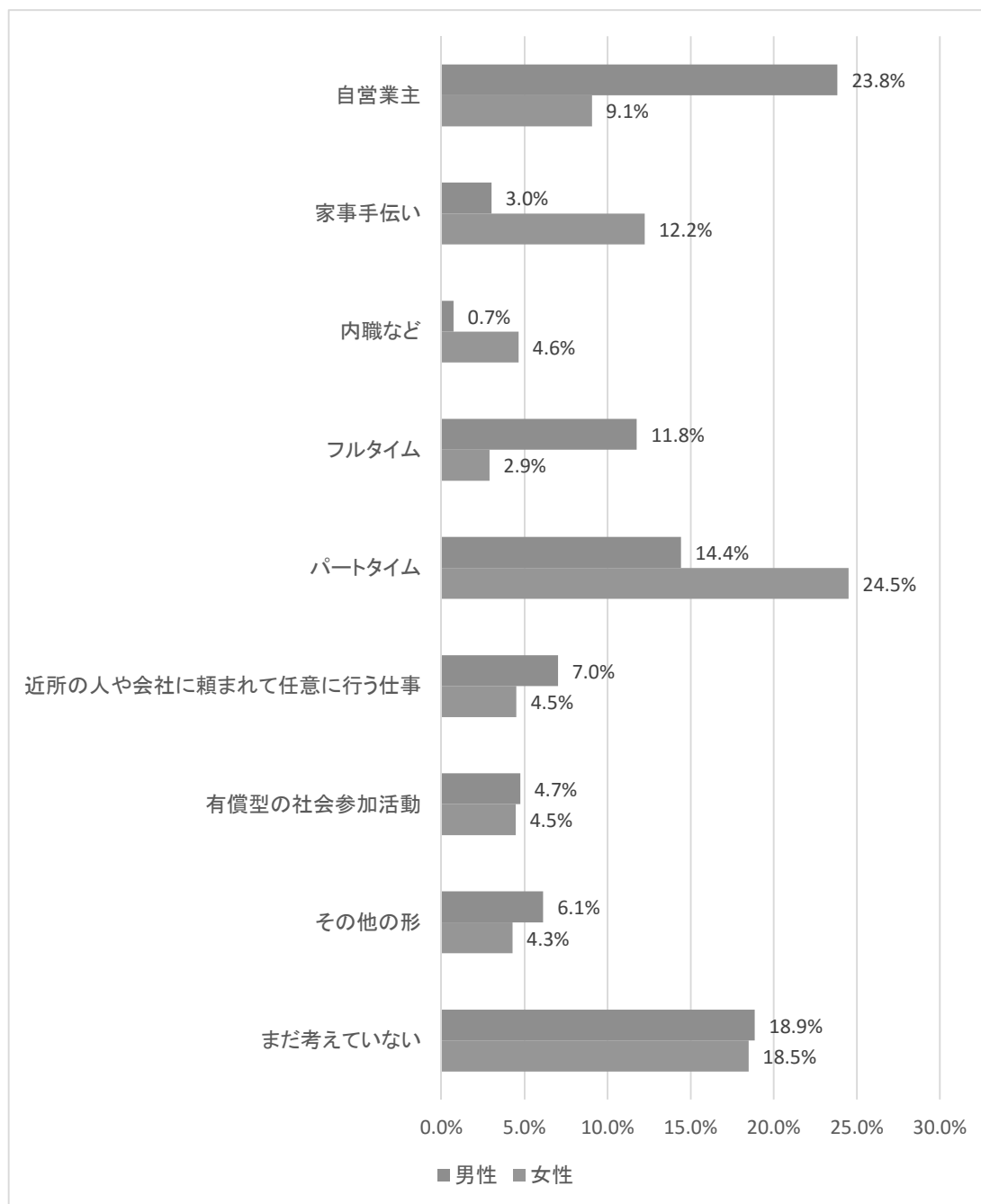


図表 3. 60～64 歳で働きたい仕事の内容



注) 厚生労働省「中高年縦断調査」の第1回調査において55～59歳の就業者に限定

図表4. 65～69歳で働きたい仕事内容



注) 厚生労働省「中高年縦断調査」の第1回調査において55～59歳の就業者に限定

### 3. 就業意欲に関する分析

本節では、就業意欲がどのような要因で決まるのかについて見ていきたい。繰り返しになるが、本研究では就業意欲を人生のうちに何歳まで働きたいかという指標をみることに

する。前節で質問した質問項目で、①可能な限り仕事をしたい、②65歳以上まで仕事をしたい、③60～64歳までに仕事をしたい、④仕事をしたくない、の4つの選択肢に分け、それぞれの選択肢が選択される確率を、多項ロジットモデルを用いて推定する。

就業希望については、上記の区分が恣意的という見方もあるかもしれないが、先ほど見た分布により65歳に一つの山がありそれ以上の特定の年齢を回答している人が多くないため、分布の形状より上記のように判断した。また、「可能な限り仕事をしたい」と回答しているが、実際は将来のことをそれほど考えていない可能性があるなど、この選択肢を回答した人を文字通り捉えることが難しいかもしれない。こうした点を考慮し、この分析でよく使われる順序ロジットモデルではなく、多項ロジットモデルを用いることにした。

図表5に推定結果をまとめている。学歴については、男性については有意ではないが、女性については短大卒、大卒で長く働きたいといった効果に対してマイナスの影響がある。性別によって学歴に違いがあるのが興味深い。おそらく団塊世代を迎えた女性で高学歴な人ほど、自身の持つ人的資本を十分に活用できず早期の引退を考えているか、預貯金以外ではかられる資産の上で十分なたくわえがあるから仕事を辞めるのか、いくつか仮説が考えられるがこれは今後の検討課題であろう。ただし、女性高学歴の就業意欲を高めることは高齢者就業率向上の一つの論点であろう。

就業状態（第1回調査時点）についてみると、男性、女性ともに自営業、役員、非正社員で働いている者は正社員に比べて長く働く意欲を持っている。自営業についてはもともと定年がなくまた自分の自営する事業に専門性を持って長く続けたいという願望を持っているのだろう。役員についても長く働く意欲を持っていることは興味深い。非正社員については男性と女性で背景が異なるかもしれないが、共通して言えることは、預貯金などをコントロールしてもなお生活のためには働き続ける必要があると考えていることがあるかもしれない。

職種（第1回調査時点）については、ブルーカラーと比較した係数である。男性については、専門職・技術職の「可能な限り働きたい」の係数がプラスで有意、管理職については「65歳以上まで仕事をしたい」「可能な限り働きたい」の係数がマイナスで有意である。また、事務職については男女ともに長く働きたいという傾向は見られない。男性に関しては専門職・技術職であると、自分の専門性を生かして長く継続就業できるとして意欲が高い可能性がある一方、その他の職種では専門性があまりなく、就業しても十分な収入が得られないといったことが背景にあるかもしれない。

また、過去の職歴について見てみると、「同じ企業で20年以上」の係数は男女ともにマイナスで有意の部分があり、長く働く意欲を持っていない傾向がみられる。その他の条件をコントロールしているため、同じ企業で長く務めている人ほど、定年（または再雇用後の雇用契約満了）を職業人生の一つの区切りとして、労働市場から引退をしようと思っ

図表5. 就業意欲に関する多項ロジットモデル推定結果

「仕事はしたくない」に対する係数	男性			女性		
	60～64歳 まで仕事を をしたい	65歳以上 まで仕事を をしたい	可能な限 り仕事を したい	60～64歳 まで仕事を をしたい	65歳以上 まで仕事を をしたい	可能な限 り仕事を したい
年齢(vs. 55歳)						
56歳	0.101 (0.180)	-0.075 (0.118)	-0.096 (0.114)	0.307* (0.176)	0.207 (0.127)	-0.003 (0.107)
57歳	0.581*** (0.171)	-0.245** (0.121)	-0.163 (0.115)	0.467*** (0.176)	0.289** (0.128)	0.062 (0.109)
58歳	0.693*** (0.173)	-0.091 (0.122)	-0.125 (0.117)	0.618*** (0.176)	0.367*** (0.130)	-0.025 (0.112)
59歳	1.145*** (0.189)	0.176 (0.143)	-0.003 (0.139)	0.748*** (0.204)	0.660*** (0.152)	0.176 (0.135)
学歴(vs. 中高卒)						
短大卒	0.295 (0.228)	0.130 (0.179)	0.240 (0.171)	-0.182 (0.147)	-0.254** (0.112)	-0.260*** (0.096)
大卒	0.140 (0.128)	0.015 (0.101)	0.133 (0.097)	-0.577** (0.277)	-0.370* (0.197)	-0.457*** (0.168)
その他	-0.349* (0.203)	-0.372*** (0.143)	-0.340** (0.135)	-0.196 (0.224)	-0.122 (0.163)	-0.491*** (0.149)
就業形態(vs. 正社員)						
自営・家族従業	-0.351 (0.244)	0.414*** (0.159)	1.025*** (0.151)	-0.341 (0.214)	0.665*** (0.148)	1.043*** (0.129)
役員	0.086 (0.198)	0.425*** (0.148)	0.352** (0.144)	0.482 (0.305)	0.572** (0.248)	0.638*** (0.223)
非正社員	0.485** (0.195)	0.277* (0.160)	0.547*** (0.151)	0.077 (0.140)	0.319*** (0.112)	0.359*** (0.098)
その他	-0.156 (0.512)	0.338 (0.342)	0.600* (0.322)	-0.754** (0.335)	-0.089 (0.222)	0.365** (0.182)
職業(vs. ブルーカラー)						
専門職・技術職	0.119 (0.143)	0.156 (0.109)	0.269*** (0.103)	0.043 (0.180)	0.119 (0.137)	0.153 (0.120)
管理職	-0.229 (0.144)	-0.240** (0.110)	-0.325*** (0.107)	-0.375 (0.359)	0.014 (0.260)	-0.365 (0.240)
事務職	-0.281 (0.179)	-0.579*** (0.147)	-0.646*** (0.141)	-0.485*** (0.152)	-0.540*** (0.115)	-0.524*** (0.097)
企業規模(vs. 100人以下)						
100-999人	0.115 (0.141)	-0.346*** (0.108)	-0.583*** (0.103)	0.172 (0.140)	0.089 (0.112)	-0.083 (0.101)
1000人以上	0.055 (0.152)	-0.525*** (0.118)	-0.804*** (0.114)	-0.364* (0.207)	-0.630*** (0.166)	-0.486*** (0.137)
官公庁	0.059 (0.200)	-0.573*** (0.161)	-1.015*** (0.159)	-0.377 (0.269)	-1.065*** (0.253)	-0.310* (0.173)

(次ページに続く)

図表 5 の続き

「仕事はしたくない」に対する係数	男性			女性		
	60～64歳 まで仕事 をしたい	65歳以上 まで仕事 をしたい	可能な限 り仕事を したい	60～64歳 まで仕事 をしたい	65歳以上 まで仕事 をしたい	可能な限 り仕事を したい
過去の職歴						
同じ企業で20年以上	-0.040 (0.169)	-0.505*** (0.123)	-0.563*** (0.117)	-0.047 (0.145)	-0.221* (0.115)	-0.332*** (0.100)
転職したが同じ仕事20年以	0.098 (0.193)	0.000 (0.139)	-0.063 (0.133)	0.185 (0.162)	0.018 (0.128)	-0.006 (0.112)
持家ダミー	0.007 (0.181)	-0.438*** (0.130)	-0.615*** (0.123)	-0.160 (0.207)	-0.710*** (0.148)	-0.923*** (0.133)
住宅ローンありダミー	0.211* (0.117)	0.617*** (0.089)	0.548*** (0.086)	0.064 (0.129)	0.275*** (0.097)	0.333*** (0.084)
預貯金(万円)	-0.000 (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000*** (0.000)
預貯金不明ダミー	-0.341*** (0.122)	-0.222** (0.090)	0.008 (0.087)	-0.110 (0.125)	0.067 (0.095)	0.253*** (0.084)
配偶者ありダミー	0.259 (0.198)	0.204 (0.139)	0.124 (0.131)	-0.090 (0.178)	-0.534*** (0.136)	-0.383*** (0.119)
配偶者就業ダミー	0.202* (0.109)	0.135 (0.084)	0.294*** (0.081)	-0.011 (0.132)	0.184* (0.104)	0.008 (0.089)
Log Likelihood	-8549.1			-6681.4		
Observations	7,919			5,832		

注) 厚生労働省「中高年縦断調査」の第1回調査の情報を用いる。表の値は係数。( )内は標準誤差。\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

ている人や企業規模の大きい企業で働いている人ほど企業年金が充実しており、こうしたことを期待して労働市場から引退したいと思う可能性がある。

そのほかのコントロール変数についても見ておくと、年齢については一部で統計的に有意な違いがみられる。また持家がある人ほど長く働く意欲を持たない傾向が見られ、住宅ローンがある人ほど長く働く意欲がみられる。預貯金については係数が負であり、預貯金が多い人ほど長く働く意欲が見られない。また配偶者の有無については女性において係数がマイナスであり、女性であれば配偶者がいるほど長く働く傾向がなくなるが、男性についてはその影響は見られない。配偶者が就業しているか否か(第1回調査時点)は、女性については一部を除き有意ではない一方、男性については係数がプラスであり、配偶者が働いている男性ほど長く働こうとする。この背景はよくわからず今後の検討課題であるが、一つの可能性としてその他の条件をコントロールしても男女共に働いている夫婦の男性は今後も所得確保のために働きたいと思っているかもしれない。

以上まとめると、年金受給の期待に関連するであろう会社の規模や職歴、職業の専門性、

家庭環境など様々な要因が就業意欲に影響をしていることが分かった。続いては、こうした就業意欲により実際の就業がどうなっているかについて把握したい。

#### 4. 実際の就業継続に関する分析

本節では実際の就業継続に対して過去の就業意欲がどれだけ影響をしているかについて分析をする。

就業継続については、継続して就業するか否かを生存時間分析のフレームワークで解釈をし直し、生存時間分析の一つであるハザードモデルを用いる。また今回使用するデータは8期間分のデータであるため、ここでは時間を離散変数としてとらえることにする。

ハザードモデルとは、継続しているイベント（ここでは就業状態にあること）が終了する確率をハザードと呼び、ハザードを被説明変数としたモデルを推定する。具体的にはハザードは説明変数の効果が経過時間と比例して変動するモデルを想定し、式で書くと以下のようなになる。

$$\lambda(t | X_i) = \lambda_0(t) \exp(X_i \beta)$$

$$\text{where } \lambda(t | X_i) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T < t + \Delta t | t \leq T)}{\Delta t}$$

上記の $\lambda$ がハザードであり、それが $\lambda_0$ という経過時間 $t$ にしか依存しない項（ベースラインと呼ばれる）と、説明変数（ $X$ ）と係数（ $\beta$ ）の積の部分にあたる $\exp(X\beta)$ の積で表現するモデルである。なお上記の $T$ はイベントが終了する時間を表す。離散時間を仮定しているため、上記のモデルはロジットモデルに変換することができ、ベースラインにあたる項は経過時間（本稿では縦断調査の調査実施回数）にあたるダミー変数でコントロールすればよいことになる。

図表6が分析した推定結果である。係数の見方として、係数がプラスであるほど就業継続が長くなる傾向を意味し、係数がマイナスであるほど就業継続が短くなる傾向を示す。なお、(3)式、(6)式は健康状態と就業意欲の交差項を入れたモデルであるが、その推定の意義、結果についてはこの説の最後にふれたい。

就業意欲については男女ともに、長く就業を希望する人ほど実際にも継続就業していることがわかり、本稿で想定通りの結果となっている。係数もほかの結果と比べて大きいのが、ここでは係数の大きさについては議論できないので、あとでシミュレーションの結果について議論することで影響の大きさについて検討する。また、この係数の大きさは諸々の係数でコントロールした場合とそうでない場合で大きさはそれほど違いはないことも指摘し

ておきたい。本稿のように就業期間を被説明変数とした場合、同じ時点の職業や企業規模、就業形態を説明変数に加えると被説明変数、説明変数に同じような変数が含まれてくるので説明していることにならない。そのため本稿では、第1回調査(2005年)時点の就業形態、職業、企業規模をコントロールする推定としない推定を行った。その結果、就業意欲の係数はほとんど変化していないことから、就業意欲は重要な変数であることがわかる。

この推定において他にコントロールした変数の効果についても見ておこう。学歴については、男性は2つの推定式ともに学歴が高くなるほど就業継続をしているという結果になっているが、女性は2005年時点の就業関連の変数をコントロールしない推定式においてのみ学歴が高いほど就業継続をしているという結果になっている。

図表 6. 実際の就業継続に関するハザードモデル推定結果

VARIABLES	男性			女性		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
就業意欲 (vs. 仕事はしたくない)						
60～64歳まで仕事をしたい	0.701*** (0.051)	0.761*** (0.052)	0.831*** (0.059)	0.675*** (0.050)	0.703*** (0.051)	0.703*** (0.051)
65歳以上まで仕事をしたい	1.173*** (0.041)	1.118*** (0.041)	1.189*** (0.047)	1.206*** (0.040)	1.159*** (0.041)	1.159*** (0.041)
可能な限り仕事をしたい	1.274*** (0.037)	1.155*** (0.038)	1.270*** (0.044)	1.188*** (0.033)	1.111*** (0.034)	1.111*** (0.034)
学歴 (vs. 中高卒)						
短大卒	0.347*** (0.064)	0.240*** (0.065)	0.235*** (0.065)	0.096*** (0.035)	-0.039 (0.037)	-0.036 (0.037)
大卒	0.210*** (0.036)	0.191*** (0.037)	0.193*** (0.037)	0.144** (0.062)	-0.034 (0.067)	-0.027 (0.067)
その他	0.081 (0.099)	0.039 (0.101)	0.048 (0.101)	0.178 (0.110)	0.082 (0.112)	0.092 (0.112)
就業形態 (vs. 正社員)						
自営・家族従業		1.003*** (0.057)	1.010*** (0.057)		0.928*** (0.051)	0.926*** (0.051)
役員		0.441*** (0.057)	0.444*** (0.058)		0.866*** (0.097)	0.854*** (0.097)
非正社員		-0.218*** (0.049)	-0.215*** (0.049)		-0.113*** (0.036)	-0.113*** (0.036)
その他		-0.434*** (0.099)	-0.415*** (0.099)		-0.574*** (0.063)	-0.579*** (0.064)
職業 (vs. ブルーカラー)						
専門職・技術職		0.102*** (0.038)	0.101*** (0.038)		0.431*** (0.047)	0.430*** (0.047)
管理職		0.048 (0.043)	0.054 (0.043)		0.180* (0.098)	0.186* (0.098)
事務職		-0.165*** (0.055)	-0.159*** (0.055)		-0.127*** (0.038)	-0.126*** (0.038)
企業規模 (vs. 100人以下)						
100～999人		-0.317*** (0.039)	-0.317*** (0.039)		-0.028 (0.036)	-0.026 (0.037)
1000人以上		-0.369*** (0.043)	-0.365*** (0.043)		-0.100* (0.052)	-0.106** (0.052)
官公庁		-0.079 (0.062)	-0.077 (0.062)		-0.278*** (0.067)	-0.282*** (0.067)
過去の職歴						
同じ企業で20年以上	-0.716*** (0.036)	-0.218*** (0.043)		-0.352*** (0.033)	-0.177*** (0.037)	-0.177*** (0.037)
転職したが同じ仕事20年以上	-0.432*** (0.043)	-0.056 (0.047)		-0.013 (0.039)	0.129*** (0.042)	0.129*** (0.042)

(次のページに続く)

図表6 続き

VARIABLES	男性			女性		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
主観的健康状態 (vs. 良い)						
どちらかと言えば悪い	-0.463*** (0.037)	-0.485*** (0.038)	-0.287*** (0.075)	-0.319*** (0.038)	-0.329*** (0.039)	-0.198*** (0.074)
悪い	-1.130*** (0.063)	-1.150*** (0.065)	-0.685*** (0.132)	-0.792*** (0.073)	-0.867*** (0.074)	-0.393*** (0.141)
大変悪い	-1.781*** (0.110)	-1.862*** (0.112)	-1.233*** (0.237)	-1.257*** (0.156)	-1.338*** (0.160)	-0.277 (0.320)
健康状態と就業意欲の交差項						
60～64歳×どちらかと言えば悪い			-0.249* (0.134)			-0.134 (0.146)
65歳以上×どちらかと言えば悪い			-0.299 (0.257)			-0.214 (0.309)
可能な限り×どちらかと言えば悪い			-0.392 (0.563)			-0.803 (0.636)
60～64歳×悪い			-0.139 (0.107)			-0.070 (0.119)
65歳以上×悪い			-0.618*** (0.186)			-0.783*** (0.222)
可能な限り×悪い			-0.882*** (0.337)			-2.210*** (0.474)
60～64歳×大変悪い			-0.347*** (0.096)			-0.239** (0.094)
65歳以上×大変悪い			-0.670*** (0.162)			-0.673*** (0.176)
可能な限り×大変悪い			-0.823*** (0.282)			-1.126*** (0.404)
持家ダミー	-0.201*** (0.049)	-0.285*** (0.051)	-0.286*** (0.051)	-0.198*** (0.045)	-0.270*** (0.046)	-0.274*** (0.046)
住宅ローンありダミー	0.446*** (0.039)	0.420*** (0.040)	0.418*** (0.040)	0.343*** (0.038)	0.306*** (0.038)	0.304*** (0.038)
預貯金(万円)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
預貯金不明ダミー		-0.063* (0.035)	-0.062* (0.035)		0.075** (0.033)	0.074** (0.033)
配偶者ありダミー	0.313*** (0.046)	0.297*** (0.047)	0.296*** (0.047)	-0.288*** (0.038)	-0.268*** (0.039)	-0.262*** (0.039)
配偶者就業ダミー	0.364*** (0.031)	0.332*** (0.032)	0.333*** (0.032)	0.356*** (0.030)	0.293*** (0.031)	0.291*** (0.031)
Log Likelihood	-16658.6	-16252.6	-16033.5	-16252.6	-16827.3	-16456.7
Observations	54,748	54,748	54,748	41,769	41,769	41,769

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

注) 上記の就業形態、職業、企業規模は厚生労働省「中高年縦断調査」の第1回調査の情報を用いている。表の値は係数。( )内は標準誤差。\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。表以外に年齢と調査年次ダミーをコントロールしている。

過去の職歴については男女ともに「同じ企業で20年以上」の係数が負で有意である。先ほどの解釈のように、同じ企業で長く務めている人ほど企業年金が充実していることなどから、早々と労働市場から引退する傾向がみられるのであろう。同様のことは企業規模についてもいえ、企業規模が大きくなるにつれ早々と労働市場から引退する傾向がみられる。また、職業については興味深い。ブルーカラーにくらべて、男女とも専門職・技術職



については係数がプラスで有意であり、就業継続する傾向がみられる一方、事務職については、男女ともに係数がマイナスで有意であり、前節と同様により専門性の高い職種についているほど実際に就業継続しており、専門性を持っているほど転職などをしやすく働き続けることもできるし労働所得も確保できることが期待される。

また、先行研究と同様に健康状態が良い人ほど継続就業する効果がみられる。持家はマイナスで有意、住宅ローンはプラスで有意、預貯金はマイナスで有意であることから資産に余裕がある人ほど継続就業をしない傾向があり、先行研究と同様の結果が得られている。

配偶者についての効果は男女で異なっており、配偶者がいる男性ほど就業継続する効果がみられるが、配偶者がいる女性ほど継続就業していない。また、配偶者が就業しているかの効果は男女同じであり、配偶者が就業している人ほど就業継続する傾向が見られ、この背景にはそのほかにコントロールしていない要因で生活費を確保するために共働きをする必要がある人ほど長く働く傾向がみられる。

このようにみると資産状況や年金の受給、生活費の確保の容易さなど金銭的な面で就業継続に影響していることは、先行研究でも確認されたとおりであり、本研究でも確認されたが、それだけでなく、専門性のある職業についていることが就業意欲にプラスに働くだけでなく、実際の就業継続にもプラスに働いていることは強調しておきたい。

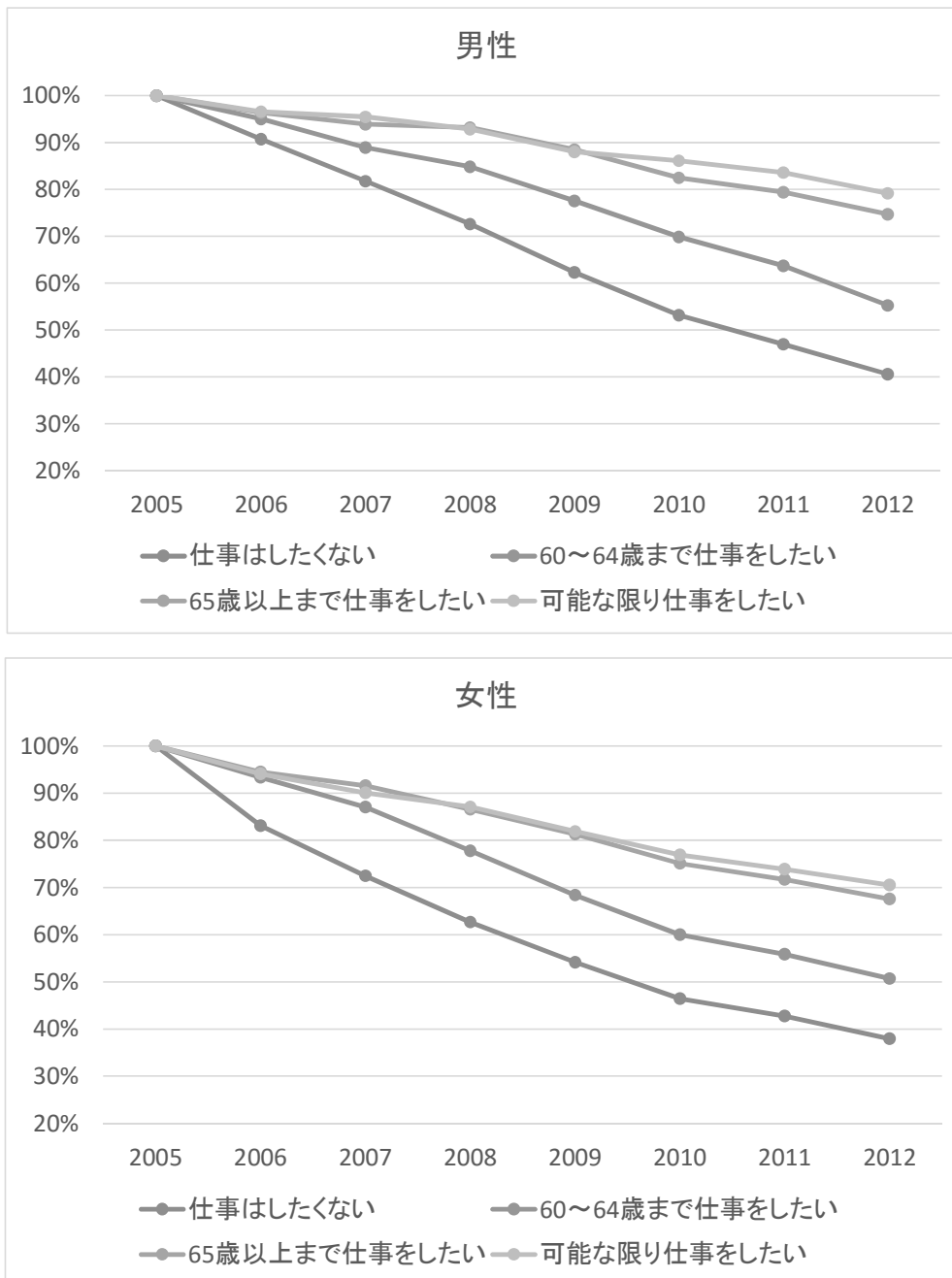
さて、こうした就業意欲の効果がどれだけ大きいかわかるか推定結果（図表 6 の男性（1）式、女性（4）式）をもとに、シミュレーションを行う。他の条件を一定（連続値、単一のダミー変数は平均値、複数のダミー変数についてはレファレンスグループが採用される）としたときに、就業意欲が変わると実際の継続就業率にどう影響するかを見てみよう。その結果が図表 7 である。

図表 7 を見ると、男女ともに「仕事をしたくない」と「可能な限り仕事をしたい」の差は経過時間とともに大きくなっていることがわかる。就業継続している人の割合でみると 2012 年では 2 倍くらいの違いがある。その意味で就業意欲はある程度のインパクトがあると言える。それに加え、男女ともに「60～64 歳まで働きたい」と「65 歳以上まで働きたい」の間には継続就業率に大きな違いがあるが、「65 歳以上まで仕事をしたい」と「可能な限り仕事をしたい」の間には大きな違いが見られない。今回の分析サンプルでは高年齢者雇用安定法が改正され、希望者に対して 65 歳まで雇用することを明示されたが、この改正に当ってはまる年代であるため、就業意欲が 65 歳までか 65 歳以上で大きな違いが見えるのだろう。

図表 7 を見る限り、「65 歳以上まで働きたい」や「可能な限り仕事をしたい」と回答している人の中でも、非就業になる人が見受けられる。就業意欲が高かったにもかかわらず、その後非就業となる要因を把握するために、健康状態との関連が強いと判断し、就業意欲と健康状態の交差項の影響を調べた。図表 6 における(3)式、(6)式は、就業意欲と健康状態の交差項を入れた結果であり、その他の説明変数の効果は上述とほぼ同じであるため、

交差項の結果のみ見てみたい。「65歳以上まで働きたい」や「可能な限り仕事をしたい」と健康悪化の効果がマイナスであり、長く働きたい意欲があつたとしても健康状態が悪化すると仕事を辞める傾向がみられる。本人の就業意欲があつたとしても健康状態が悪化することにより辞めざるを得ない状況がこの推計結果からはうかがえる。

図表7. ハザードモデルの推定結果から見た就業意欲の効果



注) 図表6の(1)式、(4)式において、複数ダミーはレファレンス変数を基準としてシミュレーションを実施

## 5. まとめとインプリケーション

本研究では、高齢者の就業率向上という観点から、何歳まで働きたいかといった就業意欲について注目し、就業意欲がその後の就業継続につながっているかを厚生労働省「中高年縦断調査」を用いて検証をした。その結果以下の点がわかった。

1. 就業意欲については、専門的な職業についているほど意欲が高まる（長く働こうとする）一方で、同じ企業で20年以上勤めている人や大企業で勤めている人ほど就業意欲は低くなることが分かった。持家、住宅ローン、預貯金の効果も合わせて考えると、年金を含めた老後の生活費確保の容易さが就業意欲に影響をしている
2. 就業意欲は実際の就業継続にも影響を与え、その効果は「仕事をしたくない」と「可能な限り仕事をしたい」の間で就業継続率に2倍くらいの大きい効果があるといえる。またこの効果は、過去の就業状況や持家、住宅ローン、預貯金などをコントロールしてもいえる。
3. 持家、住宅ローン、預貯金などは就業意欲に影響をしているが、配偶者の就業も就業継続にプラスになっており、配偶者が就業している人ほど本人もより長く働く傾向があり、生活費確保が困難な状況で共働きをせざるをえない状況に陥っていると言える。

このように就業意欲や実際の就業継続には資産面だけでなく、本人の働きかたや職業の専門性にも影響していると言える。

社会保障財政が厳しくなる中で、同じ企業で働いたり、大企業で働くことによる企業年金が一つの論点となりうるが、企業年金を下げるといった政策は従業員のモチベーションを下げる負の側面もあり必ずしも良いとは言えない。ただ、公的年金については在職老齢年金のように労働供給のディスインセンティブを与える制度の見直しだけでなく絶対額を相対的に上げないようなマクロ経済スライドのような政策は労働供給促進に影響を与えるかもしれないが、その他の悪影響も踏まえて慎重に議論しないといけないであろう。

本研究から示唆されることは、就業率を上げるためには現役世代から専門職とまでは言わないまでも、より専門性を意識するようになっていくことが一つのポイントであろう。専門職である人は就業意欲が高いだけでなく、就業意欲をコントロールしてもなお専門職ということが継続就業にもプラスの影響を与えているため、就業意欲を高め実際に就業継続するための一つのポイントが仕事の専門性が重要だと強調してもおかしくはないであろう。これまでの日本の人事施策として、企業が配置転換や人材育成に対して責任を負っていたため、従業員が専門性や今後のキャリアについてしっかりと考えることはあまりできていないといえる。長い人生を見据えて専門性を意識・育成していく人事施策、国のサポートが就業率向上のためには求められていると言える。また本人の就業意欲を実現させるためにも本人の健康状態が課題となることも分かった。そのため、高齢になっても健康を維持できるように、工夫をすることも必要であろう。

本稿によって残された課題として、データの利用可能性の観点よりいわゆる団塊世代を中心とした特定のコーホートについて議論したものであり、他の世代に関しても同様のことが言えるかは今後の検証が必要となる。また、「中高年者縦断調査」において本稿で定義した就業意欲については第1回調査だけでなく、第6回調査についても同様の質問文で調査されている。時間を通じて就業意欲がどのように変化し実際の就業に影響を与えているかについても興味深いだが本稿では取り扱えなかった。この点も今後の課題としてあげておきたい。

### 参考文献

- 安部由起子（1998）「1980～1990年代の男性高齢者の労働供給と在職老齢年金制度」『日本経済研究』No. 36, pp.50-82.
- 岩本康志（2000）「在職老齢年金制度と高齢者の就業行動」『季刊社会保障研究』Vol. 35, No.4, pp.364-76.
- 浦川邦夫（2013）「高齢者の就業意欲と実際の就業形態との格差」『経済学研究』Vol. 80, No.2-3, pp.53-68.
- 清家篤・山田篤裕（2004）『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社
- 樋口美雄・山本勲（2002）「わが国の男性高齢者の労働供給行動のメカニズム」『金融研究』2002年10月号、pp.31-76.
- 樋口美雄・黒澤昌子・酒井正・佐藤一磨・武石恵美子（2006）「介護が高齢者の就業・退職決定に及ぼす影響」RIETI Discussion Paper Series, 06-J-033.
- 高木朋代（2009）「高年齢者の就業と引退—自己選別はなぜ始動されるのか」『日本労働研究雑誌』No.589, pp30-42.
- 三谷直紀（2001）「高齢者雇用政策と労働需要」猪木武徳・大竹文雄編『雇用政策の経済分析』第11章、東京大学出版会、pp.339-77.
- Oshio, Takashi, Akiko Oishi, and Satoshi Shimizutani (2011) “Social Security Reforms and Labor Force Participation of the Elderly in Japan,” Japanese Economic Review, Vol. 62, No.2, pp.248-71.
- Shimizutani, Satoshi and Takashi Oshio (2013) Revisiting the Labor Supply Effect of Social Security Earnings Test: New Evidence from its Elimination and Reinstatement in Japan,” RIETI Discussion Paper Series, 13-E-016.
- Yamada, Atsuhiko and Masa Higo (2011) “Institutional Barriers to Work beyond Retirement in an Aging Japan: Evidence from a Recent Employee Survey” Contemporary Japan, vol.23, pp.157-86.

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

Decision:

## Evidence from Japanese Longitudinal Data

(日本における夫婦の引退決定に関する分析)

Tadashi Sakai<sup>+</sup>, Akihito Toda<sup>++</sup>, and Atsuhiko Yamada<sup>+++</sup>

March, 2017

### Abstract

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

Keywords: Retirement; Middle-aged person; Interdependence

JEL Classification Numbers: J14; J22; J26

### I. Introduction

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

---

<sup>+</sup> Hosei University, Machida-shi, Tokyo, Japan.

<sup>++</sup> Recruit Works Institute, Chuo-ku, Tokyo, Japan.

<sup>+++</sup> Keio University, Minato-ku, Tokyo, Japan.

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

>> Figure 1 <<

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

variations in the spouse's labor supply, which are generated by legal changes such as regulations on the workweek and tax reform (Goux et al., 2014, Gelber, 2014). In our analysis, we employ health status and the existence of care needed in the household as instrumental variables (IVs) for the spouse's labor force participation<sup>1</sup>.

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

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

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

---

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

## II. Empirical Model

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

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

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

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

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

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

Second, we estimate the IV fixed-effect model:

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

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

---

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



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

### III. Data

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

>> Table 1 <<

---

the increase in the pensionable age.

#### IV. Results

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

>> Table 2 <<

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

---

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

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

In order to reflect the fact that there is a substantial difference in the retirement process between employees and self-employed workers, we divide the sample by the couple's employment type<sup>5</sup>. When the IV estimation is conducted on a sub-sample that includes both a husband (aged 60 or older) and wife who were self-employed in the initial year of the survey, we found a significant positive effect from the wife's employment (column (8) in Table 4). Conversely, the IV estimation does not yield a significant positive coefficient from the wife's employment when analyzing the sub-sample that contained a husband and wife who were employees (column (7) in Table 4).

>> Table 3 & Table 4 <<

## V. Conclusion

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

---

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

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

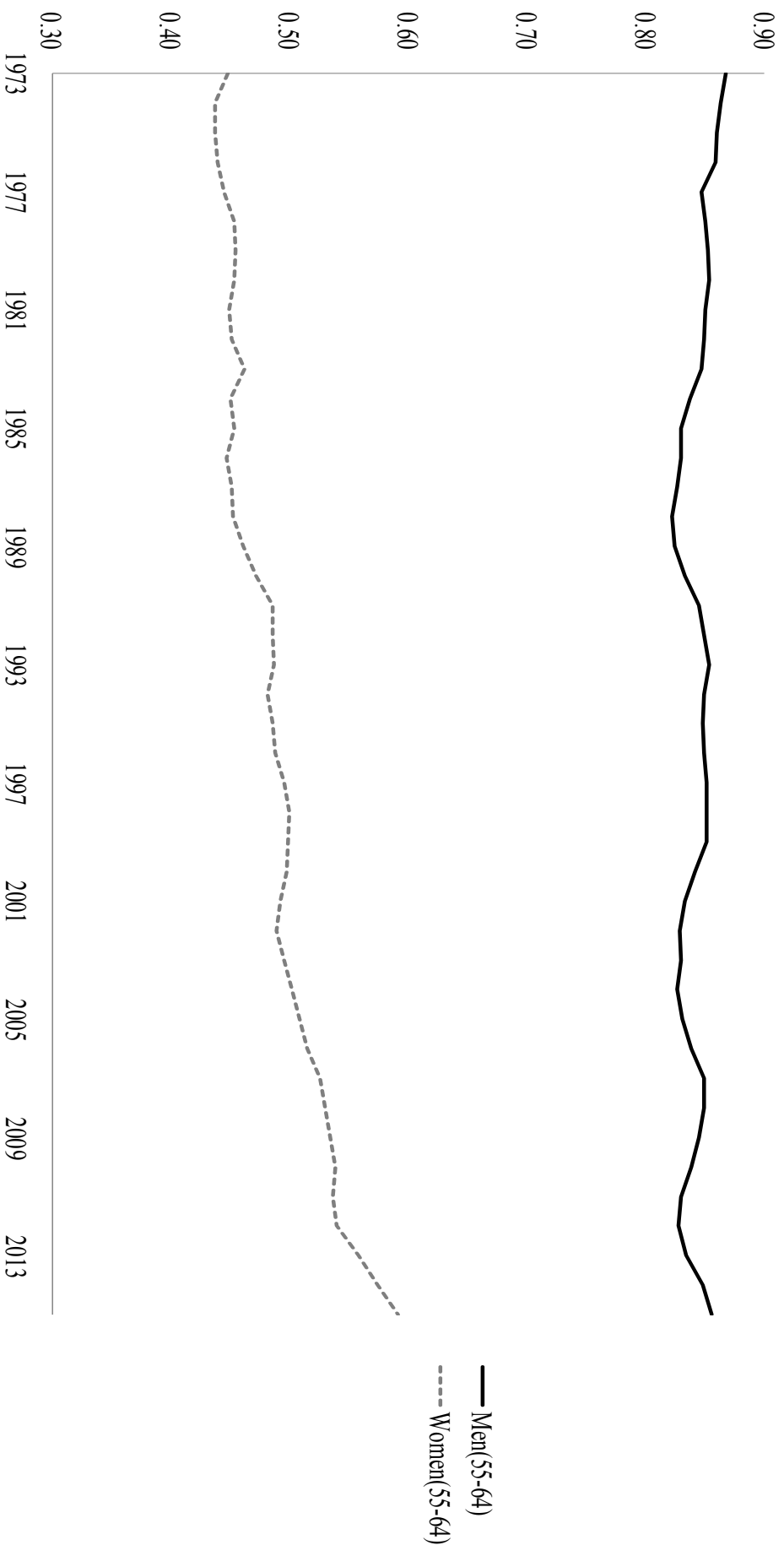
## Acknowledgement

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

## References

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

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



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

Table 1. Descriptive Statistics

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

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

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

Note:

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



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

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

Note:

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

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

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

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

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

Note:

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

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

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

## 誰が熟年離婚するのか、

### また、熟年離婚はメンタルヘルスを悪化させるのか<sup>¶</sup>

佐藤一磨\*

#### 要約

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

---

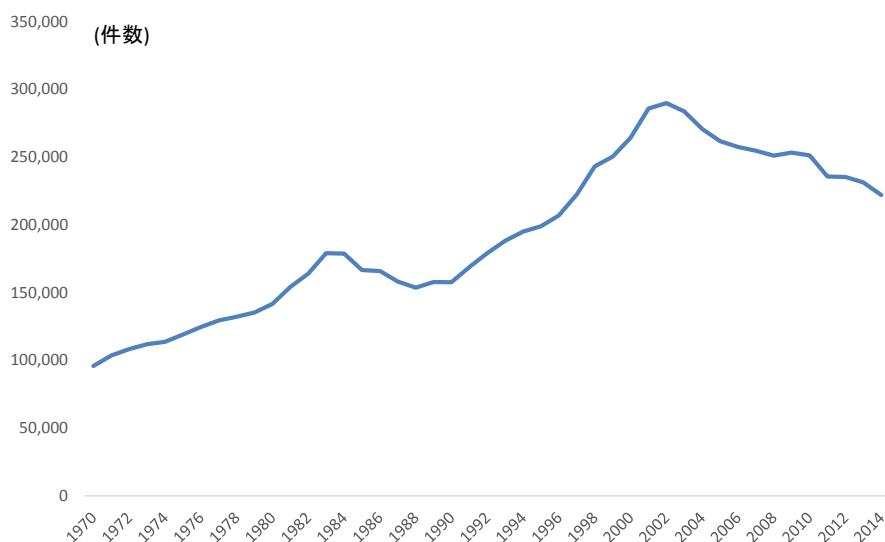
<sup>¶</sup> 本稿は厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」（H26-政策一般-003、研究代表：慶應義塾大学・山本勲）の助成を受けている。また、本稿で使用した『中高年者縦断調査』の調査票情報は統計法第33条の規定に基づき、厚生労働省より提供を受けた。ここに記して感謝する次第である。

\* 拓殖大学政経学部准教授

## 1 問題意識

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

図1 我が国の離婚件数の推移



出所：厚生労働省統計情報部『人口動態統計』。

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

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

表1 同居期間別の離婚構成比の推移

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

出所：厚生労働省統計情報部『人口動態統計』。

表2 同居期間別の離婚件数の倍率の推移

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

出所：厚生労働省統計情報部『人口動態統計』。

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

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

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

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

## 2 先行研究

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

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

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

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

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

### 3 データ

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

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

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

表3 子どもの有無及び20歳以上の子どもの有無

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

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

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

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

#### 4 推計手法

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

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

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

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



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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

## 5 推計結果

### 5.1 記述統計から見た熟年離婚

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

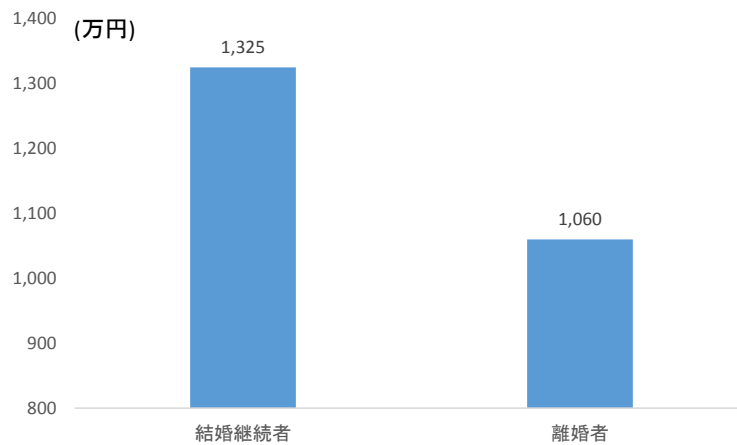
まず、(1)から見ていく。表4は離婚者と結婚継続者の個人属性の平均とその差を示している。まず、夫と妻それぞれの学歴について見ると、離婚者ほど中卒割合が多く、高卒以上の割合が低くなっている傾向が見られた。また、夫婦の学歴組合せダミーについて見ると、離婚者ほど夫婦ともに中卒の割合や夫が高卒で妻が中卒である割合が高い傾向にあった。これらの結果から、離婚者ほど低学歴層の比率が高い傾向にあると言える。次に夫と妻の年齢について見ると、離婚した夫ほど65歳以上割合が多く、離婚した妻ほど60歳以上の割合が高かった。離婚者は60歳以上の高齢層に多く存在していると言える。また、夫婦の年齢差について見ると、離婚者ほ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

表 4 離婚者と結婚継続者の個人属性の平均値とその差

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

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

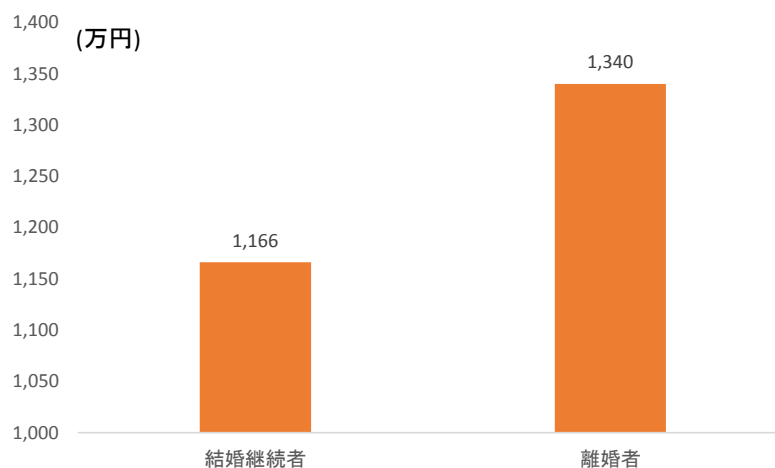
図2 離婚者と結婚継続者の貯蓄額の平均値



注1：分析対象は貯蓄ありのサンプルとなっている。

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

図3 離婚者と結婚継続者の借入額の平均値

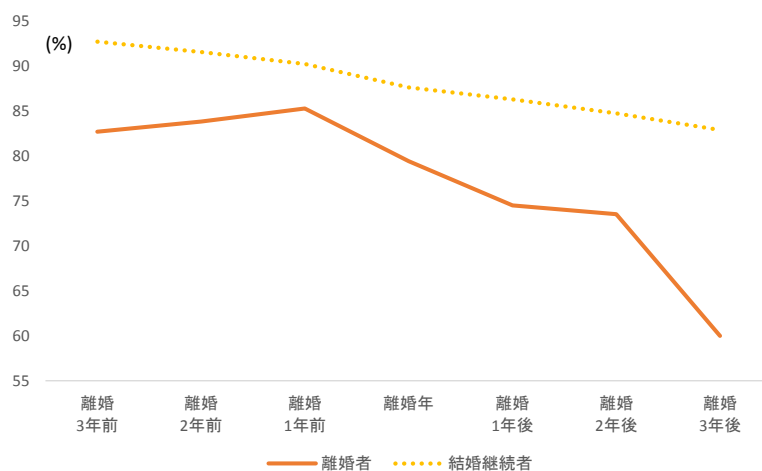


注1：分析対象は貯蓄ありのサンプルとなっている。

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

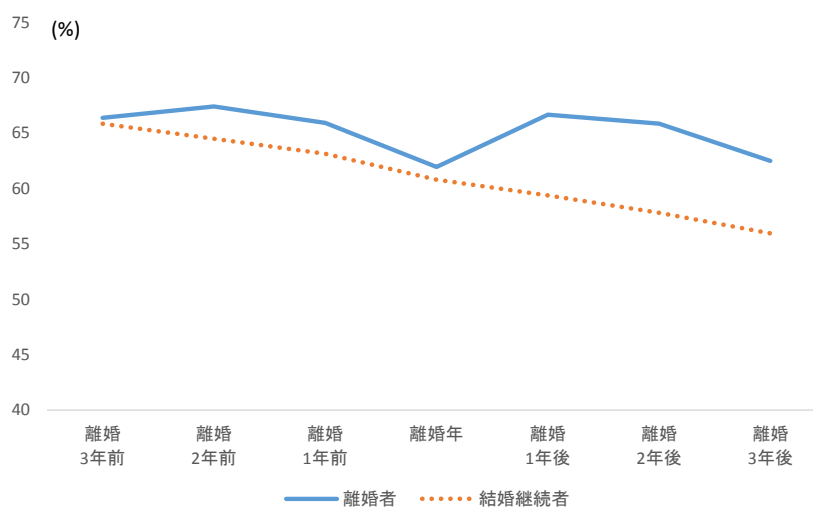
次に離婚者の離婚前後における就業率の変化について見ていく。図4と図5は男性と女性の離婚前後3年間における就業率を示している。なお、図中には同時点における結婚継続者の就業率も示している。男性の就業率について見ると、離婚者ほどもともと就業率が低く、離婚後にさらに就業率が低下する傾向にあった。これに対して女性の場合、離婚者ほどもともと就業率が高く、離婚後も大きく低下しなかった。女性の場合、離婚後の所得の安定化のために就業を継続している可能性がある。

図 4 男性の離婚前後における就業率の変化



資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

図 5 女性の離婚前後における就業率の変化



資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

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

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

表 5 離婚者と結婚継続者の仕事に関する個人属性の平均値とその差（男性）

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

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

表 6 離婚者と結婚継続者の仕事に関する個人属性の平均値とその差（女性）

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

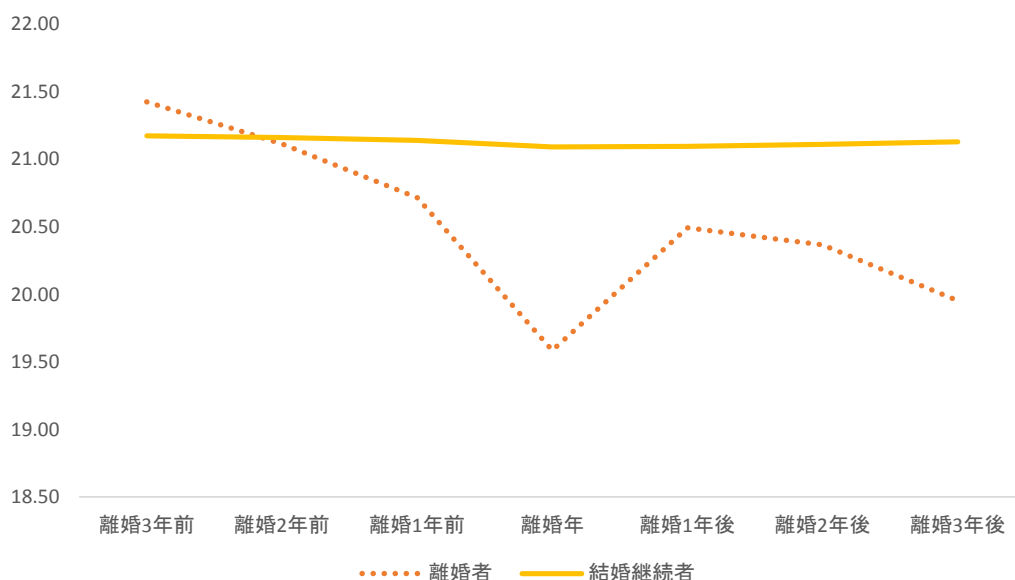
資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。



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

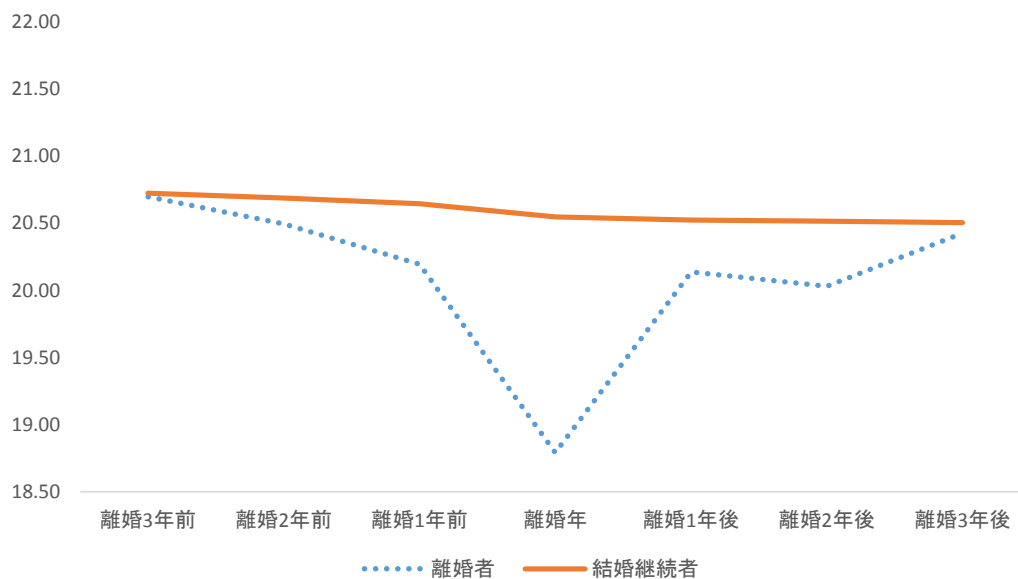
図8は男性の離婚前後の主観的健康度の変化を示している。これを見ると、離婚年に至るまで持続的に低下し、離婚1年後に回復するものの、離婚2年後、3年後にわたって再び低下する傾向にある。男性の場合、主観的健康度でも離婚というショックを受け、低下すると言える。これに対して図9の女性の主観的健康度の推移を見ると、離婚年まで低下するものの、その後は持続的な改善傾向を見せていた。女性の場合、熟年離婚は負のショックであるが、その影響は長続きしないと見える。

図6 離婚前後3年間ににおけるメンタルヘルスの変化（男性）



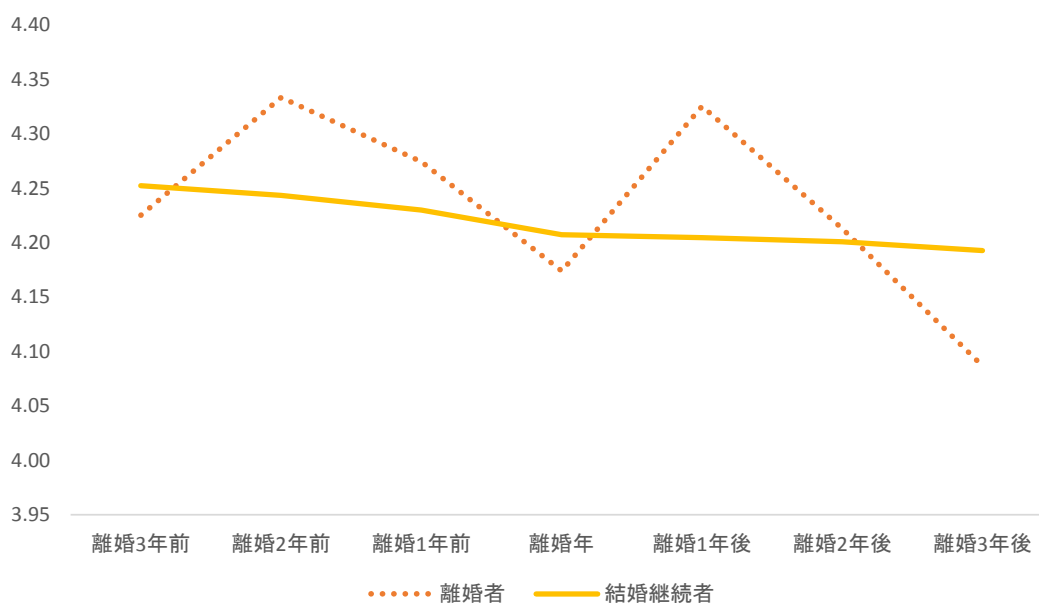
資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

図7 離婚前後3年間に於けるメンタルヘルスの変化（女性）



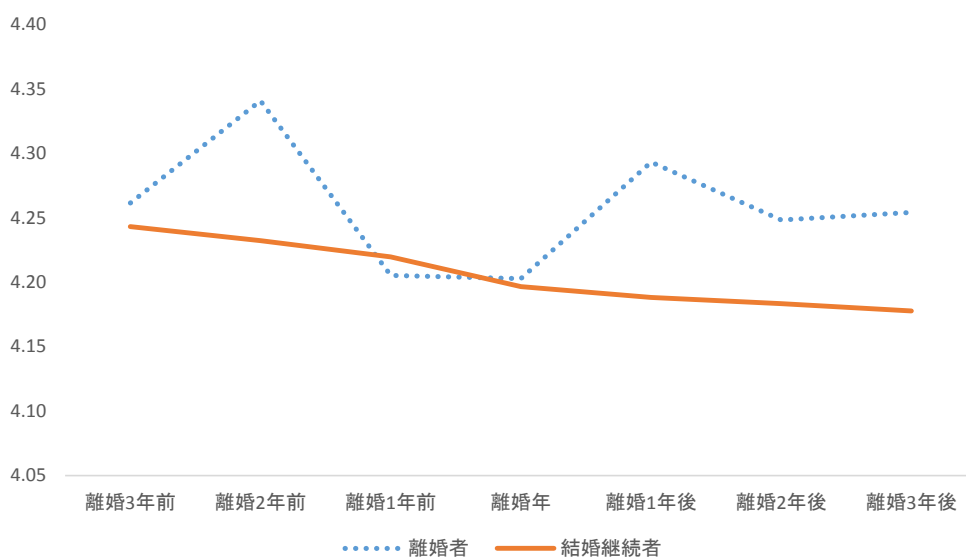
資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

図8 離婚前後3年間に於ける主観的健康度の変化（男性）



資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

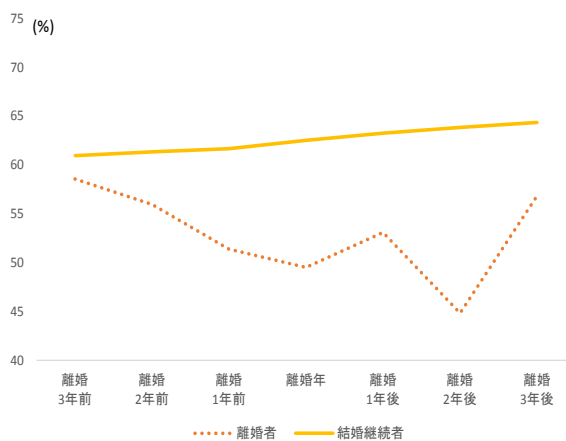
図9 離婚前後3年間に於ける主観的健康度の変化（女性）



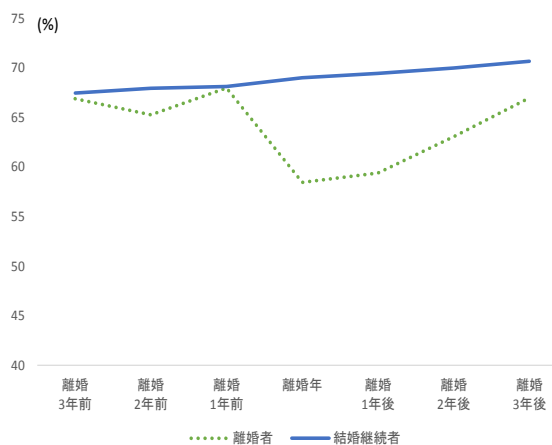
資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

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

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

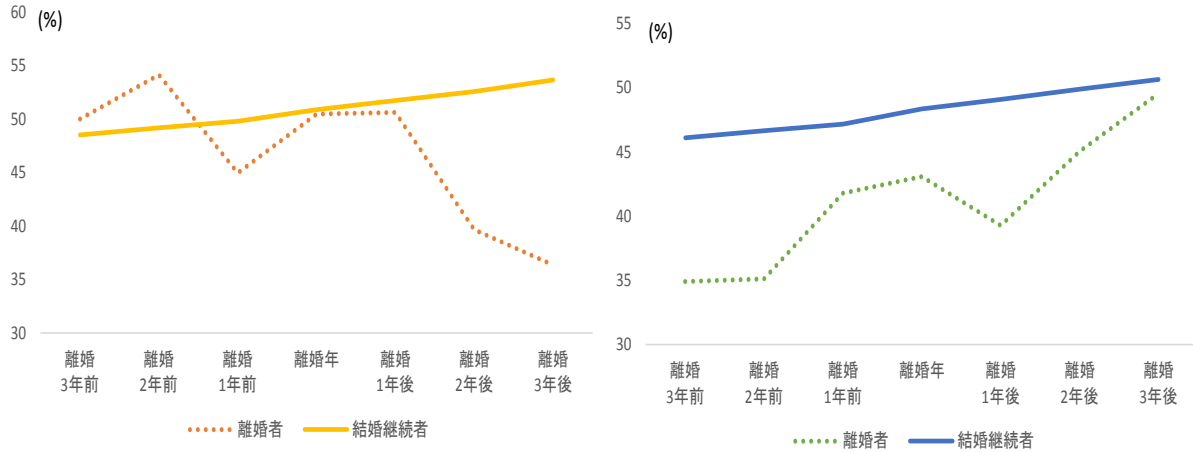


（女性）



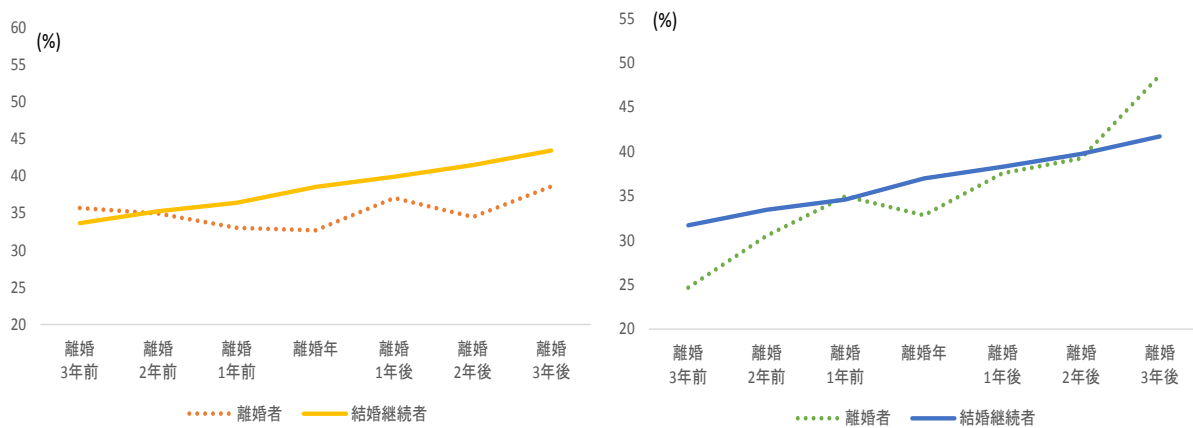
資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

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



資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

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



資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

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

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

## 5.2 誰が熟年離婚を経験するのか

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

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

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

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

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

(注 1) : 0内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

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

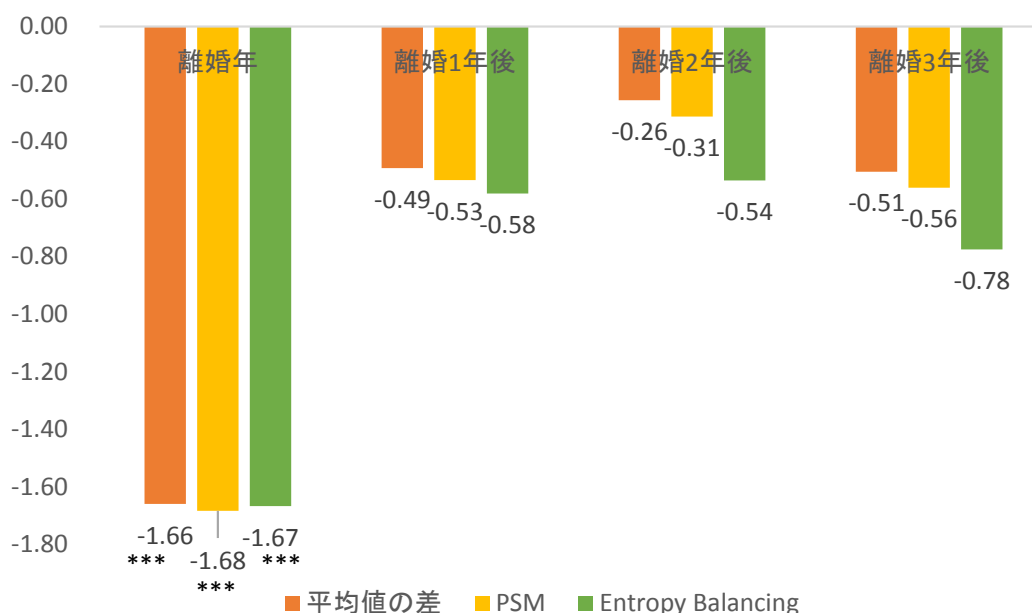
資料出所 : 『中高年縦断調査』から筆者算出。

### 5.3 熟年離婚によってメンタルヘルスは悪化するのか

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

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

図 13 熟年離婚がメンタルヘルスに及ぼす影響（男性）



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

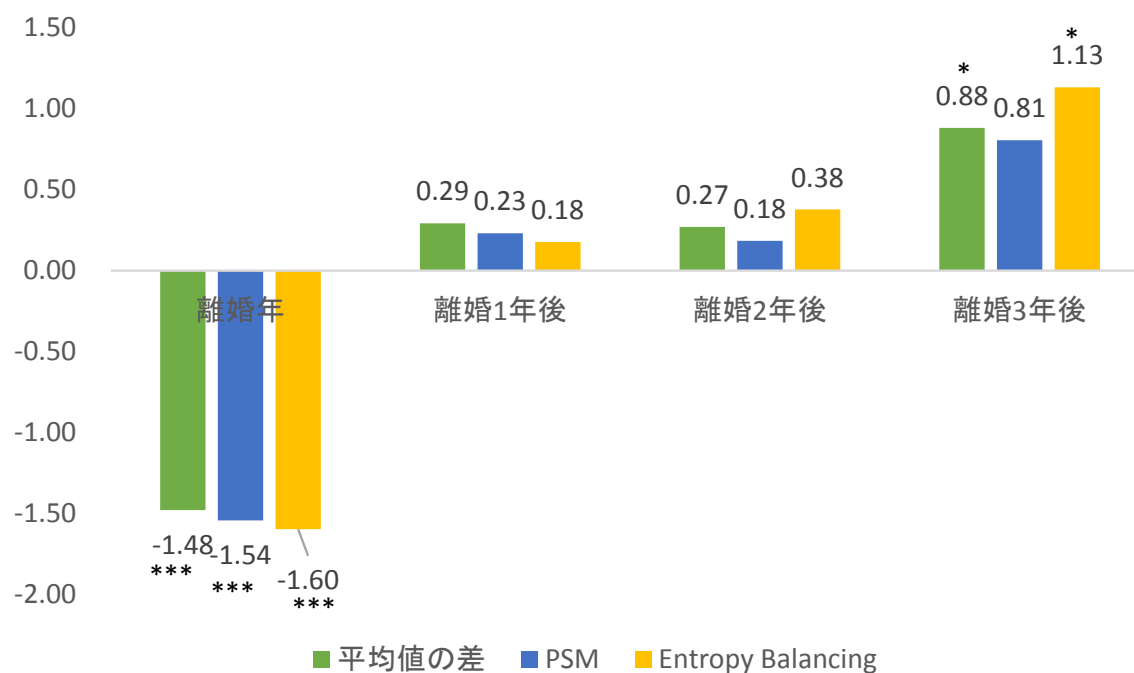
注 2: 分析に使用しているメンタルヘルス指標の差分は、各時点のメンタルヘルス指標から離婚前年(t-1年)

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

のメンタルヘルス指標を引くことで算出している。

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

図 14 熟年離婚がメンタルヘルスに及ぼす影響（女性）



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

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

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

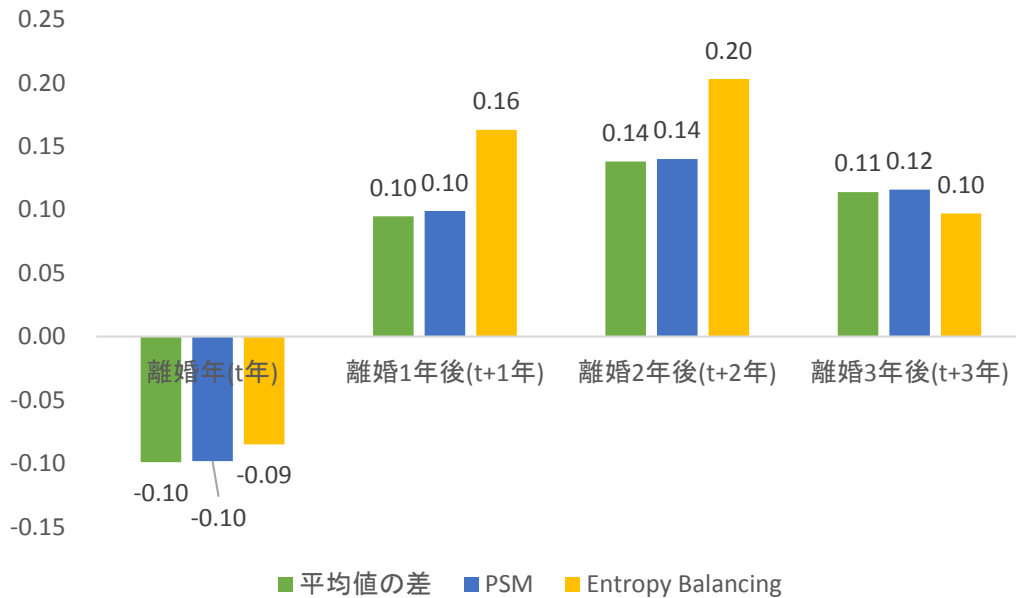
次に図 15 と図 16 の男女別の熟年離婚が主観的健康度に及ぼす影響の分析結果を見ていく。図 15 と図 16 ではマッチング前のサンプルを用いた平均値の差の検定と Propensity Score Matching(PSM)、Entropy Balancing を用いている<sup>5</sup>。まず、男性の分析結果である図 15 を見ると、離婚年には負の値となるものの、その後は正の値となっていた。なお、いずれの推計手法でも有意な係数は存在しないものの、離婚 1 年後から主観的健康度が回復す傾向にあると言える。これに対して女性の場合、離婚年から離婚 3 年後にわたって正の値を示していた。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

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

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



図 15 熟年離婚が主観的健康度に及ぼす影響（男性）

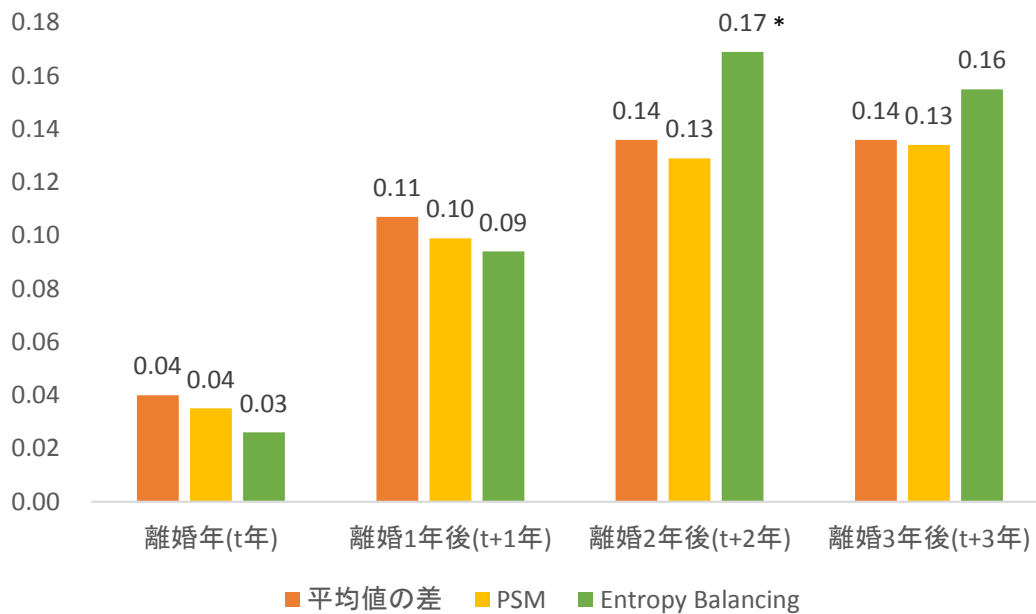


注 1：\*\*\*は 1%水準、\*\*は 5%水準、\*は 10%水準で有意であることを示す。

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

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

図 16 熟年離婚が主観的健康度に及ぼす影響（女性）



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

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

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

## 6 結論

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

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

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

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

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

## 参考文献

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

21.

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

## Appendix A : 熟年離婚がメンタルヘルスに及ぼす影響

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

(注 1) : []内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

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

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

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

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

資料出所 : 『中高年縦断調査』から筆者算出。

## Appendix B : 熟年離婚が主観的健康度に及ぼす影響

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

(注1) : []内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

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

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

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

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

資料出所 : 『中高年縦断調査』から筆者算出。

Panel Data Research Center at Keio University  
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2016-012

March, 2017

正規非正規の職種転換と雇用形態転換

小林 徹\*

山本 勲\*\*

佐藤 一磨\*\*\*

【要旨】

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

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

\* 高崎経済大学経済学部 講師

\*\* 慶應義塾大学商学部 教授

\*\*\* 拓殖大学政経学部 准教授

## 正規非正規の職種転換と雇用形態転換<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『中高齢者縦断調査』の調査票情報は統計法第33条の規定に基づき、厚生労働省より提供を受けた。

\* 高崎経済大学 経済学部 講師

\*\* 慶應義塾大学 商学部 教授

\*\*\* 拓殖大学 政経学部 准教授



## 1. はじめに

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

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

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

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

---

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

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

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

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

## 2. 先行研究

### 2.1 技術偏向型技術進歩と職種変化

近年のめざましい ICT 技術の進歩は、特に定型的なルーチン業務への労働需要を代替すると考えられ、ルーチン業務に着目した技術偏向型技術進歩による職の二極化現象が様々な国で報告されている。Goos et al(2010)は欧州<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)。

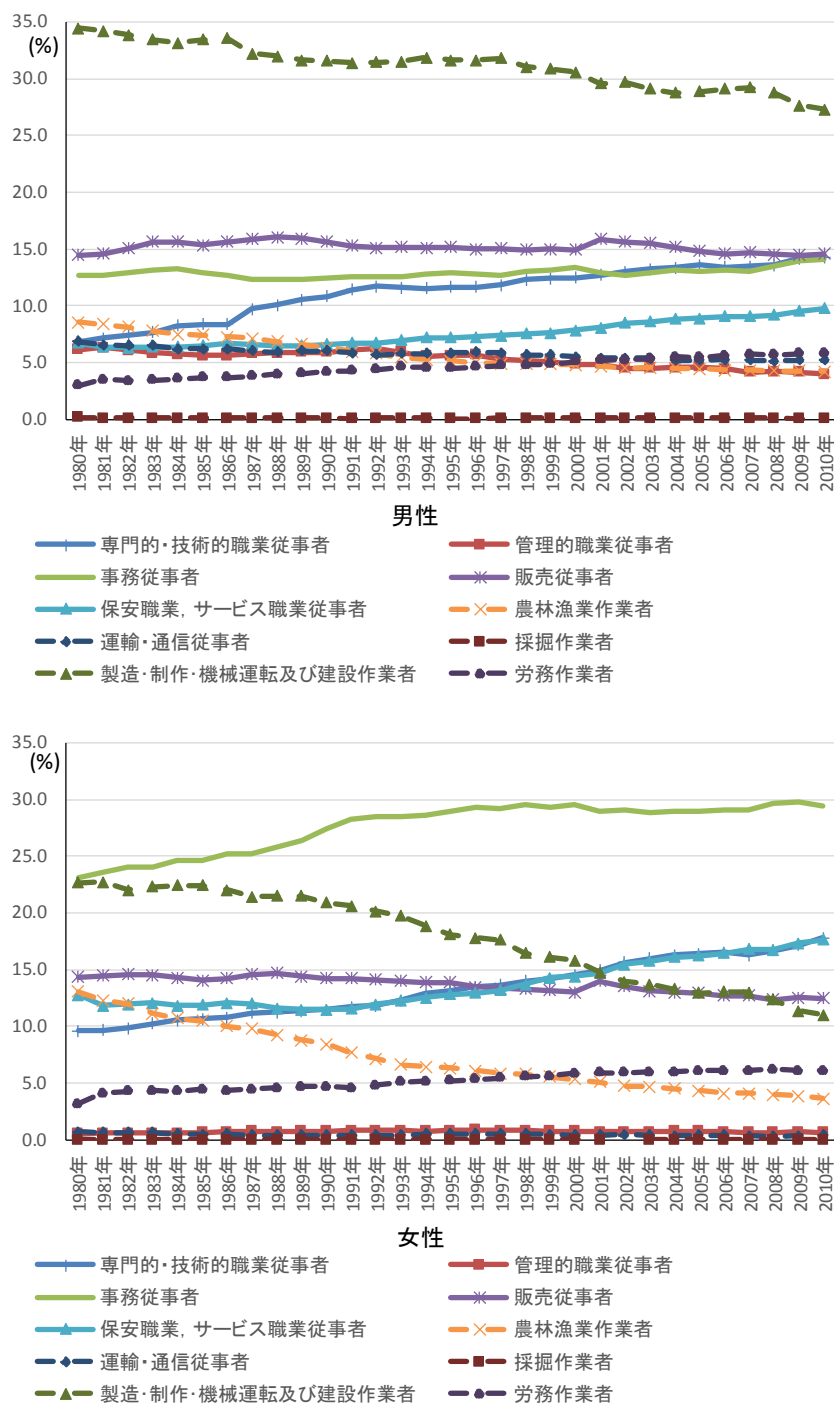
但し、欧米と日本では異なる特徴も見られる。欧米で減少が確認されているルーチン業務やその代表的な職種のひとつである事務職については日本では減少しておらず、その要因として池永(2009,80 頁)では、日本の事務職が必ずしも定型的ではない業務も含んでいることが疑われている。日本の事務職において欧米ほどルーチン業務が多くないのであれば、技術偏向型技術進歩による影響は欧米ほど大きくないと考えられる。他方で、雇用管理の影響も疑われる。日本では人事マネジメントの特徴として長期の雇用を保護する日本型雇用慣行がしばしば指摘される。このような環境の下にいる日本の正規社員は技術進歩による偏向型の労働需要変化の影響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

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

表2 非正規雇用者の正規転換に関する分析に用いたデータの基本統計量

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

#### 4. 分析結果

##### 4.1 技術偏向型技術進歩と職種変化に関する分析結果

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

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

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

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

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

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

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

表 3 正規・非正規変化別の業務分類変化に関するクロス集計表

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

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

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

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

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

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

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

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

表 4 業務分類のルーチンから事務職を分離した場合のクロス集計表

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

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

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

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

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

表5 よりまずはルーチン業務に就いていた者の分析結果を見ると、非正規就業ダミーは次期正規ルーチンに有意なマイナスとなっており、他はいずれも有意なプラスの結果となっている。非正規雇用者は、正規雇用者に比べて正規の同業務でいる確率は低いが、他業に移る確率は高い。他業務への非正規ダミーの結果数値を見ると、正規では、抽象業務、次いでマニュアル業務の限界効果が高くなり、非正規のまま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]	-0.011 [0.004]***	-0.020 [0.007]***	-0.006 [0.003]**
	短大、専門、高専卒ダミー	0.006 [0.005]	0.007 [0.004]*	0.006 [0.007]	-0.017 [0.002]	-0.002 [0.002]	0.001 [0.003]*	-0.008 [0.005]	-0.003 [0.002]*
女性ダミー	-0.074 [0.005]***	-0.022 [0.003]***	0.058 [0.007]***	-0.008 [0.002]***	-0.006 [0.002]***	0.003 [0.003]	0.054 [0.005]***	-0.005 [0.002]**	
有配偶ダミー	0.007 [0.006]	0.005 [0.005]	-0.017 [0.009]*	0.006 [0.003]**	0.002 [0.003]	-0.005 [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]	-0.002 [0.008]	-0.010 [0.015]	-0.004 [0.006]	
年齢	-0.001 [0.001]	-0.0003 [0]	-0.001 [0.001]	0.0001 [0]	0.0004 [0]*	-0.001 [0]**	0.003 [0.001]***	0.001 [0]	
企業規模 (参照:500 人以上)	企業規模30人未満ダミー	0.021 [0.005]***	-0.003 [0.004]	-0.036 [0.008]***	0.008 [0.003]***	0.009 [0.003]***	0.008 [0.004]**	-0.015 [0.006]**	0.007 [0.002]***
	企業規模31~499人ダミー	0.003 [0.005]	-0.005 [0.004]	-0.001 [0.007]	0.006 [0.002]***	0.002 [0.003]	-0.002 [0.003]	-0.008 [0.006]	0.005 [0.002]**
勤続年	0.001 [0.001]*	-0.002 [0]***	0.008 [0.001]***	-0.0004 [0]	-0.001 [0]***	-0.002 [0]***	-0.004 [0.001]***	-0.0005 [0]*	
イベント発生数 標本数	911	509	8931	180	205	450	3373	155	
Log pseudolikelihood	-11743.792								

注1:[]内の値は標準誤差を表す。

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

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

注1:[]内の値は標準誤差を表す。

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



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

注1: []内の値は標準誤差を表す。

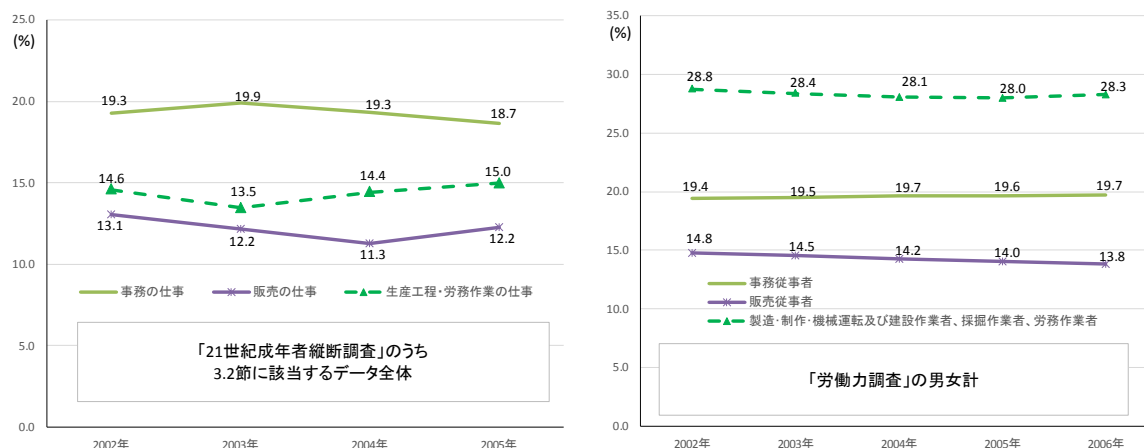
注2: \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。

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

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

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

図2 ルーチンに該当する各職の全職業に占める割合の推移



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

付表2 ルーチン業務従事転職者の次期の業務分類

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

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

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

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

#### 4.2 技術偏向型技術進歩と非正規の正規転換に関する分析結果

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

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

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

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

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

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

		男性							
		同企業正規		別企業正規		別企業非正規		無業化	
		RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値	RRR	P値
雇用形態ダミー(参照:契約派遣社員)	パート・アルバイト	0.471	0***	0.747	0.157	0.847	0.377	1.042	0.78
学歴ダミー(参照:高卒以下)	大学、大学院卒ダミー	0.985	0.92	1.354	0.125	0.934	0.708	0.847	0.246
	短大、専門、高専卒ダミー	0.705	0.051*	0.671	0.108	0.995	0.978	0.738	0.05*
	有配偶ダミー	1.703	0.042***	2.084	0.024**	2.049	0.02**	1.070	0.803
	子供有ダミー	1.348	0.348	1.904	0.104	0.363	0.047**	0.968	0.925
	t期に通院有ダミー	0.818	0.423	1.075	0.819	1.557	0.059*	1.342	0.134*
	t期に入院有ダミー	0.904	0.789	0.346	0.14	0.959	0.918	1.071	0.833
年齢階級(参照:30~34歳)	25歳未満	0.954	0.779**	1.677	0.037**	1.080	0.674	1.131	0.417
	25~29歳	0.817	0.188**	1.493	0.072*	0.656	0.019**	0.876	0.354
	35~39歳	0.779	0.344	0.539	0.192	0.572	0.137	0.439	0.008***
企業規模(参照:500人以上)	企業規模30人未満ダミー	2.482	0***	1.576	0.078*	2.360	0***	1.885	0***
	企業規模31~499人ダミー	1.551	0.015**	1.306	0.244	1.620	0.023**	1.307	0.091*
勤続年(参照:5年超)	0年	2.078	0***	4.095	0***	6.356	0***	2.595	0***
	1年	1.234	0.333	2.182	0.031**	3.066	0.001***	1.184	0.412
	2~3年	1.607	0.023**	2.236	0.023**	2.660	0.003**	1.335	0.148
	4~5年	0.810	0.43	1.375	0.446	2.025	0.061*	0.780	0.32
職種業務分類(参照:その他職業)	抽象業務	1.733	0.017**	1.708	0.121	1.255	0.439	1.265	0.268
	マニュアル	1.036	0.875	1.194	0.596	1.321	0.298	0.901	0.596
	ルーチン	0.844	0.451	1.292	0.429	1.228	0.436	0.991	0.961
	定数項	0.174	0***	0.023	0***	0.030	0***	0.168	0***
	イベント発生数	366		181		264		495	
	標本数	2,752							
	Pseudo R2	0.049							
	Log_pseudolikelihood	-3452.6335							

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

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

## 5. まとめと政策含意

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

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

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

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

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

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

## 参考文献

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

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

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



政策研究報告書、No.180.



Panel Data Research Center at Keio University  
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2016-013

March, 2017

転職と企業内異動による職種転換－発生頻度と発生時の転換内容の違い

小林 徹\*

【要旨】

本稿では、「21世紀成年者縦断調査」のパネルデータを用いて、職種変化の発生が年間どれだけ発生しているのか、またその内訳が企業内異動と転職とでどれだけのボリュームかを確認した。結果、平均30歳という若年データによるためか当該データでは毎年25%程度、雇用者の職種転換が見られた。非転職者と転職者とでは次期の職種転換の発生率は転職者のほうが大きいものの、転職者の規模が非常に小さいために、発生する職種転換者の85%は同企業内の異動を通じた職種転換者で占められていた。日本での職種転換は、内部労働市場が主たる発生場となっている。

また、職種によって同職種に留まる確率や企業内職種転換確率、転職による職種転換の発生確率が異なるかどうかを確認するために、多項プロビット分析を行った。分析の結果、専門・技術職に従事していた者は他職種への転換が少なく、生産工程・労務職も同様の傾向が確認された。事務職や販売・営業職、サービス職に従事していた者は、部門を越えたジョブ・ローテーションの無い現場に張り付いた雇用管理がされているためか、転職以外では職種転換が発生しにくくなっていた。

最後に、職種転換者について転換前後の職種ルートを確認したところ、内部労働市場を通じた企業内による転換者で、生産工程・労務職から専門・技術職への転換が多くなっていた。生産工程・労務職では内部・外部労働市場ともに職種転換が生じにくいものの、発生した場合においては内部労働市場を通じた転換ほど需要が高まりつつも賃金が下がりにくいと考えられる非定型的な業務へと移りやすい傾向が確認された。

\* 高崎経済大学経済学部 講師

## 転職と企業内異動による職種転換－発生頻度と発生時の転換内容の違い<sup>‡</sup>

小林 徹\*

### 【要旨】

本稿では、「21世紀成年者縦断調査」のパネルデータを用いて、職種変化の発生が年間どれだけ発生しているのか、またその内訳が企業内異動と転職とでどれだけのボリュームかを確認した。結果、平均30歳という若年データによるためか当該データでは毎年25%程度、雇用者の職種転換が見られた。非転職者と転職者とでは次期の職種転換の発生率は転職者のほうが大きいものの、転職者の規模が非常に小さいために、発生する職種転換者の85%は同企業内の異動を通じた職種転換者で占められていた。日本での職種転換は、内部労働市場が主たる発生場となっている。

また、職種によって同職種に留まる確率や企業内職種転換確率、転職による職種転換の発生確率が異なるかどうかを確認するために、多項プロビット分析を行った。分析の結果、専門・技術職に従事していた者は他職種への転換が少なく、生産工程・労務職も同様の傾向が確認された。事務職や販売・営業職、サービス職に従事していた者は、部門を越えたジョブ・ローテーションの無い現場に張り付いた雇用管理がされているためか、転職以外では職種転換が発生しにくくなっていた。

最後に、職種転換者について転換前後の職種ルートを確認したところ、内部労働市場を通じた企業内による転換者で、生産工程・労務職から専門・技術職への転換が多くなっていた。生産工程・労務職では内部・外部労働市場ともに職種転換が生じにくいものの、発生した場合においては内部労働市場を通じた転換ほど需要が高まりつつも賃金が下がりにくいと考えられる非定型的な業務へと移りやすい傾向が確認された。

---

<sup>‡</sup> 本稿の分析に際しては、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、『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ました。ここに記して感謝を表します。

\* 高崎経済大学 経済学部 講師

## 1. はじめに

本稿では、内部労働市場と外部労働市場に分けて職種転換の頻度をパネルデータ「21世紀成年者縦断調査」から確認する。また特に非定型的な仕事から定型業務へと移ったのか、定型的な仕事から非定型業務に移動したかといった職種変化経路のそれぞれの特徴について分析する。

スキル偏向型技術進歩（SBTC：Skill Biased Technological Change）の研究群では、高度化する技術を使いこなす業務とそれらの従事者をサポートする生活サービス業務に従事する者の増加が明らかになっている。しかし後者の賃金は前者の賃金より低いことに加え、これらが増加する一方でコンピューターに代替される中程度の賃金であった職務従事者が減少することで、業務と賃金の二極化が同時進行していることが指摘されている。

この業務と賃金の二極化減少は、2000年代半ばごろから欧米で指摘されつつあったが、池永(2009,2011)や櫻井(2011)の研究により、わが国においても例外ではないことが指摘された。つまり、専門・技術職とサービス職といった否定形的業務に従事する労働者が増えているが、前者と後者とは賃金格差がある。その一方で、相対的に中程度の賃金であった製造関連職やその他 IT によって代替されやすい定型的な職が減少するという。

このような状況下では、減り行く仕事から労働力確保が求められる仕事へ労働力を配分することが求められる<sup>2</sup>。かつ、少子化により新規労働力による労働確保は今後難しくなることから、すでに労働市場に参入している者について活躍分野の転換を実現させることが重要と考えられる<sup>3</sup>。しかしながら、即戦力が求められる外部労働市場を経由して定型的な仕事から高度な非定型業務への職種転換は容易ではないと考えられる。また、仕事は増えているが賃金の低い業務へと移動することは賃金が下がる可能性が高く労働者が望まない。一方で、内部労働市場の人事異動であれば賃金も大きくは変わらないであろうし、訓練目的での異動もあることから、成熟分野から成長分野への職種転換が果たされる可能性が高い。

そこで本稿では内部労働市場と外部労働市場を含む、日本のマクロ市場における職種転換の実態を確認するとともに、外部・内部市場ごとにどのような職種からどのような職種への転換が多くなっているのか、違いはあるのかについて確認する。

職種転換に関する情報は日本でもいくつか先行研究により把握できるが、日本に関する分析はいずれも厚生労働省の「雇用動向調査」を用いたものに限られ、外部労働市場のみを

---

<sup>1</sup> 欧米では IT により代替されやすい事務職の減少が指摘されているが、池永(2009)では日本では事務職を含む定型的認識業務については横ばいであるという。

<sup>2</sup> 専門・技術分野とサービス分野といった、増加する非定型的な仕事の中でも賃金格差があることを問題視し、この解消も政策的な課題とされることが考えられるが、本稿では、専門・技術職とサービス職間の賃金格差の話題については分析の射程外である。

<sup>3</sup> 平成 25 年 6 月の『日本再興戦略』5 頁でも「成熟分野から成長分野への失業なき労働移動を進める」といったメッセージが設けられている。しかし当該メッセージは「外部労働市場のマッチング機能の強化」といった提案に繋がっていき、内部労働市場ではなく外部労働市場によってこのような転換が図られると想定した場合のものと解釈できる。

対象としたものになっている。本稿ではパネルデータを用い、内部労働市場を通じた職種変化についても分析対象とし、具体的に以下大きく3つの分析を行う。

第一に、日本の労働市場で職種転換が年にどの程度発生するかといった発生頻度を確認し、その内訳について内部労働市場と外部労働市場に分けて把握する。また職種転換者について、前職の職種と現職の職種のクロス集計より、内部外部労働市場別に転換の内容に違いがあるのか、同様のクロス集計結果の傾向には「雇用動向調査」と違いが見られるかについて確認する。ここでは、基礎的な集計による分析を中心に行い、「21世紀成年者縦断調査」データの傾向についても把握する。

第二に、職種別に職種転換の発生確率がどう異なるか、職種転換が多いなら外部労働市場と内部労働市場のどちらを通じた転換が多いかを確認する。ここでは、労働移動に影響する職種以外の変数、主には年齢や市況変数、企業規模、コントロールした多項プロビット分析を行う。

第三に、池永(2009)のSBTCの議論で指摘される業務分類を応用し、外部労働市場と内部労働市場で、定型的な職から非定型的な職への転換頻度に違いがあるかどうかについて分析する。例えば、『日本再興戦略』で期待されるような労働移動が生じているなら、外部労働市場でこそ事務職や生産工程・労務といった定型的業務から非定形的業務への転換が発生しやすくなっているかもしれない。

本稿の構成は以下の通りである。2節では職種転換に関する先行研究や企業内での配置転換に関する経営学分野の先行研究を整理する。3節では本稿の分析手続きについて述べた後、用いるデータセットについて説明を加える。4節で分析結果を提示するとともに結果の解釈について述べ、5節にて分析の結果をまとめ本稿の結論を導く。

## 2. 先行研究と仮説

これまでの日本の職種転換に関する先行研究では、その発生頻度の時系列変化や職種別の違いに関する分析や、職種転換有無別の賃金変化が分析されている。前者では、戸田(2010)が「雇用動向調査」を用いた転職者の職種転換頻度に関する長期変化や職種転換の要因を分析している。分析の結果、米国では職種転換が長期的に増えていると報告されている(Kambourov and Iourii,2008)一方で、わが国においては専門職と事務職は同職種に留まり易くなっており、それ以外の職種では変化が見られないことを指摘する。また、高学歴者の多い職種ほど他職種への転職が発生しにくくなることから、転職時の職種選択がランダムではないことを指摘する。労働政策研究・研修機構(2016)は、時系列で専門的・技術的職業従事者は増えつつあるが、転職により当該職種に移る頻度は減少し、新規学卒者による入職によって増えていることを指摘する。

職種転換だけでなく産業転換に関する分析も存在し、「平成25年度雇用政策研究会報告書」の図表57では転職時の産業移動の状況が産業別に示された。そこでは、転職の多い

産業ほど同産業内での転職が多くなり、特に医療・福祉業からの転職者の約 8 割は同一産業での転職となることが報告された。加えて労働政策研究・研修機構(2016)では、転職市場での産業転換は頻繁なものではないが、これ以上に他職種への転職が発生しにくいことが「雇用動向調査」より示されている。Kambourov and Iourii(2009)や Sullivan (2010)は職種経験の賃金への影響は産業経験より大きく、「職種特殊的」技能は「産業特殊的」技能以上に重視されることを指摘している。日本でも同様であれば、他職種への転職は他産業への転職以上に賃金が下がりやすいことにより、職種転換の発生が産業転換以上に抑えられていると考えられる。

後者のわが国の職種転換時の賃金変化については、岸(1998)や樋口(2001)樋口ほか(2005)では転職を通じた職種転換時の賃金変化に関する分析が、戸田(2010)では職種経験による賃金への影響が明らかにされている。これら研究によって、日本でも専門職などの一部職種では職種経験が賃金に重要な影響を持つことが明らかにされた<sup>4</sup>。Mincer and Higuchi(1988)が指摘するように企業特殊的人的資本が重要と指摘される日本の労働市場でも、企業を跨いでも同職種であれば転職が有利になりうる職種があるということである。つまり、日本では企業特殊的人的資本が重要であることからそもそも転職は発生しづらく、相対的に職種経験が重要な一部の職種の労働者だけが自発的に転職を行う。しかし、そのような転職は同職種内で行われることから、非自発的なものでないなら外部労働市場での職種転換はあまり観察されないと考えられる。

であるからこそ、部門を越えた配置転換が行われていると言われる日本では<sup>5</sup>、内部労働市場を通じた分野間の労働力再分配が期待される。八代(1995)はホワイトカラーの部門を越えた配置転換について、多能的な人材育成を実現し部門間の人的ネットワークが活性化されるというメリットに加え、部門間の労働力の需給調整が行われやすくなるというメリットについても指摘する。『日本再興戦略』で求められた部門間の労働移動は、外部労働市場ではなく内部労働市場で実現されている可能性があり、これに視点をあてた分析は重要と考えられる。八代(1995)は独自調査によって、大企業の 4 割超がホワイトカラーに対し部門を超えた配置転換を行うこと、専門性の高い情報処理部門であっても他部門へ異動する者が 12.1%、管理職へ昇進する者が 14.4% (いずれも男性について) と一定程度いることを示している。八代(1995)は独自調査であり、ホワイトカラーのみに分析対象が限定されているが、マクロの内部労働市場を通じた職種間移動について、政府統計を用いた分析は筆者の知る限りでは未だ無い。ホワイトカラーに限らず製造職といったブルーカラーの職種転換についても、正社員であれば雇用期間の定めがないことから、より労働力が求められる部門

---

<sup>4</sup> 樋口(2001)や戸田(2010)では専門・技術職が、岸(1998)ではブルーカラー職ほど職種経験が考慮されており、転職時にも同職種出身者であれば賃金減少が少なくなるという。樋口ほか(2005)では、職種転換の有無別に転職時の賃金変化が分析され、職種転換を伴う転職ほど賃金変化がマイナスになりやすいことが示されている。

<sup>5</sup> 八代(1995)によればこのような配置転換によって、多能的な人材育成が実現され、部門間の人的ネットワークの活用や部門間の労働力の需給調整が行われやすくなるメリットがあると考えられている。

へと同企業内で配置転換される可能性は否定できない。近年の技術進歩で需要が減り行くブルーカラーからの職種転換についても、外部労働市場より内部労働市場で分野間移動が発生している可能性も考えられる。

さらに職種転換が発生するならば、どのような職種からどのような職種への転換が発生しやすいかといった、転換経路の特徴も外部労働市場と内部労働市場では異なっていることが考えられる。外部労働市場では、職種特殊的技能が重要な専門性の高い職種では転換が見られず、参入も転出も少ないであろうが、内部労働市場では専門・技術職についても参入も転出も転職市場以上に発生することが予想される。例えば、サービスや販売といった現場職を経験した者を、企画や広報部門といった専門職へ配置転換することは自然であろうし、年齢が高くなった専門職人材が昇進を通じて管理職に転換することや定年間際に現場に異動となることもあろう。さらにこのような内部労働市場を経由した職種転換であれば、職種特殊的技能が重要とされる職種からの転出であっても企業特殊的技能まで捨てることにはならないことから、賃金低下は大きくないと考えられる。加えて同企業内の職種転換であれば、企業からの業務命令であることから発生頻度が多くなっているのではないだろうか。

### 3. 分析手続きとデータ

#### 3.1 分析手続き

八代(1995)が指摘するように、日本企業において部門を越えた配置転換に合理性がありその命令に雇用者が従うならば、労働需要要因によって職種転換は内部労働市場で発生しやすいことが予想される。また需要要因であればそれが減少している製造職からの転換は内部労働市場ほど生じやすい可能性が考えられる。そこで、「21世紀成年者縦断調査」によるパネルデータを用いて、労働者が次期に職種転換するかどうか、するなら内部・外部のどちらでそれほど転換するかについてデータより確認を行う。これについては、基礎集計によって示すに加え、被説明変数に「1. 次期同職種、2. 次期同企業で職種転換、3. 次期他企業で職種転換」の多項選択変数(以下、職種転換変数とする)を作成し、これを被説明変数に用いた以下(1)式の多項プロビットモデル<sup>6</sup>を推定する。

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

$\text{tenkan}_{it}$  は先に述べた被説明変数であり、左辺は個人  $i$  の  $t$  期の職種転換変数がそれぞれ  $j$  に該当する確率であり、右辺の説明変数  $Z_{it-1}$  には、後に詳述するデータセットから職種転

---

<sup>6</sup> 順序プロビット、多項プロビットのモデルの記述に関する詳細は、蓑谷(2007)の807～809頁が詳しい。



換に影響すると考えられる勤続年、年齢、学歴、年齢階級別の失業率、職種ダミー、企業規模ダミー、年ダミー、前期の職種別求人数を用いる。この分析によりどのような職種で職種転換が生じ易いか、またそれは内部・外部労働市場のどちらを経由した転換が生じ易いかを確認する。

次に、需要が減少する職種からの内部労働市場を通じた転換者は、需要が増加する職種へと転換しているかどうかを確認する。ここでは、同企業内の職種転換者と転職による転換者それぞれで前職-現職のクロス集計マトリクスを確認する。加えて、以下の表 1 のような、職種転換内容に関する多項変数を作成し、これを被説明変数に用いた職種転換者についての(2)式の多項プロビット分析を行う。

表 1 多項プロビット分析 ((2)式) で用いる被説明変数

1	非定型知識集約型職種（専門・技術職、管理職、販売・営業職）から非定型知識集約型職種（専門・技術職、管理職、販売・営業職）への転換
2	非定型知識集約型職種（専門・技術職、管理職、販売・営業職）から非定型労働集約型職種（サービス職、保安職、運輸・通信職）への転換
3	非定型知識集約型職種（専門・技術職、管理職、販売・営業職）から定型型職種（生産工程労務職、事務職、その他職）への転換
4	非定型労働集約型職種（サービス職、保安職、運輸・通信職）から非定型知識集約型職種（専門・技術職、管理職、販売・営業職）への転換
5	非定型労働集約型職種（サービス職、保安職、運輸・通信職）から非定型労働集約型職種（サービス職、保安職、運輸・通信職）への転換
6	非定型労働集約型職種（サービス職、保安職、運輸・通信職）から定型型職種（生産工程労務職、事務職、その他職）への転換
7	定型型職種（生産工程労務職、事務職、その他職）から非定型知識集約型職種（専門・技術職、管理職、販売・営業職）への転換
8	定型型職種（生産工程労務職、事務職、その他職）から非定型労働集約型職種（サービス職、保安職、運輸・通信職）への転換
9	定型型職種（生産工程労務職、事務職、その他職）から定型型職種（生産工程労務職、事務職、その他職）への転換

$$\Pr(henka_{it} = k | X_{it-1}) = g(X_{it-1}\beta_j) \quad (2)$$

$henka_{it}$  は先に述べた被説明変数であり、左辺は個人  $i$  の  $t$  期の職種転換内容に関する多

項変数がそれぞれ  $k$  に該当する確率であり、右辺の説明変数  $X_{i-1}$  には、(1)式の推定でも用いた説明変数のうち年齢、学歴、年齢階級別の失業率、転職経由ダミー、企業規模ダミー、年ダミー、前期の職種別求人数を用いる。この分析により転職経由の転換では企業内異動に比べて、どのような職種から職種への変化が多いかを確認する。これにより、年齢などをコントロールしても企業内転職ほど定型から非定型知識集約や非定型労働集約といった需要増加分野への転換が多くなっているかどうかを判断する。

### 3.2 分析に用いるデータセット

当該分析データの元となる調査は「21世紀成年者縦断調査」の2002年～2006年調査である。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。各年の就業者については、職種が「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」の区分で問われており、各年で転職したかどうかを確認できる構造となっている。分析対象は世帯の主たる労働者に限定する目的から、週労働時間が35時間未満の者を除外し、企業内転換者も含むデータで職種転換が分析された Kambourov and Iourii(2008)にあわせ23歳未満の者や女性、自営業者や公務労働者、副業を持つ者も除外した<sup>7</sup>。また、「21世紀成年者縦断調査」の対象者が平成14年時に34歳が最年長者であることを考えると、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。

これに加え、総務省統計局「労働力調査」より、年齢階級別の完全失業率を調査対象者の年齢と調査年情報で接合し、説明変数として用いる。また厚生労働省「職業安定業務統計」より職業別の有効求人数(年計)を説明変数として用いる。分析に用いたデータセットの基本統計量は表2に掲載した。

表2では(1)式と(2)式の分析に用いるデータについてそれぞれ示している。年齢は平均約30歳と若年のデータに限定されていることに注意されたい。全体と職種転換者との勤続年数が若干異なるが、年齢や学歴や企業規模などにおいてはそれほどの差は見られない。

---

<sup>7</sup> 「21世紀成年者縦断調査」提供データについては調査対象者の配偶者についても分析に含めることができるデータセットとなっているが、本稿の分析では配偶者サンプルを除外して分析を行っている。

表2 本稿の分析に用いているデータセットの基本統計量

上段：全サンプル、下段：職種転換者

変数名	平均値	標準偏差
職種転換(1:同職種、2:同企業で転換、3:転職で転換)	1.30	0.53
前期の勤続年数	6.04	4.70
前期の年齢	29.58	4.02
大学、大学院卒ダミー	0.31	0.46
前調査回の年齢階級別完全失業率	6.07	2.08
t-1期 専門・技術職ダミー	0.34	0.47
t-1期 管理職ダミー	0.03	0.16
t-1期 事務職ダミー	0.07	0.26
t-1期 販売・営業職ダミー	0.12	0.33
t-1期 サービス職ダミー	0.12	0.33
t-1期 生産工程・労務職ダミー	0.20	0.40
t-1期 その他の職種ダミー	0.12	0.33
t-1期 30人未満規模ダミー	0.30	0.46
t-1期 30~499人規模ダミー	0.40	0.49
2003年ダミー	0.25	0.44
2004年ダミー	0.21	0.41
2005年ダミー	0.26	0.44
専門・技術職の有効求人数(万人)	381.13	65.98
サービス職の有効求人数(万人)	126.73	10.68
製造工程労務の有効求人数(万人)	487.25	67.25
観測値数	15,360	

変数名	平均値	標準偏差
職種転換内容1~9	4.77	2.48
前期の勤続年数	5.53	4.72
前期の年齢	29.28	4.10
大学、大学院卒ダミー	0.30	0.46
調査回の年齢階級別完全失業率	6.24	2.17
転職による転換ダミー	0.12	0.33
t-1期 30人未満規模ダミー	0.33	0.47
t-1期 30~499人規模ダミー	0.41	0.49
2003年ダミー	0.27	0.44
2004年ダミー	0.20	0.40
2005年ダミー	0.25	0.44
観測値数	4,112	

#### 4. 分析

##### 4.1 職種転換の頻度と、企業内転換と転職転換の内訳

前節で述べたデータセットを用いて、各年の「1. 次期同職種、2. 次期同企業で職種転換、3. 次期他企業で職種転換」の多項選択変数の構成比を表3の上段に、また転換者の構成比を下段に示した。表3を見ると、約25%程度が年間に職種転換を経験している。うち、9割近くが同企業内の職種転換となっており、日本の労働市場における職種転換の殆どは内部労働市場を経由したものとと言える。

表 3 各年の職種転換状況と職種転換者の内訳

	2003年	2004年	2005年	2006年	計
同職種	72.1	74.2	73.6	73.2	73.2
職種転換(同企業継続)	24.6	22.5	22.8	23.9	23.5
職種転換(転職)	3.3	3.3	3.7	2.9	3.3
全体(N数)	3915	3265	3955	4225	15360

	2003年	2004年	2005年	2006年	計
職種転換(同企業継続)	88.2	87.2	86.1	89.1	87.7
職種転換(転職)	11.8	12.8	13.9	10.9	12.3
職種転換者(N数)	1,092	842	1,045	1,133	4,112

続いて、転職者と非転職者のそれぞれに分けて職種転換の発生状況を表 4 に示した。表 4 を見ると非転職者はやはり次期も同職種が多くなるが、それでも約 25%は異なる職種に移っている。転職者はさらに多く約 50%が異なる職種に転換している。転換確率は転職者が高いものの、日本の労働市場においては転職者自体が少ないために、外部労働市場を通じた職種転換者が少ないといえる。

表 4 各年の職種転換状況と職種転換者の内訳

非転職者の内訳					
	2003年	2004年	2005年	2006年	計
同職種(同企業継続)	73.3	76.0	75.6	74.6	74.8
職種転換(同企業継続)	26.7	24.0	24.4	25.4	25.2
非転職者(N数)	3601	3057	3695	3968	14321

転職者の内訳					
	2003年	2004年	2005年	2006年	計
同職種転職	46.3	46.5	44.2	51.6	47.2
職種転換(転職)	53.8	53.5	55.8	48.4	52.8
転職者(N数)	240	202	260	256	958

今後の日本においても転職者が増えていくのであれば、職種転換者はさらに多くなることが考えられる。しかしながら、樋口ほか(2005)で指摘されているように転職かつ職種転換も伴う場合には賃金は低くなりやすい。労働者が自発的に異職種への転職を増加させていくことは考えにくいし、なんらかの政策によって外部労働市場を通じた職種転換を果たしていくのであれば、労働者の賃金低下について対策が採られるべきであろう。

続いて、どのような属性において同企業内職種転換が発生しやすいか、転職による職種転換が発生しやすいかを確認するため、3節(1)式の多項プロビット分析を行う。結果は表 5 に示した。なお表 5 では、職種別有効求人数は有意結果を示さず、他の説明変数のパラメータも同様であったため、年ダミーを用いた分析結果のみを掲載している。

まず、表 5 より「前期の勤続年数」の影響を見ると同職種や同企業ない転換で有意なプラスの、転職による職種転換に有意なマイナスの効果が示されている。続いて「大学、大学院

卒ダミー」は転職による職種転換に有意なマイナスとなっており、高学歴者ほど転職による職種変化は少ないという戸田(2009)と同様の傾向が示されている。加えて、同企業内での職種転換については有意な結果とならず、大卒以上であっても企業内職種転換の可能性は変わらないことが分かる。学歴間で職種転換可能性が異なるという特徴は、転職者に限定した場合にのみ主張できると言える。また、マクロの景気指標である「年齢階級別の失業率」を見ると、同職種に有意なマイナスとなり職種転換については同企業内でも転職でも有意なプラスの結果となっている。マクロの景気が悪化しているほど、労働者側の留保条件が弱まるのか、賃金を悪化させると考えられる職種転換が実現されている。企業規模ダミーについては、大企業よりも小規模企業ほど同企業内職種転換が発生しやすく、特に小企業では転職での職種転換も発生し易くなっている。

最後に職種ダミーの影響を見ると、専門・技術職と生産工程・労務職では同職種に留まり易く内部・外部労働市場を問わず職種転換は発生しにくい。先行研究で指摘される専門・技術職ほど同職種に留まり易いという傾向は先行研究で確認された外部労働市場だけでなく、内部労働市場でも指摘できるという結果になっている。また、需要が減少しつつある生産工程・労務からの職種転換は内部・外部労働市場ともに発生しにくい状況となっている。次に管理職ダミーを見ると、同職種に留まりにくく職種転換が企業内部で発生し易いという傾向が見られる。事務職やサービス、販売・営業職は同職種に留まり易く、また企業内での転換が無いという特徴が共通して見られる。これら職種では一般職などホワイトカラーとして部門を越えた配置転換の対象とはならない従業員も多いと考えられ、同職種で同企業内に留まり易いのではないかと考えられる。

上記職種ダミーの結果を見ると、増えつつある専門・技術職やサービス職では同職種に留まり易い傾向が見られた。しかし、減少しつつあるといわれる生産工程・労務職も企業内・転職ともに職種転換が発生しにくくなっており、労働市場参入後における「成熟分野から成長分野への失業なき労働移動」は未だ道半ばであろうと指摘できる。

表5 次期の職種転換に関する多項プロビット分析結果

被説明変数	同職種	職種転換 (同企業継続)	職種転換 (転職)
サンプル	全サンプル		
モデル	多項プロビット		
説明変数	限界効果	限界効果	限界効果
前期の勤続年数	0.003 [0.001]***	0.002 [0.001]**	-0.005 [0]***
前期の年齢	-0.001 [0.002]	0.000 [0.002]	0.001 [0.001]
大学、大学院卒ダミー	0.005 [0.008]	0.007 [0.008]	-0.012 [0.003]***
前調査回の年齢階級別完全失業率	-0.009 [0.004]**	0.006 [0.004]*	0.003 [0.001]*
専門・技術職ダミー	0.183 [0.011]***	-0.156 [0.011]***	-0.027 [0.005]***
管理職ダミー	-0.169 [0.022]***	0.160 [0.021]***	0.009 [0.009]
前期の職種(参照: 右記以外)			
事務職ダミー	0.121 [0.016]***	-0.112 [0.016]***	-0.009 [0.007]
販売・営業職ダミー	0.135 [0.014]***	-0.136 [0.013]***	0.001 [0.005]
サービス職ダミー	0.028 [0.013]**	-0.029 [0.013]**	0.002 [0.005]
生産工程・労務職ダミー	0.130 [0.012]***	-0.113 [0.012]***	-0.017 [0.005]***
前期の企業規模(参 照:500人 以上)			
30人未満規模ダミー	-0.055 [0.01]***	0.035 [0.009]***	0.020 [0.004]***
30~499人規模ダミー	-0.035 [0.009]***	0.029 [0.008]***	0.006 [0.004]
2003年ダミー	-0.005 [0.01]	0.007 [0.01]	-0.002 [0.004]
年ダミー			
2004年ダミー	0.017 [0.01]*	-0.016 [0.01]	-0.001 [0.004]
2005年ダミー	0.009 [0.01]	-0.013 [0.009]	0.004 [0.004]
観測値数	15,360		

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。

#### 4.2 職種転換者の職種転換の内容と内部・外部労働市場

次に職種転換者に限定し、内部労働市場を通じた場合と外部労働市場を通じた場合とどのような傾向の違いがあるかを確認する。

まずは外部労働市場について分析に良く使用される「雇用動向調査」と「21世紀成年者縦断調査」データの比較から始める。表6~8には、2004~2006年の「雇用動向調査」の男性と「成年者縦断調査」の分析に用いたデータについて、職種転換者の前職-現職職種構成マトリクスを掲載した。表6と8は異なる調査であるが転職による職種転換者に限定したデータとなっており、表7はデータの約9割が企業内職種転換者であり同企業内職種転換者の傾向を反映した表となっている。減少しつつあるという生産工程・労務職からの職種

転換者について見ると、「雇用動向調査」ではサービス職への移動が最も多くなるが、比較的若者に限られた「成年者縦断調査」では専門・技術職が最も多くなっている。また、「21世紀成年者縦断調査」の企業内転換者と転職転換者の間における違いも表7,8において確認できる。ほぼ企業内転換者で構成される表7では、生産工程・労務からの転換者の半数以上が専門・技術職となり、次いで管理職となる。サービス職への転換は少ない。一方で表8を見ると、転職による転換者は生産工程・労務から専門・技術職への転換は3割強に減少し、次いで販売・営業職やサービス職が多くなっている。先の表5では生産工程労務職は同職種に留まり易く内部・外部市場のどちらも職種転換はなされにくい傾向が見られたが、転換者に限定すると若年者では需要の高まる専門・技術職へと転換しており、特に企業内転換者でその傾向が強く出ていると思われる。

表5 「雇用動向調査」2004～2006 職種転換者の前職職種別—現職職種構成  
(単位 計：千人 構成：縦計100%)

		前職職業計	専門的・技術的職業従事者	管理的職業従事者	事務従事者	販売従事者	サービス職業従事者	保安職業従事者	運輸・通信従事者	生産工程・労務作業従事者	その他の職業従事者
男性	現職職業計	2,157	234	210	140	399	411	38	197	386	142
	専門的・技術的職業従事者	277	0.0	15.7	18.8	10.6	15.0	13.3	10.1	19.1	10.7
	管理的職業従事者	106	9.1	0.0	17.9	6.4	4.3	4.2	1.8	2.4	1.6
	事務従事者	252	13.2	23.7	0.0	15.7	10.4	8.3	5.7	8.8	12.3
	販売従事者	268	13.2	14.6	14.2	0.0	23.7	6.5	13.6	11.2	11.7
	サービス職業従事者	441	21.3	13.3	21.5	33.3	0.0	17.4	22.5	32.8	16.0
	保安職業従事者	140	5.3	9.2	5.9	6.0	6.4	0.0	10.3	6.2	4.0
	運輸・通信従事者	218	11.6	4.9	7.9	6.6	11.4	14.6	0.0	18.7	12.9
	生産工程・労務作業従事者	438	25.6	17.5	13.3	20.6	27.7	34.1	35.3	0.0	30.9
	その他の職業従事者	18	0.9	1.1	0.4	0.8	1.1	1.6	0.8	0.8	0.0

表7 「21世紀成年者縦断調査」の分析対象データのうち2004～2006年調査に限定  
職種転換者の前職職種別—現職職種構成 (単位 計：人 構成：縦計100%)

		前職職業計	専門・技術職ダミー	管理職ダミー	事務職ダミー	販売・営業職ダミー	サービス職ダミー	保安職ダミー	農林漁業職ダミー	運輸通信職ダミー	生産工程・労務職ダミー	その他職ダミー
男性	現職職業計	3,020	738	204	197	317	502	26	34	132	531	339
	専門・技術職ダミー	764	0.0	28.9	25.9	17.4	32.7	19.2	17.7	13.6	57.1	30.4
	管理職ダミー	234	9.4	0.0	19.3	5.7	6.2	7.7	0.0	3.0	10.2	5.3
	事務職ダミー	214	5.8	18.1	0.0	14.2	6.4	3.9	8.8	12.9	3.2	5.6
	販売・営業職ダミー	334	8.8	7.8	15.2	0.0	26.1	3.9	8.8	14.4	6.0	10.9
	サービス職ダミー	476	22.5	15.2	19.8	37.5	0.0	3.9	11.8	20.5	5.3	18.0
	保安職ダミー	28	1.5	0.0	0.0	1.6	1.0	0.0	0.0	1.5	0.4	0.9
	農林漁業職ダミー	25	0.3	0.5	0.5	0.6	0.4	3.9	0.0	3.0	1.5	1.2
	運輸通信職ダミー	146	2.7	4.9	7.1	3.2	6.6	0.0	17.7	0.0	5.8	6.5
	生産工程・労務職ダミー	523	38.4	18.6	6.6	8.8	10.0	23.1	14.7	21.2	0.0	21.2
	その他職ダミー	276	10.7	5.9	5.6	11.0	10.8	34.6	20.6	9.9	10.6	0.0

表8 表7のデータを転職による職種転換者に限定

		前職職業計	専門・技術職ダミー	管理職ダミー	事務職ダミー	販売・営業職ダミー	サービス職ダミー	保安職ダミー	農林漁業職ダミー	運輸通信職ダミー	生産工程・労務職ダミー	その他職ダミー
男性	現職職業計	377	66	14	20	58	77	7	6	27	58	44
	専門・技術職ダミー	76	0.0	21.4	35.0	17.2	28.6	0.0	16.7	18.5	34.5	18.2
	管理職ダミー	19	9.1	0.0	10.0	5.2	2.6	0.0	0.0	0.0	6.9	4.6
	事務職ダミー	22	4.6	0.0	0.0	13.8	6.5	14.3	0.0	3.7	5.2	2.3
	販売・営業職ダミー	54	16.7	7.1	30.0	0.0	20.8	0.0	0.0	25.9	17.2	6.8
	サービス職ダミー	49	22.7	28.6	0.0	24.1	0.0	0.0	33.3	11.1	10.3	11.4
	保安職ダミー	9	1.5	0.0	0.0	6.9	2.6	0.0	0.0	3.7	0.0	2.3
	農林漁業職ダミー	2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	14.3	0.0	3.7	0.0	0.0
	運輸通信職ダミー	34	6.1	0.0	10.0	8.6	7.8	0.0	16.7	0.0	15.5	15.9
	生産工程・労務職ダミー	85	25.8	35.7	15.0	19.0	26.0	42.9	0.0	33.3	0.0	38.6
	その他職ダミー	27	13.6	7.1	0.0	5.2	5.2	28.6	33.3	0.0	10.3	0.0

それでは年齢などをコントロールしてもなお、内部労働市場による転換者ほど生産工程・労務職から専門・技術職への転換が多いかどうかを(2)式の分析結果から確認する。分析結果は表9に示した。また、表9では労働者にとっても好ましいと思われる、生産工程・労務職から専門職への転換が内部と外部労働市場のどちらで多いかを確認するため、「生産工程・労務職から専門・技術職への転換ダミー」を被説明変数としたプロビット分析も行った。

表9より勤続年の結果を見ると、係数の符号は前職-現職の内容によって異なる。その中でも非定型労働集約職への移動には有意なマイナスの結果が共通し、長期勤続者ほど非定型労働集約職への職種転換はしないといえる。また定型職から非定型知識集約型への転換や生産工程、労務職から専門・技術職への転換に有意なプラスとなっており、長期勤続者ほど好ましい職種転換が実現されていると考えられる。

大学卒者は、非定型職から非定型知識集約職への転換で有意なプラスとなるが、定型職から非定型知識集約職への転換には綱がっていない。また生産工程・労務職から専門・技術職への転換にも符号は有意なマイナスとなっている。

転職ダミーの影響を見ると、非定型知識集約から定型職への転換と定型職から非定型知識集約職への転換で有意なマイナスとなっている。否定形知識集約職と定型職では双方向の転換について、転職ほど少なく企業内転換ほど多いと考えられる。また生産工程・労務職から専門・技術職への転換にも有意なマイナスの結果となり、専門・技術職などの非定型ながら高賃金が期待できる職種への職種転換は、企業内異動のほうが多くなっていると考えられる。一方で、転職で多くなるのは非定型知識集約内での職種転換や非定型労働集約職から定型職への転換となっており、需要が減少し行く職から多くなる職への転換とはなっていない。



表 9 職種転換の前職-現職経路の違いに関する多項プロビット分析結果

被説明変数	職種転換者											
	職種転換者						職種転換者					
	非定型労働集約職(専門、管理、販売)からの非定型労働集約職(専門、管理、販売)への変化		非定型労働集約職(サービスクラス、保安、運輸)からの非定型労働集約職(サービスクラス、保安、運輸)への変化		非定型労働集約職(サービスクラス、保安、運輸)からの非定型労働集約職(サービスクラス、保安、運輸)への変化		非定型労働集約職(サービスクラス、保安、運輸)からの非定型労働集約職(サービスクラス、保安、運輸)への変化		非定型労働集約職(サービスクラス、保安、運輸)からの非定型労働集約職(サービスクラス、保安、運輸)への変化		非定型労働集約職(サービスクラス、保安、運輸)からの非定型労働集約職(サービスクラス、保安、運輸)への変化	
サンプリング	4112											
モデル	4112											
説明変数	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果	限界効果
前期の勤続年数	0.003 [0.001]**	-0.001 [0.001]	0.006 [0.002]**	-0.003 [0.001]**	-0.002 [0.001]**	-0.003 [0.001]**	0.003 [0.002]*	-0.002 [0.001]*	-0.002 [0.001]*	-0.001 [0.001]	0.005 [0.001]**	0.005 [0.001]**
前期の年齢	0.009 [0.003]**	-0.002 [0.003]	-0.004 [0.004]	-0.001 [0.003]	0.000 [0.001]	0.000 [0.001]	-0.004 [0.004]	-0.003 [0.002]	-0.003 [0.002]	0.004 [0.002]*	-0.006 [0.003]**	-0.001 [0.001]
大学、大学院卒ダミー	0.060 [0.01]**	0.011 [0.011]	-0.002 [0.014]	0.023 [0.011]**	-0.016 [0.006]**	-0.007 [0.009]	-0.024 [0.015]	-0.015 [0.009]*	-0.015 [0.009]*	-0.030 [0.01]**	-0.071 [0.009]**	-0.009 [0.002]**
前調査回の年齢階級別完全失業率	0.007 [0.005]	-0.002 [0.006]	-0.002 [0.007]	-0.002 [0.006]	0.001 [0.002]	0.001 [0.004]	-0.005 [0.007]	-0.008 [0.004]*	-0.008 [0.004]*	0.010 [0.004]**	-0.002 [0.005]	0.005 [0.001]
転職ダミー(参照:同企業内での職種転換者)	0.032 [0.014]**	0.009 [0.016]	-0.045 [0.02]**	0.013 [0.016]	0.002 [0.006]	0.041 [0.011]**	-0.064 [0.022]**	0.021 [0.011]*	0.021 [0.011]*	-0.011 [0.013]	-0.054 [0.011]**	0.008 [0.005]
前期の企業規模(参照:500人以上)	0.020 [0.012]	-0.022 [0.014]	0.036 [0.017]**	-0.050 [0.014]**	-0.008 [0.006]	-0.007 [0.011]	0.013 [0.018]	0.002 [0.011]	0.002 [0.011]	0.017 [0.011]	0.029 [0.014]**	-0.001 [0.003]
30~499人規模ダミー	0.006 [0.011]	-0.005 [0.013]	0.008 [0.016]	-0.022 [0.013]**	-0.004 [0.006]	-0.022 [0.011]**	0.023 [0.017]	0.001 [0.01]	0.001 [0.01]	0.015 [0.011]	0.009 [0.012]	-0.002 [0.003]
2003年ダミー	0.000 [0.013]	-0.009 [0.014]	0.021 [0.018]	-0.001 [0.015]	-0.016 [0.006]**	0.006 [0.011]	0.005 [0.018]	-0.001 [0.011]	-0.001 [0.011]	-0.005 [0.011]	0.001 [0.013]	-0.002 [0.003]
2004年ダミー	0.000 [0.013]	0.011 [0.015]	0.022 [0.019]	0.006 [0.015]	-0.017 [0.007]**	-0.022 [0.013]**	-0.014 [0.02]	0.013 [0.012]	0.013 [0.012]	0.001 [0.012]*	-0.021 [0.012]*	-0.001 [0.003]
2005年ダミー	-0.001 [0.012]	-0.008 [0.014]	0.041 [0.017]**	0.014 [0.014]	-0.008 [0.006]	0.006 [0.011]	-0.030 [0.018]	-0.008 [0.011]	-0.008 [0.011]	-0.005 [0.011]	-0.03 [0.011]**	-0.001 [0.003]
観測値数	4112											

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。

## 5. むすび

本稿では、「21世紀成年者縦断調査」のパネルデータを用いて、まず職種変化の発生が年間どれだけ発生しているのか、また企業内異動と転職によるものとの内訳を確認した。ここでは、平均30歳という若年データによるためか当該データでは毎年雇用者の25%が職種転換していた。また非転職者と転職者とは次期の職種転換の発生率は転職者のほうが大きいものの、転職者の規模が非常に小さいために、発生する職種転換者の85%は同企業内の異動を通じた職種転換者で占められていた。日本の労働市場における職種転換は内部労働市場が主たる場となっている。

次に、職種によって同職種に留まる確率や企業内職種転換確率、転職による職種転換の発生確率が異なるかどうかを確認するために、多項プロビット分析を行った。ここでは、専門・技術職の職種転換が外部労働市場だけでなく内部労働市場でも少なくなっていた。また、生産工程・労務職も同様の傾向が確認され、需要が減少していると指摘される同職種からの職種転換には課題が残されている様子が確認された。最後に事務職や販売・営業職、サービス職では現場に張り付いた雇用がされている従業員も多いためか、転職では職種転換が少なくないものの、企業内異動による職種転換が発生しにくい職種となっていた。

第三に、職種転換者について前職どの職種から現職どのような職へと転換したかというルートを確認した。ここでは、内部労働市場を通じた企業内による転換者で、生産工程・労務職から専門・技術職への転換が多くなっていた。このような傾向は年齢をコントロールした多項プロビット分析の結果でも同様であった。生産工程・労務職では内部・外部労働市場ともに職種転換が生じにくいものの、発生した場合においては内部労働市場を通じた転換ほど需要が高まりつつも賃金が下がりにくいと考えられる非定型的な知識集約型労働へと移りやすい傾向が確認された。一方で、転職で多くなるのは非定型知識集約内での職種転換や非定型労働集約職から定型職への転換となっており、需要が減少し行く職から多くなる職への転換とはなっていなかった。

最後に以上の分析結果より政策的な含意を検討するならば、内部労働市場による労働力の再配置機能についても再評価できないかということである。成熟分野から成長分野への労働力の再配置に、内部労働市場を活用するという視点も重要ではないだろうか。または、外部労働市場のマッチング機能を強化することで上記のような労働移動が果たされた場合においても、内部労働市場で見られたような非定型知識集約労働へと転換できることが必要である。または外部労働市場と内部労働市場とで担当を分け、内部労働市場の良さを保つたうえで、非定型的知識集約職への転換が実現できることが重要と思われる。成長分野への職種転換が果たされたとしても労働集約的であり、あまり賃金が高まらない分野にのみ転換できるのであれば、労働者にとってはあまり好ましくないと考えられる。労働市場に参入する時点において、非定型知識分野に参入しておかないと賃金を高めるという望みが将来を通じて得られない。シグナルが重視される企業の労働力獲得活動や個人の投資行動に拍

車がかかってしまうだろう。

## 6. テーマの拡張—転職による定型職から非定型知識集約職への職種転換の長期変化

以上では、労働市場参入後における職種転換の実態を把握するために、内部労働市場における職種転換者を含むデータを分析した。内部労働市場における転換者を識別可能な「21世紀成年者縦断調査」データは、2006年調査までであり、以降については非転職就業者についての職種は質問されていない。そのため用いたデータは2006年までであり分析対象もフルタイム労働者に限定していた。

以下では、「21世紀縦断調査」のデータを最大限活用するために、2012年までの全てのデータをもちいて、外部労働市場についての分析を拡張したい。先に行ってきたような分析を、全転職者について行うだけでなく、職種転換の内容だけでなく、時系列の動きも見ていく。なお、ここでは女性やパートタイム労働者も分析対象とする。これまでと異なるのは、女性や35時間未満の労働者を含めることと転職者に限定されていることと、2012年までのデータも使用していることである。23歳未満の者や自営業者や公務労働者、副業を持つ者はこれまでどおり分析対象データから除外した。分析に用いたデータセットの基本統計量は表10の通りである。

表10より分析対象者の年齢はやはり全てのサブサンプルで30歳に近くなっている。フルタイムに限定すると勤続が長く、男性が若干多くなる。職種転換者は小規模企業が若干多くなっているが大きく異なる変数はない。概ね全転職者とそのうち前期フルタイムの者、職種転換をしたものとで特徴が大きくことなる様子は見られない。

表 10 転職者の分析に用いているデータセットの基本統計量

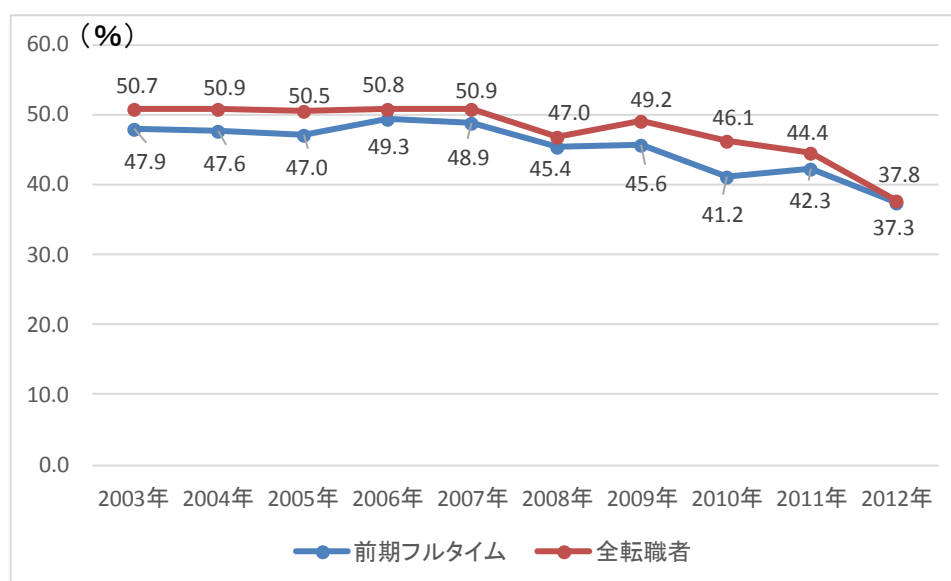
上段：全転職者、下段：うち職種転換者

分析対象者 変数名	全転職者		うち前期にフルタイム	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
職種転換(1:同職種、2:同企業)	0.49	0.50	0.47	0.50
前期にフルタイムダミー	0.72	0.45	1.00	0.00
前期の勤続年数	2.62	3.54	2.92	3.77
男性ダミー	0.43	0.49	0.49	0.50
前期の年齢	29.88	4.96	29.71	4.83
大学、大学院卒ダミー	0.22	0.41	0.24	0.43
前調査回の年齢階級別完全失業	5.89	1.97	5.86	1.95
t-1期 専門・技術職ダミー	0.24	0.43	0.27	0.44
t-1期 管理職ダミー	0.01	0.11	0.02	0.13
t-1期 事務職ダミー	0.17	0.38	0.18	0.39
t-1期 販売・営業職ダミー	0.14	0.35	0.13	0.33
t-1期 サービス職ダミー	0.19	0.39	0.17	0.37
t-1期 生産工程・労務職ダミー	0.13	0.34	0.13	0.34
t-1期 その他の職種ダミー	0.11	0.31	0.10	0.31
t-1期 30人未満規模ダミー	0.39	0.49	0.37	0.48
t-1期 30～499人規模ダミー	0.37	0.48	0.39	0.49
2003年ダミー	0.14	0.34	0.14	0.35
2004年ダミー	0.13	0.33	0.12	0.32
2005年ダミー	0.16	0.37	0.15	0.36
2006年ダミー	0.14	0.35	0.14	0.35
2007年ダミー	0.13	0.34	0.14	0.34
2008年ダミー	0.10	0.30	0.10	0.29
2009年ダミー	0.07	0.25	0.08	0.26
2010年ダミー	0.05	0.21	0.05	0.22
2011年ダミー	0.05	0.21	0.05	0.22
観測値数	4,538		3,288	

変数名	平均値	標準偏差
職種転換内容1～9	4.96	2.52
前期にフルタイムダミー	0.69	0.46
前期の勤続年数	2.57	3.52
男性ダミー	0.46	0.50
前期の年齢	29.72	4.99
大学、大学院卒ダミー	0.20	0.40
調査回の年齢階級別完全失業	5.99	2.02
t-1期 30人未満規模ダミー	0.43	0.50
t-1期 30～499人規模ダミー	0.35	0.48
2003年ダミー	0.14	0.35
2004年ダミー	0.13	0.34
2005年ダミー	0.17	0.37
2006年ダミー	0.15	0.36
2007年ダミー	0.13	0.34
2008年ダミー	0.09	0.29
2009年ダミー	0.07	0.25
2010年ダミー	0.05	0.21
2011年ダミー	0.04	0.20
観測値数	2,232	

続いて、全転職者とそのうち転職前フルタイムの者について職種転換者の構成比の推移を図1に示した。図1を見ると全体も前期フルタイムに限定した場合も数値や推移は殆ど変わらず、フルタイム者の職種転換者が若干少ない程度である。時系列の推移は減少傾向であるが、この背景にはパネルデータを用いていることから分析対象者が時系列で高齢化していることもあると思われる。現時点で転職者の職種転換が発生しにくくなっているとはいえない。

図1 職種転換者の構成比の推移



そこで、(1)式の分析について分析対象者を転職者に限定し、被説明変数を職種転換ダミー（転職による職種転換者＝1、同職種に転職＝0）とし、説明変数に全ての年ダミーを用いたプロビット分析を行った。分析結果は表11に掲載した。

表11より職種ダミーの影響を見ると、専門・技術職と生産工程・労務職で有意なマイナスの結果となることは表5と同様であるが、事務職とサービス職も有意なマイナスとなっている。管理職のみ有意なプラスとなる。このような傾向については分析対象が若年の転職者に限定されており、自発的な転職者に偏ったデータになっている可能性が考えられる。

年齢と年ダミーの影響を見ると、全転職者では年齢が有意にならず、年ダミーでは2012年に比べて2010年以前の年ダミーで有意な正の値となっている。全転職者では加齢効果ではなく年ダミーの効果が出ているが、時系列で限界効果の大きさを見る限りでは、近年ほど職種転換しにくいというよりも、震災の影響か2011年2012年で職種転換が発生しない環境にあったと考えられる。一方でフルタイムに限定した場合には、年齢が有意な負値となり年ダミーは有意にならない。分析対象者で結果が異なることから、パートタイマーの職種転換は年齢に影響されず、11、12年は職種転換が発生しにくい環境だったと考えられる。

表 11 転職者の職種転換に関するプロビット分析結果

被説明変数	職種転換ダミー (転換=1、同職種=0)	
	転職者全体	前期フルタイムのみ
サンプル	プロビット	
モデル	限界効果	限界効果
説明変数		
前期にフルタイムダミー	-0.068 [0.018]***	- -
前期の勤続年数	0.002 [0.002]	0.001 [0.003]
男性ダミー	0.014 [0.017]	0.017 [0.020]
前期の年齢	0 [0.003]	-0.006 [0.004]*
大学、大学院卒ダミー	-0.026 [0.019]	-0.036 [0.022]*
前調査回の年齢階級別完全失業率	0.009 [0.007]	-0.002 [0.009]
専門・技術職ダミー	-0.308 [0.025]***	-0.284 [0.029]***
管理職ダミー	0.291 [0.066]***	0.305 [0.072]***
前期の職種(参照: 右記以外)		
事務職ダミー	-0.307 [0.026]***	-0.279 [0.031]***
販売・営業職ダミー	-0.046 [0.031]	-0.012 [0.038]
サービス職ダミー	-0.116 [0.029]***	-0.081 [0.035]**
生産工程・労務職ダミー	-0.186 [0.029]***	-0.186 [0.033]***
前期の企業規模(参照: 500人以上)		
30人未満規模ダミー	0.069 [0.020]***	0.087 [0.024]***
30~499人規模ダミー	-0.002 [0.020]	-0.004 [0.024]
年ダミー		
2003年ダミー	0.111 [0.046]**	0.065 [0.056]
2004年ダミー	0.102 [0.046]**	0.052 [0.057]
2005年ダミー	0.105 [0.044]**	0.045 [0.055]
2006年ダミー	0.117 [0.044]***	0.078 [0.054]
2007年ダミー	0.128 [0.043]***	0.08 [0.053]
2008年ダミー	0.097 [0.045]**	0.058 [0.055]
2009年ダミー	0.125 [0.046]***	0.06 [0.057]
2010年ダミー	0.096 [0.051]*	0.042 [0.061]
2011年ダミー	0.081 [0.051]	0.054 [0.061]
観測値数	4538	3288

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。

続いて、(2)式の分析を転職者のみのデータを用いて行い、年ダミーの結果から時系列でどのような職種転換が発生しやすくなっているかを確認したい。分析結果は表 12 に掲載した。表 12 から年ダミーの結果を見ると、非定型的労働集約職から定型職への転換では、2003～2005 年 2008～2011 年で有意なマイナスの結果となっている。時系列で一貫した変化にはなっておらず、2006、2007、2012 年はサービス職などの非定型職から定型職への転換が何らかの理由で少なくなっていることが分かる。また生産工程・労務職からサービス職への転換では 2003 年と 2006～2008 年が有意なマイナスとなっているが、こちらも時系列で一貫した変化にはなっていない。以上より、近年ほどある職種からある職種への変化が生じているとは言えず、転職市場において成熟分野から成長分野への職種転換がされやすくなってきているとは考えにくい結果であり、このような転職がマッチング機能の強化によって実現されてきているとは言えない。さらなる取り組みが求められよう。





## 参考文献

- 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』 No.584, 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』 No.608 号, pp. 71-87.
- 岸智子(1998) 「ホワイトカラーの転職と外部経験」『経済研究』 Vol.49, No1, pp.27-34.
- 櫻井宏二郎(2011) 『市場の力と日本の労働経済:技術進歩、グローバル化と格差』 東京大学出版会.
- 樋口美雄(2001) 『雇用と失業の経済学』 日本経済新聞社.
- 樋口美雄・児玉俊洋・阿部正浩(2005) 『労働市場設計の経済分析』 東洋経済新報社.
- 戸田淳仁(2010) 「職種経験はどれだけ重要になっているのか—職種特殊的人的資本の観点から」, 『日本労働研究雑誌』 No.594, pp.390-431.
- 八代充史(1995) 『大企業ホワイトカラーのキャリアー異動と昇進の実証分析』 日本労働研究機構.
- Kambourov,G. and M. Iourii(2009)"Occupational Specificity of Human Capital",*International Economic Review*, Vol.50,No.1, pp.63-115.
- Kambourov,G. and M. Iourii(2008)" Rising Occupational and Industry Mobility in the United States: 1968-97", *International Economic Review*, Vol. 49, No. 1 (Feb., 2008), pp.41-79
- Mincer, Jacob and Yoshio Higuchi (1988), "Wage Structure and Labor Turnover in the United States and Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.2, pp.97-133.
- Paul Sullivan (2010) "Empirical evidence on occupation and industry specific human capital" *Labour Economics* Vol17, Issue3, pp.567-580.



## 雇用保険の適用拡大は離職確率を高めたか<sup>1</sup>

リクルートワークス研究所

戸田淳仁

### 要旨

本稿では、2009年の特定理由離職者の拡充や2010年の非正規労働者への雇用保険の適用拡大により、就業から失業給付を受給できる要件が満たされたらすぐに離職してしまう可能性について実証的に検討した。その結果、特定理由離職者の拡充により、企業が雇止めを起こす可能性があることを指摘できたが、雇用保険の適用拡大により多くの非正規労働者が離職をしやすくなるという傾向は見られなかった。雇用保険制度の設計は失業と就業を繰り返すモラルハザードを防止することが一つの大きな目的であり、その意味では、近年の非正規労働者への適用拡大は、制度設計を十分にしておりモラルハザードを防止しているといえる。しかし、企業にとってみれば、失業給付を得られるということに注目し、非正規労働者を雇止めにしやすくなるという傾向が見られ、非正規労働者の雇用安定という観点からは雇用保険が負の影響を及ぼしていることと言える。

### 1. はじめに

我が国の雇用保険制度における失業給付はセーフティネットの役割が高まっている一方で、増加しつつある非正規労働者への適用拡大が課題とされてきた。また、失業給付期間の延長に伴い就業意欲を喪失させるモラルハザードについての議論がなされてきた。非正規労働者への適用拡大については、金井（2015）が背景をまとめている。金井論文によると、2000年代以降、失業給付の受給要件の厳格化、給付内容の引き下げが実施され、失業者が増加する中で雇用保険制度のセーフティネット機能の脆弱性が顕在化したとしている。また、雇用保険財政改善の必要性から就労インセンティブを促す制度設計が強調され、受給要件や給付内容を見直すことなく、セーフティネット機能の強化として非正規労働者への適用拡大を進めると解説している。

また、失業給付期間の延長に伴う就業意欲を喪失させるモラルハザードについては諸々の研究がある（van Ours and Vodopivec, 2008; Caliendo et al., 2013; Farber et al., 2015

---

<sup>1</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『中高齢者縦断調査』の調査票情報は統計法第33条の規定に基づき、厚生労働省より提供を受けた。なお、本稿に示される主張は著者の所属組織による主張ではないことを明記したい。

など)。例えば、Schmieder et al (2011)などは米国において不況期に失業給付期間が延長したことにより、直面する労働市場の状況が同じ失業者において失業給付期間の違いによって失業期間がどう異なるかを分析している。また Hagedorn et al. (2016)は、失業期間給付延長に関する分析をレビューし、方法論的な議論を行っている。日本においては、Machikita et al. (2013)においては、失業給付を受給時において 45 歳前後において失業給付期間が異なることを利用して、失業給付期間の違いが再就職確率にどう影響を与えているかを分析し、失業給付が長いからと言って失業にとどまっている事態が起こっていないことを確認している。また、八代 (2001) は、高齢者の雇用保険が退職金のような役割を持つことを指摘している。

非正規労働者への適用に関しては、雇用が不安定な労働者としてのセーフティネットの役割を持つ反面、就業と失業を繰り返すモラルハザードにつながりかねないといった懸念もある (濱口、2010)。濱口論文によると、1955 年の改正においても過去の季節労働者に対する失業保険の濫給が問題となり制度設計がなされていることから、こうした懸念が過去から課題となっていたと言える。こうしたモラルハザードが実際に起こっているか、制度変更をうまく活用して識別することが本稿の目的である。

制度変更については背景を含めて次節で説明するが、本稿では 2 つの制度変更に注目する。1つは、2009 年改正における、特定受給資格者区分の拡充である。2000 年の制度改正により、倒産・解雇等により離職を余儀なくされた「特定受給資格者」と、それ以外の理由で離職した特定受給資格者以外の区分が導入され、これまで年齢を指標とした再就職の難易度と保険料の支払い実績 (被保険者期間) に応じて給付日数が決められてきたが、離職理由によっても給付日数が決められるようになった。しかしこの区分は正社員を想定としており、有期雇用者の雇止めに関しては考慮されていなかった。有期雇用者の雇止めについても特定受給資格者とみなす改正が 2009 年に行われた。このことにより、後で詳細を見ていくように、失業給付を受給できる条件も非特定受給資格者と比べて緩和される。そのため企業としても雇用保険を受給できるのであれば、雇止めをしてもその労働者の生活に大きな影響を与えないと判断し、雇止めをしやすくなるといった可能性も考えられる。

もう 1 つは、2010 年改正による非正規労働者に対する適用拡大である。雇用保険は、自らの労働により賃金を得て生計を立てている労働者が失業した場合の生活の安定等を図る制度であることから、雇用見込みが短いものは家計補助的な働き方とみなされ、雇用保険の適用対象とならなかった。雇用見込みも短い者のセーフティネットが必要ということで、適用範囲が 6 か月以上雇用見込から 31 日以上雇用見込みに改正を行った。このことにより、多くの短期間労働者が雇用保険に加入するだけでなく、失業給付を受け取りながら失業し、給付期間が切れたら就業するが、受給できるようになったら失業するという、失業と就業の繰り返しがよりおこりやすくなるかもしれない。こうしたことを実証的に検証することが本稿の目的である。

次節以降の構成は以下の通りである。次節で雇用保険の制度改正の内容とその背景につ

いて説明する。3 節で使用するデータについて説明する。分析方法と分析結果について、4 節では 2009 年改正における特定理由離職者区分の拡大、5 節においては 2010 年改正における非正規労働者の適用拡大について説明する。6 節で分析から得られるインプリケーションについて検討する。

## 2. 雇用保険の制度改革

本節では雇用保険の制度改革について非正規労働者に関する内容を中心にまとめたうえで、本稿での分析に必要な制度内容についてまとめておく。

1990 年代以降の非正規労働者の増加に対し、セーフティネットの強化の必要性が認識された。2000 年に雇用保険法が改正され、登録型派遣労働者、パートタイム労働者の雇用保険への適用拡大が拡大した。また、倒産・解雇等により離職を余儀なくされた「特定受給資格者」がもうけられ、離職理由によっても給付日数や給付金額が決定されるようになった。2007 年改正で、短時間労働被保険者制度を廃止して、一般被保険者と短時間労働被保険者の受給要件が一本化された。循環的な給付や安易な需給を未然に防ぐという理由から、倒産・解雇以外の理由で離職した者に対しては、離職の日前 2 年間に被保険者期間が 1 年以上必要とされた。

2008 年のリーマンショック以降の急激な雇用情勢の冷え込みにより、非正規労働者のセーフティネット強化の要請が高まった。2009 年には特定受給離職者区分が拡充され、契約の更新がないことにより離職した者も、受給資格要件について解雇等の離職者と同じように、離職までの 1 年間に 6 か月の被保険者期間が必要（通常離職までの 2 年間に 1 年の被保険者期間が必要）と緩和された。また、給付日数も解雇等による離職者波に暫定的に拡充し、時限が決められていたが延長されている。さらに特定受給資格者等に対し、年齢や地域を踏まえ再就職が困難な場合には給付日数の延長などを行った。また、2010 年には非正規労働者に対する適用拡大を行った。

以上で述べたのは本稿の分析にかかわる雇用保険の制度改革であるが、このような制度改革を経ている中で、本稿の分析の前提となる制度について述べておきたい。まず事業所の雇用保険加入の要件であるが、被保険者とならないのは以下の条件である。

- ① 1 週間の所定労働時間が 20 時間未満である者
- ② 同一の事業主に継続して 31 日以上（2010 年 4 月までは 6 か月）雇用されることが見込まれる者
- ③ 季節的に雇用される者であって、4 月以内の期間を定めて雇用される者又は一週間の所定里道時間が 20 時間以上 30 時間未満である者
- ④ 65 歳に達した以降に雇用される者
- ⑤ 日雇い労働者であって、一定の条件に当てはまらない者
- ⑥ 国、都道府県、市町村等に雇用される者
- ⑦ 昼間学生

こうした内容を踏まえ、制度変更の変動を用いて検証を行っていく。

### 3. 使用するデータ

本稿で使用するデータと基本統計量について以下で紹介する。

本稿で使用するのは厚生労働省「21世紀成年者縦断調査（平成14年）」である。この縦断調査は、2002年10月末日現在全国に住む20～34歳の男女及びその配偶者を対象としており、2002年11月に実施された第1回では29,052名から回収を得ている。この縦断調査は毎年11月に調査を実施している。

本稿では、第6回（2007年）～第10回（2011年）の女性票、男性票を対象として分析を行う。第6回以降とする理由は、2007年における雇用保険の改正において、短時間労働被保険者の被保険者区分をなくし、一般被保険者として一本化したため、短時間労働者について制度変更による影響があるかもしれないと言うことがある。もう一つの理由として、第6回調査より調査時点より1年前からの仕事に変更があったかをまず調査し、変更があったりその期間に新たに入職した回答者に対して、仕事内容を調査しているため、後で説明するような本稿の分析手法によりフィットすることもある。なお、本稿作成時点で入手できたのが第11回（2012年）調査までであり、第11回データは後述するように、第10回調査時点より1年以内に入職した者がその後離職したか否かを判断するために用いる。なお、成年者縦断調査については、仕事に関する変数としては就業している人に対し、就業形態・雇用形態、雇用保険の加入状況、従業員規模、職業、現職の就職年月、労働時間、過去1年における仕事の履歴、前職（1年前についていた仕事）の離職理由について調査をしている。

本稿では、問題意識として就業と失業を繰り返す可能性がある点に注目しているため、調査時点に入職したものでかつ非正規労働者に限定する。また、調査時点の翌年の調査情報を活用し、調査時点に入職した者が1年後までの間に離職をしているかといった情報を活用する。また離職した理由についても把握しているため、そこから主な離職理由が「倒産したから」「解雇されたから」「契約期間が満了したから」「初めから短期のつもりだったから」を非自発的理由によるとみなす<sup>2</sup>。

雇用保険の加入状況については、「加入している」「加入していない」「わからない」から選択する質問となっている。表1に加入状況の分布を示している。非正社員全体では4割強が雇用保険に加入している。わからないと回答している人が1割を超えている年も見られる。参考のために正社員についても掲載しているが、8割以上が雇用保険に加入している一方、分からないという回答が1割程度見られる。

また、表1には雇用保険の加入要件として週労働時間20時間以上があるため、週労働時間が20時間を区切りに加入状況を見てみよう。週労働時間20時間未満については、年計

---

<sup>2</sup> もちろん、「倒産したから」と「初めから短期のつもりだったから」については非自発的理由とみなすべきかについては議論の余地があるだろう。この点は今後の検討課題としたい。

で加入している人が 13.9%、加入していないが 70.4%と圧倒的に加入していない様子が見られる。加入している人については週労働時間が 20 時間未満だが事業所が雇用保険に加入している場合は、調査時点のみ労働時間が 20 時間を下回るけれども、本来は 20 時間を超えているなどにより加入している可能性がある。また、週労働時間 20 時間以上については、加入している割合が年計で 53.8%と 20 時間未満に比べて高いことが分かる。ただし、週労働時間 20 時間以上でも加入していない割合が年計で 33.2%にものぼり、事業所の理由で加入していない、本来の労働時間が 20 時間で調査回答時点のみたまたま 20 時間を超えたことによるなどの理由が考えられる。

表 2 は本稿で分析対象とするサンプルのその後の継続就業の状況を見たものである。雇用保険による離職の確率を見る際には、ある時期までは被保険者期間が必要であるため継続して就業する必要があるが、その後は離職するか否かを見るため、入職後 6 か月（特定理由資格者に注目）または 1 年（特定理由資格者以外に注目）の継続就業（＝企業を離職しない）率を見るとともに、その後の離職率を見ている。入職後 6 か月就業している者の割合は 96.3%、1 年は 87.8%と比較的多くの人たちは最初の時期は継続就業しているといえる。その後の離職については、入職後 6 か月～最大 2 年<sup>3</sup>の離職率は年計で 12.9%であり、2007 年が景気後退の影響も受け、20.2%とほかの年よりも高い。入職後 6 か月は継続就業した者のうち、非自発的理由で離職する者は、年計で 3.5%にとどまり、20.2%からの債分である 16.7%は自発的理由による離職であると言える。また、同様の考察を入職後 1 年は継続就業した者についても見ており、入職後 1 年間は継続就業した者のうち、入職後 1 年～最大 2 年の間に離職した者の割合は年計で 10.3%、そのうち特定理由離職者以外に注目するため、自発的理由により離職した者は年計で 5.7%となっている。

表 3 は分析する際にコントロール変数の基本統計量を掲載している。

#### 4. 特定理由離職者区分の拡充により離職は増えたか

以下では 2009 年 4 月 1 日改正による特定理由離職者区分の拡充により、契約更新拒絶などの雇止めによっても解雇の離職者と同等の受給資格要件となり、離職日から 1 年間に被保険者期間が 6 か月以上必要と緩和された。また、給付日数も自発的理由による離職者よりも延長されることにより、非正規労働者の非自発的理由による離職の結果、失業給付を受けられる可能性が高まっている。このことは労働者にとってみれば仮に雇止めにあつたとしても失業給付が受けられる。そのため企業としても失業給付が受給できるのであれば、労働者の不利益が軽減されるために、雇止めを行っても契約更新拒絶に対する紛争は怒らな

---

<sup>3</sup> 「最大 2 年」としている理由は、分析するデータの構築方法として、連続する 2 年の情報を用いて、最初の年については調査時点より 1 年以内に入職し調査時点もその仕事を継続している者に限定し、属性など諸々の情報を用い、翌年については離職するか否かの情報を用いている。この 2 か年のデータを 2007 年から 2011 年までに構築しているため、この方法でとらえられる離職者のうち勤続期間が最大となるのは 2 年（調査年の前年の 12 月に就業し、調査年の翌年の 11 月に離職）となるため、2 年としている。

いと考えるかもしれない。

そこで以下では、特定理由離職者区分の拡充により、6 か月間の被保険者期間が過ぎた後に非自発的理由による離職が増えているかを検証する。2009 年前後について Difference-in-Difference の手法を用いて推定を行う。

表 4 が推定結果である<sup>4</sup>。この表には参考として、入職後 6 か月までの継続就業の有無、入職後 6 か月以降の離職（理由を問わない）を被説明変数とした分析を掲載している。入職後 6 か月までの継続就業については、雇用保険に加入しており失業給付を受給できることを条件に離職しようとする傾向が見られるのであれば、継続就業する可能性が出てくるが、(1)～(3) 式のいくつかの特定化において雇用保険加入ダミーは有意に出てこない

(4) 式～(6) 式は、入社後 6 か月以降の離職（理由を問わない）に注目した結果であるが、雇用保険加入ダミーは、(4) 式、(5) 式において係数がプラスであり雇用保険に加入している人ほど離職する傾向が見られる。ただし (6) 式のように 2009 年前後の制度変更の変動を使用した Difference-in-Difference の結果によると、雇用保険加入の影響は有意ではない。

最後に、入職後 6 か月以降の離職について非自発的離職についての効果を見てみると、(7)、(8) 式のように単純にダミー変数を投入した場合、係数は有意ではない。しかし (9) 式のように Difference-in-Difference の推定結果では、2009 年以降のダミー変数との交差項は有意で係数はプラスである。そのため、2009 年以降雇用保険加入者に対して企業が 6 か月以上において雇止めをする可能性が高まっており、雇用保険加入を雇止めの一つの基準としていると言える。

## 5. 非正規労働者への適用拡大により離職は増えたか

次に検討するのは、2010 年改正（4 月 1 日施行）による非正規労働者に対する適用拡大により、離職は増えたかという点である。2010 年の改正により、適用基準については「6 か月以上雇用見込み」（要領に規定）から「31 日以上雇用見込み」（法に規定）に緩和された。このことによりより多くの非正規労働者が雇用保険に加入することにより、失業給付の受給を目的として、就業中は雇用保険に加入し受給要件を満たすようにし、受給要件を満たした後に離職し、失業給付を受給することを誘引すると考えられるが、こうした効果ははたして実際に起こっているだろうか。この場合は自発的離職であるため、失業給付を受給するためには被保険者期間が 1 年間は必要であるため、この仮説が正しいとすると

1 年間は継続して就業するがその後自発的に離職することになる。この点を検証したい。

表 5 は推定結果を示したものである。4 節と同様に、入職後 1 年までの継続就業の有無、入職後 1 年以降の離職（理由を問わない）を被説明変数とした分析を掲載している。(1)～

<sup>4</sup> なお、表 4 の分析結果は雇用保険加入がわからない人もサンプルに含め、加入していない人と同等に扱っている（雇用保険加入ダミーの値は 0）ため、頑健性のために、雇用保険加入がわからない人をサンプルから除外したケース（付表 1）、雇用保険加入がわからない人も仮に雇用保険に加入していると仮定したケース（付表 2）も推定を行っている



(3) 式は入職から1年の間に離職するかの分析であるが、Difference-in-Differenceをとらない(1)式、(2)式においては雇用保険加入ダミーの係数が負で有意である。雇用保険に加入している人ほど入職から1年の間には離職しない傾向が見られる。次に、離職後1年から最大2年の間に理由を問わず離職したかしたなかったかの分析を見ると、(4)～(6)式において、雇用保険加入ダミーは有意ではない。そのため入職後1年を過ぎてから離職する確率が高まるとは言えない。この結果は、離職理由を自発的に限定しても同様である。(7)～(9)式がその結果であり、(7)式においては雇用保険加入ダミーが10%有意水準であるが係数が正で有意であり、自発的に離職する確率が高まると言える。しかし諸々の変数をコントロールした(8)式や(9)式においては雇用保険加入ダミーの係数が有意ではないため、こうした効果は見られない。

以上の結果より、非正規労働者への雇用保険適用拡大により、自発的な理由による離職が増えたとは言えないのが結論であろう。

## 6. 結びにかえて—政策的インプリケーション

本稿では、2009年の特定理由離職者の拡充や2010年の非正規労働者への雇用保険の適用拡大により、就業から失業給付を受給できる要件が満たされたらすぐに離職してしまう可能性について実証的に検討した。その結果、特定理由離職者の拡充により、企業が雇止めを起こす可能性があることを指摘できたが、雇用保険の適用拡大により多くの非正規労働者が離職をしやすくなるという傾向は見られなかった。

濱口(2010)で詳細に説明しているが、雇用保険制度の設計は失業と就業を繰り返すモラルハザードを防止することが一つの大きな目的であり、その意味では、近年の非正規労働者への適用拡大は、制度設計を十分にしておりモラルハザードを防止しているといえる。しかし、企業にとってみれば、失業給付を得られるということに注目し、非正規労働者を雇止めにしやすくなるという傾向が見られ、非正規労働者の雇用安定という観点からは雇用保険が負の影響を及ぼしていることと言える。諸外国のように、雇用保険の保険料を解雇・雇止めに応じて変動させることにより、雇用保険による雇止め促進効果を軽減することにつながるかもしれない。本稿では限られた期間、限られたサンプルによる分析にすぎないため、雇用保険の業務データの活用などより丁寧な検証が必要である。

## 参考文献

金井郁(2015)「雇用保険の適用拡大と求職者支援制度の創設」『日本労働研究雑誌』No.659, 66-78.

- 濱口圭一郎 (2010) 「労働市場のセーフティネット」 JILPT 労働政策レポート Vol.7.
- 八代尚宏 (2001) 「雇用保険制度の再検討」 猪木・大竹編『雇用政策の経済分析』東京大学出版会
- Caliendo, Marco, Konstantinos Tatsiramos, and Arne Uhlenhorff (2013) “Benefit Duration, Unemployment Duration and Job Match Quality: A Regression Discontinuity Approach,” *Journal of Applied Econometrics*, 28, 604–627.
- Farber, Henry S. and Robert G. Valletta (2015) “Do extended unemployment benefits lengthen unemployment spells? Evidence from recent cycles in the U.S. labor market,” *Journal of Human Resources*, 50 (4), 873–909.
- Hagedorn, Marcus, Iourii Manovskii and Kurt Mitman (2016) “Interpreting Recent Quasi-Experimental Evidence on the Effects of Unemployment Benefit Extensions,” NBER Working Paper No.22280.
- Machikita, Tomohiro, Miki Kohara and Masaru Sasaki (2013) “The Effect of Extended Unemployment Benefit on the Job Finding Hazards: A Quasi-Experiment in Japan,” IZA Discussion Paper No.7559.
- Schmieder, Johannes F. et al. (2012) “The Effects of Extended Unemployment Insurance Over the Business Cycle: Evidence from Regression Discontinuity Estimates Over 20 Years,” *Quarterly Journal of Economics* 127(2): 701-752
- van Ours, Jan C. and Milan Vodopivec, “Does reducing unemployment insurance generosity reduce job match quality?,” *Journal of Public Economics*, 2008, 92 (3-4), 684–695.

表1 雇用保険の加入状況

	非正社員				(参考)正社員			
	加入している	加入していない	分からない	サンプルサイズ	加入している	加入していない	分からない	サンプルサイズ
2007年	41.2%	39.6%	19.2%	948	80.8%	7.3%	11.9%	588
2008年	40.6%	42.3%	17.1%	889	81.7%	8.5%	9.9%	436
2009年	43.5%	48.3%	8.3%	630	87.1%	7.7%	5.2%	325
2010年	51.2%	40.3%	8.5%	576	86.6%	8.7%	4.8%	231
2011年	51.4%	38.7%	9.9%	514	92.6%	5.4%	2.0%	203
年・計	44.6%	41.8%	13.7%	3557	84.2%	7.6%	8.1%	1783

	非正社員 週労働時間20時間未満				非正社員 週労働時間20時間以上			
	加入している	加入していない	分からない	サンプルサイズ	加入している	加入していない	分からない	サンプルサイズ
2007年	11.7%	67.0%	21.3%	197	49.0%	32.4%	18.6%	751
2008年	11.8%	68.2%	19.9%	211	49.6%	34.2%	16.2%	678
2009年	13.4%	76.5%	10.1%	149	52.8%	39.5%	7.7%	481
2010年	18.0%	71.9%	10.1%	139	61.8%	30.2%	8.0%	437
2011年	16.7%	70.6%	12.7%	126	62.6%	28.4%	9.0%	388
年・計	13.9%	70.4%	15.7%	822	53.8%	33.2%	13.1%	2735

注) サンプルは調査年の調査時点より1年以内に入職した者

表2 離職に関する分布

年	入職後6か 月は就業す る人の割合	入職後1年 は就業する 人の割合	入職後6か月～ 最大2年間に 離職する割合 (分母は入職後6 か月間継続就業 した者)	入職後6か月～ 最大2年間に <b>非自発的理由で</b> 離職する割合 (分母は入職後6 か月間継続就業 した者)	入職後1年～最 大2年間に離 職する割合(分 母は入職後1年 間継続就業した 者)	入職後1年～最 大2年間に <b>自 発的理由で</b> 離職 する割合(分母 は入職後1年間 継続就業した者)	サンプルサイ ズ
2007	95.6%	87.7%	20.2%	2.6%	9.7%	4.6%	948
2008	97.6%	89.3%	12.2%	5.9%	10.5%	5.4%	889
2009	95.7%	87.3%	9.3%	2.1%	9.7%	5.8%	703
2010	96.3%	87.8%	9.2%	3.3%	10.0%	6.4%	647
2011	96.2%	86.2%	10.4%	2.8%	11.9%	6.7%	578
年・計	96.3%	87.8%	12.9%	3.5%	10.3%	5.7%	3765

表3 分析サンプルのコントロール変数の基本統計量

	サンプル サイズ	平均
女性ダミー	3765	0.80
年齢	3765	34.24
未就学児の子供ありダミー	3765	0.24
配偶者ありダミー	3765	0.56
通院経験ありダミー	3765	0.13
専門的・技術的な仕事ダミー	3741	0.17
販売の仕事ダミー	3741	0.12
サービスの仕事ダミー	3741	0.22
保安の仕事ダミー	3741	0.01
運輸・通信の仕事ダミー	3741	0.03
生産工程・労務作業の仕事ダミー	3741	0.14
その他の仕事ダミー	3741	0.09
従業員数100～499人ダミー	3765	0.20
従業員数500人以上ダミー	3765	0.14
官公庁ダミー	3765	0.06
専門学校卒ダミー	3765	0.17
短大・高専卒ダミー	3765	0.19
大卒・大学院卒ダミー	3765	0.18

年齢の最小は25歳、最大は44歳

表4 特定理由離職者拡充による離職効果分析（プロビット分析、値は限界効果）

被説明変数	入職から6か月の間に離職しない=1、離職する=0			入職から6か月～最大2年の間に離職する=1、離職しない=0			入職から6か月～最大2年の間に非自発的理由で離職する=1、離職しない・自発的理由で離職=0		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
雇用保険加入ダミー(D)	-0.005 (0.006)	-0.001 (0.006)	0.004 (0.009)	0.034*** (0.010)	0.025** (0.011)	0.014 (0.015)	-0.001 (0.008)	-0.003 (0.008)	-0.005 (0.012)
D×2009～2011年ダミー			-0.010 (0.013)			0.022 (0.022)			0.034** (0.016)
女性ダミー		-0.002 (0.008)	-0.002 (0.008)		-0.013 (0.015)	-0.013 (0.015)		0.006 (0.010)	0.006 (0.010)
年齢		0.001 (0.001)	0.001 (0.001)		-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)		-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
未就学児の子供ありダミー		0.012* (0.007)	0.012* (0.007)		0.003 (0.014)	0.003 (0.014)		0.014 (0.011)	0.014 (0.011)
配偶者ありダミー		-0.003 (0.007)	-0.003 (0.007)		-0.021 (0.013)	-0.021 (0.013)		-0.011 (0.010)	-0.011 (0.010)
通院経験ありダミー		-0.011 (0.010)	-0.011 (0.010)		0.023 (0.016)	0.023 (0.016)		0.018 (0.013)	0.018 (0.013)
専門的・技術的な仕事ダミー		0.020*** (0.007)	0.020*** (0.007)		-0.021 (0.014)	-0.022 (0.014)		-0.003 (0.012)	-0.003 (0.012)
販売の仕事ダミー		0.012 (0.008)	0.012 (0.008)		-0.033** (0.015)	-0.033** (0.015)		-0.003 (0.014)	-0.003 (0.014)
サービスの仕事ダミー		0.018*** (0.007)	0.018*** (0.007)		-0.014 (0.014)	-0.015 (0.014)		0.020 (0.013)	0.019 (0.013)
保安の仕事ダミー					-0.070** (0.033)	-0.070** (0.033)		-0.004 (0.052)	-0.004 (0.051)
運輸・通信の仕事ダミー		0.022** (0.010)	0.022** (0.010)		-0.048** (0.021)	-0.048** (0.021)		0.015 (0.027)	0.014 (0.027)
生産工程・労務作業の仕事ダミ		-0.010 (0.011)	-0.010 (0.011)		-0.036** (0.015)	-0.036** (0.015)		-0.010 (0.013)	-0.010 (0.013)
その他の仕事ダミー		0.002 (0.011)	0.002 (0.011)		0.001 (0.020)	0.000 (0.020)		0.008 (0.017)	0.008 (0.017)
従業員数100～499人ダミー		0.005 (0.007)	0.005 (0.007)		0.011 (0.013)	0.012 (0.013)		0.009 (0.011)	0.009 (0.011)
従業員数500人以上ダミー		0.002 (0.008)	0.002 (0.008)		-0.005 (0.015)	-0.005 (0.015)		0.012 (0.013)	0.012 (0.013)
官公庁ダミー		-0.005 (0.013)	-0.005 (0.013)		0.021 (0.023)	0.021 (0.023)		0.026 (0.020)	0.026 (0.020)
専門学校卒ダミー		-0.001 (0.009)	-0.000 (0.009)		-0.001 (0.014)	-0.001 (0.014)		0.007 (0.012)	0.007 (0.012)
短大・高専卒ダミー		-0.010 (0.009)	-0.010 (0.009)		0.005 (0.015)	0.005 (0.015)		0.003 (0.011)	0.003 (0.011)
大卒・大学院卒ダミー		-0.010 (0.010)	-0.010 (0.010)		0.028* (0.016)	0.027* (0.016)		0.030** (0.013)	0.030** (0.013)
2008年ダミー	0.020*** (0.007)	0.018*** (0.007)	0.018*** (0.007)	0.008 (0.015)	0.012 (0.015)	0.012 (0.015)	0.009 (0.012)	0.009 (0.012)	0.009 (0.012)
2009年ダミー	0.001 (0.009)	-0.001 (0.009)	0.003 (0.009)	0.000 (0.016)	0.008 (0.016)	-0.001 (0.018)	0.013 (0.013)	0.015 (0.014)	0.013 (0.015)
2010年ダミー	0.006 (0.008)	0.004 (0.008)	0.008 (0.009)	0.000 (0.016)	0.011 (0.017)	0.001 (0.019)	0.020 (0.014)	0.024 (0.015)	0.022 (0.017)
2011年ダミー	0.006 (0.009)	0.004 (0.009)	0.008 (0.009)	0.020 (0.017)	0.027 (0.019)	0.016 (0.021)	0.022 (0.015)	0.024 (0.016)	0.022 (0.017)
Observations	3,765	3,713	3,713	3,626	3,604	3,604	3,626	3,604	3,604

Standard errors in parentheses  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

表5 非正規労働者適用拡大による離職分析（プロビット分析、値は限界効果）

被説明変数	入職から1年以内に離職しない =1、離職する=0			入職から1年～最大2年間に に自発的理由で離職する=1、 離職しない・非自発的理由で離 職=0					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
雇用保険加入ダミー(D)	-0.033*** (0.011)	-0.022* (0.012)	-0.013 (0.014)	0.005 (0.012)	-0.006 (0.012)	-0.017 (0.014)	0.013* (0.006)	0.004 (0.006)	0.002 (0.007)
D×2010,2011年ダミー			-0.027 (0.025)			0.039 (0.030)			0.009 (0.015)
女性ダミー		0.007 (0.015)	0.007 (0.015)		-0.007 (0.017)	-0.006 (0.017)		0.003 (0.008)	0.003 (0.008)
年齢		0.001 (0.001)	0.002 (0.001)		-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)		-0.001** (0.001)	-0.001** (0.001)
未就学児の子供ありダミー		0.003 (0.014)	0.004 (0.014)		-0.021 (0.015)	-0.022 (0.015)		-0.006 (0.007)	-0.006 (0.007)
配偶者ありダミー		0.013 (0.014)	0.013 (0.014)		-0.003 (0.015)	-0.003 (0.015)		-0.010 (0.007)	-0.010 (0.007)
通院経験ありダミー		-0.039** (0.017)	-0.039** (0.017)		0.006 (0.018)	0.006 (0.018)		0.002 (0.009)	0.001 (0.009)
専門的・技術的な仕事ダミー		0.029* (0.015)	0.029* (0.015)		-0.058*** (0.015)	-0.059*** (0.014)		-0.020*** (0.006)	-0.020*** (0.006)
販売の仕事ダミー		0.040** (0.016)	0.040** (0.016)		-0.056*** (0.016)	-0.056*** (0.016)		-0.023*** (0.005)	-0.023*** (0.005)
サービスの仕事ダミー		0.031** (0.015)	0.032** (0.015)		-0.043*** (0.015)	-0.044*** (0.015)		-0.026*** (0.006)	-0.026*** (0.006)
保安の仕事ダミー		0.087** (0.035)	0.087** (0.035)		0.010 (0.079)	0.008 (0.078)			
運輸・通信の仕事ダミー		0.066*** (0.022)	0.065*** (0.022)		0.004 (0.034)	0.004 (0.034)		-0.002 (0.014)	-0.002 (0.014)
生産工程・労務作業の仕事ダミ		0.023 (0.017)	0.023 (0.017)		-0.012 (0.019)	-0.013 (0.019)		-0.008 (0.008)	-0.009 (0.008)
その他の仕事ダミー		-0.007 (0.021)	-0.007 (0.021)		-0.056*** (0.017)	-0.055*** (0.017)		-0.025*** (0.005)	-0.025*** (0.005)
従業員数100～499人ダミー		-0.006 (0.014)	-0.006 (0.014)		-0.008 (0.015)	-0.008 (0.014)		-0.006 (0.007)	-0.005 (0.007)
従業員数500人以上ダミー		0.004 (0.016)	0.003 (0.016)		-0.021 (0.016)	-0.021 (0.016)		-0.010 (0.007)	-0.010 (0.007)
官公庁ダミー		-0.016 (0.024)	-0.017 (0.024)		-0.018 (0.023)	-0.018 (0.023)		-0.005 (0.010)	-0.005 (0.010)
専門学校卒ダミー		0.004 (0.015)	0.004 (0.015)		0.016 (0.017)	0.015 (0.017)		-0.004 (0.007)	-0.004 (0.007)
短大・高専卒ダミー		-0.012 (0.016)	-0.012 (0.016)		-0.019 (0.016)	-0.019 (0.016)		-0.005 (0.007)	-0.005 (0.007)
大卒・大学院卒ダミー		-0.030* (0.017)	-0.030* (0.017)		-0.013 (0.016)	-0.013 (0.016)		-0.010 (0.007)	-0.010 (0.007)
2008年ダミー	0.017 (0.015)	0.013 (0.015)	0.013 (0.015)	-0.061*** (0.013)	-0.054*** (0.013)	-0.054*** (0.013)	0.032*** (0.012)	0.035*** (0.012)	0.035*** (0.012)
2009年ダミー	-0.004 (0.016)	-0.012 (0.017)	-0.012 (0.017)	-0.084*** (0.012)	-0.074*** (0.013)	-0.074*** (0.013)	-0.006 (0.010)	-0.000 (0.010)	-0.000 (0.010)
2010年ダミー	0.003 (0.016)	-0.008 (0.018)	0.005 (0.020)	-0.084*** (0.012)	-0.071*** (0.013)	-0.082*** (0.014)	0.007 (0.011)	0.016 (0.012)	0.011 (0.013)
2011年ダミー	-0.013 (0.018)	-0.020 (0.019)	-0.007 (0.021)	-0.073*** (0.013)	-0.054*** (0.015)	-0.066*** (0.016)	0.001 (0.011)	0.012 (0.013)	0.007 (0.014)
Observations	3,765	3,741	3,741	3,305	3,276	3,276	3,305	3,258	3,258

Standard errors in parentheses  
\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

付表1 特定理由離職者拡充による離職効果分析（プロビット分析、値は限界効果）

※表4との違いは、雇用保険加入がわからないサンプルを除外した推定

被説明変数	入職から6か月の間に離職しない=1、離職する=0			入職から6か月～最大2年間に離職する=1、離職しない=0			入職から6か月～最大2年間に非自発的理由で離職する=1、離職しない・自発的理由で離職=0		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
雇用保険加入ダミー(D)	-0.004 (0.006)	-0.000 (0.007)	0.006 (0.009)	0.039*** (0.011)	0.031*** (0.011)	0.020 (0.016)	0.001 (0.008)	-0.000 (0.009)	-0.004 (0.012)
D×2009～2011年ダミー			-0.012 (0.014)			0.021 (0.023)			0.032* (0.017)
女性ダミー		-0.005 (0.008)	-0.005 (0.008)		-0.015 (0.016)	-0.015 (0.016)		0.005 (0.011)	0.005 (0.011)
年齢		0.001 (0.001)	0.001 (0.001)		-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)		-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
未就学児の子供ありダミー		0.013* (0.007)	0.013* (0.007)		0.012 (0.015)	0.011 (0.015)		0.022* (0.012)	0.021* (0.012)
配偶者ありダミー		-0.002 (0.007)	-0.002 (0.007)		-0.028** (0.014)	-0.028** (0.014)		-0.017 (0.010)	-0.017 (0.010)
通院経験ありダミー		-0.013 (0.010)	-0.012 (0.010)		0.020 (0.017)	0.020 (0.017)		0.017 (0.013)	0.017 (0.013)
専門的・技術的な仕事ダミー		0.020*** (0.007)	0.020*** (0.007)		-0.030** (0.014)	-0.031** (0.014)		-0.002 (0.013)	-0.002 (0.013)
販売の仕事ダミー		0.014 (0.008)	0.014 (0.008)		-0.036** (0.016)	-0.036** (0.016)		0.002 (0.015)	0.002 (0.015)
サービスの仕事ダミー		0.018** (0.007)	0.019*** (0.007)		-0.008 (0.015)	-0.008 (0.015)		0.027* (0.015)	0.027* (0.015)
運輸・通信の仕事ダミー		0.028*** (0.008)	0.028*** (0.008)		-0.048** (0.022)	-0.049** (0.022)		0.027 (0.031)	0.027 (0.031)
生産工程・労務作業の仕事ダミー		-0.005 (0.011)	-0.005 (0.011)		-0.037** (0.015)	-0.037** (0.015)		-0.004 (0.015)	-0.004 (0.015)
その他の仕事ダミー		0.006 (0.010)	0.006 (0.010)		-0.001 (0.020)	-0.002 (0.020)		0.007 (0.018)	0.007 (0.018)
従業員数100～499人ダミー		0.005 (0.007)	0.005 (0.007)		0.009 (0.014)	0.010 (0.014)		0.005 (0.011)	0.005 (0.011)
従業員数500人以上ダミー		0.003 (0.009)	0.003 (0.009)		-0.007 (0.015)	-0.007 (0.015)		0.010 (0.013)	0.010 (0.013)
官公庁ダミー		-0.001 (0.013)	-0.001 (0.013)		0.021 (0.024)	0.021 (0.024)		0.022 (0.019)	0.022 (0.019)
専門学校卒ダミー		-0.001 (0.009)	-0.001 (0.009)		0.009 (0.016)	0.009 (0.016)		0.014 (0.013)	0.014 (0.013)
短大・高専卒ダミー		-0.008 (0.009)	-0.008 (0.009)		0.007 (0.015)	0.007 (0.015)		0.003 (0.012)	0.003 (0.012)
大卒・大学院卒ダミー		-0.009 (0.010)	-0.009 (0.010)		0.039** (0.017)	0.039** (0.017)		0.039*** (0.015)	0.039*** (0.015)
2008年ダミー	0.022*** (0.007)	0.020*** (0.007)	0.020*** (0.007)	0.011 (0.016)	0.016 (0.016)	0.016 (0.016)	0.011 (0.013)	0.011 (0.013)	0.011 (0.013)
2009年ダミー	0.001 (0.009)	-0.002 (0.009)	0.003 (0.010)	0.000 (0.016)	0.008 (0.017)	-0.002 (0.019)	0.012 (0.014)	0.014 (0.014)	0.011 (0.016)
2010年ダミー	0.009 (0.008)	0.006 (0.009)	0.010 (0.009)	0.004 (0.017)	0.016 (0.018)	0.005 (0.021)	0.019 (0.015)	0.023 (0.015)	0.019 (0.017)
2011年ダミー	0.009 (0.009)	0.007 (0.009)	0.012 (0.009)	0.022 (0.018)	0.030 (0.020)	0.017 (0.022)	0.022 (0.016)	0.024 (0.016)	0.020 (0.018)
Observations	3,450	3,403	3,403	3,320	3,283	3,283	3,320	3,283	3,283

Standard errors in parentheses

\*\*\* p&lt;0.01, \*\* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

付表2 特定理由離職者拡充による離職効果分析（プロビット分析、値は限界効果）  
 ※表4との違いは、雇用保険加入がわからないも雇用保険加入ダミーで1を取るようになった推定

被説明変数	入職から6か月の間に離職しない=1、離職する=0			入職から6か月～最大2年間に離職する=1、離職しない=0		入職から6か月～最大2年間に非自発的理由で離職する=1、離職しない・自発的理由で離職=0			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
雇用保険加入ダミー(D)	-0.002 (0.006)	0.001 (0.006)	0.007 (0.009)	0.038*** (0.010)	0.030*** (0.011)	0.020 (0.015)	0.003 (0.008)	0.001 (0.008)	-0.004 (0.012)
D×2009～2011年ダミー			-0.012 (0.013)			0.020 (0.021)			0.010 (0.016)
女性ダミー		-0.002 (0.008)	-0.002 (0.008)		-0.012 (0.015)	-0.012 (0.015)		0.006 (0.010)	0.006 (0.010)
年齢		0.001 (0.001)	0.001 (0.001)		-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)		-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
未就学児の子供ありダミー		0.012* (0.007)	0.012* (0.007)		0.004 (0.014)	0.004 (0.014)		0.014 (0.011)	0.014 (0.011)
配偶者ありダミー		-0.003 (0.007)	-0.002 (0.007)		-0.021 (0.013)	-0.021 (0.013)		-0.011 (0.010)	-0.011 (0.010)
通院経験ありダミー		-0.011 (0.010)	-0.011 (0.010)		0.023 (0.016)	0.023 (0.016)		0.018 (0.013)	0.018 (0.013)
専門的・技術的な仕事ダミー		0.020*** (0.007)	0.020*** (0.007)		-0.021 (0.014)	-0.021 (0.014)		-0.003 (0.012)	-0.003 (0.012)
販売の仕事ダミー		0.013 (0.008)	0.012 (0.008)		-0.032** (0.015)	-0.032** (0.015)		-0.001 (0.014)	-0.001 (0.014)
サービスの仕事ダミー		0.019*** (0.007)	0.019*** (0.007)		-0.014 (0.014)	-0.014 (0.014)		0.021 (0.013)	0.021 (0.013)
保安の仕事ダミー					-0.072** (0.031)	-0.073** (0.031)		-0.004 (0.051)	-0.005 (0.051)
運輸・通信の仕事ダミー		0.022** (0.010)	0.022** (0.010)		-0.048** (0.021)	-0.048** (0.021)		0.015 (0.027)	0.015 (0.027)
生産工程・労務作業の仕事ダミー		-0.009 (0.011)	-0.009 (0.011)		-0.035** (0.015)	-0.036** (0.015)		-0.010 (0.013)	-0.010 (0.013)
その他の仕事ダミー		0.002 (0.011)	0.003 (0.011)		0.002 (0.020)	0.001 (0.020)		0.009 (0.017)	0.008 (0.017)
従業員数100～499人ダミー		0.005 (0.007)	0.005 (0.007)		0.011 (0.013)	0.012 (0.013)		0.008 (0.010)	0.008 (0.010)
従業員数500人以上ダミー		0.002 (0.008)	0.002 (0.008)		-0.005 (0.015)	-0.005 (0.015)		0.011 (0.012)	0.011 (0.012)
官公庁ダミー		-0.005 (0.013)	-0.005 (0.013)		0.021 (0.023)	0.021 (0.023)		0.024 (0.019)	0.024 (0.019)
専門学校卒ダミー		-0.001 (0.009)	-0.000 (0.009)		-0.000 (0.015)	-0.001 (0.014)		0.007 (0.012)	0.007 (0.012)
短大・高専卒ダミー		-0.010 (0.009)	-0.010 (0.009)		0.006 (0.015)	0.005 (0.015)		0.003 (0.011)	0.003 (0.011)
大卒・大学院卒ダミー		-0.010 (0.010)	-0.010 (0.010)		0.029* (0.016)	0.029* (0.016)		0.030** (0.013)	0.030** (0.013)
2008年ダミー	0.020*** (0.007)	0.018*** (0.007)	0.018*** (0.007)	0.009 (0.015)	0.013 (0.015)	0.012 (0.015)	0.009 (0.012)	0.009 (0.012)	0.009 (0.012)
2009年ダミー	0.001 (0.009)	-0.001 (0.009)	0.005 (0.010)	0.001 (0.016)	0.009 (0.016)	-0.002 (0.019)	0.013 (0.013)	0.015 (0.014)	0.009 (0.015)
2010年ダミー	0.006 (0.008)	0.004 (0.008)	0.009 (0.009)	0.001 (0.016)	0.012 (0.017)	0.000 (0.020)	0.020 (0.014)	0.023 (0.015)	0.017 (0.017)
2011年ダミー	0.005 (0.009)	0.004 (0.009)	0.010 (0.010)	0.020 (0.017)	0.027 (0.019)	0.014 (0.022)	0.022 (0.015)	0.023 (0.016)	0.017 (0.018)
Observations	3,765	3,713	3,713	3,626	3,604	3,604	3,626	3,604	3,604

Standard errors in parentheses

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



Panel Data Research Center at Keio University  
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2016-015

March, 2017

生活時間の貧困分析—「21世紀縦断調査・成年者調査」による検証

石井加代子\*

浦川邦夫\*\*

【要旨】

時間は生活水準を決定づける重要な要因の1つであり、生活を営むうえで、お金とともに重要かつ有限な資源である。本稿では、所得の貧困の計測に加え、家庭生活において必要な時間（家事・育児など）が確保されているかどうかに着目して時間の貧困を定義し貧困を2次元で捉えることで、①どのような世帯で所得貧困・時間貧困が発生しやすいのか、②所得貧困と時間貧困は関連しているのか（「貧乏暇なし」は本当なのか）、③家事サービスの利用といった家事の外部化により時間の貧困を所得で補う必要性から、結果として所得貧困に陥る世帯はどの程度いるのか、④勤め先におけるワーク・ライフ・バランス施策と時間貧困との関係はあるか、これらの点について「21世紀成年者縦断調査」の2010年から2012年の3年間のデータを用いて分析する。また、「日本家計パネル調査」を用いて同様の分析を行った石井・浦川（2014）と比較し、結果の整合性を確認することも本稿の目的である。分析の結果、石井・浦川（2014）と類似した結果を得ることができ、就業と子育てが時間貧困を引き起こす重要な要因であり、ひとり親世帯および未就学児を抱える共働き世帯において時間貧困に陥る確率が高いことがわかった。特に、ひとり親世帯では時間貧困のみならず同時に所得貧困にも陥っている世帯が多く、総じて子育て世帯においては時間貧困と所得貧困は必ずしもトレードオフの関係にはなっていないことも明らかになった。また、時間貧困という概念を加えて所得貧困を計測した際に、所得貧困率が2.6%ポイント上昇することもわかった。さらに、時間貧困を削減するため、職場のワーク・ライフ・バランス施策のより一層の充実が期待される。

\* 慶應義塾大学大学院 商学研究科 特任講師

\*\* 九州大学経済学研究院 准教授

# 生活時間の貧困分析—「21世紀縦断調査・成年者調査」による検証\*

石井加代子（慶應義塾大学）

浦川邦夫（九州大学）

## 要旨

時間は生活水準を決定づける重要な要因の1つであり、生活を営むうえで、お金とともに重要かつ有限な資源である。本稿では、所得の貧困の計測に加え、家庭生活において必要な時間（家事・育児など）が確保されているかどうかに着目して時間の貧困を定義し貧困を2次元で捉えることで、①どのような世帯で所得貧困・時間貧困が発生しやすいのか、②所得貧困と時間貧困は関連しているのか（「貧乏暇なし」は本当なのか）、③家事サービスの利用といった家事の外部化により時間の貧困を所得で補う必要性から、結果として所得貧困に陥る世帯ほどの程度いるのか、④勤め先におけるワーク・ライフ・バランス施策と時間貧困との関係はあるか、これらの点について「21世紀成年者縦断調査」の2010年から2012年の3年間のデータを用いて分析する。また、「日本家計パネル調査」を用いて同様の分析を行った石井・浦川（2014）と比較し、結果の整合性を確認することも本稿の目的である。分析の結果、石井・浦川（2014）と類似した結果を得ることができ、就業と子育てが時間貧困を引き起こす重要な要因であり、ひとり親世帯および未就学児を抱える共働き世帯において時間貧困に陥る確率が高いことがわかった。特に、ひとり親世帯では時間貧困のみならず同時に所得貧困にも陥っている世帯が多く、総じて子育て世帯においては時間貧困と所得貧困は必ずしもトレードオフの関係にはなっていないことも明らかになった。また、時間貧困という概念を加えて所得貧困を計測した際に、所得貧困率が2.6%ポイント上昇することもわかった。さらに、時間貧困を削減するため、職場のワーク・ライフ・バランス施策のより一層の充実が期待される。

## <キーワード>

所得貧困、時間貧困、家事の外部化、ワーク・ライフ・バランス、ひとり親世帯、「21世紀縦断調査・成年者調査」

## 1. 論文の目的

本稿では、筆者らが日本家計パネル調査(Japan Household Panel Survey: JHPS)を用いて時間の貧困の特徴について分析した石井・浦川(2014)の分析内容を別データにより検証す

---

\* 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『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。

ること、そして、時間の貧困の動態についてより細かく分析することを目的とする。石井・浦川(2014)では、生活時間の不足によって生じる家事サービスの購入にかかる費用を考慮した日本の貧困率を計測することを試みた。人々の生活時間に着目した貧困の計測は、諸外国ではいくつか研究が行われているものの、日本においては、筆者らが知る限り、石井・浦川(2014)を除いては見当たらない。今回の分析では、厚生労働省が実施している大規模パネル調査「21世紀成年者縦断調査」を用い、石井・浦川(2014)の手法を踏襲して生活時間を考慮した貧困分析を行うことにより、従来との比較検証を行う。また、「21世紀成年者縦断調査」特有の調査項目を活用して、職場におけるワーク・ライフ・バランス施策と時間貧困との関係についてあわせて分析する。

時間は生活水準を決定づける重要な要因の1つであり、生活を営むうえで、お金とともに重要かつ有限な資源である。このような考えのもと、石井・浦川(2014)では、従来の金銭的な尺度のみを用いて測定した貧困研究では捉えることができなかった「資源としての時間」に着目し、就業や家事・育児により、どれほどの世帯が時間貧困(時間不足)に直面しているかを明らかにした。近年、わが国では長時間労働が社会問題となっており、国をあげて労働時間の短縮や長時間労働の是正に取り組み始めている。長時間労働は、単に余暇時間を短くさせるだけにとどまらず、家庭や社会とのつながりを弱め、睡眠不足や運動不足を引き起こし、ひいては健康を害する可能性もある。長時間働くことで、生活に必要な所得を得ることができていたとしても、時間がなく、「健康で文化的な最低限の生活」を送れていない世帯もあるだろう。このことを踏まえると、貧困測定に新たに時間という軸を加えることは大きな意味を持つ。

石井・浦川(2014)では、貧困を所得と時間の2次元から捉え、時間不足を家事サービスなどの購入により補うことで、新たにどの程度の世帯が所得貧困に陥るか推計をした。生鮮食品の宅配サービスやスーパーマーケットにおけるお総菜コーナーの充実、クリーニング店の増加、家事代行サービスの台頭などを見ると、これらのサービスは生活の質を向上させるために多くの世帯が利用しており、貧困を分析する上で重要な視点である。

石井・浦川(2014)は、長時間労働やワーク・ライフ・バランスといった現代の問題を踏まえた分析であるが、前述のとおり、わが国における時間貧困に関する先行研究はほとんどなく、分析結果の妥当性を検証するためには、外国の分析結果に照らし合わせるしかなかった。そこで、今回、厚生労働省が平成14年から実施している大規模パネル調査「21世紀成年者縦断調査」を用いて同様の分析を行い、石井・浦川(2014)の分析結果との比較を行うことにより、日本の時間貧困の状況について改めて検証を行う。「21世紀成年者縦断調査」は、初回調査時(平成14年)に20~34歳であった男女を対象に、有配偶の場合は配偶者に対しても調査している。サンプルサイズは、初回時点で27,000強の大規模な調査である。

本稿では、「21世紀成年者縦断調査」の2010年から2012年の3年間のデータを用い、以下の4点について分析を行う。①どのような世帯で所得貧困・時間貧困が発生しやすいのか、②所得貧困と時間貧困は関連しているのか(「貧乏暇なし」は本当なのか)、③家事サ

ービスの利用といった家事の外部化により時間の貧困を所得で補う必要性から、結果として所得貧困に陥る世帯はどの程度いるのか、④勤め先におけるワーク・ライフ・バランス施策と時間貧困との関係はあるか。①～③の点については、石井・浦川(2014)との比較が可能であり、④は本稿独自の分析視角となる。

厚生労働省が発表している「平成 22 年国民生活基礎調査」のデータに基づく平成 21 年の等価可処分所得による相対的貧困率は 16.0%であり<sup>1</sup>、2000 年代半ばの値として発表されている経済協力開発機構(OECD)加盟国の平均値 10.6%<sup>2</sup>よりも高い。さらに、日本では子どものいる世帯における貧困率は高く、育児の時間的負担を加味すると、時間的にも金銭的にも厳しい状況に直面している世帯が多く存在していると考えられる。近年重要視されている子育て世代におけるワーク・ライフ・バランスの達成に向けて、どのような世帯を対象にいかなる政策が必要なのか、この研究を通してインプリケーションを与えることができるであろう。

## 2. 所得と時間を考慮した貧困に関する先行研究<sup>3</sup>

従来の金銭による貧困の測定に時間の概念を加え、2次元から貧困を捉えた実証研究の先駆者は Vickery(1977)である。Vickery(1977)は、Becker(1965)の家計内配分モデルに基づき、家計の資源は「資産」、「時間」、「世帯員の能力」からなると定義した。Becker(1965)のモデルは、各世帯が世帯員の能力に基づいて市場での労働と家事労働に時間を適切に配分することで、家事の最適な水準や所得・消費の最適な水準が決定されるとしている。ここでの理論を踏まえ、Vickery(1977)はアメリカのデータをもとに 2 次元的貧困線を提示している。具体的には、世帯類型ごとに最低必要所得( $M_0$ )、家事労働必要時間( $T_1$ )、家事労働を外部化した場合(市場で購入した場合)の必要所得( $M_1$ )を推定している。さらに、各世帯類型が貧困から抜け出すための賃金率(critical wage rate)を算出している。

Vickery(1977)の 2 次元的貧困線概念を踏襲した研究はいくつか存在する。例えば、Douthitt(2000)はアメリカの 1985 年の Time Use Survey を用い Vickery(1977)の研究のアップデートを試みている。また、Harvey and Mukhopadhyay(2007)では、1990 年代後半のカナダにおける 2 次元的貧困率を計測し、ひとり親世帯(子ども 2 人以上)の時間貧困率が高いことを示している。そのうえで、時間不足の世帯における家事・育児などの外部化コストを考慮すると、所得貧困率が約 2%ポイント上昇することを推計している。同様に、Kalenkoski et al.(2011)では、時間貧困と相関のある諸変数を American Time Use Survey Data から検証し、所得の貧困は時間の貧困と統計的に無相関であることを示している。さ

<sup>1</sup> 厚生労働省「平成 22 年国民生活基礎調査の概況」を参照。等価可処分所得とは世帯の可処分所得を世帯人員の平方根で割って調整した所得であり、ここでの相対的貧困線は、等価可処分所得の中央値の半分と定義されている。

<sup>2</sup> 相対的貧困率の OECD 加盟国の平均値は、OECD Factbook 2010 を参照。

<sup>3</sup> この項は、石井・浦川(2014)より文章を引用しつつ、一部、最新の先行研究の情報を取り入れている。

らに、ひとり親世帯、ふたり親世帯ともに、子どもの多い家庭で時間貧困率が高く、子ども1人の増加は、大人の日常の裁量時間(discretionary time: 睡眠や身支度、家事・育児全般、労働以外に充てることが可能な時間)を1日約35分減らすことを明らかにしている。また、Burcahrdt(2008)、(2010)は、UK Time Use Survey 2000を用い、世帯類型ごとの利用可能な資源(時間、人的資源、社会保障給付)や遂行すべき責務(個人的ケア、育児、介護など)を考慮し、余暇と労働への実現可能な時間配分と所得の組み合わせについて分析している。

また、時間という一側面だけに焦点を当て貧困を分析した研究もいくつかある(Goodin et al.,(2005)、(2008)、McGinnity and Russell(2007)、Warren(2003)など)。Goodin et al.,(2005)(2008)では、時間貧困の定義について綿密な議論を行い、そのうえで、国ごとの社会保障制度の違いが個人の裁量時間(discretionary time)の多寡にどのような影響を与えているかといった研究を行っている。さらに、McGinnity and Russell(2007)、Warren(2003)、Goodin et al.(2008)では、時間貧困の性差という観点のもと、世帯内における有償労働と無償労働への時間配分の男女差について分析している。

時間と所得による2次元的貧困の研究は、筆者らが知る限り日本において分析が少ない研究テーマであるが、生活時間に関する分析はいくつかある。それらの研究は、主に子育て世帯のワーク・ライフ・バランスに焦点をあてており、特にひとり親世帯において仕事と育児による時間的負担を示唆するものが多い(田宮・四方(2007)、労働政策研究・研修機構(2012)、内閣府編(2013)など)。田宮・四方(2007)では、母子世帯に焦点を絞り、仕事と育児の両立について国際比較の観点から分析を進め、日本のシングルマザーは欧米各国と比較して顕著に仕事時間が長く、育児時間が短いことを指摘している<sup>4</sup>。労働政策研究・研修機構(2012)では、「子どものいる世帯の生活状況及び保護者の就業に関する調査」を実施し、それに基づき様々な集計を行っている。その結果、仕事を持つ保護者のうち、「仕事と家庭生活の間でコンフリクト(衝突)が起きる頻度」が「ほぼ毎日」と回答した割合は母子世帯16.8%、父子世帯13.8%、ふたり親世帯(母親が回答)で7.6%であり、ここでもひとり親世帯における時間的負担の大きさがみられる。また、内閣府編(2013)『子ども・若者白書』では、1週間のうち母親と会話する時間が4時間以下しか取れない子どもが1割、父親と会話する時間が4時間以下の子どもは3割存在(平成21年)することを明らかにしている。このような状況を踏まえると、所得のみならず時間も加えて貧困を計測することで、特に子育て世帯における生活の困窮状況をよりの確に把握することができると考えられる。

さらに、今回の分析の新たな視点として職場におけるワーク・ライフ・バランス施策について時間貧困との関係を見るが、ワーク・ライフ・バランス施策の効果に関する先行研究についても触れておく。川口(2011)では、日本とEU(4か国)企業調査(従業員数250人以上の企業が対象)をもとに「WLBが充実している企業では女性が活躍しやすい」という仮説

<sup>4</sup> 具体的には、6歳未満の子どもを抱えるふたり親世帯の母親とひとり親世帯の母親の労働時間の差を日米比較し、アメリカでは仕事時間の差は1時間未満であるのに対し、日本では4時間以上あり、有業者だけを比較しても2時間以上あることを明らかにしている。また、その差は80年代から2000年代にかけて拡大しているとも指摘している。

を検証している。「女性の採用割合」や「女性の勤続年数」を被説明変数とする計量分析の結果、「WLB 支援制度の数」、「短時間管理職の存在ダミー」が統計的に有意に正、「フルタイム正社員の週労働時間」、「残業をしているフルタイム正社員の割合」が有意に負であり、WLB 支援制度が女性の活躍に正の効果を持つという仮説を支持する結果であった。また、阿部(2007)は、ポジティブ・アクションやワーク・ライフ・バランスといった、企業の人事・労務管理制度が男女の生産性にどのような影響を与えたかについて検証を行っている。用いられているデータは、労働政策研究・研修機構(JILPT)が2006年に実施した「仕事と家庭の両立支援にかかわる調査」である。分析の結果、ポジティブ・アクションとワーク・ライフ・バランスの両方の制度を行っている企業ほど、企業の実績が高まっていることが示された。また、ワーク・ライフ・バランス支援だけを行っている企業では生産性が改善されないことや、女性労働者に対して偏見の強い企業では全体の生産性が低下する傾向があることが示された。総じて、ワーク・ライフ・バランス施策やポジティブ・アクションは、労働者にとって家庭での生活時間を確保し時間貧困を削減する効果があるにとどまらず、企業側にとってもメリットがあることが分かる。

### 3. 分析のフレームワーク——所得と時間による2次元の貧困線<sup>5</sup>

本節では、Vickery(1977)および Harvey and Mukhopadhyay(2007)を参考に、本稿の分析フレームワークである所得と時間による2次元の貧困線を説明する。なお、所得貧困および時間貧困に関するそれぞれの定義については次項で説明する。

図1は、所得と時間による2次元の貧困線を表したものである。縦軸に所得、横軸に時間をとり、 $M_0$ は最低限必要な所得を示す所得貧困線、 $T_1$ は最低限必要な家事時間を示す時間貧困線である<sup>6</sup>。横軸の最大値である $T_m$ は可処分時間を表しており、具体的には1日24時間から基礎的活動時間(睡眠・食事・身の回りの用事(排泄・入浴・身支度など)を差し引いた値をとる。 $T_m$ から $T_1$ を差し引いた値は $T_a$ であり、原点に向かって実際の労働時間 $T_w$ (通勤時間も含む)が $T_a$ を上回り、時間貧困線である $T_1$ を侵食する場合、その世帯は時間貧困であると判断する。なお、家事労働と市場労働は成人の世帯員によって担われると仮定し、 $M_0$ 、 $T_m$ 、 $T_1$ 、 $T_a$ の変数の各値は世帯内の成人の時間の合計値となる。当然、世帯類型によって諸変数は異なる値をとる。 $M_0$ と $T_1$ の2軸により、右上の領域を「非貧困」、右下の領域を

<sup>5</sup> この項は、石井・浦川(2014)に主に依拠しているが、貧困線の設定のフレームワークは異なる点は注意を要する。

<sup>6</sup> なお、Vickery(1977)では、世帯の家庭生活を機能させるために睡眠・食事・排泄・入浴・身支度といった基礎的な活動時間以外に1世帯当たり最低限2時間/日(これを $T_0$ と定義)は家庭での時間を持たなくてはならず、所得の多寡にかかわらず、 $T_0$ が2時間/日を下回ると、その世帯は貧困と定義するとしている。すなわちここでの2時間/日は所得で代替することができない必要時間である。Vickery(1977)では具体的な説明はないが、推測するに、母乳育児をしている母親が授乳に費やす時間、親子や夫婦の関係を維持するために最低限必要な会話やスキンシップをはかる時間がこれに当てはまるであろう。Vickery(1997)を踏襲したHarvey and Mukhopadhyay(2007)では、理論モデルの説明では $T_0$ を取り上げているが、データを用いた実証分析では $T_0$ を扱わず $T_1$ のみで時間貧困を推計している。本稿では $T_0$ が示す時間を最低限必要な余暇時間に含めてカウントすることとする。

「所得貧困・時間非貧困」、左上の領域を「所得非貧困・時間貧困」、左下の領域を「所得貧困・時間貧困」の4つに分けることができる。

さらに、「所得非貧困・時間貧困」においては、家事サービスの購入(外食や保育サービスの利用など)といった所得による時間の代替を想定することで、2タイプに分類することができる。所得貧困線と時間貧困線の交点であるE点から家事サービスの購入価格を傾きに持つ曲線を引くと、縦軸との交点M<sub>1</sub>は必要な家事労働を全て外部化した場合の最低限必要な所得となる。曲線よりも上の範囲は、生活時間の不足を補うために家事サービスを購入しても所得貧困に陥らない世帯(「時間調整後所得非貧困」)、曲線よりも下の範囲は、時間不足を補うために家事サービスを購入すると所得貧困に陥ってしまう世帯(「時間調整後所得貧困」)に分類することができる。

#### (ア) 所得貧困線の設定

石井・浦川(2014)では、日本の公的扶助制度である生活保護の扶助基準をもとに所得の貧困線を定義したが、「21世紀成年者縦断調査」を用いた本稿の分析では、所得が把握できるすべての世帯における等価所得の中央値の50%を貧困線とした。利用した所得は、対象者が1年間に得た所得(働いて得た所得(税込み)とその他の所得の合計金額)であり、有配偶世帯の場合は、夫の所得と妻の所得を合計した。そのうえで、世帯人数の差異による規模の経済を考慮するために、上述の所得について世帯員数の平方根で割り、等価所得<sup>7</sup>を算出した。

#### (イ) 時間貧困線の設定<sup>8</sup>

時間に関する貧困線の定義にも様々なものがある(Burchardt(2010), Kalenkoski (2011))。Vickery(1977)、Harvey and Mukhopadhyay(2007)などの研究では、時間貧困を測定するうえで最低限必要な家事時間(図1におけるT<sub>1</sub>)を世帯類型ごとに定義している。ここでの最低限必要な家事時間は、炊事、洗濯、育児、介護、買い物といった一連の家事作業を全く外部化(外食や出前、お惣菜の購入、市場での家事関連サービスの購入など)しない場合に最低限必要となる家事時間を表している。Vickery(1977)は、当時の生活時間調査<sup>9</sup>を参考に、少なくとも専業主婦(主夫)が1人いる世帯における家事時間の平均値を最低限必要な家事時間としている。Harvey and Mukhopadhyay(2007)もこれに倣い、カナダのGeneral Social Surveyから同様の値を算出している。基礎的活動時間(睡眠・食事・身の回りの用事(排泄・入浴・身支度など))については、生活時間調査をもとに、成人の平均値をあてはめている。具体的には、Vickery(1977)ではUnited States 1966 Michigan Time-use surveyを参考に

<sup>7</sup> 等価所得の計算をすることにより、複数人の同居から生じる規模の経済性を考慮した「世帯員1人当たりが享受できる所得水準」を算出することができる。ただし、等価尺度にはいくつものヴァリエーションがあり、たとえば、イギリスでは世帯員の年齢ごとに異なる等価尺度を用いるMcClements scaleが一般的に用いられている。

<sup>8</sup> この項は、石井・浦川(2014)の文章に多くを依拠している。

<sup>9</sup> Kathryn E. Walker and Margaret E. Woods.らが1976年に発表したTime Use: A Measure of Household Production of Family Goods and Services.を用いている。

成人の基礎的活動時間の平均値 10.2 時間/日を利用しており、Harvey and Mukhopadhyay(2007)では、カナダにおける同様の調査データから成人の基礎的活動時間の平均値 10.5 時間/日を利用している。

さらに、両研究では最低限必要余暇時間を設けており、これについて Vickery(1977)では 10 時間/週、Harvey and Mukhopadhyay(2007)では 14 時間/週と定めている。Burcahrdt(2008)(2010)においても最低限必要とされる生活時間に注目し、絶対的な観点から時間貧困を定義している。基礎的活動時間については Vickery(1997)などの先行研究での設定値を参考にしているが、育児時間については英国の育児のガイドラインを参考としている。また、家事時間については家事作業を全く外部化しない世帯における家事時間の平均値をあてはめている。

本稿では、これらの研究を参考として時間貧困線を定義する。具体的には、総務省「平成 23 年社会生活基本調査」を参考に、基礎的活動時間(睡眠・食事・身の回りの用事(排泄・入浴・身支度など))と最低限必要家事時間( $T_1$ )を後節で定義する世帯類型ごとに設定する。「社会生活基本調査」は総務省が 5 年に一度、日本国民における生活時間の配分や余暇における主な活動の状況などを明らかにするために行っている調査であり、平成 23 年度調査では約 83,000 世帯の 10 歳以上の世帯員約 20 万人を対象としている。

基礎的活動時間については、男女別に 20-64 歳における週全体の平均値を用いた。内訳としては、睡眠時間<sup>10</sup>は男性で 7.5 時間/日、女性で 7.2 時間/日、身の回りの用事は男性で 1.1 時間/日、女性で 1.5 時間/日、食事は男性で 1.5 時間/日、女性で 1.6 時間/日である。さらに、先行研究に倣い、基礎的活動時間には最低限必要な余暇時間を含めることとした。これについては、月曜日から金曜日は 1 時間/日、土曜日と日曜日は 3 時間/日と仮定した。

最低限必要家事時間( $T_1$ )については、炊事、洗濯、育児・買い物、介護といった一連の家事作業を全く外部化(外食や出前、お惣菜の購入、市場経済での家事関連サービスの購入など)しない場合に最低限必要となる家事時間を意味するため、分析対象となる世帯類型ごとに、少なくとも無業の成人 1 人がいる世帯における家事時間の平均値をあてはめた。

具体的には、夫婦と子どもからなる世帯および夫婦ふたり世帯においては夫が有業で妻が無業である世帯における家事時間、単身世帯およびひとり親世帯においては無業世帯における家事時間を参照した。家事活動としては、「社会生活基本調査」より、家事、看護・介護、育児、買い物を考慮している。なお、男性の単身世帯においては、他の世帯と比較して家事時間の平均値が大幅に短い。おそらく、男性の単身世帯の多くでは、自炊をせず外食が多いなど、すでに家事の多くが外部化されていることが考えられる。そのため、男性の単身世帯の最低限必要家事時間については、女性の単身世帯の家事時間を代用することとした。

表 1 には、「平成 23 年度社会生活基本調査」を参照した世帯類型ごとの基礎的活動時間

<sup>10</sup> 厚生労働省「健康づくりのための睡眠指針 2014」では、必要睡眠時間について具体的な数値は示されておらず、必要な睡眠時間は人それぞれであり、昼間の眠気で困らない程度の睡眠が必要とされているため、本稿では色々な生活状況にある人々の平均値で代用した。なお、睡眠時間においては平日と休日(土曜日・日曜日)の差が大きく、平日は短く休日は長い傾向があるため、週全体の平均値を用いた。



および最低限必要家事時間( $T_1$ )を掲載している。分析対象となる世帯類型については、後述するとおり、「平成 23 年度社会生活基本調査」における世帯類型に合わせる形で 7 つのタイプを設定している。本稿で用いる世帯類型ごとの各生活時間に加えて、比較対象として、先行研究(Vickery(1977)および Harvey at al.(2006))で用いられた生活時間についても合わせて掲載している。基礎的活動時間および最低限必要家事時間においても、本稿で設定した値は先行研究の値より小さく、その分時間貧困線が低くなる。この理由は、OECD(2011)による国際比較<sup>11</sup>でも明らかにされているとおり、日本人が余暇や個人的ケアに費やす時間は諸外国と比較して短いためと考えられ、日本の状況・慣習を反映した時間貧困線である点に注意が必要である。

#### (ウ) 家事労働の代替率の設定

貧困の計測に時間の概念を取り入れることにより、所得の貧困の計測も少なからず影響を受ける。図 1 の線分  $EM_1$  は、最低限必要な家事・育児を時間不足で賄えない場合に、市場から家事・育児関連のサービスをその不足時間に応じて購入する場合の予算線を示している。すなわち、線分  $EM_1$  と線分  $EM_0$  との角度は、家事・育児サービスの単位時間当たりの加重平均価格を示しており、 $M_1$  は家事・育児サービスをすべて外部化した場合に最低限必要な所得を示している。したがって、線分  $EM_1$  は外部化のコストを考慮した所得貧困線と言える。このような形で生活時間を考察の対象に含めると、所得の貧困率も幾分上昇する可能性がある。

前述のとおり、本稿では、家事サービスの購入(外食や保育サービスの利用など)といった所得による時間の代替を想定し、これにより所得貧困に陥る世帯がどの程度いるか確認する。この際、家事サービスの価格を設定する必要があるが、先行研究においてもそれぞれ独自の方法で価格を設定している。たとえば、Vickery(1977)では、家事労働の代替率を 2 ドルから 2.5 ドルと設定しており、この金額は当時の皿洗いや掃除婦/掃除夫の時給と比較して妥当であるとしている。そのうえで、代替率が常に一定のケースや、代替率が逡増するケース(外食のように安いものから市場で購入を始め、保育のようにお金がかかるのを後に回す)を検討している。一方、Harvey at al.(2006)では、代替率に当時の最低賃金(1998 年時点で 6.55 カナダドル)をあてはめて計算している。

家事労働の代替率の設定にはほかにもさまざまな方法が考えられるが、本稿では市場における各家事サービスの時間当たり価格を設定することで、単位時間当たりの家事サービスの平均価格の推計を世帯類型別に行う。具体的には、 $T_1$ における家事内容として「買い物」、「家事」、「育児」の 3 つを想定した<sup>12</sup>。「買い物」においては、食糧品および日用品の宅配サービスを想定し、大手運輸会社の冷蔵宅配サービスの価格を参考に、代替率を 833 円/時

<sup>11</sup> OECD (2011) p.130 Figure 6.2.

<sup>12</sup> ただし、単身世帯、夫婦ふたり世帯、末子が 10 歳以上の世帯においては、育児サービスの購入は必要ないものと仮定した。

間と設定した<sup>13</sup>。「家事」(掃除、洗濯など)については、大手家事代行サービス業者における1時間あたりの家事代行サービスの価格3240円(税込)をあてはめた。そして、「育児」については、10歳未満の子どもがいる世帯を対象に、大手ベビーシッター業者における1時間当たりの料金4464円(税込み)<sup>14</sup>をあてはめた。ただし、認可保育所を利用している保育園児に対しては、総務省「平成23年小売物価統計調査」より認可保育所の月額保育料(県庁所在地の全国平均:47,210円)から割り出した時間当たり保育料を当てはめた<sup>15</sup>。

#### 4. データ

本稿で用いるデータは厚生労働省による「21世紀成年者パネル調査(平成14年成年者)」である。「21世紀成年者パネル調査」は平成14年10月末時点で20歳から34歳であった全国の男女(およびその配偶者)を対象にした調査<sup>16</sup>である。結婚、出産、就業などの実態や意識の経年変化を観測し、少子化対策等の企画立案を行うために実施された調査で、就業や家族構成、結婚意欲、子育て、労働環境に関する質問項目が含まれている。厚生労働省のHPで公表されている調査概要によると、調査客体数は女性票で16,725、男性票で16,964、うち回収客体数は女性票で14,150、男性票で13,743となっている。加えて、配偶者票として、女性の客体数は264、男性の客体数は1,495、うち、回収客体数は女性で246、男性で1,427である。初年度で合計3万を超える客体数は、わが国においては他に例を見ないほど、大規模なものだといえよう。

本稿では、石井・浦川(2014)と比較可能な形式にするため、このうち2010年から2012年の3年間のデータを用いて分析する。初めの年次では回収できた配偶票が少なく(例えば第1回調査で配偶票と結合できたのは、男性票で1,417、女性票で242)、有配偶世帯を分析する場合、多くのサンプルを除外しなくてはならないという制約があり、その観点からも2010年からの3年間のデータを利用するのは妥当と考えられる。ちなみに、ほかのパネルデータ同様、調査に協力する対象者は年々減少している一方で、配偶票については第9回調査まで年々増加している。また、本稿の分析で重要な変数の1つである所得についても、設問方法が第6回(2007年)調査より変更されていることから、入手できたデータの中で直近3年間に着目している。

分析対象としては、世帯内の成人の生活時間(主に労働時間)の情報をもとに時間貧困を測

---

<sup>13</sup> 大手宅配業者の冷蔵宅配サービス972円(2kgまで)を週3回利用すると仮定。時間換算するために、1日あたり30分で毎日買い物する代わりに、宅配サービスを利用すると考えると、 $(972円 \times 3) \div (0.5時間 \times 7日) = 833円$ で、買い物に関する1時間当たりの代替率が833円となる。

<sup>14</sup> 1時間あたりの価格3564円に交通費900円一律を加えたものである。なお、参照した業者では、託児したい子どもが2人以上いる場合は、2人目以降は半額という設定になっているので、本稿の分析でもそのように価格を設定した。

<sup>15</sup> 認可保育所、認証保育所や無認可保育所での延長保育などのサービスを併用(保育所や幼稚園に登園している時間以外に、ベビーシッターを雇っているなど)しているケースも考えられるが、本稿のデータでは、それぞれのサービスの利用や価格に関する詳細な情報が入手できないためこのような措置をとった。

<sup>16</sup> 平成27年の調査をもってこの調査は終了している。ただし、平成24年より別のパネルを対象に調査が行われている(「21世紀成年者縦断調査(平成24年成年者)」)。

るため、その情報を正確に把握することができる世帯に分析対象を限定する<sup>17</sup>。分析対象は、20歳未満の子どもと夫婦からなる世帯(ふたり親世帯)、20歳未満の子どもとひとり親からなる世帯(ひとり親世帯)、単身世帯(学生を除く)、夫婦ふたり世帯(子どもがいない世帯、もしくは子どもと同居していない世帯)、以上4つのタイプに限定する。調査の対象者が初年度で20歳から34歳と限定されていたため、分析対象も、2010年の時点で28歳から44歳となっている。なお、分析では、総務省「社会生活基本調査」における世帯類型に合わせて、上記の分析対象を以下の7世帯に分類する。

- ・ 男性単身世帯
- ・ 女性単身世帯
- ・ ひとり親世帯
- ・ ふたり親と末子が6歳以上の子からなる世帯(長子は20歳未満)
- ・ ふたり親と6歳未満の子が1名からなる世帯(長子は20歳未満)
- ・ ふたり親と6歳未満の子が2名以上からなる世帯(長子は20歳未満)
- ・ 夫婦ふたり世帯

いくつか重要な変数の作成方法についても説明しておく。最終学歴については第1回と第2回調査のみ聞いており、その後は、変更がある場合のみ情報を更新する形になっていた。最終学歴に変数を作成する際には、1回目と2回目の欠損値を双方で補い合い、その後最終学歴に変更がない限り、2回目の情報を以降の調査年の情報として補充することとした。また、前述のとおり調査対象者の配偶者については、年々回収数が増加しているため、1回目と2回目の調査の情報がない場合は、3回目以降の情報を活用し、他の調査年の欠損値を補った。

就業形態についても、第5回調査までは毎年尋ねているが、第6回調査以降は前年から変更があるときのみ答える形式に変更されていた。欠損値が多かったため、まずは、第1回から第5回調査における欠損値をその間の最頻値で補った。その後、第6回以降で変更がない限り、第5回調査の情報を補充した。変更があった場合は、それ以降、その情報を優先した。

所得については、第6回調査以降、女性票(女性用配偶者票も含む)では「あなたの所得」と「配偶者の所得」、男性票(男性用配偶者票)では「あなたの所得」を聞いており、世帯所得については、有配偶の場合は妻と夫の所得を足し合わせたもの<sup>18</sup>、無配偶では「あなたの所得」を利用している。世帯類型については、対象者が父母(義父母)と同居している場合は分析対象から除き、そのうえで、配偶状況と世帯人数、同居している子どもの年齢をもとに作

<sup>17</sup> 子育て期の世帯において、祖父母との同居の有無は生活水準を左右する重要な要素であり、時間貧困を救う重要な要素でもあるが、祖父母の労働時間について調査から把握できないため、祖父母と同居している世帯は分析から除いた。

<sup>18</sup> 提供を受けたデータでは、妻が回答した夫の所得と夫が答えた本人の所得がすべて一致していた。

成した。有配偶の場合、配偶票がないサンプルについては分析から削除した。最終的に分析に用いたサンプルは、対象者および配偶者の就労状態、労働時間、通勤時間、子どもの年齢、子どもの就学状況、対象者の最終学歴、これらの変数がすべて揃う 9625 世帯(3 年分のデータをプール)である。

## 5. 分析結果

### (ア) 時間貧困について

まずは、時間貧困の重要な決定要因である世帯類型別の夫婦(単身世帯およびひとり親世帯の場合は世帯主)の労働時間の合計値を図 2 で確認する。石井・浦川(2014)で得られた数値についても比較のため並列している。

本稿の分析では、利用するデータの特性上、分析対象が 20 代後半から 44 歳となつて居るため、JHPS を用いて 20 代から 64 歳までを分析対象に含めた石井・浦川(2014)とは労働時間の平均値が異なるのは自明のことである。単身世帯においては、男性で 46 時間、女性で 41 時間であり、壮年期を対象としているため、高齢者も含んでいる JHPS よりもやや長めに出ている。同様に、夫婦ふたり世帯全体においても、分析対象の年齢層の違いから、本稿の分析対象のほうが労働時間の平均値が大きい。一方で、子どものいる世帯においては、子どもの年齢と数を所与としているため、おのずと親の年齢層も似てくるのか、両分析結果の平均値に大きな差はないことが分かる。

夫婦の働き方の組み合わせ(図 3 および表 2)についてしてみると、JHPS での集計結果同様に、6 歳未満の子どもがいる世帯において片働き率が極めて高いことが分かる。6 歳未満の子どもが 1 名のみ在世帯では、本稿の集計結果では JHPS よりも片働き率がやや高めに集計されているが、それ以外では、両調査の集計結果はかなり似た値を示している。夫婦ともに常勤勤務のケースに着目すると、夫婦ふたり世帯でもっともその割合が高く、子どもがいる夫婦世帯においては、その割合が 10%前後であることには変わりがない。また、末子が小学生以上になると、片働き率が減り、夫が常勤で妻が非常勤のケースが 4 割以上に増える点も両分析結果から確認できる。

次に、世帯類型別の時間の貧困の程度について確認していく。表 3 では、各世帯における時間貧困の深さを把握するため、可処分時間( $T_a$ )から労働時間と通勤時間の合計値( $T_w$ )を差し引いた裁量時間をみている。可処分時間( $T_a$ )には最低限必要家事時間は含まれないため、裁量時間が負であると最低限必要な家事時間を確保することができず、時間貧困の状態であると判断する。もっとも裁量時間の短い世帯は、JHPS の分析ではひとり親世帯であったが、本稿の分析では、それと同程度に 6 歳未満の子が 2 人以上いる共働き世帯も裁量時間が短い世帯として浮上している。ひとり親世帯における裁量時間平均値は 5.8 時間/週であり JHPS の 6.3 時間/週に近い。6 歳未満の子どもが 2 人以上いる世帯については、石井・浦川(2014)ではサンプルサイズの問題から 6 歳未満の子どもが 1 人の世帯と一括りに集計したため、比較することができない。そして、世帯類型ごとに時間貧困に陥っている世帯の

割合(時間貧困率)を見ると、6歳以上の子どもが2人以上いる共働き世帯において、時間貧困率が39.6%と最も高く、次いでひとり親世帯で30.6%となっている。本稿の分析では、石井・浦川(2014)と異なり、壮年層の働き盛りの単身男性の時間貧困率が14.4%と高くなっている。一方、末子が6歳以上である夫婦世帯と夫婦ふたり世帯においては、片働きであれ共働きであれば、時間貧困率が低い点は、石井・浦川(2014)と同じ結果を示している。

単身世帯を除くと、育児が時間貧困を招く重要な要因の1つであると考えられるが、それでは、職場におけるワーク・ライフ・バランス施策は、時間貧困とどのような関係があるだろうか。表4では、結婚し就学前の子どもを持つ有配偶世帯に限定して、時間貧困と本人の勤め先におけるワーク・ライフ・バランス施策との関係を夫婦別にt検定により検証したものである。推計結果を参照すると、妻の場合は短時間勤務制度については、時間貧困の世帯ほど、実際の利用を経験した割合が高いことがわかる。ただし、その一方で自分の勤め先が短時間勤務制度を利用しにくい雰囲気であると回答した割合が高く、時間非貧困世帯との間に統計的に有意な差がみられる。また、育児休業制度については、時間貧困世帯の妻のほうが貧困でない世帯と比べて制度の利用を希望しているが、実際の利用に関しては統計的な差がないことから、これまで必ずしも十分な活用がなされていないことが示唆される。さらに、時間貧困でない世帯の夫のほうが、利用可能な育児休業制度、短時間勤務制度が存在する職場で働いていることがわかった。ただし、実際の利用については統計的な差はなく、夫の場合は、時間貧困世帯、時間貧困でない世帯のいずれにおいても、制度の活用が十分にされていないことがわかった。

#### (イ) 所得と時間による2次元的貧困

表5では、図1に示した5つの貧困タイプ(「非貧困」「所得貧困・時間非貧困」「所得貧困・時間貧困」「時間調整後所得貧困」「所得非貧困・時間貧困(時間調整後所得非貧困)」)について世帯類型ごとにその割合を算出している。生活時間が不足している部分については、上述のとおり、買い物、家事、育児のそれぞれについて市場にて家事サービスを購入することで、家事労働を代替することを想定し、追加的に必要となる所得を算出し、「時間調整後所得貧困」の領域に入るか、「所得非貧困・時間貧困」の領域に入るかの識別を行った。ただし、世帯類型ごとに、買い物、家事、育児に配分する時間の割合が異なるため、「社会生活基本調査」のデータに基づき、それぞれの世帯類型における時間配分を用いた推定を行っている。

表を参照すると、「所得非貧困・時間貧困」世帯において市場で家事サービスを購入することで可処分時間を稼ぐことができるが、それにより所得貧困に陥ってしまう「時間調整後所得貧困」世帯は、全体で2.6%いることがわかる。世帯類型別にみると、ひとり親世帯で8.1%、未就学児を2人以上持つふたり親世帯で5.7%、未就学児を1人持つ二人親世帯で4.3%と割合が高い。所得だけを基準とした従来の貧困では、「所得貧困・時間貧困」および「所得貧困・時間非貧困」世帯しか貧困にカウントされないが、時間という観点を加えて貧困をみ

ると、所得貧困はさらに深刻になることがわかる。

#### (ウ) 計量分析

表 5 では、これまでの分析に用いた諸変数とパネルデータ分析に用いる諸変数の記述統計量(2010 年から 2012 年のプーリングデータ)を示した。世帯類型の構成割合や夫婦の就業形態の構成割合は、JHPS のデータと概ね大きな差異はないが、いくつかの点では差異が存在しているため、先に要点についてまとめておく。第 1 に、ふたり親世帯で 6 歳未満の子ども 1 名の割合が 19%で JHPS の 36%と比べて非常に低くなっている。これは、分析対象の年齢上限が 42 歳であることが大きな理由である。第 2 に、有配偶世帯について言えば、片働き世帯の割合が 47.5%で JHPS の 37%と比べて高くなっている。この理由も上述のサンプルの年齢構成の差異によるところが大きいと考えられる。第 3 に、世帯主の最終学歴が不詳であるケースが約 3 割存在しているという問題がある。

表 7 では有配偶世帯(「夫婦と子どもからなる世帯」および「夫婦ふたり世帯」)を対象に、時間貧困のダミー変数(時間貧困ならば 1、それ以外は 0)、あるいは生活時間調整後の所得貧困のダミー変数を被説明変数においた計量モデルのパネルデータ・ロジットモデルによる推計結果を掲載している。これらの計量モデルは、比較のため説明変数は同じ種類であり、夫婦の働き方、世帯主の学歴、世帯収集、年次に関連する変数が説明変数として用いられた。

まず、夫婦の働き方を表すダミー変数としては、常勤同士世帯、夫常勤+妻非常勤世帯、片働き世帯のそれぞれを示すダミー変数を作成し、利用した。ここでは、リファレンス・グループは、その他の共働き世帯(夫自営+妻自営世帯、夫常勤+妻自営世帯など)になる。また、世帯主や世帯全体の生産性を表す変数として、世帯主の学歴カテゴリー(中・高卒をレファレンスに、短大・高専卒ダミー、大学・大学院卒ダミー)や世帯収入の各 5 分位階級のダミー変数が説明変数に投入された。

推定結果から夫婦の就業形態の影響をみると、共働き(夫常勤・妻常勤)で時間貧困あるいは生活時間調整後の所得貧困に陥る確率が高いことが明らかになった。また、生活時間調整後の所得貧困については、世帯所得第一分位よりも世帯所得第二分位にいる人のほうが統計的に正に有意であった。ただし、世帯主の学歴の影響をみると、JHPS を用いた石井・浦川(2014)と異なり、高学歴の統計的な有意性は確認できなかった。

## 6. 結論

本稿では、厚生労働省が実施している大規模パネル調査「21 世紀縦断調査・成年者調査」を用いることにより、所得の貧困に加え、家庭生活において必要な時間(家事・育児など)が確保されているかどうかに着目した時間貧困の分析を行った。日本における貧困研究の多くは所得や資産といった金銭的尺度を用いた分析を行っているが、世帯員の余暇時間の多寡も当該世帯の生活水準を決定づける重要な要因のひとつである。所得と時間という 2 つの次元から貧困を捉えた研究は、諸外国においてはすでに研究が蓄積されてきているが、日

本では筆者らが知る限りいまだ十分な分析がなされていない現状にある。

主な推定結果からは、JHPSを用いた石井・浦川(2014)と同様、時間貧困を考慮することの重要性が示された。第1に、時間貧困に陥りやすい世帯としてもっとも目立つのがひとり親世帯である点が石井・浦川(2014)と同様、改めて確認された。ひとり親世帯では、1人の親が子育てと就業を一手に担っているため、金銭的・物的補助が不十分であれば、必然的に時間不足は避けられない。ただし、本稿では、データの制約上、祖父母やその他家族との同居により時間不足を軽減している世帯については分析対象に含めることができなかった。そのため、ひとり親世帯における時間不足を実際より深刻に捉えている可能性があり、今後も別調査を用いた検討を要する。

第2に、ひとり親世帯に次いで、就業と子育てにより時間不足に直面しているのは、未就学児を抱える共働き(ともに常勤)のふたり親世帯である点が示された。生活時間の不足を補うための家事の外部化にかかる費用を考慮した所得貧困線を考えると、皮肉なことに所得貧困に陥る世帯が上記のグループでは約5%ポイント増え、無視できない割合で存在していることが明らかになった。いわば、夫婦で長時間労働をすることが貧困の脱出に結びつかないケースが存在している。

第3に、子育ての負担がない単身世帯においても時間不足が無視できない割合で発生していることもわかった。労働時間の長期化や、不安定雇用の拡大によりいくつもの働き口を掛け持つといった状況も今日では珍しくなく、この場合、子育ての負担がなくても時間不足に陥ることがある(石井・浦川(2014))。

第4に、職場におけるワーク・ライフ・バランス施策と時間貧困にはいくつかの点で統計的に有意な関係が確認された。現在、家庭での生活時間が不足している時間貧困世帯では、そうでない世帯と比べて妻が現在または以前に短時間勤務制度を活用していた割合が高いが、その一方で、時間貧困世帯では、短時間勤務制度が利用しにくい雰囲気であると回答している妻(就業者)の割合が高かった。このことは、仮に短時間勤務制度が実際より利用しやすい環境であった場合に比べて、制度の活用を抑制してしまっている可能性が考えられる。また、育児休業制度については、時間貧困世帯の妻のほうが貧困でない世帯と比べて制度の利用を希望しているが、実際の利用に関しては統計的な差がないことから、これまで必ずしも十分な活用がなされていないことが示唆される。さらに、夫に関しては、時間貧困世帯、時間貧困でない世帯ともに制度の活用が十分になされていない。

第5に、所得貧困と時間貧困が関連しているか、すなわち、「貧乏暇なし」は存在するかという点についても改めて石井・浦川(2014)と同様の知見を得ることができた。まず、単身世帯においては、時間貧困率と所得貧困率はそれぞれ高いものの、それらは独立に発生しており、時間貧困と所得貧困はトレードオフの関係にあることがうかがえた。その一方、子育ての負担から十分な労働時間を確保することができないひとり親世帯では、所得貧困と時間貧困がほぼ同時的に発生しているケースが多い。また、ふたり親と子どもからなる世帯においては、夫婦ともに常勤職で就労している場合、時間貧困率が高い一方で所得貧困率は

低い傾向にある。しかし、未就学児を抱える世帯においては、所得・時間の同時貧困を経験している世帯があることが確認できた。パネルデータを用いた計量分析の結果を見ても、有配偶世帯で時間貧困と所得貧困が必ずしもトレードオフの関係にはないことが示された。

第6に、家事サービスの購入といった家事の外部化により時間貧困を所得で代替することで、所得貧困に新たに算定される世帯はどの程度いるのかという点についても計測し、他の個票データを用いた分析と概ね変わらない数値を得ることができた。生活時間の不足に陥っている世帯が家事サービスの購入により必要不可欠な生活時間を補うことで、結果として所得貧困に陥るケース(2.6%)を加味すると全体の所得貧困率は12.7%にまで上昇する。

時間はお金と同様に有限な資源であり、毎日の生活を健やかに送るためには不足してはならないものである。多くの人が時間に追われている現代社会において、時間を稼ぐための家事の外部化の手段は幅広く用意されている。たとえば、スーパーのお惣菜売り場やファミリーレストラン、食事の宅配サービスなどは、手ごろに家事を外部化できる手段であり、所得の多寡にかかわらず幅広い層で活用されている。ワイシャツのアイロン掛けの手間をなくしてくれる衣類のクリーニングサービスなどもスーツを着る多くの男性にとっては、非常に便利な家事代替サービスの一類型である。さらに、食洗機や衣類乾燥機、ロボット型の掃除機など、家事負担を軽減するさまざまな高級家電が普及しつつある(石井・浦川(2014))。このような状況を踏まえると、技術進歩や生活支援サービスの普及が労働と家庭生活の時間配分に与えた影響や時間貧困への影響など、今後も時間の観点を考慮した貧困分析が重要と考えられる。

なお、これまでの貧困に関する多次元的な分析が示すとおり、生活の困窮状態は所得と時間の2つの指標のみで完全に把握できるものではないだろう。しかしながら、生活水準をかなりの確に捉えることができる所得という指標に加えて、所得とは必ずしも相関を示さない時間というもう1つの指標を加えて貧困を計測したことの意味は大きいと考えられる。

最後に、本稿の分析から得られる政策インプリケーションについて述べる。第1に、所得貧困と時間貧困が同時に発生する確率の高いひとり親世帯へのより一層の支援の必要性である。OECD(2013)などで論じられているように、所得の貧困に対する対策として、失業者への就労支援は重要かつ効果的である。しかしながら、先行研究が示すとおり、欧米諸国と比較して日本のシングルマザーは顕著に労働時間が長いこと(田宮・四方(2007))、さらに、母子世帯や父子世帯ではふたり親世帯と比べて「仕事と家庭生活の間でコンフリクト(衝突)が起きる頻度」が顕著に高い(労働政策研究・研修機構(2012))といった現実を考えると、就労の負担の軽減や就労時間外における子育ての負担の軽減といった支援も充実させる必要がある。

第2に、未就学児を抱える共働き世帯への子育て支援や教育支援もより一層の拡充が必要だろう。保育所の拡充は進みつつあるものの、東京都心部などでは未だに待機児童の多さが目に付く。保育所の拡充のみならず、企業におけるワーク・ライフ・バランスやポジティブ・アクションへの取り組みも必須である。いくつかの先行研究(阿部(2007)、川口(2011))から、



これらの施策が企業の生産性を向上させることも明らかになっており、労働者のみならず企業にとってもメリットの大きい課題であり、今後さらなる効果的な取り組みが期待される。

## 参考文献

- [1] Becker, G. (1965) “A theory of the allocation of time” *The Economic Journal*, 75:493–517.
- [2] Burchardt, T. (2008) “Time and income poverty”, CASE Report 57, London School of Economics, Centre for Analysis of Social Exclusion.
- [3] Burchardt, T. (2010) “Time, income and substantive freedom: A capability approach”, *Time and Society*, 19 (3): 318-344.
- [4] Douthitt, R. (2000) “Time to do the chores?” Factoring Home-production needs into measures of poverty”, *Journal of Family and Economics Issues*, 21 (1) 7-22.
- [5] Goodin R, A. Parpo and O.Kangas (2004) “The temporal welfare state: The case of Finland”, *Journal of Social Policy*, 33(4): 531–52.
- [6] Goodin R, J. Ricw, M. Bittman and S. Saunders (2005) “The time-pressure illusion: Discretionary time vs free time” *Social Indicators Research*, 73: 43–70.
- [7] Goodin R, J. Rice, A. Parpo and L. Eriksson (2008) *Discretionary Time: A New Measure of Freedom*. Cambridge: Cambridge University Press.
- [8] Harvey, A. and A.K.Mukhopadhyay (2007) “When twenty-four hours is not enough: Time poverty of working parents”, *Social Indicators Research*, 82, 57-77.
- [9] Kalenkoski, C. and K.S. Karmrick (2013) “How does time poverty affect behavior? A look at eating and physical activity”, *Applied Economic Perspectives and Policy*, 35 (1): 89-105.
- [10] Kalenkoski, C., K.S. Karmrick and M. Andrews (2011) “Time poverty thresholds and rates for the US population”, *Social Indicators Research*, 104: 129-155.
- [11] McGinnity, F and H, Russell (2007) “Gender inequalities in time use –The distribution of caring, housework and employment among women and men in Ireland”, The Economics and Social Research Institute, Dublin, Ireland.
- [12] OECD (2011) *How’s Life? –Measuring well-being*, OECD Press.
- [13] Vickery, C. (1977) “The time poor: A new look at poverty” *The Journal of Human Resources* 12(1): 27–48.
- [14] Warren, T. (2003) “Class- and gender-based working time? Time poverty and the division of domestic labour”, *Sociology*, 37 (4): 733-752.
- [15] 阿部彩(2007)「日本における社会的排除の実態とその要因」『季刊社会保障研究』43(1): 27-40.
- [16] 阿部正浩(2007)「ポジティブ・アクション, ワーク・ライフ・バランスと生産性」『季刊社会保障研究』43(3), 184-196.
- [17] 石井加代子・浦川邦夫 (2014)「生活時間を考慮した貧困分析」『三田商学研究』57(4): 97-121.
- [18] 石井加代子・山田篤裕 (2007)「貧困の動態分析—KHPSに基づく3年間の動態およびその国際比較」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編『日本の家計行動のダイナミズムⅢ』慶應義塾大学出版会, 101-129.
- [19] 伊藤セツ・天野寛子・天野晴子・水野谷武志編(2005)『生活時間と生活福祉』光生館.
- [20] 大竹文雄(2005)『日本の不平等—格差社会の幻想と未来』日本経済新聞社.
- [21] 小塩隆士・浦川邦夫(2008)「2000年代前半の貧困化傾向と再分配政策」『季刊社会保障研究』44(3): 278-290.
- [22] 川口章(2011)「長期雇用制度とワーク・ライフ・バランス施策が女性の活躍に及ぼす影響」内閣府経済社会総合研究所(ESRI)編『平成22年度 ワーク・ライフ・バランス社会の実現と生産性の関係に関する研究報告書』, 81-96.
- [23] 黒田祥子・山本勲(2011)「人々はいつ働いているのか?—深夜化と正規・非正規雇用の関係—」RIETI Discussion Paper Series 11-J-053.
- [24] 厚生労働省(2006)「健康づくりのための睡眠指針2014」
- [25] 駒村康平(2003)「低所得世帯の推計と生活保護制度」『三田商学研究』46(3):107-126.
- [26] 橋本俊詔(1998)「日本の経済格差 所得と資産から考える」岩波新書.
- [27] 橋本俊詔・浦川邦夫(2006)「日本の貧困研究」東京大学出版会.
- [28] 田宮遊子・四方理人(2007)「母子世帯の仕事と育児—生活時間の国際比較から—」『季刊社会保障研究』43 (3): 219-231.
- [29] 内閣府編(2013)『子ども・若者白書』.



表 1. 世帯類型ごとの基礎的活動時間および最低限必要家事時間

(単位：時間)	総時間 (V) week	基礎的活動時間 (Te)			Tm (V-Te) week	最低限必要家事時間 (T1)※1					可処分 時間 Ta (Tm-T1) week
		week	day	day		家事 day	介護 day	育児 day	買い物 day	合計 week	
夫婦と子どもの世帯 (夫有業妻無業)											
末子年齢6歳以上 ※2	336	165.5	2.0	6.0	170.5	5.5	0.2	0.4	1.2	50.9	119.6
6歳未満が1人(在園児なし)※2	336	165.5	2.0	6.0	170.5	4.0	0.1	5.0	1.1	71.3	99.2
6歳未満が2人以上(在園児なし)※2	336	165.5	2.0	6.0	170.5	3.7	0.1	6.2	1.0	77.0	93.5
Vickery (1977) *	336	162.8	2.0	5.0	173.2	-	-	-	-	62.0	111.2
Hervey et al. (2006) *	336	175.0	4.0	4.0	161.0	-	-	-	-	74.6	86.4
夫婦のみ世帯	336	165.5	2.0	6.0	170.5	4.3	0.1	0.1	1.1	39.4	131.1
Vickery (1977) **	336	162.8	2.0	5.0	173.2	-	-	-	-	43.0	130.2
ひとり親世帯(無業の母子世帯)※3	168	83.2	1.0	3.0	84.8	3.5	0.1	1.1	1.0	39.3	45.5
Vickery (1977) ***	168	81.4	1.0	2.5	86.6	-	-	-	-	57.0	29.6
Hervey et al. (2006) ***	168	87.5	2.0	2.0	80.5	-	-	-	-	52.0	28.5
男性単身世帯(無業)※4	168	82.3	1.0	3.0	85.7	2.3	0.1	0.0	0.6	21.2	64.5
女性単身世帯(無業)	168	83.2	1.0	3.0	84.8	2.3	0.1	0.0	0.6	21.2	63.6
Vickery (1977)	168	81.4	1.0	2.5	86.6	-	-	-	-	31.0	55.6

出所：総務省「平成 23 年度社会生活基本調査」統計表を用いて筆者らが作成。

※1：最低必要家事時間(T1)は、家事の外部化(お惣菜の購入や保育サービスの利用など)をしない場合に最低限必要となる家事時間。少なくとも世帯に1人無業の成人がいる世帯の家事時間の平均値を使用。

※2：子どもの年齢と数により育児時間が異なるため、「平成 23 年度社会生活基本調査」に合わせて、世帯を分類。家事の外部化をしない場合に必要となる家事時間を把握するため、6歳未満の子どもについては保育園や幼稚園に在園していない世帯の家事時間を参照。

※3：ひとり親世帯においては、無業の母子世帯(母と子のみからなる世帯)における家事時間を参照。子どもの数別の集計値がなかったため、母子世帯全体の平均値を参照している。

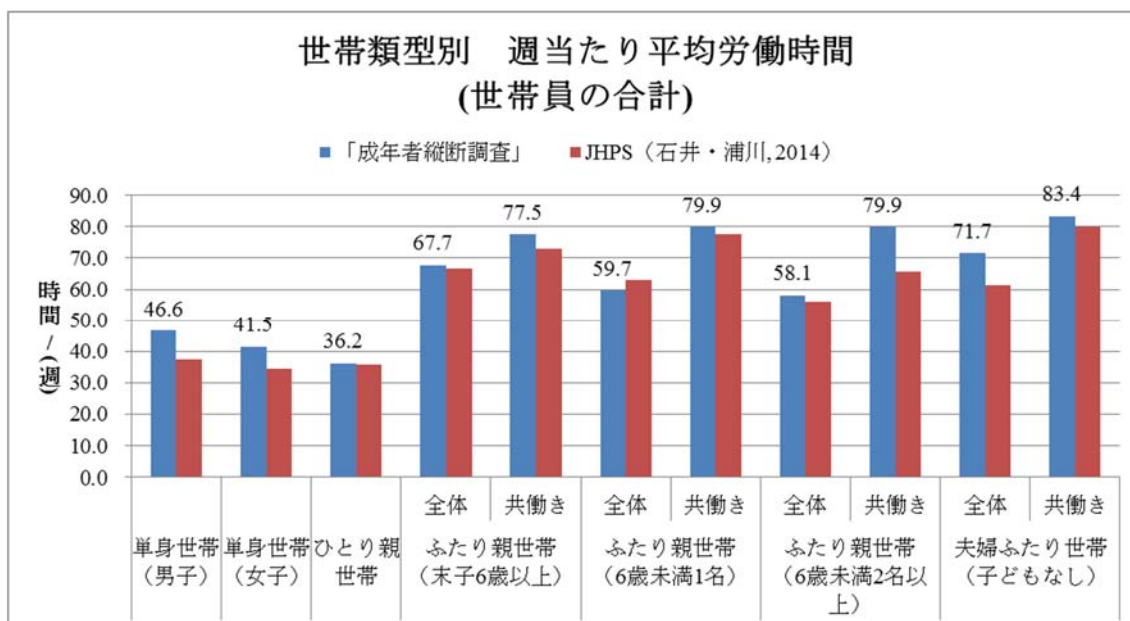
※4：男性単身世帯の家事時間の平均値が他世帯と比較して大幅に短く、すでに家事の外部化がなされていることが理由であると考え、この世帯における最低限必要家事時間は女性単身世帯の値で代用。

\*：ふたり親と子ども1人からなる世帯における値。

\*\*：夫婦ふたり世帯における値。

\*\*\*：ひとり親と子ども1人からなる世帯における値。

図 2 世帯類型別の夫婦(もしくは世帯主)の労働時間の合計値(平均値)

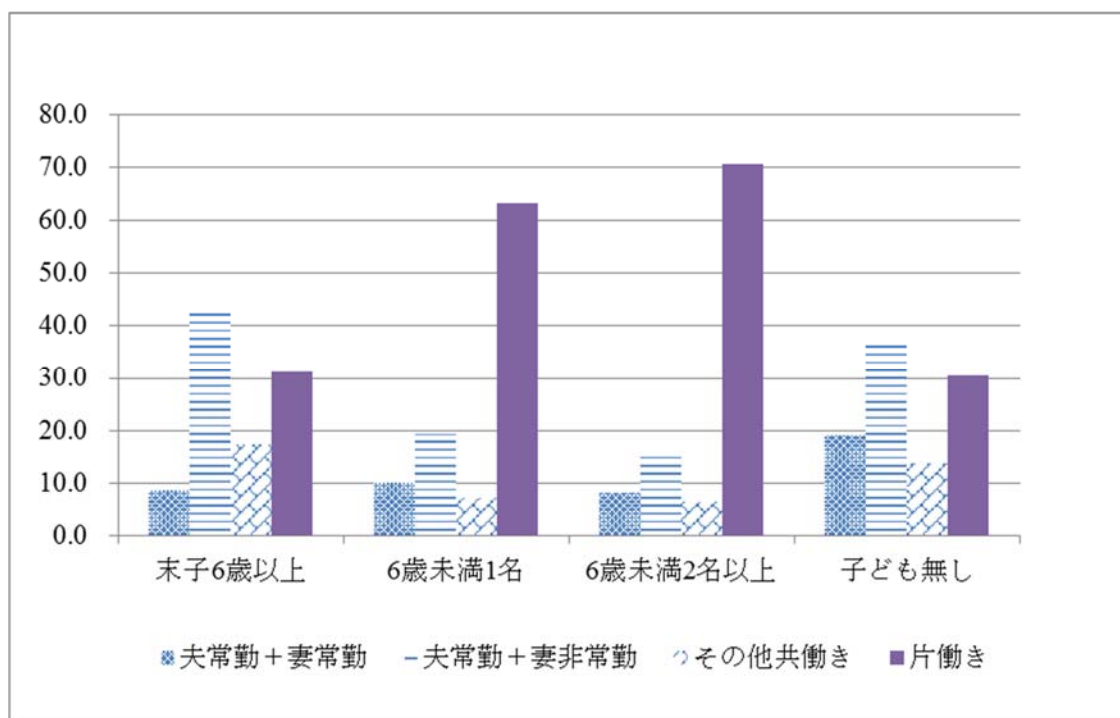


出所：「21世紀縦断調査(成年者調査)[2010-2012]」の個票データより推計。

注1) JHPSの値については、石井・浦川(2014)より引用。

注2) 単身世帯およびひとり親世帯においては世帯主の労働時間を表記している。

図 3 世帯類型別の夫婦の働き方



出所：「21世紀縦断調査(成年者調査)[2010-2012]」の個票データより推計。

表 2 世帯類型別の夫婦の働き方（石井・浦川, 2014 との比較）

	ふたり親世帯						夫婦ふたり世帯	
	末子6歳以上		6歳未満1名		6歳未満2名以上		成年者	JHPS
	成年者	JHPS	成年者	JHPS	成年者	JHPS		
夫常勤+妻常勤	9%	11%	10%	11%	8%	7%	19%	19%
夫常勤+妻非常勤	43%	43%	19%	22%	15%	9%	37%	20%
その他共働き	17%	19%	7%	12%	6%	11%	14%	22%
片働き	31%	26%	63%	55%	71%	72%	31%	32%

出所：「21世紀縦断調査(成年者調査)[2010-2012]」の個票データより推計。

注1) JHPSの値については、石井・浦川(2014)より引用。

表 3 世帯類型別の貧困の程度(可処分時間(Ta)-労働および通勤時間(Tw))

Ta-労働時間-通勤時間	裁量時間(週当たり)			時間貧困率		
	n	Mean	St.d	成年者	参考値(JHPS)	
単身世帯(男子)	1027	12.5	14.0	14.4%	10.4%	
単身世帯(女子)	751	17.0	13.9	6.4%	14.2%	
ひとり親世帯	431	5.8	14.6	30.6%	39.7%	
ふたり親世帯(末子6歳以上)	全体	1843	45.7	25.2	3.3%	4.8%
	共働き	1261	33.8	19.6	4.8%	6.4%
ふたり親世帯(6歳未満1名)	全体	2462	34.0	24.3	11.1%	12.0%
	共働き	897	9.9	19.8	30.0%	28.0%
ふたり親世帯(6歳未満2名以上)	全体	1138	30.5	22.1	12.0%	-
	共働き	333	5.1	17.9	39.6%	-
夫婦ふたり世帯(子どもなし)	全体	1973	51.2	27.8	2.1%	3.3%
	共働き	1359	37.2	20.0	3.0%	5.4%

出所：「21世紀縦断調査(成年者調査)[2010-2012]」の個票データより推計。

注1) JHPSの値については、石井・浦川(2014)より引用。

表 4 時間の貧困と勤め先の WLB 制度の状況に関する t 検定

6歳未満の子どもあり (N=1461)	夫(就労者のケース)							
	育児休業制度				短時間勤務制度			
	利用可能な 制度の存在	利用しにくい 雰囲気	利用の希望	実際の利用経験 (現在+以前)	利用可能な 制度の存在	利用しにくい 雰囲気	利用の希望	実際の利用経験 (現在+以前)
非貧困	55.5%	24.1%	18.8%	0.3%	35.1%	11.7%	15.6%	3.2%
時間貧困	36.6%	19.9%	12.4%	0.0%	23.0%	10.6%	11.2%	2.5%
t-value	4.54 **	1.18	2.00 *	0.86	3.07 **	0.42	1.48	0.46

6歳未満の子どもあり (N=749)	妻(就労者のケース)							
	育児休業制度				短時間勤務制度			
	利用可能な 制度の存在	利用しにくい 雰囲気	利用の希望	実際の利用経験 (現在+以前)	利用可能な 制度の存在	利用しにくい 雰囲気	利用の希望	実際の利用経験 (現在+以前)
非貧困	52.7%	6.7%	43.6%	15.4%	41.8%	12.1%	28.5%	14.3%
時間貧困	79.5%	7.4%	72.1%	19.3%	63.9%	22.1%	37.7%	19.3%
t-value	-7.31 **	-0.32	-7.61 **	-1.31	-5.80 **	-3.60 **	-2.50 *	-1.76 +

(Note) \*\* p<0.01, \* p<0.05, + p<0.1

出所：「21世紀縦断調査(成年者調査)[2010-2012]」の個票データより推計。3年間のデータをプーリングした推計。

表 5 世帯類型別にみた様々な貧困率

(N=9625)	所得非貧困		時間貧困		非貧困
	所得貧困 時間貧困	所得貧困 時間非貧困	生活時間調整後 所得非貧困	生活時間調整後 所得貧困	
単身世帯	0.3	6.1	9.0	1.7	82.9
ひとり親世帯	11.6	50.4	10.9	8.1	19.0
ふたり親世帯(末子6歳以上)	0.2	10.3	2.6	0.5	86.4
ふたり親世帯(子ども6歳未満1名)	0.4	7.0	6.5	4.3	81.8
ふたり親世帯(子ども6歳未満2名以上)	1.2	11.0	5.0	5.7	77.1
夫婦世帯(子どもなし)	0.1	3.5	1.9	0.2	94.4
Total	0.9	9.2	5.3	2.6	82.1

出所：「21世紀縦断調査(成年者調査)[2010-2012]」の個票データより推計。

表 6 ロジット分析の記述統計量

(2010-2012のプーリングデータ)	全世帯			有配偶世帯		
	N	mean	S.D.	N	mean	S.D.
貧困タイプ						
時間貧困ダミー	9625	0.087	0.282	7416	0.069	0.254
所得貧困ダミー	9625	0.100	0.300	7416	0.079	0.269
時間貧困 or 所得貧困ダミー	9625	0.179	0.383	7416	0.144	0.351
世帯類型						
単身世帯	9625	0.185	0.388			
ひとり親世帯	9625	0.045	0.207			
ふたり親世帯 (末子6歳以上)	9625	0.191	0.393			
ふたり親世帯 (子ども6歳未満1名)	9625	0.256	0.436			
ふたり親世帯 (子ども6歳未満2名以上)	9625	0.118	0.323			
夫婦世帯 (子どもなし)	9625	0.205	0.404			
夫婦の就業形態						
共働き世帯 (フルタイム同士)				7416	0.118	0.322
共働き世帯 (夫フルタイム、妻パートタイム)				7416	0.289	0.453
共働き世帯 (その他)				7416	0.113	0.316
片働き世帯				7416	0.475	0.499
子どもの人数						
0				7416	0.266	0.442
1以上				7416	0.734	0.442
WLB諸制度の利用						
育児休業支援制度 (利用しにくい雰囲気)				7416	0.243	0.429
育児休業支援制度 (制度の実際の利用)				7416	0.076	0.266
短時間勤務制度 (利用しにくい雰囲気)				7416	0.166	0.372
短時間勤務制度 (制度の実際の利用)				7416	0.310	0.462
世帯主の学歴						
中卒・高卒	9625	0.193	0.395	7416	0.203	0.402
短大・高専卒、専門学校卒	9625	0.144	0.351	7416	0.131	0.338
大卒以上	9625	0.329	0.470	7416	0.360	0.480
学歴不詳	9625	0.334	0.472	7416	0.306	0.461
世帯主の年齢階級						
20's	9625	0.060	0.238	7416	0.056	0.231
30's	9625	0.638	0.481	7416	0.645	0.478
40's	9625	0.302	0.459	7416	0.298	0.457
調査年						
2010 dummy	9625	0.350	0.477	7416	0.349	0.477
2011 dummy	9625	0.332	0.471	7416	0.332	0.471
2012 dummy (ref)	9625	0.318	0.466	7416	0.319	0.466

出所：「21世紀縦断調査(成年者調査)[2010-2012]」の個票データより推計。



表 7 ロジット分析の推定結果（有配偶サンプル）

	[有配偶世帯]			
	時間貧困ダミー		時間調整後所得貧困ダミー	
	係数	z	係数	z
夫婦の働き方 (ref: 夫自営業・妻自営業等)				
夫常勤・妻常勤	3.160 ***	6.09	2.710 ***	4.68
夫常勤・妻非常勤	-0.457	-1.05	-0.506	-1.03
夫常勤・妻専業主婦	-9.090 ***	-7.37	-6.759 ***	-4.95
世帯主の学歴 (ref: 中卒・高卒)				
大卒・大学院卒	0.267	0.54	0.253	0.46
短大・高専卒、専門学校卒	0.873	1.51	0.738	1.24
学歴不詳	1.282 ***	2.46	0.699	1.26
等価世帯所得 五分位 (ref: 第Ⅲ五分位)				
第Ⅰ五分位	0.290	0.55	1.030 *	1.84
第Ⅱ五分位	0.912 **	2.08	1.720 ***	3.28
第Ⅳ五分位	0.742 *	1.77	-0.591	-1.17
第Ⅴ五分位	-0.732	-1.48	-2.760 ***	-3.85
定数項	-7.090 ***	-11.34	-7.160 ***	-8.82
N×T	5223		5223	
Log likelihood	-730.00		-401.84	
Hausman statistics	7.29		1.77	
Accepted model	(RE model was accepted)		(RE model was accepted)	

(Note) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

出所：「21世紀縦断調査(成年者調査)[2010-2012]」の個票データより推計。モデル[有配偶世帯]は、3年間ともに有配偶であったサンプルを使用。



# 学卒時労働市場の状況が家族形成に与える影響\*

— パネルデータを用いた実証分析 —

何 芳

## <要 約>

学卒時の労働市場の状況が、その後の就業状況と労働所得に長期にわたり影響を与えることが、先行研究から確認されている。本稿は、学卒時の地域ブロック別失業率が、その後の結婚と子どもの有無にどのような影響を与えるかを、厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」を用いて男女間と学歴間の違いに着目し、分析を行った。

結婚年数と子どもの年齢に基づき学卒から調査協力年齢までの履歴パネルデータを構築し、Cox 比例ハザードモデルを用いて、学卒時の地域ブロックの失業率の高低がその後の結婚と子どもの有無に与える影響を分析した。さらに、学卒時の失業率が結婚と子どもの有無に与える影響が年齢の上昇に伴いどのように変化しているかを確認するため、各年齢時の配偶者の有無と子どもの有無について OLS で考察した。

分析の結果、学卒時の失業率が高い場合、結婚の遅れは、大学卒男性とすべての教育水準の女性において確認され、子どもを持つことの遅れは、すべての教育水準の男女に確認された。また、年齢別にサブサンプルに分けて、学卒時の失業率が婚姻経験の有無と子どもの有無に与える影響を確認した結果、学卒時の失業率が、婚姻経験の有無に与えるマイナスの影響は、30歳にかけて上昇している。30代に入ってから、男女とも年齢の上昇に伴ってマイナスの影響は減少する。学卒時の失業率が子どもの有無に与える影響は、婚姻経験の有無の変動に約2歳遅れて同じような傾向を見せているが、30代を過ぎてもマイナスの影響は減少せず残っている。以上の結果より、学卒時の失業率の高さは、晩婚化を進め、ひいては深刻な少子化をもたらしていることがうかがえる。

## <キーワード>

失業率、結婚、子ども、Cox 比例ハザード

## 1. はじめに

本稿の目的は、学卒時の労働市場の状況がその後の結婚と子どもの有無といった家族形成にどのような影響を与えるかを明らかにすることである。厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」を用いて男女間と学歴間の違いに着目し、分析を行った。

不況時に学校を卒業し労働市場に参入した人は、そうでない人と比べ、卒業直後だけでなく、その後も長期にわたり労働所得が低く、非正規就業率と離職率が高いことは数多くの研究から確認さ

---

\* 本稿の作成にあたって、慶應義塾大学の樋口美雄教授、山本勲教授、拓殖大学の佐藤一磨准教授より貴重なアドバイスを頂いた。また、本稿は厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」（H26-政策-一般-003、研究代表：慶應義塾大学・山本勲）の助成を受けている。本稿で使用した『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。ここに感謝の意を記したい。なお、本稿における誤りはすべて筆者に帰するものである。

れている（玄田 1997; 太田 1999; 太田ほか 2007; Genda et al. 2010; Kawaguchi and Muraio 2014）<sup>1)</sup>。学業の修了と経済的な自立を実現してから結婚・出産を考える人が多いことから、学卒時の労働市場の状況は、その後の結婚や子どもを持つことにも影響を与えられられる。また、学卒時の労働市場の状況は、結婚市場における機会や、子どもを持つことの機会費用にも関係し、その後の結婚と子どもの有無に影響を与える（Maclean et al. 2016）。なお、若年雇用の悪化は晩婚化と少子化の原因としてしばしば挙げられているが、経済学的な観点から考えると、必ずしもそうとは限らない。

学卒時の失業率は、その後の結婚と子どもの有無にどのような影響を与えるのだろうか。結婚に関して、経済学では、結婚した場合の効用水準が独身のままの効用水準を上回ると判断した場合に、個人が結婚を選択すると考えている。結婚時の効用水準の予想に影響を与える要因の1つは、結婚相手の期待所得である。厳しい労働市場の状況により潜在的結婚相手の期待所得が低下し、結婚による便益が低下する（Burgess et al. 2003）。これにより、負の所得効果が働き、結婚確率が低下するというマイナスの影響が考えられる。一方、所得の低下と雇用の不安定がもたらす様々な経済的リスクに対して、1人より2人になることによるリスクプーリングと規模の経済性による生活水準の向上を享受するため、結婚へのインセンティブが高まるといったプラスの影響も考えられる。子どもの有無に関しては、労働所得の低下によって起こる子どもを持つことを抑制する負の所得効果と、労働所得の低下によって起こる子どもを持つことの機会費用の低下によるプラスの代替効果の両方が働く。理論的には、学卒時の厳しい労働市場の状況は、その後の結婚と子どもの有無にプラスとマイナスの両方の影響を及ぼすが、どちらが強く影響するかについては、実証分析を行う必要がある。

学卒時の労働市場の状況が女性のその後の結婚・出産に与える影響に関する日本の研究については、Hashimoto and Kondo (2012)がある。Hashimoto and Kondo (2012)は、「就業構造基本調査」の個票データを用いて、学卒時の失業率と若年女性の出生率との関係について分析した。その結果、景気後退期に労働市場に入った場合、高校卒女性の子どもの持たない確率が高く、大学卒女性の出生率が高まることが確認された。Hashimoto and Kondo (2012)は女性に着目して分析しており、男性については分析していない。筆者の知る限り、学卒時の労働市場の状況が男性のその後の結婚と子どもの有無に与える影響に着目した日本の研究は見当たらない。

しかし、労働市場の世代効果について分析を行った太田 (2007) が指摘したように、性別、学歴、卒業年によって区分されたグループによって、実質賃金、採用、離職、昇進などの決定に固有の影響がもたらされている。結婚、子どもの有無といった家族形成も労働市場の世代効果から影響を受け、性別、学歴、卒業年による家族形成の世代効果が存在する可能性がある。また、性別と学歴によって、結婚市場における機会と子どもを持つことの機会費用は異なるので、学卒時の労働市場の

---

<sup>1)</sup> 学卒時の不況がその後の就業状況と賃金にマイナスの影響を与える理由について、不況時の労働市場の参入は、就業率と正規就業率を抑えることや（太田ほか 2007; Genda et al. 2010）、日本の企業は新卒採用を重視し、労働者の非正規就業から正規就業への転換が難しい（Hashimoto and Kondo 2012）ことなどが指摘されている。

状況がその後の家族形成に与える影響は、性別と学歴によっても異なる可能性が考えられる。潜在的結婚相手の所得低下、あるいは自身の所得低下による結婚相手として選ばれる確率の低下といった負の所得効果は、男女ともに言えることであるが、その対応については性別で異なる。女性は男性と比べ、もともと自分より年上の相手と結婚する傾向があり、学卒時の厳しい労働市場の状況により、同じ出生コホートの男性の所得が低下し雇用が不安定になるため、年上の男性からのプロポーズを受け入れ結婚する傾向は強まる（Bergstrom and Bagnoli, 1993）。さらに、非正規労働者でも男女間賃金格差が存在し、リスクプーリングを図るための結婚は、女性のほうが男性よりインセンティブが強く働く可能性がある。アメリカのデータを用いた Maclean et al. (2016)は、学卒時の失業率とその後の結婚、子どもの有無を確認した結果、学卒時の失業率が高い場合、男性については、45歳までに、有配偶になる確率と子どもを持つ確率が低く、離婚率が高い。女性については子どもの数が多い、といった性別による違いが確認されている。

本稿は、厚生労働省「21世紀成年人者縦断調査」(以下はLSA21)を利用して、地域ブロック別失業率を指標として用い、学卒時の労働市場の状況がその後の結婚・子どもの有無にどのような影響を与えるかについて、男性に注目して分析を行う。性別による違いを把握するため、女性についても分析し、男女比較を行う。不況の影響を正しく理解し、将来の人口予測を正確に行うには、本研究の分析内容が非常に重要である。また、生涯未婚率と子どもを持たないことは、老後に家族の支えといったセーフティネットワークの一環が欠けることになるので、学卒時の厳しい労働市場の状況は、高齢者の貧困にまで影響を及ぼす可能性がある。

本稿の構成は下記となる。第2節では、計量経済モデルの設定について紹介する。第3節では、利用するデータを紹介し、クロス集計による予備的観察を行う。第4節では分析結果を述べる。第5節は、結論である。

## 2. 計量経済モデルの設定

### (1) 学卒時の失業率が結婚と第1子出生のタイミングに与える影響

本稿では、Cox 比例ハザードモデルを用いて、学卒時の失業率が結婚と第1子出生のタイミングに与える影響について分析を行う。分析期間は、学卒時点を開始時点年とし、終了時点年は結婚(第1子出生)か、未婚(子ども無し)の場合は調査協力時点までである。以下、Cox 比例ハザードモデルと推定モデルの設定について、説明する。

$$H_{it} = \frac{H_{i|x_t=1}}{H_{i|x_t=0}} = \frac{h(t)\exp(M \cdot F = 1)}{h(t)\exp(M \cdot F = 0)} \quad (1)$$

(1)式では、 $H_{it}$ は個人*i*が*t*期において、結婚、あるいは第1子を持つことのハザード比である。ハザード比は、学卒後から結婚、あるいは子どもを持たずに、そのままの状態で*t*時点経過後、次

の期に結婚( $M = 1$ ),あるいは子どもを持つ( $F = 1$ )確率と結婚しない( $M = 0$ ),あるいは子どもを持たない( $F = 0$ )確率の比のため,1より大きい場合,結婚,子どもを持つことが早くなり,1より小さい場合,結婚,あるいは子どもを持つことが遅れることになる。推定モデルの設定については,(2)式の示す通りとなる。

$$H_{it} = \lambda(\text{birthy}_i, \text{age}_{it}, \text{edu}_i) \exp(\alpha_1 U_{ps} + \alpha_2 U_{pt-1} + \delta_p + \varphi_p t) \quad (2)$$

ここでは, $p$ は地域ブロック, $t$ は各年齢の年次, $s$ は卒業年次である。ベースラインハザード $\lambda$ は,経過時間に依存する。本稿の分析対象となる結婚と第1子の出生(子どもの有無)について,経過時間が年齢と強い相関があり,ベースラインハザード $\lambda$ は年齢: $\text{age}_{it}$ に関する関数と考えることができる。また,若い世代ほど晩婚化が進み,学歴が高いと結婚が遅れるといった,出生コホートと学歴による結婚と子どもを持つことのタイミングの違いがあると考えられることから,分析では,出生コホート: $\text{birthy}_i$ と学歴: $\text{edu}_i$ によるイベント発生の違いをコントロールするために,この2つの変数を層別変数として用い,それらに基づいたグループに分けてベースラインハザードを推定する。 $H_{it}$ は,学卒時の失業率: $U_{pg}$ ,各年齢時の前期失業率: $U_{pt-1}$ ,地域ブロックの固定効果: $\delta_p$ ,地域の線形的トレンド: $\varphi_p t$ によって決定される。

失業率と既婚率,出生率の時系列推移を見ると,時系列的に,失業率の上昇と婚姻率,出生率の低下が観察される。こういった時系列のトレンドをコントロールするために,地域の線形的トレンド $\varphi_p t$ を用いる。具体的には,地域ブロックダミーと年次ダミーの交差項を利用している。さらに,学卒時の失業率の変化を年齢別に観察するため,学卒時失業率と年齢階級ダミーの交差項を入れている。個人間の異質性に配慮するため,すべての推定において,個人レベルのクラスタロバスト標準誤差を用いている。

Cox 比例ハザードモデルでは,各観察期間において,イベント(結婚・子どもの出生)が発生していないサンプルについて,次の期に発生する確率と発生しない確率のハザード比を推定している。しかし,学卒時の失業率が与えるマイナスの影響が年齢の上昇に伴い消えるかどうかを考察するには,イベントが発生しているサンプルについても分析が必要である。従って,続いて,学卒時の失業率の影響を確認するため,各年齢時の配偶者の有無と子どもの有無について OLS で考察する。

## (2) 学卒時の失業率が各年齢時の婚姻経験と子どもの有無に与える影響

学卒時の失業率が婚姻経験の有無と子どもの有無に与える影響の年齢による変動について,下記の(3)式を用いて推定する。

$$MF_{ipst} = \alpha_0 + \alpha_1 U_{ips} + \alpha_2 U_{it-1} + \alpha_3 X_{ipst} + \alpha_4 \delta_p + \alpha_5 \varphi_p t + \varepsilon_{ipst} \quad (3)$$

ここでは、 $MF_{ipst}$ は居住県が  $p$  で、 $s$ 年に学校を卒業した個人  $i$ が  $t$ 期（特定の年齢時）における配偶者の有無（ $M = 1$ ：有配偶）と子どもの有無（ $F = 1$ ：子ども有り）の確率を表している。 $U_{ips}$ は学卒時の失業率、 $U_{it-1}$ は各年齢時の前期失業率、 $X_{ip}$ は婚姻経験と子どもの有無に影響を与える個人属性を表す。ここでは、性別、学歴と出生年次を用いる。 $\delta_p$ は地域ブロックの固定効果で、 $\varphi_{pt}$ は地域の線形的トレンドである。 $\varepsilon_{ipst}$ は誤差項である。

### 3. 利用するデータと予備的観察

#### (1) 利用するデータ

本稿は LSA21（2002–2012）の個票データを用いて分析する。LSA21 は 2002 年 10 月末時点で 20 歳～34 歳の日本全国の男女およびその配偶者を対象としている。調査は毎年 11 月に実施されている。調査対象者の出生年月、学歴、学卒年次<sup>2)</sup>、婚姻状態、子どもの数・年齢、就業状況などについて継続的に調査している。婚姻状態について、婚姻届を提出していない事実婚を含め有配偶として定義しているため、有配偶者との同居開始年月について調査している。本稿では、同居開始年月に基づく各年齢時の婚姻経験の有無、子どもの年齢<sup>3)</sup>に基づく各年齢時の子どもの有無、について学卒から調査協力年齢までの履歴パネルデータを構築した。LSA21 初年度調査の有効回答者数は 27,893 人（うち、女性 14,150 人、男性 13,743 人）である。同一個人を追跡するパネル調査のサンプルサイズとしては、大規模なものと言える。

分析では、出生コホートは、出生年を 3 等分して 1968～1972 年 (ref.)、1973～1977 年、1978～1982 年に分け、学歴は、高校卒以下と大学卒（高専・短大卒、大学院卒を含む）の 2 つに分けている。また、LSA21 では、初年度調査における都道府県情報しか得られないため、学卒時の都道府県が初年度調査時の都道府県と同じであると仮定する<sup>4)</sup>。学卒時の労働市場の状況を表す変数として、各卒業年次<sup>5)</sup>の地域ブロック失業率<sup>6)</sup>を用いる。学卒年齢が 25 歳以上のサンプルは、労働市場に一度出た後、また学校に戻った可能性が高いため、分析から外している。LSA21 では、婚姻歴について調査していない。日本における子どもの出生の 98%は婚姻内のため、子どもの年齢を用いて婚姻経験を修正した<sup>7)</sup>。調査初年度に無配偶で子どもを持つサンプルに対して、長子が生まれる前年

<sup>2)</sup> 学卒年次の無回答については、出生年月と学歴に基づき中卒が 15 歳、高校卒 18 歳、高専・短大卒は 20 歳、大学卒は 22 歳、大学院卒は 24 歳と仮定して計算した。

<sup>3)</sup> 子どもの年齢と調査対象者本人の年齢との差が 16 歳以内の場合、配偶者の連れ子と認識し、調査対象者本人の子どもとして認識しない。本稿における「子ども」は、続柄上の子ともで、さらに調査対象者本人との年齢の差が 16 歳以上にしている。

<sup>4)</sup> 学卒時の失業率が女性の出生率に与える影響について分析した Hashimoto and Kondo (2012)も、現在居住県を学卒時と同じであると仮定して分析を行った。

<sup>5)</sup> 卒業年次については、結果的に 1983～2008 年になっている。

<sup>6)</sup> 地域ブロックは総務省統計局「労働力調査」の分類に準じた。北海道、東北、南関東・甲信、北陸、東海、近畿、中国、四国、九州・沖縄の 10 の地域に分けている。

<sup>7)</sup> 調査初年度の 2002 年以前に、結婚と離婚を経験し、子ども無しのサンプルについては、その婚姻経験について把握することができない。ただ、こういったサンプルは数が少ないと考える。

に結婚したと仮定する。子どもが経済的独立により親と別生計で暮らしている場合には、調査では子どもの情報を正確に把握できないなどの問題がある。しかし、LSA21では、初年度調査時にサンプルの年齢は20～34歳であり、子どもがいたとしても経済的に独立できる年齢ではないため、子どもの情報を正確に把握できない問題は発生しない。

## (2) 予備的観察

本稿では、学卒時の失業率とその後の結婚と子どもの有無に与える影響について、学歴間、男女間の違いに着目し分析を進めるため、次に、サバイバル分析の1つである Kaplan-Meier 法 (Kaplan-Meier survival estimates) を用いて、「学卒から」の経過年数に伴う未婚確率の推移 (図1, 図3) と子ども無しの確率 (図2, 図4) の推移を図示し、その特徴を確認する。

まず、図1と図2を用いて未婚確率と子ども無しの確率の推移に関する学歴間の違いを確認する。これらを見ると、学歴間には、男女ともに未婚確率と子ども無しの確率の差が存在することが確認できる。ただし、男女別に見ると、男性では、高校卒者は大学卒者より未婚確率と子ども無しの確率が高く、学卒からの経過年数に伴い未婚確率における学歴間の差が消えている。一方、子ども無しの確率の差は拡大している。それに対して、女性では、大学卒者のほうが未婚確率と子ども無しの確率ともに高く、そして、学卒からの経過年数に伴い、学歴間の差が広がる傾向がある。性別による違いについては、男性は女性と比べ、学卒して20年が経過しても未婚確率と子ども無しの確率が高いという特徴がある。晩婚化と少子化は男性のほうがより深刻であることがうかがえる。

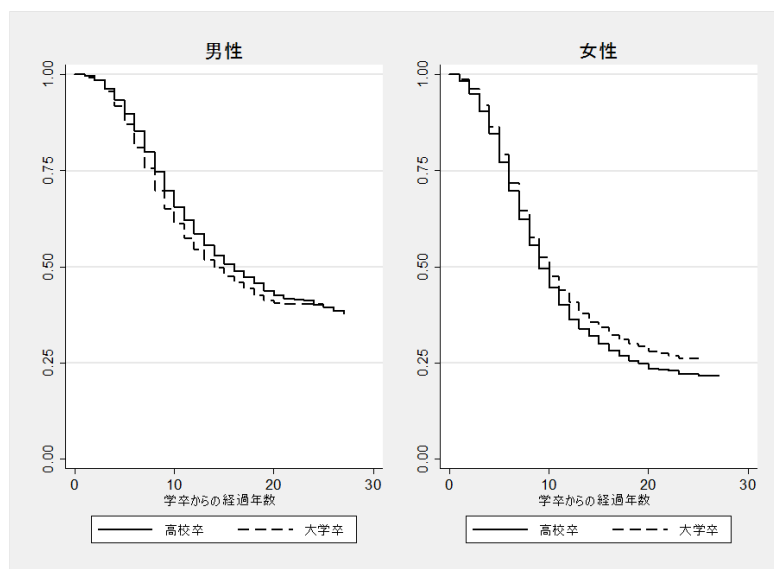


図1 男女別学歴別未婚確率の推移 (学卒から)

出所: LSA21 (2002-2012) より筆者推定。



注：1) Kaplan-Meier survival estimates より推定。

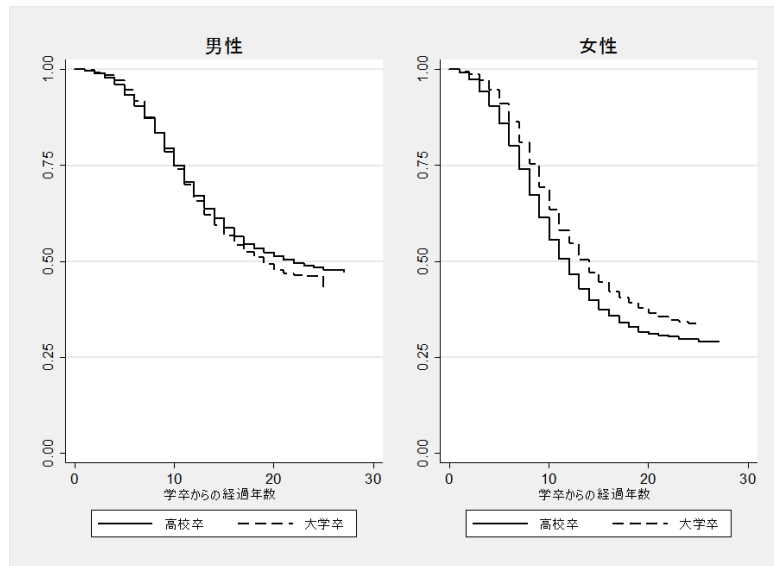


図2 男女別学歴別子ども無しの確率の推移（学卒から）

出所：LSA21（2002-2012）より筆者推定。

注：1) Kaplan-Meier survival estimates より推定。

LSA21 の調査対象者を出生コホート別に、学卒後の経過年数に伴う未婚確率（図3）と子ども無しの確率（図4）を図示した。図3と図4を見ると、男女ともに出生コホート間に差が存在し、若年世代のほうが晩婚化と少子化が進んでいることがうかがえる。性別による違いについて見ると、男性と比べ女性のほうが未婚確率と子ども無しの確率の出生コホート間の差は大きい。このような性別と出生コホートによる違いを受けて、実証分析では、第2節で示したように、出生コホートをコントロールして、男女別にサブサンプルを分けて推定を行う。

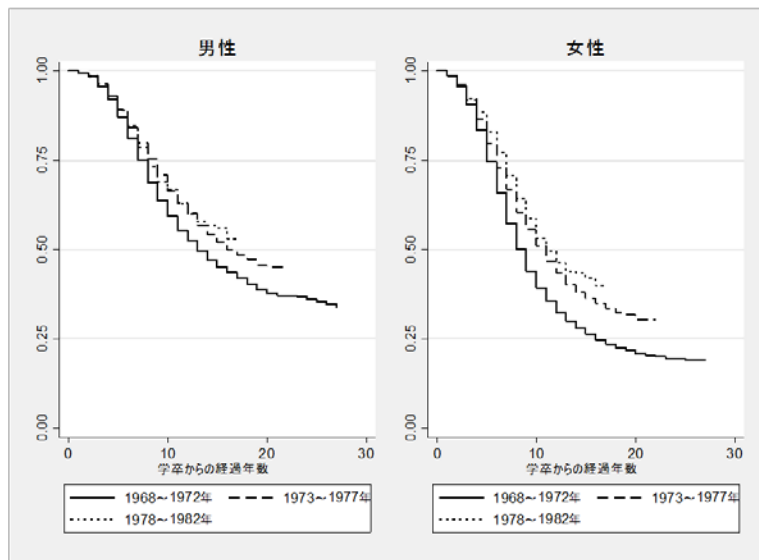


図3 男女別出生コホート別未婚確率の推移（学卒から）

出所：LSA21（2002-2012）より筆者推定。

注：1）Kaplan-Meier survival estimates より推定。

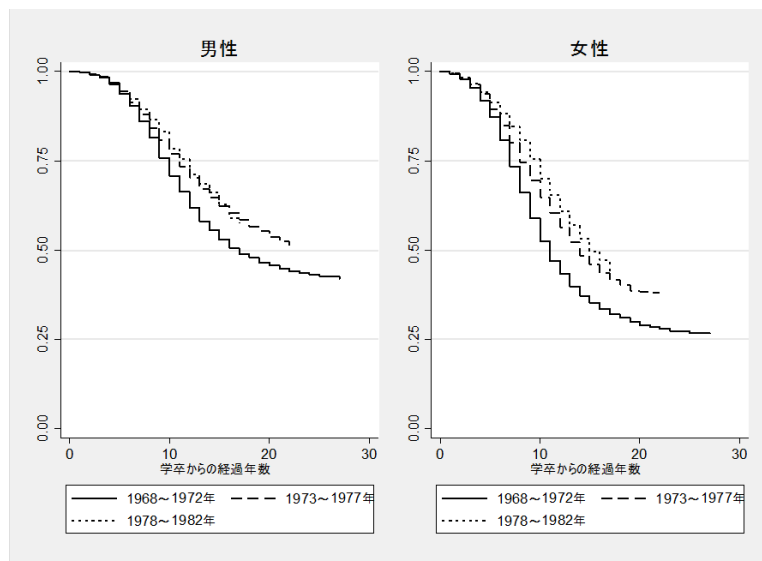


図4 男女別出生コホート別子ども無しの確率の推移（学卒から）

出所：LSA21（2002-2012）より筆者推定。

注：1）Kaplan-Meier survival estimates より推定。

#### 4. 分析結果

本節では、Cox 比例ハザードモデルによる学卒時の失業率とその後の結婚と子どもの有無に与える影響について分析を行った。学卒時の失業率が家族形成に与える影響は、性別と学歴によって異なる可能性があるため、本節の分析では、男女別、さらに、学歴別にサブサンプルを分けて推定を行った。推定に利用したサンプルの基本統計量は、表 1 と表 4 に示されている。

推定する際に、結婚に関しては、学卒時を開始時点にしており、子どもの有無の分析では、「学卒から」と「結婚から」という 2 つの時点を開始時点にし、その違いを比較した。「学卒から」を開始時点にするのは、単純に子どもの有無を最終結果として考える場合、学卒時の失業率がそれに対して、どのような影響を与えるかについて考察するためである。それに対して、「結婚から」を開始時点にするのは、結婚、子どもを持つことを 2 段階に考え、学卒時の失業率が有配偶者の子どもの有無にどのような影響を与えるかを考察するためである。

##### (1) 学卒時の失業率が男性の結婚と第 1 子出生のタイミングに与える影響

学卒時の失業率が男性の結婚と第 1 子出生のタイミングに与える影響について、表 2 と表 3 にまとめている。全体では、学卒時の失業率と各年齢時の前期失業率が高い場合、男性の結婚タイミングが遅れる。学歴別に見ると、高校卒のサンプルには有意な影響が観察されず、主に大学卒の高学歴男性に有意な結果が確認されている。第 1 子出生のタイミングについては、「学卒から」を開始時点にする場合、結婚と同じく、全学歴のサンプルと大学卒者に対して、学卒時の失業率が子どもを持つことを遅らせるとの結果が得られている。「結婚から」を開始時点にする場合、学卒時の失業率が子どもの有無に与える影響は有意でなくなり、各年齢の前期失業率の高さはむしろ子どもを持つことを促進したという結果になっている。

表 2 と表 3 の推定結果からは、学卒時の失業率は主に結婚のタイミングを遅らせ、その影響が少子化につながる傾向があるが、有配偶のサンプルに限定すると、その影響が観察されない。そして、各年齢の前期失業率が高い場合、子どもを持つことの機会費用が低下し、有配偶者の出産を促すことになる。

分析結果について、学卒時の失業率と年齢階級ダミーの交差項のハザード比を見ると、結婚に関しては、レファレンスの 24 歳以下と比べ、25～29 歳と、30～34 歳のグループでは、有意にプラスの影響を与えることが観察され、学卒時の失業率は大学卒男性の晩婚化を進めていることがうかがえる。第 1 子の出生については、「学卒から」を開始時点にした分析では、大学卒男性の 40～44 歳のグループにプラスの影響が観察され、「結婚から」を開始時点にした分析では、高校卒男性の 25 歳以上のグループにマイナスの影響が観察された。

表 1 基本統計量 (男性)

変数名	学卒から結婚まで		学卒から 第1子出生まで		結婚から 第1子出生まで	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
観察期間	7.179	5.065	7.576	5.193	11.359	4.770
学卒時の失業率	3.110	1.162	3.103	1.159	2.994	1.114
各年齢の前期失業率	3.786	1.250	3.827	1.239	4.196	1.063
北海道	0.034	0.182	0.036	0.185	0.045	0.207
東北	0.084	0.277	0.084	0.277	0.085	0.279
南関東	0.275	0.446	0.273	0.446	0.258	0.438
北関東・甲信	0.093	0.290	0.093	0.290	0.100	0.300
北陸	0.047	0.211	0.047	0.211	0.046	0.210
東海	0.134	0.341	0.135	0.342	0.145	0.352
近畿	0.148	0.355	0.147	0.354	0.133	0.339
中国	0.059	0.235	0.059	0.235	0.057	0.233
四国	0.035	0.183	0.034	0.183	0.034	0.181
九州・沖縄	0.092	0.289	0.092	0.289	0.097	0.295
高校卒	0.495	0.500	0.488	0.500	0.437	0.496
大学卒	0.505	0.500	0.512	0.500	0.563	0.496
1968～1972年生まれ	0.455	0.498	0.462	0.499	0.537	0.499
1973～1977年生まれ	0.352	0.478	0.349	0.477	0.319	0.466
1978～1982年生まれ	0.193	0.395	0.189	0.392	0.144	0.351
年齢	25.756	5.126	26.186	5.269	30.202	4.775
年次(1986～2012年)	1999.263	5.729	1999.630	5.799	2002.951	5.269
サンプルサイズ	137,572		151,081		14,926	

出所：LSA21 (2002-2012) より筆者作成。

表 2 学卒時の失業率が婚期に与える影響 (男性)

	全サンプル	高校卒	大学卒
	(A1)	(A2)	(A3)
	ハザード比	ハザード比	ハザード比
学卒時失業率	0.917** (0.0346)	0.973 (0.0491)	0.823*** (0.0493)
各年齢の前期失業率	0.956 (0.0295)	0.933 (0.0446)	0.967 (0.0401)
学卒時失業率×24歳以下 (ref.)			
学卒時失業率×25～29歳	1.018 (0.0409)	0.913 (0.0542)	1.154** (0.0707)
学卒時失業率×30～34歳	1.116** (0.0578)	1.052 (0.0941)	1.235*** (0.0887)
学卒時失業率×35～39歳	1.030 (0.0946)	0.912 (0.146)	1.178 (0.137)
学卒時失業率×40～44歳	0.992 (0.205)	1.126 (0.329)	0.892 (0.268)
地域ブロックダミー	YES	YES	YES
地域ブロックダミー×年次	YES	YES	YES
No. of subjects	13,282	5,827	7,455
Observations	137,572	68,146	69,426
Wald chi2	176.63	101.49	115.28
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000

出所：LSA21(2002-2012)より筆者推定。

注：1) Cox 比例ハザードモデルより推定。

2) 全サンプルの推定では、学歴と出生コホート、学歴別の推定では出生コホートを層別変数として用いた。

3) 括弧には、クラスタロバスト標準誤差を表す。

4) \*, \*\*, \*\*\*は、有意水準 10%, 5%, 1%を表す。

表 3 学卒時の失業率が子どもの有無に与える影響（男性）

	学卒から第1子出生まで			結婚から第1子出生まで		
	全サンプル	高校卒	大学卒	全サンプル	高校卒	大学卒
	(B1)	(B2)	(B3)	(B4)	(B5)	(B6)
	ハザード比	ハザード比	ハザード比	ハザード比	ハザード比	ハザード比
学卒時失業率	0.862*** (0.0425)	0.879** (0.0544)	0.804** (0.0716)	0.991 (0.0268)	0.947 (0.0373)	1.007 (0.0409)
各年齢の前期失業率	0.907*** (0.0312)	0.933 (0.0501)	0.899** (0.0412)	1.146*** (0.0248)	1.176*** (0.0386)	1.131*** (0.0336)
学卒時失業率×24歳以下 (ref.)						
学卒時失業率×25～29歳	1.004 (0.0527)	1.031 (0.0717)	1.044 (0.0962)	0.973* (0.0138)	0.962** (0.0168)	0.985 (0.0247)
学卒時失業率×30～34歳	1.070 (0.0631)	1.004 (0.0947)	1.152 (0.110)	0.996 (0.0201)	0.943* (0.0290)	1.020 (0.0316)
学卒時失業率×35～39歳	1.158* (0.103)	1.124 (0.205)	1.218 (0.148)	0.978 (0.0329)	0.799*** (0.0489)	1.044 (0.0462)
学卒時失業率×40～44歳	1.771*** (0.341)	1.634 (0.702)	1.903*** (0.429)	0.963 (0.0682)	0.726** (0.0970)	1.078 (0.0882)
地域ブロックダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地域ブロックダミー×年次	YES	YES	YES	YES	YES	YES
No. of subjects	13,276	5,821	7,455	5,255	2,439	2,816
Observations	151,081	73,734	77,347	14,926	6,523	8,403
Wald chi2	230.21	109.32	150.03	359.33	244.16	153.2
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

出所：LSA21(2002-2012)より筆者推定。

注：1) Cox 比例ハザードモデルより推定。

2) 全サンプルの推定では、学歴と出生コホート、学歴別の推定では出生コホートを層別変数として用いた。

3) 括弧には、クラスタロバスト標準誤差を表す。

4) \*, \*\*, \*\*\*は、有意水準 10%, 5%, 1%を表す。

## (2) 学卒時の失業率が女性の結婚と第1子出生のタイミングに与える影響

学卒時の失業率が女性の結婚と子どもの有無に与える影響について、表5と表6にまとめる。結婚に関しては、全サンプルと学歴別にサブサンプルを分けたすべての推定から、学卒時の失業率と各年齢時の前期失業率が結婚を遅らせることが確認され、統計的に有意である。

子どもの有無に与える影響については、「学卒から」を開始時点にする場合、結婚と同じく全サンプルと学歴別にサブサンプルを分けたすべての推定から、学卒時の失業率は子どもを持つことを遅らせることが確認され、統計的に有意である。女性についても、学卒時の失業率は結婚を遅らせることが確認され、少子化の原因の1つと言える。

「結婚から」を開始時点にすると、大学卒の女性に対して、むしろ第1子の出産を早める効果があることが確認された。これに対し、学卒時の失業率が高い時期に卒業した高学歴女性は、その後の就業が厳しい労働市場の状況からマイナスの影響を受け、結婚した場合に、子どもを持つことの

機会費用を下げ、出産を早めた可能性がある。ただし、「学卒から」を開始時点にする場合、全サンプルと学歴別のサブサンプルを用いたいずれの分析からも学卒時の失業率が子どもを持つことを遅らせるとの結果が得られている。これを合わせて考えると、学卒時に失業率が高い時期に卒業した高学歴の女性は、結婚年齢が高くなっているため、結果的に結婚から第1子出生までの期間が短くなった可能性が高い。

学卒時失業率と年齢階級の交差項を見ると、「学卒から」を開始時点にする場合、レファレンスグループの24歳と比べ、学卒時の失業率は35～39歳のグループの第1子の出生にプラスの影響を与えている。「結婚から」を開始時点にする場合、レファレンスグループと比べ、学卒時の失業率は、25～29歳のグループの第1子の出生にマイナスの影響を与えている。

表4 基本統計量（女性）

変数名	学卒から結婚まで		学卒から第1子出生まで		結婚から第1子出生まで	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
観察期間	6.516	4.742	7.079	4.943	10.519	4.710
学卒時の失業率	3.194	1.199	3.169	1.193	2.986	1.129
各年齢の前期失業率	3.762	1.279	3.812	1.262	4.099	1.115
北海道	0.041	0.199	0.042	0.201	0.050	0.218
東北	0.073	0.260	0.072	0.259	0.074	0.262
南関東	0.271	0.444	0.272	0.445	0.275	0.446
北関東・甲信	0.079	0.270	0.080	0.271	0.083	0.275
北陸	0.044	0.206	0.044	0.206	0.044	0.204
東海	0.126	0.332	0.128	0.334	0.141	0.348
近畿	0.160	0.367	0.158	0.364	0.138	0.344
中国	0.060	0.237	0.060	0.238	0.064	0.244
四国	0.032	0.177	0.032	0.177	0.034	0.181
九州・沖縄	0.113	0.316	0.110	0.313	0.099	0.299
高校卒	0.392	0.488	0.387	0.487	0.379	0.485
大学卒	0.608	0.488	0.613	0.487	0.621	0.485
1968～1972年生まれ	0.433	0.495	0.444	0.497	0.527	0.499
1973～1977年生まれ	0.344	0.475	0.340	0.474	0.306	0.461
1978～1982年生まれ	0.223	0.416	0.216	0.411	0.167	0.373
年齢	25.083	4.850	25.664	5.049	29.151	4.755
年次(1986年～2012年)	1998.861	5.851	1999.343	5.937	2002.114	5.588
サンプルサイズ	124,134		143,783		21,087	

出所：LSA21（2002-2012）より筆者作成。

表5 学卒時の失業率が婚期に与える影響（女性）

	全サンプル	高校卒	大学卒
	(C1)	(C2)	(C3)
	ハザード比	ハザード比	ハザード比
学卒時失業率	0.862*** (0.0263)	0.876*** (0.0395)	0.840*** (0.0362)
各年齢の前期失業率	0.921*** (0.0105)	0.915* (0.0164)	0.928** (0.0142)
学卒時失業率×24歳以下 (ref.)			
学卒時失業率×25～29歳	1.015 (0.0343)	1.030 (0.0577)	1.031 (0.0462)
学卒時失業率×30～34歳	1.079 (0.0555)	1.041 (0.100)	1.109 (0.0701)
学卒時失業率×35～39歳	1.221** (0.119)	1.226 (0.230)	1.235* (0.144)
学卒時失業率×40～44歳	1.499	1.035	1.682*
地域ブロックダミー	YES	YES	YES
地域ブロックダミー×年次	YES	YES	YES
No. of subjects	13,735	5,089	8,646
Observations	124,134	48,600	75,534
Wald chi2	197.75	64.7	156.54
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000

出所：LSA21(2002-2012)より筆者推定。

注：1) Cox 比例ハザードモデルより推定。

2) 全サンプルの推定では、学歴と出生コホート、学歴別の推定では出生コホートを層別変数として用いた。

3) 括弧には、クラスタロバスト標準誤差を表す。

4) \*, \*\*, \*\*\*は、有意水準 10%, 5%, 1%を表す。

表6 学卒時の失業率が子どもの有無に与える影響（女性）

	学卒から第1子出生まで			結婚から第1子出生まで		
	全サンプル	高校卒	大学卒	全サンプル	高校卒	大学卒
	(D1)	(D2)	(D3)	(D4)	(D5)	(D6)
	ハザード比	ハザード比	ハザード比	ハザード比	ハザード比	ハザード比
学卒時失業率	0.867*** (0.0342)	0.842*** (0.0439)	0.862** (0.0561)	1.053** (0.0236)	1.005 (0.0344)	1.085*** (0.0325)
各年齢の前期失業率	0.924*** (0.0116)	0.997 (0.0174)	0.901*** (0.0162)	1.052*** (0.00696)	1.121*** (0.00986)	1.019 (0.0103)
学卒時失業率×24歳以下 (ref.)						
学卒時失業率×25～29歳	0.937 (0.0391)	0.990 (0.0589)	0.949 (0.0623)	0.968*** (0.0105)	0.981 (0.0156)	0.959*** (0.0143)
学卒時失業率×30～34歳	1.099* (0.0558)	1.145 (0.0978)	1.100 (0.0803)	0.984 (0.0158)	0.968 (0.0272)	0.978 (0.0201)
学卒時失業率×35～39歳	1.227** (0.109)	0.990 (0.207)	1.266** (0.135)	0.952* (0.0282)	0.889* (0.0583)	0.949 (0.0332)
学卒時失業率×40～44歳	1.195	0.738	1.321	0.902	0.884	0.889
地域ブロックダミー	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地域ブロックダミー×年次	YES	YES	YES	YES	YES	YES
No. of subjects	13,788	5,116	8,672	7,606	3,096	4,510
Observations	143,783	55,642	88,141	21,087	7,988	13,099
Wald chi2	221.31	84.93	174.7	447.23	244.51	258.1
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

出所：LSA21(2002-2012)より筆者推定。

注：1) Cox 比例ハザードモデルより推定。

2) 全サンプルの推定では、学歴と出生コホート、学歴別の推定では出生コホートを層別変数として用いた。

3) 括弧には、クラスタロバスト標準誤差を表す。

4) \*, \*\*, \*\*\*は、有意水準 10%, 5%, 1%を表す。

### (3) 学卒時の失業率が各年齢時の婚姻経験の有無と子どもの有無に与える影響

ここでは、学卒時の失業率が婚姻経験の有無と子どもの有無に与える影響が、年齢の上昇に伴い、どのように変動しているかを考察するために、第2節で示した(3)式を用いてOLSで年齢別にサンプルを分けて推定を行った。被説明変数は「1=婚姻経験あり」と「1=子どもあり」とする。サンプルの変動による影響を取り除くため、40歳までの情報が取れるサンプルに限定し、同じサンプルを利用して25歳から40歳までの各年齢時の影響を性別に分けて推定した<sup>8)</sup>。分析に利用したサンプルの基本統計量は表7に示している。図5は男性についての分析結果、図6は女性についての推定結果を示している。

表7 基本統計量（各年齢時の婚姻経験と子どもの有無の分析用）

変数名	男性		女性	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
学卒時の失業率	2.477	0.729	2.417	0.693
各年齢の前期失業率	2.633	0.662	2.690	0.671
北海道	0.034	0.182	0.046	0.209
東北	0.088	0.283	0.076	0.266
南関東	0.257	0.437	0.251	0.434
北関東・甲信	0.094	0.292	0.083	0.275
北陸	0.054	0.225	0.049	0.217
東海	0.146	0.353	0.138	0.344
近畿	0.128	0.334	0.143	0.350
中国	0.066	0.248	0.065	0.246
四国	0.037	0.189	0.040	0.195
九州・沖縄	0.098	0.297	0.110	0.313
高校卒	0.469	0.499	0.429	0.495
大学卒	0.531	0.499	0.571	0.495
出生年次(1967～1972年)	1969.614	1.454	1969.668	1.443
サンプルサイズ	2,541		2,930	

出所：LSA21(2002-2012)より筆者作成。

男性については、婚姻経験の有無については、25歳と、39～40歳は有意でなく、その他は、5%か1%水準で有意である。子どもの有無については、25～27歳は有意でなく、その他は1%水準で有意である。学卒時の失業率が年齢別に与える影響の違いを見ると、25歳からは、学卒時失業率の

<sup>8)</sup> LSA21 (2012) において調査対象者の年齢は30～44歳になっている。しかし、分析用データにおいて、44歳のサンプル数は男性436人、女性502人しかいない。ある程度のサンプルサイズを確保するため、40歳までの情報が取れるサンプルを利用することにした。結果的に、1967～1972年生まれのサンプルを利用することになっている。大学院卒者の学卒年齢に配慮し、25歳からの影響を見ることにした。



影響が徐々に大きく出ており、30歳が最大で、30から40歳までは徐々に小さくなっている。これらのことから、学卒時の失業率は男性の晩婚化を進めさせている様子がうかがえる。39～40歳のサンプルでは、結果が有意でなくなっているため、学卒時の失業率が婚姻経験に与えるマイナスの影響は該当年齢層から消えている可能性がある。子どもの有無については、31歳が最大で、30代半ばまでは横ばいが続き、30代後半に少し小さくなっている。しかし、40歳にも1%水準で有意にマイナスの影響が観察されており、学卒時の失業率は第1子出生を遅らせるだけでなく、生涯にわたり子どもの有無にマイナスの影響を与えていることを示唆している。

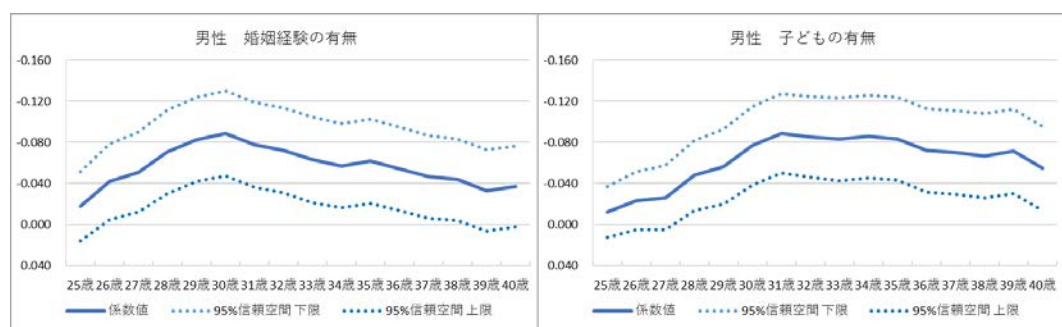


図5 学卒時の失業率が各年齢時の婚姻経験と子どもの有無に与える影響（男性）

出所：LSA21(2002-2012)より筆者推定。

注：1) OLSモデルより推定。被説明変数（有配偶＝1，子ども有り＝1）

- 2) 推定では、前期失業率，地域ブロック，地域ブロック×年次，出生年次，学歴をコントロールしている。
- 3) 信頼空間の推定は，ロバストな標準誤差を用いた。
- 4) 40歳までの情報が取れるサンプル（2,541人）について推定。

女性については、25～40歳の婚姻経験の有無について、すべてが統計的に5%か1%水準で有意である。子どもの有無については、25～26歳は有意ではなく、39～40歳は10%水準で有意、その他の年齢層については、すべて5%か1%水準で有意である。各年齢時の婚姻経験については、20代後半にマイナスの影響が大きく出ており、31歳からは影響力が小さくなり、30代半ば頃から40歳までは横ばいになっている。子どもの有無については、31歳からは影響力が徐々に小さくなっている。しかし、ほぼ全年齢期間について有意にマイナスの影響が観察されており、学卒時の失業率は女性の生涯の婚姻経験と子どもの有無にマイナスの影響を与えていると考えられる。

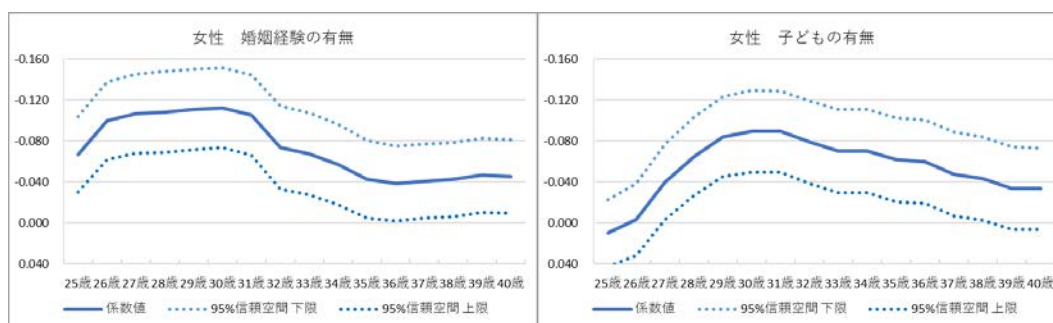


図6 学卒時の失業率が各年齢時の婚姻経験と子どもの有無に与える影響（女性）

出所：LSA21(2002-2012)より筆者推定。

注：1) OLS モデルより推定。被説明変数（有配偶＝1，子ども有り＝1）

- 2) 推定では，前期失業率，地域ブロック，地域ブロック×年次，出生年次，学歴をコントロールしている。
- 2) 信頼空間の推定は，ロバストな標準誤差を用いた。
- 3) 40歳までの情報が取れるサンプル（2,930人）について推定。

## 5. 分析結果

本稿は，学卒時の地域ブロック別失業率とその後の結婚と子どもの有無にどのような影響を与えるかを厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」を用いて男女間と学歴間の違いに着目し，分析を行った。

結婚年数と子どもの年齢に基づき作成した年齢別の履歴パネルデータを用いて，Cox 比例ハザードモデルを使って，学卒時の失業率が結婚と第1子出生のタイミングに与える影響について分析した。その結果，学卒時の失業率が高い場合，結婚の遅れは大学卒男性とすべての教育水準の女性において確認され，子どもを持つことの遅れはすべての教育水準の男女に確認された。学卒時の失業率の高さは，晩婚化を進め，ひいては深刻な少子化をもたらしていることがうかがえる。

また，年齢別にサブサンプルに分けて，学卒時の失業率が婚姻経験の有無と子どもの有無に与える影響について，年齢による変動を確認した結果，学卒時の失業率が婚姻経験の有無に与えるマイナスの影響は，30歳にかけて上昇している。この理由については，適齢期に入るに伴い，学卒時の失業率が低い者が結婚するようになり，学卒時の失業率が高い者の晩婚化が顕著に見られるようになったと考えられる。30代に入ってから，男女とも年齢の上昇に伴ってマイナスの影響は減少する。学卒時の失業率が子どもの有無に与える影響は，婚姻経験の有無の変動に約2歳遅れて同じような傾向を見せているが，30代を過ぎてもマイナスの影響は減少せず残っている。

学卒時の失業率が婚期に与える影響について，本稿の分析からは，高校卒男性の婚期には有意な影響が観察されず，大学卒の男性の結婚を有意に遅らせることが確認された。学卒時の失業率とその後の賃金と雇用形態に与える影響を学歴別に日米比較した Genda et al. (2010)は，学卒時の失業率の低学歴男性に与える影響は，日本では，長期的だが，アメリカでは一時的である。また，低学歴

男性の所得の減少は、主にフルタイムや正規雇用に就く確率の低下によるものであることや、高学歴男性に関しても、日本のほうがアメリカより学卒時の失業率の影響力が強いことなどが確認されている。学卒時の失業率が低学歴男性の賃金と雇用に長期的な影響を与える場合、負の所得効果の関係で、婚期に与えるマイナスの影響も高校卒男性は大学卒男性より強く観察されると予想されるが、それについては予想に反した結果となった。その原因の1つとして、本稿が用いる婚姻経験の有無は、「事実婚」も含めて結婚として定義していることが考えられる。国立社会保障・人口問題研究所の「出生動向基本調査」(2010)によると、18~34歳の未婚者に関する同棲経験率を学歴別にみると、高校卒(中学校卒も含む)男性は6.7%、大学卒(高専・短大卒、大学院卒を含む)は4.8%であり、低学歴者のほうが高学歴者より同棲率が高い。本稿では事実婚を含めて結婚と定義し、婚姻経験の有無を分析したため、高校卒男性の婚期に与えるマイナスの影響を観察できなかった可能性がある。本稿の利用するデータから、事実婚と法的な結婚との区別ができないため、これらを区別した分析については、今後の課題としたい。

#### 参考文献

- [1] Bergstrom, T. C., and Bagnoli, M. (1993): Courtship as a Waiting Game. *Journal of Political Economy*, 185-202.
- [2] Burgess, S., Propper, C., and Aassve, A. (2003): The Role of Income in Marriage and Divorce Transitions among Young Americans. *Journal of Population Economics*, 16(3), 455-475.
- [3] Genda, Y., Kondo, A., and Ohta, S. (2010): Long-term Effects of a Recession at Labor Market Entry in Japan and the United States. *Journal of Human Resources*, 45(1), 157-196.
- [4] Hashimoto, Y., and Kondo, A. (2012): Long-term Effects of Labor Market Conditions on Family Formation for Japanese Youth. *Journal of the Japanese and International Economies*, 26(1), 1-22.
- [5] Kawaguchi, D., and Murao, T. (2014): Labor - Market Institutions and Long - Term Effects of Youth Unemployment. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(S2), 95-116.
- [6] Maclean, J. C., Covington, R., and Sikora Kessler, A. (2016): Labor Market Conditions at School - Leaving: Long - Run Effects on Marriage and Fertility. *Contemporary Economic Policy*, 34(1), 63-88.
- [7] 稲垣誠一・小塩隆士(2013)「初職の違いがその後の人生に及ぼす影響: LOSEF 個票データを用いた分析」『経済学』, 449, 2-12.
- [8] 近藤絢子 (2014)「不況と少子化: 失業率と出生率・既婚率の都道府県パネル分析」『経済志林』, 81(2), 109-125.
- [9] 太田聰一(1999)「景気循環と転職行動」『日本経済の構造調整と労働市場』 第1章, 日本評論社, 13-42.
- [10] 太田聰一・玄田有史・近藤絢子 (2007)「溶けない氷河」『日本労働研究雑誌』, (569), 4-16.



Panel Data Research Center at Keio University  
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2014-007

March, 2015

Active Labor Market Policy and Youth Employment in Japan□  
- Policy Evaluation of the Job Café Related Projects –

Isamu Yamamoto\*

Yasuhiro Nohara\*

**【Abstract】**

This paper conducts a policy evaluation of the Job Café support programs that had been implemented as the regional active labor market policy for the youth since the 2000s in Japan. First, we estimate job matching function using prefectural panel data to examine whether the efficiency of job matching increased in the target model regions covered by the programs. The results show that the matching efficiency may have increased in the target model regions as a result of the Job Café support programs between FY 2005 and 2007. Next, we conduct a difference-in-differences analysis based on regression model, using household panel data, to examine whether the individual employment probability increased. The results do not show the strong evidence that the probability of regular and non-regular employment increased in the target model regions. Thus, we interpret that while the Job Café support programs may have created employment for Job Café users, the programs did not significantly improved the overall employment environment of the youth in the region.

\* Graduate School of Business and Commerce, Keio University

# Active Labor Market Policy and Youth Employment in Japan

## – Policy Evaluation of the Job Café Related Projects –

Isamu Yamamoto\*  
*Keio University*

Yasuhiro Nohara  
*Keio University*

### Abstract

This paper conducts a policy evaluation of the Job Café support programs that had been implemented as the regional active labor market policy for the youth since the 2000s in Japan. First, we estimate job matching function using prefectural panel data to examine whether the efficiency of job matching increased in the target model regions covered by the programs. The results show that the matching efficiency may have increased in the target model regions as a result of the Job Café support programs between FY 2005 and 2007. Next, we conduct a difference-in-differences analysis based on regression model, using household panel data, to examine whether the individual employment probability increased. The results do not show the strong evidence that the probability of regular and non-regular employment increased in the target model regions. Thus, we interpret that while the Job Café support programs may have created employment for Job Café users, the programs did not significantly improved the overall employment environment of the youth in the region.

Keywords: Active labor market policy, Youth employment, Matching function,  
Difference-in-differences analysis, Job Café

\* Corresponding Author: yamamoto@fbc.keio.ac.jp, Tel/Fax: +81-3-5427-1085

---

The authors deeply appreciate Yoshio Higuchi, Michio Naoi, and Hirotaka Ito for their valuable comments. We are grateful for access to the micro data from the “Keio Household Panel Survey,” provided by the Panel Data Research Center at Keio University, and the prefectural data from the JEPS Statistics, provided by the Ministry of Health, Labor, and Welfare. Any remaining errors are entirely our own.

## 1. Introduction

What effects can we expect for the active labor market policy targeting the youth of specific regions? In this paper, we examine the effect on youth employment of the Job Café support programs, the regional active labor market policy for the youth implemented since the 2000s in Japan, based on prefectural panel data on public job placements and individual household panel data.

The employment environment for the youth has continued to deteriorate in the Japanese labor market since the 1990s, a time known as the *employment ice age*. The unemployment rate for those between the ages of 15 and 24 shifted between 3 and 5% until the 1980s. However, this rate increased much faster than it did for other age groups after the burst of the bubble economy, reaching approximately 10% by the early 2000s. In addition to the unemployment rate, the non-regular employment rate increased rapidly from the late 1990s and, by the 2000s, one out of three people between the ages of 15 and 24, excluding students, were employed in this category. On the other hand, there were notable differences in the employment environment for the youth among the regions. For example, in 2003, the unemployment rate for those between the ages of 15 and 24 was 7.4% in the Hokuriku region, 12.9% in the Hokkaido region, and 12.7% in the Kyushu and Okinawa regions. As a result, the employment environment for the youth has drawn social attention as an issue that affects the foundations of the economy, such as economic disparity, economic growth, and social security.

Given the circumstances, the government launched intensive active labor market policies for the youth. In April 2003, the “Strategy Council to Foster a Spirit of Independence and Challenge in Youth” was established, in which the members included the Minister of Education, Culture, Sports, Science, and Technology, the

Minister of Economy, Trade, and Industry(hereafter, “METI”), and the State Minister in Charge of Economic and Fiscal Policy. Then, in June of the same year, the “youth independence and challenge plan” was compiled. The plan was cross-ministerial and the scope of the policy incorporated a wide range of fields, such as education, employment, and industry, in order to comprehensively implement measures to address the youth employment issues. Komikawa (2010) and Arai (2006) pointed out that the plan is the first full-scale employment measures for the youth in the post-war era in Japan. Subsequently, several measures targeting youth employment have been established, including the “action plan for the independence and challenges of youth” in December 2004, and the “enhanced action plan for the independence and challenges of youth” in October 2005.

As part of the “youth independence and challenge plan,” which covered a wide range of fields, “Job Cafés” were established as the core of youth employment measures for each region. The Job Cafés are one-stop services for the youth, through measures under the initiative of each region, as a new system to collect actual opinions from the youth and to develop careful and effective measures. Specifically, Job Cafés provide career counseling, job seeking information, and job placement in collaboration with the Public Employment Security Office established together with the Job Cafés. Since the start of the program in 2004, Job Cafés have operated in 46 prefectures, excluding the Kagawa Prefecture.

A number of support programs have been implemented to promote the Job Café program: the “model program,” implemented from FY 2004 through 2006; the “program for the network between youth and SMEs to support the Job Café function,” implemented from FY 2006 through 2007; the “Job Café regional network support program,” implemented from FY 2008 through 2010; the “program for personnel support to respond to the employment situation in SMEs,” implemented



from FY 2009 through 2010; and the “program for promoting the employment environment development in SMEs,” implemented in FY 2011.

Through these support programs, the METI has provided intensive support to specific regions between FY 2004 and 2011. Specifically, the support programs implemented in FY 2009 and 2010, “Job Café regional network support program” and the “program for personnel support to respond to the employment situation in SMEs,” were designed against the deterioration in the employment situation after the bankruptcy of Lehman Brothers and the necessity of improvements in employment in local SMEs. These programs were implemented by entrusting the operations to the Japan Chamber of Commerce and Industry (hereafter “JCCI”), based on SMEs across the country. In addition to the budget allocated by the Ministry of Health, Labour, and Welfare (hereafter “MHLW”) to the Job Cafés across the country, the budget for these related programs was allocated intensively to 15 to 20 target regions selected by the METI and the Japan Chamber of Commerce and Industry. The scale of the budget was JPY 2.5 to 3 billion from the MHLW. In addition, the following additional budgets were allocated: JPY 5 to 7 billion for the “model program;” approximately JPY 1.5 billion for the “program for the network between youth and SMEs to support the Job Café function;” JPY 0.5 to 1.5 billion for the “Job Café regional network support program;” approximately JPY 2 billion for the “program for personnel support to respond to the employment situation in SMEs;” and approximately JPY 1 billion for the “program for promoting the employment environment development in SMEs.”

The Job Café programs can be classified as an active labor market policy (ALMP). In contrast to a passive labor market policy, which has conventionally centered on the payment of unemployment benefits, an ALMP is a policy that aims

to help the unemployed find jobs through occupational training and job placement. ALMPs have been widely implemented since the 1990s, mainly in European countries. The shift from a passive to an active labor market policy was recommended in the “OECD Jobs Strategy” in 1994, as well as in the “Restated OECD Jobs Strategy” in 2006.

However, ALMPs have received some criticism. For example, Boeri and Bruda (1996) cast doubt on the effects of ALMPs by pointing out the possibility of creating a negative signal on the unemployed who participate in the program.<sup>1</sup> Furthermore, they note the possibility that the high initial productivity of those who obtained jobs through the program meant they would have found a job by themselves without participating in the program.<sup>2</sup> In addition, they point out the possibility that the overall employment across the labor market may not increase, because employment for those outside the scope of the policy could be crowded out.

In response to these criticisms, many studies have examined the effects of ALMPs in the field of labor economics. For example, based on a meta-analysis of 137 experimental studies that examined ALMPs in 19 EU countries, Kluge (2010) finds that the “efficient job search service” has relatively the greatest positive effect on the employment probability among four ALMPs. The ALMPs were the following: (1) occupational training program; (2) employment subsidy system; (3) direct employment in public sectors; and (4) efficient job search service. In addition, Card et al. (2010) conduct a meta-analysis of 97 experimental studies in 26 countries, including countries outside the EU. They find that positive effects can be obtained

---

<sup>1</sup> For example, Burtless (1985) measures the effects of the wage subsidy program in the United States, finding that the employment probability of workers on the program decreased. A possible interpretation is that companies tend to estimate the productivity of the workers on the program as low and thus, use the program participation as a screening device.

<sup>2</sup> Calmfors (1994) refers to this situation as a deadweight loss.

in terms of employment and wages using the “job search assistance program” within the “efficient job search service.”<sup>3</sup>

Although the contents of the Job Café related programs are similar to those of the “efficient job search service,” which Kluve (2010) and Card et al. (2010) show to be effective, it is not obvious that the Job Café related programs are also effective in Japan. To the best of our knowledge, only two academic studies provide an empirical analysis of the effects of Job Café related programs: Takahashi (2005) and Nagase and Mizuochi (2011). Takahashi (2005) estimates the job matching function using monthly panel data by prefecture and by age from the “job/employment placement services statistics” (hereafter, “JEPS Statistics”; MHLW) between July 1996 and August 2004. The study finds no statistically significant result that matching efficiency had improved for the 19–29 age group since the start of Job Café programs. On the other hand, Nagase and Mizuochi (2011) examine whether the increase in the Job Café use ratio in the prefectures improves the probability of regular employment. By using monthly micro data from the “Labour Force Survey” (Ministry of Internal Affairs and Communications) between 2002 and 2007, they find a significant effect for men.

These studies offer no consensus on the positive effects of Job Café programs on youth employment. In addition, while the two studies evaluated the Job Café programs as a whole, they did not examine the extent to which the “model program” and other support programs, which allocate a large amount of the budget to specified regions, had an effect. As described earlier, in Japan, there is a marked

---

<sup>3</sup> The results of these two meta-analyses include many experimental studies on ALMPs for people other than the youth. Blundel et al. (2002) conduct a study on the efficient job search service for the youth using a matching difference-in-differences analysis of the New Deal for Young People Program implemented since 1998 in the U.K. They find that both male and female program participants who searched for a job while receiving counseling during the four-month gateway period had a higher probability of obtaining employment.

difference among regions in youth unemployment rate. Therefore, examining whether the regional ALMP can improve the youth employment should be important when designing future employment policies and regional policies.

Therefore, this paper measures empirically the effects of Job Café support programs classified as ALMPs for the target model regions. Our analysis uses prefectural panel data from the JEPS Statistics and household individual panel data, based on the two studies described earlier. The former data are used to examine whether the implementation of Job Café support programs increased the matching efficiency of public job placement. The latter data are used to examine whether the employment probability for regular and non-regular employment improved.<sup>4</sup>

Our results can be summarized as follows. First, from the estimation of the job matching function using prefectural panel data, we found an increase in matching efficiency between FY 2005 and 2007 in the Job Café support program target regions (model regions). Next, from the DD analysis using a random effect probit model based on individual panel data, we did not find strong evidence of an increase in the probability of employment for regular and non-regular employment in the model regions. Thus, we point out that although there is a possibility of employment creation for Job Café users through the Job Café support programs, the effects were not significant enough to improve the youth employment environment in the regions as a whole.

The rest of the paper are structured as follows. In Section 2, we outline the Job Café programs as an ALMP and explain our analysis approach. In Section

---

<sup>4</sup> This paper is similar to Boeri and Bruda (1996), which studies whether budgetary injections to 76 regions in the Czech Republic under the active labor market policy in the 1990s yielded a significant result. Boeri and Bruda (1996) report that higher budgets tended to be associated with increased employment.

3, we introduce the data and variables used in our analysis and use graphs to show the trends in youth employment. Then, in Section 4, we describe the results of the estimations using the matching function and the employment probability function. Finally, Section 5 concludes the paper with a summary of our results and a description of areas of possible future research.

## **2. Job Café Programs and Analysis Approach**

### **2.1 Target regions of the support programs and the Job Café target age**

Under the “Youth independence and challenge plan,” the Job Café programs are positioned as the core of the youth employment measures for each region. In this paper, we measure the effects of the “model program” in which government supports the selected region’s Job Café programs by designating the specific target regions as the “model regions.”

The model program began in FY 2004 when the Job Café programs started. In all, 15 regions (prefectures) were selected as model regions at that time, with an additional five regions specified in FY 2005 and continuing to FY 2006. The model regions then changed from FY 2007 depending on the type of programs. By FY 2011, when the model program ended, 27 prefectures had been designated at least once as model regions. The list of the model regions is shown in Table 1.

The age of workers covered by the programs varies among regions. Job Café programs specify an upper age limit, usually those under 35. However, the Job Cafés in each region set their own target age to respond flexibly to the regional unique labor market situation. The upper age limit for the different regions is shown in Table 2.

## 2.2 Analysis approach

### *Estimation of the matching function*

We take two approaches to measure the effects of model programs of Job Café. The first approach measures the job matching efficiency in the youth labor market. Specifically, by using the JEPS Statistics as monthly panel data by prefecture,<sup>5</sup> we estimate the job matching function to examine whether the matching efficiency has increased as a result of the model support programs.

As introduced by Petrongolo and Pissarides (2001), we formulate the job matching function as follows.

$$\begin{aligned}
 M_{itm} = & \beta_1 + D_{itm}\mathbf{T}_{tm}\boldsymbol{\beta}_2 + \beta_3 D_{itm} + \mathbf{T}_{tm}\boldsymbol{\beta}_4 \\
 & + \beta_5 U_{itm} + \beta_6 V_{itm} + \beta_7 d_{tm} + \mathbf{d}_m\boldsymbol{\beta}_8 + f_i + \varepsilon_{itm},
 \end{aligned} \tag{1}$$

where  $M_{itm}$  denotes the number employed in prefecture  $i$  in month  $m$  of fiscal year  $t$  (natural logarithmic value);  $D_{itm}$  is a dummy variable indicating the model regions under the model programs;  $\mathbf{T}_{tm}$  is a vector of year dummy variables;  $U_{itm}$  denotes the effective number of monthly job seekers (natural logarithmic value);  $V_{itm}$  denotes the effective number of monthly job offers (natural logarithmic value);  $d_{tm}$  is a dummy variable indicating the period of an economic trough;  $\mathbf{d}_m$  is a vector of month dummy variables;  $f_i$  is a time-invariant prefecture specific factor; and  $\varepsilon_{itm}$  is an error term.

Equation (1) is a Cobb–Douglas matching function in which the residuals

---

<sup>5</sup> In addition to the study by Takahashi (2005), introduced in the preceding section, the studies estimating the matching function based on the JEPS Statistics include Kambayashi and Mizumachi (2014) and Sasaki (2007).

can be identified as a matching efficiency when the number of job seekers and job offers are controlled. By putting fiscal year dummies, model region dummy, and the cross-terms of those dummies in the matching function, we conduct a difference-in-differences (DD) analysis where the coefficients of the cross-terms can be interpreted as the effect of model program.

Since the model programs ended in FY 2012, we set the period from FY 2013 as a base of fiscal year dummies  $T_{tm}$ , so that we can identify the coefficients of the cross-terms of fiscal year dummies (between FY 2005 and FY 2011)  $\beta_2$  as the average treatment effect (ATE).<sup>6,7</sup> If the coefficients  $\beta_2$  for FY 2005 to 2011 are significantly positive, we interpret that the matching efficiency was high in the model regions during the period when the model program was implemented, and the Job Café support programs did produce an effect.

In addition, we take into account the possibility that the matching efficiency was increased by the efficient job search and job offers as examined in Petrongolo and Pissarides (2001) and Ohta (2010). Specifically, we allow the coefficients of job seekers  $U_{itm}$  and the job offers  $V_{itm}$  to vary due to the effect of the model program by estimating the following equation.

$$\begin{aligned}
M_{itm} = & \gamma_1 + D_{itm}T_{tm}\gamma_2 + \gamma_3D_{itm} + T_{tm}\gamma_4 \\
& + (\gamma_5 + D_{itm} \cdot T_{tm}\gamma_6 + \gamma_7D_i + T_{tm}\gamma_8)U_{itm} \\
& + (\gamma_9 + D_{itm} \cdot T_{tm}\gamma_{10} + \gamma_{11}D_i + T_{tm}\gamma_{12})V_{itm} \\
& + \gamma_{13}d_{tm} + \mathbf{d}_m\gamma_{14} + f_i + \varepsilon_{itm}.
\end{aligned} \tag{2}$$

---

<sup>6</sup> Although the model programs started in FY 2004, the data available for our study starts from January 2005. Therefore, the period between April 2004 and December 2004 is not covered by this analysis.

<sup>7</sup> As a priority budget is not allocated to specific regions after the end of support programs, we assume that any direct policy effects are not seen in FY 2013, and focus on a comparison with FY 2013 after the end of programs.

If either  $\boldsymbol{\gamma}_6$  or  $\boldsymbol{\gamma}_9$  is significantly positive, we interpret this to mean that the model support programs increased the matching efficiency, particularly through the enhanced intensity of the job search and job offer behaviors.

### *Estimation of the employment probability function*

Another approach to investigate the effects of the model programs is the estimation of the employment probability function using the annual panel data at the individual level from the household panel survey. Specifically, we conduct a DD analysis by estimating the following equation.

$$Y_{it} = \delta_1 + D_i \mathbf{T}_t \boldsymbol{\delta}_2 + \delta_3 D_i + \mathbf{T}_t \boldsymbol{\delta}_4 + \delta_5 S_i + \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\delta}_6 + f_i + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

where  $Y_{it}$  is a dummy variable indicating employment status of individual  $i$  in year  $t$ . Specifically,  $Y_{it}$  takes the value 1 if the individual is employed as a regular or non-regular employee.  $D_i$  is a model region dummy variable that takes the value 1 if the individual lives in a model region.  $\mathbf{T}_t$  is a vector of year dummy variables.  $S_i$  is a dummy variable indicating a junior or senior high school graduate.  $\mathbf{X}_{it}$  is a vector of control variables such as age, spouse dummy, child dummy (1 if having a child under 6), living with parents dummy, the number of people living together, non-work income, GDP growth rate of the prefecture.  $f_i$  is a time-invariant individual specific factor; and  $\varepsilon_{it}$  is an error term.

In the same manner as the equations (1) and (2), we interpret the coefficients of the cross term of the model region dummy and the year dummy variables  $\boldsymbol{\delta}_2$  as indicating the ATE. Since we use the panel data from the household panel survey as of January of each year, the data for 2004 apply before the model program began in April 2004. Therefore, we set year 2004 as the base for year



dummy variables so that we can compare the years before the model program (2004) and the year after the program (2005~12). Accordingly, if the coefficient of each year between 2005 and 2012 is significant and positive, we interpret this to mean that the employment probability is high in the model regions and that the Job Café support program has a positive effect on the youth employment.

We also estimate the equation (4), in which the cross term of the model region dummy  $D_i$  and a vector of year dummy variables  $\mathbf{T}_t$  are incorporated in the junior/senior high school graduate dummy  $S_i$ , to examine whether or not the effect of the model program differs across the academic background.

$$\begin{aligned}
 Y_{it} = & \theta_1 + D_i \mathbf{T}_t \boldsymbol{\theta}_2 + \theta_3 D_i + \mathbf{T}_t \boldsymbol{\theta}_4 \\
 & + (\theta_5 + D_i \mathbf{T}_t \boldsymbol{\theta}_6 + \theta_7 D_i + \mathbf{T}_t \boldsymbol{\theta}_8) S_i + \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\theta}_9 + f_i + \varepsilon_{it}.
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

We estimate the equations (3) and (4) as a random effect probit model.

### 3. Data

#### 3.1 Data and variables

The data used in this paper are the prefectural panel data from the JEPS Statistics and individual panel data from the Keio Household Panel Survey (KHPS).

The JEPS Statistics are released by the MHLW at the end of every month, and provide an outline of the job search, job offers, and employment situations, handled by the Public Employment Security Offices (excluding new graduates). The data available for this paper are by prefecture and by age group, and further narrowed down according to the Job Café target age, which varies among

prefectures, as shown in Table 2. Kagawa Prefecture, which does not have a Job Café, is excluded from the sample. The data period is between January 2005 and December 2013. Although we should use the data before 2004, when the model programs began, we are not able to use the data before 2004 due to the data availability. We thus use the data since 2005 only.

The variables used in the estimation are as follows: the number of monthly new employment,  $M_{itm}$ ; the active number of monthly job seekers,  $U_{itm}$ ; the active number of monthly job offers,  $V_{itm}$ ; the model region dummy,  $D_{itm}$ ; the fiscal year dummy,  $T_{tm}$ ; as well as the other variables explained in the equations (1) and (2). The basic statistics are shown in Table 3.

The KHPS is the longitudinal household survey conducted at the end of January each year from 2004 for individuals randomly extracted from men and women between 20 and 69. We use the data from the survey between 2004 and 2014, during which the GDP growth rate, a control variable for the economic situation in each prefecture, was available to us. In the same manner as the JEPS Statistics, the sample is selected according to the Job Café target ages, which vary among prefectures.

From the KHPS, we can get the information whether the individual is working or not, employed or self-employed, a regular worker or non-regular worker (contract worker, part-time, temporary worker from an agency, fixed-term employee). We focus on the employment dummy, regular employment dummy, and non-regular employment dummy. The basic statistics of the KHPS are shown in Table 4.

### **3.2 Data Overview: Transition of the youth labor market from 2004**

Prior to the DD analysis, this section graphically shows the basic trends in youth

employment provided by the data. First, we present an overview of major trends in the youth labor market at the prefectural level using the JEPS Statistics. Figures 1 to 3 show the annual transition of the average number of monthly new employment, the number of monthly job seekers, and the number of monthly job offers for the Job Café target ages, respectively. The vertical lines for each marker in the figure show the 95% confidence intervals.

In Figure 1, we see that the number of monthly new employment in the model regions is greater than that in non-model regions in every fiscal year. Furthermore, it seems that the gap increased from FY 2009 through FY 2010. On the other hand, the number of job seekers in Figure 2 shows no significant gap until FY 2009. However, the number is greater in the model regions from FY 2010 through FY 2011. In addition, the number of job offers, shown in Figure 3, is greater in the model regions from FY 2010 onward though it is greater in the non-model regions until FY 2009.

These results imply that the number of job seekers and job offers through the Public Employment Security Offices has increased since FY 2010, and that this may have increased the number of new employment. On the other hand, the number of new employment was greater than that in the non-model regions although the number of job offers was smaller in the model regions until FY 2009. Therefore, we can point out the possibility that the Job Café support programs increased the matching efficiency.

From these figures, however, it is hard for us to judge whether the relative increase in the number of new employment in the model regions was caused by the increase in inputs, such as job seekers and job offers, or whether it was due to better matching efficiency. In addition, the confidence intervals indicate that the statistical significance of the gap observed in these figures is not necessarily strong.

Furthermore, we have not controlled for other factors. Therefore, to examine whether the Job Café support programs indeed increased the matching efficiency, we conduct a DD analysis as described in the next section.

Figures 4 and 5 present the transition of employment rate for male and female, respectively, in the model regions and non-model regions. According to these figures, the employment rate for male in the model regions (Figure 4) tends to be lower than that in the non-model regions. It seems that the gap increased since 2008, which coincides with the end of the model programs with the largest budgets. Therefore, it is likely that the injection of funds through the model programs increased the employment rate for male in the model regions. On the other hand, the employment rate for female, as shown in Figure 5, decreased in the model regions until 2008, then increased until 2010, before decreasing until 2012. We examine these trends in the DD analysis described in the next section.

## 4. Estimation Results

### 4.1 Matching function

The estimation results of the equations (1) and (2) are shown in Table 5. Columns (a) to (b) show the estimation results for the equation (1), and columns (c) to (d) show that for the equation (2). The result of the Hausman test is also listed in Table 5, which shows that the fixed effect model is supported for both the equations (1) and (2).

First, focusing on the row (b), supported by the Hausman test, we find that the coefficients of the number of job seekers and job offers are significantly

positive,<sup>8</sup> and that the coefficients of the cross term of the model region dummy and the fiscal year dummies between FY 2005 and FY 2007 are also significantly positive. According to this result, we can point out that the matching efficiency increased between FY 2005 and FY 2007 in the model regions. The coefficients indicate that the matching efficiency increased in the model regions by 3 % because of these programs.

Next, focusing on row (d), we find that the coefficient of the cross term of the model region dummy and the fiscal year dummy for FY 2007 is significantly positive, although the coefficients of the cross term of the FY 2005 dummy and FY 2006 dummy are no longer statistically significant. In addition, most of the coefficients of the cross term for the number of job seekers are not statistically significant, and the cross term of the FY 2010 dummy and the FY 2012 dummy are significantly negative. On the other hand, although the coefficient of the cross term of the number of job offers for FY 2010 is significantly positive, it is not statistically significantly different from zero for the other fiscal years. These results indicate that the matching efficiency in the model regions between FY 2005 and FY 2007 increased, but we could not specify that the increase in the efficiency was caused either by the job offer actions or by the job search actions.

As for the reason why we observe the increase in the matching efficiency only in the FY 2005, 2006, and 2007, we can point out the followings. The first reason is the large budget. The budget of the model programs implemented between FY 2004 and 2006 was approximately 5 to 7 billion yen, which was three to four times larger than that implemented from FY 2007 onward. Since the support of a

---

<sup>8</sup> The total of the coefficient of the number of job seekers and the job offers (both natural logarithmic values) is between 0.8 and 0.9, which is almost consistent with the estimation results of the preceding studies, including Takahashi (2005).

budget at a certain minimum level is necessary to improve the matching efficiency, this may be why the policy effects appear mainly in the period between 2004 and 2006.

A second possible reason is the difference among the programs and the implementation bodies. In FY 2008, the program changed from the “program for the network between youth and SMEs to support Job Café function” to the “Job Café regional network support program.” In addition, in FY 2009 and 2010, the support provider changed from the METI to the JCCI. These changes in the content of the programs and the support systems, owing to the changes in programs and implementation bodies, may have blocked the expected increase in matching efficiency.

A third possible reason is external factors such as the economic downturn. In Figure 3, the number of job offers exhibits a rapid decrease from FY 2007, and began recovering from FY 2010. However, it has still not recovered to its level prior to FY 2006. Conversely, the number of job seekers has increased since FY 2008 and maintained a high level between FY 2009 and 2011. Thus, it is likely that the job matching function for the youth deteriorated because employment agencies such as “Hello Work (the Public Employment Security Office)” became crowded with many job seekers owing to the financial crisis.

#### **4.2 Employment probability function**

Tables 6 and 7 provide the estimation results of the equations (3) and (4). Table 6 is the estimation results for men and Table 7 for women, and the both tables show the marginal effect. In each table, columns (a) to (c) show the estimation results of equation (3) and columns (d) to (f) show the estimation results of equation (4).

Focusing on the results for male in Table 6, we find no significant marginal

effects of the cross term of the model region dummy and the year dummies, as well as the cross term of the junior/senior high school-graduate dummy, regarding the employment rate and regular employment rate. In addition, we see that the marginal effects of the cross term of the model regions dummy for 2005 dummy and 2012 dummy are significantly negative. Furthermore, the cross term of the model regions dummy and the year dummy or the junior/senior high school- graduate dummy are significantly negative.

Based on these results, we cannot say that employment situation for the young male worker improved during the period of Job Café support program implementation in the model regions, if any, there was a limited improvement.

Table 7, showing the estimation results for female, indicates that the marginal effects of the cross term of the model regions dummy and 2007 and 2008 dummies are significantly negative. The table also shows that the marginal effects of the cross term of the junior/senior high school graduate dummy and each year dummy from 2009 through 2012 are significantly negative. Thus, the positive effects of the Job Café support programs on the young female employment cannot be confirmed from these estimation results.

## **5. Concluding remarks**

In this paper, we examined the influence of the ALMP, Job Café support programs, on the youth regional employment by estimating the matching function and the employment probability function. The estimations of the matching function based on prefectural panel data indicate that the Job Café support programs increased the matching efficiency in the model regions between FY 2005 and 2007. However,

the estimations of the employment probability function do not show the evidence of the improvement in the probability of regular and non-regular employment in the model regions. Based on these two results, we could conclude that the Job Café support programs possibly created the employment for Job Café users, but the effect was not significant enough to improve the overall employment environment of the youth for the model regions.

The different results for the matching function and employment probability function can be interpreted as follows. First, there is a possibility that not many workers receive the benefit of the programs because the Job Café programs are based on the employment agencies such as “Hello Work (the Public Employment Security Office).” The use rate of the Hello Work is low, as shown in the *Survey on Employment Trends* (MHLW, 2008), which indicates that only about 23% of those newly employed in the year used the Hello Work, including its Internet services. Therefore, even if the Job Café programs have a positive effect for their users in terms of matching efficiency, it is likely that the effect did not spread to all workers living in the regions because of the low use rate.

Second, as described in the Section 1, there is a criticism of the ALMP in which even if the employment probability of Job Café users increased, it may be the case that the employment probability of non-users decreased because of a crowding out effect. Since household panel data includes randomly selected individuals in each region, the estimation results may reflect the overall influence including the crowding out.



## References

- Blundell, Richard, Monica Costa Dias, Costas Meghir, and John van Reenen (2004):  
“Evaluating the employment impact of a mandatory job search program,”  
*Journal of the European Economic Association*, 2(4), pp.569-606.
- Boeri, Tito and Michael C. Bruda (1996): “Active labor market policies, job  
matching and the Czech miracle,” *European Economic Review*, 40(3-5),  
805-817.
- Burtless, Gary (1985): “Are targeted wage subsidies harmful? Evidence from a wage  
voucher experiment,” *Industrial and Labor Relations Review*, 39(1),  
pp.105-114.
- Calmfors, Lars (1994): “Active labour market policy and unemployment – a  
framework for the analysis of crucial design features,” *OECD Economic  
Studies*, No. 22.
- Card, David, Jochen Kluge, and Andrea Weber (2010): “Active labor market policy  
evaluations: A meta-analysis,” *NBER Working Paper*, No. 16173, Issued  
in July 2010.
- Kluge, Jochen (2010): “The effectiveness of European active labor market programs,”  
*Labour Economics*, 17(6), 904-918.
- Petrongolo, Barbara and Christopher A. Pissarides (2001): “Looking into the black  
box: A survey of the matching function,” *Journal of Economic Literature*,  
38, pp.390-431.
- Arai, Naoki (2006): “A fundamental study of young person employment policy in  
region: As a case Job Café ‘Young person of Gunma Prefecture finding  
employment support center,’” *Bulletin of Takasaki University of Health  
and Welfare*, 5, pp.169-180. (in Japanese)

- Ohta, Souichi (2010): *The economics of youth employment*, Nikkei Publishing Inc.  
(in Japanese)
- Kambayashi, Ryo and Mizumachi, Yuichiro (2014): “Policy evaluation on Worker Dispatching Act,” *The Japanese Journal of Labour Studies*, 56(1), pp.64-82. (in Japanese)
- Komikawa, Koichiro (2010): “Trends and issues on youth policies after the ‘plan for independence and challenges of youth:’ Focusing on career education policy,” *The Japanese Journal of Labour Studies*, 52(9), pp.17-26. (in Japanese)
- Sasaki, Masaru (2007): “Measuring efficiency of matching and an incentive to search through the Public Employment Agency in Japan,” *The Japanese Journal of Labour Studies*, 49(10), pp.15-31. (in Japanese)
- Takahashi, Yoko (2005): “Current situation of ‘Job Cafés’ as employment support by municipalities,” *The Japanese Journal of Labour Studies*, 47(6), pp.56-67. (in Japanese)
- Nagase, Nobuko and Mizuochi, Masaaki (2011): “Temporary to permanent employment, the effect of economic recovery, the previous work experiences and the local placement office to the youth employment in Japan,” *Journal of Social Sciences and Family Studies*, 18, pp.27-45. (in Japanese)

**Table 1 List of model regions**

FY	Program name	Target regions (Prefecture)
FY2004	Model program	Hokkaido, Aomori, Iwate, Gunma, Chiba, Ishikawa, Gifu, Kyoto, Osaka, Shimane, Yamaguchi, Ehime, Fukuoka, Nagasaki, Okinawa
FY2005	Model program	Hokkaido, Aomori, Iwate, Gunma, Chiba, Ishikawa, Gifu, Kyoto, Osaka, Shimane, Yamaguchi, Ehime, Fukuoka, Nagasaki, Okinawa, Miyagi, Ibaraki, Niigata, Fukui, Oita
FY2006	Model program Program for the network between youth and SMEs to support Job Café function	Hokkaido, Aomori, Iwate, Gunma, Chiba, Ishikawa, Gifu, Kyoto, Osaka, Shimane, Yamaguchi, Ehime, Fukuoka, Nagasaki, Okinawa, Miyagi, Ibaraki, Niigata, Fukui, Oita
FY2007	Model program Program for the network between youth and SMEs to support Job Café function	Hokkaido, Aomori, Iwate, Gunma, Chiba, Ishikawa, Gifu, Kyoto, Osaka, Shimane, Yamaguchi, Ehime, Nagasaki, Okinawa, Miyagi, Ibaraki, Niigata, Fukui, Oita, Hiroshima
FY2008	Job Café regional network support program	Hokkaido, Aomori, Iwate, Gunma, Chiba, Ishikawa, Gifu, Kyoto, Osaka, Shimane, Yamaguchi, Ehime, Nagasaki, Okinawa, Miyagi, Ibaraki, Niigata, Fukui, Oita, Hiroshima
FY2009	Job Café regional network support program	Aomori, Miyagi, Ibaraki, Gunma, Ishikawa, Wakayama, Yamaguchi, Ehime, Oita, Kagoshima, Okinawa
FY2009	Program for personnel support to respond to the employment situation in SMEs	Hokkaido, Iwate, Tochigi, Chiba, Kyoto, Osaka, Hiroshima, Nagasaki, Kumamoto
FY2010	Job Café regional network support program	Aomori, Miyagi, Ibaraki, Iwate, Gunma, Ishikawa, Aichi, Wakayama, Yamaguchi, Ehime, Oita, Kagoshima, Okinawa
FY2010	Program for personnel support to respond to the employment situation in SMEs	Hokkaido, Tochigi, Chiba, Kyoto, Osaka, Hiroshima, Nagasaki, Kumamoto
FY2011	Program for promoting the employment environment development in SMEs	Hokkaido, Aomori, Iwate, Miyagi, Ibaraki, Tochigi, Gunma, Chiba, Ishikawa, Gifu, Aichi, Kyoto, Osaka, Nara, Wakayama, Hiroshima, Yamaguchi, Ehime, Nagasaki, Kumamoto, Oita, Okinawa
FY2012 onward	No support provided from the Ministry of Economy, Trade and Industry to specific regions	

**Table 2 Upper age limit of the programs in each regions**

Target age	Prefecture
29 or younger	Fukuoka
34 or younger (under 35)	Tokyo, Gifu, Mie, Kyoto, Osaka, Iwate, Fukushima, Tochigi, Toyama, Ishikawa, Shiga, Nara, Wakayama, Kumamoto, Oita, Kagoshima
39 or younger (under 40)	Ibaraki, Chiba, Kanagawa, Fukui, Yamanashi, Shizuoka, Hyogo, Yamaguchi, Ehime, Kochi, Saitama, Okayama, Nagasaki
44 or younger	Hokkaido, Miyazaki, Niigata, Nagano, Hiroshima, Okinawa, Aomori, Yamagata, Gunma, Aichi, Tottori, Shimane, Tokushima, Saga

**Table 3 Basic statistics: JEPS**

Variable name	Sample size	Mean	SD	Min	Max
The number of monthly new employment	4968	1851.765	1118.031	408	6531
The number of monthly job seekers	4968	24760.560	20116.870	4875	106987
The number of monthly job offers	4968	20719.450	22251.330	3059	176811
Program target region dummy (prefecture)	4968	0.472	0.499	0	1
Economic trough dummy	4968	0.185	0.388	0	1

**Table 4 Basic statistics: KHPS**

Variable name	Sample size	Mean	SD	Min	Max
Employment rate	9943	0.660	0.474	0	1
Regular employment rate	9943	0.441	0.497	0	1
Non-regular employment rate	9943	0.205	0.403	0	1
Dummy program target region (municipality)	9943	0.079	0.270	0	1
Age	9943	33.239	5.649	19	44
Married dummy	9943	0.748	0.434	0	1
With a child under 6 dummy	9943	0.456	0.498	0	1
Junior high school-/senior high school-graduate dummy	9943	0.522	0.500	0	1
Dummy living with parents	9943	0.240	0.427	0	1
Number of family members living together	9943	3.766	1.425	1	10
Non-work income	9943	12.407	77.595	0	3000
GDP growth rate of the place of residence	9943	1.169	2.657	-9.193148	9.514758

**Table 5 Estimation results of job matching function**

	(a)		(b)		(c)		(d)	
	Random Effect		Fixed Effect		Random Effect		Fixed Effect	
Model regions dummy	0.0172	(0.0110)	0.0164	(0.0109)	-0.283**	(0.138)	-0.239*	(0.126)
×FY05 dummy	0.0286**	(0.0137)	0.0279**	(0.0137)	-0.00206	(0.209)	-0.0243	(0.200)
×FY06 dummy	0.0266**	(0.0134)	0.0262*	(0.0135)	0.231	(0.201)	0.219	(0.194)
×FY07 dummy	0.0270*	(0.0152)	0.0268*	(0.0153)	0.362*	(0.193)	0.349*	(0.188)
×FY08 dummy	0.0186	(0.0123)	0.0186	(0.0124)	0.113	(0.167)	0.0805	(0.171)
×FY09 dummy	0.00282	(0.0125)	0.00308	(0.0124)	0.192	(0.192)	0.176	(0.191)
×FY10 dummy	-0.0123	(0.0140)	-0.0122	(0.0140)	0.186	(0.156)	0.168	(0.155)
×FY11 dummy	-0.000854	(0.0141)	-0.00102	(0.0140)	0.108	(0.154)	0.103	(0.155)
×FY12 dummy	-0.00153	(0.00746)	-0.00179	(0.00740)	0.153*	(0.0881)	0.153*	(0.0870)
In Number of job seekers	0.523***	(0.0218)	0.538***	(0.0285)	0.516***	(0.0388)	0.562***	(0.0456)
In Number of job seekers ×Model regions dummy					0.0337	(0.0357)	0.0259	(0.0343)
×FY05 dummy					0.0593	(0.0480)	0.0640	(0.0472)
×FY06 dummy					0.0286	(0.0496)	0.0328	(0.0493)
×FY07 dummy					0.0285	(0.0490)	0.0334	(0.0479)
×FY08 dummy					0.0118	(0.0410)	0.0222	(0.0406)
×FY09 dummy					-0.0419	(0.0446)	-0.0355	(0.0443)
×FY10 dummy					-0.110**	(0.0520)	-0.106**	(0.0510)
×FY11 dummy					-0.0869	(0.0641)	-0.0842	(0.0634)
×FY12 dummy					-0.0794*	(0.0427)	-0.0748*	(0.0416)
In Number of job offers	0.280***	(0.0157)	0.288***	(0.0182)	0.265***	(0.0213)	0.278***	(0.0206)
In Number of job offers ×Model regions dummy					-0.00279	(0.0274)	0.000247	(0.0267)
×FY05 dummy					-0.0560	(0.0425)	-0.0587	(0.0423)
×FY06 dummy					-0.0491	(0.0483)	-0.0520	(0.0488)
×FY07 dummy					-0.0628	(0.0480)	-0.0665	(0.0478)
×FY08 dummy					-0.0224	(0.0384)	-0.0297	(0.0389)

(Continue)

×FY09 dummy			0.0250 (0.0353)	0.0203 (0.0352)
×FY10 dummy			0.0956* (0.0509)	0.0940* (0.0501)
×FY11 dummy			0.0791 (0.0615)	0.0770 (0.0608)
×FY12 dummy			0.0653 (0.0430)	0.0606 (0.0415)
In Number of effective job seekers				
×each FY dummy	No	No	Yes	Yes
In Number of effective job offers				
×each FY dummy	No	No	Yes	Yes
Each FY dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Economic trough dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Month dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.702** (0.281)	-0.925** (0.387)	-0.497* (0.275)	-1.065** (0.399)
Hausman(prob>chi2)		0.0000		0.0000
Sample size	4,968	4,968	4,968	4,968
Adj-R2	0.864	0.864	0.868	0.873

Notes: 1. Numbers in parentheses are robust standard errors.

2. \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10 % levels, respectively.

3. Base for fiscal year dummies is 2013.

**Table 6 Estimation results of the employment probability function: Male**

	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
	Employment Rate	Regular employment rate	Non-regular employment rate	Employment Rate	Regular employment rate	Non-regular employment rate
Model regions dummy(municipality)	-0.00100 (0.0100)	-0.0253 (0.0453)	0.00186 (0.00376)	-0.000553 (0.00742)	0.0115 (0.0210)	-0.00146* (0.000833)
×2005 dummy	0.000769 (0.0100)	0.0217 (0.0286)	-0.00157* (0.000840)	0.000404 (0.00528)	0.0207 (0.0280)	-0.00130* (0.000717)
×2006 dummy	0.000505 (0.00612)	0.0189 (0.0244)	-0.00144 (0.000877)	-0.0122 (0.101)	-0.00897 (0.0444)	-0.00120* (0.000684)
×2007 dummy	0.000704 (0.00906)	0.00739 (0.0222)	-0.000154 (0.00269)	0.000598 (0.00781)	0.000304 (0.0324)	-0.000808 (0.00105)
×2008 dummy	0.000498 (0.00613)	0.0183 (0.0240)	-0.00144 (0.000925)	-0.000437 (0.00513)	0.0165 (0.0233)	-0.00122* (0.000672)
×2009 dummy	0.000769 (0.0101)	0.0185 (0.0244)	0.00348 (0.0104)	0.000600 (0.00780)	0.0175 (0.0242)	-0.000406 (0.00248)
×2010 dummy	0.000549 (0.00684)	0.0168 (0.0228)	-0.000123 (0.00392)	0.000338 (0.00467)	0.0177 (0.0245)	-0.00107 (0.000794)
×2011 dummy	-0.00373 (0.0404)	0.00937 (0.0263)	-0.000952 (0.00196)	-0.0309 (0.230)	0.0186 (0.0255)	-0.00132* (0.000729)
×2012 dummy	-0.00135 (0.0152)	0.0209 (0.0277)	-0.00171* (0.000902)	-0.0118 (0.0977)	0.0194 (0.0265)	-0.00130* (0.000717)
J.H.S./S.H.S.grad dummy				0.000242 (0.00299)	-0.103 (0.155)	0.0829 (0.0991)
×Model regions dummy(municipality)				0.000717 (0.00948)	0.00782 (0.0322)	0.0448 (0.0988)
×2005 dummy				0.000728 (0.00966)	0.0213 (0.0298)	0.0113 (0.0394)
×2006 dummy				0.000418 (0.00477)	0.0168 (0.0254)	0.0166 (0.0510)
×2007 dummy				0.000699 (0.00921)	0.0183 (0.0266)	-0.00125* (0.000694)
×2008 dummy				0.000708 (0.00940)	0.0178 (0.0297)	-0.00124* (0.000690)
×2009 dummy				-0.000763 (0.0129)	-0.0946 (0.241)	-0.00122* (0.000682)
×2010 dummy				0.000721 (0.00959)	-0.590 (0.459)	0.999*** (0.000895)
×2011 dummy				0.000718 (0.00955)	0.0211 (0.0296)	0.358 (0.281)
×2012 dummy						
Age	-9.32e-05 (0.00114)	0.00221 (0.00226)	-0.000479** (0.000222)	-8.20e-05 (0.00101)	0.00226 (0.00240)	-0.000382** (0.000185)
Married dummy	0.0132 (0.120)	0.157 (0.123)	-0.00885 (0.00581)	0.0122 (0.113)	0.158 (0.126)	-0.00755 (0.00508)
With a child under 6 dummy	0.00103 (0.0123)	0.0239 (0.0274)	-0.000312 (0.00121)	0.000971 (0.0117)	0.0218 (0.0259)	-9.80e-05 (0.000939)
J.H.S./S.H.S.grad dummy	-0.00120 (0.0139)	-0.00769 (0.0161)	-0.00222* (0.00128)	-0.000549 (0.00639)	0.00596 (0.0158)	-0.00181 (0.00127)
Living with parents dummy	-0.000101 (0.00192)	-0.0177 (0.0276)	0.00251 (0.00234)	-2.26e-06 (0.000917)	-0.0151 (0.0255)	0.00207 (0.00198)
Number of family members living together	-0.000854 (0.0100)	-0.0125 (0.0138)	-0.000392 (0.000434)	-0.000829 (0.00979)	-0.0124 (0.0141)	-0.000329 (0.000349)
Non-work income	-8.06e-07 (1.00e-05)	-1.83e-05 (2.96e-05)	1.02e-06 (1.57e-06)	-7.43e-07 (9.29e-06)	-1.66e-05 (2.84e-05)	5.30e-07 (1.26e-06)
GDP growth rate	8.93e-05 (0.00107)	0.000852 (0.00172)	0.000195 (0.000163)	8.87e-05 (0.00107)	0.00112 (0.00193)	0.000122 (0.000124)
J.H.S./S.H.S.grad dummy						
×each year dummy	No	No	No	Yes	Yes	Yes
each year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Sample size	4,535	4,535	4,535	4,535	4,535	4,535
log pseudolikelihood	-1303.2552	-1574.071	-802.90645	-1293.4415	-1560.3689	-791.57082

Notes: 1. Numbers are marginal effect and numbers in parentheses are robust standard errors.  
 2. \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10 % levels, respectively.

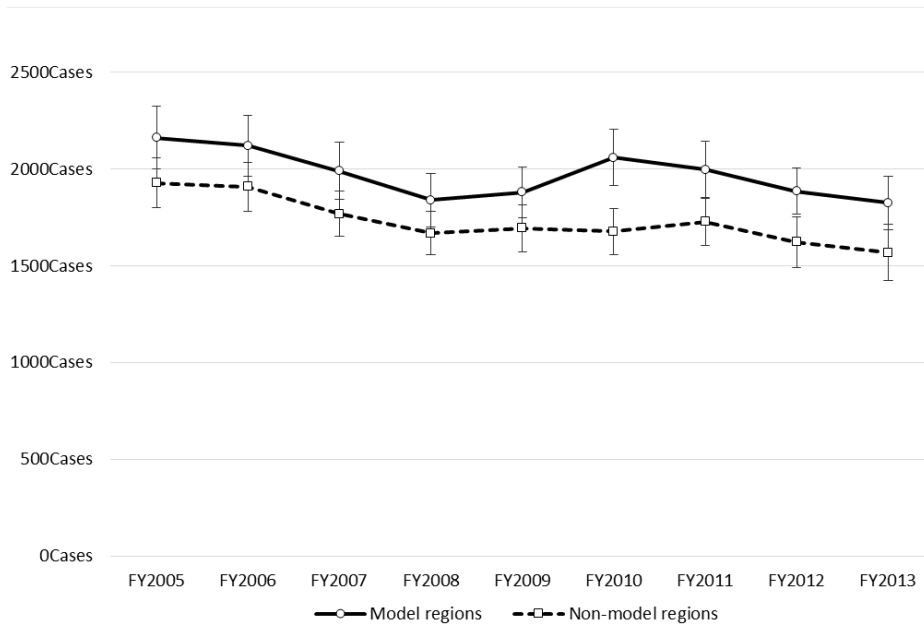
**Table 7 Estimation results of the employment probability function: Female**

	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
	Employment Rate	Regular employment rate	Non-regular employment rate	Employment Rate	Regular employment rate	Non-regular employment rate
Model regions dummy(municipality)	0.115 (0.102)	0.00363 (0.00656)	0.0962 (0.0860)	0.0701 (0.156)	0.00395 (0.00797)	0.0842 (0.110)
×2005 dummy	-0.118 (0.136)	0.00120 (0.00401)	-0.0938** (0.0446)	-0.0942 (0.139)	0.00130 (0.00416)	-0.0868* (0.0445)
×2006 dummy	-0.154 (0.128)	0.000703 (0.00428)	-0.0709 (0.0645)	-0.117 (0.142)	0.000465 (0.00385)	-0.0546 (0.0742)
×2007 dummy	-0.237* (0.143)	-0.00161 (0.00233)	-0.103** (0.0481)	-0.228 (0.146)	-0.00115 (0.00186)	-0.107** (0.0479)
×2008 dummy	-0.399*** (0.110)	-0.00206 (0.00280)	-0.141*** (0.0328)	-0.409*** (0.107)	-0.00140 (0.00211)	-0.147*** (0.0243)
×2009 dummy	-0.243 (0.155)	-0.00222 (0.00304)	-0.0448 (0.0885)	-0.0825 (0.146)	-0.00178 (0.00261)	0.0716 (0.136)
×2010 dummy	-0.121 (0.201)	-0.00225 (0.00311)	-0.0170 (0.116)	-0.0887 (0.206)	-0.00197 (0.00288)	0.0642 (0.165)
×2011 dummy	-0.257 (0.183)	-0.00212 (0.00290)	-0.111** (0.0566)	-0.230 (0.185)	-0.00170 (0.00249)	-0.0716 (0.0856)
×2012 dummy	-0.291 (0.213)	-0.00217 (0.00297)	-0.104 (0.0641)	-0.317 (0.209)	-0.00175 (0.00256)	-0.0607 (0.0961)
J.H.S./S.H.S.grad dummy				0.0836 (0.171)	-0.000790 (0.00175)	0.0175 (0.110)
×Model regions dummy(municipality)						
×2005 dummy				-0.104 (0.301)	-0.000714 (0.00198)	-0.0313 (0.150)
×2006 dummy				-0.190 (0.274)	-9.78e-05 (0.00357)	-0.0843 (0.0993)
×2007 dummy				-0.0757 (0.339)	-0.00147 (0.00249)	0.101 (0.212)
×2008 dummy				0.0600 (0.343)	-0.00177 (0.00261)	0.347 (0.421)
×2009 dummy				-0.541*** (0.127)	-0.00171 (0.00250)	-0.165*** (0.0169)
×2010 dummy				-0.149 (0.461)	0.998*** (0.00255)	-0.162*** (0.0167)
×2011 dummy				-0.222 (0.465)	-0.000746 (0.00328)	-0.163*** (0.0167)
×2012 dummy				0.118 (0.484)	0.00260 (0.0122)	-0.163*** (0.0167)
Age	0.000580 (0.00454)	-0.000235 (0.000284)	0.00119 (0.00273)	0.000526 (0.00457)	-0.000185 (0.000238)	0.00109 (0.00267)
Married dummy	-0.401*** (0.0428)	-0.0187 (0.0218)	-0.102** (0.0468)	-0.402*** (0.0427)	-0.0161 (0.0200)	-0.101** (0.0458)
With a child under 6 dummy	-0.387*** (0.0392)	-0.00306 (0.00377)	-0.212*** (0.0232)	-0.382*** (0.0392)	-0.00249 (0.00328)	-0.205*** (0.0229)
J.H.S./S.H.S.grad dummy	-0.0635 (0.0488)	-0.00932 (0.0105)	0.0761*** (0.0292)	-0.112* (0.0605)	-0.00671 (0.00839)	0.0434 (0.0371)
Living with parents dummy	0.222*** (0.0518)	0.0146 (0.0179)	-0.0235 (0.0335)	0.219*** (0.0521)	0.0141 (0.0179)	-0.0292 (0.0322)
Number of family members living together	-0.0540*** (0.0193)	-0.00205 (0.00261)	0.0255** (0.0122)	-0.0536*** (0.0194)	-0.00176 (0.00238)	0.0255** (0.0119)
Non-work income	-0.000451** (0.000194)	-6.45e-06 (8.98e-06)	-0.000172 (0.000123)	-0.000426** (0.000191)	-5.42e-06 (7.95e-06)	-0.000165 (0.000119)
GDP growth rate	0.00294 (0.00600)	-2.43e-05 (0.000166)	0.00131 (0.00388)	0.00304 (0.00602)	-3.26e-05 (0.000141)	0.00149 (0.00378)
J.H.S./S.H.S.grad dummy						
×each year dummy	No	No	No	Yes	Yes	Yes
each year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Sample size	5,408	5,408	5,408	5,408	5,408	5,408
log pseudolikelihood	-2447.4927	-1523.5508	-2509.598	-2441.1537	-1513.3294	-2492.7845

Notes: 1. Numbers are marginal effect and numbers in parentheses are robust standard errors.  
 2. \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10 % levels, respectively.

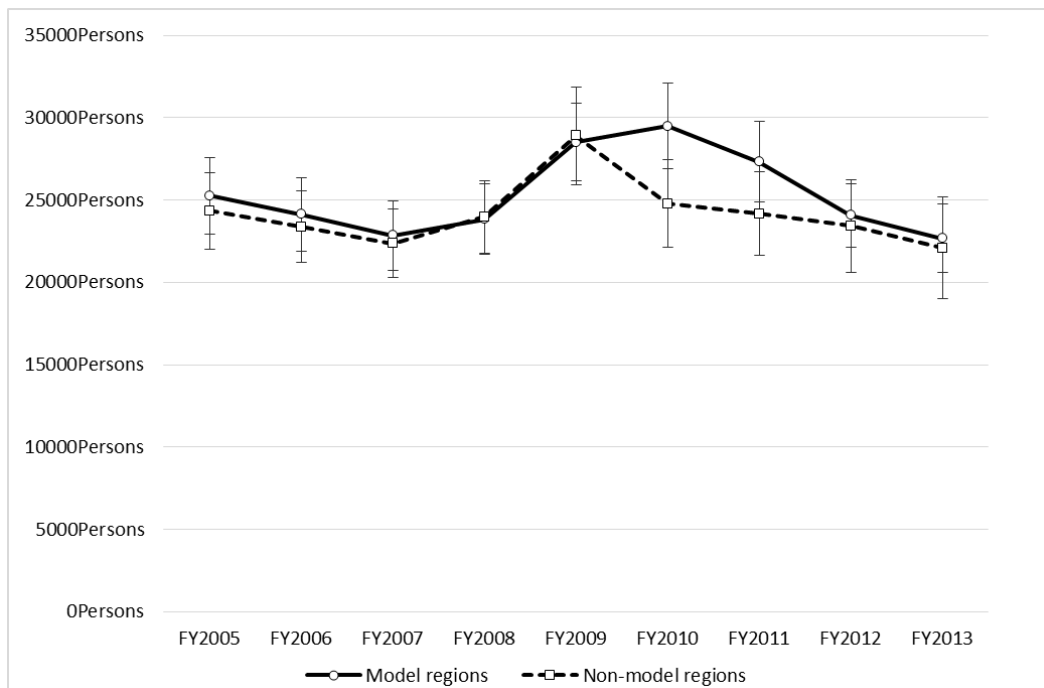


**Figure 1 Annual transition of the number of monthly new employment**



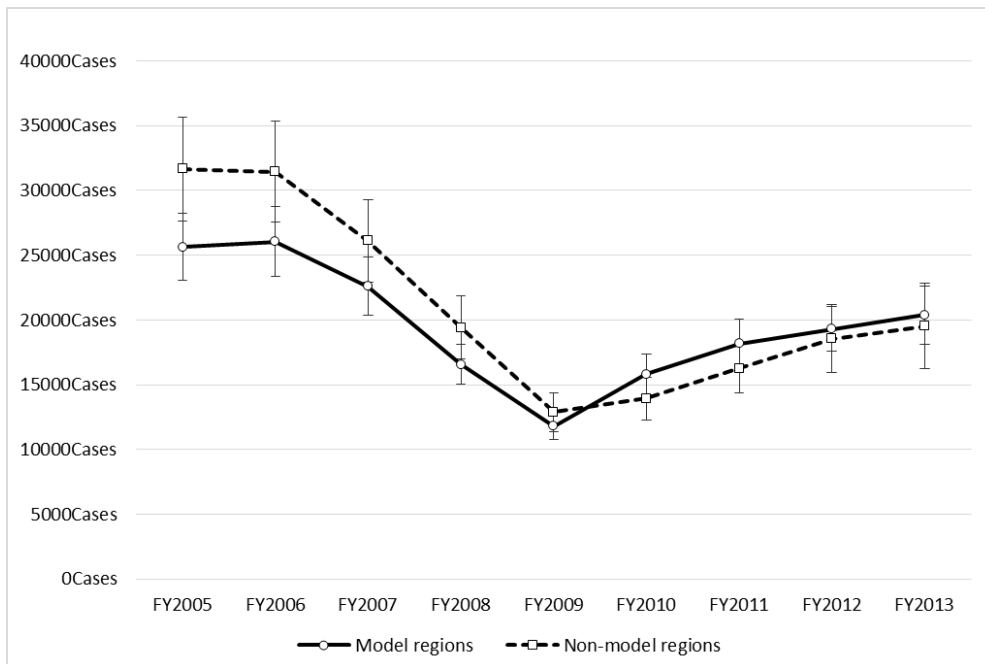
Notes: The vertical lines in the figures represent the 95% confidence interval.

**Figure 2 Annual transition of the number of monthly job seekers**



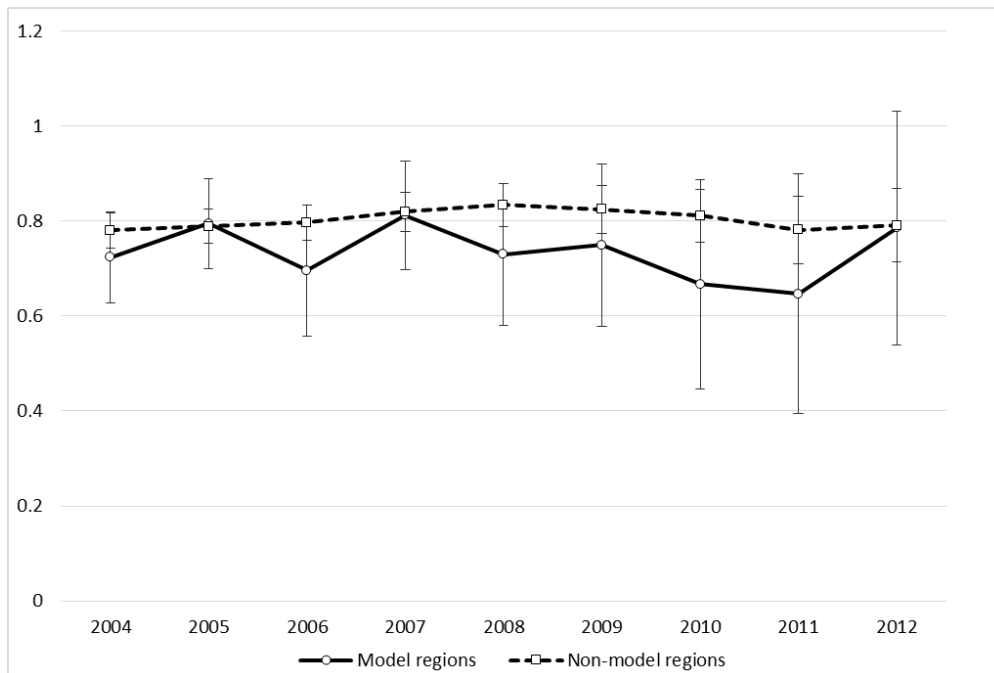
Notes: The vertical lines in the figures represent the 95% confidence interval.

**Figure 3 Annual transition of the number of monthly job offers**



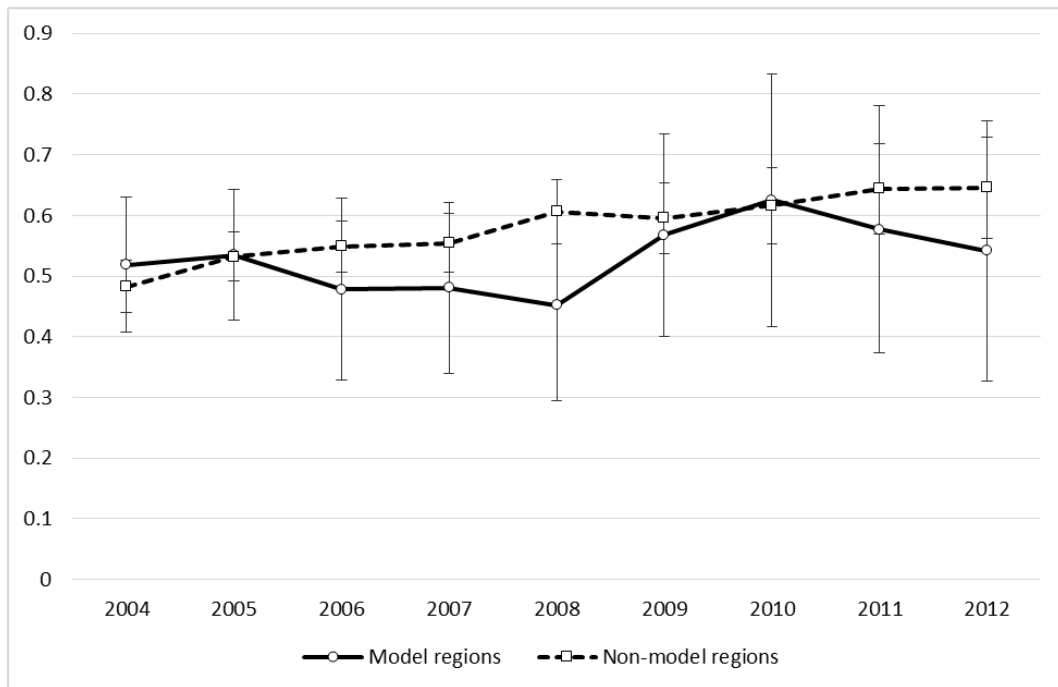
Notes: The vertical lines in the figures represent the 95% confidence interval.

**Figure 4 Annual transition of employment rate: Male**



Notes: The vertical lines in the figures represent the 95% confidence interval.

**Figure 5 Annual transition of employment rate: Female**



Notes: The vertical lines in the figures represent the 95% confidence interval.

