

厚生労働科学研究費補助金

政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）

**就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究**

平成26年度～28年度 総合研究報告書

研究代表者 山本勲 慶應義塾大学商学部 教授

平成29（2017）年 5月

## 目 次

### I. 総合研究報告

|  |   |
|--|---|
| 就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究 -----  | 1 |
| 山本勲 慶應義塾大学商学部 教授   |   |
| (資料) 定年退職は健康にどのような影響を及ぼすのか   |   |
| (資料) 高齢者の失業が健康に及ぼす影響   |   |
| (資料) 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   |   |
| (資料) The Impact of a Wife's Employment on her Husband's Retirement Decision:<br>Evidence from Japanese Longitudinal Data (日本における夫婦の引退決定に<br>関する分析) |   |
| (資料) 誰が熟年離婚するのか、また、熟年離婚はメンタルヘルスを悪化させるのか  |   |
| (資料) 正規非正規の職種転換と雇用形態転換   |   |
| (資料) 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  |   |
| (資料) 雇用保険の適拡大は離職確率を高めたか  |   |
| (資料) 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   |   |
| (資料) 学卒時労働市場の状況が家族形成に与える影響   |   |
| (資料) Active Labor Market Policy and Youth Employment in Japan - Policy Eval<br>uation of the Job Café Related Projects                             |   |
| (資料) 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<br>た研究  |   |
| (資料) 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<br>によるワーク・ライフ・バランス分析  |   |
| (資料) Childcare Policy and Regional Employment of Japanese Female Workers   |   |
| (資料) 「21世紀成年者縦断調査」を用いた育児支援政策の効果測定—「子育て支<br>援総合推進モデル市町村事業」の検証—  |   |
| (資料) The Effect of Childcare Cost on Female Labor Supply and Use of Childcare<br>Service   |   |
| (資料) 正規就業女性の育児休業期間に関する要因分析   |   |
| (資料) The effect of training on the employment of older workers after compulsory<br>retirement in Japan   |   |
| (資料) 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<br>析   |   |
| (資料) 女性の稼得能力と結婚選択の関係   |   |
| (資料) The Constraints on Women's Marriage, Childbirth and Employment, and Ef<br>fects of Work-Life Balance Policies                                 |   |

### II. 研究成果の刊行に関する一覧表 ----- 511

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

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。

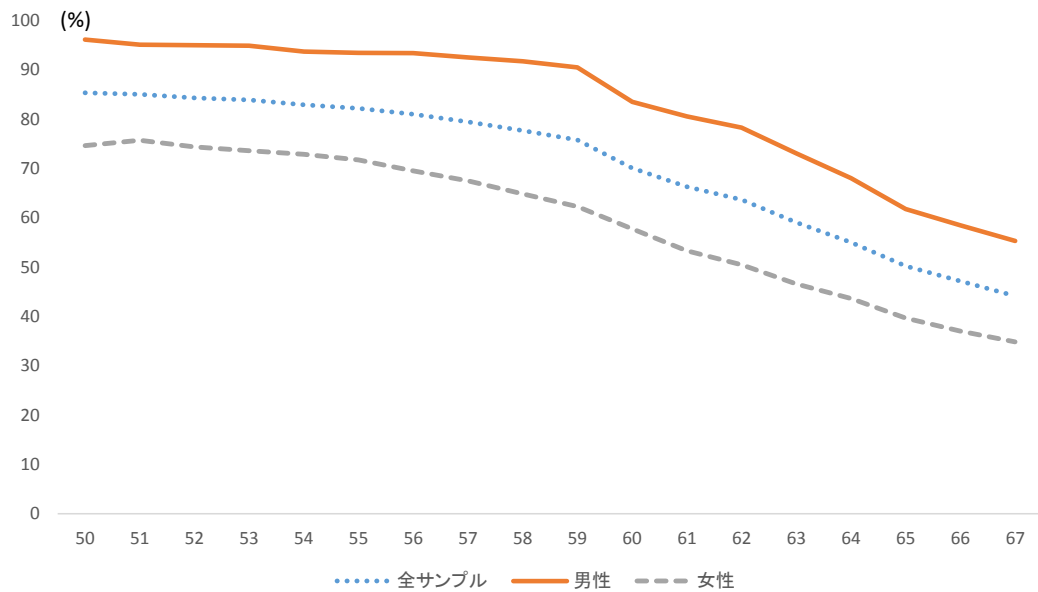
次に多くの企業で定年退職年齢と規定されている60歳前後において就業率がどのように変化するかを確認する。図1は年齢階級別の就業者割合の推移を示している。これを見ると、男女とも60歳時点から就業率が徐々に低下する傾向を示していた。次に図2の年齢階級別の正規雇用就業者割合の推移を見ると、59歳から60歳にかけて大きく低下する傾向を示していた。この背景には定年による退職が大きな影響を及ぼしていると考えられる。次に図3の年齢階級別の非正規雇用就業者割合の推移を見ると、59歳から60歳にかけて男性の値が大きく上昇していた。これは、正規雇用を定年退職した男性がその後非正規雇用で再就職しているためだと考えられる。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<br>定年退職年齢 | 雇用就業サンプル |     | 正規雇用サンプル |     | 非正規雇用サンプル |     |
|----------------------|----------|-----|----------|-----|-----------|-----|
|                      | サンプルサイズ  | %   | サンプルサイズ  | %   | サンプルサイズ   | %   |
| 50                   | 45       | 0   | 31       | 0   | 14        | 0   |
| 51                   | 1        | 0   | 1        | 0   | 0         | 0   |
| 52                   | 3        | 0   | 2        | 0   | 1         | 0   |
| 53                   | 4        | 0   | 2        | 0   | 2         | 0   |
| 54                   | 56       | 0   | 55       | 0   | 1         | 0   |
| 55                   | 748      | 1   | 497      | 1   | 251       | 1   |
| 56                   | 58       | 0   | 47       | 0   | 11        | 0   |
| 57                   | 167      | 0   | 138      | 0   | 29        | 0   |
| 58                   | 222      | 0   | 179      | 0   | 43        | 0   |
| 59                   | 80       | 0   | 58       | 0   | 22        | 0   |
| 60                   | 49,592   | 76  | 38,790   | 82  | 10,802    | 60  |
| 61                   | 225      | 0   | 182      | 0   | 43        | 0   |
| 62                   | 991      | 2   | 730      | 2   | 261       | 1   |
| 63                   | 1,383    | 2   | 866      | 2   | 517       | 3   |
| 64                   | 408      | 1   | 167      | 0   | 241       | 1   |
| 65                   | 9,978    | 15  | 5,061    | 11  | 4,917     | 27  |
| 66                   | 36       | 0   | 19       | 0   | 17        | 0   |
| 67                   | 68       | 0   | 26       | 0   | 42        | 0   |
| 68                   | 101      | 0   | 22       | 0   | 79        | 0   |
| 69                   | 44       | 0   | 8        | 0   | 36        | 0   |
| 70                   | 1,039    | 2   | 257      | 1   | 782       | 4   |
| 72                   | 12       | 0   | 2        | 0   | 10        | 0   |
| 73                   | 7        | 0   | 5        | 0   | 2         | 0   |
| 74                   | 2        | 0   | 1        | 0   | 1         | 0   |
| 75                   | 35       | 0   | 9        | 0   | 26        | 0   |
| 80                   | 1        | 0   | 0        | 0   | 1         | 0   |
| 合計                   | 65,306   | 100 | 47,155   | 100 | 18,151    | 100 |

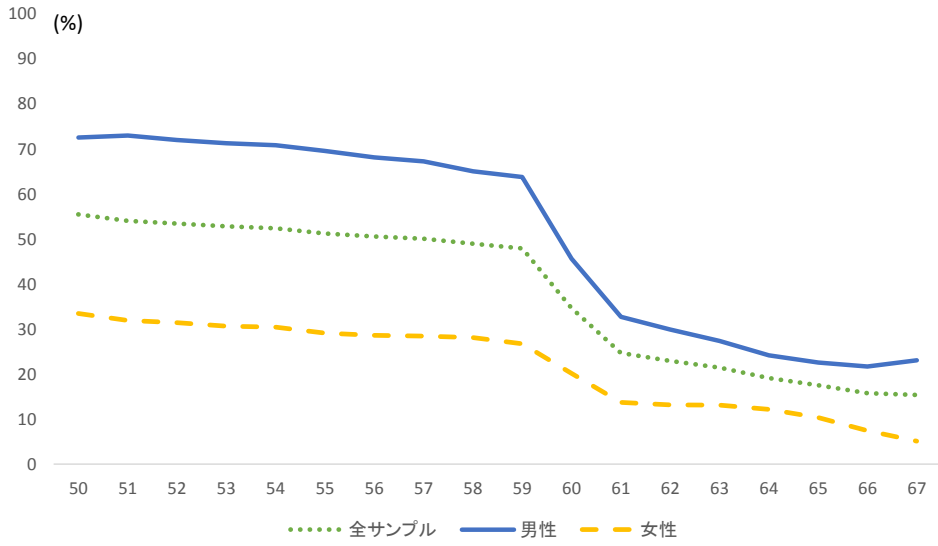
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

図 1 年齢階級別の就業者割合の推移



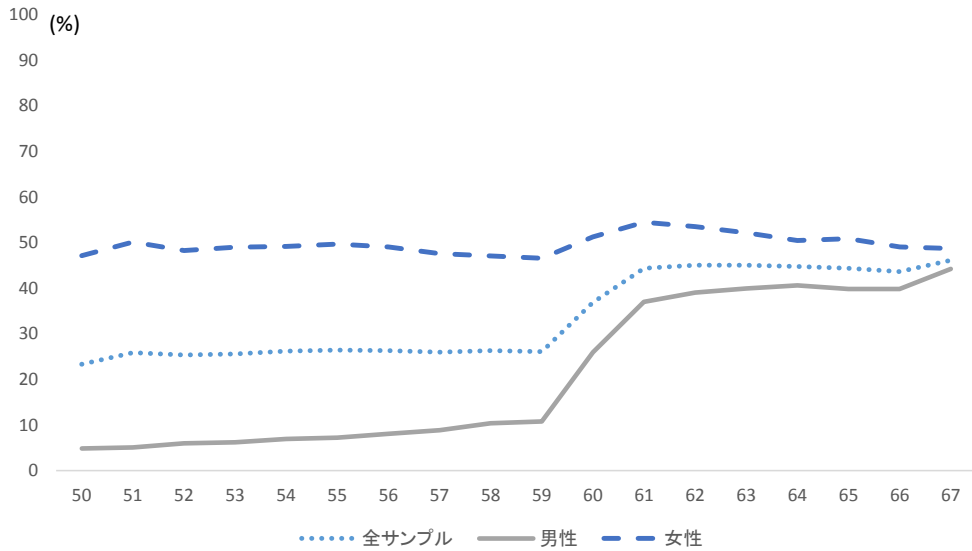
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

図2 年齢階級別の正規雇用就業者割合の推移



注1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

図3 年齢階級別の非正規雇用就業者割合の推移



注1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

## 4 推計方法

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

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

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

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

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

(1)式の推計によって定年退職経験が健康指標に及ぼす影響を検証することができるが、(1)式では定年退職後も就業している場合の労働条件の変化を考慮することができない。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 |       |

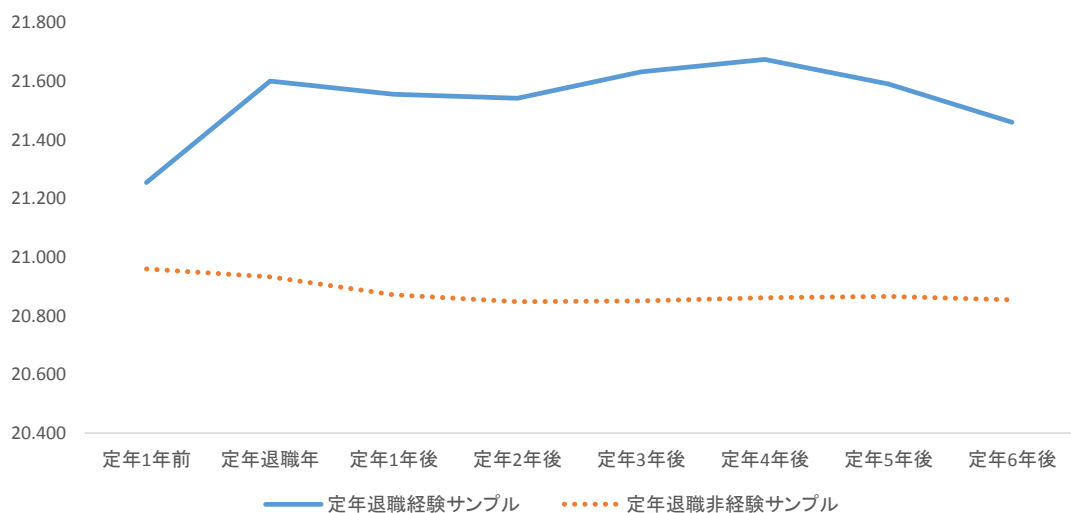
注 1：『中高年縦断調査』から筆者作成。

## 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

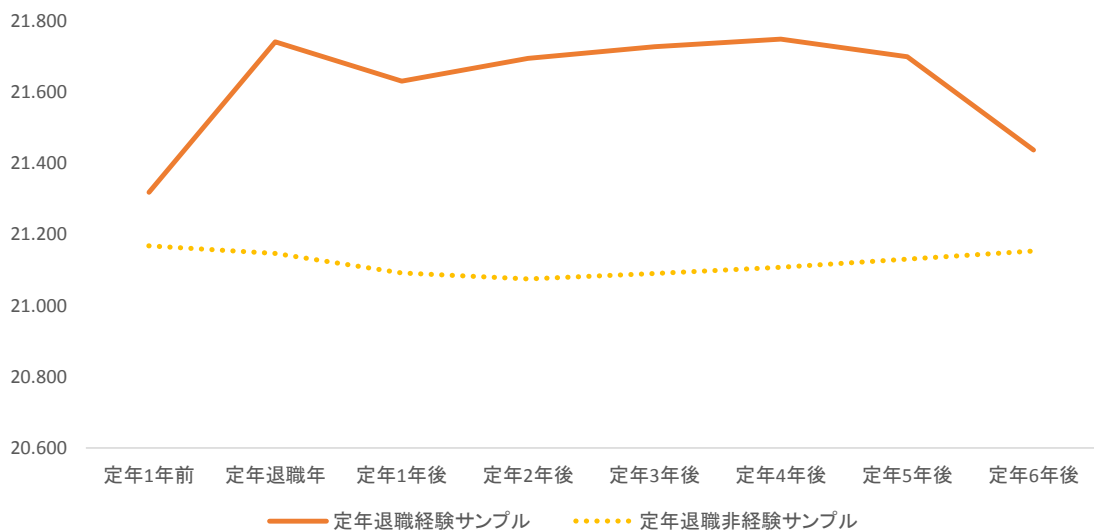
本節では推計に移る前に記述統計から定年退職と健康の関係を確認する。図 4 から図 6 は全サンプルと男女別の定年退職前後におけるメンタルヘルスの変化を示している。図中では定年退職経験者のメンタルヘルスの推移と同時点における定年退職非経験者のメンタルヘルスの推移を示している。

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。

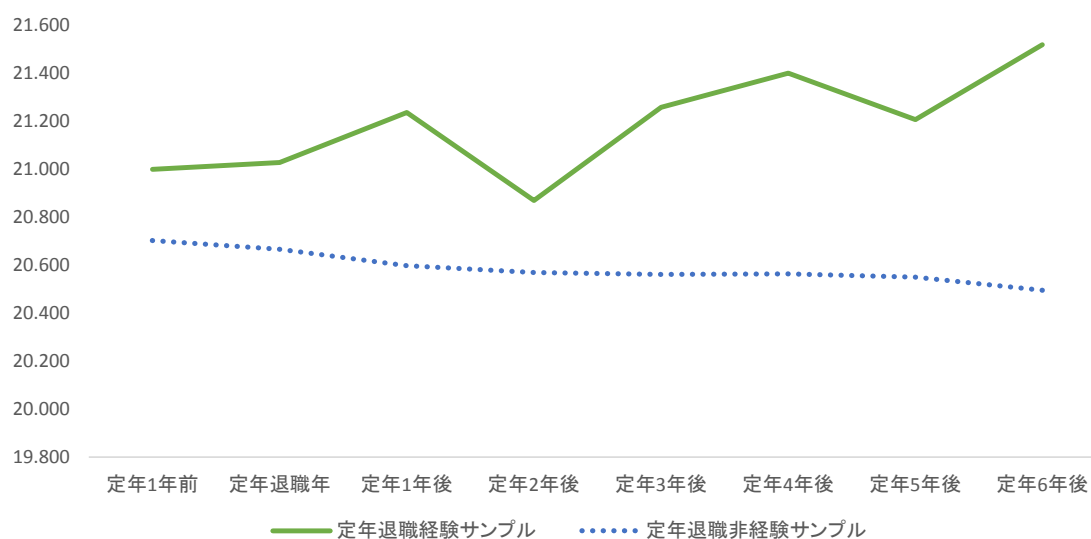
図 5 定年退職前後におけるメンタルヘルスの推移（男性のみ）



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<br>経験サンプル | 定年退職<br>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<br>経験サンプル | 定年退職<br>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<br>経験サンプル | 定年退職<br>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***<br>(0.073) | 0.430***<br>(0.084) | 0.312**<br>(0.152)  | 0.374***<br>(0.083) | 0.374***<br>(0.096) | 0.335**<br>(0.162)  | 0.386***<br>(0.093) | 0.386***<br>(0.105) | 0.436**<br>(0.196) |
| 定年退職1年後ダミー     | 0.453***<br>(0.074) | 0.452***<br>(0.083) | 0.352**<br>(0.167)  | 0.388***<br>(0.093) | 0.384***<br>(0.107) | 0.346*<br>(0.196)   | 0.451***<br>(0.104) | 0.457***<br>(0.116) | 0.454*<br>(0.244)  |
| 定年退職2年後ダミー     | 0.405***<br>(0.088) | 0.452***<br>(0.100) | 0.096<br>(0.192)    | 0.346***<br>(0.114) | 0.394***<br>(0.131) | 0.108<br>(0.235)    | 0.363***<br>(0.128) | 0.424***<br>(0.143) | 0.109<br>(0.298)   |
| 定年退職3年後ダミー     | 0.447***<br>(0.097) | 0.355***<br>(0.114) | 0.611***<br>(0.185) | 0.391***<br>(0.140) | 0.294*<br>(0.165)   | 0.674***<br>(0.257) | 0.380**<br>(0.156)  | 0.368**<br>(0.177)  | 0.541*<br>(0.319)  |
| 定年退職4年後ダミー     | 0.516***<br>(0.136) | 0.368**<br>(0.160)  | 0.837***<br>(0.257) | 0.460**<br>(0.190)  | 0.304<br>(0.224)    | 0.906***<br>(0.347) | 0.412*<br>(0.215)   | 0.314<br>(0.247)    | 0.865**<br>(0.390) |
| 定年退職5年後ダミー     | 0.288<br>(0.189)    | 0.042<br>(0.211)    | 0.800**<br>(0.401)  | 0.240<br>(0.237)    | -0.028<br>(0.271)   | 0.946**<br>(0.469)  | 0.071<br>(0.255)    | -0.001<br>(0.294)   | 0.412<br>(0.480)   |
| 定年退職6年後ダミー     | 0.337<br>(0.313)    | 0.154<br>(0.335)    | 0.664<br>(0.679)    | 0.307<br>(0.368)    | 0.081<br>(0.406)    | 0.909<br>(0.766)    | 0.164<br>(0.400)    | 0.137<br>(0.440)    | 0.416<br>(0.959)   |
| 推計手法           | FE OLS              | FE OLS              | FE OLS              | FE OLS              | FE OLS              | FE OLS              | FE OLS              | FE OLS              | RE OLS             |
| R <sup>2</sup> | 0.004               | 0.003               | 0.005               | 0.004               | 0.005               | 0.008               | 0.006               | 0.006               | 0.013              |
| サンプルサイズ        | 97,625              | 54,475              | 43,150              | 15,849              | 11,483              | 4,366               | 12,643              | 9,837               | 2,806              |

注 1: ()内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

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

注 3: 『中高年縦断調査』から筆者算出。

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

| 被説明変数      | K6                  |                     |                    |                   |                    |                   |                   |                    |                   |
|------------|---------------------|---------------------|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
|            | 退職経験の制約なしのサンプル      |                     |                    | 定年退職経験サンプル        |                    |                   | 定年退職時に正規雇用サンプル    |                    |                   |
|            | 全サンプル               | 男性のみ                | 女性のみ               | 全サンプル             | 男性のみ               | 女性のみ              | 全サンプル             | 男性のみ               | 女性のみ              |
|            | (B1)                | (B2)                | (B3)               | (B4)              | (B5)               | (B6)              | (B7)              | (B8)               | (B9)              |
| 定年退職年ダミー   | 0.207**<br>(0.091)  | 0.300***<br>(0.107) | -0.004<br>(0.177)  | 0.259*<br>(0.135) | 0.360**<br>(0.161) | 0.029<br>(0.258)  | 0.267<br>(0.167)  | 0.365**<br>(0.185) | -0.164<br>(0.400) |
| 定年退職1年後ダミー | 0.240***<br>(0.092) | 0.322***<br>(0.106) | 0.043<br>(0.188)   | 0.275*<br>(0.143) | 0.362**<br>(0.166) | 0.055<br>(0.285)  | 0.331*<br>(0.171) | 0.419**<br>(0.189) | -0.136<br>(0.413) |
| 定年退職2年後ダミー | 0.194*<br>(0.102)   | 0.329***<br>(0.118) | -0.225<br>(0.210)  | 0.236<br>(0.156)  | 0.377**<br>(0.181) | -0.205<br>(0.311) | 0.249<br>(0.186)  | 0.396*<br>(0.206)  | -0.569<br>(0.460) |
| 定年退職3年後ダミー | 0.246**<br>(0.109)  | 0.236*<br>(0.130)   | 0.322<br>(0.201)   | 0.285<br>(0.175)  | 0.273<br>(0.210)   | 0.391<br>(0.317)  | 0.269<br>(0.206)  | 0.337<br>(0.235)   | -0.136<br>(0.443) |
| 定年退職4年後ダミー | 0.314**<br>(0.145)  | 0.250<br>(0.172)    | 0.539**<br>(0.268) | 0.360*<br>(0.218) | 0.285<br>(0.263)   | 0.627<br>(0.391)  | 0.308<br>(0.254)  | 0.279<br>(0.295)   | 0.264<br>(0.498)  |
| 定年退職5年後ダミー | 0.101<br>(0.194)    | -0.068<br>(0.219)   | 0.522<br>(0.403)   | 0.150<br>(0.257)  | -0.038<br>(0.304)  | 0.684<br>(0.490)  | -0.020<br>(0.289) | -0.029<br>(0.337)  | -0.155<br>(0.545) |
| 定年退職6年後ダミー | 0.156<br>(0.316)    | 0.069<br>(0.340)    | 0.371<br>(0.677)   | 0.224<br>(0.381)  | 0.084<br>(0.430)   | 0.661<br>(0.775)  | 0.091<br>(0.424)  | 0.130<br>(0.471)   | -0.247<br>(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<br>起き上がる     | いすに座ったり立<br>ち上がったりする | 衣服を着たり<br>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<br>の持ち運び |
|----------------|-------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|----------------------|-------------------|
|                | (C1)              | (C2)                 | (C3)                 | (C4)                | (C5)                | (C6)               | (C7)               | (C8)               | (C9)                 | (C10)             |
| 定年退職1年後ダミー     | -0.001<br>(0.005) | -0.004<br>(0.004)    | -0.001<br>(0.004)    | 0.001<br>(0.004)    | 0.000<br>(0.003)    | 0.001<br>(0.003)   | 0.002<br>(0.003)   | 0.000<br>(0.003)   | -0.004<br>(0.005)    | -0.001<br>(0.004) |
| 定年退職2年後ダミー     | -0.001<br>(0.005) | -0.003<br>(0.004)    | -0.005<br>(0.004)    | -0.000<br>(0.004)   | -0.001<br>(0.003)   | -0.001<br>(0.003)  | -0.001<br>(0.003)  | -0.001<br>(0.003)  | -0.007<br>(0.006)    | -0.001<br>(0.004) |
| 定年退職3年後ダミー     | -0.003<br>(0.005) | -0.003<br>(0.004)    | -0.003<br>(0.005)    | 0.000<br>(0.004)    | 0.001<br>(0.004)    | 0.001<br>(0.004)   | 0.003<br>(0.004)   | 0.003<br>(0.004)   | -0.003<br>(0.007)    | 0.000<br>(0.005)  |
| 定年退職4年後ダミー     | -0.006<br>(0.006) | -0.006<br>(0.005)    | -0.005<br>(0.005)    | -0.004<br>(0.004)   | -0.005*<br>(0.003)  | -0.003<br>(0.003)  | -0.000<br>(0.003)  | -0.003<br>(0.003)  | -0.015***<br>(0.006) | -0.005<br>(0.004) |
| 定年退職5年後ダミー     | 0.005<br>(0.008)  | 0.003<br>(0.008)     | -0.004<br>(0.008)    | 0.003<br>(0.007)    | -0.002<br>(0.006)   | 0.002<br>(0.006)   | 0.003<br>(0.006)   | 0.002<br>(0.006)   | -0.004<br>(0.010)    | -0.002<br>(0.007) |
| 定年退職6年後ダミー     | -0.008<br>(0.010) | -0.008<br>(0.008)    | -0.010<br>(0.007)    | -0.009**<br>(0.004) | -0.008**<br>(0.004) | -0.005<br>(0.003)  | -0.004<br>(0.003)  | -0.005<br>(0.003)  | -0.010<br>(0.014)    | 0.004<br>(0.009)  |
| 定年退職8年後ダミー     | -0.014<br>(0.011) | -0.024***<br>(0.009) | -0.023***<br>(0.007) | -0.017**<br>(0.007) | -0.014**<br>(0.006) | -0.008*<br>(0.004) | -0.008*<br>(0.005) | -0.008*<br>(0.005) | -0.016<br>(0.017)    | 0.014<br>(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<br>(D1)        | ベッドや床から<br>起き上がる<br>(D2) | いすに座ったり立<br>ち上がったりする<br>(D3) | 衣服を着たり<br>脱いだりする<br>(D4) | 手や顔を洗う<br>(D5)     | 食事をする<br>(D6)     | 排泄<br>(D7)        | 入浴する<br>(D8)      | 階段の上り下り<br>(D9)     | 買い物をしたもの<br>の持ち運び<br>(D10) |
|----------------|-------------------|--------------------------|------------------------------|--------------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|---------------------|----------------------------|
| 定年退職年ダミー       | -0.006<br>(0.005) | -0.009**<br>(0.004)      | -0.006<br>(0.004)            | -0.003<br>(0.004)        | -0.003<br>(0.003)  | -0.001<br>(0.003) | -0.001<br>(0.003) | -0.002<br>(0.003) | -0.011*<br>(0.006)  | -0.005<br>(0.004)          |
| 定年退職1年後ダミー     | 0.000<br>(0.006)  | -0.002<br>(0.005)        | -0.004<br>(0.005)            | 0.001<br>(0.005)         | 0.000<br>(0.004)   | 0.001<br>(0.003)  | 0.001<br>(0.004)  | -0.000<br>(0.004) | -0.008<br>(0.006)   | -0.002<br>(0.005)          |
| 定年退職2年後ダミー     | -0.004<br>(0.006) | -0.004<br>(0.005)        | -0.002<br>(0.005)            | 0.000<br>(0.004)         | 0.002<br>(0.004)   | 0.002<br>(0.004)  | 0.005<br>(0.005)  | 0.004<br>(0.005)  | -0.003<br>(0.007)   | -0.001<br>(0.005)          |
| 定年退職3年後ダミー     | -0.007<br>(0.006) | -0.007<br>(0.005)        | -0.005<br>(0.005)            | -0.005<br>(0.004)        | -0.006*<br>(0.003) | -0.003<br>(0.003) | 0.000<br>(0.004)  | -0.003<br>(0.003) | -0.016**<br>(0.006) | -0.007*<br>(0.004)         |
| 定年退職4年後ダミー     | 0.006<br>(0.009)  | 0.003<br>(0.009)         | -0.005<br>(0.008)            | 0.000<br>(0.008)         | -0.001<br>(0.007)  | 0.004<br>(0.006)  | 0.004<br>(0.007)  | 0.002<br>(0.006)  | -0.005<br>(0.011)   | -0.006<br>(0.007)          |
| 定年退職5年後ダミー     | 0.001<br>(0.012)  | -0.015**<br>(0.006)      | -0.004<br>(0.009)            | -0.008*<br>(0.005)       | -0.006<br>(0.004)  | -0.001<br>(0.003) | -0.001<br>(0.003) | -0.002<br>(0.003) | -0.015<br>(0.014)   | 0.002<br>(0.009)           |
| 定年退職6年後ダミー     | -0.009<br>(0.014) | -0.028**<br>(0.011)      | -0.016**<br>(0.008)          | -0.015*<br>(0.008)       | -0.011<br>(0.007)  | -0.004<br>(0.004) | -0.004<br>(0.004) | -0.005<br>(0.004) | -0.005<br>(0.023)   | 0.025<br>(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<br>(E1)          | ベッドや床から<br>起き上がる<br>(E2) | いすに座ったり立<br>ち上がったりする<br>(E3) | 衣服を着たり<br>脱いだりする<br>(E4) | 手や顔を洗う<br>(E5)     | 食事をする<br>(E6)      | 排泄<br>(E7)         | 入浴する<br>(E8)       | 階段の上り下り<br>(E9)      | 買い物をしたもの<br>の持ち運び<br>(E10) |
|----------------|---------------------|--------------------------|------------------------------|--------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|----------------------|----------------------------|
| 定年退職年ダミー       | 0.015<br>(0.012)    | 0.015<br>(0.011)         | 0.016<br>(0.012)             | 0.016<br>(0.010)         | 0.014<br>(0.010)   | 0.010<br>(0.009)   | 0.012<br>(0.009)   | 0.012<br>(0.009)   | 0.017<br>(0.015)     | 0.010<br>(0.012)           |
| 定年退職1年後ダミー     | -0.004<br>(0.010)   | -0.009<br>(0.008)        | -0.011<br>(0.007)            | -0.005<br>(0.007)        | -0.007*<br>(0.004) | -0.006<br>(0.004)  | -0.006<br>(0.004)  | -0.006<br>(0.004)  | -0.004<br>(0.014)    | 0.001<br>(0.011)           |
| 定年退職2年後ダミー     | -0.003<br>(0.012)   | -0.000<br>(0.009)        | -0.006<br>(0.010)            | -0.001<br>(0.009)        | -0.003<br>(0.007)  | -0.003<br>(0.007)  | -0.002<br>(0.007)  | -0.002<br>(0.007)  | -0.008<br>(0.014)    | 0.003<br>(0.014)           |
| 定年退職3年後ダミー     | -0.007<br>(0.013)   | -0.006<br>(0.008)        | -0.006<br>(0.012)            | -0.004<br>(0.008)        | -0.005<br>(0.007)  | -0.005<br>(0.007)  | -0.004<br>(0.007)  | -0.004<br>(0.007)  | -0.018<br>(0.012)    | -0.001<br>(0.013)          |
| 定年退職4年後ダミー     | -0.005<br>(0.020)   | -0.001<br>(0.017)        | -0.004<br>(0.019)            | 0.010<br>(0.018)         | -0.003<br>(0.013)  | -0.002<br>(0.013)  | -0.002<br>(0.013)  | -0.002<br>(0.013)  | -0.007<br>(0.022)    | 0.005<br>(0.019)           |
| 定年退職5年後ダミー     | -0.041**<br>(0.016) | 0.005<br>(0.023)         | -0.029***<br>(0.011)         | -0.014<br>(0.010)        | -0.017*<br>(0.009) | -0.016*<br>(0.009) | -0.015*<br>(0.009) | -0.015*<br>(0.009) | 0.000<br>(0.035)     | 0.008<br>(0.025)           |
| 定年退職6年後ダミー     | -0.031*<br>(0.016)  | -0.015<br>(0.013)        | -0.038***<br>(0.014)         | -0.022*<br>(0.012)       | -0.020*<br>(0.011) | -0.019*<br>(0.011) | -0.019*<br>(0.011) | -0.018<br>(0.011)  | -0.039***<br>(0.018) | -0.012<br>(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                     |
| R <sup>2</sup> | 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<br>(D1)         | 心臓病<br>(D2)       | 脳卒中<br>(D3)        | 高血圧<br>(D4)        | 高脂血症<br>(D5)       | 悪性新生物<br>(D6)     |
| 定年退職年ダミー   | 0.021***<br>(0.007) | -0.006<br>(0.006) | -0.001<br>(0.003)  | 0.004<br>(0.010)   | 0.024**<br>(0.011) | 0.004<br>(0.005)  |
| 定年退職1年後ダミー | 0.017**<br>(0.008)  | -0.005<br>(0.006) | 0.001<br>(0.004)   | 0.005<br>(0.011)   | 0.016<br>(0.011)   | 0.004<br>(0.005)  |
| 定年退職2年後ダミー | 0.016*<br>(0.008)   | -0.004<br>(0.006) | 0.003<br>(0.004)   | -0.006<br>(0.012)  | 0.002<br>(0.013)   | -0.000<br>(0.006) |
| 定年退職3年後ダミー | 0.008<br>(0.008)    | 0.004<br>(0.008)  | 0.001<br>(0.005)   | -0.003<br>(0.015)  | 0.015<br>(0.014)   | 0.000<br>(0.007)  |
| 定年退職4年後ダミー | 0.002<br>(0.011)    | -0.002<br>(0.009) | 0.011<br>(0.007)   | -0.014<br>(0.016)  | -0.009<br>(0.016)  | 0.011<br>(0.010)  |
| 定年退職5年後ダミー | 0.002<br>(0.015)    | 0.001<br>(0.009)  | -0.003<br>(0.009)  | 0.020<br>(0.023)   | -0.011<br>(0.024)  | -0.003<br>(0.013) |
| 定年退職6年後ダミー | -0.005<br>(0.020)   | 0.009<br>(0.021)  | 0.004<br>(0.017)   | -0.008<br>(0.032)  | 0.034<br>(0.028)   | -0.008<br>(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<br>(D7)         | 心臓病<br>(D8)       | 脳卒中<br>(D9)        | 高血圧<br>(D10)       | 高脂血症<br>(D11)      | 悪性新生物<br>(D12)    |
| 定年退職年ダミー   | 0.021**<br>(0.009)  | -0.009<br>(0.007) | -0.001<br>(0.004)  | -0.009<br>(0.012)  | 0.019<br>(0.013)   | 0.005<br>(0.006)  |
| 定年退職1年後ダミー | 0.018**<br>(0.009)  | -0.010<br>(0.007) | 0.002<br>(0.005)   | -0.001<br>(0.013)  | 0.010<br>(0.013)   | 0.004<br>(0.006)  |
| 定年退職2年後ダミー | 0.014<br>(0.010)    | -0.008<br>(0.007) | 0.005<br>(0.006)   | -0.018<br>(0.014)  | 0.002<br>(0.015)   | 0.001<br>(0.007)  |
| 定年退職3年後ダミー | 0.010<br>(0.010)    | 0.001<br>(0.010)  | 0.000<br>(0.007)   | -0.016<br>(0.018)  | 0.006<br>(0.016)   | -0.004<br>(0.008) |
| 定年退職4年後ダミー | -0.004<br>(0.013)   | -0.007<br>(0.011) | 0.013<br>(0.009)   | -0.032<br>(0.019)  | -0.004<br>(0.019)  | 0.014<br>(0.012)  |
| 定年退職5年後ダミー | 0.002<br>(0.018)    | -0.001<br>(0.012) | -0.004<br>(0.012)  | 0.010<br>(0.027)   | 0.015<br>(0.029)   | -0.007<br>(0.016) |
| 定年退職6年後ダミー | 0.011<br>(0.025)    | -0.008<br>(0.024) | -0.011<br>(0.017)  | 0.000<br>(0.038)   | 0.052<br>(0.036)   | -0.018<br>(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<br>(D13)        | 心臓病<br>(D14)      | 脳卒中<br>(D15)       | 高血圧<br>(D16)       | 高脂血症<br>(D17)      | 悪性新生物<br>(D18)    |
| 定年退職年ダミー   | 0.025**<br>(0.013)  | 0.002<br>(0.008)  | 0.000<br>(0.005)   | 0.042**<br>(0.017) | 0.038<br>(0.023)   | -0.001<br>(0.011) |
| 定年退職1年後ダミー | 0.010<br>(0.013)    | 0.010<br>(0.011)  | -0.005*<br>(0.003) | 0.009<br>(0.019)   | 0.039<br>(0.024)   | 0.003<br>(0.010)  |
| 定年退職2年後ダミー | 0.018<br>(0.012)    | 0.003<br>(0.012)  | -0.005<br>(0.004)  | 0.014<br>(0.024)   | 0.006<br>(0.027)   | -0.006<br>(0.011) |
| 定年退職3年後ダミー | -0.007<br>(0.014)   | 0.004<br>(0.014)  | -0.000<br>(0.009)  | 0.014<br>(0.029)   | 0.055*<br>(0.031)  | 0.012<br>(0.015)  |
| 定年退職4年後ダミー | 0.017<br>(0.023)    | -0.002<br>(0.016) | 0.004<br>(0.014)   | 0.013<br>(0.028)   | -0.013<br>(0.032)  | -0.004<br>(0.014) |
| 定年退職5年後ダミー | -0.004<br>(0.028)   | -0.005<br>(0.012) | -0.003<br>(0.004)  | 0.016<br>(0.044)   | -0.063<br>(0.043)  | 0.004<br>(0.019)  |
| 定年退職6年後ダミー | -0.050**<br>(0.025) | 0.038<br>(0.040)  | 0.037<br>(0.039)   | -0.054<br>(0.057)  | 0.009<br>(0.037)   | 0.010<br>(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<br>(A1)       | 男性のみ<br>(A2)        | 女性のみ<br>(A3)        | 全サンプル<br>(A4)       | 男性のみ<br>(A5)        | 女性のみ<br>(A6)       | 全サンプル<br>(A7)       | 男性のみ<br>(A8)        | 女性のみ<br>(A9)       |
| 定年退職年&就業ダミー    | 0.444***<br>(0.072) | 0.412***<br>(0.083) | 0.447***<br>(0.145) | 0.325***<br>(0.081) | 0.306***<br>(0.095) | 0.359**<br>(0.155) | 0.335***<br>(0.090) | 0.313***<br>(0.102) | 0.423**<br>(0.191) |
| 定年退職1年後&就業ダミー  | 0.496***<br>(0.071) | 0.483***<br>(0.080) | 0.399**<br>(0.156)  | 0.347***<br>(0.087) | 0.351***<br>(0.101) | 0.279<br>(0.181)   | 0.391***<br>(0.098) | 0.392***<br>(0.109) | 0.378*<br>(0.228)  |
| 定年退職2年後&就業ダミー  | 0.436***<br>(0.086) | 0.467***<br>(0.097) | 0.138<br>(0.182)    | 0.267**<br>(0.108)  | 0.324**<br>(0.126)  | -0.009<br>(0.215)  | 0.278**<br>(0.120)  | 0.340**<br>(0.135)  | -0.041<br>(0.276)  |
| 定年退職3年後&就業ダミー  | 0.501***<br>(0.091) | 0.391***<br>(0.107) | 0.675***<br>(0.177) | 0.301**<br>(0.126)  | 0.226<br>(0.151)    | 0.517**<br>(0.229) | 0.249*<br>(0.140)   | 0.239<br>(0.160)    | 0.306<br>(0.295)   |
| 定年退職4年後&就業ダミー  | 0.599***<br>(0.125) | 0.430***<br>(0.149) | 0.925***<br>(0.228) | 0.363**<br>(0.168)  | 0.235<br>(0.203)    | 0.722**<br>(0.295) | 0.267<br>(0.191)    | 0.165<br>(0.222)    | 0.672**<br>(0.340) |
| 定年退職5年後&就業ダミー  | 0.348**<br>(0.175)  | 0.066<br>(0.200)    | 0.900**<br>(0.353)  | 0.072<br>(0.213)    | -0.160<br>(0.250)   | 0.643<br>(0.400)   | -0.133<br>(0.234)   | -0.202<br>(0.271)   | 0.098<br>(0.444)   |
| 定年退職6年後&就業ダミー  | 0.382<br>(0.297)    | 0.187<br>(0.325)    | 0.699<br>(0.625)    | 0.068<br>(0.335)    | -0.099<br>(0.378)   | 0.466<br>(0.670)   | -0.151<br>(0.372)   | -0.174<br>(0.411)   | -0.017<br>(0.901)  |
| 定年退職年&非就業ダミー   | 0.306***<br>(0.069) | 0.249***<br>(0.088) | 0.378***<br>(0.110) | 0.195**<br>(0.079)  | 0.153<br>(0.100)    | 0.292**<br>(0.127) | 0.222**<br>(0.092)  | 0.220**<br>(0.108)  | 0.205<br>(0.176)   |
| 定年退職1年後&非就業ダミー | 0.112<br>(0.095)    | 0.091<br>(0.120)    | 0.125<br>(0.156)    | -0.031<br>(0.109)   | -0.033<br>(0.135)   | 0.008<br>(0.183)   | -0.076<br>(0.130)   | -0.035<br>(0.151)   | -0.176<br>(0.259)  |
| 定年退職2年後&非就業ダミー | 0.072<br>(0.104)    | 0.014<br>(0.132)    | 0.132<br>(0.170)    | -0.092<br>(0.127)   | -0.121<br>(0.157)   | -0.010<br>(0.214)  | -0.036<br>(0.148)   | -0.062<br>(0.171)   | 0.002<br>(0.293)   |
| 定年退職3年後&非就業ダミー | 0.152<br>(0.114)    | -0.037<br>(0.147)   | 0.406**<br>(0.180)  | -0.042<br>(0.145)   | -0.200<br>(0.181)   | 0.234<br>(0.243)   | -0.163<br>(0.166)   | -0.253<br>(0.194)   | -0.007<br>(0.324)  |
| 定年退職4年後&非就業ダミー | 0.236*<br>(0.129)   | 0.192<br>(0.166)    | 0.257<br>(0.207)    | 0.005<br>(0.170)    | 0.006<br>(0.211)    | 0.051<br>(0.282)   | -0.011<br>(0.192)   | -0.023<br>(0.223)   | 0.013<br>(0.367)   |
| 定年退職5年後&非就業ダミー | 0.352**<br>(0.150)  | 0.250<br>(0.179)    | 0.458*<br>(0.271)   | 0.079<br>(0.202)    | 0.021<br>(0.242)    | 0.216<br>(0.358)   | 0.080<br>(0.226)    | 0.023<br>(0.261)    | 0.229<br>(0.443)   |
| 定年退職6年後&非就業ダミー | 0.038<br>(0.262)    | -0.354<br>(0.381)   | 0.555*<br>(0.318)   | -0.276<br>(0.309)   | -0.641<br>(0.431)   | 0.317<br>(0.417)   | -0.512<br>(0.369)   | -0.719<br>(0.462)   | -0.042<br>(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>†</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스에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스에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>†</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とおり、高齢者の失職は必ずしも健康を悪化させるわけではない。しかし、我が国の場合、終身雇用制度の影響が依然として強いこと(Shimizutani

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

### 3 データ

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

分析対象は 50 歳以上の男女であり、失職を経験したサンプル(トリートメント・グループ)と継続就業しているサンプル(コントロール・グループ)に分けられる。前者の失職経験サンプルは、失職 1 年前に雇用就業についており、失職後にそのまま失業の状態にあるか、雇用就業に再就職したサンプルである。ここでの失職とは、会社倒産によって離職、転職を経験した場合を指す。なお、先行研究と同様に、分析ではパネル期間中の初回の失職のみを分析対象とし、2 回目以降の失職は除外している。後者の継続就業サンプルは、パネル期間中に同一企業において継続雇用就業したサンプルである<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験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おお、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.

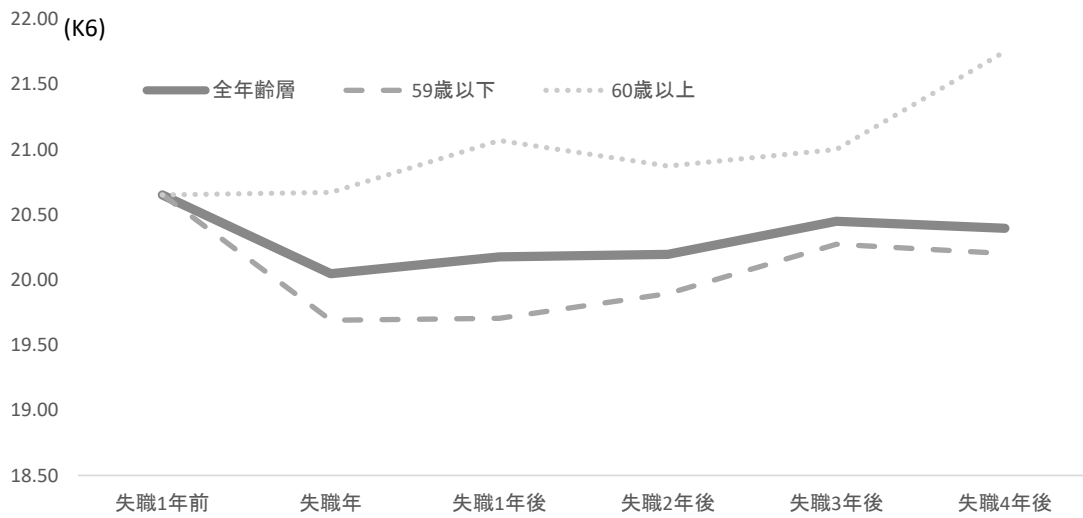
表1 マッチング前後の基本統計量

| 変数             | マッチング前              |                      |        | マッチング後              |                      |        |      |
|----------------|---------------------|----------------------|--------|---------------------|----------------------|--------|------|
|                | 失職経験<br>サンプル<br>平均値 | 非失職経験<br>サンプル<br>平均値 | 平均値の差  | 失職経験<br>サンプル<br>平均値 | 非失職経験<br>サンプル<br>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。

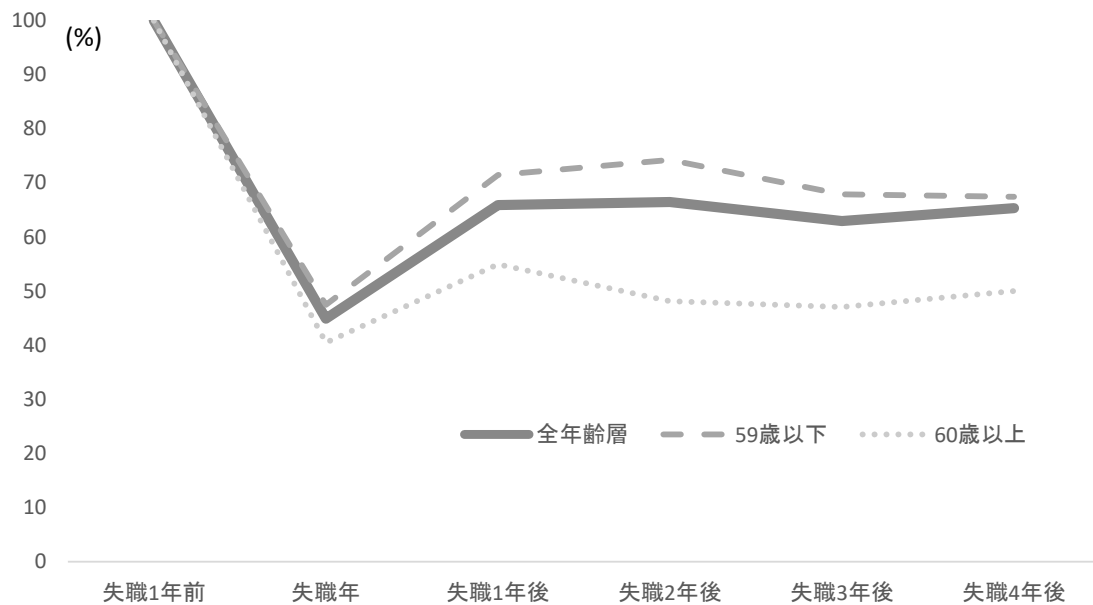
(注2) : 『中高年者縦断調査』から筆者推計。

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

(注 1)：[]内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

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

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

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

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

(注 6)：『中高年者縦断調査』から筆者推計。



表 3 失職がメンタルヘルスに及ぼす影響(59歳以下)

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

(注 1)：[]内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。

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

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

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

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

(注 6)：『中高年者縦断調査』から筆者推計。

表 4 失職がメンタルヘルスに及ぼす影響(60歳以上)

|                        | 失職年             | 失職1年後          | 失職2年後           | 失職3年後           | 失職4年後          |
|------------------------|-----------------|----------------|-----------------|-----------------|----------------|
| <b>①個人属性のみ</b>         |                 |                |                 |                 |                |
| Entropy Balancing      | 0.00<br>(0.29)  | 0.47<br>(0.32) | -0.05<br>(0.31) | -0.01<br>(0.48) | 0.39<br>(0.63) |
| PSM                    | 0.03<br>(0.34)  | 0.37<br>(0.43) | -0.09<br>(0.47) | -0.03<br>(0.58) | 0.27<br>(0.76) |
| PSW                    | 0.03<br>(0.34)  | 0.40<br>(0.42) | -0.11<br>(0.46) | -0.03<br>(0.56) | 0.28<br>(0.74) |
| <b>②個人属性+健康指標</b>      |                 |                |                 |                 |                |
| Entropy Balancing      | -0.06<br>(0.27) | 0.31<br>(0.27) | -0.24<br>(0.29) | -0.19<br>(0.38) | 0.33<br>(0.58) |
| PSM                    | 0.03<br>(0.34)  | 0.37<br>(0.43) | -0.09<br>(0.47) | -0.13<br>(0.59) | 0.27<br>(0.76) |
| PSW                    | -0.01<br>(0.34) | 0.35<br>(0.42) | -0.19<br>(0.45) | -0.12<br>(0.55) | 0.17<br>(0.77) |
| <b>③個人属性+健康指標+健康習慣</b> |                 |                |                 |                 |                |
| Entropy Balancing      | -0.06<br>(0.25) | 0.37<br>(0.26) | -0.05<br>(0.26) | -0.20<br>(0.36) | 0.34<br>(0.49) |
| PSM                    | 0.03<br>(0.34)  | 0.37<br>(0.43) | -0.09<br>(0.47) | -0.03<br>(0.58) | 0.27<br>(0.76) |
| PSW                    | -0.01<br>(0.34) | 0.33<br>(0.42) | -0.17<br>(0.45) | -0.08<br>(0.56) | 0.24<br>(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<br>雇用保険を受給 | 失職年に<br>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 回調査時点に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



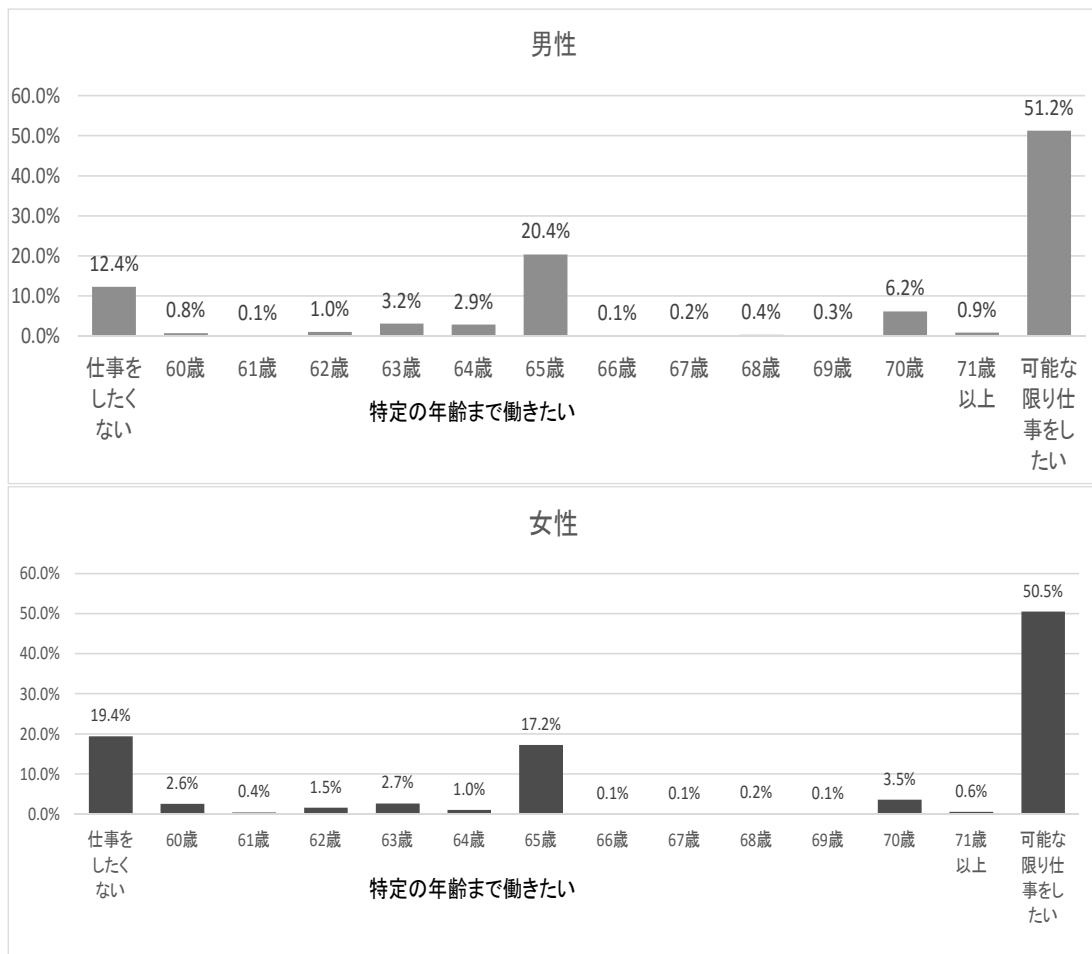
第1回の調査時点で無業である者がその後就業意欲を持ち、就業することも政策的には重要な課題であるが、本稿ではすでに働いている人に限定し、いかに長く就業意欲を持ち続けるかに焦点を当てる。

## 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。

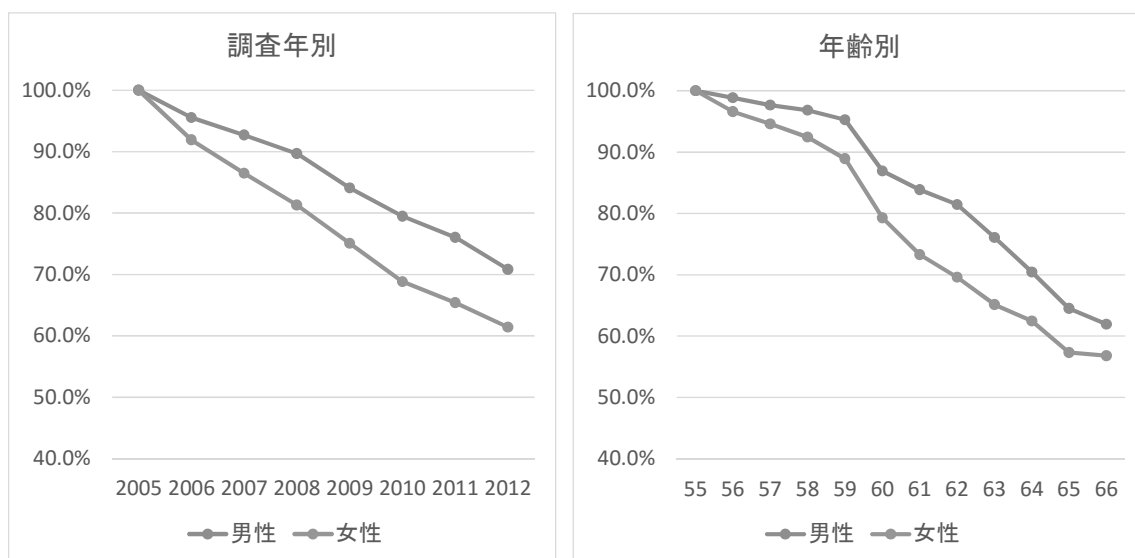
図表1. 就業意欲に関する分布



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

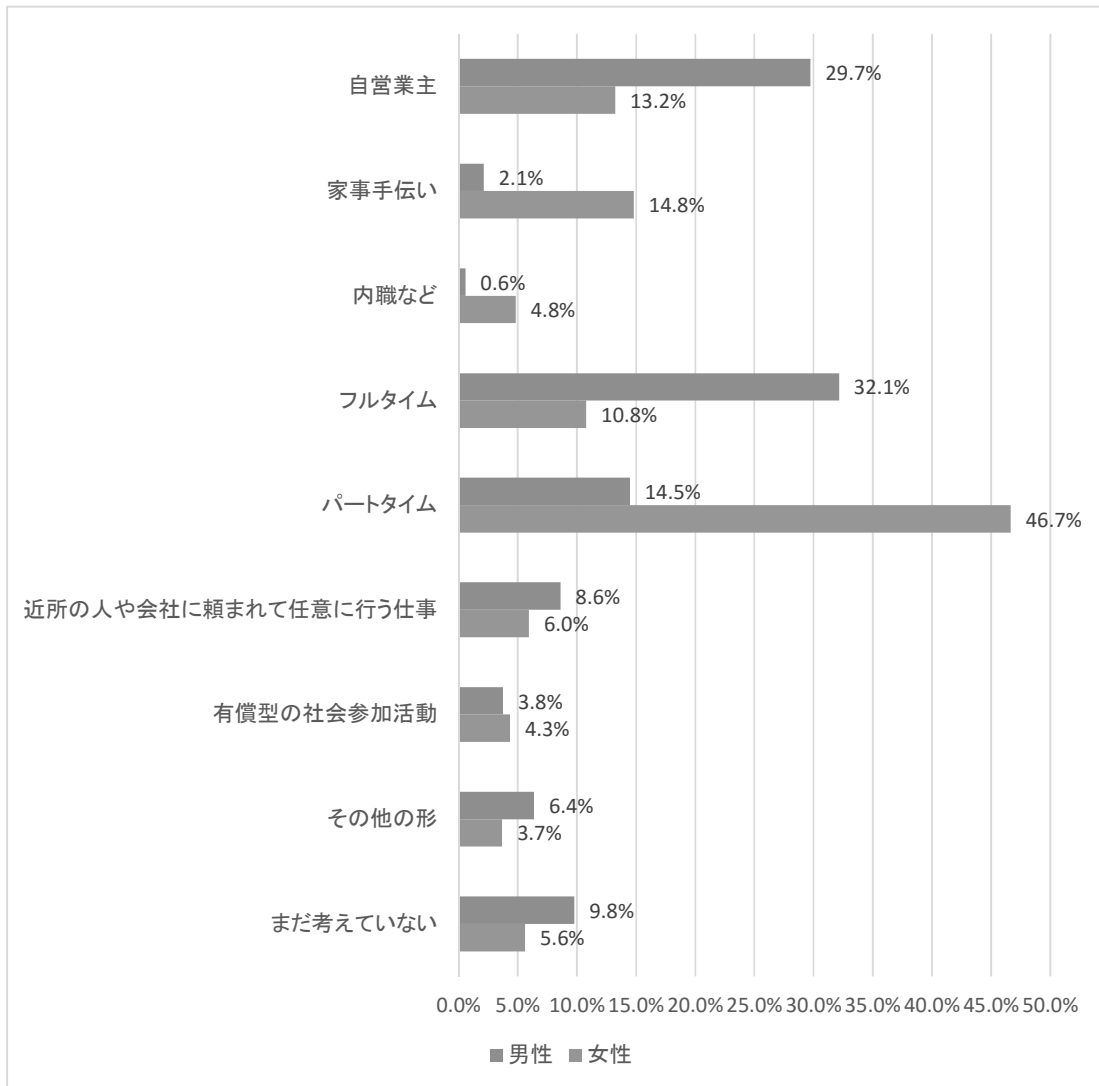


注) 厚生労働省「中高年縦断調査」の第1回調査において55～59歳の就業者に限定

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。

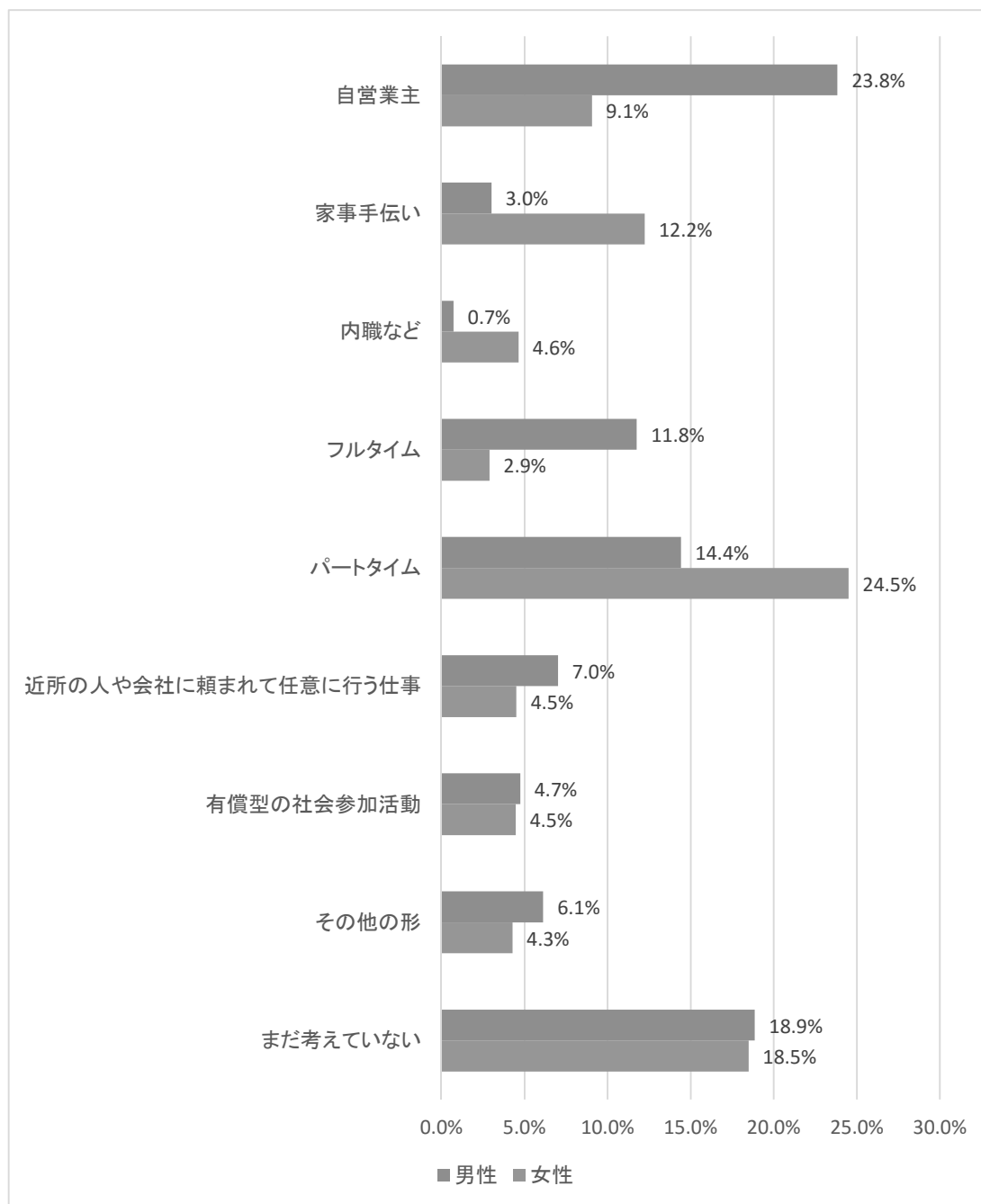
図表4は、65～69歳時点ですきたい仕事の種類を表している。こちらも同様に、第1回調査時点での結果である。男性については自営業が60～64歳時点とほぼ同様の23.8%となっているが、フルタイムは11.8%と60～64歳時点より大きく低下している。その一方でパートタイムは男性で14.4%と数字の上ではフルタイムより大きくなっている。65歳を超えた時点ではフルタイム以外の働きかたが希望されていることがわかる。また、女性については、パートタイムが24.5%となっており、あとは家事手伝い(12.2%)、自営業(9.1%)となっている。また、「まだ考えていない」は男性18.9%、女性18.5%と、60～64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ている可能性がある。また企業規模（第1回調査時点）については、大企業になるほど長く働くといった傾向が見られなくなっている。このこともふまえると、同じ企業で長く働い

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<br>まで仕事を<br>をしたい | 65歳以上<br>まで仕事を<br>をしたい | 可能な限<br>り仕事を<br>したい  | 60～64歳<br>まで仕事を<br>をしたい | 65歳以上<br>まで仕事を<br>をしたい | 可能な限<br>り仕事を<br>したい  |
| 年齢(vs. 55歳)      |                         |                        |                      |                         |                        |                      |
| 56歳              | 0.101<br>(0.180)        | -0.075<br>(0.118)      | -0.096<br>(0.114)    | 0.307*<br>(0.176)       | 0.207<br>(0.127)       | -0.003<br>(0.107)    |
| 57歳              | 0.581***<br>(0.171)     | -0.245**<br>(0.121)    | -0.163<br>(0.115)    | 0.467***<br>(0.176)     | 0.289**<br>(0.128)     | 0.062<br>(0.109)     |
| 58歳              | 0.693***<br>(0.173)     | -0.091<br>(0.122)      | -0.125<br>(0.117)    | 0.618***<br>(0.176)     | 0.367***<br>(0.130)    | -0.025<br>(0.112)    |
| 59歳              | 1.145***<br>(0.189)     | 0.176<br>(0.143)       | -0.003<br>(0.139)    | 0.748***<br>(0.204)     | 0.660***<br>(0.152)    | 0.176<br>(0.135)     |
| 学歴(vs. 中高卒)      |                         |                        |                      |                         |                        |                      |
| 短大卒              | 0.295<br>(0.228)        | 0.130<br>(0.179)       | 0.240<br>(0.171)     | -0.182<br>(0.147)       | -0.254**<br>(0.112)    | -0.260***<br>(0.096) |
| 大卒               | 0.140<br>(0.128)        | 0.015<br>(0.101)       | 0.133<br>(0.097)     | -0.577**<br>(0.277)     | -0.370*<br>(0.197)     | -0.457***<br>(0.168) |
| その他              | -0.349*<br>(0.203)      | -0.372***<br>(0.143)   | -0.340**<br>(0.135)  | -0.196<br>(0.224)       | -0.122<br>(0.163)      | -0.491***<br>(0.149) |
| 就業形態(vs. 正社員)    |                         |                        |                      |                         |                        |                      |
| 自営・家族従業          | -0.351<br>(0.244)       | 0.414***<br>(0.159)    | 1.025***<br>(0.151)  | -0.341<br>(0.214)       | 0.665***<br>(0.148)    | 1.043***<br>(0.129)  |
| 役員               | 0.086<br>(0.198)        | 0.425***<br>(0.148)    | 0.352**<br>(0.144)   | 0.482<br>(0.305)        | 0.572**<br>(0.248)     | 0.638***<br>(0.223)  |
| 非正社員             | 0.485**<br>(0.195)      | 0.277*<br>(0.160)      | 0.547***<br>(0.151)  | 0.077<br>(0.140)        | 0.319***<br>(0.112)    | 0.359***<br>(0.098)  |
| その他              | -0.156<br>(0.512)       | 0.338<br>(0.342)       | 0.600*<br>(0.322)    | -0.754**<br>(0.335)     | -0.089<br>(0.222)      | 0.365**<br>(0.182)   |
| 職業(vs. ブルーカラー)   |                         |                        |                      |                         |                        |                      |
| 専門職・技術職          | 0.119<br>(0.143)        | 0.156<br>(0.109)       | 0.269***<br>(0.103)  | 0.043<br>(0.180)        | 0.119<br>(0.137)       | 0.153<br>(0.120)     |
| 管理職              | -0.229<br>(0.144)       | -0.240**<br>(0.110)    | -0.325***<br>(0.107) | -0.375<br>(0.359)       | 0.014<br>(0.260)       | -0.365<br>(0.240)    |
| 事務職              | -0.281<br>(0.179)       | -0.579***<br>(0.147)   | -0.646***<br>(0.141) | -0.485***<br>(0.152)    | -0.540***<br>(0.115)   | -0.524***<br>(0.097) |
| 企業規模(vs. 100人以下) |                         |                        |                      |                         |                        |                      |
| 100-999人         | 0.115<br>(0.141)        | -0.346***<br>(0.108)   | -0.583***<br>(0.103) | 0.172<br>(0.140)        | 0.089<br>(0.112)       | -0.083<br>(0.101)    |
| 1000人以上          | 0.055<br>(0.152)        | -0.525***<br>(0.118)   | -0.804***<br>(0.114) | -0.364*<br>(0.207)      | -0.630***<br>(0.166)   | -0.486***<br>(0.137) |
| 官公庁              | 0.059<br>(0.200)        | -0.573***<br>(0.161)   | -1.015***<br>(0.159) | -0.377<br>(0.269)       | -1.065***<br>(0.253)   | -0.310*<br>(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<br>まで仕事<br>をしたい | 65歳以上<br>まで仕事<br>をしたい | 可能な限<br>り仕事を<br>したい  | 60～64歳<br>まで仕事<br>をしたい | 65歳以上<br>まで仕事<br>をしたい | 可能な限<br>り仕事を<br>したい  |
| 過去の職歴            |                        |                       |                      |                        |                       |                      |
| 同じ企業で20年以上       | -0.040<br>(0.169)      | -0.505***<br>(0.123)  | -0.563***<br>(0.117) | -0.047<br>(0.145)      | -0.221*<br>(0.115)    | -0.332***<br>(0.100) |
| 転職したが同じ仕事20年以    | 0.098<br>(0.193)       | 0.000<br>(0.139)      | -0.063<br>(0.133)    | 0.185<br>(0.162)       | 0.018<br>(0.128)      | -0.006<br>(0.112)    |
| 持家ダミー            | 0.007<br>(0.181)       | -0.438***<br>(0.130)  | -0.615***<br>(0.123) | -0.160<br>(0.207)      | -0.710***<br>(0.148)  | -0.923***<br>(0.133) |
| 住宅ローンありダミー       | 0.211*<br>(0.117)      | 0.617***<br>(0.089)   | 0.548***<br>(0.086)  | 0.064<br>(0.129)       | 0.275***<br>(0.097)   | 0.333***<br>(0.084)  |
| 預貯金(万円)          | -0.000<br>(0.000)      | -0.000*<br>(0.000)    | -0.000***<br>(0.000) | -0.000<br>(0.000)      | -0.000*<br>(0.000)    | -0.000***<br>(0.000) |
| 預貯金不明ダミー         | -0.341***<br>(0.122)   | -0.222**<br>(0.090)   | 0.008<br>(0.087)     | -0.110<br>(0.125)      | 0.067<br>(0.095)      | 0.253***<br>(0.084)  |
| 配偶者ありダミー         | 0.259<br>(0.198)       | 0.204<br>(0.139)      | 0.124<br>(0.131)     | -0.090<br>(0.178)      | -0.534***<br>(0.136)  | -0.383***<br>(0.119) |
| 配偶者就業ダミー         | 0.202*<br>(0.109)      | 0.135<br>(0.084)      | 0.294***<br>(0.081)  | -0.011<br>(0.132)      | 0.184*<br>(0.104)     | 0.008<br>(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***<br>(0.051)  | 0.761***<br>(0.052)  | 0.831***<br>(0.059)  | 0.675***<br>(0.050)  | 0.703***<br>(0.051)  | 0.703***<br>(0.051)  |
| 65歳以上まで仕事をしたい       | 1.173***<br>(0.041)  | 1.118***<br>(0.041)  | 1.189***<br>(0.047)  | 1.206***<br>(0.040)  | 1.159***<br>(0.041)  | 1.159***<br>(0.041)  |
| 可能な限り仕事をしたい         | 1.274***<br>(0.037)  | 1.155***<br>(0.038)  | 1.270***<br>(0.044)  | 1.188***<br>(0.033)  | 1.111***<br>(0.034)  | 1.111***<br>(0.034)  |
| 学歴 (vs. 中高卒)        |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| 短大卒                 | 0.347***<br>(0.064)  | 0.240***<br>(0.065)  | 0.235***<br>(0.065)  | 0.096***<br>(0.035)  | -0.039<br>(0.037)    | -0.036<br>(0.037)    |
| 大卒                  | 0.210***<br>(0.036)  | 0.191***<br>(0.037)  | 0.193***<br>(0.037)  | 0.144**<br>(0.062)   | -0.034<br>(0.067)    | -0.027<br>(0.067)    |
| その他                 | 0.081<br>(0.099)     | 0.039<br>(0.101)     | 0.048<br>(0.101)     | 0.178<br>(0.110)     | 0.082<br>(0.112)     | 0.092<br>(0.112)     |
| 就業形態 (vs. 正社員)      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| 自営・家族従業             |                      | 1.003***<br>(0.057)  | 1.010***<br>(0.057)  |                      | 0.928***<br>(0.051)  | 0.926***<br>(0.051)  |
| 役員                  |                      | 0.441***<br>(0.057)  | 0.444***<br>(0.058)  |                      | 0.866***<br>(0.097)  | 0.854***<br>(0.097)  |
| 非正社員                |                      | -0.218***<br>(0.049) | -0.215***<br>(0.049) |                      | -0.113***<br>(0.036) | -0.113***<br>(0.036) |
| その他                 |                      | -0.434***<br>(0.099) | -0.415***<br>(0.099) |                      | -0.574***<br>(0.063) | -0.579***<br>(0.064) |
| 職業 (vs. ブルーカラー)     |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| 専門職・技術職             |                      | 0.102***<br>(0.038)  | 0.101***<br>(0.038)  |                      | 0.431***<br>(0.047)  | 0.430***<br>(0.047)  |
| 管理職                 |                      | 0.048<br>(0.043)     | 0.054<br>(0.043)     |                      | 0.180*<br>(0.098)    | 0.186*<br>(0.098)    |
| 事務職                 |                      | -0.165***<br>(0.055) | -0.159***<br>(0.055) |                      | -0.127***<br>(0.038) | -0.126***<br>(0.038) |
| 企業規模 (vs. 100人以下)   |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| 100～999人            |                      | -0.317***<br>(0.039) | -0.317***<br>(0.039) |                      | -0.028<br>(0.036)    | -0.026<br>(0.037)    |
| 1000人以上             |                      | -0.369***<br>(0.043) | -0.365***<br>(0.043) |                      | -0.100*<br>(0.052)   | -0.106**<br>(0.052)  |
| 官公庁                 |                      | -0.079<br>(0.062)    | -0.077<br>(0.062)    |                      | -0.278***<br>(0.067) | -0.282***<br>(0.067) |
| 過去の職歴               |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| 同じ企業で20年以上          | -0.716***<br>(0.036) | -0.218***<br>(0.043) |                      | -0.352***<br>(0.033) | -0.177***<br>(0.037) | -0.177***<br>(0.037) |
| 転職したが同じ仕事20年以上      | -0.432***<br>(0.043) | -0.056<br>(0.047)    |                      | -0.013<br>(0.039)    | 0.129***<br>(0.042)  | 0.129***<br>(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***<br>(0.037) | -0.485***<br>(0.038) | -0.287***<br>(0.075) | -0.319***<br>(0.038) | -0.329***<br>(0.039) | -0.198***<br>(0.074) |
| 悪い                | -1.130***<br>(0.063) | -1.150***<br>(0.065) | -0.685***<br>(0.132) | -0.792***<br>(0.073) | -0.867***<br>(0.074) | -0.393***<br>(0.141) |
| 大変悪い              | -1.781***<br>(0.110) | -1.862***<br>(0.112) | -1.233***<br>(0.237) | -1.257***<br>(0.156) | -1.338***<br>(0.160) | -0.277<br>(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*<br>(0.134)   |                      |                      | -0.134<br>(0.146)    |
| 65歳以上×どちらかと言えば悪い  |                      |                      | -0.299<br>(0.257)    |                      |                      | -0.214<br>(0.309)    |
| 可能な限り×どちらかと言えば悪い  |                      |                      | -0.392<br>(0.563)    |                      |                      | -0.803<br>(0.636)    |
| 60～64歳×悪い         |                      |                      | -0.139<br>(0.107)    |                      |                      | -0.070<br>(0.119)    |
| 65歳以上×悪い          |                      |                      | -0.618***<br>(0.186) |                      |                      | -0.783***<br>(0.222) |
| 可能な限り×悪い          |                      |                      | -0.882***<br>(0.337) |                      |                      | -2.210***<br>(0.474) |
| 60～64歳×大変悪い       |                      |                      | -0.347***<br>(0.096) |                      |                      | -0.239**<br>(0.094)  |
| 65歳以上×大変悪い        |                      |                      | -0.670***<br>(0.162) |                      |                      | -0.673***<br>(0.176) |
| 可能な限り×大変悪い        |                      |                      | -0.823***<br>(0.282) |                      |                      | -1.126***<br>(0.404) |
| 持家ダミー             | -0.201***<br>(0.049) | -0.285***<br>(0.051) | -0.286***<br>(0.051) | -0.198***<br>(0.045) | -0.270***<br>(0.046) | -0.274***<br>(0.046) |
| 住宅ローンありダミー        | 0.446***<br>(0.039)  | 0.420***<br>(0.040)  | 0.418***<br>(0.040)  | 0.343***<br>(0.038)  | 0.306***<br>(0.038)  | 0.304***<br>(0.038)  |
| 預貯金(万円)           | -0.000***<br>(0.000) | -0.000***<br>(0.000) | -0.000***<br>(0.000) | -0.000***<br>(0.000) | -0.000***<br>(0.000) | -0.000***<br>(0.000) |
| 預貯金不明ダミー          |                      | -0.063*<br>(0.035)   | -0.062*<br>(0.035)   |                      | 0.075**<br>(0.033)   | 0.074**<br>(0.033)   |
| 配偶者ありダミー          | 0.313***<br>(0.046)  | 0.297***<br>(0.047)  | 0.296***<br>(0.047)  | -0.288***<br>(0.038) | -0.268***<br>(0.039) | -0.262***<br>(0.039) |
| 配偶者就業ダミー          | 0.364***<br>(0.031)  | 0.332***<br>(0.032)  | 0.333***<br>(0.032)  | 0.356***<br>(0.030)  | 0.293***<br>(0.031)  | 0.291***<br>(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。

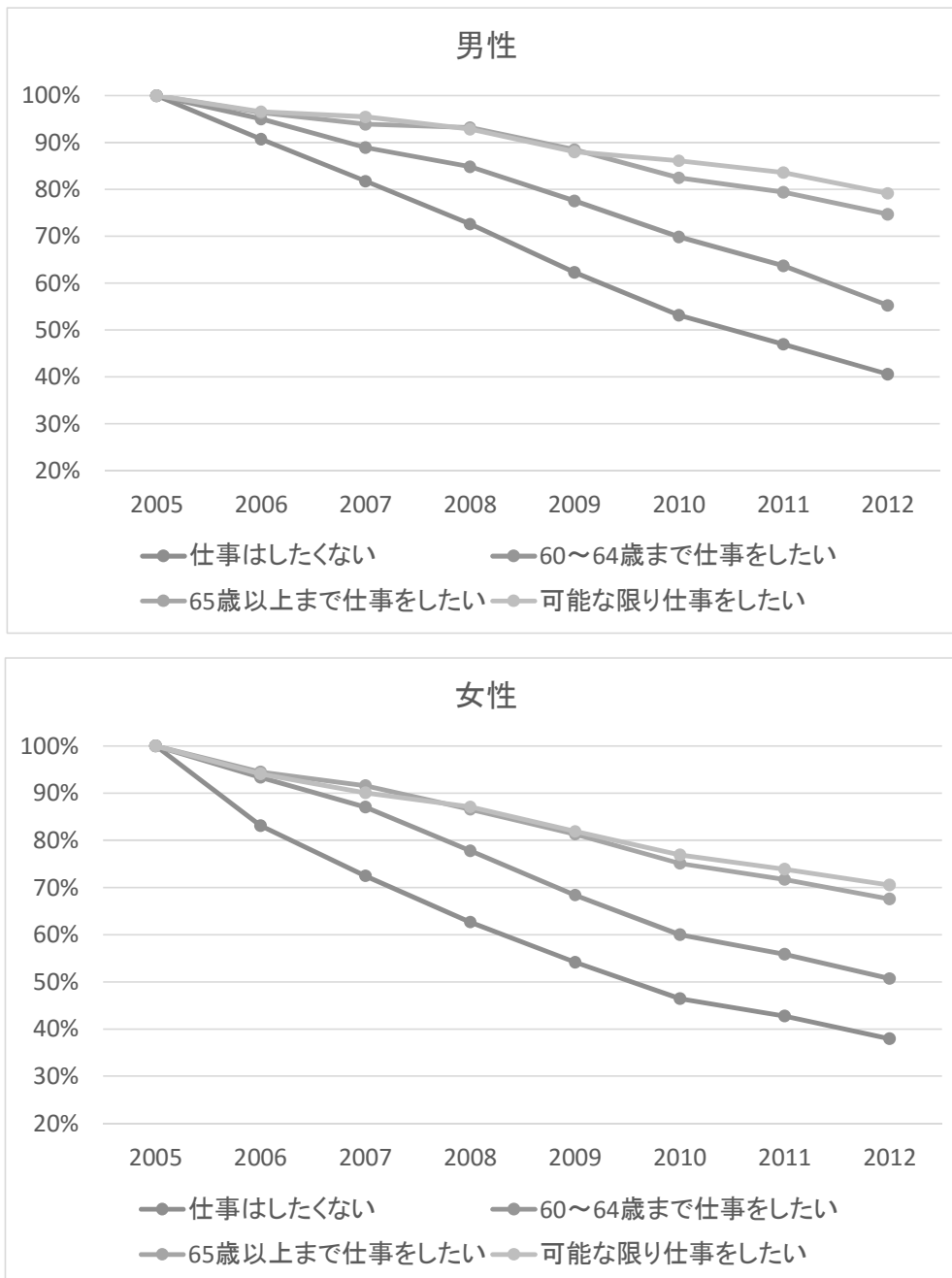
さて、こうした就業意欲の効果がどれだけ大きいかわかるか推定結果（図表6の男性（1）式、女性（4）式）をもとに、シミュレーションを行う。他の条件を一定（連続値、単一のダミー変数は平均値、複数のダミー変数についてはレファレンスグループが採用される）としたときに、就業意欲が変わると実際の継続就業率にどう影響するかを見てみよう。その結果が図表7である。

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.

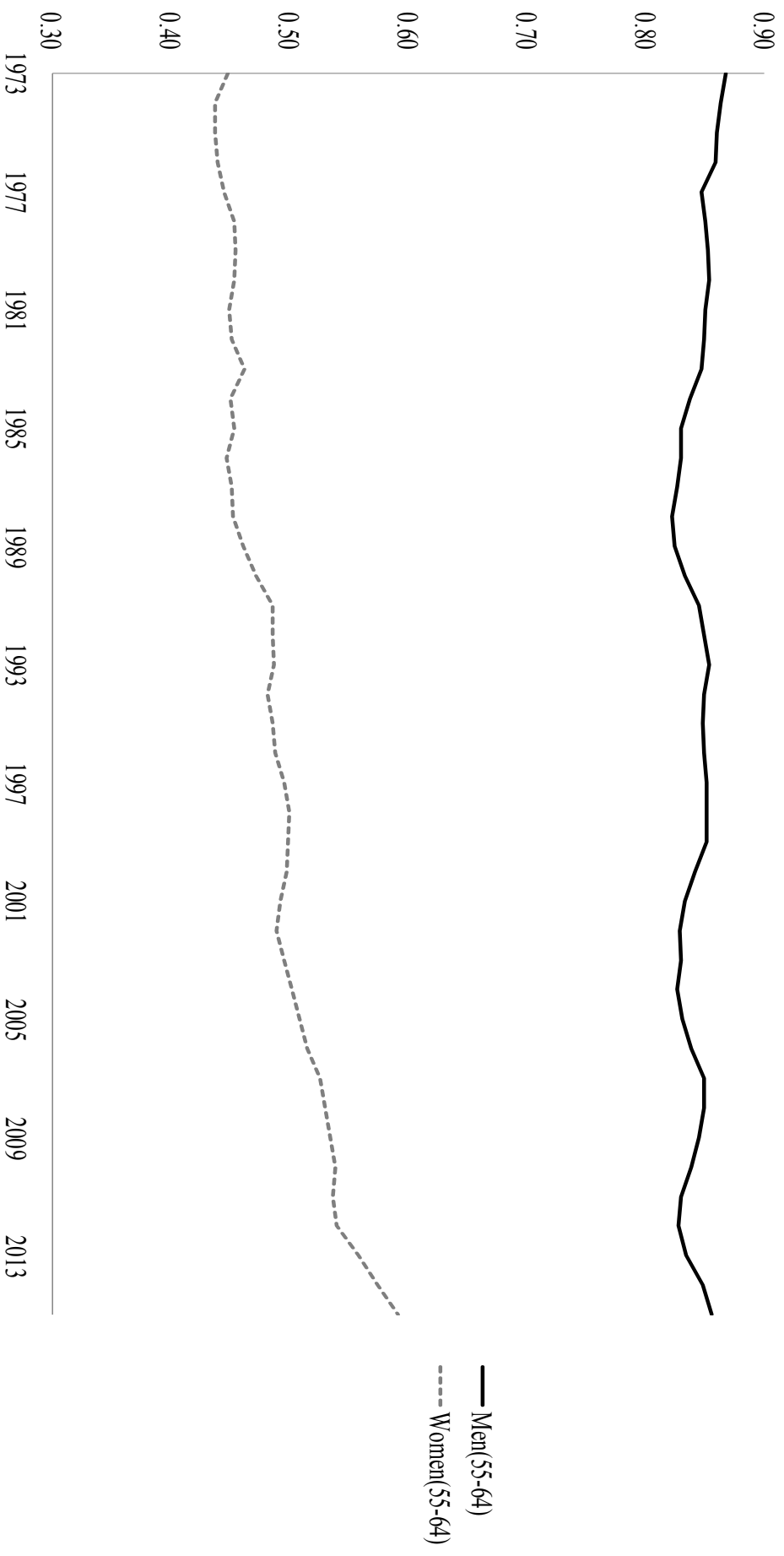
## Acknowledgement

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<br>(0.069)     |                      | -0.025<br>(0.089)   |                      |
| Husband's health condition:                  | Very good  | 0.514***<br>(0.035)  |                      | 0.532***<br>(0.046)   |                      |
|  | Good   | 0.506***<br>(0.020)  |                      | 0.509***<br>(0.027)   |                      |
|  | Fair   | 0.467***<br>(0.019)  |                      | 0.480***<br>(0.024)   |                      |
| Husband's education:                         | High school  | 0.021<br>(0.020)     |                      | 0.007<br>(0.027)  |                      |
|  | Vocational school / Junior college / Specialized high school | 0.205***<br>(0.034)  |                      | 0.141***<br>(0.043)   |                      |
|  | 4-year college / Graduate school                             | 0.124***<br>(0.024)  |                      | 0.070**<br>(0.032)  |                      |
|  | Other  | 0.083<br>(0.058)     |                      | 0.079<br>(0.077)  |                      |
| Living in a privately owned house            |  | -0.086***<br>(0.026) | -0.076***<br>(0.020) | -0.046<br>(0.037)   | -0.181***<br>(0.029) |
| In the middle of paying back a housing loan  |  | 0.371***<br>(0.020)  | 0.233***<br>(0.013)  | 0.372***<br>(0.025)   | 0.208***<br>(0.017)  |
| Amount of deposits (ten-thousand yen)        |  | -0.000***<br>(0.000) | -0.000***<br>(0.000) | -0.000***<br>(0.000)  | -0.000<br>(0.000)    |
| Non-answer to question on amount of deposits |  | -0.032*<br>(0.018)   | 0.001<br>(0.013)     | -0.047**<br>(0.023)   | -0.055***<br>(0.018) |
| Wife's health condition:                     | Very good  |                      | 0.703***<br>(0.027)  |   | 0.687***<br>(0.035)  |
|  | Good   |                      | 0.669***<br>(0.016)  |   | 0.722***<br>(0.021)  |
|  | Fair   |                      | 0.613***<br>(0.015)  |   | 0.697***<br>(0.020)  |
| Husband's education:                         | High school  |                      | 0.155***<br>(0.018)  |   | 0.087***<br>(0.025)  |
|  | Vocational school / Junior college / Specialized high school |                      | 0.201***<br>(0.020)  |   | 0.167***<br>(0.027)  |
|  | 4-year college / Graduate school                             |                      | 0.169***<br>(0.026)  |   | 0.240***<br>(0.036)  |
|  | Other  |                      | -0.137***<br>(0.032) |   | -0.149***<br>(0.044) |
| Caring for a parent                          |  |                      | -0.027<br>(0.020)    |   | -0.110***<br>(0.026) |
| Constant                                     |  | -0.106*<br>(0.063)   | -0.711***<br>(0.030) | 0.023<br>(0.095)  | -0.220***<br>(0.041) |
| Arthrho                                      |  |                      | 0.088**<br>(0.044)   |   | 0.105*<br>(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 self-employed 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 |                     |
| Wife is having a job                         |           | 0.023***<br>(0.004)   | 0.025***<br>(0.007)        | 0.009<br>(0.008)   | 0.037***<br>(0.007)  | 0.100***<br>(0.010) |
| Husband's health condition:                  | Very good | 0.008<br>(0.006)  | 0.021*<br>(0.012)          | 0.020<br>(0.013)   | 0.019<br>(0.012)   | 0.028**<br>(0.011)  |
|  | Good      | 0.020***<br>(0.004)   | 0.026***<br>(0.008)        | 0.028***<br>(0.009)  | 0.022***<br>(0.008)  | 0.034***<br>(0.008) |
|  | Fair      | 0.025***<br>(0.004)   | 0.030***<br>(0.007)        | 0.030***<br>(0.008)  | 0.030***<br>(0.007)  | 0.036***<br>(0.007) |
| Living with persons who need care            |           |   |                            |  |  |                     |
| Living in a privately owned house            |           | -0.049***<br>(0.010)  | -0.054**<br>(0.022)        | 0.027<br>(0.021)   | -0.023<br>(0.023)  | -0.021<br>(0.024)   |
| In the middle of paying back a housing loan  |           | 0.034***<br>(0.004)   | 0.012<br>(0.010)           | 0.019**<br>(0.009)   | 0.049***<br>(0.008)  | -0.010<br>(0.009)   |
| Amount of deposits (ten-thousand yen)        |           | -0.000***<br>(0.000)  | -0.000**<br>(0.000)        | -0.000***<br>(0.000)   | -0.000***<br>(0.000)   | -0.000<br>(0.000)   |
| Non-answer to question on amount of deposits |           | -0.004<br>(0.004)   | -0.005<br>(0.008)          | 0.016**<br>(0.007)   | -0.011<br>(0.007)  | -0.003<br>(0.007)   |
| Constant                                     |           | 0.868***<br>(0.015)   | 0.621***<br>(0.025)        | 0.840***<br>(0.025)  | 0.792***<br>(0.031)  | 0.887***<br>(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<br>(0.073)   | -0.046<br>(0.097)          | -0.036<br>(0.063)    | -0.011<br>(0.093)  | 0.105<br>(0.090)           | -0.008<br>(0.087)   | -0.065<br>(0.120)  | 0.287**<br>(0.129)   |
| Husband's health condition:                  |   |                            |                      |  |                            |                     |  |  |
|  | Very good   | 0.013<br>(0.010)           | 0.033**<br>(0.014)   | 0.013<br>(0.011)   | 0.009<br>(0.019)           | 0.043*<br>(0.025)   | 0.026*<br>(0.015)  | 0.036<br>(0.027)   |
|  | Good  | 0.023***<br>(0.007)        | 0.035***<br>(0.009)  | 0.015**<br>(0.007)   | 0.011<br>(0.012)           | 0.044**<br>(0.018)  | 0.022**<br>(0.011)   | 0.027<br>(0.018)   |
|  | Fair  | 0.025***<br>(0.006)        | 0.034***<br>(0.008)  | 0.022***<br>(0.007)  | 0.026**<br>(0.011)         | 0.045***<br>(0.016) | 0.029***<br>(0.009)  | 0.032**<br>(0.015)   |
| Living in a privately owned house            | -0.041**<br>(0.020)   | -0.035<br>(0.031)          | -0.033<br>(0.026)    | -0.034<br>(0.040)  | -0.091*<br>(0.052)         | -0.028<br>(0.039)   | 0.005<br>(0.059)   | -0.096<br>(0.068)  |
| In the middle of paying back a housing loan  | 0.030***<br>(0.009)   | 0.014<br>(0.014)           | 0.033***<br>(0.010)  | 0.056***<br>(0.018)  | -0.017<br>(0.018)          | 0.019<br>(0.015)    | 0.056**<br>(0.027)   | -0.028<br>(0.028)  |
| Amount of deposits (ten-thousand yen)        | -0.000***<br>(0.000)  | -0.000***<br>(0.000)       | -0.000***<br>(0.000) | -0.000<br>(0.000)  | -0.000*<br>(0.000)         | -0.000<br>(0.000)   | -0.000<br>(0.000)  | -0.000**<br>(0.000)  |
| Non-answer to question on amount of deposits | -0.005<br>(0.006)   | -0.009<br>(0.009)          | -0.005<br>(0.007)    | -0.012<br>(0.012)  | 0.003<br>(0.012)           | -0.007<br>(0.010)   | -0.031*<br>(0.019)   | 0.008<br>(0.016)   |
| Observations                                 | 36,339  | 22,803                     | 25,420               | 10,333   | 3,020                      | 15,560              | 6,198  | 2,076  |
| R-squared                                    | 0.066   | 0.062                      | 0.053                | 0.069  | 0.056                      | 0.053               | 0.054  | 0.041  |
| Number of id                                 | 7,814   | 5,781                      | 5,464                | 2,177  | 663                        | 3,958               | 1,579  | 520  |

Note:

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

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

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

## 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。

---

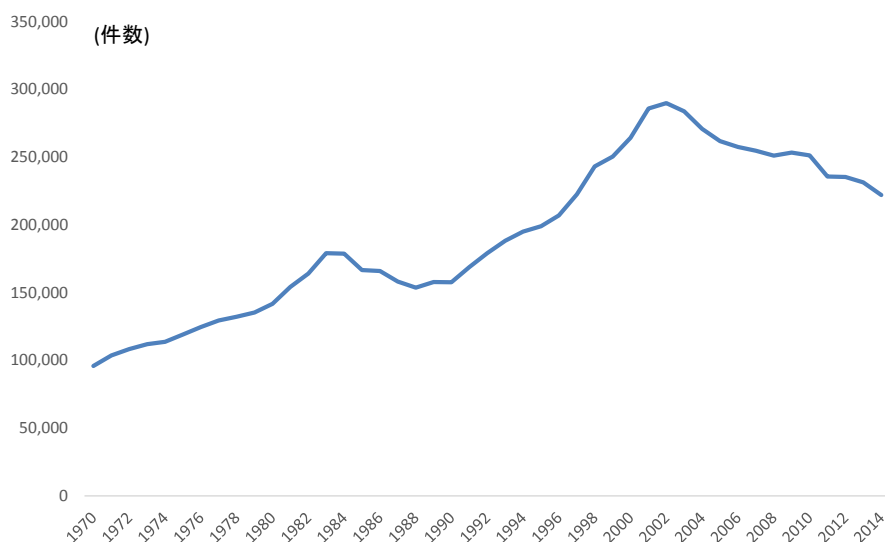
<sup>¶</sup> 本稿は厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」（H26-政策一般-003、研究代表：慶應義塾大学・山本勲）の助成を受けている。また、本稿で使用した『中高年者縦断調査』の調査票情報は統計法第33条の規定に基づき、厚生労働省より提供を受けた。ここに記して感謝する次第である。

\* 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<br>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、<br>子ども無し | うち、<br>子どもあり | 20歳以上の子どもの有無             |                          |
|             |                       |              |              | 子どもありのうち、<br>20歳以上の子どもなし | 子どもありのうち、<br>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。

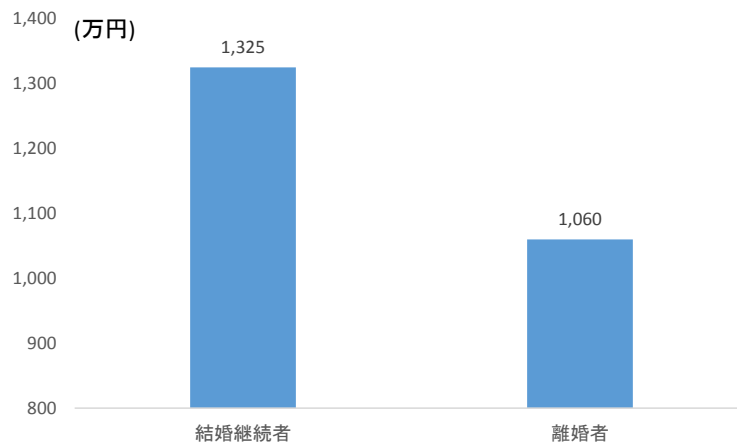
まず、(1)から見ていく。表4は離婚者と結婚継続者の個人属性の平均とその差を示している。まず、夫と妻それぞれの学歴について見ると、離婚者ほど中卒割合が多く、高卒以上の割合が低くなっている傾向が見られた。また、夫婦の学歴組合せダミーについて見ると、離婚者ほど夫婦ともに中卒の割合や夫が高卒で妻が中卒である割合が高い傾向にあった。これらの結果から、離婚者ほど低学歴層の比率が高い傾向にあると言える。次に夫と妻の年齢について見ると、離婚した夫ほど65歳以上割合が多く、離婚した妻ほど60歳以上の割合が高かった。離婚者は60歳以上の高齢層に多く存在していると言える。また、夫婦の年齢差について見ると、離婚者ほ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<br>平均値 | 結婚継続者<br>平均値 | 平均値の差    |
|-------------|-----------------|------------|--------------|----------|
| 夫の学歴ダミー     | 中卒              | 0.22       | 0.18         | 0.04     |
|             | 高卒              | 0.46       | 0.48         | -0.02    |
|             | 専門卒以上           | 0.32       | 0.34         | -0.02    |
| 妻の学歴ダミー     | 中卒              | 0.21       | 0.14         | 0.06***  |
|             | 高卒              | 0.50       | 0.53         | -0.03    |
|             | 専門卒以上           | 0.30       | 0.33         | -0.03    |
| 夫婦の学歴組合せダミー | 夫・中卒、妻・中卒       | 0.11       | 0.08         | 0.04*    |
|             | 夫・中卒、妻・高卒       | 0.07       | 0.08         | 0.00     |
|             | 夫・中卒、妻・専門卒以上    | 0.03       | 0.02         | 0.00     |
|             | 夫・高卒、妻・中卒       | 0.08       | 0.05         | 0.03*    |
|             | 夫・高卒、妻・高卒       | 0.28       | 0.32         | -0.04    |
|             | 夫・高卒、妻・専門卒以上    | 0.10       | 0.10         | -0.01    |
|             | 夫・専門卒以上、妻・中卒    | 0.01       | 0.01         | 0.00     |
|             | 夫・専門卒以上、妻・高卒    | 0.14       | 0.13         | 0.01     |
| 夫の年齢ダミー     | 夫・専門卒以上、妻・専門卒以上 | 0.17       | 0.20         | -0.03    |
|             | 54歳以下           | 0.09       | 0.13         | -0.03    |
|             | 55-59歳          | 0.37       | 0.43         | -0.06*   |
|             | 60-64歳          | 0.38       | 0.36         | 0.03     |
| 妻の年齢ダミー     | 65歳以上           | 0.15       | 0.08         | 0.07***  |
|             | 54歳以下           | 0.23       | 0.29         | -0.06**  |
|             | 55-59歳          | 0.41       | 0.48         | -0.06*   |
|             | 60-64歳          | 0.33       | 0.22         | 0.11***  |
| 夫婦の年齢差ダミー   | 65歳以上           | 0.03       | 0.01         | 0.02***  |
|             | 夫と妻の年齢差が-4歳以上   | 0.01       | 0.02         | -0.01    |
|             | 夫と妻の年齢差が-1~-3歳  | 0.15       | 0.11         | 0.05**   |
|             | 夫と妻の年齢差が同じ      | 0.11       | 0.13         | -0.01    |
|             | 夫と妻の年齢差が+1~+3歳  | 0.41       | 0.41         | 0.00     |
| 配偶者と別居ダミー   | 夫と妻の年齢差が+4歳以上   | 0.32       | 0.34         | -0.02    |
|             | 配偶者と別居ダミー       | 0.15       | 0.02         | 0.13***  |
| 同居人数        |                 | 1.92       | 2.37         | -0.45*** |
| 夫の就業ダミー     |                 | 0.69       | 0.82         | -0.12*** |
| 妻の就業ダミー     |                 | 0.63       | 0.61         | 0.02     |
| 貯蓄ありダミー     |                 | 0.62       | 0.76         | -0.14*** |
| 借入金ありダミー    |                 | 0.45       | 0.45         | 0.00     |
| 持ち家ダミー      |                 | 0.83       | 0.92         | -0.09*** |
| サンプルサイズ     |                 | 203        | 115,628      |          |

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

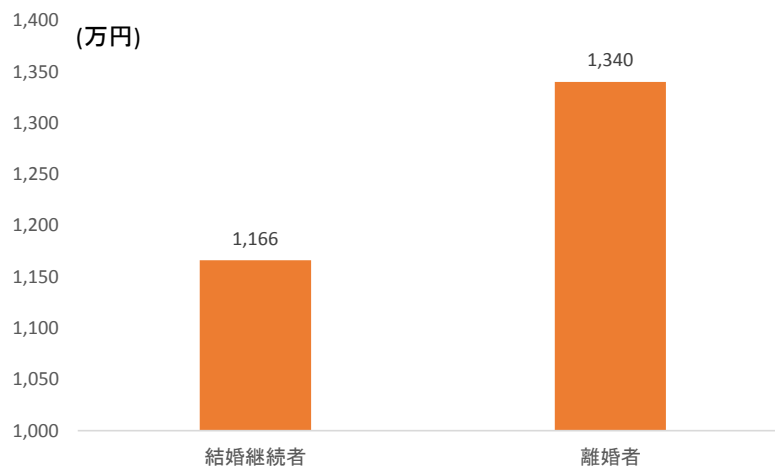
図 2 離婚者と結婚継続者の貯蓄額の平均値



注 1：分析対象は貯蓄ありのサンプルとなっている。

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

図 3 離婚者と結婚継続者の借入額の平均値



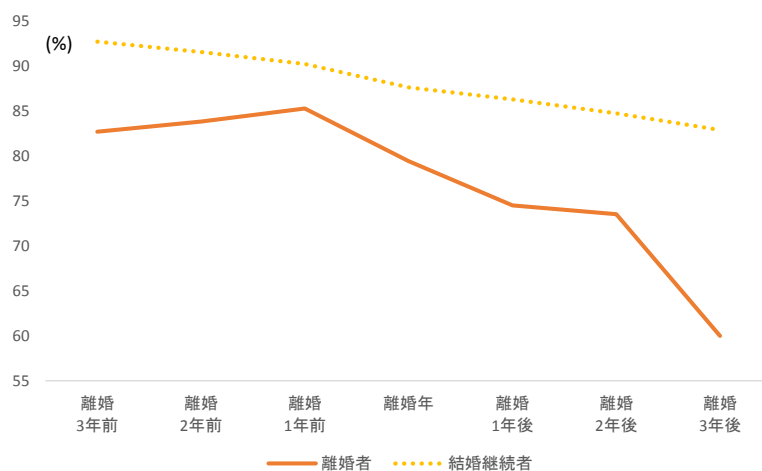
注 1：分析対象は貯蓄ありのサンプルとなっている。

資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

次に離婚者の離婚前後における就業率の変化について見ていく。図 4 と図 5 は男性と女性の離婚前後 3 年間に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。

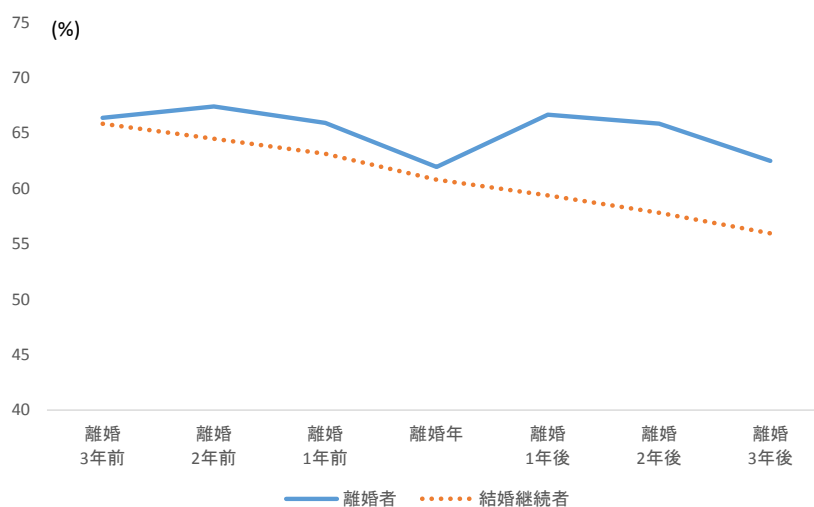


図4 男性の離婚前後における就業率の変化



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<br>平均値 | 結婚継続者<br>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）

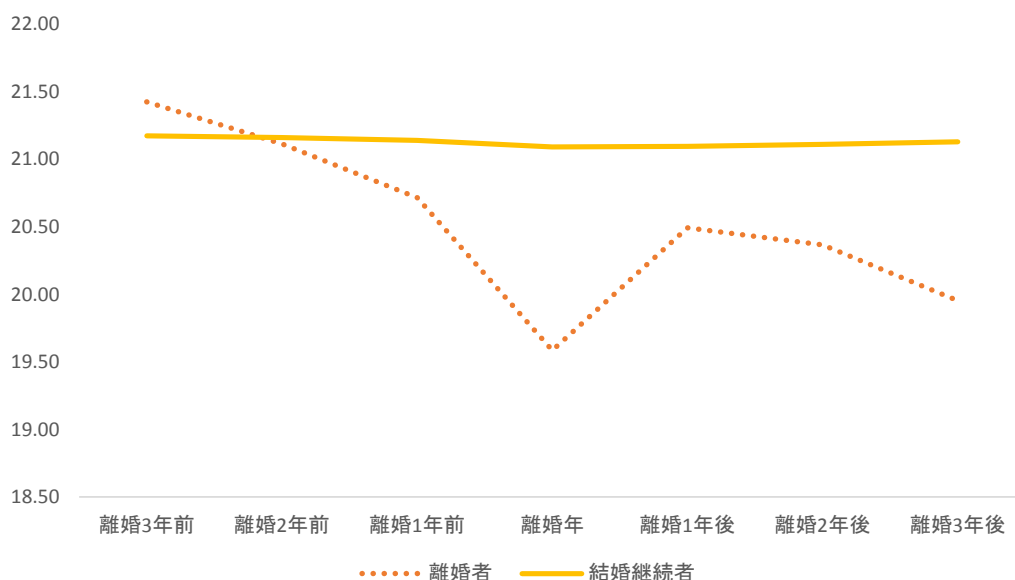
|              | 離婚者<br>平均値 | 結婚継続者<br>平均値 | 平均値の差    |
|--------------|------------|--------------|----------|
| 月収           | 14.89      | 17.18        | -2.30    |
| 勤続年数         | 10.46      | 13.15        | -2.68*** |
| 就業形態ダミー      |            |              |          |
| 正規雇用         | 0.24       | 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。

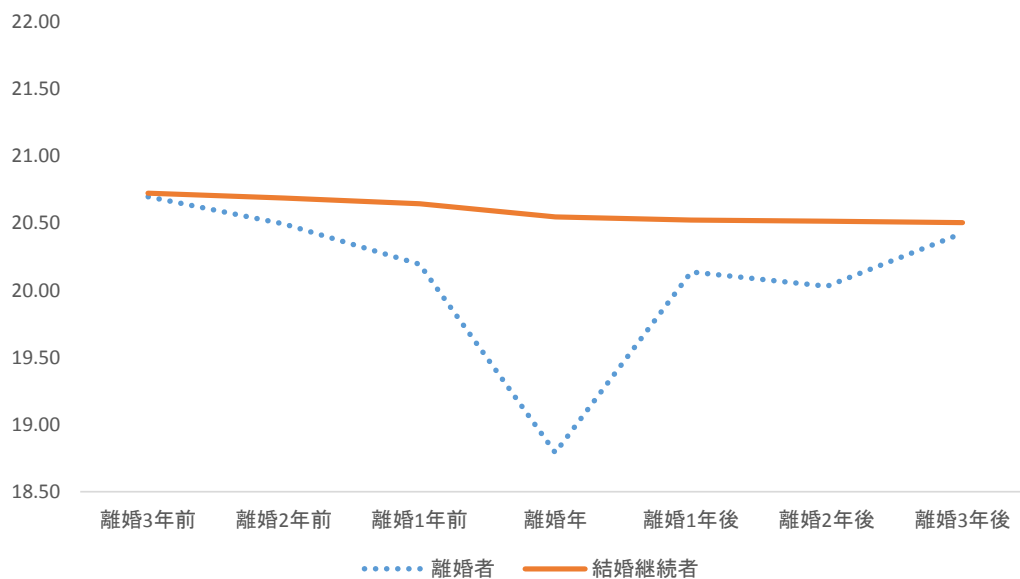
図8は男性の離婚前後の主観的健康度の変化を示している。これを見ると、離婚年に至るまで持続的に低下し、離婚1年後に回復するものの、離婚2年後、3年後にわたって再び低下する傾向にある。男性の場合、主観的健康度でも離婚というショックを受け、低下すると言える。これに対して図9の女性の主観的健康度の推移を見ると、離婚年まで低下するものの、その後は持続的な改善傾向を見せていた。女性の場合、熟年離婚は負のショックであるが、その影響は長続きしないと見える。

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）



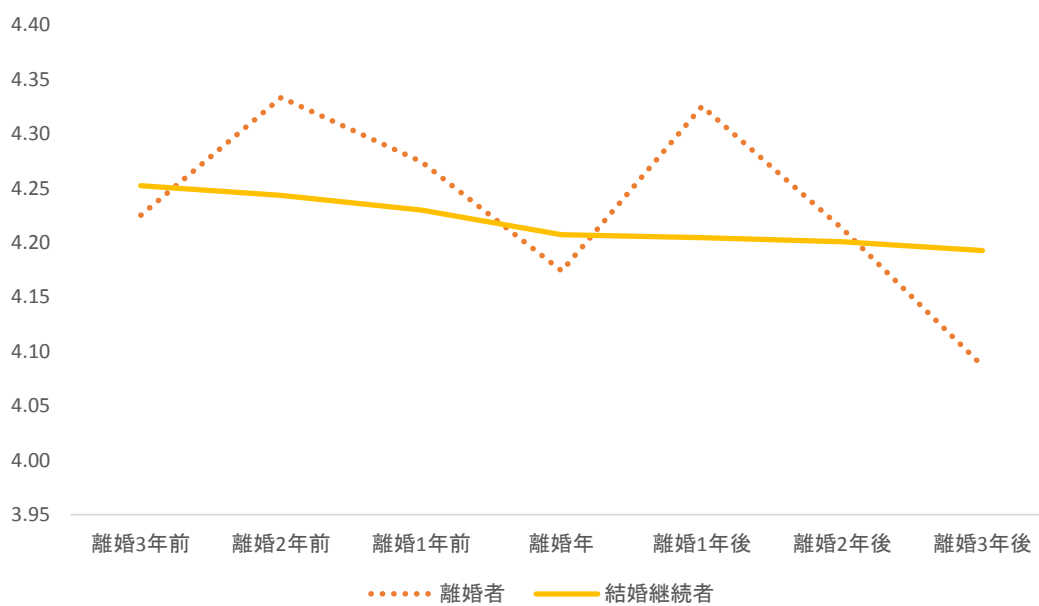
資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

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）



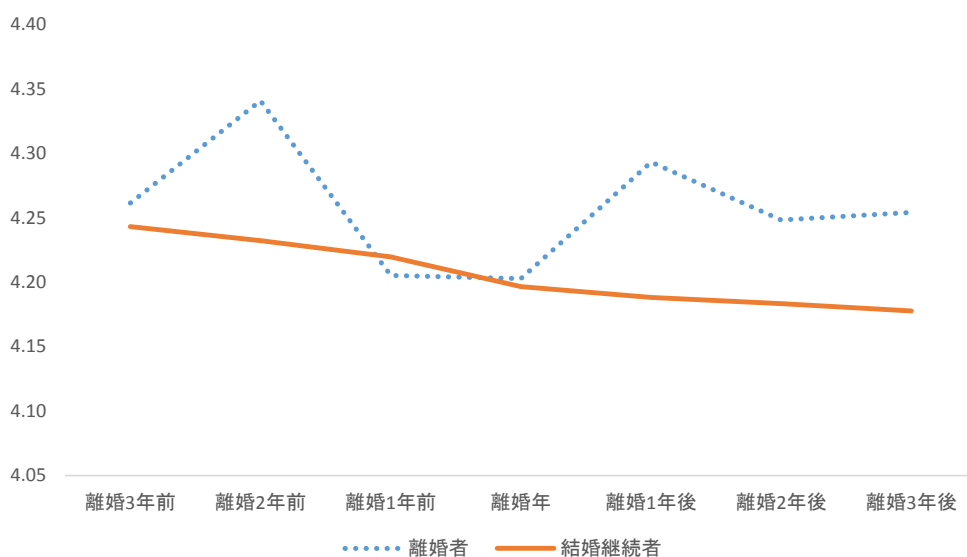
資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

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。

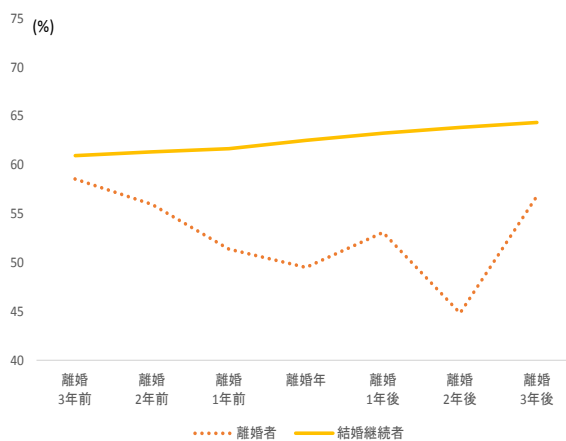
図9 離婚前後3年間に於ける主観的健康度の変化（女性）



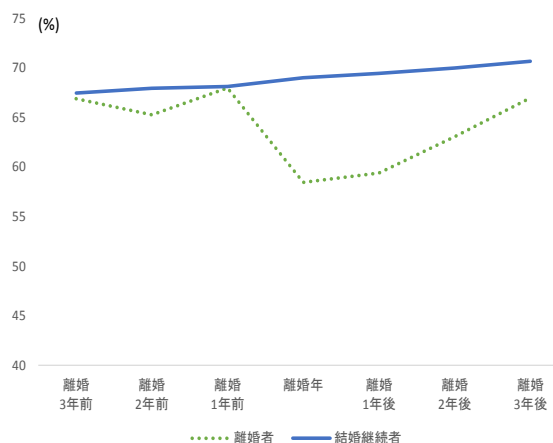
資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

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）

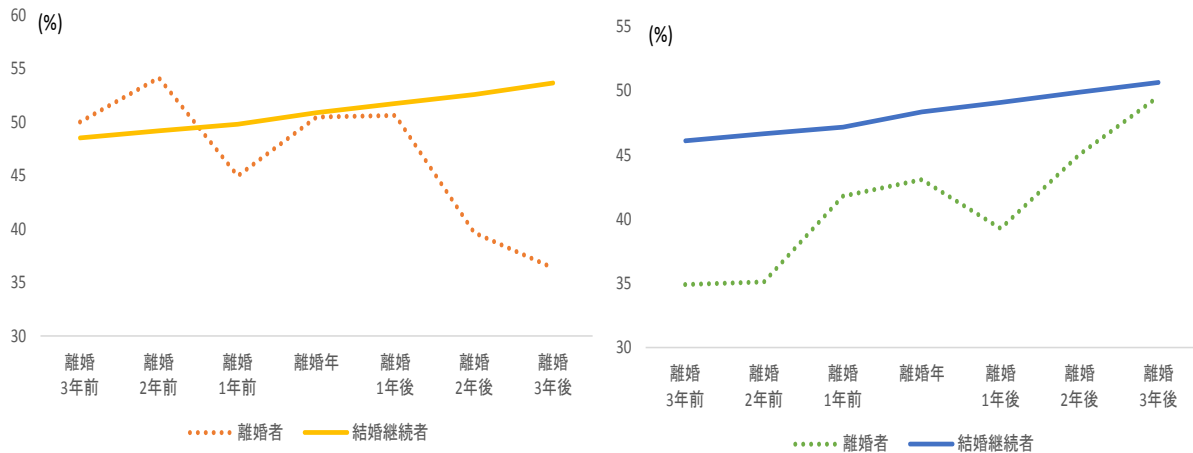


（女性）



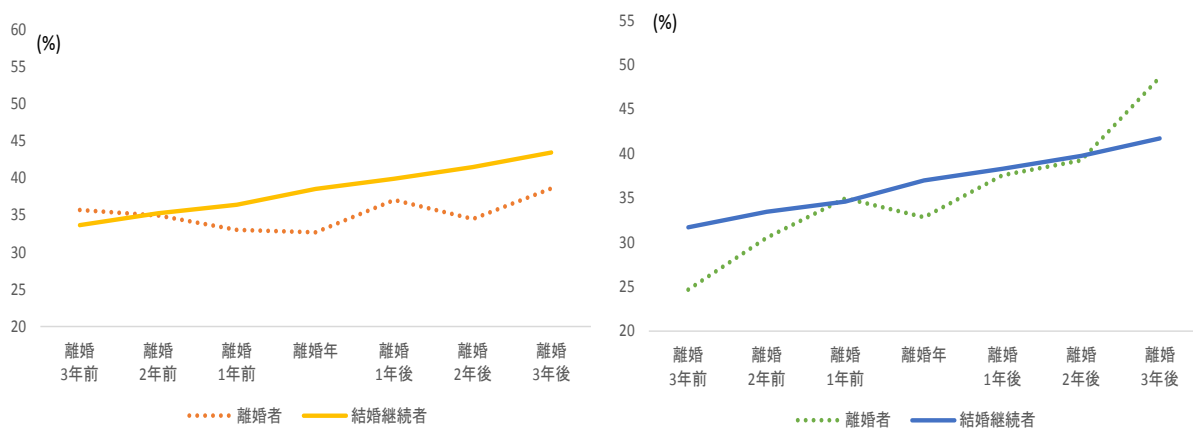
資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

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<br>ref: 夫・高卒、妻・高卒 |                     |                      |
| 夫・中卒、妻・中卒                     | 0.001**<br>(0.000)  | 0.001<br>(0.000)     |
| 夫・中卒、妻・高卒                     | 0.000<br>(0.001)    | -0.000<br>(0.001)    |
| 夫・中卒、妻・専門卒以上                  | 0.001<br>(0.001)    | 0.001<br>(0.001)     |
| 夫・高卒、妻・中卒                     | 0.001**<br>(0.000)  | 0.001*<br>(0.000)    |
| 夫・高卒、妻・専門卒以上                  | 0.000<br>(0.000)    | 0.000<br>(0.000)     |
| 夫・専門卒以上、妻・中卒                  | 0.000<br>(0.001)    | -0.000<br>(0.001)    |
| 夫・専門卒以上、妻・高卒                  | 0.000<br>(0.000)    | 0.000<br>(0.000)     |
| 夫・専門卒以上、妻・専門卒以上               | -0.000<br>(0.000)   | 0.000<br>(0.000)     |
| 夫婦の年齢差ダミー<br>ref: 夫と妻の年齢が同じ   |                     |                      |
| 夫と妻の年齢差が-4歳以上                 | -0.001<br>(0.001)   | -0.001<br>(0.001)    |
| 夫と妻の年齢差が-1～-3歳                | 0.001<br>(0.000)    | 0.001<br>(0.000)     |
| 夫と妻の年齢差が+1～+3歳                | 0.000<br>(0.000)    | 0.000<br>(0.000)     |
| 夫と妻の年齢差が+4歳以上                 | 0.000<br>(0.000)    | 0.000<br>(0.000)     |
| 配偶者と別居ダミー                     | 0.004***<br>(0.000) | 0.004***<br>(0.000)  |
| 同居人数                          | -0.000**<br>(0.000) | -0.000*<br>(0.000)   |
| 子どもの数                         |                     | -0.000<br>(0.000)    |
| 貯蓄額(万円)                       |                     | -0.000***<br>(0.000) |
| 借入金ありダミー                      |                     | 0.000<br>(0.000)     |
| 持ち家ありダミー                      |                     | -0.001**<br>(0.000)  |
| 夫の就業ダミー                       |                     | -0.001***<br>(0.000) |
| 妻の就業ダミー                       |                     | 0.000<br>(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。

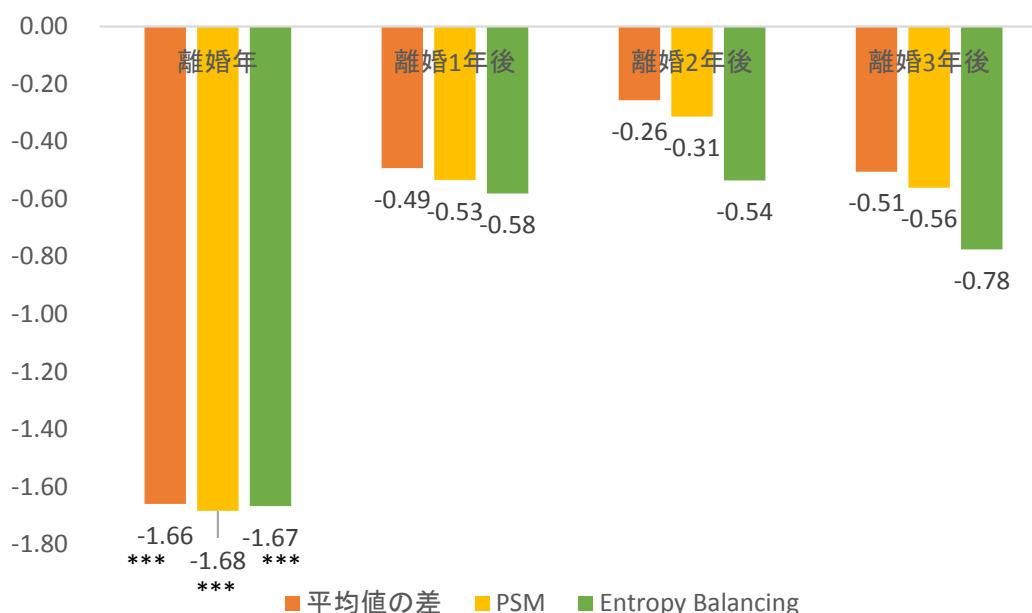


### 5.3 熟年離婚によってメンタルヘルスは悪化するのか

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。

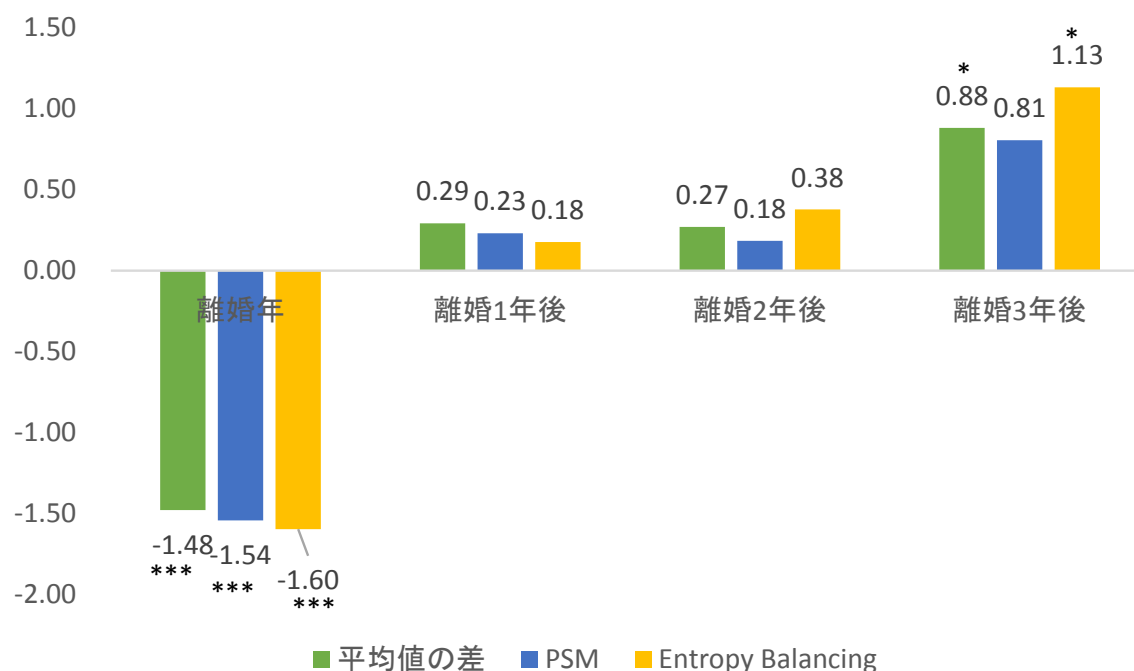
注 2: 分析に使用しているメンタルヘルス指標の差分は、各時点のメンタルヘルス指標から離婚前年(t-1年)

<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。

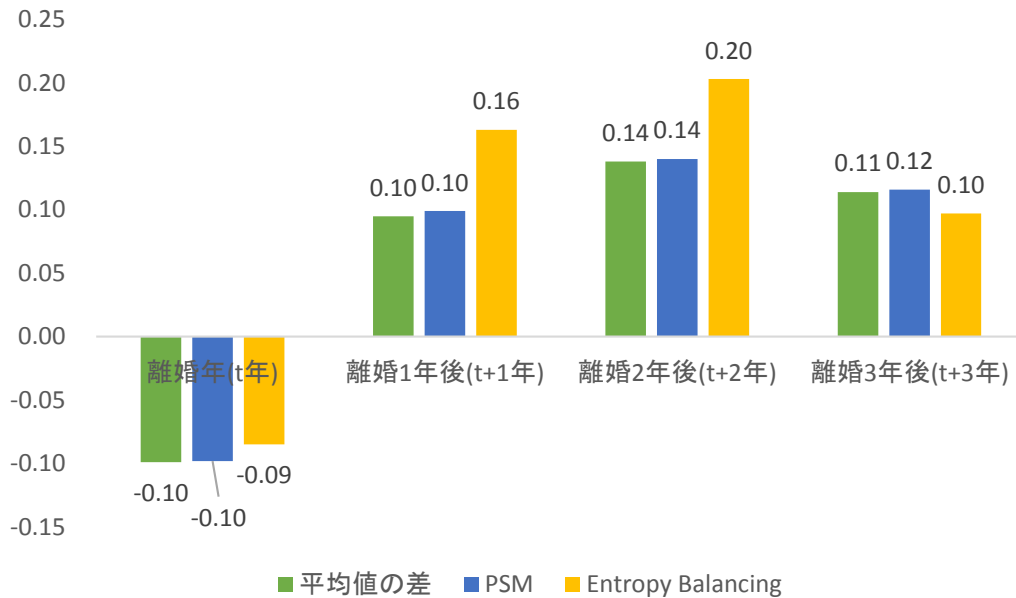
資料出所：『中高年縦断調査』から筆者算出。

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）

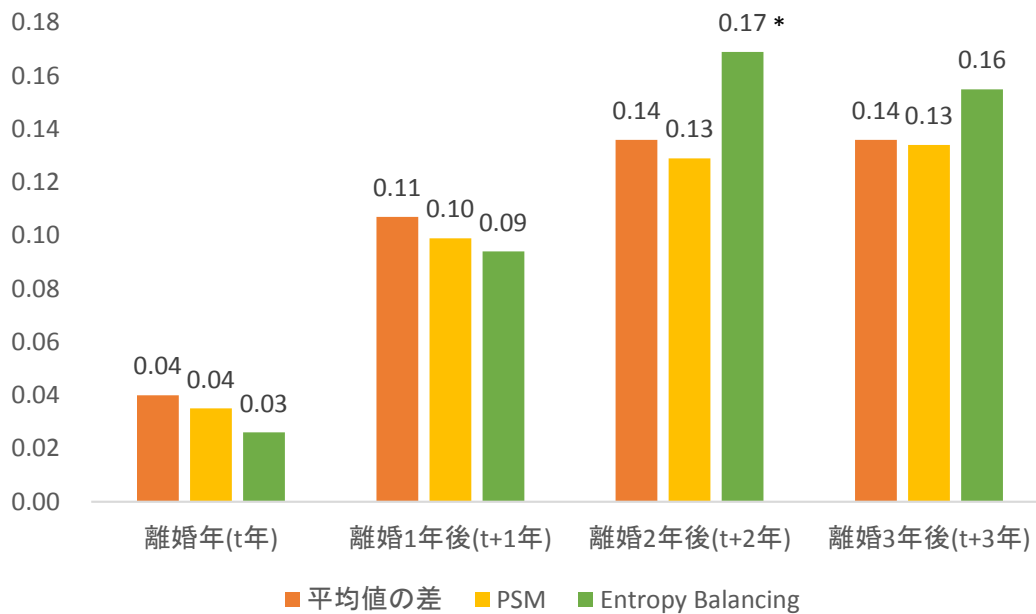


注 1：\*\*\*は 1%水準、\*\*は 5%水準、\*は 10%水準で有意であることを示す。

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

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

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

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

## 参考文献

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

21.

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

## Appendix A : 熟年離婚がメンタルヘルスに及ぼす影響

|             | 男性                   |            |           | 女性                   |            |           |
|-------------|----------------------|------------|-----------|----------------------|------------|-----------|
|             | 平均値の差                |            |           | 平均値の差                |            |           |
|             | ATT                  | N(トリートメント) | N(コントロール) | ATT                  | N(トリートメント) | N(コントロール) |
| 離婚年(t年)     | -1.660***<br>(0.420) | 63         | 52,346    | -1.477***<br>(0.300) | 124        | 55,418    |
| 離婚1年後(t+1年) | -0.492<br>(0.501)    | 49         | 43,718    | 0.293<br>(0.362)     | 94         | 46,814    |
| 離婚2年後(t+2年) | -0.256<br>(0.623)    | 33         | 35,591    | 0.270<br>(0.421)     | 75         | 38,442    |
| 離婚3年後(t+3年) | -0.505<br>(0.833)    | 20         | 28,185    | 0.881*<br>(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***<br>(0.562) | 63         | 52,346    | -1.540***<br>(0.408) | 124        | 55,418    |
| 離婚1年後(t+1年) | -0.534<br>(0.453)    | 49         | 43,718    | 0.232<br>(0.455)     | 94         | 46,814    |
| 離婚2年後(t+2年) | -0.313<br>(0.729)    | 33         | 35,591    | 0.184<br>(0.547)     | 75         | 38,442    |
| 離婚3年後(t+3年) | -0.560<br>(1.060)    | 20         | 28,185    | 0.805<br>(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***<br>(0.456) | 63         | 52,346    | -1.596***<br>(0.398) | 124        | 55,418    |
| 離婚1年後(t+1年) | -0.580<br>(0.391)    | 49         | 43,718    | 0.177<br>(0.418)     | 94         | 46,814    |
| 離婚2年後(t+2年) | -0.535<br>(0.500)    | 33         | 35,591    | 0.377<br>(0.512)     | 75         | 38,442    |
| 離婚3年後(t+3年) | -0.775<br>(0.701)    | 20         | 28,185    | 1.131*<br>(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<br>平均値の差       |            |           | 女性<br>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<br>(0.104) | 67         | 55,196    | 0.040<br>(0.071)  | 131        | 58,872    |
| 離婚1年後(t+1年) | 0.095<br>(0.126)  | 50         | 45,917    | 0.107<br>(0.085)  | 102        | 49,491    |
| 離婚2年後(t+2年) | 0.138<br>(0.159)  | 33         | 37,429    | 0.136<br>(0.096)  | 82         | 40,717    |
| 離婚3年後(t+3年) | 0.114<br>(0.216)  | 19         | 29,662    | 0.136<br>(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<br>(0.149) | 67         | 55,196    | 0.035<br>(0.084)  | 131        | 58,872    |
| 離婚1年後(t+1年) | 0.099<br>(0.146)  | 50         | 45,917    | 0.099<br>(0.097)  | 102        | 49,491    |
| 離婚2年後(t+2年) | 0.140<br>(0.211)  | 33         | 37,429    | 0.129<br>(0.112)  | 82         | 40,717    |
| 離婚3年後(t+3年) | 0.116<br>(0.311)  | 19         | 29,662    | 0.134<br>(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<br>(0.134) | 67         | 55,196    | 0.026<br>(0.082)  | 136        | 62,645    |
| 離婚1年後(t+1年) | 0.163<br>(0.143)  | 50         | 45,917    | 0.094<br>(0.086)  | 106        | 52,710    |
| 離婚2年後(t+2年) | 0.203<br>(0.172)  | 33         | 37,429    | 0.169*<br>(0.100) | 85         | 43,421    |
| 離婚3年後(t+3年) | 0.097<br>(0.174)  | 19         | 29,662    | 0.155<br>(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。ここでは、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)。

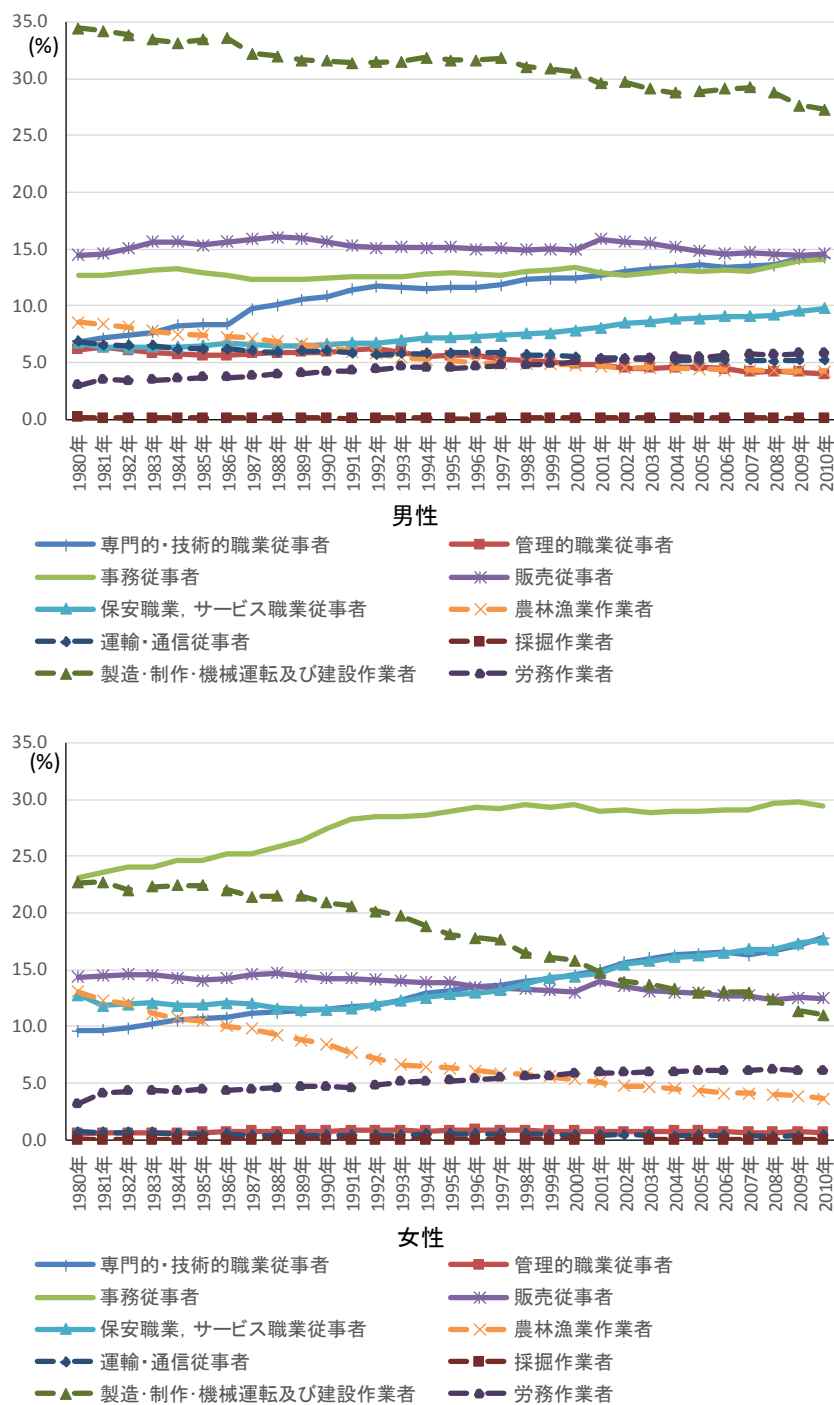
但し、欧米と日本では異なる特徴も見られる。欧米で減少が確認されているルーチン業務やその代表的な職種のひとつである事務職については日本では減少しておらず、その要因として池永(2009,80 頁)では、日本の事務職が必ずしも定型的ではない業務も含んでいることが疑われている。日本の事務職において欧米ほどルーチン業務が多くないのであれば、技術偏向型技術進歩による影響は欧米ほど大きくないと考えられる。他方で、雇用管理の影響も疑われる。日本では人事マネジメントの特徴として長期の雇用を保護する日本型雇用慣行がしばしば指摘される。このような環境の下にいる日本の正規社員は技術進歩による偏向型の労働需要変化の影響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

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た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<br>業務          | 次期 マ<br>ニユアル業<br>務   | 次期 ルー<br>チン業務        | 次期 その<br>他職          | 次期 抽象<br>業務          | 次期 マ<br>ニユアル業<br>務  | 次期 ルー<br>チン業務        | 次期 その<br>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<br>[0.005]***  | 0.016<br>[0.003]***  | -0.355<br>[0.006]*** | 0.006<br>[0.002]***  | 0.008<br>[0.001]***  | 0.019<br>[0.002]*** | 0.269<br>[0.004]***  | 0.006<br>[0.001]***  |                     |
| 学歴ダ<br>ミー(参<br>照:高卒以<br>下) | 大学、大学院卒ダミー           | -0.003<br>[0.005]    | 0.003<br>[0.004]     | 0.036<br>[0.008]***  | 0.003<br>[0.002]     | -0.002<br>[0.003]   | -0.011<br>[0.004]*** | -0.020<br>[0.007]*** | -0.006<br>[0.003]** |
|                            | 短大、専門、高専卒ダミー         | 0.006<br>[0.005]     | 0.007<br>[0.004]*    | 0.006<br>[0.007]     | -0.017<br>[0.002]    | -0.002<br>[0.002]   | 0.001<br>[0.003]*    | -0.008<br>[0.005]    | -0.003<br>[0.002]*  |
| 女性ダミー                      | -0.074<br>[0.005]*** | -0.022<br>[0.003]*** | 0.058<br>[0.007]***  | -0.008<br>[0.002]*** | -0.006<br>[0.002]*** | 0.003<br>[0.003]    | 0.054<br>[0.005]***  | -0.005<br>[0.002]**  |                     |
| 有配偶ダミー                     | 0.007<br>[0.006]     | 0.005<br>[0.005]     | -0.017<br>[0.009]*   | 0.006<br>[0.003]**   | 0.002<br>[0.003]     | -0.005<br>[0.005]   | 0.005<br>[0.007]     | -0.002<br>[0.003]    |                     |
| 子供有ダミー                     | 0.003<br>[0.007]     | 0.003<br>[0.005]     | -0.009<br>[0.01]     | -0.007<br>[0.003]**  | 0.000<br>[0.003]     | 0.004<br>[0.005]    | 0.001<br>[0.008]     | 0.005<br>[0.003]     |                     |
| t期に通院有ダミー                  | 0.009<br>[0.007]     | -0.005<br>[0.006]    | -0.013<br>[0.011]    | 0.002<br>[0.003]     | -0.002<br>[0.003]    | 0.001<br>[0.005]    | 0.006<br>[0.008]     | 0.002<br>[0.003]     |                     |
| t期に入院有ダミー                  | 0.003<br>[0.012]     | 0.001<br>[0.009]     | 0.011<br>[0.019]     | -0.003<br>[0.006]    | -0.002<br>[0.006]    | -0.002<br>[0.008]   | -0.010<br>[0.015]    | -0.004<br>[0.006]    |                     |
| 年齢                         | -0.001<br>[0.001]    | -0.0003<br>[0]       | -0.001<br>[0.001]    | 0.0001<br>[0]        | 0.0004<br>[0]*       | -0.001<br>[0]**     | 0.003<br>[0.001]***  | 0.001<br>[0]         |                     |
| 企業規模<br>(参照:500<br>人以上)    | 企業規模30人未満ダミー         | 0.021<br>[0.005]***  | -0.003<br>[0.004]    | -0.036<br>[0.008]*** | 0.008<br>[0.003]***  | 0.009<br>[0.003]*** | 0.008<br>[0.004]**   | -0.015<br>[0.006]**  | 0.007<br>[0.002]*** |
|                            | 企業規模31~499人ダミー       | 0.003<br>[0.005]     | -0.005<br>[0.004]    | -0.001<br>[0.007]    | 0.006<br>[0.002]***  | 0.002<br>[0.003]    | -0.002<br>[0.003]    | -0.008<br>[0.006]    | 0.005<br>[0.002]**  |
| 勤続年                        | 0.001<br>[0.001]*    | -0.002<br>[0]**      | 0.008<br>[0.001]***  | -0.0004<br>[0]       | -0.001<br>[0]**      | -0.002<br>[0]**     | -0.004<br>[0.001]*** | -0.0005<br>[0]*      |                     |
| イベント発生数<br>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<br>業務          | 次期 マ<br>ニユアル業<br>務  | 次期 ルー<br>チン業務        | 次期 その<br>他職          | 次期 抽象<br>業務          | 次期 マ<br>ニユアル業<br>務  | 次期 ルー<br>チン業務        | 次期 その<br>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<br>[0.011]*** | 0.016<br>[0.006]**  | 0.048<br>[0.008]***  | 0.011<br>[0.004]***  | 0.188<br>[0.005]***  | 0.024<br>[0.002]*** | 0.031<br>[0.003]***  | 0.012<br>[0.002]***  |                     |
| 学歴ダ<br>ミー(参<br>照:高卒以<br>下) | 大学、大学院卒ダミー           | 0.095<br>[0.01]***  | -0.022<br>[0.005]*** | -0.040<br>[0.007]*** | -0.004<br>[0.003]    | 0.007<br>[0.006]    | -0.012<br>[0.004]*** | -0.018<br>[0.004]*** | -0.006<br>[0.002]** |
|                            | 短大、専門、高専卒ダミー         | 0.069<br>[0.009]*** | -0.001<br>[0.005]    | -0.048<br>[0.007]*** | -0.002<br>[0.003]    | 0.004<br>[0.005]    | -0.005<br>[0.003]**  | -0.013<br>[0.003]*** | -0.004<br>[0.002]** |
| 女性ダミー                      | 0.026<br>[0.009]***  | -0.010<br>[0.004]** | -0.054<br>[0.006]*** | -0.005<br>[0.003]    | 0.036<br>[0.005]***  | 0.002<br>[0.002]    | 0.005<br>[0.003]*    | -0.001<br>[0.002]    |                     |
| 有配偶ダミー                     | -0.013<br>[0.012]    | 0.013<br>[0.006]**  | -0.008<br>[0.008]    | 0.007<br>[0.004]*    | 0.006<br>[0.007]     | 0.001<br>[0.004]    | -0.005<br>[0.004]    | -0.002<br>[0.003]    |                     |
| 子供有ダミー                     | 0.011<br>[0.013]     | 0.004<br>[0.007]    | -0.002<br>[0.009]    | -0.010<br>[0.004]**  | -0.006<br>[0.008]    | -0.003<br>[0.004]   | 0.004<br>[0.005]     | 0.001<br>[0.003]     |                     |
| t期に通院有ダミー                  | -0.002<br>[0.014]    | -0.002<br>[0.007]   | -0.006<br>[0.01]     | 0.001<br>[0.005]     | -0.001<br>[0.008]    | 0.007<br>[0.004]*   | 0.001<br>[0.004]     | 0.001<br>[0.003]     |                     |
| t期に入院有ダミー                  | 0.002<br>[0.023]     | -0.018<br>[0.014]   | -0.011<br>[0.017]    | 0.000<br>[0.008]     | 0.019<br>[0.012]     | 0.008<br>[0.006]    | -0.001<br>[0.007]    | 0.002<br>[0.004]     |                     |
| 年齢                         | 0.000<br>[0.001]     | -0.001<br>[0.001]** | 0.000<br>[0.001]     | 0.000<br>[0]         | 0.002<br>[0.001]***  | -0.001<br>[0]*      | 0.000<br>[0]         | 0.000<br>[0]         |                     |
| 企業規模<br>(参照:500<br>人以上)    | 企業規模30人未満ダミー         | -0.006<br>[0.01]    | -0.010<br>[0.005]*   | -0.012<br>[0.007]*   | 0.008<br>[0.004]**   | 0.009<br>[0.006]    | 0.007<br>[0.004]*    | 0.000<br>[0.004]     | 0.004<br>[0.003]*   |
|                            | 企業規模31~499人ダミー       | -0.024<br>[0.01]**  | 0.008<br>[0.005]     | 0.001<br>[0.007]     | 0.008<br>[0.004]**   | -0.002<br>[0.006]   | 0.007<br>[0.004]*    | -0.002<br>[0.004]    | 0.005<br>[0.003]**  |
| 勤続年                        | 0.005<br>[0.001]***  | -0.001<br>[0.001]*  | 0.001<br>[0.001]     | -0.001<br>[0]        | -0.003<br>[0.001]*** | -0.001<br>[0]**     | -0.001<br>[0]**      | 0.000<br>[0]         |                     |
| イベント発生数<br>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<br>業務                      | 次期 マ<br>ニユアル業<br>務   | 次期 ルー<br>チン業務        | 次期 その<br>他職          | 次期 抽象<br>業務         | 次期 マ<br>ニユアル業<br>務  | 次期 ルー<br>チン業務        | 次期 その他<br>職         |
| サンプル<br>モデル                | 今期マニュアル業務従事者(次期無業者除く)<br>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<br>[0.007]***             | -0.341<br>[0.009]*** | -0.005<br>[0.007]    | -0.003<br>[0.003]    | 0.012<br>[0.003]*** | 0.309<br>[0.008]*** | 0.044<br>[0.006]***  | 0.011<br>[0.003]*** |
| 学歴ダ<br>ミー(参<br>照:高卒以<br>下) | 大学、大学院卒ダミー                       | 0.029<br>[0.009]***  | -0.057<br>[0.015]*** | 0.050<br>[0.01]***   | 0.008<br>[0.005]*   | 0.012<br>[0.006]**  | -0.022<br>[0.014]    | -0.021<br>[0.011]** |
|                            | 短大、専門、高専卒ダミー                     | 0.030<br>[0.008]***  | -0.005<br>[0.013]    | -0.001<br>[0.009]    | 0.006<br>[0.004]    | 0.002<br>[0.005]    | -0.008<br>[0.011]    | -0.018<br>[0.008]** |
|                            | 女性ダミー                            | -0.007<br>[0.008]    | -0.066<br>[0.012]*** | 0.010<br>[0.008]     | -0.007<br>[0.004]*  | 0.002<br>[0.004]    | 0.025<br>[0.01]**    | 0.046<br>[0.007]*** |
| 有配偶ダミー                     | 0.011<br>[0.011]                 | 0.012<br>[0.017]     | 0.000<br>[0.012]     | -0.002<br>[0.006]    | -0.005<br>[0.007]   | -0.012<br>[0.015]   | -0.001<br>[0.011]    | -0.005<br>[0.006]   |
| 子供有ダミー                     | -0.009<br>[0.012]                | 0.011<br>[0.018]     | -0.011<br>[0.013]    | -0.003<br>[0.006]    | 0.000<br>[0.008]    | 0.008<br>[0.016]    | 0.000<br>[0.012]     | 0.004<br>[0.006]    |
| t期に通院有ダミー                  | 0.019<br>[0.013]                 | -0.016<br>[0.021]    | -0.011<br>[0.015]    | -0.008<br>[0.008]    | 0.005<br>[0.007]    | -0.014<br>[0.017]   | 0.021<br>[0.011]*    | 0.005<br>[0.006]    |
| t期に入院有ダミー                  | 0.017<br>[0.019]                 | 0.004<br>[0.032]     | 0.011<br>[0.023]     | 0.015<br>[0.009]*    | -0.026<br>[0.019]   | -0.024<br>[0.03]    | 0.000<br>[0.02]      | 0.002<br>[0.01]     |
| 年齢                         | -0.003<br>[0.001]**              | 0.001<br>[0.002]     | -0.002<br>[0.001]*   | 0.000<br>[0.001]     | 0.000<br>[0.001]    | 0.003<br>[0.001]**  | -0.001<br>[0.001]    | 0.001<br>[0]        |
| 企業規模<br>(参照:500<br>人以上)    | 企業規模30人未満ダミー                     | 0.011<br>[0.009]     | 0.002<br>[0.015]     | -0.031<br>[0.01]***  | 0.012<br>[0.005]**  | -0.003<br>[0.005]   | 0.007<br>[0.013]     | 0.004<br>[0.009]    |
|                            | 企業規模31~499人ダミー                   | 0.018<br>[0.009]**   | 0.030<br>[0.014]**   | -0.049<br>[0.009]*** | 0.006<br>[0.005]    | -0.012<br>[0.005]** | 0.015<br>[0.012]     | -0.002<br>[0.009]   |
| 勤続年                        | 0.002<br>[0.001]**               | 0.002<br>[0.002]     | 0.003<br>[0.001]***  | 0.000<br>[0.001]     | 0.000<br>[0.001]    | -0.001<br>[0.002]   | -0.001<br>[0.001]*** | 0.000<br>[0.001]    |
| イベント発生数<br>標本数             | 427                              | 2509                 | 532                  | 111                  | 145                 | 1534                | 423                  | 98                  |
| Log pseudolikelihood       | -6755.8121                       |                      |                      |                      |                     |                     |                      |                     |

注1: []内の値は標準誤差を表す。

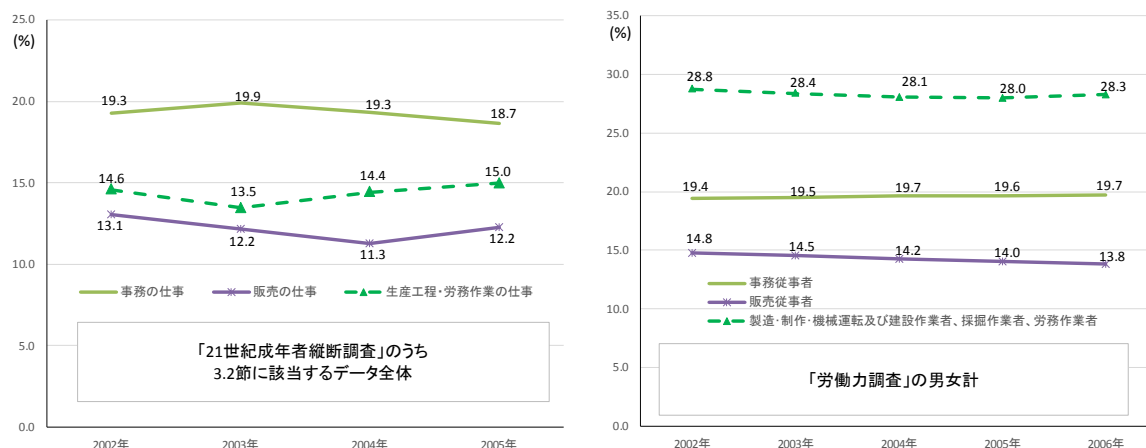
注2: \*\*\*は1%水準、\*\*は5%水準、\*は10%水準で有意であることを示す。

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

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

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

図2 ルーチンに該当する各職の全職業に占める割合の推移



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

付表2 ルーチン業務従事転職者の次期の業務分類

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

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

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

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

#### 4.2 技術偏向型技術進歩と非正規の正規転換に関する分析結果

非正規から正規への転換と業務分類との関係にどのような傾向が見られるかを確認するために、(2)式に基づく多項ロジットモデルの推定を行った。分析結果は表 6 に掲載している。表 6 では、同企業で非正規のまま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5年超)    | 0年                   | 1.482      | 0.002*** | 2.111 | 0***     | 3.399  | 0***     | 2.205 | 0***     |
|                   | 1年                   | 1.132      | 0.38     | 1.557 | 0.052*   | 2.000  | 0***     | 1.362 | 0.007*** |
|                   | 2~3年                 | 1.040      | 0.774    | 1.612 | 0.03**   | 1.606  | 0.002*** | 1.273 | 0.029**  |
|                   | 4~5年                 | 0.887      | 0.47     | 1.153 | 0.59     | 1.356  | 0.084*   | 0.989 | 0.931    |
| 職種業務分類(参照: その他職業) | 抽象業務                 | 1.841      | 0***     | 1.306 | 0.276    | 0.995  | 0.975    | 0.871 | 0.275    |
|                   | マニュアルルーチン            | 1.198      | 0.283    | 0.997 | 0.99     | 1.175  | 0.286    | 0.901 | 0.372    |
|                   | 職業)                  | 0.941      | 0.713    | 1.111 | 0.636    | 1.058  | 0.701    | 0.805 | 0.053*   |
|                   | 定数項                  | 0.194      | 0***     | 0.050 | 0***     | 0.060  | 0***     | 0.175 | 0***     |
|                   | イベント発生数              | 811        |          | 400   |          | 1,061  |          | 1,658 |          |
|                   | 標本数                  | 9,820      |          |       |          |        |          |       |          |
|                   | Pseudo R2            | 0.040      |          |       |          |        |          |       |          |
|                   | Log pseudolikelihood | -11161.117 |          |       |          |        |          |       |          |

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

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

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

## 5. まとめと政策含意

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

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

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

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



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

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

## 参考文献

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

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

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

政策研究報告書、No.180.



Panel Data Research Center at Keio University  
DISCUSSION PAPER SERIES

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くが、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<br>(同企業継続)      | 職種転換<br>(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<br>[0.001]***  | 0.002<br>[0.001]**   | -0.005<br>[0]***     |
| 前期の年齢                  | -0.001<br>[0.002]    | 0.000<br>[0.002]     | 0.001<br>[0.001]     |
| 大学、大学院卒ダミー             | 0.005<br>[0.008]     | 0.007<br>[0.008]     | -0.012<br>[0.003]*** |
| 前調査回の年齢階級別完全失業率        | -0.009<br>[0.004]**  | 0.006<br>[0.004]*    | 0.003<br>[0.001]*    |
| 専門・技術職ダミー              | 0.183<br>[0.011]***  | -0.156<br>[0.011]*** | -0.027<br>[0.005]*** |
| 管理職ダミー                 | -0.169<br>[0.022]*** | 0.160<br>[0.021]***  | 0.009<br>[0.009]     |
| 前期の職種(参照:<br>右記以外)     |                      |                      |                      |
| 事務職ダミー                 | 0.121<br>[0.016]***  | -0.112<br>[0.016]*** | -0.009<br>[0.007]    |
| 販売・営業職ダミー              | 0.135<br>[0.014]***  | -0.136<br>[0.013]*** | 0.001<br>[0.005]     |
| サービス職ダミー               | 0.028<br>[0.013]**   | -0.029<br>[0.013]**  | 0.002<br>[0.005]     |
| 生産工程・労務職ダミー            | 0.130<br>[0.012]***  | -0.113<br>[0.012]*** | -0.017<br>[0.005]*** |
| 前期の企業規模(参照:<br>500人以上) |                      |                      |                      |
| 30人未満規模ダミー             | -0.055<br>[0.01]***  | 0.035<br>[0.009]***  | 0.020<br>[0.004]***  |
| 30~499人規模ダミー           | -0.035<br>[0.009]*** | 0.029<br>[0.008]***  | 0.006<br>[0.004]     |
| 2003年ダミー               | -0.005<br>[0.01]     | 0.007<br>[0.01]      | -0.002<br>[0.004]    |
| 年ダミー                   |                      |                      |                      |
| 2004年ダミー               | 0.017<br>[0.01]*     | -0.016<br>[0.01]     | -0.001<br>[0.004]    |
| 2005年ダミー               | 0.009<br>[0.01]      | -0.013<br>[0.009]    | 0.004<br>[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                 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 |                         | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 |                         | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 |                         | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 |                         | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 |                         | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 |                         | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 |                         | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 |                         | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 |                         | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 |                         |
|-----------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                       | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 |
|                       | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 | 非定型知識集約職(専門、管理、販売)からの転換 |
| サンプリング                | 職種転換者                   |                         |                         |                         |                         |                         |                         |                         |                         |                         |                         |                         |                         |                         |                         |                         |                         |                         |                         |                         |
| 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                    | 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                    | 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<br>[0.001]**      | -0.001<br>[0.001]       | 0.006<br>[0.002]**      | -0.003<br>[0.001]**     | -0.002<br>[0.001]**     | -0.003<br>[0.001]**     | 0.003<br>[0.002]*       | -0.003<br>[0.001]**     | -0.002<br>[0.001]**     | -0.002<br>[0.001]**     | -0.002<br>[0.001]**     | 0.003<br>[0.002]*       | -0.002<br>[0.001]**     | -0.002<br>[0.001]**     | -0.002<br>[0.001]**     | -0.002<br>[0.001]**     | 0.003<br>[0.002]*       | -0.002<br>[0.001]**     | -0.002<br>[0.001]**     | 0.005<br>[0.001]**      |
| 前期の年齢                 | 0.009<br>[0.003]**      | -0.002<br>[0.003]       | -0.004<br>[0.004]       | -0.001<br>[0.003]       | 0.000<br>[0.001]        | 0.000<br>[0.001]        | -0.004<br>[0.004]       | 0.000<br>[0.002]        | 0.000<br>[0.002]        | 0.000<br>[0.002]        | 0.000<br>[0.002]        | -0.004<br>[0.004]       | -0.003<br>[0.002]       | -0.003<br>[0.002]       | -0.003<br>[0.002]       | -0.003<br>[0.002]       | -0.004<br>[0.004]       | -0.003<br>[0.002]       | -0.003<br>[0.002]       | -0.006<br>[0.003]**     |
| 大学、大学院卒ダミー            | 0.060<br>[0.01]**       | 0.011<br>[0.011]        | -0.002<br>[0.014]       | 0.023<br>[0.011]**      | -0.016<br>[0.006]**     | -0.007<br>[0.009]       | -0.024<br>[0.015]       | -0.007<br>[0.009]       | -0.015<br>[0.009]*      | -0.015<br>[0.009]*      | -0.015<br>[0.009]*      | -0.024<br>[0.015]       | -0.015<br>[0.009]*      | -0.015<br>[0.009]*      | -0.015<br>[0.009]*      | -0.015<br>[0.009]*      | -0.024<br>[0.015]       | -0.015<br>[0.009]*      | -0.015<br>[0.009]*      | -0.071<br>[0.009]**     |
| 前調査回の年齢階級別完全失業率       | 0.007<br>[0.005]        | -0.002<br>[0.006]       | -0.002<br>[0.007]       | -0.002<br>[0.006]       | 0.001<br>[0.002]        | 0.001<br>[0.004]        | -0.005<br>[0.007]       | 0.001<br>[0.004]        | -0.008<br>[0.004]*      | -0.008<br>[0.004]*      | -0.008<br>[0.004]*      | -0.005<br>[0.007]       | -0.008<br>[0.004]*      | -0.008<br>[0.004]*      | -0.008<br>[0.004]*      | -0.008<br>[0.004]*      | -0.005<br>[0.007]       | -0.008<br>[0.004]*      | -0.008<br>[0.004]*      | -0.002<br>[0.005]       |
| 転職ダミー(参照:同企業内での職種転換者) | 0.032<br>[0.014]**      | 0.009<br>[0.016]        | -0.045<br>[0.02]**      | 0.013<br>[0.016]        | 0.002<br>[0.006]        | 0.041<br>[0.011]**      | -0.064<br>[0.022]**     | 0.041<br>[0.011]**      | 0.021<br>[0.011]*       | 0.021<br>[0.011]*       | 0.021<br>[0.011]*       | -0.064<br>[0.022]**     | 0.021<br>[0.011]*       | 0.021<br>[0.011]*       | 0.021<br>[0.011]*       | 0.021<br>[0.011]*       | -0.064<br>[0.022]**     | 0.021<br>[0.011]*       | 0.021<br>[0.011]*       | -0.054<br>[0.011]**     |
| 前期の企業規模(参照:500人以上)    | 0.020<br>[0.012]        | -0.022<br>[0.014]       | 0.036<br>[0.017]**      | -0.050<br>[0.014]**     | -0.008<br>[0.006]       | -0.007<br>[0.011]       | 0.013<br>[0.018]        | -0.007<br>[0.011]       | 0.002<br>[0.011]        | 0.002<br>[0.011]        | 0.002<br>[0.011]        | 0.013<br>[0.018]        | 0.002<br>[0.011]        | 0.002<br>[0.011]        | 0.002<br>[0.011]        | 0.002<br>[0.011]        | 0.013<br>[0.018]        | 0.002<br>[0.011]        | 0.002<br>[0.011]        | 0.029<br>[0.014]**      |
| 2003年ダミー              | 0.000<br>[0.013]        | -0.009<br>[0.014]       | 0.021<br>[0.018]        | -0.001<br>[0.015]       | -0.016<br>[0.006]**     | 0.006<br>[0.011]        | 0.005<br>[0.018]        | 0.006<br>[0.011]        | -0.001<br>[0.011]       | -0.001<br>[0.011]       | -0.001<br>[0.011]       | 0.005<br>[0.018]        | -0.001<br>[0.011]       | -0.001<br>[0.011]       | -0.001<br>[0.011]       | -0.001<br>[0.011]       | 0.005<br>[0.018]        | -0.001<br>[0.011]       | -0.001<br>[0.011]       | 0.001<br>[0.013]        |
| 2004年ダミー              | 0.000<br>[0.013]        | 0.011<br>[0.015]        | 0.022<br>[0.019]        | 0.006<br>[0.015]        | -0.017<br>[0.007]**     | -0.022<br>[0.013]*      | 0.006<br>[0.015]        | -0.022<br>[0.013]*      | 0.006<br>[0.015]        | 0.006<br>[0.015]        | 0.006<br>[0.015]        | -0.014<br>[0.02]        | 0.006<br>[0.015]        | 0.006<br>[0.015]        | 0.006<br>[0.015]        | -0.014<br>[0.02]        | 0.006<br>[0.015]        | 0.006<br>[0.015]        | 0.006<br>[0.015]        | -0.021<br>[0.012]*      |
| 2005年ダミー              | -0.001<br>[0.012]       | -0.008<br>[0.014]       | 0.041<br>[0.017]**      | 0.014<br>[0.014]        | -0.008<br>[0.006]       | 0.006<br>[0.011]        | -0.030<br>[0.018]       | 0.006<br>[0.011]        | -0.008<br>[0.011]       | -0.008<br>[0.011]       | -0.008<br>[0.011]       | -0.030<br>[0.018]       | -0.008<br>[0.011]       | -0.008<br>[0.011]       | -0.008<br>[0.011]       | -0.008<br>[0.011]       | -0.030<br>[0.018]       | -0.008<br>[0.011]       | -0.008<br>[0.011]       | -0.003<br>[0.011]**     |
| 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った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

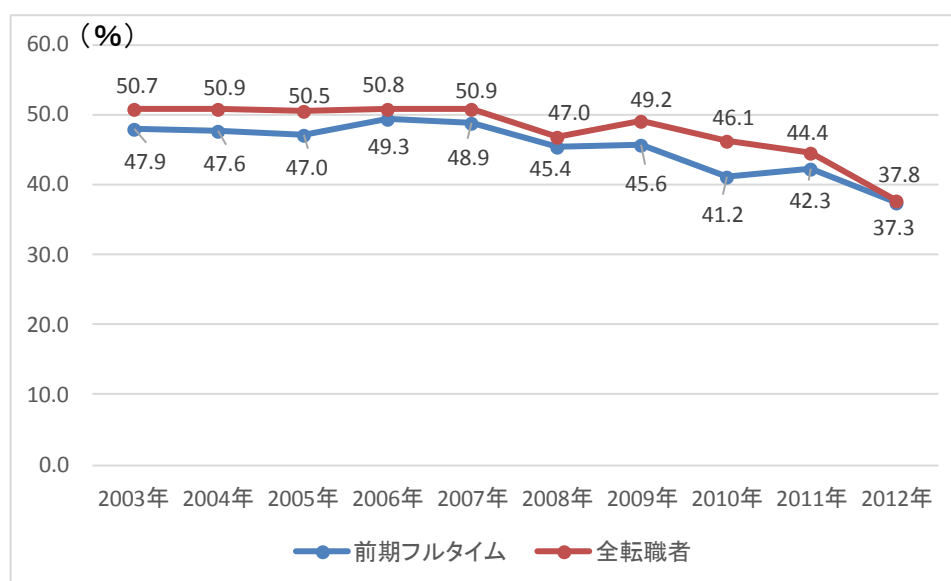
上段：全転職者、下段：うち職種転換者

| 分析対象者<br>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<br>(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<br>[0.018]***    | -<br>-               |
| 前期の勤続年数                | 0.002<br>[0.002]        | 0.001<br>[0.003]     |
| 男性ダミー                  | 0.014<br>[0.017]        | 0.017<br>[0.020]     |
| 前期の年齢                  | 0<br>[0.003]            | -0.006<br>[0.004]*   |
| 大学、大学院卒ダミー             | -0.026<br>[0.019]       | -0.036<br>[0.022]*   |
| 前調査回の年齢階級別完全失業率        | 0.009<br>[0.007]        | -0.002<br>[0.009]    |
| 専門・技術職ダミー              | -0.308<br>[0.025]***    | -0.284<br>[0.029]*** |
| 管理職ダミー                 | 0.291<br>[0.066]***     | 0.305<br>[0.072]***  |
| 前期の職種(参照:<br>右記以外)     |                         |                      |
| 事務職ダミー                 | -0.307<br>[0.026]***    | -0.279<br>[0.031]*** |
| 販売・営業職ダミー              | -0.046<br>[0.031]       | -0.012<br>[0.038]    |
| サービス職ダミー               | -0.116<br>[0.029]***    | -0.081<br>[0.035]**  |
| 生産工程・労務職ダミー            | -0.186<br>[0.029]***    | -0.186<br>[0.033]*** |
| 前期の企業規模(参照:<br>500人以上) |                         |                      |
| 30人未満規模ダミー             | 0.069<br>[0.020]***     | 0.087<br>[0.024]***  |
| 30~499人規模ダミー           | -0.002<br>[0.020]       | -0.004<br>[0.024]    |
| 年ダミー                   |                         |                      |
| 2003年ダミー               | 0.111<br>[0.046]**      | 0.065<br>[0.056]     |
| 2004年ダミー               | 0.102<br>[0.046]**      | 0.052<br>[0.057]     |
| 2005年ダミー               | 0.105<br>[0.044]**      | 0.045<br>[0.055]     |
| 2006年ダミー               | 0.117<br>[0.044]***     | 0.078<br>[0.054]     |
| 2007年ダミー               | 0.128<br>[0.043]***     | 0.08<br>[0.053]      |
| 2008年ダミー               | 0.097<br>[0.045]**      | 0.058<br>[0.055]     |
| 2009年ダミー               | 0.125<br>[0.046]***     | 0.06<br>[0.057]      |
| 2010年ダミー               | 0.096<br>[0.051]*       | 0.042<br>[0.061]     |
| 2011年ダミー               | 0.081<br>[0.051]        | 0.054<br>[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<br>週労働時間20時間未満 |         |       |         | 非正社員<br>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<br>月には就業す<br>る人の割合 | 入職後1年<br>は就業する<br>人の割合 | 入職後6か月～<br>最大2年間に<br>離職する割合<br>(分母は入職後6<br>か月間継続就業<br>した者) | 入職後6か月～<br>最大2年間に<br><b>非自発的理由で</b><br>離職する割合<br>(分母は入職後6<br>か月間継続就業<br>した者) | 入職後1年～最<br>大2年間に離<br>職する割合(分<br>母は入職後1年<br>間継続就業した<br>者) | 入職後1年～最<br>大2年間に <b>自<br/>発的理由で</b> 離職<br>する割合(分母<br>は入職後1年間<br>継続就業した者) | サンプルサイ<br>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<br>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<br>(0.006)        | -0.001<br>(0.006)   | 0.004<br>(0.009)    | 0.034***<br>(0.010)           | 0.025**<br>(0.011)  | 0.014<br>(0.015)    | -0.001<br>(0.008)                             | -0.003<br>(0.008)  | -0.005<br>(0.012)  |
| D×2009～2011年ダミー |                          |                     | -0.010<br>(0.013)   |                               |                     | 0.022<br>(0.022)    |   |                    | 0.034**<br>(0.016) |
| 女性ダミー           |                          | -0.002<br>(0.008)   | -0.002<br>(0.008)   |                               | -0.013<br>(0.015)   | -0.013<br>(0.015)   |   | 0.006<br>(0.010)   | 0.006<br>(0.010)   |
| 年齢              |                          | 0.001<br>(0.001)    | 0.001<br>(0.001)    |                               | -0.001<br>(0.001)   | -0.001<br>(0.001)   |   | -0.000<br>(0.001)  | -0.000<br>(0.001)  |
| 未就学児の子供ありダミー    |                          | 0.012*<br>(0.007)   | 0.012*<br>(0.007)   |                               | 0.003<br>(0.014)    | 0.003<br>(0.014)    |   | 0.014<br>(0.011)   | 0.014<br>(0.011)   |
| 配偶者ありダミー        |                          | -0.003<br>(0.007)   | -0.003<br>(0.007)   |                               | -0.021<br>(0.013)   | -0.021<br>(0.013)   |   | -0.011<br>(0.010)  | -0.011<br>(0.010)  |
| 通院経験ありダミー       |                          | -0.011<br>(0.010)   | -0.011<br>(0.010)   |                               | 0.023<br>(0.016)    | 0.023<br>(0.016)    |   | 0.018<br>(0.013)   | 0.018<br>(0.013)   |
| 専門的・技術的な仕事ダミー   |                          | 0.020***<br>(0.007) | 0.020***<br>(0.007) |                               | -0.021<br>(0.014)   | -0.022<br>(0.014)   |   | -0.003<br>(0.012)  | -0.003<br>(0.012)  |
| 販売の仕事ダミー        |                          | 0.012<br>(0.008)    | 0.012<br>(0.008)    |                               | -0.033**<br>(0.015) | -0.033**<br>(0.015) |   | -0.003<br>(0.014)  | -0.003<br>(0.014)  |
| サービスの仕事ダミー      |                          | 0.018***<br>(0.007) | 0.018***<br>(0.007) |                               | -0.014<br>(0.014)   | -0.015<br>(0.014)   |   | 0.020<br>(0.013)   | 0.019<br>(0.013)   |
| 保安の仕事ダミー        |                          |                     |                     |                               | -0.070**<br>(0.033) | -0.070**<br>(0.033) |   | -0.004<br>(0.052)  | -0.004<br>(0.051)  |
| 運輸・通信の仕事ダミー     |                          | 0.022**<br>(0.010)  | 0.022**<br>(0.010)  |                               | -0.048**<br>(0.021) | -0.048**<br>(0.021) |   | 0.015<br>(0.027)   | 0.014<br>(0.027)   |
| 生産工程・労務作業の仕事ダミ  |                          | -0.010<br>(0.011)   | -0.010<br>(0.011)   |                               | -0.036**<br>(0.015) | -0.036**<br>(0.015) |   | -0.010<br>(0.013)  | -0.010<br>(0.013)  |
| その他の仕事ダミー       |                          | 0.002<br>(0.011)    | 0.002<br>(0.011)    |                               | 0.001<br>(0.020)    | 0.000<br>(0.020)    |   | 0.008<br>(0.017)   | 0.008<br>(0.017)   |
| 従業員数100～499人ダミー |                          | 0.005<br>(0.007)    | 0.005<br>(0.007)    |                               | 0.011<br>(0.013)    | 0.012<br>(0.013)    |   | 0.009<br>(0.011)   | 0.009<br>(0.011)   |
| 従業員数500人以上ダミー   |                          | 0.002<br>(0.008)    | 0.002<br>(0.008)    |                               | -0.005<br>(0.015)   | -0.005<br>(0.015)   |   | 0.012<br>(0.013)   | 0.012<br>(0.013)   |
| 官公庁ダミー          |                          | -0.005<br>(0.013)   | -0.005<br>(0.013)   |                               | 0.021<br>(0.023)    | 0.021<br>(0.023)    |   | 0.026<br>(0.020)   | 0.026<br>(0.020)   |
| 専門学校卒ダミー        |                          | -0.001<br>(0.009)   | -0.000<br>(0.009)   |                               | -0.001<br>(0.014)   | -0.001<br>(0.014)   |   | 0.007<br>(0.012)   | 0.007<br>(0.012)   |
| 短大・高専卒ダミー       |                          | -0.010<br>(0.009)   | -0.010<br>(0.009)   |                               | 0.005<br>(0.015)    | 0.005<br>(0.015)    |   | 0.003<br>(0.011)   | 0.003<br>(0.011)   |
| 大卒・大学院卒ダミー      |                          | -0.010<br>(0.010)   | -0.010<br>(0.010)   |                               | 0.028*<br>(0.016)   | 0.027*<br>(0.016)   |   | 0.030**<br>(0.013) | 0.030**<br>(0.013) |
| 2008年ダミー        | 0.020***<br>(0.007)      | 0.018***<br>(0.007) | 0.018***<br>(0.007) | 0.008<br>(0.015)              | 0.012<br>(0.015)    | 0.012<br>(0.015)    | 0.009<br>(0.012)                              | 0.009<br>(0.012)   | 0.009<br>(0.012)   |
| 2009年ダミー        | 0.001<br>(0.009)         | -0.001<br>(0.009)   | 0.003<br>(0.009)    | 0.000<br>(0.016)              | 0.008<br>(0.016)    | -0.001<br>(0.018)   | 0.013<br>(0.013)                              | 0.015<br>(0.014)   | 0.013<br>(0.015)   |
| 2010年ダミー        | 0.006<br>(0.008)         | 0.004<br>(0.008)    | 0.008<br>(0.009)    | 0.000<br>(0.016)              | 0.011<br>(0.017)    | 0.001<br>(0.019)    | 0.020<br>(0.014)                              | 0.024<br>(0.015)   | 0.022<br>(0.017)   |
| 2011年ダミー        | 0.006<br>(0.009)         | 0.004<br>(0.009)    | 0.008<br>(0.009)    | 0.020<br>(0.017)              | 0.027<br>(0.019)    | 0.016<br>(0.021)    | 0.022<br>(0.015)                              | 0.024<br>(0.016)   | 0.022<br>(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<br>=1、離職する=0 |                     |                     | 入職から1年～最大2年間に<br>に <b>自発的理由</b> で離職する=1、<br>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***<br>(0.011)        | -0.022*<br>(0.012)  | -0.013<br>(0.014)   | 0.005<br>(0.012)  | -0.006<br>(0.012)    | -0.017<br>(0.014)    | 0.013*<br>(0.006)   | 0.004<br>(0.006)     | 0.002<br>(0.007)     |
| D×2010,2011年ダミー |                             |                     | -0.027<br>(0.025)   |   |                      | 0.039<br>(0.030)     |                     |                      | 0.009<br>(0.015)     |
| 女性ダミー           |                             | 0.007<br>(0.015)    | 0.007<br>(0.015)    |   | -0.007<br>(0.017)    | -0.006<br>(0.017)    |                     | 0.003<br>(0.008)     | 0.003<br>(0.008)     |
| 年齢              |                             | 0.001<br>(0.001)    | 0.002<br>(0.001)    |   | -0.005***<br>(0.001) | -0.005***<br>(0.001) |                     | -0.001**<br>(0.001)  | -0.001**<br>(0.001)  |
| 未就学児の子供ありダミー    |                             | 0.003<br>(0.014)    | 0.004<br>(0.014)    |   | -0.021<br>(0.015)    | -0.022<br>(0.015)    |                     | -0.006<br>(0.007)    | -0.006<br>(0.007)    |
| 配偶者ありダミー        |                             | 0.013<br>(0.014)    | 0.013<br>(0.014)    |   | -0.003<br>(0.015)    | -0.003<br>(0.015)    |                     | -0.010<br>(0.007)    | -0.010<br>(0.007)    |
| 通院経験ありダミー       |                             | -0.039**<br>(0.017) | -0.039**<br>(0.017) |   | 0.006<br>(0.018)     | 0.006<br>(0.018)     |                     | 0.002<br>(0.009)     | 0.001<br>(0.009)     |
| 専門的・技術的な仕事ダミー   |                             | 0.029*<br>(0.015)   | 0.029*<br>(0.015)   |   | -0.058***<br>(0.015) | -0.059***<br>(0.014) |                     | -0.020***<br>(0.006) | -0.020***<br>(0.006) |
| 販売の仕事ダミー        |                             | 0.040**<br>(0.016)  | 0.040**<br>(0.016)  |   | -0.056***<br>(0.016) | -0.056***<br>(0.016) |                     | -0.023***<br>(0.005) | -0.023***<br>(0.005) |
| サービスの仕事ダミー      |                             | 0.031**<br>(0.015)  | 0.032**<br>(0.015)  |   | -0.043***<br>(0.015) | -0.044***<br>(0.015) |                     | -0.026***<br>(0.006) | -0.026***<br>(0.006) |
| 保安の仕事ダミー        |                             | 0.087**<br>(0.035)  | 0.087**<br>(0.035)  |   | 0.010<br>(0.079)     | 0.008<br>(0.078)     |                     |                      |                      |
| 運輸・通信の仕事ダミー     |                             | 0.066***<br>(0.022) | 0.065***<br>(0.022) |   | 0.004<br>(0.034)     | 0.004<br>(0.034)     |                     | -0.002<br>(0.014)    | -0.002<br>(0.014)    |
| 生産工程・労務作業の仕事ダミ  |                             | 0.023<br>(0.017)    | 0.023<br>(0.017)    |   | -0.012<br>(0.019)    | -0.013<br>(0.019)    |                     | -0.008<br>(0.008)    | -0.009<br>(0.008)    |
| その他の仕事ダミー       |                             | -0.007<br>(0.021)   | -0.007<br>(0.021)   |   | -0.056***<br>(0.017) | -0.055***<br>(0.017) |                     | -0.025***<br>(0.005) | -0.025***<br>(0.005) |
| 従業員数100～499人ダミー |                             | -0.006<br>(0.014)   | -0.006<br>(0.014)   |   | -0.008<br>(0.015)    | -0.008<br>(0.014)    |                     | -0.006<br>(0.007)    | -0.005<br>(0.007)    |
| 従業員数500人以上ダミー   |                             | 0.004<br>(0.016)    | 0.003<br>(0.016)    |   | -0.021<br>(0.016)    | -0.021<br>(0.016)    |                     | -0.010<br>(0.007)    | -0.010<br>(0.007)    |
| 官公庁ダミー          |                             | -0.016<br>(0.024)   | -0.017<br>(0.024)   |   | -0.018<br>(0.023)    | -0.018<br>(0.023)    |                     | -0.005<br>(0.010)    | -0.005<br>(0.010)    |
| 専門学校卒ダミー        |                             | 0.004<br>(0.015)    | 0.004<br>(0.015)    |   | 0.016<br>(0.017)     | 0.015<br>(0.017)     |                     | -0.004<br>(0.007)    | -0.004<br>(0.007)    |
| 短大・高専卒ダミー       |                             | -0.012<br>(0.016)   | -0.012<br>(0.016)   |   | -0.019<br>(0.016)    | -0.019<br>(0.016)    |                     | -0.005<br>(0.007)    | -0.005<br>(0.007)    |
| 大卒・大学院卒ダミー      |                             | -0.030*<br>(0.017)  | -0.030*<br>(0.017)  |   | -0.013<br>(0.016)    | -0.013<br>(0.016)    |                     | -0.010<br>(0.007)    | -0.010<br>(0.007)    |
| 2008年ダミー        | 0.017<br>(0.015)            | 0.013<br>(0.015)    | 0.013<br>(0.015)    | -0.061***<br>(0.013)  | -0.054***<br>(0.013) | -0.054***<br>(0.013) | 0.032***<br>(0.012) | 0.035***<br>(0.012)  | 0.035***<br>(0.012)  |
| 2009年ダミー        | -0.004<br>(0.016)           | -0.012<br>(0.017)   | -0.012<br>(0.017)   | -0.084***<br>(0.012)  | -0.074***<br>(0.013) | -0.074***<br>(0.013) | -0.006<br>(0.010)   | -0.000<br>(0.010)    | -0.000<br>(0.010)    |
| 2010年ダミー        | 0.003<br>(0.016)            | -0.008<br>(0.018)   | 0.005<br>(0.020)    | -0.084***<br>(0.012)  | -0.071***<br>(0.013) | -0.082***<br>(0.014) | 0.007<br>(0.011)    | 0.016<br>(0.012)     | 0.011<br>(0.013)     |
| 2011年ダミー        | -0.013<br>(0.018)           | -0.020<br>(0.019)   | -0.007<br>(0.021)   | -0.073***<br>(0.013)  | -0.054***<br>(0.015) | -0.066***<br>(0.016) | 0.001<br>(0.011)    | 0.012<br>(0.013)     | 0.007<br>(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<br>(0.006)        | -0.000<br>(0.007)   | 0.006<br>(0.009)    | 0.039***<br>(0.011)          | 0.031***<br>(0.011) | 0.020<br>(0.016)    | 0.001<br>(0.008)                             | -0.000<br>(0.009)   | -0.004<br>(0.012)   |
| D×2009～2011年ダミー |                          |                     | -0.012<br>(0.014)   |                              |                     | 0.021<br>(0.023)    |  |                     | 0.032*<br>(0.017)   |
| 女性ダミー           |                          | -0.005<br>(0.008)   | -0.005<br>(0.008)   |                              | -0.015<br>(0.016)   | -0.015<br>(0.016)   |  | 0.005<br>(0.011)    | 0.005<br>(0.011)    |
| 年齢              |                          | 0.001<br>(0.001)    | 0.001<br>(0.001)    |                              | -0.000<br>(0.001)   | -0.000<br>(0.001)   |  | -0.000<br>(0.001)   | -0.000<br>(0.001)   |
| 未就学児の子供ありダミー    |                          | 0.013*<br>(0.007)   | 0.013*<br>(0.007)   |                              | 0.012<br>(0.015)    | 0.011<br>(0.015)    |  | 0.022*<br>(0.012)   | 0.021*<br>(0.012)   |
| 配偶者ありダミー        |                          | -0.002<br>(0.007)   | -0.002<br>(0.007)   |                              | -0.028**<br>(0.014) | -0.028**<br>(0.014) |  | -0.017<br>(0.010)   | -0.017<br>(0.010)   |
| 通院経験ありダミー       |                          | -0.013<br>(0.010)   | -0.012<br>(0.010)   |                              | 0.020<br>(0.017)    | 0.020<br>(0.017)    |  | 0.017<br>(0.013)    | 0.017<br>(0.013)    |
| 専門的・技術的な仕事ダミー   |                          | 0.020***<br>(0.007) | 0.020***<br>(0.007) |                              | -0.030**<br>(0.014) | -0.031**<br>(0.014) |  | -0.002<br>(0.013)   | -0.002<br>(0.013)   |
| 販売の仕事ダミー        |                          | 0.014<br>(0.008)    | 0.014<br>(0.008)    |                              | -0.036**<br>(0.016) | -0.036**<br>(0.016) |  | 0.002<br>(0.015)    | 0.002<br>(0.015)    |
| サービスの仕事ダミー      |                          | 0.018**<br>(0.007)  | 0.019***<br>(0.007) |                              | -0.008<br>(0.015)   | -0.008<br>(0.015)   |  | 0.027*<br>(0.015)   | 0.027*<br>(0.015)   |
| 運輸・通信の仕事ダミー     |                          | 0.028***<br>(0.008) | 0.028***<br>(0.008) |                              | -0.048**<br>(0.022) | -0.049**<br>(0.022) |  | 0.027<br>(0.031)    | 0.027<br>(0.031)    |
| 生産工程・労務作業の仕事ダミ  |                          | -0.005<br>(0.011)   | -0.005<br>(0.011)   |                              | -0.037**<br>(0.015) | -0.037**<br>(0.015) |  | -0.004<br>(0.015)   | -0.004<br>(0.015)   |
| その他の仕事ダミー       |                          | 0.006<br>(0.010)    | 0.006<br>(0.010)    |                              | -0.001<br>(0.020)   | -0.002<br>(0.020)   |  | 0.007<br>(0.018)    | 0.007<br>(0.018)    |
| 従業員数100～499人ダミー |                          | 0.005<br>(0.007)    | 0.005<br>(0.007)    |                              | 0.009<br>(0.014)    | 0.010<br>(0.014)    |  | 0.005<br>(0.011)    | 0.005<br>(0.011)    |
| 従業員数500人以上ダミー   |                          | 0.003<br>(0.009)    | 0.003<br>(0.009)    |                              | -0.007<br>(0.015)   | -0.007<br>(0.015)   |  | 0.010<br>(0.013)    | 0.010<br>(0.013)    |
| 官公庁ダミー          |                          | -0.001<br>(0.013)   | -0.001<br>(0.013)   |                              | 0.021<br>(0.024)    | 0.021<br>(0.024)    |  | 0.022<br>(0.019)    | 0.022<br>(0.019)    |
| 専門学校卒ダミー        |                          | -0.001<br>(0.009)   | -0.001<br>(0.009)   |                              | 0.009<br>(0.016)    | 0.009<br>(0.016)    |  | 0.014<br>(0.013)    | 0.014<br>(0.013)    |
| 短大・高専卒ダミー       |                          | -0.008<br>(0.009)   | -0.008<br>(0.009)   |                              | 0.007<br>(0.015)    | 0.007<br>(0.015)    |  | 0.003<br>(0.012)    | 0.003<br>(0.012)    |
| 大卒・大学院卒ダミー      |                          | -0.009<br>(0.010)   | -0.009<br>(0.010)   |                              | 0.039**<br>(0.017)  | 0.039**<br>(0.017)  |  | 0.039***<br>(0.015) | 0.039***<br>(0.015) |
| 2008年ダミー        | 0.022***<br>(0.007)      | 0.020***<br>(0.007) | 0.020***<br>(0.007) | 0.011<br>(0.016)             | 0.016<br>(0.016)    | 0.016<br>(0.016)    | 0.011<br>(0.013)                             | 0.011<br>(0.013)    | 0.011<br>(0.013)    |
| 2009年ダミー        | 0.001<br>(0.009)         | -0.002<br>(0.009)   | 0.003<br>(0.010)    | 0.000<br>(0.016)             | 0.008<br>(0.017)    | -0.002<br>(0.019)   | 0.012<br>(0.014)                             | 0.014<br>(0.014)    | 0.011<br>(0.016)    |
| 2010年ダミー        | 0.009<br>(0.008)         | 0.006<br>(0.009)    | 0.010<br>(0.009)    | 0.004<br>(0.017)             | 0.016<br>(0.018)    | 0.005<br>(0.021)    | 0.019<br>(0.015)                             | 0.023<br>(0.015)    | 0.019<br>(0.017)    |
| 2011年ダミー        | 0.009<br>(0.009)         | 0.007<br>(0.009)    | 0.012<br>(0.009)    | 0.022<br>(0.018)             | 0.030<br>(0.020)    | 0.017<br>(0.022)    | 0.022<br>(0.016)                             | 0.024<br>(0.016)    | 0.020<br>(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<br>(0.006)        | 0.001<br>(0.006)    | 0.007<br>(0.009)    | 0.038***<br>(0.010)          | 0.030***<br>(0.011) | 0.020<br>(0.015)                             | 0.003<br>(0.008) | 0.001<br>(0.008)   | -0.004<br>(0.012)  |
| D×2009～2011年ダミー |                          |                     | -0.012<br>(0.013)   |                              |                     | 0.020<br>(0.021)                             |                  |                    | 0.010<br>(0.016)   |
| 女性ダミー           |                          | -0.002<br>(0.008)   | -0.002<br>(0.008)   |                              | -0.012<br>(0.015)   | -0.012<br>(0.015)                            |                  | 0.006<br>(0.010)   | 0.006<br>(0.010)   |
| 年齢              |                          | 0.001<br>(0.001)    | 0.001<br>(0.001)    |                              | -0.001<br>(0.001)   | -0.001<br>(0.001)                            |                  | -0.000<br>(0.001)  | -0.000<br>(0.001)  |
| 未就学児の子供ありダミー    |                          | 0.012*<br>(0.007)   | 0.012*<br>(0.007)   |                              | 0.004<br>(0.014)    | 0.004<br>(0.014)                             |                  | 0.014<br>(0.011)   | 0.014<br>(0.011)   |
| 配偶者ありダミー        |                          | -0.003<br>(0.007)   | -0.002<br>(0.007)   |                              | -0.021<br>(0.013)   | -0.021<br>(0.013)                            |                  | -0.011<br>(0.010)  | -0.011<br>(0.010)  |
| 通院経験ありダミー       |                          | -0.011<br>(0.010)   | -0.011<br>(0.010)   |                              | 0.023<br>(0.016)    | 0.023<br>(0.016)                             |                  | 0.018<br>(0.013)   | 0.018<br>(0.013)   |
| 専門的・技術的な仕事ダミー   |                          | 0.020***<br>(0.007) | 0.020***<br>(0.007) |                              | -0.021<br>(0.014)   | -0.021<br>(0.014)                            |                  | -0.003<br>(0.012)  | -0.003<br>(0.012)  |
| 販売の仕事ダミー        |                          | 0.013<br>(0.008)    | 0.012<br>(0.008)    |                              | -0.032**<br>(0.015) | -0.032**<br>(0.015)                          |                  | -0.001<br>(0.014)  | -0.001<br>(0.014)  |
| サービスの仕事ダミー      |                          | 0.019***<br>(0.007) | 0.019***<br>(0.007) |                              | -0.014<br>(0.014)   | -0.014<br>(0.014)                            |                  | 0.021<br>(0.013)   | 0.021<br>(0.013)   |
| 保安の仕事ダミー        |                          |                     |                     |                              | -0.072**<br>(0.031) | -0.073**<br>(0.031)                          |                  | -0.004<br>(0.051)  | -0.005<br>(0.051)  |
| 運輸・通信の仕事ダミー     |                          | 0.022**<br>(0.010)  | 0.022**<br>(0.010)  |                              | -0.048**<br>(0.021) | -0.048**<br>(0.021)                          |                  | 0.015<br>(0.027)   | 0.015<br>(0.027)   |
| 生産工程・労務作業の仕事ダミー |                          | -0.009<br>(0.011)   | -0.009<br>(0.011)   |                              | -0.035**<br>(0.015) | -0.036**<br>(0.015)                          |                  | -0.010<br>(0.013)  | -0.010<br>(0.013)  |
| その他の仕事ダミー       |                          | 0.002<br>(0.011)    | 0.003<br>(0.011)    |                              | 0.002<br>(0.020)    | 0.001<br>(0.020)                             |                  | 0.009<br>(0.017)   | 0.008<br>(0.017)   |
| 従業員数100～499人ダミー |                          | 0.005<br>(0.007)    | 0.005<br>(0.007)    |                              | 0.011<br>(0.013)    | 0.012<br>(0.013)                             |                  | 0.008<br>(0.010)   | 0.008<br>(0.010)   |
| 従業員数500人以上ダミー   |                          | 0.002<br>(0.008)    | 0.002<br>(0.008)    |                              | -0.005<br>(0.015)   | -0.005<br>(0.015)                            |                  | 0.011<br>(0.012)   | 0.011<br>(0.012)   |
| 官公庁ダミー          |                          | -0.005<br>(0.013)   | -0.005<br>(0.013)   |                              | 0.021<br>(0.023)    | 0.021<br>(0.023)                             |                  | 0.024<br>(0.019)   | 0.024<br>(0.019)   |
| 専門学校卒ダミー        |                          | -0.001<br>(0.009)   | -0.000<br>(0.009)   |                              | -0.000<br>(0.015)   | -0.001<br>(0.014)                            |                  | 0.007<br>(0.012)   | 0.007<br>(0.012)   |
| 短大・高専卒ダミー       |                          | -0.010<br>(0.009)   | -0.010<br>(0.009)   |                              | 0.006<br>(0.015)    | 0.005<br>(0.015)                             |                  | 0.003<br>(0.011)   | 0.003<br>(0.011)   |
| 大卒・大学院卒ダミー      |                          | -0.010<br>(0.010)   | -0.010<br>(0.010)   |                              | 0.029*<br>(0.016)   | 0.029*<br>(0.016)                            |                  | 0.030**<br>(0.013) | 0.030**<br>(0.013) |
| 2008年ダミー        | 0.020***<br>(0.007)      | 0.018***<br>(0.007) | 0.018***<br>(0.007) | 0.009<br>(0.015)             | 0.013<br>(0.015)    | 0.012<br>(0.015)                             | 0.009<br>(0.012) | 0.009<br>(0.012)   | 0.009<br>(0.012)   |
| 2009年ダミー        | 0.001<br>(0.009)         | -0.001<br>(0.009)   | 0.005<br>(0.010)    | 0.001<br>(0.016)             | 0.009<br>(0.016)    | -0.002<br>(0.019)                            | 0.013<br>(0.013) | 0.015<br>(0.014)   | 0.009<br>(0.015)   |
| 2010年ダミー        | 0.006<br>(0.008)         | 0.004<br>(0.008)    | 0.009<br>(0.009)    | 0.001<br>(0.016)             | 0.012<br>(0.017)    | 0.000<br>(0.020)                             | 0.020<br>(0.014) | 0.023<br>(0.015)   | 0.017<br>(0.017)   |
| 2011年ダミー        | 0.005<br>(0.009)         | 0.004<br>(0.009)    | 0.010<br>(0.010)    | 0.020<br>(0.017)             | 0.027<br>(0.019)    | 0.014<br>(0.022)                             | 0.022<br>(0.015) | 0.023<br>(0.016)   | 0.017<br>(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り、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 歳となって居るため、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%ともっとも高く、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・高卒をリファレンスに、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、

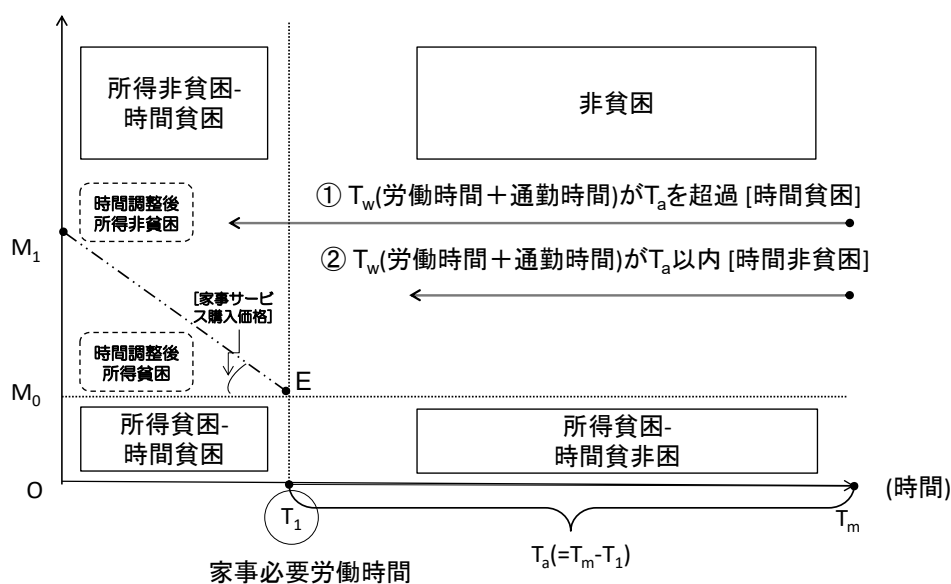
これらの施策が企業の生産性を向上させることも明らかになっており、労働者のみならず企業にとってもメリットの大きい課題であり、今後さらなる効果的な取り組みが期待される。

## 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』.

- [31] 直井道生・山本耕資(2010)「日本家計パネル調査の標本設計と代表性」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—』慶應義塾大学出版会, 2010年, pp.3-27.
- [32] 労働政策研究・研修機構(2012)「子どものいる世帯の生活状況および保護者の就業に関する調査—世帯類型別にみた「子育て」, 「就業」と「貧困問題」—」調査報告書.
- [33] 矢野真和(1998)『ゆとりの構造—生活時間の6カ国比較—』連合総合生活開発研究所.

図 1. 所得と時間による 2 次元的貧困線



出所： Vickery (1977)および Harvey and Mukhopadhyay (2007) を参考に筆者らが作成。

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<br>(V)<br>week | 基礎的活動時間 (Te) |     |     | Tm<br>(V-Te)<br>week | 最低限必要家事時間 (T1)※1 |                 |            |            |            | 可処分<br>時間<br>Ta<br>(Tm-T1)<br>week |
|--------------------------|--------------------|--------------|-----|-----|----------------------|------------------|-----------------|------------|------------|------------|------------------------------------|
|                          |                    | week         | day | day |                      | 家事<br>day        | 介護<br>看護<br>day | 育 児<br>day | 買 物<br>day | 合計<br>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。

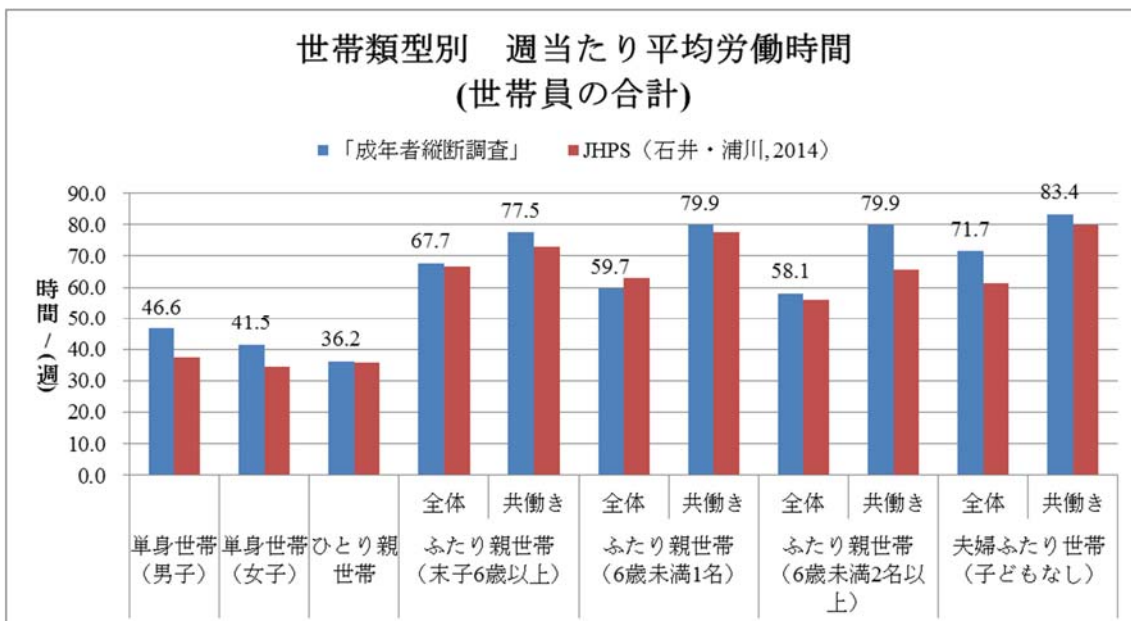
※4：男性単身世帯の家事時間の平均値が他世帯と比較して大幅に短く、すでに家事の外部化がなされていることが理由であると考え、この世帯における最低限必要家事時間は女性単身世帯の値で代用。

\*：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)

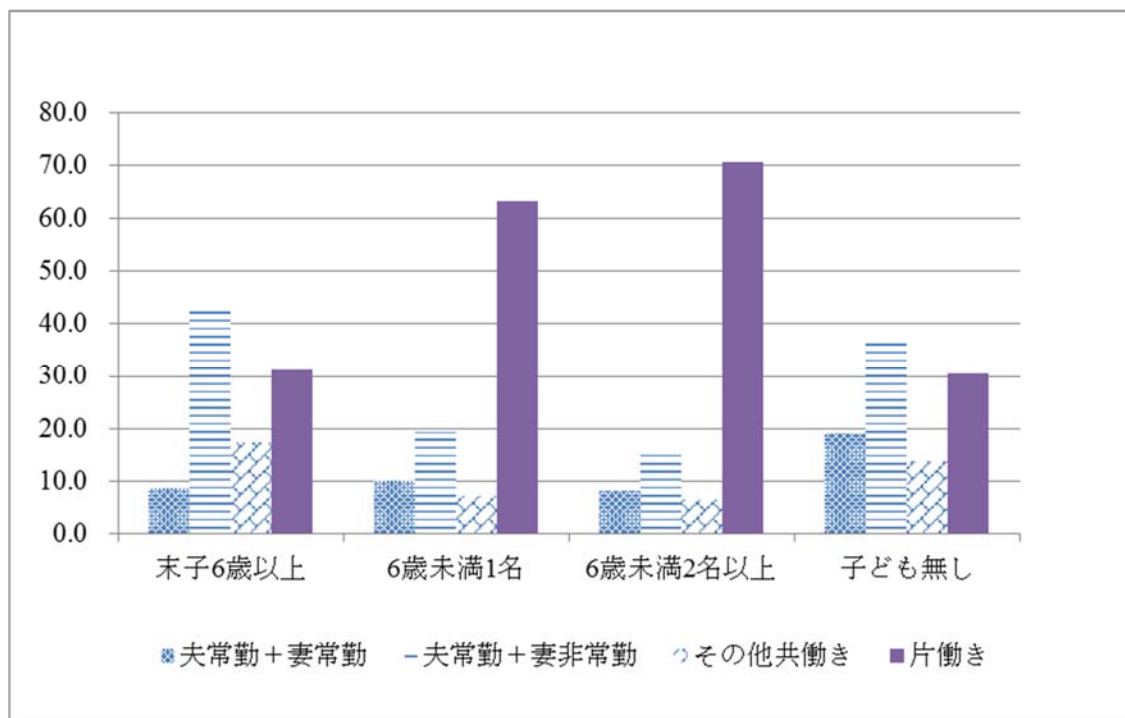


出所：「21世紀縦断調査(成年者調査)[2010-2012]」の個票データより推計。

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<br>(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<br>制度の存在 | 利用しにくい<br>雰囲気 | 利用の希望  | 実際の利用経験<br>(現在+以前) | 利用可能な<br>制度の存在 | 利用しにくい<br>雰囲気 | 利用の希望 | 実際の利用経験<br>(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<br>(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<br>制度の存在 | 利用しにくい<br>雰囲気 | 利用の希望    | 実際の利用経験<br>(現在+以前) | 利用可能な<br>制度の存在 | 利用しにくい<br>雰囲気 | 利用の希望   | 実際の利用経験<br>(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<br>時間貧困 | 所得貧困<br>時間非貧困 | 生活時間調整後<br>所得非貧困 | 生活時間調整後<br>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、そのままの状態での時点経過後、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、続柄上の子どもで、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、学卒時の失業率が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。

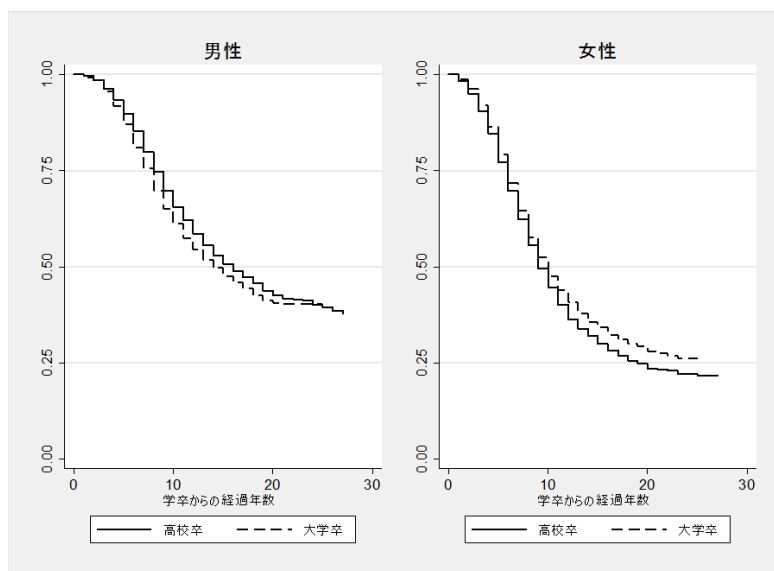


図1 男女別学歴別未婚確率の推移 (学卒から)

出所: LSA21 (2002-2012) より筆者推定。

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

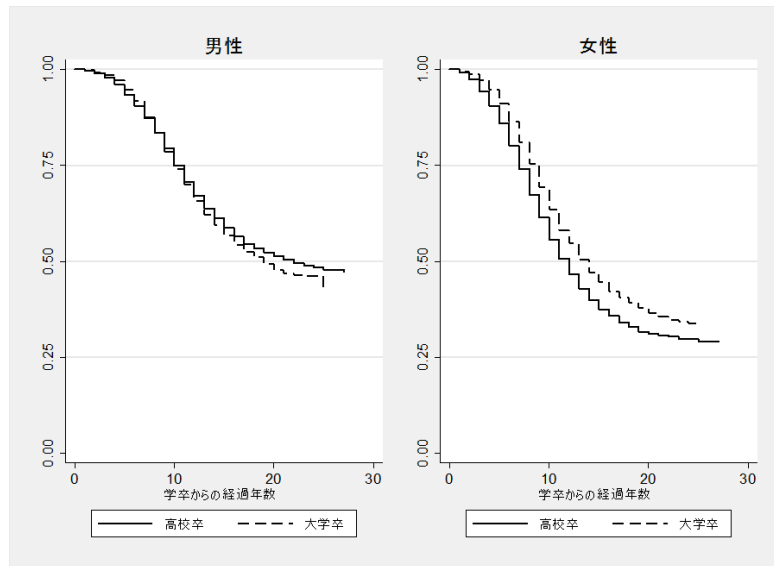


図2 男女別学歴別子ども無しの確率の推移（学卒から）

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。

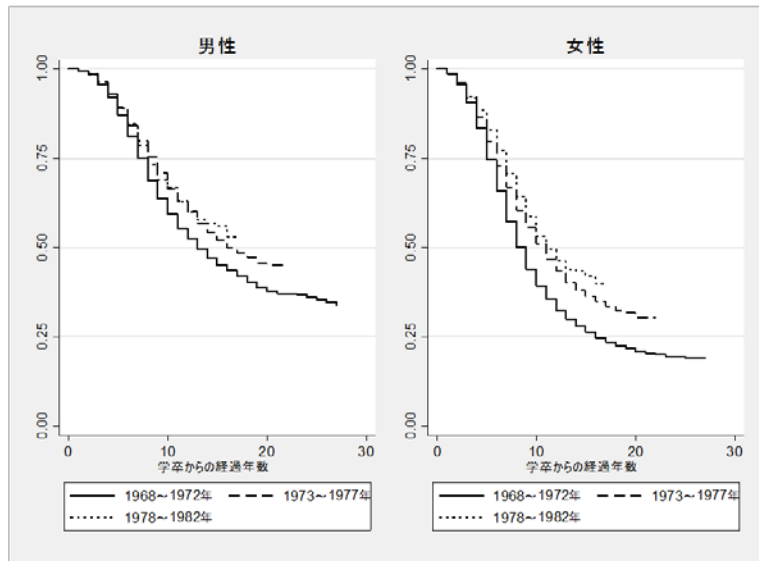


図3 男女別出生コホート別未婚確率の推移（学卒から）

出所：LSA21（2002-2012）より筆者推定。

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

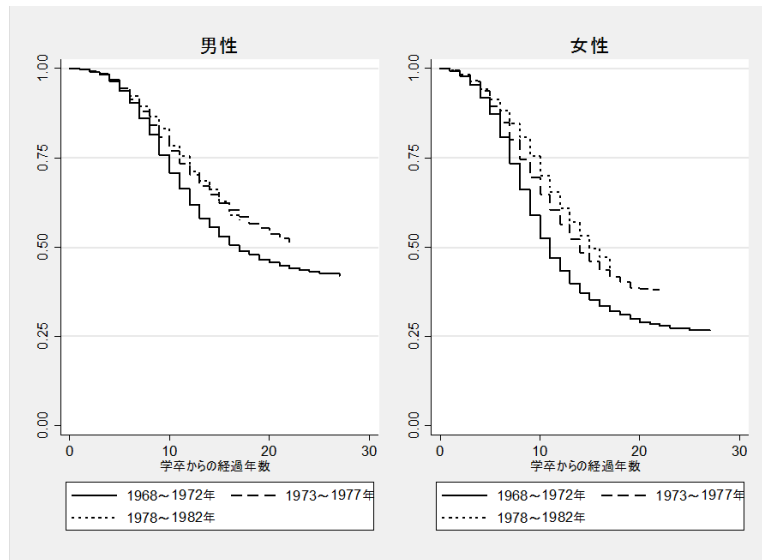


図4 男女別出生コホート別子ども無しの確率の推移（学卒から）

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<br>第1子出生まで |       | 結婚から<br>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**<br>(0.0346) | 0.973<br>(0.0491) | 0.823***<br>(0.0493) |
| 各年齢の前期失業率           | 0.956<br>(0.0295)   | 0.933<br>(0.0446) | 0.967<br>(0.0401)    |
| 学卒時失業率×24歳以下 (ref.) |                     |                   |                      |
| 学卒時失業率×25～29歳       | 1.018<br>(0.0409)   | 0.913<br>(0.0542) | 1.154**<br>(0.0707)  |
| 学卒時失業率×30～34歳       | 1.116**<br>(0.0578) | 1.052<br>(0.0941) | 1.235***<br>(0.0887) |
| 学卒時失業率×35～39歳       | 1.030<br>(0.0946)   | 0.912<br>(0.146)  | 1.178<br>(0.137)     |
| 学卒時失業率×40～44歳       | 0.992<br>(0.205)    | 1.126<br>(0.329)  | 0.892<br>(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***<br>(0.0425) | 0.879**<br>(0.0544) | 0.804**<br>(0.0716) | 0.991<br>(0.0268)    | 0.947<br>(0.0373)    | 1.007<br>(0.0409)    |
| 各年齢の前期失業率           | 0.907***<br>(0.0312) | 0.933<br>(0.0501)   | 0.899**<br>(0.0412) | 1.146***<br>(0.0248) | 1.176***<br>(0.0386) | 1.131***<br>(0.0336) |
| 学卒時失業率×24歳以下 (ref.) |                      |                     |                     |                      |                      |                      |
| 学卒時失業率×25～29歳       | 1.004<br>(0.0527)    | 1.031<br>(0.0717)   | 1.044<br>(0.0962)   | 0.973*<br>(0.0138)   | 0.962**<br>(0.0168)  | 0.985<br>(0.0247)    |
| 学卒時失業率×30～34歳       | 1.070<br>(0.0631)    | 1.004<br>(0.0947)   | 1.152<br>(0.110)    | 0.996<br>(0.0201)    | 0.943*<br>(0.0290)   | 1.020<br>(0.0316)    |
| 学卒時失業率×35～39歳       | 1.158*<br>(0.103)    | 1.124<br>(0.205)    | 1.218<br>(0.148)    | 0.978<br>(0.0329)    | 0.799***<br>(0.0489) | 1.044<br>(0.0462)    |
| 学卒時失業率×40～44歳       | 1.771***<br>(0.341)  | 1.634<br>(0.702)    | 1.903***<br>(0.429) | 0.963<br>(0.0682)    | 0.726**<br>(0.0970)  | 1.078<br>(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***<br>(0.0263) | 0.876***<br>(0.0395) | 0.840***<br>(0.0362) |
| 各年齢の前期失業率           | 0.921***<br>(0.0105) | 0.915*<br>(0.0164)   | 0.928**<br>(0.0142)  |
| 学卒時失業率×24歳以下 (ref.) |                      |                      |                      |
| 学卒時失業率×25～29歳       | 1.015<br>(0.0343)    | 1.030<br>(0.0577)    | 1.031<br>(0.0462)    |
| 学卒時失業率×30～34歳       | 1.079<br>(0.0555)    | 1.041<br>(0.100)     | 1.109<br>(0.0701)    |
| 学卒時失業率×35～39歳       | 1.221**<br>(0.119)   | 1.226<br>(0.230)     | 1.235*<br>(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***<br>(0.0342) | 0.842***<br>(0.0439) | 0.862**<br>(0.0561)  | 1.053**<br>(0.0236)   | 1.005<br>(0.0344)     | 1.085***<br>(0.0325) |
| 各年齢の前期失業率           | 0.924***<br>(0.0116) | 0.997<br>(0.0174)    | 0.901***<br>(0.0162) | 1.052***<br>(0.00696) | 1.121***<br>(0.00986) | 1.019<br>(0.0103)    |
| 学卒時失業率×24歳以下 (ref.) |                      |                      |                      |                       |                       |                      |
| 学卒時失業率×25～29歳       | 0.937<br>(0.0391)    | 0.990<br>(0.0589)    | 0.949<br>(0.0623)    | 0.968***<br>(0.0105)  | 0.981<br>(0.0156)     | 0.959***<br>(0.0143) |
| 学卒時失業率×30～34歳       | 1.099*<br>(0.0558)   | 1.145<br>(0.0978)    | 1.100<br>(0.0803)    | 0.984<br>(0.0158)     | 0.968<br>(0.0272)     | 0.978<br>(0.0201)    |
| 学卒時失業率×35～39歳       | 1.227**<br>(0.109)   | 0.990<br>(0.207)     | 1.266**<br>(0.135)   | 0.952*<br>(0.0282)    | 0.889*<br>(0.0583)    | 0.949<br>(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なっており、30歳が最大で、30歳から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。

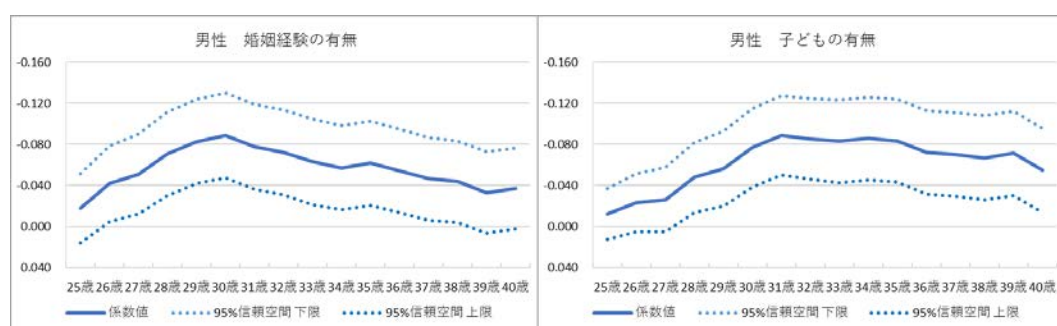


図5 学卒時の失業率が各年齢時の婚姻経験と子どもの有無に与える影響（男性）

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。

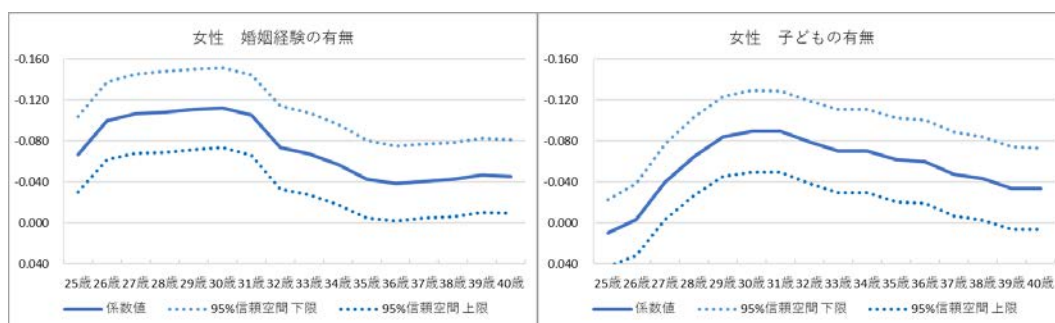


図6 学卒時の失業率が各年齢時の婚姻経験と子どもの有無に与える影響（女性）

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.

$$\begin{aligned} M_{itm} = & \beta_1 + D_{itm}\mathbf{T}_{tm}\boldsymbol{\beta}_2 + \beta_3 D_{itm} + \mathbf{T}_{tm}\boldsymbol{\beta}_4 \\ & + \beta_5 U_{itm} + \beta_6 V_{itm} + \beta_7 d_{tm} + \mathbf{d}_m\boldsymbol{\beta}_8 + f_i + \varepsilon_{itm}, \end{aligned} \quad (1)$$

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<br>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<br>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<br>(under 35) | Tokyo, Gifu, Mie, Kyoto, Osaka, Iwate, Fukushima, Tochigi, Toyama, Ishikawa, Shiga, Nara, Wakayama, Kumamoto, Oita, Kagoshima |
| 39 or younger<br>(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<br>(0.0110)    | 0.0164<br>(0.0109)    | -0.283**<br>(0.138)  | -0.239*<br>(0.126)   |
| ×FY05 dummy                                      | 0.0286**<br>(0.0137)  | 0.0279**<br>(0.0137)  | -0.00206<br>(0.209)  | -0.0243<br>(0.200)   |
| ×FY06 dummy                                      | 0.0266**<br>(0.0134)  | 0.0262*<br>(0.0135)   | 0.231<br>(0.201)     | 0.219<br>(0.194)     |
| ×FY07 dummy                                      | 0.0270*<br>(0.0152)   | 0.0268*<br>(0.0153)   | 0.362*<br>(0.193)    | 0.349*<br>(0.188)    |
| ×FY08 dummy                                      | 0.0186<br>(0.0123)    | 0.0186<br>(0.0124)    | 0.113<br>(0.167)     | 0.0805<br>(0.171)    |
| ×FY09 dummy                                      | 0.00282<br>(0.0125)   | 0.00308<br>(0.0124)   | 0.192<br>(0.192)     | 0.176<br>(0.191)     |
| ×FY10 dummy                                      | -0.0123<br>(0.0140)   | -0.0122<br>(0.0140)   | 0.186<br>(0.156)     | 0.168<br>(0.155)     |
| ×FY11 dummy                                      | -0.000854<br>(0.0141) | -0.00102<br>(0.0140)  | 0.108<br>(0.154)     | 0.103<br>(0.155)     |
| ×FY12 dummy                                      | -0.00153<br>(0.00746) | -0.00179<br>(0.00740) | 0.153*<br>(0.0881)   | 0.153*<br>(0.0870)   |
| In Number of job seekers                         | 0.523***<br>(0.0218)  | 0.538***<br>(0.0285)  | 0.516***<br>(0.0388) | 0.562***<br>(0.0456) |
| In Number of job seekers<br>×Model regions dummy |                       |                       | 0.0337<br>(0.0357)   | 0.0259<br>(0.0343)   |
| ×FY05 dummy                                      |                       |                       | 0.0593<br>(0.0480)   | 0.0640<br>(0.0472)   |
| ×FY06 dummy                                      |                       |                       | 0.0286<br>(0.0496)   | 0.0328<br>(0.0493)   |
| ×FY07 dummy                                      |                       |                       | 0.0285<br>(0.0490)   | 0.0334<br>(0.0479)   |
| ×FY08 dummy                                      |                       |                       | 0.0118<br>(0.0410)   | 0.0222<br>(0.0406)   |
| ×FY09 dummy                                      |                       |                       | -0.0419<br>(0.0446)  | -0.0355<br>(0.0443)  |
| ×FY10 dummy                                      |                       |                       | -0.110**<br>(0.0520) | -0.106**<br>(0.0510) |
| ×FY11 dummy                                      |                       |                       | -0.0869<br>(0.0641)  | -0.0842<br>(0.0634)  |
| ×FY12 dummy                                      |                       |                       | -0.0794*<br>(0.0427) | -0.0748*<br>(0.0416) |
| In Number of job offers                          | 0.280***<br>(0.0157)  | 0.288***<br>(0.0182)  | 0.265***<br>(0.0213) | 0.278***<br>(0.0206) |
| In Number of job offers<br>×Model regions dummy  |                       |                       | -0.00279<br>(0.0274) | 0.000247<br>(0.0267) |
| ×FY05 dummy                                      |                       |                       | -0.0560<br>(0.0425)  | -0.0587<br>(0.0423)  |
| ×FY06 dummy                                      |                       |                       | -0.0491<br>(0.0483)  | -0.0520<br>(0.0488)  |
| ×FY07 dummy                                      |                       |                       | -0.0628<br>(0.0480)  | -0.0665<br>(0.0478)  |
| ×FY08 dummy                                      |                       |                       | -0.0224<br>(0.0384)  | -0.0297<br>(0.0389)  |

(Continue)

|                                    |                     |                     |                     |                     |
|------------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| ×FY09 dummy                        |                     |                     | 0.0250<br>(0.0353)  | 0.0203<br>(0.0352)  |
| ×FY10 dummy                        |                     |                     | 0.0956*<br>(0.0509) | 0.0940*<br>(0.0501) |
| ×FY11 dummy                        |                     |                     | 0.0791<br>(0.0615)  | 0.0770<br>(0.0608)  |
| ×FY12 dummy                        |                     |                     | 0.0653<br>(0.0430)  | 0.0606<br>(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**<br>(0.281) | -0.925**<br>(0.387) | -0.497*<br>(0.275)  | -1.065**<br>(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<br>Rate      | Regular<br>employment<br>rate | Non-regular<br>employment<br>rate | Employment<br>Rate      | Regular<br>employment<br>rate | Non-regular<br>employment<br>rate |
| Model regions dummy(municipality)           | -0.00100<br>(0.0100)    | -0.0253<br>(0.0453)           | 0.00186<br>(0.00376)              | -0.000553<br>(0.00742)  | 0.0115<br>(0.0210)            | -0.00146*<br>(0.000833)           |
| ×2005 dummy                                 | 0.000769<br>(0.0100)    | 0.0217<br>(0.0286)            | -0.00157*<br>(0.000840)           | 0.000404<br>(0.00528)   | 0.0207<br>(0.0280)            | -0.00130*<br>(0.000717)           |
| ×2006 dummy                                 | 0.000505<br>(0.00612)   | 0.0189<br>(0.0244)            | -0.00144<br>(0.000877)            | -0.0122<br>(0.101)      | -0.00897<br>(0.0444)          | -0.00120*<br>(0.000684)           |
| ×2007 dummy                                 | 0.000704<br>(0.00906)   | 0.00739<br>(0.0222)           | -0.000154<br>(0.00269)            | 0.000598<br>(0.00781)   | 0.000304<br>(0.0324)          | -0.000808<br>(0.00105)            |
| ×2008 dummy                                 | 0.000498<br>(0.00613)   | 0.0183<br>(0.0240)            | -0.00144<br>(0.000925)            | -0.000437<br>(0.00513)  | 0.0165<br>(0.0233)            | -0.00122*<br>(0.000672)           |
| ×2009 dummy                                 | 0.000769<br>(0.0101)    | 0.0185<br>(0.0244)            | 0.00348<br>(0.0104)               | 0.000600<br>(0.00780)   | 0.0175<br>(0.0242)            | -0.000406<br>(0.00248)            |
| ×2010 dummy                                 | 0.000549<br>(0.00684)   | 0.0168<br>(0.0228)            | -0.000123<br>(0.00392)            | 0.000338<br>(0.00467)   | 0.0177<br>(0.0245)            | -0.00107<br>(0.000794)            |
| ×2011 dummy                                 | -0.00373<br>(0.0404)    | 0.00937<br>(0.0263)           | -0.000952<br>(0.00196)            | -0.0309<br>(0.230)      | 0.0186<br>(0.0255)            | -0.00132*<br>(0.000729)           |
| ×2012 dummy                                 | -0.00135<br>(0.0152)    | 0.0209<br>(0.0277)            | -0.00171*<br>(0.000902)           | -0.0118<br>(0.0977)     | 0.0194<br>(0.0265)            | -0.00130*<br>(0.000717)           |
| J.H.S./S.H.S.grad dummy                     |                         |                               |                                   | 0.000242<br>(0.00299)   | -0.103<br>(0.155)             | 0.0829<br>(0.0991)                |
| ×Model regions dummy(municipality)          |                         |                               |                                   | 0.000717<br>(0.00948)   | 0.00782<br>(0.0322)           | 0.0448<br>(0.0988)                |
| ×2005 dummy                                 |                         |                               |                                   | 0.000728<br>(0.00966)   | 0.0213<br>(0.0298)            | 0.0113<br>(0.0394)                |
| ×2006 dummy                                 |                         |                               |                                   | 0.000418<br>(0.00477)   | 0.0168<br>(0.0254)            | 0.0166<br>(0.0510)                |
| ×2007 dummy                                 |                         |                               |                                   | 0.000699<br>(0.00921)   | 0.0183<br>(0.0266)            | -0.00125*<br>(0.000694)           |
| ×2008 dummy                                 |                         |                               |                                   | 0.000708<br>(0.00940)   | 0.0178<br>(0.0297)            | -0.00124*<br>(0.000690)           |
| ×2009 dummy                                 |                         |                               |                                   | -0.000763<br>(0.0129)   | -0.0946<br>(0.241)            | -0.00122*<br>(0.000682)           |
| ×2010 dummy                                 |                         |                               |                                   | 0.000721<br>(0.00959)   | -0.590<br>(0.459)             | 0.999***<br>(0.000895)            |
| ×2011 dummy                                 |                         |                               |                                   | 0.000718<br>(0.00955)   | 0.0211<br>(0.0296)            | 0.358<br>(0.281)                  |
| ×2012 dummy                                 |                         |                               |                                   |                         |                               |                                   |
| Age   | -9.32e-05<br>(0.00114)  | 0.00221<br>(0.00226)          | -0.000479**<br>(0.000222)         | -8.20e-05<br>(0.00101)  | 0.00226<br>(0.00240)          | -0.000382**<br>(0.000185)         |
| Married dummy                               | 0.0132<br>(0.120)       | 0.157<br>(0.123)              | -0.00885<br>(0.00581)             | 0.0122<br>(0.113)       | 0.158<br>(0.126)              | -0.00755<br>(0.00508)             |
| With a child under 6 dummy                  | 0.00103<br>(0.0123)     | 0.0239<br>(0.0274)            | -0.000312<br>(0.00121)            | 0.000971<br>(0.0117)    | 0.0218<br>(0.0259)            | -9.80e-05<br>(0.000939)           |
| J.H.S./S.H.S.grad dummy                     | -0.00120<br>(0.0139)    | -0.00769<br>(0.0161)          | -0.00222*<br>(0.00128)            | -0.000549<br>(0.00639)  | 0.00596<br>(0.0158)           | -0.00181<br>(0.00127)             |
| Living with parents dummy                   | -0.000101<br>(0.00192)  | -0.0177<br>(0.0276)           | 0.00251<br>(0.00234)              | -2.26e-06<br>(0.000917) | -0.0151<br>(0.0255)           | 0.00207<br>(0.00198)              |
| Number of family members living<br>together | -0.000854<br>(0.0100)   | -0.0125<br>(0.0138)           | -0.000392<br>(0.000434)           | -0.000829<br>(0.00979)  | -0.0124<br>(0.0141)           | -0.000329<br>(0.000349)           |
| Non-work income                             | -8.06e-07<br>(1.00e-05) | -1.83e-05<br>(2.96e-05)       | 1.02e-06<br>(1.57e-06)            | -7.43e-07<br>(9.29e-06) | -1.66e-05<br>(2.84e-05)       | 5.30e-07<br>(1.26e-06)            |
| GDP growth rate                             | 8.93e-05<br>(0.00107)   | 0.000852<br>(0.00172)         | 0.000195<br>(0.000163)            | 8.87e-05<br>(0.00107)   | 0.00112<br>(0.00193)          | 0.000122<br>(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                        |

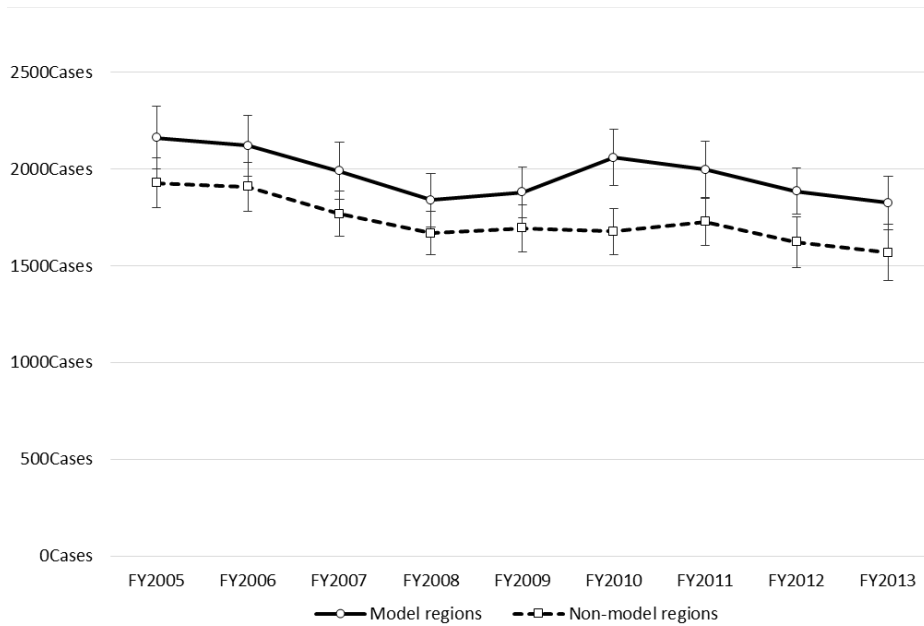
Notes: 1. Numbers are marginal effect and numbers in parentheses are robust standard errors.  
 2. \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10 % levels, respectively.

**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<br>(0.102)          | 0.00363<br>(0.00656)    | 0.0962<br>(0.0860)          | 0.0701<br>(0.156)         | 0.00395<br>(0.00797)    | 0.0842<br>(0.110)           |
| ×2005 dummy                              | -0.118<br>(0.136)         | 0.00120<br>(0.00401)    | -0.0938**<br>(0.0446)       | -0.0942<br>(0.139)        | 0.00130<br>(0.00416)    | -0.0868*<br>(0.0445)        |
| ×2006 dummy                              | -0.154<br>(0.128)         | 0.000703<br>(0.00428)   | -0.0709<br>(0.0645)         | -0.117<br>(0.142)         | 0.000465<br>(0.00385)   | -0.0546<br>(0.0742)         |
| ×2007 dummy                              | -0.237*<br>(0.143)        | -0.00161<br>(0.00233)   | -0.103**<br>(0.0481)        | -0.228<br>(0.146)         | -0.00115<br>(0.00186)   | -0.107**<br>(0.0479)        |
| ×2008 dummy                              | -0.399***<br>(0.110)      | -0.00206<br>(0.00280)   | -0.141***<br>(0.0328)       | -0.409***<br>(0.107)      | -0.00140<br>(0.00211)   | -0.147***<br>(0.0243)       |
| ×2009 dummy                              | -0.243<br>(0.155)         | -0.00222<br>(0.00304)   | -0.0448<br>(0.0885)         | -0.0825<br>(0.146)        | -0.00178<br>(0.00261)   | 0.0716<br>(0.136)           |
| ×2010 dummy                              | -0.121<br>(0.201)         | -0.00225<br>(0.00311)   | -0.0170<br>(0.116)          | -0.0887<br>(0.206)        | -0.00197<br>(0.00288)   | 0.0642<br>(0.165)           |
| ×2011 dummy                              | -0.257<br>(0.183)         | -0.00212<br>(0.00290)   | -0.111**<br>(0.0566)        | -0.230<br>(0.185)         | -0.00170<br>(0.00249)   | -0.0716<br>(0.0856)         |
| ×2012 dummy                              | -0.291<br>(0.213)         | -0.00217<br>(0.00297)   | -0.104<br>(0.0641)          | -0.317<br>(0.209)         | -0.00175<br>(0.00256)   | -0.0607<br>(0.0961)         |
| J.H.S./S.H.S.grad dummy                  |                           |                         |                             | 0.0836<br>(0.171)         | -0.000790<br>(0.00175)  | 0.0175<br>(0.110)           |
| ×Model regions dummy(municipality)       |                           |                         |                             |                           |                         |                             |
| ×2005 dummy                              |                           |                         |                             | -0.104<br>(0.301)         | -0.000714<br>(0.00198)  | -0.0313<br>(0.150)          |
| ×2006 dummy                              |                           |                         |                             | -0.190<br>(0.274)         | -9.78e-05<br>(0.00357)  | -0.0843<br>(0.0993)         |
| ×2007 dummy                              |                           |                         |                             | -0.0757<br>(0.339)        | -0.00147<br>(0.00249)   | 0.101<br>(0.212)            |
| ×2008 dummy                              |                           |                         |                             | 0.0600<br>(0.343)         | -0.00177<br>(0.00261)   | 0.347<br>(0.421)            |
| ×2009 dummy                              |                           |                         |                             | -0.541***<br>(0.127)      | -0.00171<br>(0.00250)   | -0.165***<br>(0.0169)       |
| ×2010 dummy                              |                           |                         |                             | -0.149<br>(0.461)         | 0.998***<br>(0.00255)   | -0.162***<br>(0.0167)       |
| ×2011 dummy                              |                           |                         |                             | -0.222<br>(0.465)         | -0.000746<br>(0.00328)  | -0.163***<br>(0.0167)       |
| ×2012 dummy                              |                           |                         |                             | 0.118<br>(0.484)          | 0.00260<br>(0.0122)     | -0.163***<br>(0.0167)       |
| Age                                      | 0.000580<br>(0.00454)     | -0.000235<br>(0.000284) | 0.00119<br>(0.00273)        | 0.000526<br>(0.00457)     | -0.000185<br>(0.000238) | 0.00109<br>(0.00267)        |
| Married dummy                            | -0.401***<br>(0.0428)     | -0.0187<br>(0.0218)     | -0.102**<br>(0.0468)        | -0.402***<br>(0.0427)     | -0.0161<br>(0.0200)     | -0.101**<br>(0.0458)        |
| With a child under 6 dummy               | -0.387***<br>(0.0392)     | -0.00306<br>(0.00377)   | -0.212***<br>(0.0232)       | -0.382***<br>(0.0392)     | -0.00249<br>(0.00328)   | -0.205***<br>(0.0229)       |
| J.H.S./S.H.S.grad dummy                  | -0.0635<br>(0.0488)       | -0.00932<br>(0.0105)    | 0.0761***<br>(0.0292)       | -0.112*<br>(0.0605)       | -0.00671<br>(0.00839)   | 0.0434<br>(0.0371)          |
| Living with parents dummy                | 0.222***<br>(0.0518)      | 0.0146<br>(0.0179)      | -0.0235<br>(0.0335)         | 0.219***<br>(0.0521)      | 0.0141<br>(0.0179)      | -0.0292<br>(0.0322)         |
| Number of family members living together | -0.0540***<br>(0.0193)    | -0.00205<br>(0.00261)   | 0.0255**<br>(0.0122)        | -0.0536***<br>(0.0194)    | -0.00176<br>(0.00238)   | 0.0255**<br>(0.0119)        |
| Non-work income                          | -0.000451**<br>(0.000194) | -6.45e-06<br>(8.98e-06) | -0.000172<br>(0.000123)     | -0.000426**<br>(0.000191) | -5.42e-06<br>(7.95e-06) | -0.000165<br>(0.000119)     |
| GDP growth rate                          | 0.00294<br>(0.00600)      | -2.43e-05<br>(0.000166) | 0.00131<br>(0.00388)        | 0.00304<br>(0.00602)      | -3.26e-05<br>(0.000141) | 0.00149<br>(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                  |

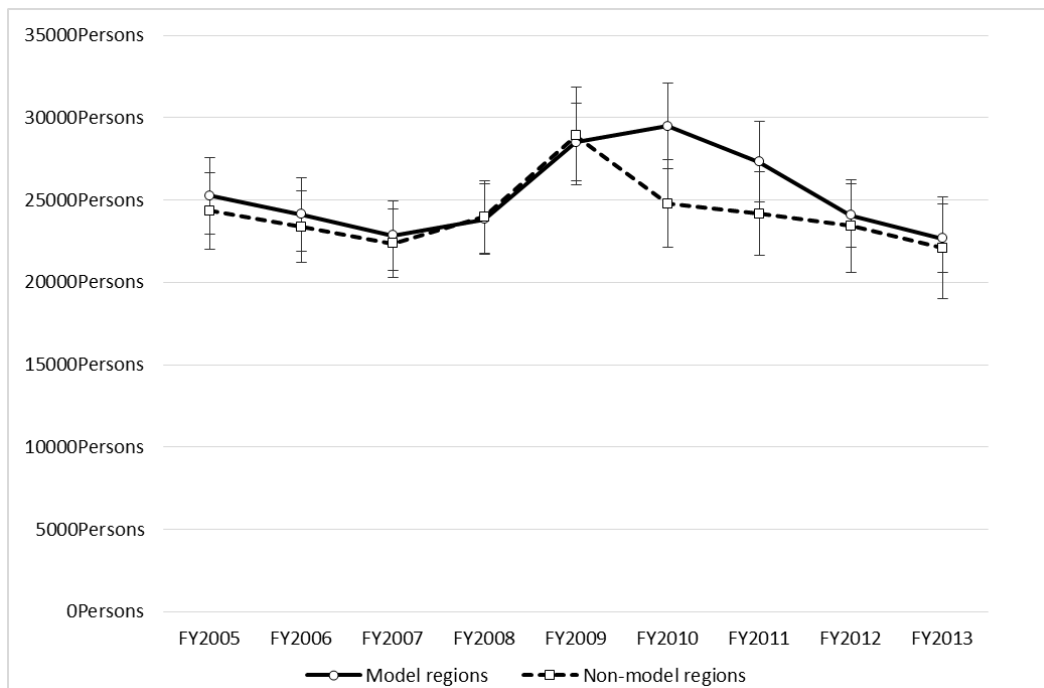
Notes: 1. Numbers are marginal effect and numbers in parentheses are robust standard errors.  
 2. \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10 % levels, respectively.

**Figure 1 Annual transition of the number of monthly new employment**



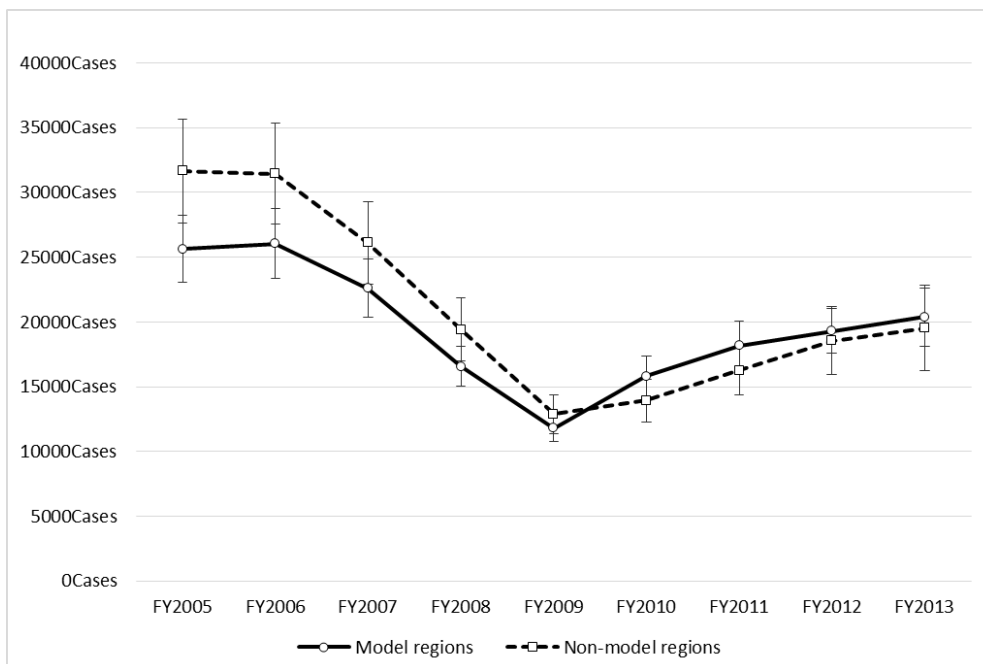
Notes: The vertical lines in the figures represent the 95% confidence interval.

**Figure 2 Annual transition of the number of monthly job seekers**



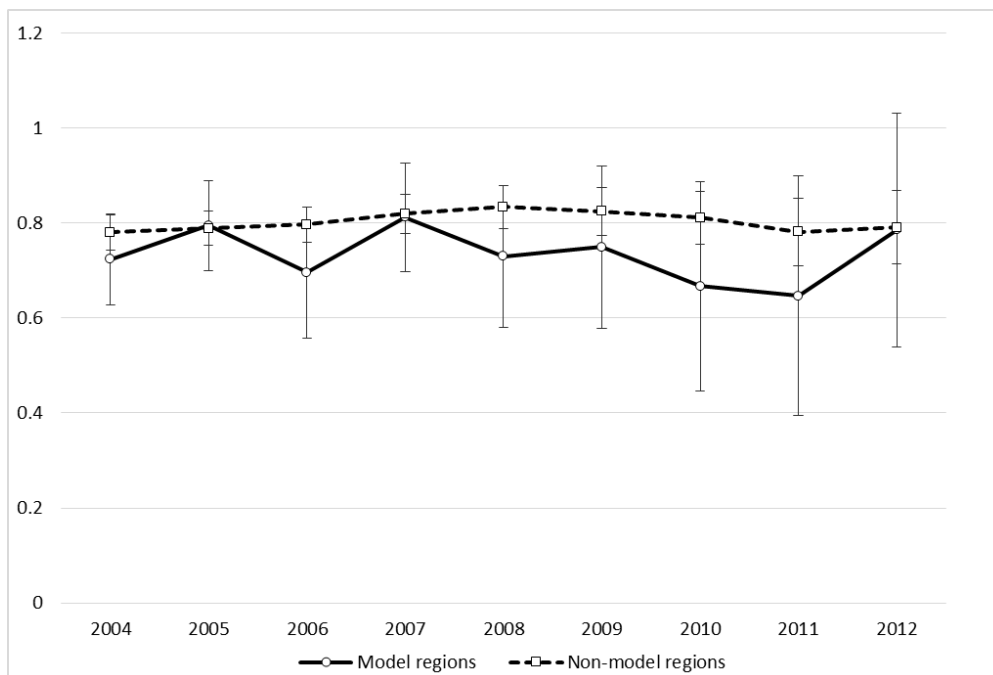
Notes: The vertical lines in the figures represent the 95% confidence interval.

**Figure 3 Annual transition of the number of monthly job offers**



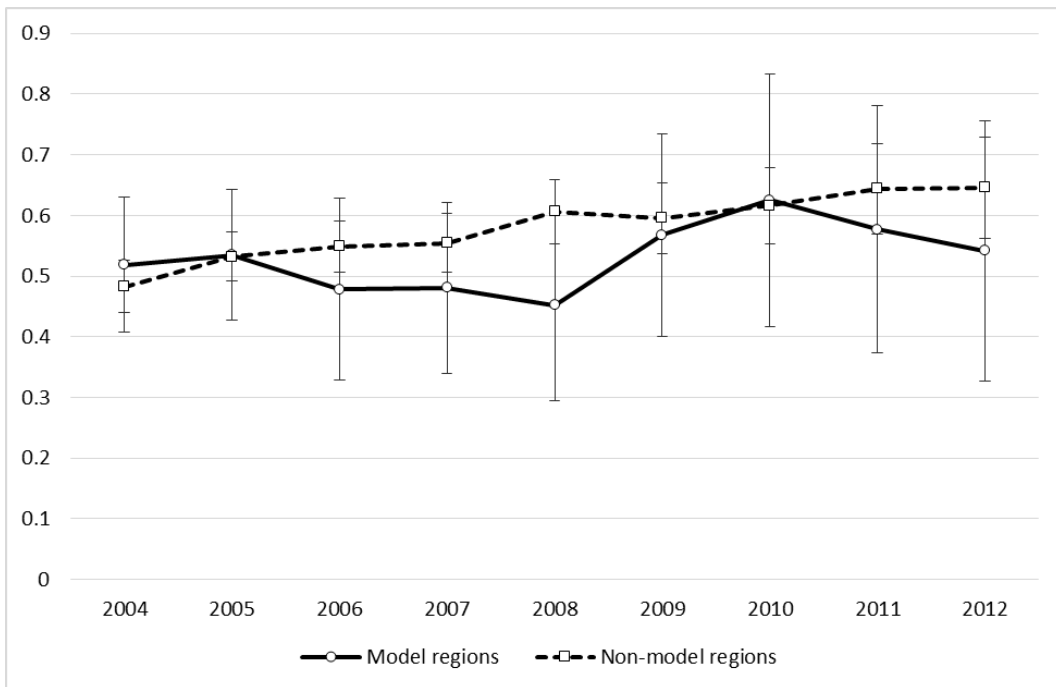
Notes: The vertical lines in the figures represent the 95% confidence interval.

**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.



# 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（高知大学）

## 要約

本稿では、厚生労働省「21 世紀出生児縦断調査」を用いて、乳幼児期の母親の就労とその後の子どもの発達との関連についての分析を行った。具体的には、乳幼児期の母親の就労状況（0-3 歳までの就労経験）と 11 歳時点の子どもの発達（「好きな教科」と「学校での楽しみ」）についての実証分析を行った。分析の結果、乳幼児期の母親の就労と 11 歳時点の子どもの発達との間に負の相関はみられないことが分かった。加えて、乳幼児期の父親の育児時間や育児参加との間には、正の相関がある傾向がみられた。

## 1. はじめに

---

\* 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）および日本学術振興会の科学研究費助成事業 16K17133（若手研究 B）の助成を受けている。また、本稿で使用した『21 世紀出生児縦断調査』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。慶應義塾大学樋口美雄教授および山本勲教授、一橋大学小塩隆士教授には折に触れて貴重なコメントをいただいた。当然ながら、本稿の分析と結果の解釈の責任は筆者にのみある。

本稿では、厚生労働省「21 世紀出生児縦断調査」を用いて、乳幼児期の母親の就業と子どもの発達の関連を検討することを目的とする。野崎(2013)では、「日本子ども家計パネル調査」を用いて、乳幼児期の母親の就業とその後の子どもの認知能力および非認知能力との関係について分析を行った。その結果、乳幼児期の母親の就業とその後の子どもの成績の間に負の相関があることが示されたが、小学校低学年でその関係が見られ、高学年以上になると相関がなくなることを示している。本稿では、「21 世紀出生児縦断調査」を用いるため、認知能力、非認知能力を表す明確な指標は用いることはできないが、大規模な追跡調査データを用いて、乳幼児期の母親の就業と子どもの発達についての検討を行う。特に、野崎(2013)で検討できなかった、母親と父親の育児参加の影響も考慮して分析を行う。

わが国における少子高齢化および人口減少の進展はすでに広く知られており、不足する労働力の担い手として、女性の活躍が期待されている。加えて、過労死や長時間労働の問題が顕在化してきており、2016 年に政府が働き方改革実現会議を設置するなど、男女共に多様な働き方が実現できる社会を目指し、さまざまな政策や取り組みが行われている。

しかし一方で、国立社会保障・人口問題研究所「第 14 回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査 夫婦調査の結果概要」によると、出産前に就業していた女性が出産 1 年後も就業を続けている（育児休業を含む）割合は、約 4 割と低く、さらにこの割合は過去約 30 年間変化していない。また、母親の就業促進において有効だと考えられている保育所整備であるが、保育所整備と母親の就業率の因果効果について、平均的には、保育所定員率の上昇が母親の就業率に影響を与えていないとする研究もある（Asai et al., 2015a; Asai et al., 2015b; 朝井他 2016）。これらの研究では、保育所定員率の上昇は、祖父母による育児を代替しており、新たな母親の就業を促していない可能性が示唆されている。

このような母親の就業継続を阻害する要因の一つとして考えられるのが、「子どもは母親の手で育てるべきだ」というような社会規範の存在である。日本では 3 歳児神話としてよく知られており、「子どもが 3 歳になるまでは、母親が育てないと子どもの発達に悪影響がある」と長く信じられてきた。現在では、この規範意識は薄らいできていると感じられるが、国立社会保障・人口問題研究所「第 14 回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査 夫婦調査の結果概要」によると、「少なくとも子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たず家にいるのが望ましい」と考えるかという問いに対して、「まったく賛成」もしくは「どちらかといえば賛成」と回答した既婚女性の割合は、2010 年でも 7 割近くとなっており、依然として多くの女性が乳幼児期の母親の就業について良いイメージを持っていないことが分かる。

では、乳幼児期の母親の就業は、本当に子どもに悪影響を与えるのであろうか。この点について大規模調査データを用いて、社会経済的側面から分析した研究は少ない。そこで、本稿では、特に、母親・父親の育児参加も考慮に入れながら、乳幼児期の母親の就業と子どもの発達の関係について分析を行う。



## 2. 先行研究<sup>1</sup>

本節では、最初に、日本において「少なくとも子どもが小さいうちは、母親は仕事を持たず家にいるのが望ましい」というような3歳児神話、母性愛神話が広がった背景について簡単に説明を行う。そして次に、乳幼児期の母親の就業と子どもの発達に関する国内外の先行研究について述べる。

日本において母性愛神話が広がった背景として、大日向(2006)は、「母親の不在が子どもの発達に悪影響を与える」という心理学や小児医学の海外研究結果の偏った日本への紹介のされ方であったことを指摘している。特に、イギリスの精神医学者である Bowlby (1951)の報告によるところが大きい。Bowlby は WHO(World Health Organization: 世界保健機関)から委託された一連の研究報告の中で、家族から引き離され病院や施設で暮らした経験を持つ子どもの発達は、そうでない子どもと比べて著しく低いという研究結果を報告している。そしてその理由の一つとして、愛着理論(Attachment Theory)を展開している(Bowlby, 1969)。ここで言う「愛着」とは、例えば、子どもが特定の人物に接近や接触を求めていることであり、「愛着行動」とは、この場合、子どもがその特定の人物に接近や接触をするために示すさまざまな行動のことを言う。「愛着理論」は、現れたり消えたりする愛着行動と、子どもやその他の人物が特定の対象に対して示す持続的な愛着の両方を説明しようとするものである。生まれたばかりの子どもは、特定の人物にしがみつくなどして、他者を求め、他者に接近しようとする行動(愛着行動)を行う。生後3カ月くらいまでの子どもが誰にでも微笑みかけるのは、まだ愛着する特定の人物が決まっていないためである。その後、人見知りや後追いをするようになると、特定の人物が定まったことを意味し、特に病気など苦痛を感じる時に、その人物に愛着行動をよく示すようになる。この乳幼児期における愛着の欠如や剥奪が、子どもの苦痛や不安を増長させ、子どもの発達に悪影響を及ぼすのである。このような Bowlby の研究報告は、ホスピタリズム、つまり病院や施設に入所することによって生じる心身への悪影響に関する研究の中で論じられており、先述したように、愛着の相手は「特定の相手」であり、「母親に限る」とまでは言及されていない。しかし、大日向(2006)によると、この Bowlby の報告が、「母親不在が子どもの発達に悪影響を与える」という面だけが強調されて日本に伝わり、そのことが、日本における3歳児神話を生む一つの要因となったとされている。

次に、発達心理学からの先行研究として Harvey(1999)と Sugawara(2005)を紹介する。Harvey(1999)は、アメリカの縦断追跡調査である National Longitudinal Survey of Youth(NLSY)を用いて、3歳以前の母親の就業参加が子どもの発達に与える影響を6つの研究結果から考察している。その結果、子どもが3歳までの間の母親の長時間就労は、7歳児前の学力と子どもが9歳になった時の知能に弱い負の影響を与えているが、問題行動と関連は無く、所得が増加すると子どもの発達に正の影響があるなど、一貫性のなさを指摘している。Sugawara(2005)は、日本において子どもが胎内にいる時から生後15年までの追跡調

---

<sup>1</sup> 本節は、野崎(2013)より、文章を引用しつつ、追加の先行研究についての情報を加えている。

査を行い、3歳以前の母親の就労復帰が14歳までの子どもの発達に影響しているかどうかを検証している。その結果、日本においても3歳以前の母親の就労と子どもの問題行動や抑うつ傾向に関連がないことを示している。

経済学の分野においても欧米を中心に、母親の労働参加の観点から、乳幼児期における母親の就業が能力形成などを通じて子どもの教育成果に与える影響について、さまざまな議論がなされてきている。それらの研究成果からは、母親の就業により子どもへの接触時間が短くなるため子どもの発達が低下する可能性と、母親の就業により教育費を高めることができるため、より高い教育投資を子どもに行うことができ、子どもの発達が向上する可能性を指摘している (Berger, Hill and Waldfogel, 2005; Baum, 2003; Bernal, 2008 など)。例えば、Baum (2003) では、乳幼児期の母親の就業が子どもの認知能力の発達にどのように影響を与えているかを分析しており、出産後3か月以内に母親が就業した場合、子どもの認知能力に負の影響を与えていることを示している。一方で、このような母親の市場労働の子どもへの認知能力に対する負の効果は、母親の市場労働による世帯所得の増加の子どもへの認知能力に対する正の効果により部分的に相殺されることも示している。

日本における研究では、Tanaka (2008) が JGSS (Japanese General Social Surveys) を用いて、15歳時の母親の就業状態が最終学歴に与える影響を分析している。その結果、15歳時に母親が非正規労働者と自営業であった場合は、母親が専業主婦であった場合と比べて、息子も娘も学歴が低くなるが、正規労働者の母親を持つ場合には、息子のみの学歴が低くなる傾向にあることを示している。また、正規労働者の母親を持つ娘は、自らが母親になった場合に正規労働者として働いている傾向があることを示している。Tanaka and Yamamoto (2009) では、大阪大学 21 世紀 COE プロジェクトで実施された「日本における親子調査」を使用して、子どもが乳幼児期及び幼少期の時の母親の就業が、子どもの私立・国立中学進学確率に与える影響を分析している。小学校在学中の母親の就業は、私立・国立中学への進学に負の影響を与えるが、0～3歳児期の母親の就業を含む6歳以前の就業は影響を与えないことを示している。

子どもの成長に関しては、坂本 (2009) が、母親だけでなく、世帯属性が子どもの成長に与える影響も含めて考察している。具体的には、若齢出産や一人親経験がある世帯とそうでない世帯で、子どもの成長 (達成学歴、初職、身体的精神的苦痛尺度、子ども自身の若齢出産) に差があるか、家計経済研究所が実施している「消費生活に関するパネル調査」(JPSC) を用いて分析を行っている。その結果、若齢出産に関しては、若齢出産で生まれた子どもは、達成学歴が低く、初職が非正規労働者である確率が高くなり、子ども自身も若齢出産をする傾向が高いことを明らかにしている。また、一人親世帯に関しても、二人親世帯よりも子どもの達成学歴が低くなる傾向にあることを示している。

赤林他 (2012) や敷島他 (2012) では、慶應義塾大学パネル調査共同拠点が実施している「日本子どもパネル調査」(JCPS) を用いて、子どもの学力、社会性、適応力などについて要因分析を行っており、調査時点の母親の就業は、調査時点の子どもへの学力や社会性にはあまり影

響を与えていないことを示している。最後に、前節でも述べた、野崎(2013)では、JCPS を用いて、乳幼児期(0~3歳児期)における母親の就業が子どもの成績などのアウトカムへ与える影響についての検証を行っている。具体的には、乳幼児期の母親の就業と認知能力(子どもの成績(算数(数学)・国語・推論))や非認知能力(親からみた問題行動、親からみた向社会性、子どものQOL(Quality of life:生活の質))との関係について実証分析を行った。その結果、乳幼児期の母親の就業と認知能力との関連は、小学校低学年では負の相関が見られたが、小学校高学年以上になると相関がなくなることを示した。加えて、非認知能力に関しても関連がないことを示した。

本稿は、この野崎(2013)の分析を補完するような分析を行っていく。本稿で使用する厚生労働省「21世紀出生児縦断調査」は、野崎(2013)で用いたJCPSよりもサンプルサイズが大きく、サンプルの代表性が高いことが考えられる。また、JCPSでは、乳幼児期の情報は回顧データを用いていたが、厚生労働省「21世紀出生児縦断調査」では、乳幼児期から調査が行われているため、乳幼児期時点の情報(両親の接触時間や育児参加)が豊富に利用できる点に利点がある。しかし一方で、厚生労働省「21世紀出生児縦断調査」では、JCPSに導入されている、認知能力や非認知能力にあたる情報がなく、本稿の研究では、11歳時点の子どもの学校生活についての情報をアウトカムとして利用しているが、子どもの発達の指標として適切かどうかという点については留意が必要である。

### 3. データと分析方法

本稿で使用するデータは、厚生労働省「21世紀出生児縦断調査(平成13年出生児)」である。厚生労働省HPの調査概要によると、「21世紀出生児縦断調査(平成13年出生児)」は、2001年1月10~17日および2001年7月10~17日に生まれたすべての子どもを対象とした調査であり、1月出生児については、2001年8月1日現在、7月出生児については、2002年2月1日現在の状態について調査を行っている。第1回調査の回収率は、1月出生児で88%、7月出生児で87.5%と非常に高い。回収数も1月出生児、23,421、7月出生児、23,589と多く、大規模な調査である。本稿では、第1回調査から第11回調査の情報を用いて分析を行う。第11回時点での回収数は、1月出生児は、16,426、7月出生児は、16,487まで減少しているが、それでもなお3万を越える客体数の情報を用いることができる。また、第11回調査では、対象者となる子どもは11歳(小学5年生)になっている。調査事項としては、両親の就業状況、労働時間、保育者、同居者、父母の家事・育児分担状況、住居の状況、収入の状況などがある。

以下では、本稿で用いた変数について説明を行う。「乳幼児期の母親の就業」に関しては、6ヶ月から2歳6ヶ月まで継続就業していたという変数と、それぞれの年齢で働いていたかどうかという変数を作成している<sup>2</sup>。「乳幼児期の子育てへの両親の関与」に関わる変数と

---

<sup>2</sup> 子どもへの接触時間などを考えると、正規就業かどうかというような就業形態も重要であるが、第2回調査で、就業形態を問う質問が行われていない。第2回調査は、子どもが2歳6ヶ月の時に行われた調査

しては、「育児参加」と「育児時間」を用いている。「育児参加」は、普段の保育を行っているかどうかのダミー変数を用いている。推計では、「父親の育児参加」という変数を作成し、父親が普段の保育者として選ばれている場合を1 そうでない場合を0 とするダミー変数である。「育児時間」は、平日の育児時間と休日の育児時間を足したものを、父親、母親それぞれで算出している。表1は、母親の就業状態ごとの母親・父親それぞれの育児時間を比べたものである。これをみると、育児時間は、母親が無業の場合の母親の育児時間が最も長いですが、次いで、母親が就労している場合の母親の育児時間、母親が就労している場合の父親の育児時間、最後に母親が無業の場合の父親の育児時間という順番になっている。女性は、専業主婦の場合の方が子どもと接触する育児時間が長いですが、男性は、専業主婦でない方が、育児時間が長く、母親と父親が分担して育児を行っている様子が伺える。さらに、図1は、母親の就労形態ごとに父親の育児時間シェアの累積分布を示したものである。表1と同様に、母親が就労している場合、父親の育児時間のシェアは高く、その差は、1歳6ヶ月の方が9歳よりも大きい傾向にあることが分かる。

次に、「子育て費用」についてみていく。厚生労働省「21世紀出生児縦断調査」では、対象となる子どもにかかった子育て費用についても聞いている。表2は、母親の就業形態ごとの子育て費用(対数)の平均値を比べたものである。これをみると、4歳6ヶ月時点までは、母親が就労していた方が子育て費用が高く、5歳6ヶ月以上になると、母親が無業の方が高くなる傾向にある。これは、子どもが小さい時に働いている母親は育児休業取得者が多く、正規就業の割合が高い、一方で、子どもが大きくなってから働きに出る場合は、出産前の仕事を辞めて、非正規雇用として就労することが多い。その場合は、家計補助的な役割が多く、子育て費用を多く支出できない可能性が考えられる。

最後に、本稿で子どもの発達の指標として使用する変数についての説明を行う。厚生労働省「21世紀出生児縦断調査」では、JCPSと違って、子どもの学力テストや非認知能力を測る問題行動等のテストを行っていない。そのため、認知能力・非認知能力を測る指標を用いることはできない。そこで、本稿では、第11回調査で導入された子ども自身への設問への回答情報を使って分析を行う。厚生労働省「21世紀出生児縦断調査」は、該当する子どもについて、両親などの養育者が回答している。しかし、第11回からは子どもに対する設問が導入されている。本稿で用いる設問は、以下の2つである。

1つめは、「好きな教科」である。これは、「あなたの好きな教科は何ですか」という問いに対して、「国語」「社会」など複数選択で選ばせる設問である。表3は、乳幼児期の母親の就業状態とそれぞれの教科を選択した割合を示したものである。これをみると、乳幼児期に一度でも仕事をした母親を持つ子どもとそうでない子どもの好きな科目の差は少ないが、0～3歳期に継続して就業していた母親を持つ子どもとそうでない子どもの好きな科目に違いがみられる。特に、国語、算数、図画工作、体育、外国語活動で、継続就業をしていた母親を持つ子どもの方が好きな割合が高いことが分かった。

---

であり、今回、乳幼児期を0～3歳と設定したため、就業形態による分析は行わなかった。

2つめは、「学校での楽しみ」である。これは、「あなたが学校で楽しみにしていることは何ですか」という問いに対して、「友だちに会うことが楽しい」、「勉強（体育・音楽などを含む）が楽しい」、「給食が楽しい」、「先生に会うことが楽しい」、「行事（遠足・運動会など）が楽しい」という項目に、「はい」「いいえ」「どちらともいえない」と回答してもらっている設問を使用している。表4は、乳幼児期の母親の就労状況ごとに、学校で楽しみにしていることについて、「はい」と回答した割合を示している。表3と同様に、母親が乳幼児期に就業し続けている母親を持つ子どもの場合、多くの項目で学校での楽しみを感じている割合が高いことが分かった。

表3、4から、単純な平均値でみると、むしろ乳幼児期の母親の就労は子どもの発達に正の相関があるようにみえる。そこで、本稿では、その他の家庭の状況をコントロールした上でどのような関係がみられるかについて回帰分析を行った。具体的には、上記の子どもの回答を被説明変数としたロジット推計を行った。説明変数としては、乳幼児期の母親の就労状況に加え、保育所利用（6ヶ月、1歳6ヶ月、2歳6ヶ月）、生まれ年、性別、長子、両親の就労状況（11歳時）、両親の学歴、対数家計所得（10歳時）、母親の仕事からの収入（対数、6ヶ月、1歳6ヶ月）、育児費用（対数、6ヶ月、1歳6ヶ月、2歳6ヶ月）、母親の育児時間（1歳6ヶ月）、父親の育児時間（1歳6ヶ月）、父親の育児参加（6ヶ月）を用いている。記述統計量は表5に示す。

#### 4. 分析結果

表6は、国語、算数、理科、社会のうち1つでも好きだと答えたかどうかについてのロジット分析の推計結果である。これをみると、乳幼児期の母親の就労は、11歳時点の子どもの好きな教科と関連がほとんどないか、正の相関があることが分かる。乳幼児期の母親の就労よりもむしろ母親や父親の学歴、世帯所得や育児費用といった、両親の教育への選好や教育費支出が影響している可能性がある。また、子どもの属性としては、女の子であるほど、国語、算数、理科、社会の教科が好きだという確率が低く、長子であるほど高い傾向にある。加えて、両親の育児時間をみると、10%有意ながら、乳幼児期の父親の育児時間が長いほど国語、算数、理科、社会の教科が好きだという確率が高く、さらに、乳幼児期の父親が育児参加とも正の相関を持つことが分かった。

表7は、「学校での楽しみ」のうち、「友だち」「勉強」「給食」「先生」「行事」が楽しいと回答した場合を1、そうでない場合を0とした変数と乳幼児期の母親の就労に関するロジット分析の推計結果である。これをみると、表6と同様に、乳幼児期の母親の就労と学校でのそれぞれの楽しみとの相関はほぼないことが分かる。その一方で、乳幼児期の父親の育児時間が正に有意に相関を持っている。父親の育児時間との関連をさらに考察するために、表8では、母親と父親の育児時間の代わりに、父親の育児時間割合を入れた分析結果を示している。これをみると、父親の育児時間割合が高いほど、学校で楽しみ（友だち、勉強、先生、行事）が高くなる傾向にある。また、男女別でみると、特に勉強に関しては、男の子の方が

父親の育児時間との相関があることが分かった。

## 5. おわりに

本稿は、厚生労働省「21世紀出生児縦断調査」という大規模パネルデータを用いて、乳幼児期の母親の就労とその後の子どもの発達についての分析を行った。具体的には、育児費用、収入などをコントロールした上で、乳幼児期の母親の就労と11歳時点の「好きな教科」と「学校での楽しみ」との関連を調べた。加えて、乳幼児期の父親の育児参加と11歳時点の「好きな教科」と「学校での楽しみ」との関連についても検証を行った。

本稿で明らかになった点は、以下の通りである。第一に、乳幼児期の母親の就労は、11歳時点の「好きな教科」と「学校での楽しみ」に負の関連はないことが分かった。野崎(2013)と同様に、乳幼児期の母親の不在は、11歳時点の子ども発達に関連していないことが考えられる。第二に、乳幼児期の父親の育児時間、育児参加や育児シェアが、11歳時点の「好きな教科」と「学校での楽しみ」と相関があることが分かった。父親の育児時間や育児シェアは、母親が就労している場合に多くなる傾向にあり、父親と母親が協力して子育てを行うことによって、子どものよりよい発達が促されている可能性が示唆される。

最後に、本稿の限界について述べる。本稿は、操作変数等を用いた内生性に考慮した分析は行えていない。乳幼児期に正規就業者として就労する母親は、学歴や能力が高い傾向にあると考えられるため、その子どもも高い能力を持つことが考えられる。そのため、内生性を考慮しない推計には上方バイアスがあると予想される。本稿での分析結果でも、一部の推計で乳幼児期の母親の就労と子どもの発達状況が正の相関をもつケースがあるが、この点が反映されている可能性が考えられる。今後、適切な操作変数を用いた分析が必要となる。

加えて、被説明変数の妥当性の検証も必要である。今回用いたデータは、11歳時点の「好きな教科」と「学校での楽しみ」であるが、果たしてこの指標が子どもの発達状況を表す指標として適切かどうか疑問が残る。今後、認知能力を測る学力テストや非認知能力を測る心理項目等の接続が可能になれば、さらなる追加分析を行いたい。

最後に、個人の異質性についても十分に統制できていない。本稿で使用したデータは、パネルデータであるが、複数年度調査されている項目が少なく、パネル分析まで行うことが出来なかった。以上の点を今後の課題としたい。

表1 育児時間と母親の就労の関係（分）

|         | 母親：育児時間 |       |          | 父親：育児時間 |       |           |
|---------|---------|-------|----------|---------|-------|-----------|
|         | 母親：無業   | 母親：就労 | 差        | 母親：無業   | 母親：就労 | 差         |
| 1歳6カ月時点 | 703.6   | 631.0 | 72.6 *** | 442.1   | 466.1 | -24.0 *** |
| 4歳6カ月時点 | 683.9   | 626.3 | 57.6 *** | 413.8   | 437.4 | -23.5 *** |
| 6歳時点    | 606.8   | 539.8 | 66.9 *** | 338.5   | 348.7 | -10.2 *** |
| 7歳時点    | 593.7   | 534.9 | 58.8 *** | 339.9   | 349.9 | -9.9 ***  |
| 8歳時点    | 586.7   | 528.9 | 57.7 *** | 330.0   | 341.9 | -11.9 *** |
| 9歳時点    | 569.3   | 504.3 | 65.0 *** | 317.5   | 319.1 | -1.7      |

出所：厚生労働省「21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）」の個票データより作成。

注：\*は、「母親：無業」と「母親：就労」のそれぞれの育児時間の平均値の差の検定を行った結果である。\*\*\*は、 $p < 0.01$ 、\*\*は、 $p < 0.05$ 、\*は、 $p < 0.1$ を示す。

図1 父親の育児シェアと母親の就労の関係（1歳6ヶ月時点）

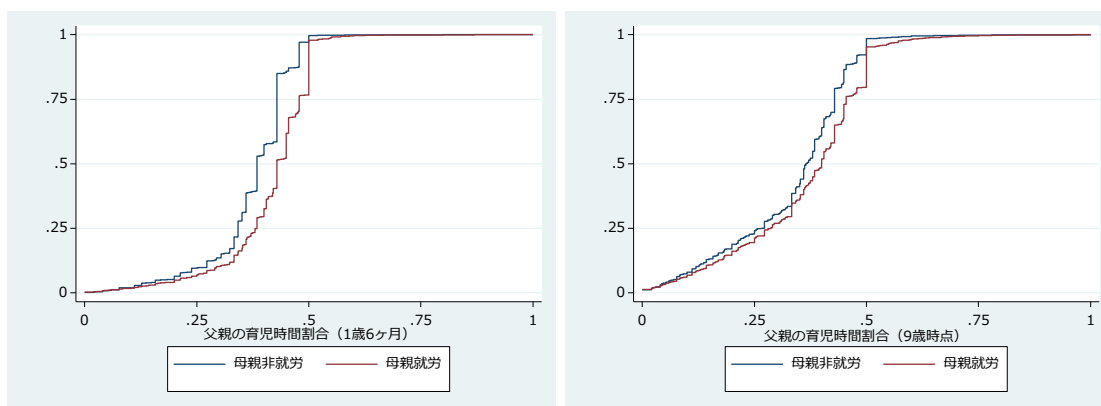


表2 子育て費用と母親の就労の関係（対数）

|         | 母親：無業 | 母親：就労 | 差         |
|---------|-------|-------|-----------|
| 6カ月時点   | 9.36  | 9.70  | -0.34 *** |
| 1歳6カ月時点 | 8.73  | 9.86  | -1.13 *** |
| 2歳6カ月時点 | 8.36  | 9.77  | -1.41 *** |
| 3歳6カ月時点 | 8.36  | 9.68  | -1.32 *** |
| 4歳6カ月時点 | 10.18 | 10.32 | -0.14 *** |
| 5歳6カ月時点 | 10.56 | 10.47 | 0.09 ***  |
| 6歳時点    | 12.57 | 12.54 | 0.03 ***  |
| 7歳時点    | 12.60 | 12.57 | 0.04 ***  |
| 8歳時点    | 12.61 | 12.57 | 0.05 ***  |
| 9歳時点    | 12.72 | 12.65 | 0.07 ***  |

出所：厚生労働省「21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）」の個票データより作成。

注：\*は、「母親：無業」と「母親：就労」のそれぞれの子育て費用の平均値の差の検定を行った結果である。\*\*\*は、 $p < 0.01$ 、\*\*は、 $p < 0.05$ 、\*は、 $p < 0.1$ を示す。

表3 乳幼児期の母親の就労と好きな教科

|       | 0～3歳時点就労 |       |     | 0～3歳継続就労 |       |       |     |
|-------|----------|-------|-----|----------|-------|-------|-----|
|       | 非就労      | 就労    |     | 非就労      | 就労    |       |     |
| 国語    | 0.250    | 0.250 | 国語  | 0.248    | 0.259 | **    |     |
| 社会    | 0.264    | 0.258 | 社会  | 0.260    | 0.267 |       |     |
| 算数    | 0.388    | 0.388 | 算数  | 0.385    | 0.399 | **    |     |
| 理科    | 0.508    | 0.509 | 理科  | 0.507    | 0.516 |       |     |
| 音楽    | 0.464    | 0.463 | 音楽  | 0.462    | 0.469 |       |     |
| 図画工作  | 0.617    | 0.633 | *** | 図画工作     | 0.621 | 0.635 | **  |
| 家庭科   | 0.610    | 0.616 |     | 家庭科      | 0.611 | 0.617 |     |
| 体育    | 0.687    | 0.708 | *** | 体育       | 0.691 | 0.716 | *** |
| 道徳    | 0.218    | 0.223 |     | 道徳       | 0.219 | 0.224 |     |
| 総合的学習 | 0.389    | 0.386 |     | 総合的学習    | 0.386 | 0.395 |     |
| 外国語活動 | 0.446    | 0.453 |     | 外国語活動    | 0.445 | 0.464 | *** |
| その他   | 0.059    | 0.054 |     | その他      | 0.059 | 0.051 | **  |

出所：厚生労働省「21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）」の個票データより作成。

注：\*は、「非就労」と「就労」のそれぞれ好きな科目と答えた割合の差の検定を行った結果である。\*\*\*は、 $p < 0.01$ 、\*\*は、 $p < 0.05$ 、\*は、 $p < 0.1$ を示す。



表4 乳幼児期の母親の就労と学校での楽しみ

|     | 0～3歳時点就労 |       |     | 0～3歳継続就労 |       |       |     |
|-----|----------|-------|-----|----------|-------|-------|-----|
|     | 非就労      | 就労    |     | 非就労      | 就労    |       |     |
| 友だち | 0.912    | 0.919 | **  | 友だち      | 0.913 | 0.920 | *   |
| 勉強  | 0.621    | 0.627 |     | 勉強       | 0.619 | 0.640 | *** |
| 給食  | 0.693    | 0.721 | *** | 給食       | 0.697 | 0.732 | *** |
| 先生  | 0.468    | 0.467 |     | 先生       | 0.467 | 0.471 |     |
| 行事  | 0.871    | 0.875 |     | 行事       | 0.870 | 0.881 | **  |

出所：厚生労働省「21世紀出生児縦断調査（平成13年出生児）」の個票データより作成。

注：\*は、「非就労」と「就労」のそれぞれの好きな科目と答えた割合の差の検定を行った結果である。\*\*\*は、 $p < 0.01$ 、\*\*は、 $p < 0.05$ 、\*は、 $p < 0.1$ を示す。

表5 記述統計量

|              |       | 平均    | 標準偏差 | 最小値   | 最大値   |
|--------------|-------|-------|------|-------|-------|
| 好きな教科        |       | 0.77  | 0.42 | 0     | 1     |
| 学校での楽しみ      | 友だち   | 0.92  | 0.28 | 0     | 1     |
|              | 勉強    | 0.62  | 0.48 | 0     | 1     |
|              | 給食    | 0.70  | 0.46 | 0     | 1     |
|              | 先生    | 0.47  | 0.50 | 0     | 1     |
|              | 行事    | 0.87  | 0.33 | 0     | 1     |
| 母親就業         | 0から3歳 | 0.19  | 0.39 | 0     | 1     |
|              | 6ヶ月   | 0.24  | 0.43 | 0     | 1     |
|              | 1歳6ヶ月 | 0.28  | 0.45 | 0     | 1     |
|              | 2歳6ヶ月 | 0.31  | 0.46 | 0     | 1     |
| 保育所利用        | 6ヶ月   | 0.00  | 0.04 | 0     | 1     |
| _14          | 1歳6ヶ月 | 0.14  | 0.35 | 0     | 1     |
| _24          | 2歳6ヶ月 | 0.20  | 0.40 | 0     | 1     |
|              | 1月生まれ | 0.49  | 0.50 | 0     | 1     |
| 女の子          |       | 0.48  | 0.50 | 0     | 1     |
| 長子           |       | 0.50  | 0.50 | 0     | 1     |
| 母親就業         | 11歳   | 0.69  | 0.46 | 0     | 1     |
| 父親就業         | 11歳   | 0.99  | 0.12 | 0     | 1     |
| 母親大卒         |       | 0.17  | 0.37 | 0     | 1     |
| 父親大卒         |       | 0.42  | 0.49 | 0     | 1     |
| 世帯所得（対数）     | 10歳   | 15.66 | 0.48 | 10.82 | 18.69 |
| 子育て費用        | 10歳   | 12.69 | 0.54 | 9.90  | 16.31 |
| 母親育児時間       | 1歳6ヶ月 | 11.39 | 1.42 | 0     | 12.00 |
| 父親育児時間       | 1歳6ヶ月 | 7.47  | 2.42 | 0     | 12.00 |
| 父親育児参加       |       | 0.51  | 0.50 | 0     | 1     |
| 母親の収入（対数）    | 6ヶ月   | 7.12  | 7.13 | 0     | 18.07 |
|              | 1歳6ヶ月 | 3.48  | 6.05 | 0     | 19.43 |
| 育児費用（対数）     | 6ヶ月   | 9.24  | 2.68 | 0     | 15.20 |
|              | 1歳6ヶ月 | 8.96  | 2.89 | 0     | 14.91 |
|              | 2歳6ヶ月 | 8.79  | 3.14 | 0     | 13.64 |
| Observations |       | 21884 |      |       |       |

表6 推計結果（好きな教科（国語、算数、理科、社会いずれか1つ））

|                  |       | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                    |
|------------------|-------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| 母親就労             | 0から3歳 | -0.00232<br>[0.0898]  | 0.00851<br>[0.0927]   | 0.00203<br>[0.0927]   | 0.0302<br>[0.0993]     |
|                  | 6ヶ月   | 0.177**<br>[0.0743]   | 0.174**<br>[0.0760]   | 0.179**<br>[0.0761]   | 0.162*<br>[0.0853]     |
|                  | 1歳6ヶ月 | -0.0785<br>[0.0611]   | -0.0416<br>[0.0635]   | -0.0388<br>[0.0635]   | -0.0539<br>[0.0694]    |
|                  | 2歳6ヶ月 | 0.0126<br>[0.0578]    | -0.00130<br>[0.0594]  | 0.00363<br>[0.0594]   | 0.0225<br>[0.0625]     |
|                  | 保育所利用 | 6ヶ月                   | -0.107<br>[0.352]     | -0.204<br>[0.358]     | -0.197<br>[0.356]      |
|                  | 1歳6ヶ月 | -0.0259<br>[0.0657]   | -0.0439<br>[0.0686]   | -0.0466<br>[0.0685]   | -0.0711<br>[0.0725]    |
|                  | 2歳6ヶ月 | -0.105*<br>[0.0592]   | -0.0850<br>[0.0611]   | -0.0849<br>[0.0611]   | -0.0920<br>[0.0652]    |
| 1月生まれ            |       | 0.0112<br>[0.0304]    | 0.00309<br>[0.0311]   | 0.00302<br>[0.0311]   | 0.00927<br>[0.0328]    |
| 女の子              |       | -0.381***<br>[0.0304] | -0.398***<br>[0.0312] | -0.398***<br>[0.0312] | -0.402***<br>[0.0325]  |
| 長子               |       | 0.371***<br>[0.0309]  | 0.368***<br>[0.0320]  | 0.363***<br>[0.0320]  | 0.346***<br>[0.0383]   |
| 母親就労             | 11歳   | -0.0451<br>[0.0354]   | -0.0398<br>[0.0362]   | -0.0386<br>[0.0362]   | -0.0261<br>[0.0377]    |
| 父親就労             | 11歳   | -0.174<br>[0.130]     | -0.191<br>[0.134]     | -0.192<br>[0.135]     | -0.228<br>[0.141]      |
| 母親学歴             | 大卒    | 0.116**<br>[0.0460]   | 0.125***<br>[0.0472]  | 0.119**<br>[0.0473]   | 0.0886*<br>[0.0487]    |
| 父親学歴             | 大卒    | 0.0920***<br>[0.0348] | 0.0807**<br>[0.0356]  | 0.0787**<br>[0.0357]  | 0.0693*<br>[0.0371]    |
| 世帯所得<br>(対数)     | 9歳    | 0.150***<br>[0.0353]  | 0.155***<br>[0.0364]  | 0.153***<br>[0.0364]  | 0.138***<br>[0.0385]   |
| 育児費用<br>(対数)     | 9歳    | 0.195***<br>[0.0299]  | 0.201***<br>[0.0311]  | 0.200***<br>[0.0311]  | 0.212***<br>[0.0332]   |
| 母親所得<br>(対数)     | 6ヶ月   |                       |                       |                       | 0.00312<br>[0.00311]   |
| 母親所得<br>(対数)     | 1歳6ヶ月 |                       |                       |                       | -0.00203<br>[0.00460]  |
| 育児費用<br>(対数)     | 6ヶ月   |                       |                       |                       | -0.000383<br>[0.00626] |
| 育児費用<br>(対数)     | 1歳6ヶ月 |                       |                       |                       | 0.00430<br>[0.00614]   |
| 育児費用<br>(対数)     | 2歳6ヶ月 |                       |                       |                       | -8.02E-05<br>[0.00569] |
| 母親育児時間           | 1歳6ヶ月 |                       | 0.0169<br>[0.0124]    | 0.0171<br>[0.0124]    | 0.0174<br>[0.0130]     |
| 父親育児時間           | 1歳6ヶ月 |                       | 0.0118*<br>[0.00679]  | 0.00955<br>[0.00682]  | 0.00811<br>[0.00716]   |
| 父親育児参加           | 6ヶ月   |                       |                       | 0.0883***<br>[0.0314] | 0.0935***<br>[0.0327]  |
| Constant         |       | -3.463***<br>[0.589]  | -3.874***<br>[0.624]  | -3.856***<br>[0.623]  | -3.755***<br>[0.657]   |
| Observations     |       | 24,921                | 23,785                | 23,785                | 22,066                 |
| Pseudo R-squared |       | 0.0178                | 0.0186                | 0.0189                | 0.0189                 |
| Log Lik          |       | -13267                | -12639                | -12635                | -11680                 |

注：[ ]内は、ロバストな標準誤差。\*\*\*は、 $p < 0.01$ 、\*\*は、 $p < 0.05$ 、\*は、 $p < 0.1$ を示す。

表7 推計結果 (学校での楽しみ)

|                  |       | 友だち       |           |           | 勉強        |           |           | 給食        |           |           | 先生        |           |           | 行事        |           |           |
|------------------|-------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
|                  |       | (1)       | (2)       | (3)       | (4)       | (5)       | (6)       | (7)       | (8)       | (9)       | (10)      | (11)      | (12)      | (13)      | (14)      | (15)      |
| 母親就労             | 0から3歳 | 0.0393    | 0.0393    | 0.0583    | -0.00675  | -0.00357  | 0.00486   | -0.122    | -0.121    | -0.120    | -0.0871   | -0.0882   | -0.112    | 0.214*    | 0.217*    | 0.207*    |
|                  |       | [0.137]   | [0.138]   | [0.144]   | [0.0794]  | [0.0794]  | [0.0844]  | [0.0851]  | [0.0852]  | [0.0907]  | [0.0771]  | [0.0771]  | [0.0818]  | [0.113]   | [0.113]   | [0.120]   |
|                  | 6ヶ月   | -0.0730   | -0.0731   | -0.0836   | 0.0532    | 0.0511    | 0.0397    | 0.0620    | 0.0616    | 0.0649    | 0.0938    | 0.0945    | 0.105     | -0.0660   | -0.0682   | -0.0774   |
|                  |       | [0.110]   | [0.110]   | [0.122]   | [0.0638]  | [0.0639]  | [0.0718]  | [0.0681]  | [0.0681]  | [0.0763]  | [0.0618]  | [0.0618]  | [0.0693]  | [0.0900]  | [0.0901]  | [0.101]   |
|                  | 1歳6ヶ月 | -0.0613   | -0.0613   | 0.000864  | -0.0743   | -0.0757   | -0.0884   | 0.0537    | 0.0534    | 0.0146    | 0.0297    | 0.0301    | 0.0228    | -0.117    | -0.119    | -0.0881   |
|                  |       | [0.0978]  | [0.0979]  | [0.108]   | [0.0557]  | [0.0557]  | [0.0605]  | [0.0601]  | [0.0601]  | [0.0653]  | [0.0545]  | [0.0545]  | [0.0591]  | [0.0804]  | [0.0804]  | [0.0880]  |
|                  | 2歳6ヶ月 | -0.0488   | -0.0489   | -0.0840   | 0.00533   | 0.00275   | 0.00825   | 0.0116    | 0.0111    | 0.0343    | -0.0309   | -0.0301   | -0.0297   | -0.0190   | -0.0217   | -0.00539  |
|                  |       | [0.0946]  | [0.0947]  | [0.0985]  | [0.0526]  | [0.0526]  | [0.0551]  | [0.0560]  | [0.0560]  | [0.0588]  | [0.0511]  | [0.0511]  | [0.0535]  | [0.0764]  | [0.0765]  | [0.0803]  |
| 母親育児時間           | 1歳6ヶ月 | -0.0177   | -0.0177   | -0.0232   | -0.00759  | -0.00766  | -0.00514  | -0.0171   | -0.0171   | -0.0148   | -0.0104   | -0.0104   | -0.00733  | 0.0140    | 0.0139    | 0.0181    |
|                  |       | [0.0189]  | [0.0189]  | [0.0199]  | [0.0110]  | [0.0110]  | [0.0116]  | [0.0121]  | [0.0121]  | [0.0126]  | [0.0108]  | [0.0108]  | [0.0113]  | [0.0156]  | [0.0156]  | [0.0160]  |
| 父親育児時間           | 1歳6ヶ月 | 0.0593*** | 0.0593*** | 0.0595*** | 0.0171*** | 0.0182*** | 0.0175*** | 0.0113*   | 0.0115*   | 0.0117*   | 0.0136**  | 0.0132**  | 0.0122**  | 0.0291*** | 0.0302*** | 0.0271*** |
|                  |       | [0.0103]  | [0.0104]  | [0.0108]  | [0.00596] | [0.00600] | [0.00627] | [0.00628] | [0.00632] | [0.00660] | [0.00583] | [0.00587] | [0.00613] | [0.00859] | [0.00864] | [0.00899] |
| 父親育児参加           | 6ヶ月   |           | -0.000532 | 0.00506   |           | -0.0439   | -0.0409   |           | -0.00835  | -0.0153   |           | 0.0145    | 0.0124    |           | -0.0461   | -0.0413   |
|                  |       |           | [0.0481]  | [0.0499]  |           | [0.0274]  | [0.0285]  |           | [0.0290]  | [0.0302]  |           | [0.0266]  | [0.0277]  |           | [0.0400]  | [0.0415]  |
| 保育所利用            | 6ヶ月   | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       |
|                  | 1歳6ヶ月 | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       |
|                  | 2歳6ヶ月 | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       |
| 1月生まれ            |       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       |
| 女の子              |       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       |
| 長子               |       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       |
| 母親就労             | 11歳   | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       |
| 父親就労             | 11歳   | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       |
| 母親学歴             | 大卒    | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       |
| 父親学歴             | 大卒    | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       |
| 世帯所得 (対数)        | 9歳    | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       |
| 育児費用 (対数)        | 9歳    | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       |
| 母親所得 (対数)        | 6ヶ月   | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       |
| 母親所得 (対数)        | 1歳6ヶ月 | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       |
| 育児費用 (対数)        | 6ヶ月   | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       |
| 育児費用 (対数)        | 1歳6ヶ月 | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       |
| 育児費用 (対数)        | 2歳6ヶ月 | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       |
| Constant         |       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       | yes       |
| Observations     |       | 23,672    | 23,672    | 21,965    | 23,612    | 23,612    | 21,911    | 23,596    | 23,596    | 21,900    | 23,583    | 23,583    | 21,884    | 23,650    | 23,650    | 21,943    |
| Pseudo R-squared |       | 0.00925   | 0.00925   | 0.00928   | 0.00712   | 0.00721   | 0.00726   | 0.00531   | 0.00531   | 0.00549   | 0.00926   | 0.00926   | 0.00926   | 0.00561   | 0.00569   | 0.00615   |
| Log Lik          |       | -6683     | -6683     | -6224     | -15517    | -15516    | -14395    | -14262    | -14262    | -13226    | -16142    | -16142    | -14980    | -8852     | -8852     | -8226     |

注: [ ]内は、ロバストな標準誤差。\*\*\*は、 $p < 0.01$ 、\*\*は、 $p < 0.05$ 、\*は、 $p < 0.1$ を示す。

表8 推計結果（好きな教科、学校での楽しみ）

|                      | 好きな教科                 | 友だち                  | 勉強                  | 給食                  | 先生                  | 行事                   |
|----------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|----------------------|
| <b>合計</b>            |                       |                      |                     |                     |                     |                      |
| 父親の育児時間割合<br>(1歳6ヶ月) | 0.196<br>[0.184]      | 1.485***<br>[0.267]  | 0.457***<br>[0.162] | 0.244<br>[0.171]    | 0.282*<br>[0.159]   | 0.628***<br>[0.229]  |
| 父親の育児参加<br>(6ヶ月)     | 0.0959***<br>[0.0327] | 0.00775<br>[0.0498]  | -0.0402<br>[0.0284] | -0.0145<br>[0.0302] | 0.0133<br>[0.0277]  | -0.0363<br>[0.0415]  |
| <b>男子</b>            |                       |                      |                     |                     |                     |                      |
| 父親の育児時間割合<br>(1歳6ヶ月) | 0.0698<br>[0.274]     | 1.694***<br>[0.357]  | 0.591***<br>[0.221] | 0.535**<br>[0.239]  | 0.301<br>[0.223]    | 0.394<br>[0.313]     |
| 父親の育児参加<br>(6ヶ月)     | 0.0983**<br>[0.0478]  | -0.00436<br>[0.0660] | -0.0472<br>[0.0389] | -0.0391<br>[0.0428] | -0.0439<br>[0.0385] | -0.00957<br>[0.0556] |
| <b>女子</b>            |                       |                      |                     |                     |                     |                      |
| 父親の育児時間割合<br>(1歳6ヶ月) | 0.302<br>[0.250]      | 1.216***<br>[0.408]  | 0.308<br>[0.238]    | -0.0407<br>[0.244]  | 0.262<br>[0.228]    | 0.888***<br>[0.336]  |
| 父親の育児参加<br>(6ヶ月)     | 0.0925**<br>[0.0449]  | 0.0240<br>[0.0760]   | -0.0302<br>[0.0417] | 0.00937<br>[0.0426] | 0.0738*<br>[0.0398] | -0.0721<br>[0.0624]  |

注：[ ]内は、ロバストな標準誤差。\*\*\*は、 $p < 0.01$ 、\*\*は、 $p < 0.05$ 、\*は、 $p < 0.1$ を示す。その他の説明変数は、表6、表7で用いた全ての説明変数（ただし、母親の育児時間と父親の育児時間は除く）を入れて推計を行っている。

#### 参考文献

- Asai, Y., R. Kambayashi, and S. Yamaguchi (2015a): “Childcare Availability, Household Structure, and Maternal Employment” *Journal of the Japanese and International Economies*, 38, pp. 172-192.
- Asai, Y., R. Kambayashi, and S. Yamaguchi (2015b): “Crowding-out effect of publicly provided childcare: Why maternal employment did not increase” IER Discussion Paper Series A, No. 262.
- Baum, L. Charles (2003) ” Does early maternal employment harm child development? An analysis of the potential benefit of leave taking” , *Journal of Labor Economics*, vol. 21, no. 2, pp. 409-448.
- Bernal Raquel (2008) “The effect of maternal employment and child care on children’ s cognitive development” , *International Economic Review*, Vol. 49, No. 4, pp.1173-1209.
- Berger Lawrence M., Jennifer Hill and Jane Waldfogel (2005) “Maternity leave, early maternal employment and child health and development in the US” *The Economic*

- Journal, Vol. 115, No. 501, pp. F29-F47.
- Bowlby John (1951) Maternal care and mental health, WHO.
- Bowlby John (1969) Attachment and Loss Vol.1 Attachment, WHO. (黒田実郎・大羽葵・岡田洋子・黒田聖一訳『母子関係の理論 新版 I 愛着行動』岩崎学術出版社, 1991年)
- Harvey Elizabeth(1999) "Short-Term and Long-Term effect of early parental employment of the National Longitudinal Survey of Youth" Development Psychology, Vol. 35, No. 2, pp.445-459.
- OECD(2012) Closing the gender gap act now, OECD.
- Sugawara Masumi(2005) "Maternal employment and child development in japan: the Twelve-Year Longitudinal Study", Applied Developmental Psychology: Theory, Practice, and Research from Japan, Chapter 11, pp.225-240.
- Tanaka Ryuichi (2008) "The gender-asymmetric effect of working mothers on children's education: Evidence from Japan", Journal of the Japanese and International Economics, 22, pp.576-604.
- Tanaka Ryuichi and Yuzo Yamamoto (2009) "Does Maternal Employment in Early Childhood Matter for Educational Outcomes?" Discussion Paper DP2010-2, Tokyo Institute of Technology. Tokyo Institute of Technology.
- 赤林英夫・敷島千鶴・山下絢(2013)「就学前教育・保育形態と学力・非認知能力—JCPS2010-2012に基づく分析」樋口美雄・赤林英夫・大野由香子・慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター編『働き方と幸福感のダイナミズム—家族とライフサイクルの影響』頁数未定。
- 赤林英夫・中村亮介・直井道生・山下絢・敷島千鶴・篠ヶ谷圭太(2012)「子どもの学力と家計—『慶應子どもパネル調査 2011』を用いて」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『所得移転と家計行動のダイナミズム』23-45頁。
- 朝井有紀子・神林龍・山口慎太郎(2016)「保育所整備と母親の進学率」『経済分析』第 191号, 123-152.
- 大日向雅美(2006)「母性愛神話・3歳児神話をどう見るか」広田照幸編著『リーディングス 日本の教育と社会 子育て・しつけ』日本図書センター, 201-210頁。
- 坂本和靖(2009)「親の行動・家庭環境がその後の子どもの成長に与える影響」『季刊家計経済研究』No. 83, 58-77頁。
- 敷島千鶴・山下絢・赤林英夫(2012)「子どもの社会性・適応感と家庭背景—慶應子どもパネル調査 2011 から—」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『所得移転と家計行動のダイナミズム』47-70頁。
- 野崎華世(2013)「乳幼児期における母親の就業が子どもの成長に与える影響」慶應義塾出版会、樋口美雄・赤林英夫・大野由香子・慶應義塾大学・パネルデータ設計・解析センター編『働き方と幸福感のダイナミズム—家族とライフサイクルの影響』pp. 91-111.

|           |  |
|-----------|--|
| Title     | 女性の結婚・出産・就業の制約要因と諸対策の効果検証：<br>家計パネル調査によるワーク・ライフ・バランス分析   |
| Author    | 樋口, 美雄(Higuchi, Yoshio)<br>坂本, 和靖(Sakamoto, Kazuyasu)<br>萩原, 里紗(Hagiwara, Risa)  |
| Publisher | 慶應義塾大学出版会  |
| Jtitle    | 三田商学研究 (Mita business review). Vol.58, No.6 (2016. 2) ,p.29- 57  |
| Abstract  | <p>本稿では, 女性の結婚や出産, 就業行動に対して, 経済的制約, 時間的制約がどのような影響を与えているのかを明らかにすることを目的に, 個人を追跡した各種のパネルデータを使って分析を行った。その結果, 以下のことがわかった。(1)大卒で親と同居している女性の婚姻率は高く, さらには時間当たり賃金率の高い就業者のほうが婚姻率は高く, 正社員に限定すると, 通勤時間の短い女性のほうが結婚していることがわかった。(2)結婚後の継続就業率を見ると, 夫の所得が低く, 本人の時間当たり賃金率が高く学歴の高い女性のほうが継続就業率は高く, また育休の取りやすい企業に勤めている人のほうが, 結婚後においても継続就業率は高い。(3)出産については, もともと休日における夫の家事・育児時間の長い世帯において子どもを出産している女性は多い。(4)出産後の継続就業率を見ると, 夫の所得の高い世帯において妻の継続就業率は低く, 本人の時間当たり賃金率の高いほうが妻の継続就業率は高い。また正規労働者に限定すると労働時間が長かった者の継続就業率は低く, 通勤時間が長いとますます継続就業率は低くなっている。そして育児休業制度の利用しやすい企業, さらには幼児数に対し保育所定員の多い地域では, 継続就業率は高くなっている。(5)出産を機に企業を辞めた女性の再就職率を分析した結果では, 夫の家事・育児時間が長い世帯のほうが妻は早く再就職しており, 短大・高専卒者や夫の年収の高い世帯のほうが妻の再就職率は低いことが確認された。さらに女性の出生コーホートごとの違いに着目し分析すると, 上述したような経済的要因や時間的制約要因, さらにはそれらを支援する各種施策に変化がないとしても, 若いコーホートのほうが婚姻率は有意に下がる傾向が見てとれ, 結婚後の継続就業率は逆に高まる傾向にある。ただし, 出生について見ると, 30代前半からの出生率の上昇を反映し, 他の要因が同じであるとすると, 若いコーホートのほうが出生率は高まる傾向が確認される一方, 出産後の継続就業率は正規の場合, 有意に上昇する傾向があるのに対し, 非正規では逆に低下する動きが確認された。今後, コーホート間の違いがなぜ発生しているか, 結婚や出産, 就業の希望に与える変化要因, 特に学校教育や家庭環境, 社会環境との関わりについて検討していく必要がある。</p> |
| Genre     | Journal Article  |
| URL       | <a href="http://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-20160200-0029">http://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-20160200-0029</a>  |

## 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ワーク・ライフ・バランス分析 ——

樋口 美雄  
坂本 和靖  
萩原 里紗

### <要 約>

本稿では、女性の結婚や出産、就業行動に対して、経済的制約、時間的制約がどのような影響を与えているのかを明らかにすることを目的に、個人を追跡した各種のパネルデータを使って分析を行った。その結果、以下のことがわかった。(1) 大卒で親と同居している女性の婚姻率は高く、さらには時間当たり賃金率の高い就業者のほうが婚姻率は高く、正社員に限定すると、通勤時間の短い女性のほうが結婚していることがわかった。(2) 結婚後の継続就業率を見ると、夫の所得が低く、本人の時間当たり賃金率が高く学歴の高い女性のほうが継続就業率は高く、また育休の取りやすい企業に勤めている人のほうが、結婚後においても継続就業率は高い。(3) 出産については、もともと休日における夫の家事・育児時間の長い世帯において子どもを出産している女性は多い。(4) 出産後の継続就業率を見ると、夫の所得の高い世帯において妻の継続就業率は低く、本人の時間当たり賃金率の高いほうが妻の継続就業率は高い。また正規労働者に限定すると労働時間が長かった者の継続就業率は低く、通勤時間が長いとますます継続就業率は低くなっている。そして育児休業制度の利用しやすい企業、さらには幼児数に対し保育所定員の多い地域では、継続就業率は高くなっている。(5) 出産を機に企業を辞めた女性の再就職率を分析した結果では、夫の家事・育児時間が長い世帯のほうが妻は早く再就職しており、短大・高専卒者や夫の年収の高い世帯のほうが妻の再就職率は低いことが確認された。

さらに女性の出生コーホートごとの違いに着目し分析すると、上述したような経済的要因や時間的制約要因、さらにはそれらを支援する各種施策に変化がないとしても、若いコーホートのほうが婚姻率は有意に下がる傾向が見てとれ、結婚後の継続就業率は逆に高まる傾向にある。ただし、出生について見ると、30代前半からの出生率の上昇を反映し、他の要因が同じであるとする

\* 本研究では、厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」と(公財)家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」を用いた。データを提供くださった厚生労働省と(公財)家計経済研究所に深く感謝の意を表した。また、本研究は、厚生労働科学研究費補助金(H26-政策-一般-003)および日本学術振興会『課題設定による先導的人文・社会科学的研究推進事業』「国際比較可能データによる男女共同参画と家族の役割変化の多面的動学分析」から助成を受けている。本文にある誤りは全て筆者らに帰するものである。



と、若いコーホートのほうが出生率は高まる傾向が確認される一方、出産後の継続就業率は正規の場合、有意に上昇する傾向があるのに対し、非正規では逆に低下する動きが確認された。今後、コーホート間の違いがなぜ発生しているか、結婚や出産、就業の希望に与える変化要因、特に学校教育や家庭環境、社会環境との関わりについて検討していく必要がある。

#### <キーワード>

結婚・出産、就業継続、再就職、ワーク・ライフ・バランス

## 1. はじめに

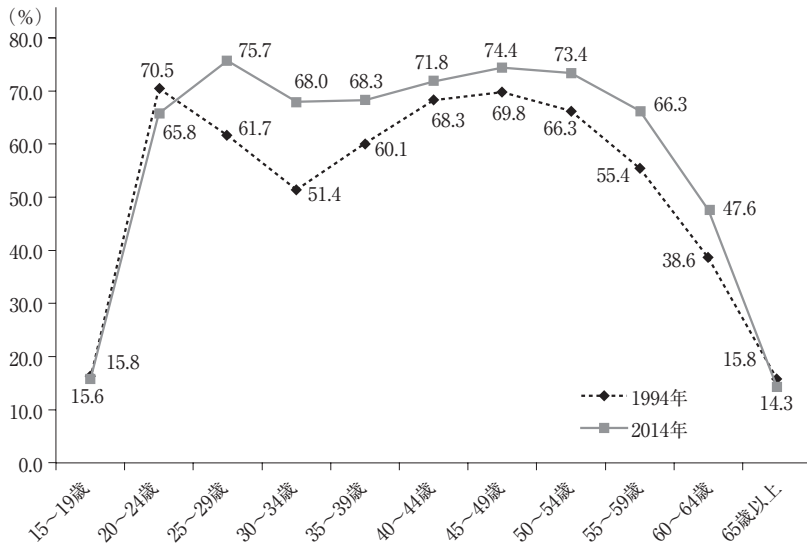
女性にとって、結婚や出産により、自分のために使える時間が制約され、自由度が束縛されることは大きなコストである。もろもろの制約から、結婚したい、出産したい、仕事を続けたいにもかかわらず、それができなくなれば、それらを諦める人も多数生まれてくる。はたして女性にとって、結婚や出産、そして継続就業や再就職にどのような要因が影響しているのだろうか。

経済学では、結婚や出産、就業はそれらによって発生すると予想されるコストとベネフィットを比較することにより選択されると考える。はたしてそのコストやベネフィットを構成する要因としてどのようなものがあり、それらがどの程度影響しているのか。本稿では、経済的制約要因や時間的制約要因に焦点を当て、同一個人を長期にわたり追跡調査した家計パネルデータを使って、それらの制約を緩めるべき支援策がどの程度、結婚や出生行動、継続就業率や再就職率に影響をもたらしているかを実証分析する。さらにそれら金銭的、時間的制約要因をコントロールしたとしても、出生コーホート間の違いを検討することにより、心理的要因等を含む、ここに明示されていない教育内容や家庭環境・社会環境などの諸要因が結婚や出産・育児、就業の希望、ベネフィットに与える影響を明らかにすることを目的とする。

具体的分析に入る前に、近年の女性の結婚や出産、就業をめぐる変化について、公的統計を用いて概観しておきたい。わが国の婚姻率は第1次石油ショック時の1973年から低下をはじめ、1988年から2010年にかけて、一時的に若干の上昇、いやほぼ横ばいを続けた後、2010年以降、再びわずかながら低下している。この間、一貫して結婚年齢は上昇を続けてきた。他方、合計特殊出生率は、戦後間もない頃は4を超えていたが、その後、大きく低下し、1950年代半ばから第1次石油ショック時までほぼ横ばいを続けた。そしてその後、再び低下をはじめ、2005年には過去最低の1.26を記録し、現在は1.43までわずかながら回復した。しかしその多くは30代になってからの出生率の上昇に負っており、20代、30代前半の女性が減少していることにより、1年間に生まれてくる出生児数は減少を続けている（2015年の速報値によると、出生児数は前年に比べ、わずかながら増加した）。

他方、女性の就業率には、近年、上昇傾向が見られる。総務省「労働力調査」によれば、1994年と2014年における女性の年齢別就業率を比較すると、全体的に就業率は上昇しており、特に25～29歳、30～34歳での就業率の上昇は著しく、それぞれ14.0%、16.6%ポイント増加し、M字型

図1 女性の年齢別就業率（1994年，2014年）



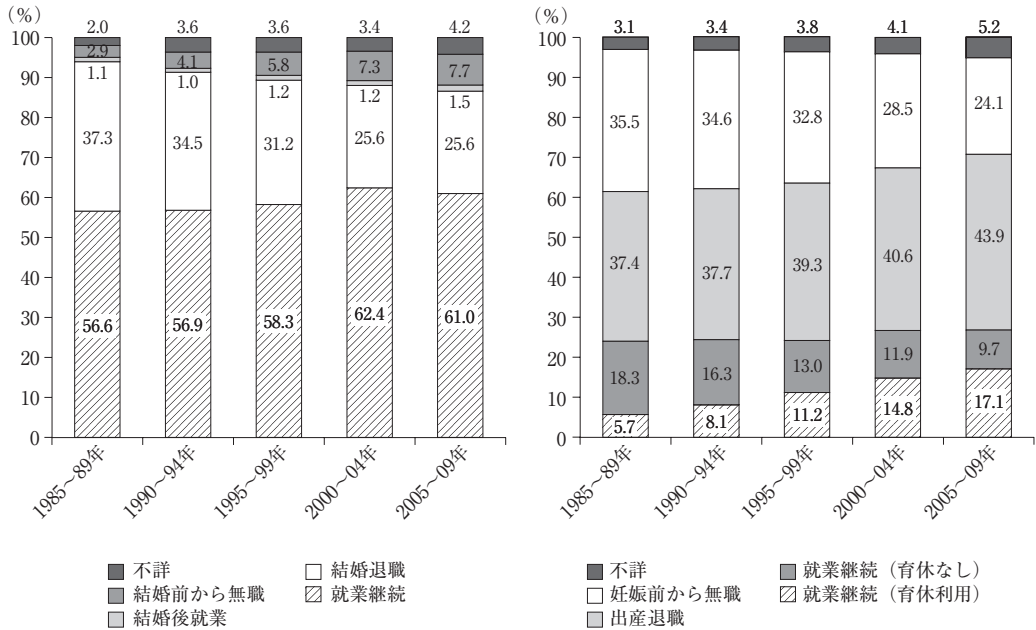
データ：総務省「労働力調査」

カーブの底が大きく上がってきていることが確認できる（図1）。だが、それでも依然として、20歳代後半から30歳代にかけて約8%ポイントの落ち込みは存在する。

また、ライフ・イベント前後における女性の働き方がどのように変化しているのかについて、国立社会保障・人口問題研究所の「出生動向基本調査」で確認すると、結婚前後では、就業継続者の割合は1980年代後半から2000年代後半の間に4.4%ポイント増加し、一方で結婚退職者の割合は11.7%ポイント減少していることがわかる（図2）。徐々に結婚後も働き続ける女性が増えていく。続いて、第一子出生時前後の就業変化を見ると、前述したように結婚を契機とした離職が少なくなったため、妊娠前から無職である割合は11.4%ポイント減少した。しかし、出産退職者の割合は6.5%ポイント増加しており、継続就業者の割合自体にはあまり大きな変化が見られず、育休利用者と育休利用していない者を合計すると、2000年代後半においても第一子出産前後の継続就業率は約27%にとどまっている。

ライフ・イベント前後における女性の就業継続を支援するため、政府は男女雇用機会均等法において積極的措置を制定し、育児・介護休業法を改正し、企業は様々な取り組みを実施してきた。樋口（2007）では、政府の支援策は制度の構築および運用上の改善により、就業継続に対して着実にその成果が現れてきていることが示されている。しかしながら、現在でも、ライフ・イベントを契機とした労働市場からの退出が後を絶たず、育児負担が軽くなった後に、パートタイム労働者として再就職するという傾向は続いている。日本国内における生産年齢人口の減少を補うための女性労働の活用という観点だけではなく、女性自身の就業希望と現実の就業率との差が依然として大きいことを見ると、積極的に女性が自己のキャリアを形成しながら、出産し、子

図2 結婚年別・第1子出産年別の妻の就業変化



出所：国立社会保障・人口問題研究所（2011）「第14回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査夫婦調査の結果概要」図5-2, 5-3

育てできる社会システムの構築は重要な課題であると言わざるを得ない。

こうした状況の変化が、どのような要因によって起こっているのか。あるいはなぜ、そうした希望する変化がなかなか進展していないのか。以下では、同一個人を追跡調査したパネルデータを使って、さらにはコーホート間の変化を比較することにより、これらの点を明らかにしていく。本稿の構成は以下のとおりである。次節では、女性の結婚・出産と就業について分析した先行研究について紹介する。第3節では、本研究の分析に用いるデータを説明する。第4節では結婚選択に関する分析結果、第5節では結婚前後の就業変化に関する分析結果、第6節では出産選択に関する分析結果、第7節では出産前後の就業変化に関する分析結果、そして、第8節では1度離職した女性のその後の再就職に関する分析結果を示す。最終節では本研究の結論について述べる。

## 2. 先行研究

結婚・出産前後の就業変化について分析している研究は、パネルデータの利用が可能になって以降、樋口（2000）をはじめとして数多く行われてきた。それら先行研究では、育児休業制度、フレックスタイム制度や短時間勤務制度などの働き方に関する諸制度、保育所、夫の家事・育児参加（時間）の効果と合わせて分析しているケースが多い。本節では、これらの効果がプラスの影響を及ぼしているという研究とマイナスの影響を及ぼしている研究に分けて、先行研究を紹介

する。

育児休業に関する研究では、樋口(1994)、樋口・阿部・Waldfoegel(1997)、森田・金子(1998)、滋野・大日(1998)、脇坂(2002)、駿河・張(2003)、清水谷・野口(2004)は、育児休業制度は出産後の就業継続を高める効果があることを報告している。戸田(2012)は本研究と同じく「21世紀成年者縦断調査」を用いて育児休業制度をはじめとする両立支援策が結婚、出産、就業継続に与える影響を分析しており、育児休業制度が出産後の就業継続を促すことを確認している。また、保育所の整備が女性の就業継続に効果があることを、滋野・大日(1999)、永瀬(2003)、樋口・松浦・佐藤(2007)は述べている。結婚や出産に対する影響を見た研究では、駿河・西本(2002)、駿河・張(2003)、滋野・松浦(2003)、滋野(2006)は、育児休業が出産を促すという結果を得ている。清水谷・野口(2004)は、育児休業制度に加え、フレックスタイム制度、勤務時間短縮制度、企業内託児所などの勤務先での福利厚生制度の充実は有配偶女性の労働参加を促すことを指摘している。また、出産に関しては、駿河・西本(2002)では、育児休業制度、育児休業中の昇給制度、復職後の昇給・賃金保障、業務能力の維持・向上のための措置、始業・終業の繰上げ・繰下げ措置、野口(2011)では、会社による託児所利用支援、在宅勤務制度、勤務地限定制度、結婚・出産退職者のための再雇用制度が出産を促すことを明らかにしている。吉田・水落(2005)では、認可保育所定員率が高いと、第2子の出産を促す効果があることを指摘している。夫の家事・育児が妻の労働参加と出産に与える影響に関して、小葉・安岡・浦川(2009)では、出産意欲が高くなることが確認されている。山上(1999)は夫が家事・育児に協力的であるほど妻の就業を促す結果を示している。水落(2006)は、妻の就業状態を内生的もしくは外生的に見るかで夫の育児参加の有意性は異なることを指摘している。中野(2009)はこの内生性を考慮して分析を行った結果、夫の家事・育児参加は妻の就業を促すことを明らかにしている。

反対に、育児休業制度、フレックスタイム制度や短時間勤務制度などの働き方に関する諸制度、保育所、夫の家事・育児参加(時間)の効果が統計的に確認できない、もしくは限定的にしか有意性を確認できないとする研究も多い。育児休業の効果については、滋野・大日(2001)、坂爪・川口(2007)、野口(2011)などが挙げられる。結婚に関する研究も存在しており、滋野・大日(1998)によれば、育児休業は結婚には影響を与えていないと結論付けている。特に、マクロ統計やコーホートデータを用いて育児休業制度の導入前後を比較した研究では、育児休業制度が就業継続に与える効果は小さいことが確認されている(滋野・大日 1998、永瀬 1999、岩澤 2004、今田・池田 2006、四方・馬 2006、佐藤・馬 2008、管 2011、宇南山 2011)。管(2011)によれば、育児休業制度等の促進による少子化対策が実施されて以降、若い世代では結婚前にしていた仕事を離職するタイミングが結婚前後から第一子妊娠以後に遅れるようになってきているが、第一子出産1年以後も就業を継続している割合は目立った増加を示していない。若いコーホートでは特に第一子妊娠期における離職の確率は高くなっている。また、宇南山(2011)は、国勢調査による疑似パネル分析から結婚・出産による離職率を計測したところ、1980年から2005年までの間、85.9%から86.3%とほぼ変化していない(下がっていない)ことを示している。また、保育所の整備は離職率を引き下げる効果を持つ一方、育児休業制度や両親との同居は離職率に対して有意な

影響を及ぼしていないことを報告している。保育所の効果について、仙田（2002）は、大都市圏に限定すると、保育所は就業継続に影響しないことを報告している。吉田・水落（2005）においても、認可保育所定員率の高さは、女性の労働参加に対しては統計的に有意な影響を与えていることは確認されていない。Asai et al.（2015）では、都道府県の固有の効果（伝統的価値観など）をコントロールすると、公的保育サービスの利用可能性と就業率の相関は失われることを指摘している。夫の家事・育児時間について、駿河（2011）は、夫の家事時間は妻の出産希望に影響を与えていないこと、夫の労働時間や通勤時間が短くなれば夫の家事時間は増え、妻の就業を促すと考えられるが、正規雇用の就業は促していないことを確認している。このように、女性の結婚・出産に関連した就業変化に関する研究は数多く行われているが、必ずしも結果は一致していない。

結婚・出産後における女性の再就職に関する先行研究では、学歴が高い女性がいったん退職すると、その後、再就職していないとする推計結果が多くの先行研究で得られている（樋口 2000, 平尾 2005, 坂本 2009など）。この結果の解釈については、学歴が高い女性ほど、やりがいや達成感、「自分の知識や経験を生かせる」などの内的報酬を志向する傾向が強いが（日本労働研究機構 2000, 武石 2001）、労働市場にはそれと合致するような求人が少なく、また就学年数が長いことから、結婚時および第1子出産時年齢が遅いため、育児負担が軽くなるなど再就職の準備が整った頃には、限定された求人の中から選ばなければならないなどの「求人・求職のミスマッチ」が発生しているとされる。加えて、同類婚ないし上方婚傾向を考えた場合、高学歴女性の配偶者は高学歴かつ高収入である可能性が高く、結婚後も収入を得なければならないという動機が弱いという「収入動機脆弱仮説」が挙げられる（平尾 2005では、特に大卒女性において、妻の再就職に対する夫の収入の効果が強いという結果を得ている）。これらの結果は有配偶女性の就業について、世帯の中核的所得稼得者の所得が高いほど他の世帯員の就業率が低いとするダグラス＝有澤の法則（第一法則）に則しているともいえる（樋口 1995, 脇坂・富田 2001）。

再就職する契機としては、子どもの自立するタイミングに依拠すると考えられているが、労働政策研究・研修機構（2006）では、インタビュー調査に基づき、19人の女性の35年間にわたる詳細なキャリアを分析した結果、再就職時期は「上の子が小学校就学以前から下の子が高校生になるまでの間に広く分布」（奥津 2006）しており、女性自身の考え方に依存していることがわかる。そうした女性の考え方が就業を規定するという仮説として、妻が家事・育児などの家庭内労働に、夫が稼得収入を得るために市場労働にそれぞれ専念すべきという意識から、就業継続を選択しない（坂本 2012）、再就職を選択しないとする性別役割分業意識仮説が挙げられる。加えて、女性のキャリアへの志向は、就職前の進学の時点からうかがえるとして、中村（2010）では、女子学生が職業系大学、教養系大学、双方の要素が含まれる中間的大学のいずれの大学を選択するかで、その後の就職先や職業キャリアを大きく規定されていることを示している。

先行研究と比較した場合、本研究の特徴は3点ある。1点目は、パネルデータを使っている点である。パネルデータを用いることにより、同一個人の子の結婚や出産前後の就業変化を直接捉えることが可能となる。2点目は、女性本人の通勤時間、賃金、夫の所得、保育サービス、夫の家

事・育児時間などを総合的に捉えた分析を行っている点である。先行研究では、1つの要因に着目した分析がほとんどであり、本研究のように複数の要因について、どの要因が強く影響しているのかを比較分析した研究は少ない。3点目は、コーホート別の変化を見ている点である。後述するとおり、本研究で利用が可能であった「21世紀成年者縦断調査」の調査期間は2002年から2011年までであったことから、「21世紀成年者縦断調査」は同一コーホートの分析しかできなかった。しかし、1993年から数回にわたってサンプルが追加されている「消費生活に関するパネル調査」では、10年ごとの出生年代の異なる3つのコーホートについて分析することにより、コーホート間の違いを分析することができる。

### 3. 本研究で用いる家計パネル調査

本研究では、厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」と（公財）家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」（JPSC）を用いて分析を行う。本研究では、公的統計（就業構造基本統計調査、出生動向調査）を含む、女性就業に関するこれらのパネルデータを補完的に活用することによって、上述した目的に沿った分析を行う。

厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」は、2002年10月末時点で20～34歳であった全国の男女を調査対象としている。この成年者縦断調査は、2002年成年者と2012年成年者の2つのウェーブを調査している。但し、本研究で用いることができたのは、2002年成年者のみを対象としたデータであり、世代間の違いを分析することはできない。このデータを用いることによるメリットは、2点ある。1つ目は、このデータは政府の公的統計として回答義務を課すことによって高い回答率を得ており、時系列と横断面の両方向において膨大なサンプルサイズを誇る点<sup>1)</sup>、そして2つ目は、「21世紀成年者縦断調査」には、地域（都道府県）を把握することが可能な変数も含まれており、これらを使って保育所の利用可能性などの地域特性を示す情報をマッチングすることができる点である。一方、デメリットとしては、公的統計であるが故に、質問項目が限られており、大学や研究所が実施しているパネルデータと比較して、質問数が多くない点が挙げられる。

本研究では、「21世紀成年者縦断調査」の地域情報を用いて、厚生労働省「社会福祉施設等調査」のデータとの結合を行う。また、厚生労働省の「社会福祉等施設調査」と総務省「人口推計」を用いて、宇南山（2011）の定義に従い、25歳から34歳の女性の人口と保育所の定員数の比率で示される「潜在的定員率」を作成し、分析に用いる。宇南山（2011）以前の先行研究では、「保育所待機児童数」や「保育所定員率」が用いられてきたが、宇南山（2011）で指摘されるように、これら指標は、結婚・出産の結果である子どもの人数によって影響を受けるため、保育所の利用可能性を示す適切な指標とは言えない。例えば、保育所が不足しても、結婚・出産も減少すればこれら指標は改善されることから、保育所の整備状況が過大評価されてしまうという問題を孕んでいる。逆に、保育所が増えても、それを見て利用希望者が増えれば待機児童は増加する。

1) ただし所得等、数値を記入させる質問項目に対する回答率は必ずしも高くない。

このため、本研究では、未婚者を含めた潜在的な保育需要を捉えるために、「潜在的定員率」を用いる。なお、本論文では、この潜在的定員率のことを「保育所定員率」と呼ぶことにする。加えて、地域の労働需給を示す指標として厚生労働省「一般職業紹介状況（職業安定業務統計）」の「有効求人倍率」も推定に使用する。

（公財）家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」は、1993年9月末時点で24～34歳の全国の女性（および男性はその配偶者）を調査対象として始められた。女性に特化した質問項目が多いこと、加えて調査実施期間が長いという特徴がある。20数年もの長期間にわたる継続調査により、調査開始時点の対象者の年齢も45～55歳（第22回調査時点）となり、結婚、出産だけではなく、それ以降のライフサイクルまで捕捉可能となっている。また、その後も、追加サンプルとして、1997年からは当時24～27歳のサンプル、2003年からは24～29歳、2008年からは24～28歳、2013年からは24～28歳の調査対象者を新たに加えているため、世代間の違いを追えるメリットがある。本稿では、調査期間が長いという特徴を生かし、主に再就職に関する分析にこのデータを用いる。また、結婚・出産選択、結婚・出産前後の就業継続に対する出生年代の効果を捕捉すべく、出生コーホートダミー（1960年代生まれを参照グループとした、1970年代生まれ、1980年代生まれ）の推計結果を示す。次節以降では、紹介したデータを用いて、結婚・出産の選択や結婚・出産前後の就業変化、出産後の再就職について分析した結果を確認する。

#### 4. 結婚行動

本節では、2000年代以降、結婚選択にはどのような要因が影響を与えているのかについて、「21世紀成年者縦断調査」を用いて確認する。表1は、結婚選択の推定に用いたサンプルの記述統計量を示している。表1に示したサンプルを用いて、パネル・プロビット分析を行った結果を表2に掲載している。前年未婚である女性に分析サンプルを限定し、被説明変数は翌年までに結婚した女性を1、未婚継続の女性を0とし、説明変数として、年齢、学歴などの基本属性に加えて、前年の就業先に関する様々な情報を利用した。

表2からは、以下のことがわかった。まず、本人の属性からは、年齢の効果を見ると、年齢および年齢の二乗項は、それぞれ正と負の符号を示し、かつ有意であり、年齢が高くなるにつれて結婚する女性は増えるが、その伸びは逡減することが確認できた。学歴ダミーを見ると、中学・高校卒と比較して、大学卒の女性の結婚確率は高い（+0.87%）。

また、両親との同居<sup>2)</sup>は全ケースにおいて正で有意である（+1.34%～+2.16%）。1990年代に山田昌弘氏が提唱した、「パラサイト・シングル仮説」の一部（高所得の親元で暮らすことで、住居費、生活費を親に肩代わりしてもらい、優雅な同居生活を過ごしている未婚者は居心地がよいため、結

2) 両親との同居ダミーは調査対象者またはその配偶者の父親・母親と同居していたら1、誰も同居していなかったら0の二項変数である。なお、「21世紀成年者縦断調査」の調査票には、「建物が別であっても、同一敷地内に住んでいる場合には、同居」に含めるようにとの指示があることから、ここでの同居は「同一建物」もしくは「同一敷地内」に住んでいる場合を同居として扱っている。

表1 結婚に関する推定に用いたサンプルの記述統計量

| 結婚選択                   | 全サンプル   |         | 正規      |         | 非正規     |         |
|------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
|                        | 平均値     | 標準偏差    | 平均値     | 標準偏差    | 平均値     | 標準偏差    |
| 結婚する = 1, 結婚しない = 0    | 0.041   | 0.199   | 0.053   | 0.223   | 0.029   | 0.168   |
| 年齢(結婚1年前)              | 29.359  | 4.870   | 28.589  | 4.466   | 30.179  | 5.141   |
| 年齢の二乗(結婚1年前)           | 885.684 | 290.407 | 837.261 | 261.701 | 937.186 | 309.924 |
| 学歴 ref. 中学・高校卒         | 0.337   | 0.473   | 0.265   | 0.441   | 0.415   | 0.493   |
| 専門学校卒                  | 0.199   | 0.399   | 0.215   | 0.411   | 0.181   | 0.385   |
| 短期大学・高等専門学校卒           | 0.241   | 0.428   | 0.269   | 0.443   | 0.212   | 0.409   |
| 大学卒                    | 0.209   | 0.407   | 0.239   | 0.426   | 0.178   | 0.383   |
| 大学院卒                   | 0.011   | 0.105   | 0.011   | 0.105   | 0.011   | 0.106   |
| 両親と同居(1年前)             | 0.656   | 0.475   | 0.720   | 0.449   | 0.587   | 0.492   |
| 時間当たり賃金(結婚1年前)         |         |         |         |         |         |         |
| 単位: 1時間・100円           | 14.922  | 21.360  | 17.974  | 25.083  | 11.676  | 15.872  |
| 労働時間(結婚1年前)            |         |         |         |         |         |         |
| 単位: 1日・時間              | 7.235   | 2.832   | 8.497   | 2.344   | 5.892   | 2.684   |
| 労働時間の二乗(結婚1年前)         |         |         |         |         |         |         |
| 単位: 1日・時間              | 60.360  | 40.405  | 77.693  | 38.428  | 41.925  | 33.749  |
| 通勤時間(結婚1年前)            |         |         |         |         |         |         |
| 単位: 往復・10分             | 6.154   | 4.940   | 6.743   | 5.055   | 5.527   | 4.736   |
| 従業員規模(結婚1年前) ref. 1~4人 | 0.055   | 0.228   | 0.042   | 0.201   | 0.068   | 0.252   |
| 5~29人                  | 0.248   | 0.432   | 0.219   | 0.414   | 0.278   | 0.448   |
| 30~99人                 | 0.172   | 0.378   | 0.164   | 0.370   | 0.182   | 0.385   |
| 100~499人               | 0.234   | 0.424   | 0.258   | 0.437   | 0.209   | 0.407   |
| 500~999人               | 0.073   | 0.261   | 0.077   | 0.266   | 0.070   | 0.255   |
| 1,000~4,999人           | 0.098   | 0.298   | 0.104   | 0.305   | 0.093   | 0.290   |
| 5,000人                 | 0.071   | 0.257   | 0.075   | 0.263   | 0.067   | 0.249   |
| 官公庁                    | 0.048   | 0.214   | 0.061   | 0.240   | 0.034   | 0.181   |
| 育児休業制度の利用のしやすさ(結婚1年前)  | 0.143   | 0.350   | 0.225   | 0.417   | 0.055   | 0.229   |
| サンプルサイズ                | 25,240  |         | 13,009  |         | 12,231  |         |

データ: 厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」

婚して、親と比べて所得の低い配偶者と暮らし始めることは、自由な時間、豊かな消費生活を奪われることになるので結婚を選択しなくなっている)とは、反対の結果が得られている。これに対して、以下のような解釈が考えられる。まず、1990年代後半以降の経済低迷による影響から、同居未婚者は必ずしも贅沢な独身貴族ではなくなっていることが挙げられる。1990年後半以降に20歳代を経験した世代は、不況の影響を受け、「就職氷河期」を経て、初職がパート・アルバイトなどの臨時雇いである者が増えている。実家を出ようにも、経済的自立ができず、実家に留まるというケースが増えた(北村・坂本 2004, 西 2010)。加えて、親世代もかつてほど豊かではなく、子どもが同居することで、お互いの生活を支えあう世帯も増えてきている(北村・坂本 2007)。これらのことから、同居未婚者は一方的に基礎的生活条件を享受できる立場にはなく、彼(女)ら自身も世帯構成員の1人としての責務が求められ、また、親が退職し始める頃には、親に代わり、家計を担い、日常の炊事家事、さらには、親の身の回りの世話が必要になるということから、同居が結婚へのプッシュ要因になっていることも考えられる。

続いて、就業に関する影響を見ると、通勤時間は(前年が)正規のケースにおいて負で有意と



表2 結婚に関する推定結果 (限界効果)

| 被説明変数：結婚                         | 全サンプル                      | 正規                         | 非正規                        |
|----------------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| 年齢 (結婚1年前)                       | 0.0368***<br>(0.00335)     | 0.0448***<br>(0.00647)     | 0.0246***<br>(0.00322)     |
| 年齢の二乗 (結婚1年前)                    | -0.000667***<br>(5.84e-05) | -0.000812***<br>(0.000114) | -0.000444***<br>(5.52e-05) |
| 学歴 ref. 中学・高校卒<br>専門学校卒          | 0.00545<br>(0.00336)       | 0.00604<br>(0.00585)       | 0.00250<br>(0.00338)       |
| 短期大学・高等専門学校卒                     | 0.00430<br>(0.00309)       | 0.00264<br>(0.00537)       | 0.00307<br>(0.00315)       |
| 大学卒                              | 0.00870**<br>(0.00344)     | 0.0160***<br>(0.00619)     | 0.00188<br>(0.00334)       |
| 大学院卒                             | 0.00788<br>(0.0123)        | 0.00832<br>(0.0213)        | 0.00454<br>(0.0119)        |
| 両親と同居 (1年前)                      | 0.0189***<br>(0.00232)     | 0.0216***<br>(0.00396)     | 0.0134***<br>(0.00258)     |
| 時間当たり賃金 (結婚1年前)<br>単位：1時間・100円   | 9.34e-05**<br>(4.42e-05)   | -8.96e-05<br>(0.000143)    | 0.000129**<br>(5.41e-05)   |
| 労働時間 (結婚1年前)<br>単位：1日・時間         | 0.00487***<br>(0.00157)    | -0.00233<br>(0.00318)      | 0.00636***<br>(0.00166)    |
| 労働時間の二乗 (結婚1年前)<br>単位：1日・時間      | -0.000139<br>(0.000102)    | 0.000172<br>(0.000173)     | -0.000292**<br>(0.000115)  |
| 通勤時間 (結婚1年前)<br>単位：往復・10分        | -0.000368<br>(0.000231)    | -0.000907**<br>(0.000411)  | -4.54e-06<br>(0.000217)    |
| 従業員規模 (結婚1年前) ref. 1~4人<br>5~29人 | 0.00673<br>(0.00609)       | 0.00614<br>(0.0107)        | 0.00517<br>(0.00617)       |
| 30~99人                           | 0.00235<br>(0.00603)       | 0.00144<br>(0.0107)        | 0.000743<br>(0.00597)      |
| 100~499人                         | 0.0131**<br>(0.00657)      | 0.0113<br>(0.0110)         | 0.0103<br>(0.00709)        |
| 500~999人                         | 0.00802<br>(0.00759)       | 0.00576<br>(0.0126)        | 0.00683<br>(0.00824)       |
| 1,000~4,999人                     | 0.0103<br>(0.00741)        | 0.0127<br>(0.0130)         | 0.00456<br>(0.00725)       |
| 5,000人                           | 0.0134<br>(0.00834)        | 0.00934<br>(0.0135)        | 0.0139<br>(0.00956)        |
| 官公庁                              | 0.0131<br>(0.00915)        | -0.00737<br>(0.0115)       | 0.0359**<br>(0.0164)       |
| 育児休業制度の利用のしやすさ (結婚1年前)           | 0.00536<br>(0.00329)       | 0.00544<br>(0.00490)       | 0.00582<br>(0.00553)       |
| サンプルサイズ                          | 25,240                     | 13,009                     | 12,231                     |
| Log pseudolikelihood             | -4115                      | -2608                      | -1480                      |

データ：厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」

注：上段には限界効果，下段の（ ）には標準誤差を表示している。\*\*\*は1%水準有意，\*\*は5%水準有意，\*は10%水準有意であることを表す。

なった(10分ごとに-0.09%)。非正規のケースでは有意でないものの、同じく負の符号を示している。このことから、通勤時間が長くなることは結婚を抑制していることが確認された。通勤時間はもともと生活満足度に負の影響を与える(浅野・権丈 2011)だけではなく、通勤時間を就業のための拘束時間と考えれば、その分、就業者が交際や趣味娯楽に費やす時間が短くなることなどから、恋愛に充てる時間がないことが起因していると考えられる。

一方、労働時間、労働時間の二乗項を見ると、有意なケースではそれぞれ正と負の符号を示しており、労働時間の長かった女性は結婚する傾向にあるが、労働時間が長くなるにつれて結婚しなくなることが確認された。これは、パートタイム就業者よりも労働時間の長いフルタイム就業者のほうが、結婚確率が高いことを反映している。次に、従業員規模ダミーを見ると、1~4人規模の企業勤務者と比べて、100~499人勤務、官公庁勤務のほうが、結婚確率が高くなる<sup>3)</sup>ことがわかる。育児休業制度の利用のしやすさは全ケースで有意な影響を与えていない。そして、時間当たり賃金率は正に有意であり、賃金が高い女性のほうが結婚をしているという結果になっている(時給100円当たり+0.00934%)。

加えて、出生年代を考慮した分析をすべく、「消費生活に関するパネル調査」を用いて出生コーホートダミーを加えた推計を行うと、サンプル全体、あるいは正規就業者に限定した場合、(1960年代生まれと比べて)1970年代生まれ、1980年代生まれダミーともに、限界効果の符号がマイナスとなり、特に80年代ダミーは統計的にも有意となり、ここで使用した説明変数が同じであったとしても、出生年代ごとに結婚選択確率が下がっていることがうかがわれる(表は割愛)。

## 5. 結婚前後の就業変化

本節では、結婚後の就業率はどのように推移しているのか、そして結婚前後の就業変化にはどのような要因が影響しているのかについて、「21世紀成年者縦断調査」を用いて検証する。

表3は、結婚2年前に就業していた女性の結婚1年前、結婚年、結婚1年後、2年後、3年後に就業していた者の比率を学歴別、都市・地方別に掲載している。これを見ると、結婚1年前から結婚年にかけて就業率は低下するものの、結婚年から結婚1年後にかけて就業率が上昇することが確認できる。但し、結婚2年後から3年後にかけて、子ども出産の影響もあるのか、再度、就業率は低下しており、W型に就業率は推移している。

学歴別に見ると、結婚前年はどのケースでも就業率がほぼ95%と差は見られないが、結婚を経て、違いが生じる。中学・高校卒の女性と比べて(67.1%)、短大・専門学校卒(77.8%)、大学・大学院卒(81.2%)などの高学歴女性のほうが結婚1年前から結婚年にかけての就業率の低下幅は小さい。その後、再び就業率は上昇するが、中学・高校卒よりも学歴の高い女性のほうが上昇幅は大きくなり、学歴による影響は残ったままとなる。学歴が高いほど就業する。学歴による差が出た原因として考えられるのは、本人の心理的状况に違いがあるのかもしれないが同時に離職

3) 育児休業制度の利用のしやすさダミーは、育児休業制度が利用可能であり、かつ利用するにあたって「利用しやすい雰囲気がある」と回答した場合1、それ以外0の二項変数である。

表3 結婚前後の就業率の推移

| 結婚2年前に就業中 | 全体    | 中学・高校卒 | 短大・専門学校卒 | 大学・大学院卒 | 都市    | 地方    |
|-----------|-------|--------|----------|---------|-------|-------|
| 結婚1年前     | 0.944 | 0.943  | 0.949    | 0.950   | 0.937 | 0.949 |
| 結婚年       | 0.763 | 0.671  | 0.778    | 0.812   | 0.699 | 0.805 |
| 結婚1年後     | 0.796 | 0.729  | 0.801    | 0.832   | 0.741 | 0.833 |
| 結婚2年後     | 0.827 | 0.743  | 0.835    | 0.871   | 0.790 | 0.851 |
| 結婚3年後     | 0.782 | 0.686  | 0.784    | 0.851   | 0.748 | 0.805 |
| サンプルサイズ   | 358   | 70     | 176      | 101     | 143   | 215   |

データ：厚生労働省「21世紀成年人者縦断調査」

注1：都市は東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県、兵庫県、大阪府、京都府、地方は其他道県を示している。

2：通年で回答しているサンプルに限定している。

3：結婚のケースは、子どもをもうけていないサンプルに限定している。

による逸失所得（機会費用）が相対的に高いこと、さらに、高学歴者ほど育児休業制度などワーク・ライフ・バランス制度が整い、利用実績が高い企業に勤めていること（阿部 2005）から、結婚またその先の出産などのライフ・イベント時においても、就業を諦めなくて済むからなどの理由が影響しているのかもしれない。

続いて、都市・地方別に見ると、ここでも結婚1年前は就業率が94～95%とほぼ同じであったが、結婚年に、都市居住者では70%弱と下がる一方で、地方居住者では80%強と高く、10%ポイント近い差が生じる。その後、両者の差は結婚後3年を経て小さくなっている。都市と地方部で差がある結果については、すでに宇南山（2011）でも指摘されているが、都道府県別でライフ・イベント前後の離職率に差があり、東京・大阪などの大都市部ほど高く、日本海側の各県は相対的に低い。

概観すると以上のような違いが見られるが、これらを他の要因をコントロールしても、離職率に差があるかをプロビット分析により確認してみたい。表4には、結婚選択の推定に用いたサンプルの記述統計量を示している。表4に示したサンプルを用いたプロビット分析の結果が表5に掲載されている。分析で用いたサブサンプルは、結婚前年に就業していた女性に限定されている。被説明変数は結婚年に就業継続する女性を1、離職および転職した女性を0とし、説明変数は、年齢、学歴などの基本属性に加えて、前年の就業先に関する様々な情報を利用した。

表5からは、以下のことがわかる。まず基本属性を見ると、結婚選択の推計とは異なり、年齢、その二乗項も統計的に有意な結果が得られなかった。また学歴効果は、非正規就業者ほど、中卒・高卒と比べて、専門学校卒、短大・高専卒は就業確率が大きく（それぞれ約+17.9%）、学歴が高いほど、結婚後も就業継続することが確認できる。これについては、前述したとおり、逸失所得の多寡や、もともとの就業先が継続して働きやすい環境にあることによる影響が考えられる。また両親との同居を見ると、いずれのケースでも限界効果は負であるものの有意とはならず、結婚後の就業継続に影響していないことがわかった。これについては、結婚前年に同居しているのが女性本人の親であり、結婚後には、夫と二人暮らしになるか、あるいは夫の実家に入ることな

表4 結婚前後の就業に関する推定に用いたサンプルの記述統計量

| 結婚前後の就業変化                     | 全サンプル   |         | 正規      |         | 非正規     |         |
|-------------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
|                               | 平均値     | 標準偏差    | 平均値     | 標準偏差    | 平均値     | 標準偏差    |
| 就業、休業中 = 1, 無業 = 0            | 0.580   | 0.494   | 0.609   | 0.489   | 0.523   | 0.501   |
| 年齢（結婚1年前）                     | 27.938  | 3.573   | 27.773  | 3.539   | 28.272  | 3.626   |
| 年齢の二乗（結婚1年前）                  | 793.253 | 206.376 | 783.826 | 203.170 | 812.379 | 211.869 |
| 学歴 ref. 中学・高校卒                | 0.245   | 0.430   | 0.229   | 0.421   | 0.276   | 0.448   |
| 専門学校卒                         | 0.204   | 0.403   | 0.205   | 0.404   | 0.202   | 0.402   |
| 短期大学・高等専門学校卒                  | 0.287   | 0.453   | 0.292   | 0.455   | 0.276   | 0.448   |
| 大学卒                           | 0.262   | 0.440   | 0.272   | 0.445   | 0.243   | 0.430   |
| 両親と同居（結婚年）                    | 0.163   | 0.370   | 0.160   | 0.367   | 0.169   | 0.375   |
| 夫の所得（結婚年）<br>単位：1年・100万円      | 4.012   | 1.669   | 4.109   | 1.674   | 3.816   | 1.645   |
| 時間当たり賃金（結婚1年前）<br>単位：1時間・100円 | 15.098  | 13.440  | 16.779  | 14.348  | 11.685  | 10.614  |
| 労働時間（結婚1年前）<br>単位：1日・時間       | 8.126   | 2.378   | 8.587   | 2.389   | 7.192   | 2.066   |
| 労働時間の二乗（結婚1年前）<br>単位：1日・時間    | 71.687  | 43.448  | 79.433  | 48.198  | 55.973  | 25.303  |
| 通勤時間（結婚1年前）<br>単位：往復・10分      | 6.805   | 5.070   | 6.708   | 5.302   | 7.003   | 4.569   |
| 従業員規模（結婚1年前） ref. 1～4人        | 0.037   | 0.188   | 0.045   | 0.207   | 0.021   | 0.142   |
| 5～29人                         | 0.224   | 0.417   | 0.221   | 0.415   | 0.230   | 0.422   |
| 30～99人                        | 0.126   | 0.332   | 0.134   | 0.341   | 0.111   | 0.315   |
| 100～499人                      | 0.295   | 0.456   | 0.316   | 0.466   | 0.251   | 0.435   |
| 500～999人                      | 0.079   | 0.270   | 0.071   | 0.257   | 0.095   | 0.293   |
| 1,000～4,999人                  | 0.122   | 0.328   | 0.132   | 0.339   | 0.103   | 0.304   |
| 5,000人                        | 0.095   | 0.294   | 0.081   | 0.273   | 0.123   | 0.330   |
| 官公庁                           | 0.022   | 0.146   |         |         | 0.066   | 0.249   |
| 有効求人倍率（結婚年）                   | 0.886   | 0.168   | 0.883   | 0.168   | 0.893   | 0.169   |
| 育児休業制度の利用のしやすさ（結婚1年前）         | 0.167   | 0.373   | 0.209   | 0.407   | 0.082   | 0.275   |
| サンプルサイズ                       | 736     |         | 493     |         | 243     |         |

データ：厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」

どを考えると、結婚前年に同居していたかどうかよりも、新居における家庭内資源の有無が結婚後の女性の就業行動に影響すると思ったほうがよいかもしれない。

続いて、就業関連の影響を見ると、通勤時間は有意でない。結婚選択とは異なり、統計的に通勤時間の長さによって女性の就業継続に違いがあるとは言えない。時間当たり賃金については、ここでも正で有意であり（全サンプルのケースで100円当たり+0.41%）、就業継続を促しているという結果を得ている。

夫の所得は全サンプルのケースと正規のケースにおいて負で有意であり、妻の就業継続率を下

表5 結婚前後の就業に関する推定結果（限界効果）

| 被説明変数：就業継続                    | 全サンプル                  | 正規                    | 非正規                   |
|-------------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| 年齢（結婚1年前）                     | 0.0208<br>(0.0678)     | 0.0707<br>(0.0857)    | -0.0820<br>(0.125)    |
| 年齢の二乗（結婚1年前）                  | -0.000198<br>(0.00118) | -0.00111<br>(0.00150) | 0.00157<br>(0.00215)  |
| 学歴 ref. 中学・高校卒<br>専門学校卒       | 0.109**<br>(0.0538)    | 0.0786<br>(0.0665)    | 0.179*<br>(0.0945)    |
| 短期大学・高等専門学校卒                  | 0.100**<br>(0.0499)    | 0.0628<br>(0.0621)    | 0.179**<br>(0.0897)   |
| 大学卒                           | 0.107**<br>(0.0519)    | 0.0865<br>(0.0636)    | 0.146<br>(0.0942)     |
| 両親と同居（結婚年）                    | -0.0736<br>(0.0526)    | -0.0588<br>(0.0648)   | -0.0617<br>(0.0944)   |
| 夫の所得（結婚年）<br>単位：1年・100万円      | -0.0226*<br>(0.0127)   | -0.0283*<br>(0.0155)  | 0.000490<br>(0.0219)  |
| 時間当たり賃金（結婚1年前）<br>単位：1時間・100円 | 0.00412**<br>(0.00207) | 0.00188<br>(0.00293)  | 0.0134**<br>(0.00528) |
| 労働時間（結婚1年前）<br>単位：1日・時間       | 0.0388*<br>(0.0231)    | 0.0201<br>(0.0352)    | 0.112<br>(0.0811)     |
| 労働時間の二乗（結婚1年前）<br>単位：1日・時間    | -0.000391<br>(0.00105) | 0.000353<br>(0.00135) | -0.00547<br>(0.00610) |
| 通勤時間（結婚1年前）<br>単位：往復・10分      | -0.00161<br>(0.00425)  | -0.00416<br>(0.00507) | 0.00237<br>(0.00814)  |
| 従業員規模（結婚1年前） ref. 1～4人        |                        |                       |                       |
| 5～29人                         | 0.0234<br>(0.107)      | 0.0757<br>(0.117)     | -0.0837<br>(0.253)    |
| 30～99人                        | -0.0171<br>(0.114)     | -0.0649<br>(0.132)    | 0.0543<br>(0.263)     |
| 100～499人                      | -0.0558<br>(0.108)     | -0.0134<br>(0.120)    | -0.215<br>(0.246)     |
| 500～999人                      | -0.0392<br>(0.123)     | -0.0456<br>(0.146)    | -0.129<br>(0.263)     |
| 1,000～4,999人                  | 0.00762<br>(0.115)     | -0.0467<br>(0.134)    | 0.101<br>(0.263)      |
| 5,000人                        | 0.0311<br>(0.118)      | 0.0822<br>(0.129)     | -0.103<br>(0.269)     |
| 官公庁                           | -0.0698<br>(0.164)     |                       | -0.170<br>(0.265)     |
| 有効求人倍率（結婚年）                   | -0.140<br>(0.115)      | -0.0927<br>(0.141)    | -0.276<br>(0.207)     |
| 育児休業制度の利用のしやすさ（結婚1年前）         | 0.231***<br>(0.0458)   | 0.285***<br>(0.0472)  | 0.0251<br>(0.128)     |
| サンプルサイズ                       | 736                    | 493                   | 243                   |
| Log pseudolikelihood          | -472.9                 | -307.8                | -151.5                |

データ：厚生労働省「21世紀成年人者縦断調査」

注：上段には限界効果，下段の（ ）には標準誤差を表示している。\*\*\*は1%水準有意，\*\*は5%水準有意，\*は10%水準有意であることを表す。

げる（100万円当たり $-2.26\%$ 、 $-2.83\%$ ）。これは、一種のダグラス＝有澤法則が2002年以降にも確認されたことを意味する。従業員規模ダミーは、どの変数も統計的に有意な結果が得られなかった。労働市場の需要要素を示す、有効求人倍率も有意な結果となっていない。他方、労働時間を見ると、有意なケースでは正の符号を示しており、結婚1年前に労働時間の長かった女性は結婚後も就業継続している（1時間当たり $+3.88\%$ ）。但し、労働時間の二乗は、有意でないものの、符号が負であるものが多く、労働時間が長くなるにつれて就業継続する確率は減退していく。最後に、育児休業制度の利用のしやすさの影響を見ると、全サンプルのケースと正規のケースにおいて正で有意となり（ $+23.1\%$ 、 $+28.5\%$ ）、結婚後においても、女性の就業継続を促していることがわかる。結婚後に控える出産というライフ・イベントに備え、ワーク・ライフ・バランスが推進されているかどうか就業し続けることに影響していると考えられる。

またここでも、出生年代による影響を捕捉すべく、「消費生活に関するパネル調査」を用いた推計結果を追記すると、サンプルを正規就業者に限定した場合、（1960年代生まれと比べて）1970年代生まれ、1980年代生まれダミーともに正に有意となり、他の説明変数に変化がなくとも、結婚後も就業継続を選択する確率が若い世代ほど高い一方で、非正規就業者では、1980年代生まれダミーは負に有意となり、若い世代ほど就業継続していない。結婚前の就業形態が正規就業かどうかで、結婚前後の就業継続に対する影響は拡大する傾向にあることが確認できる（表は割愛）。

## 6. 出産行動

本節では、出産選択にはどのような要因が影響しているのかについて、「21世紀成年者縦断調査」を用いて確認する。表6には、出産選択の推定に用いたサンプルの記述統計量を示している。ここでは、出産した女性は1、出産しなかった女性は0とする被説明変数として、プロビット分析を行った。ここで用いた説明変数は、これまでと同様、女性本人の基本属性、就業先に関する情報とともに、都道府県別の保育所定員率、配偶者（夫）に関する所得や家事・育児時間などが含まれている。また、出産は約10か月の妊娠期間を経ることから、妊娠前の規定要因を考慮すべく、出産1年前ではなく、出産2年前の情報を利用した。

推計結果を示した表7からは、以下のことがわかった。まず、年齢とその二乗項は、全サンプルと正規のそれぞれのケースで正と負の符号を示しており（全サンプルのケースの年齢とその二乗項の限界効果はそれぞれ $+5.23\%$ 、 $-0.10\%$ ）、有意なケースも多く確認されている。このため、年齢の効果は、年齢が高くなるにつれて出産する女性が増えるが、そのような女性はやがて少なくなることを示している。

学歴ダミーを見ると、ほとんどのケースで有意ではないものの、有意なケースにおいては、中学・高校卒と比べて、短期大学・高等専門学校の女性は出産確率が高く（ $+4.42\%$ ）、一方で、大学院卒の女性は符号が負であることから相対的に出産確率が低いことが確認できる（ $-2.84\%$ ）<sup>4)</sup>。

4) 出産選択の推定に用いた正規就業サンプルにおいては、大学院卒に該当するサンプルがなかったため、 $\nearrow$

表6 出産に関する推定に用いたサンプルの記述統計量

| 出産選択                      | 全サンプル    |         | 正規       |         | 非正規      |         |
|---------------------------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|
|                           | 平均値      | 標準偏差    | 平均値      | 標準偏差    | 平均値      | 標準偏差    |
| 出産する = 1, 出産しない = 0       | 0.121    | 0.326   | 0.176    | 0.381   | 0.094    | 0.292   |
| 年齢 (出産2年前)                | 34.085   | 3.814   | 32.702   | 4.171   | 34.759   | 3.433   |
| 年齢の二乗 (出産2年前)             | 1176.337 | 250.787 | 1086.811 | 265.047 | 1219.953 | 231.413 |
| 学歴 ref. 中学・高校卒            | 0.425    | 0.494   | 0.266    | 0.442   | 0.502    | 0.500   |
| 専門学校卒                     | 0.169    | 0.375   | 0.214    | 0.410   | 0.147    | 0.354   |
| 短期大学・高等専門学校卒              | 0.264    | 0.441   | 0.314    | 0.465   | 0.240    | 0.427   |
| 大学卒                       | 0.136    | 0.343   | 0.206    | 0.404   | 0.103    | 0.304   |
| 大学院卒                      | 0.006    | 0.077   |          |         | 0.009    | 0.094   |
| 両親と同居 (出産2年前)             | 0.318    | 0.466   | 0.331    | 0.471   | 0.313    | 0.464   |
| 夫の所得 (出産2年前)              |          |         |          |         |          |         |
| 単位: 1年・100万円              | 4.705    | 1.889   | 4.680    | 1.768   | 4.717    | 1.946   |
| 夫の家事・育児時間 (休日) (出産2年前)    |          |         |          |         |          |         |
| 単位: 1日・時間                 | 3.812    | 3.847   | 3.663    | 3.832   | 3.884    | 3.853   |
| 子どもの人数 (出産1年前) ref. 子どもなし |          |         |          |         |          |         |
| 1人                        | 0.081    | 0.273   | 0.130    | 0.337   | 0.058    | 0.233   |
| 2人以上                      | 0.263    | 0.440   | 0.324    | 0.468   | 0.233    | 0.423   |
| 2人以上                      | 0.656    | 0.475   | 0.546    | 0.498   | 0.709    | 0.454   |
| 時間当たり賃金 (出産2年前)           |          |         |          |         |          |         |
| 単位: 1時間・100円              | 13.627   | 15.480  | 19.739   | 19.417  | 10.650   | 12.077  |
| 労働時間 (出産2年前)              |          |         |          |         |          |         |
| 単位: 1日・時間                 | 5.839    | 2.724   | 8.126    | 2.070   | 4.725    | 2.271   |
| 労働時間の二乗 (出産2年前)           |          |         |          |         |          |         |
| 単位: 1日・時間                 | 41.510   | 32.270  | 70.315   | 29.119  | 27.476   | 23.122  |
| 通勤時間 (出産2年前)              |          |         |          |         |          |         |
| 単位: 往復・10分                | 4.192    | 3.521   | 5.273    | 4.113   | 3.665    | 3.059   |
| 従業員規模 (出産2年前) ref. 1~4人   |          |         |          |         |          |         |
| 5~29人                     | 0.072    | 0.259   | 0.038    | 0.191   | 0.089    | 0.285   |
| 30~99人                    | 0.276    | 0.447   | 0.183    | 0.387   | 0.322    | 0.467   |
| 100~499人                  | 0.198    | 0.398   | 0.183    | 0.387   | 0.205    | 0.404   |
| 500~999人                  | 0.219    | 0.414   | 0.273    | 0.446   | 0.193    | 0.395   |
| 1,000~4,999人              | 0.049    | 0.216   | 0.063    | 0.242   | 0.042    | 0.202   |
| 5,000人                    | 0.075    | 0.264   | 0.092    | 0.289   | 0.067    | 0.251   |
| 5,000人                    | 0.052    | 0.222   | 0.053    | 0.223   | 0.051    | 0.221   |
| 官公庁                       | 0.058    | 0.234   | 0.117    | 0.321   | 0.030    | 0.170   |
| 保育所定員率 (出産2年前)            | 9.773    | 5.167   | 10.372   | 5.244   | 9.481    | 5.106   |
| 育児休業制度の利用のしやすさ (出産2年前)    | 0.206    | 0.405   | 0.488    | 0.500   | 0.069    | 0.253   |
| サンプルサイズ                   | 1,856    |         | 608      |         | 1,248    |         |

データ：厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」

そして、両親との同居についてだが、同居親の存在は、育児に協力してくれるという意味での家庭内資源の存在を意味するため、出産選択に対して、正の効果が予想されたが、統計的に有意な結果にはなっていない。

次に、女性の就業に関わる情報についてだが、通勤時間は全ケースにおいて有意な結果にはなっていない。時間当たり賃金は(3)列の非正規のケースにおいて正で有意であり(100円当たり+0.09%)、出産前が非正規の女性の出産を促している。夫の所得は有意な結果となっていない。従業員規模ダミーを見ると、多くのケースで有意にはなっていないものの、有意なケースに限定

ㄨ 大学院卒ダミーは推定式に含まれていない。大学院卒に該当するサンプルは少なく、全サンプルでも0.6%しか存在しない。

表7 出産に関する推定結果（限界効果）

|                                  | (1)                        | (2)                      | (3)                      |
|----------------------------------|----------------------------|--------------------------|--------------------------|
| 被説明変数：出産                         | 全サンプル                      | 正規                       | 非正規                      |
| 年齢（出産2年前）                        | 0.0523**<br>(0.0212)       | 0.105**<br>(0.0474)      | 0.0250<br>(0.0208)       |
| 年齢の二乗（出産2年前）                     | -0.000904***<br>(0.000336) | -0.00180**<br>(0.000763) | -0.000462<br>(0.000322)  |
| 学歴 ref. 中学・高校卒<br>専門学校卒          | 0.0131<br>(0.0191)         | 0.0387<br>(0.0455)       | 0.000427<br>(0.0180)     |
| 短期大学・高等専門学校卒                     | 0.0442**<br>(0.0196)       | 0.0473<br>(0.0436)       | 0.0419**<br>(0.0197)     |
| 大学卒                              | 0.0233<br>(0.0234)         | 0.00453<br>(0.0449)      | 0.0372<br>(0.0286)       |
| 大学院卒                             | -0.0284*<br>(0.0162)       |                          | -0.0219*<br>(0.0126)     |
| 両親と同居（出産2年前）                     | -0.000492<br>(0.0128)      | 0.0274<br>(0.0332)       | -0.00694<br>(0.0119)     |
| 夫の所得（出産2年前）<br>単位：1年・100万円       | -0.00374<br>(0.00347)      | -0.00148<br>(0.00927)    | -0.00192<br>(0.00300)    |
| 夫の家事・育児時間（休日）（出産2年前）<br>単位：1日・時間 | 0.00313*<br>(0.00161)      | 0.00505*<br>(0.00270)    | 0.00191<br>(0.00166)     |
| 子どもの人数（出産1年前） ref. 子どもなし<br>1人   | -0.195***<br>(0.0248)      | -0.325***<br>(0.0544)    | -0.141***<br>(0.0240)    |
| 2人以上                             | -0.781***<br>(0.0532)      | -0.774***<br>(0.0636)    | -0.804***<br>(0.0740)    |
| 時間当たり賃金（出産2年前）<br>単位：1時間・100円    | 0.000290<br>(0.000400)     | -0.00131<br>(0.00161)    | 0.000850**<br>(0.000359) |
| 労働時間（出産2年前）<br>単位：1日・時間          | -0.00237<br>(0.00733)      | -0.0244<br>(0.0187)      | -0.00692<br>(0.00826)    |
| 労働時間の二乗（出産2年前）<br>単位：1日・時間       | 0.000161<br>(0.000547)     | 0.00112<br>(0.00106)     | 0.00106<br>(0.000753)    |
| 通勤時間（出産2年前）<br>単位：往復・10分         | 0.000591<br>(0.00137)      | 0.00192<br>(0.00319)     | -0.000140<br>(0.00151)   |
| 従業員規模（出産2年前） ref. 1～4人<br>5～29人  | -0.00476<br>(0.0237)       | -0.0640*<br>(0.0373)     | 0.00905<br>(0.0232)      |
| 30～99人                           | -0.00883<br>(0.0239)       | -0.0479<br>(0.0431)      | -0.000426<br>(0.0240)    |
| 100～499人                         | -0.0150<br>(0.0220)        | -0.0630<br>(0.0469)      | -5.68e-05<br>(0.0234)    |
| 500～999人                         | -0.00705<br>(0.0280)       | -0.0475<br>(0.0377)      | 0.0104<br>(0.0378)       |
| 1,000～4,999人                     | -0.0408***<br>(0.0129)     | -0.0729***<br>(0.0252)   | -0.0311***<br>(0.0115)   |
| 5,000人                           | -0.00925<br>(0.0308)       | -0.0356<br>(0.0547)      | -0.0102<br>(0.0234)      |
| 官公庁                              | -0.0218<br>(0.0212)        | -0.0444<br>(0.0454)      | -0.0325***<br>(0.00838)  |
| 保育所定員率（出産2年前）                    | -6.05e-05<br>(0.00114)     | -0.00254<br>(0.00248)    | 0.00100<br>(0.00106)     |
| 育児休業制度の利用のしやすさ（出産2年前）            | 0.0175<br>(0.0163)         | 0.0465<br>(0.0294)       | 0.00820<br>(0.0232)      |
| サンプルサイズ                          | 1,856                      | 608                      | 1,248                    |
| Log pseudolikelihood             | -292.7                     | -105.1                   | -177.0                   |

データ：厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」

注：上段には限界効果、下段の（ ）には標準誤差を表示している。\*\*\*は1%水準有意、\*\*は5%水準有意、\*は10%水準有意であることを表す。



するといずれも負の符号をとっており、就業先の従業員規模が小さい（1～4人）女性と比べて、大きな企業で働いているものほど、出産していない。

子どもの人数を見ると、出産1年前に子どもがいない女性と比較して、既に1人、2人以上の子どもがいる女性は出産していない（-19.5%、-78.1%）。保育所定員率を見ると、有意な結果を得ていない。労働時間、労働時間の二乗を見ると、全てのケースで有意な結果を得ていない。育児休業制度の利用のしやすさも符号は正であるが有意ではない。夫の休日の家事・育児時間は（1）列の全サンプルのケースと（2）列の正規のケースにおいて正で有意であり、夫の休日の家事・育児時間が長くなるほど出産を決意している（+0.31%、+0.51%）。

最後に「消費生活に関するパネル調査」を用いて、出生年代による影響を確認すると、（1960年代生まれと比べて）1970年代生まれダミーは正に有意となり、出生年代ごとに出産確率が上がっていることがわかる（表は割愛）。この点を解釈するにあたってはサンプル上の問題についても配慮しなければならない。すなわち、年齢についてはサンプルを26～34歳にコントロールした分析も行ったが、出産年齢が上がっており、近年、この年齢層で子どもを産む人が増えているため、出生率が上がっているように見えたためかもしれない。1960年代生まれ全体と比較して、1970年代生まれの多くが出産を選択しているというよりも、JPSCを用いた推計での回答サンプルの年齢（26～34歳<sup>5)</sup>）において、1970年代生まれの対象者は20歳代後半から30歳代前半にかけての情報が相対的に多く得られるために、出産選択確率が上がっていると考えられる。この点については、今後、履歴データを使った分析により改善していく必要がある。

## 7. 出産前後の就業変化

本節では、出産前後の就業変化について、「21世紀成年者縦断調査」を用いて確認する。表8には、子どもの出生順を問わず、出産2年前に就業していた女性の出産1年前、出産年、出産1年後、2年後、3年後に就業していた者の比率が学歴別、都市・地方別に掲載されている。出産前年には約75%だった就業率が出産年には、約50%までに大きく落ち込んでいる。しかし、出産1年以降から増加に転じ、出産3年後においては63%まで上昇していくが、まだ出産1年前の就業率の水準には戻っていない。

学歴別に見ると、中学・高校卒の女性（出産年で約41%）と比べて、それよりも学歴の高い女性（出産年で約55%）のほうが出産1年前から出産年にかけての就業率の低下幅は小さいことが確認できる。一方、出産年から出産1年後にかけての就業率の上昇については、中学・高校卒のほうが上昇幅は大きく、結婚前後の就業変化と同様に、徐々に学歴差はなくなっていくことが確認できる。続いて、都市・地方別に見ると、出産1年前と出産年の就業率の水準は都市のほうが高いものの、出産1年後から地方のほうが就業率は高くなっていく。この点は、結婚・出産を契機とした離職率に都道府県別の違いがあるという先行研究（宇南山 2011）と一致している。

5) 出生コホートダミーを加えた推計では、コホートごとの年齢分布を考慮し、全コホートが回答していた26～34歳に限定している。

表8 学歴別、都市・地方別に見た出産前後の就業率の推移

| 出産2年前に就業中 | 全体    | 中学・高校卒 | 短大・専門学校卒 | 大学・大学院卒 | 都市    | 地方    |
|-----------|-------|--------|----------|---------|-------|-------|
| 出産1年前     | 0.755 | 0.733  | 0.765    | 0.751   | 0.778 | 0.745 |
| 出産年       | 0.505 | 0.412  | 0.545    | 0.541   | 0.518 | 0.500 |
| 出産1年後     | 0.554 | 0.508  | 0.570    | 0.580   | 0.545 | 0.558 |
| 出産2年後     | 0.590 | 0.562  | 0.602    | 0.601   | 0.568 | 0.600 |
| 出産3年後     | 0.631 | 0.611  | 0.648    | 0.609   | 0.593 | 0.647 |
| サンプルサイズ   | 1326  | 386    | 596      | 281     | 396   | 930   |

データ：厚生労働省「21世紀成年人者縦断調査」

注1：都市は東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県、兵庫県、大阪府、京都府、地方はその他道県を示している。

2：通年で回答しているサンプルに限定している。

表9 第一子出産前後の就業率の推移

| 出産2年前に就業中 | 全体    | 中学・高校卒 | 短大・専門学校卒 | 大学・大学院卒 | 都市    | 地方    |
|-----------|-------|--------|----------|---------|-------|-------|
| 出産1年前     | 0.716 | 0.717  | 0.718    | 0.706   | 0.748 | 0.700 |
| 出産年       | 0.393 | 0.277  | 0.422    | 0.447   | 0.412 | 0.384 |
| 出産1年後     | 0.433 | 0.326  | 0.460    | 0.482   | 0.460 | 0.419 |
| 出産2年後     | 0.464 | 0.386  | 0.486    | 0.503   | 0.472 | 0.460 |
| 出産3年後     | 0.503 | 0.440  | 0.529    | 0.518   | 0.508 | 0.501 |
| サンプルサイズ   | 763   | 184    | 348      | 197     | 250   | 513   |

データ：厚生労働省「21世紀成年人者縦断調査」

注1：都市は東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県、兵庫県、大阪府、京都府、地方はその他道県を示している。

2：通年で回答しているサンプルに限定している。

表10 第二子以上出産前後の就業率の推移

| 出産2年前に就業中 | 全体    | 中学・高校卒 | 短大・専門学校卒 | 大学・大学院卒 | 都市    | 地方    |
|-----------|-------|--------|----------|---------|-------|-------|
| 出産1年前     | 0.808 | 0.748  | 0.831    | 0.857   | 0.829 | 0.801 |
| 出産年       | 0.657 | 0.535  | 0.718    | 0.762   | 0.699 | 0.643 |
| 出産1年後     | 0.719 | 0.673  | 0.726    | 0.810   | 0.692 | 0.729 |
| 出産2年後     | 0.762 | 0.723  | 0.766    | 0.833   | 0.733 | 0.772 |
| 出産3年後     | 0.805 | 0.767  | 0.815    | 0.821   | 0.740 | 0.827 |
| サンプルサイズ   | 563   | 202    | 248      | 84      | 146   | 417   |

データ：厚生労働省「21世紀成年人者縦断調査」

注1：都市は東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県、兵庫県、大阪府、京都府、地方はその他道県を示している。

2：通年で回答しているサンプルに限定している。

さらに、表9と表10には、表の就業率の推移を第一子と第二子以上のケース別に掲載している。第一子と第二子以上のケースを比較すると、第一子のケースのほうが出産1年前から出産年にかけての就業率が大きく低下している。第一子出産のケースでは、出産年の就業率が出産1年前の

表11 出産前後の就業に関する推定に用いたサンプルの記述統計量

| 出産前後の就業変化              | 全サンプル   |         | 正規      |         | 非正規     |         |
|------------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
|                        | 平均値     | 標準偏差    | 平均値     | 標準偏差    | 平均値     | 標準偏差    |
| 就業、休業中 = 1, 無業 = 0     | 0.597   | 0.491   | 0.681   | 0.467   | 0.478   | 0.501   |
| 年齢（出産1年前）              | 29.568  | 3.426   | 29.056  | 3.511   | 30.294  | 3.172   |
| 年齢の二乗（出産1年前）           | 885.989 | 202.223 | 856.523 | 205.400 | 927.733 | 190.399 |
| 学歴 ref. 中学・高校卒         | 0.332   | 0.471   | 0.307   | 0.462   | 0.368   | 0.483   |
| 専門学校卒                  | 0.225   | 0.418   | 0.245   | 0.431   | 0.197   | 0.399   |
| 短期大学・高等専門学校卒           | 0.245   | 0.430   | 0.241   | 0.429   | 0.250   | 0.434   |
| 大学卒                    | 0.183   | 0.387   | 0.198   | 0.399   | 0.162   | 0.370   |
| 大学院卒                   | 0.015   | 0.120   | 0.009   | 0.096   | 0.022   | 0.147   |
| 両親と同居（出産年）             | 0.261   | 0.440   | 0.272   | 0.446   | 0.246   | 0.431   |
| 夫の所得（出産年）              |         |         |         |         |         |         |
| 単位：1年・100万円            | 4.225   | 1.986   | 4.051   | 1.779   | 4.471   | 2.227   |
| 第何子目の出産か ref. 第一子      | 0.530   | 0.500   | 0.570   | 0.496   | 0.474   | 0.500   |
| 第二子                    | 0.194   | 0.396   | 0.192   | 0.394   | 0.197   | 0.399   |
| 第三子以上                  | 0.276   | 0.447   | 0.238   | 0.427   | 0.329   | 0.471   |
| 時間当たり賃金（出産1年前）         |         |         |         |         |         |         |
| 単位：1時間・100円            | 15.281  | 16.636  | 18.262  | 17.503  | 11.059  | 14.334  |
| 労働時間（出産1年前）            |         |         |         |         |         |         |
| 単位：1日・時間               | 7.059   | 2.625   | 8.139   | 2.121   | 5.528   | 2.509   |
| 労働時間の二乗（出産1年前）         |         |         |         |         |         |         |
| 単位：1日・時間               | 56.704  | 33.655  | 70.735  | 30.470  | 36.828  | 27.392  |
| 通勤時間（出産1年前）            |         |         |         |         |         |         |
| 単位：往復・10分              | 5.735   | 5.418   | 6.037   | 4.744   | 5.308   | 6.235   |
| 従業員規模(出産1年前) ref. 1～4人 | 0.051   | 0.220   | 0.040   | 0.197   | 0.066   | 0.248   |
| 5～29人                  | 0.269   | 0.444   | 0.186   | 0.390   | 0.386   | 0.488   |
| 30～99人                 | 0.142   | 0.349   | 0.158   | 0.365   | 0.118   | 0.324   |
| 100～499人               | 0.267   | 0.443   | 0.319   | 0.467   | 0.193   | 0.396   |
| 500～999人               | 0.078   | 0.268   | 0.093   | 0.291   | 0.057   | 0.232   |
| 1,000～4,999人           | 0.085   | 0.280   | 0.096   | 0.295   | 0.070   | 0.256   |
| 5,000人                 | 0.089   | 0.285   | 0.108   | 0.311   | 0.061   | 0.241   |
| 官公庁                    | 0.020   | 0.140   |         |         | 0.048   | 0.215   |
| 有効求人倍率（出産年）            | 0.886   | 0.169   | 0.901   | 0.158   | 0.866   | 0.183   |
| 保育所定員率（出産年）            | 10.044  | 5.196   | 10.483  | 5.260   | 9.421   | 5.050   |
| 育児休業制度の利用のしやすさ（出産1年前）  | 0.236   | 0.425   | 0.337   | 0.474   | 0.092   | 0.290   |
| サンプルサイズ                | 551     |         | 323     |         | 228     |         |

データ：厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」

就業率の約半分の水準になっている。一方、第二子以上のケースでは、出産年の就業率が出産1年前の就業率の約5分の4の水準になっている。

続いて、出産1年前に就業していた女性の出産1年後の就業状況に対して、どのような要因が影響を与えているのかについて確認する。表11は、出産行動に関する推定に用いたサンプルの記述統計量を示している。表11に示したサンプルを用いて、プロビット分析を行った結果を表12に掲載している。出産前年に就業していた女性に限定し、就業継続した女性を1、離職・転職した女性を0とした被説明変数を用いて、女性の基本属性、就業に関する情報、配偶者、家族に関する情報を説明変数とし、推計を行った。

表12から、以下のことがわかる。まず女性自身の基本属性から見ると、出産後の就業に与える学歴の影響は、結婚・出産選択や結婚後の就業選択に与える影響ほどには、統計的に有意な結果

表12 出産前後の就業に関する推定結果（限界効果）

| 被説明変数：就業継続                      | 全サンプル                   | 正規                       | 非正規                   |
|---------------------------------|-------------------------|--------------------------|-----------------------|
| 年齢（出産1年前）                       | -0.000617<br>(0.0967)   | 0.121<br>(0.109)         | -0.285<br>(0.184)     |
| 年齢の二乗（出産1年前）                    | 0.000264<br>(0.00165)   | -0.00194<br>(0.00188)    | 0.00527*<br>(0.00309) |
| 学歴 ref. 中学・高校卒<br>専門学校卒         | 0.0922<br>(0.0621)      | 0.112*<br>(0.0674)       | 0.100<br>(0.107)      |
| 短期大学・高等専門学校卒                    | 0.0379<br>(0.0607)      | 0.00419<br>(0.0752)      | 0.102<br>(0.0982)     |
| 大学卒                             | 0.0620<br>(0.0658)      | 0.0215<br>(0.0775)       | 0.0841<br>(0.120)     |
| 大学院卒                            | 0.0447<br>(0.194)       | 0.00816<br>(0.200)       | -0.0533<br>(0.265)    |
| 両親と同居（出産年）                      | 0.0492<br>(0.0559)      | 0.0474<br>(0.0649)       | 0.0544<br>(0.0957)    |
| 夫の所得（出産年）<br>単位：1年・100万円        | -0.0307**<br>(0.0137)   | -0.0373*<br>(0.0191)     | -0.0463*<br>(0.0248)  |
| 第何子目の出産か ref. 第一子<br>第二子        | 0.338***<br>(0.0434)    | 0.280***<br>(0.0433)     | 0.394***<br>(0.0856)  |
| 第三子以上                           | 0.290***<br>(0.0496)    | 0.164**<br>(0.0657)      | 0.401***<br>(0.0815)  |
| 時間当たり賃金（出産1年前）<br>単位：1時間・100円   | 0.00973***<br>(0.00211) | 0.0124***<br>(0.00337)   | 0.00918*<br>(0.00516) |
| 労働時間（出産1年前）<br>単位：1日・時間         | 0.102***<br>(0.0360)    | 0.201***<br>(0.0544)     | 0.0224<br>(0.0732)    |
| 労働時間の二乗（出産1年前）<br>単位：1日・時間      | -0.00454*<br>(0.00263)  | -0.00967***<br>(0.00322) | 0.001000<br>(0.00643) |
| 通勤時間（出産1年前）<br>単位：往復・10分        | -0.0132**<br>(0.00539)  | -0.0188***<br>(0.00675)  | -0.00450<br>(0.00485) |
| 従業員規模（出産1年前） ref. 1～4人<br>5～29人 | -0.0743<br>(0.114)      | 0.0542<br>(0.130)        | -0.291**<br>(0.138)   |
| 30～99人                          | -0.182<br>(0.124)       | -0.0467<br>(0.150)       | -0.292**<br>(0.136)   |
| 100～499人                        | -0.240**<br>(0.117)     | -0.00842<br>(0.139)      | -0.467***<br>(0.102)  |
| 500～999人                        | -0.0938<br>(0.148)      | 0.212***<br>(0.0775)     | -0.473***<br>(0.0731) |
| 1,000～4,999人                    | -0.223<br>(0.137)       | 0.00710<br>(0.153)       | -0.381***<br>(0.117)  |
| 5,000人                          | -0.0641<br>(0.140)      | 0.118<br>(0.121)         | -0.308**<br>(0.144)   |
| 官公庁                             | -0.402**<br>(0.174)     |                          | -0.456***<br>(0.0814) |
| 有効求人倍率（出産年）                     | 0.157<br>(0.154)        | -0.0750<br>(0.214)       | 0.227<br>(0.205)      |
| 保育所定員率（出産年）                     | 0.00998**<br>(0.00476)  | 0.00711<br>(0.00516)     | 0.0102<br>(0.00828)   |
| 育児休業制度の利用のしやすさ（出産1年前）           | 0.316***<br>(0.0442)    | 0.286***<br>(0.0480)     | 0.356***<br>(0.107)   |
| サンプルサイズ                         | 551                     | 323                      | 228                   |
| Log pseudolikelihood            | -286.9                  | -147.6                   | -120.5                |

データ：厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」

注：上段には限界効果，下段の（ ）には標準誤差を表示している。\*\*\*は1%水準有意，\*\*は5%水準有意，\*は10%水準有意であることを表す。

が得られていないが、正規のケースにおいて、中学・高校卒と比べ専門学校卒者の就業継続率が統計的に有意に高い。また、それまで勤めていた企業への通勤時間の長さが与える影響は大きく、全サンプルと正規のケースにおいて有意で負の影響を与えている（10分当たり $-1.3\% \sim -1.9\%$ ）。非正規のケースでは有意でないものの、同じく負の符号を示している。このことから、通勤時間の長い遠くの企業に勤めていた人は出産を機に仕事を辞めている人が多い。他方、時間当たり賃金率は正で有意であり、就業継続を促しているという結果を得ている（100円当たり $+0.92\% \sim +1.24\%$ ）。

労働時間、およびその二乗の効果を見ると、それぞれ正と負の符号を全サンプルのケースと正規のケースにおいて示しており、出産1年前に労働時間の長かった女性は結婚1年後も就業継続しているが（ $+10.2\% \sim +20.1\%$ ）、労働時間が長くなるにつれて就業継続する確率は逡減していくことが確認できる。育児休業制度の利用のしやすさは全ケースにおいて正に有意であり（ $+28.6\% \sim +35.6\%$ ）、女性の就業継続を促している。

次に家族による影響を見ると、夫の所得は負で有意であり、妻の就業継続を抑制している（100万円に対し $-3.07\% \sim -4.63\%$ ）。夫の所得階級別妻の有業率の推移を見ると、夫の収入が高いと妻の有業率が低下する関係は長期的に見ると弱まってきているものの（厚生労働省 2014）、依然として夫の所得は、結婚、出産時における就業継続に対して影響を持っていることが確認できた。また、両親との同居については、結婚後の就業行動の推計と同様に限界効果はプラスであるものの、統計的に有意な結果は得られなかった。

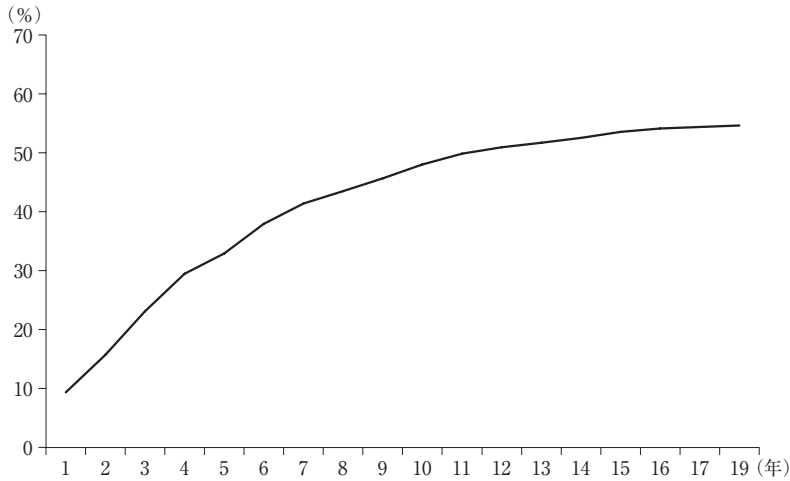
次に出産した子どもが何子目であるかを示すダミー変数の推定結果を見ると、第一子を出産した女性に比べて、第二子、第三子を出産した女性のほうが就業継続している。これは、第一子出産を経ても就業継続している女性は、第二子、第三子出産を経ても就業継続する傾向が高いことを示している。また、労働市場の需要状況の代理変数、出産年の有効求人倍率は全サンプルと非正規で正の符号を示しているが有意な結果とはなっていない。保育所定員率を見ると、保育所の定員率が高いほど、出産1年後の就業継続は高いという結果を全サンプルのケースで得ている（ $+0.99\%$ ）。保育所の整備が女性の就業継続に効果があるとする先行研究とも一致した結果となった（滋野・大日 1999, 樋口・松浦・佐藤 2007, 宇南山 2011）。

最後に「消費生活に関するパネル調査」を用いて、出生年代による影響を確認すると、他の説明変数に変化がないとしても、正規就業者と非正規就業者で、出生年代ダミーの限界効果の符号に違いが見られ、前者は正、後者は負となり、特に、1980年代生まれの非正規就業者において、出産後継続就業する確率が下がる傾向が見てとれる（表は割愛）。

## 8. 出産を機に仕事を辞めた人のその後の再就職のタイミングの変化

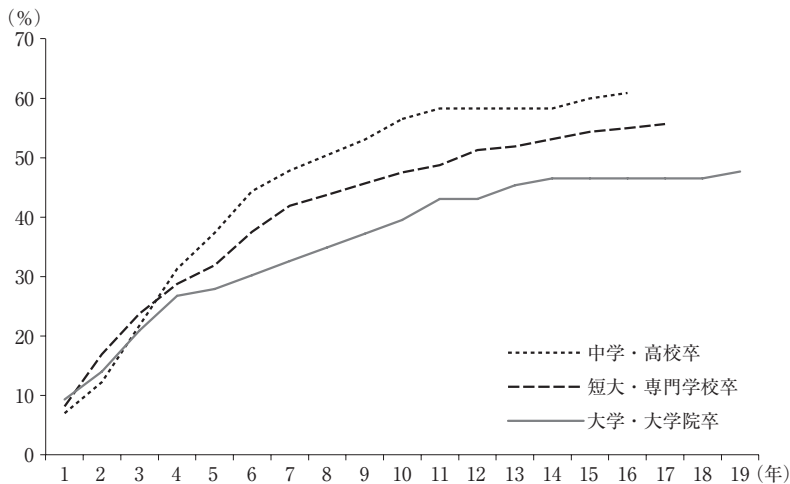
本節では、出産以降における再就職に与える影響について、（公財）家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」を用いて確認する。図3は、出産を契機に仕事を辞めた女性がいつごろまでに復職しているかを示している（縦軸は再就職した女性の累積割合、横軸は再就職するまでの経

図3 第一子出産時に離職した女性のその後の累積再就職率



データ：(公財) 家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」

図4 第一子出産時に離職した女性のその後の累積再就職率 (学歴別)



データ：(公財) 家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」

過年数)。調査期間中に第一子を出産した女性719名のうち361人が離職している。その後、1年以内に復職した女性は29名(8.0%)、3年以内に復職した女性は累計81名(22.4%)、5年以内では118名(32.7%)、10年以内では175名(48.5%)と、アメリカでは出産後9か月で60%の女性が復職しているのとは比べると(Han, et al. 2008)、一度出産退職した女性の就業率が低いことがわかる。再就職時における就業形態を確認すると、ほとんどが非正規就業であった(正規就業5.5%、非正規75.0%、自営業・家族従業員19.5%)。

前節までと同様に、学歴別、居住地別で違いがあるかを確認すると、学歴別では、中学・高校卒ほど復職する累積割合が高いことがわかる(図4)。1年後の復職率では学歴が高いほど高かつ

図5 第一子出産時に離職した女性のその後の累積再就職率（居住先別）

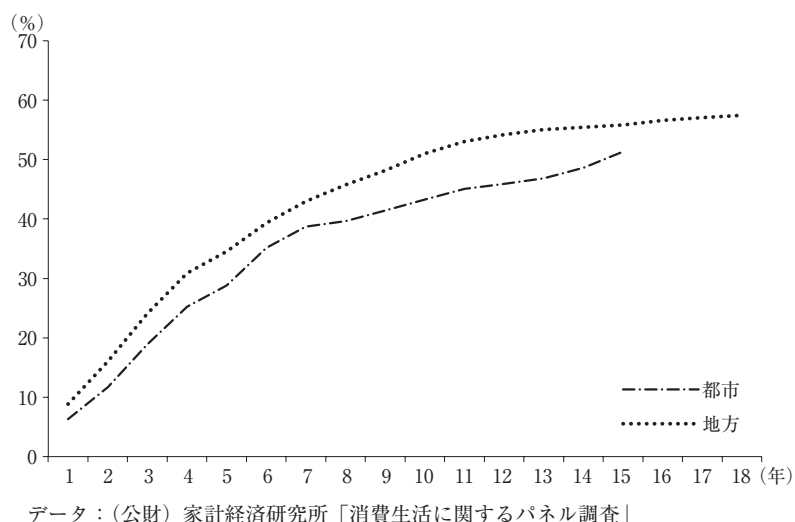


表13 第一子出産時に離職した女性のその後の再就職の推定に用いたサンプルの記述統計量

|                    | 全サンプル    |         | 非正規      |         |
|--------------------|----------|---------|----------|---------|
|                    | 平均値      | 標準偏差    | 平均値      | 標準偏差    |
| 再就職 = 1、無業 = 0     | 0.089    | 0.285   | 0.085    | 0.279   |
| 年齢（1年前）            | 33.557   | 4.829   | 33.562   | 4.833   |
| 年齢の2乗項（1年前）        | 1149.363 | 340.685 | 1149.781 | 340.941 |
| 中学・高校卒             | 0.314    | 0.464   | 0.315    | 0.464   |
| 専門学校卒              | 0.195    | 0.396   | 0.194    | 0.395   |
| 短期大学・高等専門学校卒       | 0.266    | 0.442   | 0.266    | 0.442   |
| 大学・大学院卒            | 0.226    | 0.418   | 0.225    | 0.418   |
| 資格保有               | 0.244    | 0.429   | 0.242    | 0.429   |
| 親との同居（1年前）         | 0.100    | 0.300   | 0.099    | 0.299   |
| 有効求人倍率（1年前）        | 0.749    | 0.316   | 0.750    | 0.317   |
| 住宅ローンの有無（1年前）      | 0.367    | 0.482   | 0.366    | 0.482   |
| 夫の家事・育児時間（1年前）時間/日 | 219.995  | 205.440 | 219.222  | 205.278 |
| 夫の年収（1年前）          | 548.704  | 238.801 | 549.334  | 239.080 |
| 1960年代生まれ          | 0.455    | 0.498   | 0.456    | 0.498   |
| 1970年代生まれ          | 0.448    | 0.497   | 0.446    | 0.497   |
| 1980年代生まれ          | 0.081    | 0.273   | 0.081    | 0.273   |
| サンプルサイズ            | 2,028    |         | 2,018    |         |

データ：（公財）家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」

たが（中学・高校卒6.9%，短期大学・専門学校卒8.1%，大学・大学院卒9.3%），4年後になると逆に，学歴が高いほど累積復職率は低く，10年後には明確な差がついている（同56.5%，同47.5%，同39.5%）。次に，都市居住者と地方居住者で比較すると，1年後の復職率からずっと地方居住者の

表14 第一子出産時に離職した女性のその後の再就職の推定結果

| 被説明変数：再就職               | 全サンプル                | 非正規                  | 全サンプル                   | 非正規                     |
|-------------------------|----------------------|----------------------|-------------------------|-------------------------|
| 年齢（1年前）                 | -0.06<br>(0.0997)    | -0.0537<br>(0.1010)  | -0.0567<br>(0.1010)     | -0.0501<br>(0.1020)     |
| 年齢の2乗項（1年前）             | 0.000518<br>(0.0014) | 0.000473<br>(0.0014) | 0.00054<br>(0.0014)     | 0.000484<br>(0.0014)    |
| 学歴 ref. 中学・高校卒<br>専門学校卒 | -0.0373<br>(0.1220)  | -0.0712<br>(0.1250)  | -0.0394<br>(0.1230)     | -0.0759<br>(0.1260)     |
| 短期大学・高等専門学校卒            | -0.227*<br>(0.1160)  | -0.239**<br>(0.1170) | -0.233**<br>(0.1180)    | -0.245**<br>(0.1190)    |
| 大学・大学院卒                 | -0.148<br>(0.1180)   | -0.176<br>(0.1210)   | -0.111<br>(0.1230)      | -0.142<br>(0.1250)      |
| 資格保有                    | 0.1<br>(0.1030)      | 0.068<br>(0.1060)    | 0.0622<br>(0.1040)      | 0.034<br>(0.1070)       |
| 親との同居（1年前）              | 0.077<br>(0.1310)    | 0.043<br>(0.1350)    | 0.0839<br>(0.1320)      | 0.0511<br>(0.1360)      |
| 有効求人倍率（1年前）             | -0.161<br>(0.1840)   | -0.0166<br>(0.1880)  | -0.105<br>(0.1870)      | 0.0313<br>(0.1910)      |
| 住宅ローンの有無（1年前）           | 0.0482<br>(0.0875)   | 0.0237<br>(0.0892)   | 0.0736<br>(0.0890)      | 0.0445<br>(0.0907)      |
| 夫の家事・育児時間（1年前）時間/日      |                      |                      | 0.000639***<br>(0.0002) | 0.000583***<br>(0.0002) |
| 夫の年収（1年前）               |                      |                      | -0.000369*<br>(0.0002)  | -0.000315<br>(0.0002)   |
| 出生年代ダミー ref.1960年代生まれ   |                      |                      |                         |                         |
| 1970年代生まれ               | -0.319**<br>(0.1530) | -0.329**<br>(0.1560) | -0.360**<br>(0.1550)    | -0.365**<br>(0.1570)    |
| 1980年代生まれ               | -0.703**<br>(0.3110) | -0.696**<br>(0.3170) | -0.760**<br>(0.3130)    | -0.745**<br>(0.3190)    |
| サンプルサイズ                 | 2,028                | 2,018                | 2,028                   | 2,018                   |
| Log pseudlikelihood     | -582.9               | -560.7               | -575.6                  | -555.1                  |

データ：（公財）家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」

注：上段には限界効果，下段の（ ）には標準誤差を表示している。\*\*\*は1%水準有意，\*\*は5%水準有意，\*は10%水準有意であることを表す。

ほうが都市居住者と比べて累積再就職率が高く、年数が経るごとにその差は広がっている（図5）。

ここでは、パネル・プロビット分析を用いて、再就職関数の推計を行った。推計に用いたサンプルは、第一子出産時に離職した女性に限定し、その後に再就職した女性は1、無業継続のままである女性は0を被説明変数として推計を行った。ここでは、前述したとおり、正規就業として再就職した女性はほとんどいないため、推計を全サンプルと非正規就業の2ケースのみとしている（表13）。

表14から以下のようなことがわかった。まず本人の属性による影響を見ると、先の図で見たように、学歴では中学卒・高校卒と比べて、他の学歴の限度効果の符号は一律に負となり、特に短大・高専卒者は一度辞めると再就職する確率は低く、復職タイミングが遅いことから求人・求職のミスマッチ仮説の影響がうかがわれる。本人の保有資格が持つ影響についても確認したが、符



号は正であるものの統計的に有意とはなっていない。また家族の影響について見ると、まず前年における夫の家事・育児時間（休日）が長いほど、女性の再就職確率は高くなることが確認された（1時間当たり+0.06%）。これは、配偶者が家庭生活に協力的であるほど、妻が市場労働に参加しやすいことを示す。家庭内資源によるサポートと考える親との同居だが、限界効果の符号は正であるものの、統計的に有意な結果が得られなかった。加えて、夫の所得の限界効果を見ると、負に有意とあり（100万円当たり-0.03%~-0.04%）、ここでも妻の所得を抑制する結果が得られ、収入動機脆弱仮説が成立すると考えられる。最後に、出生年代による影響を確認すると、1960年代生まれと比べて、1970年代、1980年代生まれの女性のほうが一度辞めた人に限定すると、出産後、再就職していないことが確認された（約-15%、約-70%）。これは、1960年代生まれの女性は、調査最新時点（2014年）の年齢が45~54歳であり、長子出産時の年齢が30歳前後と考えた場合、子どもの養育が終わっていること、および新しい世代のほうが働こうと思っている人の多くが就業継続しており、一度辞めた人に限ると再就職する人は相対的に少ないことを意味している。

## 9. おわりに

女性の結婚や出産、就業行動に影響を与えている経済的要因、時間的要因に焦点を当て、分析を行ってきた。その結果、（1）ほかに比べ、大卒で親と同居している女性の婚姻率は高く、また時間当たり賃金率の高いほうが婚姻率は高く、正社員に限定すると、通勤時間の短い女性のほうが結婚していることがわかった。（2）結婚後の継続就業率を見ると、夫の所得が低く、本人の時間当たり賃金率が高く、加えて学歴の高い女性が継続就業率は高く、また社内にすでに育児休業を取っている人がおり、育休の取りやすい企業に勤めている人のほうが、結婚後においても継続就業率が多いことがわかった。（3）出産については、もともと休日における夫の家事・育児時間の長い世帯において子どもを出産する確率が高い。（4）出産後の継続就業率を見ると、夫の所得の高い世帯において妻の継続就業率は低く、本人の時間当たり賃金率の高い世帯で妻の継続就業率は高い。また正規労働者に限定すると、出産前の労働時間が長い人のほうが、ある程度までは継続就業率が高いものの、それを超えると下がる傾向が読みとれる。他方、通勤時間については、これが長いと継続就業率は低くなっている。そして育児休業制度の利用しやすい企業、さらには潜在的幼児数に対し保育所定員の多い地域では、継続就業率は高くなっている。総じて、結婚や出産に対し、継続就業には統計的に有意な多くの要因が影響を与えていることが確認される。（5）出産を機に企業を辞めた女性の再就職率を分析した結果では、夫の家事・育児時間が長い世帯のほうが再就職率は高く、中学・高校卒者と比べ、短期大学・高等専門学校卒者のほうが再就職率が低く、夫の年収の高い世帯のほうが妻の再就職率は低いことが確認された。

6) ここでの資格の定義は、以下に列記された資格をさす。医師・歯科医師、薬剤師、看護師・保健師、歯科衛生士、臨床検査技師、社会福祉士・介護福祉士、栄養士・調理師、教員、保母、弁護士、司法書士、行政書士、社会保険労務士、中小企業診断士、公認会計士、税理士、建築士、理容師・美容師。

さらに女性の出生コーホートごとの違いに着目し分析すると、上述したような経済的要因や時間的制約要因、さらにはそれらを支援する各種施策に変化がないとしても、若いコーホートのほうが婚姻率は有意に下がる傾向が見てとれ、婚姻後の継続就業率は逆に高まる傾向にある。他方、出生について見ると、30代前半からの出生率の上昇を反映し、他の要因が同じであるとする、若いコーホートのほうが出生率は高まる傾向が確認される一方、出産後の継続就業率は正規の場合、有意に上昇する傾向があるのに対し、非正規では逆に低下する動きが確認された。それだけ説明変数として加えた経済的制約や時間的制約以外の要因、すなわち心理的变化も含めた諸要因が、コーホートごとのこれらの行動に大きく影響していることも検証された。

女性が希望どおり結婚をし、出産をし、かつ仕事を継続していくためには、これらの一連の要因が整えられていく必要がある。どれか1つが欠けても、仕事と生活の両立は難しいし、どれか1つだけを強化していけば、それで効果が上がるというものでもない。

はたしてコーホート間の分析で見いだされたその他の要因が具体的にどのようなものであるか、今後の分析において明らかにしていかなければならない。また本稿では、それまでの行動は先決変数であり、外生変数として扱い、それぞれの時点における行動をプロビット分析により明らかにしようとしてきたが、今後、調査期間以前の履歴データも含め、サンプル期間も延ばしたうえで、サバイバル分析を行い、分析結果の安定性を確保していく必要がある。

#### 参 考 文 献

- [1] 浅野博勝・権丈英子 (2011) 「労働時間と満足度——日英独の比較研究——」 *RIETI Discussion Paper Series* 11-J-037.
- [2] 阿部正浩 (2005) 「誰が育児休業をとるのか——育児休業制度普及の問題点」 国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』.
- [3] 今田幸子・池田心豪 (2006) 「出産女性の雇用継続における育児休業制度の効果と両立支援の課題」『日本労働研究雑誌』 No.553, 34-44頁.
- [4] 岩澤美帆 (2004) 「妻の就業と出生行動——1970年～2002年結婚コーホートの分析」『人口問題研究』 Vol.60(1), 50-69頁.
- [5] 宇南山卓 (2011) 「結婚・出産と就業の両立可能性と保育所の整備」『日本経済研究』 No.65, 1-22頁.
- [6] 奥津真里 (2006) 「現在を生きることで未来を育む女性：生涯キャリアと職業との関わり」 労働政策研究・研修機構『現代日本人の視点別キャリア分析』 労働政策研究報告書 No.51, 125-179頁.
- [7] 北村行伸・坂本和靖 (2004) 「優雅な『パラサイト・シングル』像が変容」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況——デフレで働き方・暮らしはどう変わったか』 日本経済新聞社.
- [8] 北村行伸・坂本和靖 (2007) 「世代間関係から見た結婚行動」『経済研究』 Vol.58(1), 31-46頁.
- [9] 厚生労働省 (2014) 『平成26年版 労働経済の分析 ——人材力の最大発揮に向けて——』.
- [10] 小葉武史・安岡匡也・浦川邦夫 (2009) 「夫の家事育児参加と出産行動」『季刊社会保障研究』 Vol.44(4), 447-459頁.
- [11] 坂爪聡子・川口章 (2007) 「育児休業制度が出生率に与える効果」『人口学研究』 Vol.40, 1-15頁.
- [12] 坂本和靖 (2012) 「「寿退職」「出産退職」を規定するものはなにか——性別役割分業意識と就業行動」 井堀利宏・金子能宏・野口晴子編『新たなリスクと社会保障——ライフサイクルにおける支援策の再構築』 東京大学出版会, 169-186頁.
- [13] 坂本有芳 (2009) 「人的資本の蓄積と第一子出産後の再就職過程」『国立女性教育会館研究ジャーナル』 Vol.13, 59-71頁.
- [14] 佐藤一磨・馬欣欣 (2008) 「育児休業法の改正が女性の就業継続に及ぼす影響」 樋口美雄・瀬古美喜・慶

- 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 [IV] ——制度政策の変更と就業行動』慶應義塾大学出版会。
- [15] 四方理人・馬欣欣 (2006) 「90年代の両立支援策は有配偶女性の就業を促進したのか」樋口美雄・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 [II] ——税制改正と家計の対応』慶應義塾大学出版会。
- [16] 滋野由紀子 (2006) 「就労と出産・育児の両立——企業の育児支援と企業の育児支援と保育所の出生率」樋口美雄・財務省総合政策研究所 (編) 『少子化と日本の経済社会——2つの神話と1つの真実』日本評論社, 81-114頁。
- [17] 滋野由紀子・大日康史 (1998) 「育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響」『日本労働研究雑誌』No.459, 39-49頁。
- [18] 滋野由紀子・大日康史 (1999) 「保育政策の出産の意思決定と就業に与える影響」『季刊社会保障研究』Vol.35(2), 192-207頁。
- [19] 滋野由紀子・大日康史 (2001) 「育児支援策の結婚・出産・就業に与える影響」岩本康志 (編) 『社会福祉と家族の経済学』東洋経済新報社, 17-50頁。
- [20] 滋野由紀子・松浦克己 (2003) 「出産・育児と就業の両立を目指して——結婚・就業選択と既婚・就業女性に対する育児休業制度の効果を中心に」『季刊社会保障研究』Vol.39(1), 43-54頁。
- [21] 清水谷論・野口晴子 (2004) 「保育サービスの利用は女性労働供給をどの程度刺激するのか? ——ミクロデータによる検証」*ESRI Discussion Paper Series*, 第89号。
- [22] 菅桂太 (2011) 「有配偶女性のワーク・ライフ・バランスとライフコース」『人口問題研究所』Vol.67(1), 1-23頁。
- [23] 駿河輝和 (2011) 「夫の家事時間を決定するもの」樋口美雄・府川哲夫 (編) 『ワーク・ライフ・バランスと家族形成——少子社会を変える働き方』東京大学出版会, 195-216頁。
- [24] 駿河輝和・張建華 (2003) 「育児休業制度が女性の出産と継続就業に与える影響について——パネルデータによる計量分析」『季刊家計経済研究』No.59, 56-63頁。
- [25] 駿河輝和・西本真弓 (2002) 「育児支援策が出生行動に与える影響」『季刊社会保障研究』Vol. 37(4), 372-380頁。
- [26] 仙田幸子 (2002) 「既婚女性の就業継続と育児資源の関係——職種と出生コーホートを手掛かりにして」『人口問題研究』Vol.58(2), 2-21頁。
- [27] 武石恵美子 (2001) 「大卒女性の再就業の状況分析」脇坂明・富田安信編『大卒女性の働き方』日本労働研究機構, 117-141頁。
- [28] 戸田淳仁 (2012) 「両立支援策の普及実態と両立支援策が出生行動に与える影響」*IPSS Discussion Paper Series* No.2011-Job. 2011-J06。
- [29] 永瀬伸子 (1999) 「少子化の要因: 就業環境が価値観の変化か——既婚者の就業形態選択と出産時期の選択」『人口問題研究』Vol.55(2), 1-18頁。
- [30] 永瀬伸子 (2003) 「都市再生と保育政策」山崎福寿・浅田義久編著『都市再生の経済分析』東洋経済新報社, 243-278頁。
- [31] 中野あい (2009) 「夫の家事・育児参加と妻の就業行動——同時決定バイアスを考慮した分析」『日本統計学会誌』Vol.39, 121-135頁。
- [32] 中村三緒子 (2010) 「大卒女性のライフコースを分ける要因に関する研究」『現代女性とキャリア: 日本女子大学現代女性キャリア研究所紀要』2, 66-81頁。
- [33] 西文彦 (2010) 「親と同居の若年未婚者の最近の状況 その8」  
<http://www.stat.go.jp/training/2kenkyu/zuhyou/parasit8.pdf>
- [34] 日本労働研究機構 (2000) 『高学歴女性の労働力率の規定要因に関する研究』調査研究報告書 No.135。
- [35] 野口晴子 (2011) 「両立支援策と出生率——労働組合への調査から」樋口美雄・府川哲夫 (編) 『ワーク・ライフ・バランスと家族形成——少子社会を変える働き方』東京大学出版会, 267-289頁。
- [36] 樋口美雄 (1994) 「育児休業制度の実証分析」社会保障研究所編『現代家族と社会保障』東京大学出版会。
- [37] 樋口美雄 (1995) 「専業主婦保護政策の帰結」八田達夫・八代尚宏編『「弱者」保護政策の経済分析』日本経済新聞社, 185-219頁。
- [38] 樋口美雄 (2000) 「パネルデータによる女性の結婚・出産・就業の動学分析」岡田章・神谷和也・黒田昌裕・伴金美 (編) 『現代経済学の潮流2000』東洋経済新報社, 109-148頁。
- [39] 樋口美雄 (2007) 「女性の就業継続支援策——法律の効果・経済環境の効果」『三田商学研究』Vol.50(5),

- 45-66頁.
- [40] 樋口美雄・阿部正浩・J. Waldfogel (1997)「日米英における育児休業・出産休業制度と女性就業」『人口問題研究』Vol.53(4), 49-66頁.
  - [41] 樋口美雄・松浦寿幸・佐藤一磨 (2007)「地域要因が出産と妻の就業継続に及ぼす影響について——家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』による分析」*RIETI Discussion Paper Series* 07-J-012.
  - [42] 平尾桂子 (2005)「女性の学歴と再就職」『家族社会学会研究』Vol.17(1), 34-43頁.
  - [43] 水落正明 (2006)「父親の育児参加と家計の時間配分」『季刊家計経済研究』Vol.17(2), 55-63頁.
  - [44] 森田陽子・金子能宏 (1998)「育児休業制度の普及と女性雇用者の勤続年数」『日本労働研究雑誌』No.459, 50-62頁.
  - [45] 山上俊彦 (1999)「出産・育児と女子就業との両立可能性について」『季刊社会保障研究』Vol.35(1), 52-64頁.
  - [46] 山田昌弘 (1999)『パラサイト・シングルの時代』ちくま新書.
  - [47] 吉田浩・水落正明 (2005)「育児資源の利用可能性が出生力および女性の就業に与える影響」『季刊家計経済研究』Vol.51, 76-95頁.
  - [48] 労働政策研究・研修機構 (2006)『現代日本人の視点別キャリア分析』労働政策研究報告書 No.51.
  - [49] 脇坂明 (2002)「育児休業が職場で利用されるための条件と課題」『日本労働研究雑誌』Vol.503, 4-14頁.
  - [50] 脇坂明・富田安信編 (2001)『大卒女性の働き方』日本労働研究機構.
  - [51] Asai, Y., R. Kambayashi, and S. Yamaguchi. (2015) "Childcare Availability, Household Structure, and Maternal Employment," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.38, 172-192.
  - [52] Han, W., C. J. Ruhm, J. Waldfogel, and E. Washbrook (2008) "The Timing of Mothers' Employment after Childbirth," *Monthly Labor Review*, Vol.131(6), 15-27.

坂本和靖 [群馬大学]

萩原里紗 [明海大学]

Panel Data Research Center at Keio University  
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2014-008

March, 2015

**Childcare Policy and Regional Employment of Japanese Female Workers**

Isamu Yamamoto\*

Hiroataka Ito\*

**【Abstract】**

This paper conducts the evaluation of the childcare policy, “General Childcare-Support for Model-municipalities,” which was implemented for target model regions in Japan in the 2000s. We employ the difference-in-differences methods based on regression model and propensity score matching, to examine changes in women’s employment and working hours in the target model regions before and after the policy’s implementation. The estimation results imply that there has been an increase in the non-regular workers living in the target model regions of the policy, particularly among those working voluntarily as non-regular employees. This tendency is especially prominent among married women who graduated from junior/technical college, or who care for many children under the age of six years. There is also the possibility that the program has prompted an increase in the working hours of regular workers. However, as these influences are not confirmed after controlling for the regional factors such as financial index, we interpret that the effects on the employment of married women are caused not by the designation of “model region” by the government, but rather by the active childcare supports provided by municipalities.

\* Graduate School of Business and Commerce, Keio University

# Childcare Policy and Regional Employment of Japanese Female Workers

Isamu Yamamoto\*  
*Keio University*

Hiroataka Ito  
*Keio University*

## Abstract

This paper conducts the evaluation of the childcare policy, “General Childcare-Support for Model-municipalities,” which was implemented for target model regions in Japan in the 2000s. We employ the difference-in-differences methods based on regression model and propensity score matching, to examine changes in women’s employment and working hours in the target model regions before and after the policy’s implementation. The estimation results imply that there has been an increase in the non-regular workers living in the target model regions of the policy, particularly among those working voluntarily as non-regular employees. This tendency is especially prominent among married women who graduated from junior/technical college, or who care for many children under the age of six years. There is also the possibility that the program has prompted an increase in the working hours of regular workers. However, as these influences are not confirmed after controlling for the regional factors such as financial index, we interpret that the effects on the employment of married women are caused not by the designation of “model region” by the government, but rather by the active childcare supports provided by municipalities.

Keywords: Female employment, Propensity score matching, Difference-in-Differences analysis, Childcare support

---

\* Corresponding Author: yamamoto@fbc.keio.ac.jp, Tel/Fax: +81-3-5427-1085

\* The authors deeply appreciate Yoshio Higuchi, Michio Naoi, and Yasuhiro Nohara 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. Any remaining errors are entirely our own.

## 1. Introduction

Utilization of the female workforce is an important issue in Japan, given that country's aging population and low birth rates. As of 2010, labor force participation ratio of women aged 25–29 is 77.1% in Japan, 75.6% in the United States, and 77.8% in the United Kingdom, which indicates no major differences among the three countries. The ratio for women aged 35–39 years, however, is extremely low in Japan (66.2%), compared to 74.1% in the United States and 76.4% in the United Kingdom. For women aged 45–49 years, the Japanese female workforce ratio increases to 75.8%, a level almost the same as that in the United States (76.8%) and the United Kingdom (82.2%); however, in Japan, approximately 60% of the female workforce in this age range are employed as non-regular workers<sup>1</sup>. These trends constitute the so-called M-shaped curve for Japanese women, as Japanese female workers tend to retire from the labor market once they reach their 30s and then reenter the labor market in their 40s as non-regular employees.

Considering the fact that the mean age of women at their first child's live birth is 30.3 years,<sup>2</sup> we can point out that the difficulty of maintaining balance between child-rearing and work in the Japanese labor market could be one of the reasons for the decline in the participation ratio among women in their 30s. Thus, it should be important to explore the effective measures taken by companies and governments to create a system or an environment by which women can balance child-rearing and work.

---

<sup>1</sup> The data are based on the “Databook of International Labour Statistics” (Japan Institute for Labour Policy and Training, 2012) and the “Labour Force Survey” (Ministry of Internal Affairs and Communications, 2013).

<sup>2</sup> The data is based on the “Vital Statistics in Japan 2014 (Trends up to 2012)” (the Ministry of Health, Labour and Welfare).

Typical examples of company-based child-rearing support measures include the parental leave system, the short working hour system, and other work–life balance measures. Due to a recent increase in interest in work–life balance, the provision of work environments friendly to women is under way, and empirical studies have examined the relationship between company-based work–life balance measures and female workforce utilization in companies. For example, Suruga and Zhang [2003] finds that companies where parental leave systems have been explicitly stipulated have seen an increase in the share of women employment. Kawaguchi [2011] provides an evidence that companies where work–life balance measures have been developed have a higher ratio of female employment. Examining the factors to enforce female workforce utilization in companies, Yamamoto [2014] shows that more female workers are being utilized as regular workers among companies introducing well-developed work–life balance measures or exhibiting shorter working hours.<sup>3</sup> Based on the findings of these studies, it is highly likely that company-based child-rearing support and work–life balance measures help promote female workforce utilization.

On the other hand, not many studies have been conducted with regard to the effects of child-rearing support measures in the public sectors, especially the municipalities, and those studies have mixed results. As a national policy to overcome the declining birthrate, the government established the “Act for Measures to Support the Development of the Next Generation” in 2003; since then, many child-rearing support measures—such as the “regional childcare support center program” and the “Child and Child-Rearing Support Plan”—have been formulated. At the same time, municipalities and local governments have been implementing a

---

<sup>3</sup> In addition to these studies, studies on support measures for maintaining work–life balance and women’s employment include Higuchi [1994], Tomita [1994], Morita and Kaneko [1988], and Matsushige and Takeuchi [2008], among others.



variety of measures, including expansions in the capacity of daycare centers, as part of government programs like the “General Childcare-Support for Model-municipalities” or as part of their own measures.

The “General Childcare-Support for Model-municipalities” is a child-rearing support measure that was established by the government in 2004; 50 municipalities in Japan were designated as targets under this program, which sought to provide government support to the comprehensive and active child-rearing support systems offered by the local governments. However, previous studies in Japan have not conducted an analysis of policy evaluation for the government programs in specific target model regions or regional child-rearing support measures on women’s employment. Additionally, we find the mixed results in the previous studies that examined the effect of daycare centers on the female workforce.

For example, Ohishi [2003] points out that expanding the availability of daycare centers increases the probability of employment among mothers, and Maruyama [2001] asserts that there is a strong tendency for working women to demand the expansion of childcare services. Higuchi, Matsuura, and Sato [2007], on the other hand, shows that the expansion of childcare services does not always have a positive effect on women’s employment.

Therefore, this paper examines the effect of the “General Childcare-Support for Model-municipalities” on women’s employment in Japan, based on the framework of policy evaluation analysis. Specifically, we use individual-level panel data collected through the “Keio Household Panel Survey” (KHPS), which covers households across Japan, to examine whether the employment rate among women increased in the target model regions following the implementation of this policy; we do so by conducting difference-in-differences (DD) analysis.

The major results of this paper can be summarized as follows. We find a

tendency of increase in the non-regular employment of married women—particularly in voluntary non-regular employment—in the target model regions (municipalities) due to the implementation of the “General Childcare-Support for Model-municipalities.” This tendency is prominent for junior college/technical college graduates, and for married women with many children under the age of six years. We also find that this program increased the working hours of women who work as regular employees. Focusing on the program’s structure in which the government designates the “model regions (municipalities)” where the plan for the child-rearing support measures is active and comprehensive, we then identified whether the effects on women’s employment were produced by the efforts made by the municipalities or by the government’s “model region” designation. Our findings imply that it is highly likely that the increase in the non-regular employment rate among women was caused not by the “model region” designation but by the efforts made by the municipalities.

The structure of this paper is as follows. Section 2 provides an overview of the “General Childcare-Support for Model-municipalities,” and introduces previous studies on similar policies. Following this, Section 3 explains the estimation framework, data, and variables used in this study. Section 4 outlines changes in the employment rate of women in the model and non-model regions; it also provides the estimation results of DD analysis. Finally, Section 5 summarizes the estimation results and the implications.

## **2. General Childcare-Support for Model-municipalities**

The “General Childcare-Support for Model-municipalities” is a child-rearing policy

of the Japanese government; it was established in 2004 with the aim of “contribut[ing] to the promotion of national programs for child-rearing support by designating approximately 50 municipalities where comprehensive and active measures are implemented for various child-rearing support services under the municipality action plan formulated by the end of FY 2004.”<sup>4</sup> Model regions covered by the policy were selected based on the contents of their municipality action plan for child-rearing for the first half of the term (2005–09), which was created in accordance with the requirements of 2003’s “Act for Measures to Support the Development of the Next Generation.”<sup>5</sup> Specifically, the structure of the program allowed for the designation of those municipalities whose mandatory programs and optional programs specific to child-rearing supports under the municipality’s action plan for the first half of the term<sup>6</sup> were considered excellent, as “model regions.” As such, under the program, regions with active child-rearing support measures were selected. Support measures—such as subsidies for the costs related to the formulation of model program promotion plans—were implemented among the selected “model region” municipalities.

Many of the government’s past child-rearing policies offered the same service contents to all regions, and the particulars of policy operations were left to each of the municipalities themselves. In contrast, the “General Childcare-Support for Model-municipalities” featured a structure that called for the selection of municipalities with comprehensive and active action policies, and it designated

---

<sup>4</sup> This is excerpted from the website of Ministry of Health, Labour and Welfare (<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2004/06/h0618-6b.html>).

<sup>5</sup> Refer to <http://www.mhlw.go.jp/houdou/2004/06/h0618-6a.html> for details.

<sup>6</sup> Mandatory programs include short-time daycare support programs, home child-rearing support programs, child-rearing counseling support programs, and child-rearing support comprehensive coordination programs, while optional programs include short-term child-rearing support programs, home-visiting temporary daycare programs, and specific daycare programs.

those limited regions as targets of the model programs. In this sense, we consider this program to be different from previous ones, and so analysis of its effects is important.

On the other hand, the results of policy evaluation of this program must be interpreted carefully. This is because the program designated specific regions as model regions, and at the time of designation, the model regions had already formulated comprehensive and active action plans by which to provide child-rearing support. Therefore, even if the increase of employment rate among the parenting-age women within the model regions of this program was higher than that in other regions, both of the following effects could be interpreted as having taken place: (1) the effects of the action plan and measures that were originally formulated by the municipalities, and (2) additional effects produced by being designated as a model region.

It is important to identify how municipality action plan and child-rearing support service contents affect the balancing of childcare and work for women. At the same time, it is also important to confirm whether the model programs and other government measures have been effective. Accordingly, in this paper, we measure the effects of combining these programs and measures, and also identify any additional effects that stem from a “model program” designation by the government, by controlling for the financial state of each municipality and the variables that can affect the efficacy of child-rearing support measures.

Note, as mentioned, model regions under the “General Childcare-Support for Model-municipalities” were designated based on their action plan for the first half of the term (2005–09) under the “Act for Measures to Support the Development of the Next Generation”; however, municipalities continued to provide child-rearing support services in the latter half of the term (2010–14). Therefore, we assume the

possibility that the effects of the “General Childcare-Support for Model-municipalities” could persist beyond the end of the program period—or from 2010 onwards, when municipality measures continued, based on the action plan for the term’s latter half. In any case, that later plan naturally followed the action plan for the term’s first half.

As described in the previous section, no studies on Japan’s “General Childcare-Support for Model-municipalities” have been conducted; however, several studies have examined the effect of similar child-rearing policies implemented in Canada, for which specific target regions were designated. Under the child-rearing support policy in Canada, daycare space is provided for children under the age of four, at reduced prices; this policy has been in place since 1997, but only in the province of Quebec.

Lefebvre and Merrigan [2008] conduct empirical studies to estimate the effects of this policy on women’s employment by conducting DD analysis, wherein the province of Quebec was set as the treatment group and the other provinces as the control group; their analytical results show that the policy had indeed increased the female labor supply in Quebec. Furthermore, Lefebvre, Merrigan, and Verstraete [2009] conduct detailed analysis of the child-rearing support policy in Quebec and find that the policy had a substantial effect, especially among women with low levels of education attainment. Other than these studies, Baker, Gruber, and Milligan [2008] derive similar results, that the child-rearing support policy in Quebec increased the female labor supply there.

Similar to these studies, we undertake a policy evaluation analysis of the “General Childcare-Support for Model-municipalities” by implementing DD analysis, wherein we set the policy target model regions as the treatment group and the other regions as the control group.

### 3. Analytical Approach

#### 3.1 Estimation model

To estimate the influence of the “model region” designation on women’s employment, we define the women living in municipalities designated as model regions under the “General Childcare-Support for Model-municipalities” as the treatment group, and the women living in the other municipalities as the control group. To confirm the robustness, we conduct two sets of DD analysis, the one using a regression and the one using a propensity score matching.

In the DD analysis using a regression model, we estimate the equation (1) as a random-effect probit model, a random-effect linear model, or a fixed-effect linear model, according to the dependent variables:

$$Y_{it} = M_i \cdot \mathbf{T}_t \boldsymbol{\beta}_1 + \beta_2 M_i + \mathbf{T}_t \boldsymbol{\beta}_3 + \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta}_4 + F_i + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

where  $Y_{it}$  represents dependent variables showing the status of individual  $i$  in the year  $t$ , with or without employment, regular employment, non-regular employment, or voluntary non-regular employment, or the average weekly working hours.  $M_i$  is a dummy variable indicating a model region (or treatment group);  $\mathbf{T}_t$  is a vector of year dummy variables;  $\mathbf{X}_t$  is a vector of control variables including academic background, home environment, and other individual attributes;  $F_i$  is a time-invariant individual effect; and  $\varepsilon_{it}$  is an error term.

As described above, the “General Childcare-Support for Model-municipalities” was initiated as a policy in the 2004 fiscal year, based on the action plan for the first half-term (2005–09). However, municipalities naturally also had long-term measures in the latter half of the term (2010–14). Therefore, we take into

account the possibility of a time lag for the effects of the model programs or the child-rearing support policy of municipalities. Specifically, data from before the policy was initiated in 2004<sup>7</sup> and up to 2012 are used to set the time-based comparison points at three-year intervals: the period 2004-06, 2007-09, and 2010-12. Thereafter, year dummy variables which take the value of 1 for the period 2007-09 and that for 2010-12 are included in  $T_t$ , by setting the period 2004-06 as a base when the policy effect was not evident. Therefore, the coefficient  $\beta_1$  of the cross-terms of the model region dummy and the year dummies represents the average treatment effect (ATE) of the child-rearing policy in which this study has an interest.

In the DD analysis using propensity score matching, we match individuals with similar attributes based on the propensity score. First, we use the probit model of equation (2), to regress the probability of belonging to the treatment group (i.e., propensity score) with individual attributes.

$$e_i = \Pr(M_i = 1|\mathbf{X}_i) = E(M_i|\mathbf{X}_i) \quad (2)$$

In equation (2),  $e_i$  indicates the probability of belonging to the treatment group given individual attributes  $\mathbf{X}_i$ . Using the estimated propensity score  $e_i$ , we derive the counterfactual dependent variable—if the people living in the model regions (treatment group) lived instead in non-model regions—as follows, via the Kernel method.

$$\hat{Y}_i(0) = \frac{\sum_{l|M_l=0} Y_l G((e_l - e_i)/h)}{\sum_{k|M_k=0} G((e_k - e_i)/h)} \quad (3)$$

---

<sup>7</sup> Because the “child-rearing support comprehensive promotion model municipality program” started in April 2004, the pre-policy status quo is reflected in the 2004 data of the KHPS—a survey through which data are captured at the end of January each year.

In equation (3), we use  $G(\cdot)$  for the Kernel function and  $h$  for the bandwidth parameter. By collecting from the control group observations whose propensity score  $e_i$  is similar to that of the treatment group, and calculating the weighted average, we can estimate the counterfactual dependent variable of each worker in the treatment group. Thereafter, by comparing the difference before and after the implementation of the “General Childcare-Support for Model-municipalities,” the average treatment effect on the treated (ATT) of the child-rearing support policy is determined by equation (4), based on propensity score matching.

$$\widehat{ATT} = \frac{1}{N^T} \sum_{i|M_i=1} [\Delta Y_i(1) - \widehat{\Delta Y}_i(0)] \quad (4)$$

In equation (4),  $N^T$  represents the sample size of the treatment group and  $Y_i(1)$  is the value of the explained valuable of the people living in the model regions (i.e., the treatment group).

### 3.2 Data and variables

In the estimation, we use individual-level panel data obtained from the KHPS, which is undertaken by the Panel Data Research Center at Keio University. Since 2004, the KHPS has been conducted at the end of each January, and we use data from the nine years between 2004 and 2012. Although the KHPS added samples in FY2007 and FY2010, we use only the samples that were survey targets as of 2004, in order to identify the changes in individual-level behaviors before and after the policy was implemented in 2004. Note that the spouses of the survey targets are also used as an independent sample to secure the sample size.

To examine the effects of the “General Childcare-Support for Model-



municipalities,” we only use the sample of married women under the age of 40,<sup>8</sup> considering the fact that the mean delivery age in Japan is approximately 30 years.

As for the dependent variable, we use the dummy variables for employment, regular employment, non-regular employment and voluntary non-regular employment as well as the average weekly working hours. The employment dummy is a binary variable that takes 1 if a worker is employed. Likewise, regular or non-regular employment dummy variables are the one that takes 1 if a worker is employed as a regular employee or non-regular employee, respectively. The voluntary non-regular employment dummy takes 1 when the worker voluntarily chooses to work as a non-regular employee. In the KHPS, we can identify whether the person was forced to work as a non-regular employee since no company offered her regular employment or she chose to work as a non-regular employee. Thus, we examine how the policy affected the worker’s choice for the employment status.<sup>9</sup>

As for the independent variables for the random-effect probit model or the probit model to derive the propensity score, we use age, academic background (university/graduate school graduate dummy, junior college/technical college graduate dummy), annual income of the spouse, living with parents or not (dummy for living together or the equivalent), and the number of children under the age of six, in addition to the model region dummy and year dummies. The state of living with the parents or not is classified as follows: the state of living together is applied to a person who lives with the parents in the same building and makes a living with them; an equivalent state is applied to a person who lives with the parent(s) in the same building and makes a living separately from them, or to a person who lives in

---

<sup>8</sup> Although similar analysis is conducted for men, we were not able to confirm any effects of child-rearing support policy.

<sup>9</sup> Refer to Yamamoto [2011] for the characteristics of involuntary non-regular employment in Japan.

a different building on the same premises where the parents live.

Furthermore, we conduct the estimation including the financial index and the standard financial scale of each municipality in the independent variables. As described above, the effects of the “General Childcare-Support for Model-municipalities” can be classified as one of two types: (1) the effects of the child-rearing support measures undertaken by the municipalities, and (2) the effects of the government’s “model region” designation. Between these two types, we assume that the state of the municipal child-rearing support policy depends greatly on its financial situation and financial scale, so that the effects of (1) can be identified by controlling for these regional elements.

The basic statistics are listed in Table 1.<sup>10</sup> Looking at Table 1, we see the differences in individual attributes between the model and non-model regions. These differences would be controlled for by the individual attributes via the explanatory variables or propensity score matching.

## 4. Estimation Results

### 4.1 Changes in the employment rate in the model and non-model regions

Before conducting DD analysis, we examine the changes in the ratio of the employment, regular employment, non-regular employment, and voluntary non-regular employment for the model and non-model regions from 2004 to 2012.

Figures 1 (1)–(4) show annual changes in the employment rate of women in the model regions (treatment group) and those in the non-model regions (control

---

<sup>10</sup> To address the outliers, only the samples within the range of “mean value  $\pm$  standard deviation 3” are used for the average weekly working hours and the annual income of the spouse.

group), between 2004 and 2012. The vertical lines in the figure indicate the 95% confidence interval, as the difference for each of the two groups can be considered statistically significant if the vertical lines of the two groups do not intersect.

The employment rate, shown in Figure 1 (1), is lower among the model regions from 2004 through to around 2007. However, it shows a transition, wherein it reaches the same level as that seen in the model regions from around 2008; the employment rate among the model regions then becomes higher, from 2009. Although the difference seems to be insignificant and other factors are not controlled for, we may suppose that the “General Childcare-Support for Model-municipalities” could have given rise to prominent policy effects that manifested as an increase in the employment rate of women from 2010 onward.

A similar tendency is seen for regular employment and non-regular employment. According to the regular employment rate in Figure 1 (2), the difference between the model regions and non-model regions from 2010 onward seems to become smaller, although only slightly. Additionally, according to the non-regular employment rate in Figure 1 (3), this tendency is more prominent, and there is no difference between the regions from 2004 to 2007; however, the non-regular employment rate in the model regions increased from 2008 onward at a higher level of transition, compared to the non-model regions. The same applies to the voluntary non-regular employment rate in Figure 1 (4), and it is projected that the increase in non-regular employment is not for involuntary reasons.

As confirmed above, it is implied that the policy effects did not appear immediately; rather they appeared from around 2008, with a time lag. We will take into account for this possibility when conducting the DD analysis in the following sections.

## 4.2 Results of DD analysis based on the regression model

### *Employment*

The results of DD analysis based on the regression model are shown in Tables 2–5. In the tables, both the coefficient and the marginal effect are reported. In each table, the case (1) indicates the estimation result where the financial index and financial scale, either of which could affect the attitudes of municipalities vis-à-vis child-rearing support, are not included in the independent variables, and the case (2) where these factors are included.

Looking at Table 2 (1), we find that the cross-term of the model region dummy and the year dummy is significantly positive only for non-regular employment and voluntary non-regular employment of 2010–12. Accordingly, we can interpret that the employment probability for non-regular employment, especially voluntary non-regular employment, in the target model regions was increased by the model programs. However, looking at the marginal effect, it is shown that the change is positive but not statistically significant, implying that the magnitude of the effect on non-regular employment and voluntary non-regular employment were not so large. Additionally, we could find that the cross-term with the 2007–09 dummy for regular employment is significantly negative for both the coefficient and marginal effect. Thus, we could understand that that the policy may have caused a decrease in the regular employment rate although the marginal effect is extremely small.

On the other hand, according to Table 2 (2) in which we control for regional factors such as financial index and financial scale, the cross-term of the model region dummy and year dummy is not significantly positive for both the coefficient and marginal effect whereas the financial index is significantly positive.

That is, after controlling for the regional factors, the significant policy effects on non-regular employment and voluntary non-regular employment from the 2010–12 period shown in Table 2 (1) disappears.

From this result, we can interpret that the effects seen in this period of child-rearing support policy stem mainly from the child-rearing support measures implemented and enhanced by the municipalities under the “Act for Measures to Support the Development of the Next Generation,” rather than by the designation of these municipalities as “model regions.”

### *Employment across individual attributes*

Next, to examine the possibility that the child-rearing support policy has effects on women who bear specific attributes, the estimation is performed by taking the cross-term—which multiplies the model region dummy, the year dummy, and the dummy variables for the academic background or for the number of children. The estimation results are shown in Tables 3 and 4.

Looking at Table 3 (1) examining the differences in policy effects by academic background, the cross-term with the junior/technical college graduate dummy for the 2010–12 period of non-regular employment is significantly positive. Furthermore, the cross-term with the junior/technical college graduate dummy from the 2010–12 period of voluntary non-regular employment is significant for the coefficient. Thus, we could point out that married women who are junior/technical college graduates and living in the model regions had a higher probability of being employed as non-regular workers, in line with their wishes, following the policy implementation.

We can also confirm these results in Table 3 (2), in which regional factors such as the financial index are controlled for, implying that the positive effects on

non-regular employment among junior/technical college graduate married women are caused not only by child-rearing support measures at the municipal level, but also by the government’s “model region” designation.

In Table 4 (1), we can find that the cross-term with the dummy for having more than two children is significantly positive for the employment, non-regular employment, and voluntary non-regular employment of the 2010–12 period. Considering the fact that the cross-term with the dummy for having one child is not significant, we can say that a woman with more children tend to experience the effects of child-rearing support policy. However, in Table 4 (2) where we control for regional factors, these significant policy effects are not seen, implying that the child-rearing support policy for married women with more children was effective due to the measures undertaken by the municipalities, rather than the government’s model region program.

### ***Hours of work***

Table 5 shows the estimation results of the effects of child-rearing support policy on the average weekly working hours of women, by using fixed-effect and random-effect models. In these estimations, we put zero in the weekly working hours for the unemployed. As shown in the results of the Hausman test in the bottom row of Table 5, the fixed-effect model is adopted for the case using the whole sample, while the random-effect model is for other cases.

Looking at Table 5 (1), no significant coefficients are found for the cross-term of the model region dummy and year dummy for the case using the whole sample and the sample of being employed, in the model supported by the Hausman test. However, in the case using the sample of regular employment, positive and significant policy effects are obtained for the 2010–12 period in the random-effect

model, which is supported by the Hausman test. As shown in Table 5 (2), these results do not change, even if the regional factors are controlled for. In other words, we can interpret our findings as the “General Childcare-Support for Model-municipalities” reduced the burden of childcare for women employed as regular workers, and those women could increase their hours of work.

### 4.3 Results of DD analysis based on propensity score matching

To confirm the robustness of the results of DD analysis based on the regression model, we show the results of propensity score matching in Table 6.

In Table 6, the employment rate, regular employment rate, non-regular employment rate, and voluntary non-regular employment rate are shown in rows (a) and (b) for the model regions and non-model regions within the period of 2004–06, 2007–09, and 2010–12. The “Difference (a) – (b)” is the difference between each employment rate in model regions and non-model ones. Among these differences, “Nonmatching” is the simple difference, and “Matching” is the difference derived through the propensity score matching. In addition, “Difference-in-Differences” is the ATT from the nonmatching and matching methods, determined by the difference from the period 2004–06. If the child-rearing support policy is effective, this ATT should be significantly positive.

#### *Without controlling for regional factors*

In the same manner as the DD analysis based on the regression model, Table 6 shows the following cases: (1) without controlling for regional factors, and (2) with controlling for regional factors. Whether or not the regional factors are controlled refers to whether or not the financial index and financial scale are included in the explanatory variable  $\mathbf{X}_i$  of the probit model in equation (2) to

calculate the propensity score. Therefore, we can interpret that the ATT in Table 6 (1) incorporates the total effects of the child-rearing support policy introduced by the municipalities and of the government’s designation to the “model region,” and that the ATT in Table 6 (2) reflects the effects of the government’s designation.

Looking at the “Difference” in Table 6 (1), we can see that the difference for the employment rate is significantly negative for each of the 2004–06 and 2007–09 periods, for both matching and nonmatching. This means that at the start of the policy implementation, the employment rate for women was significantly lower in the model regions than in the non-model regions. And, this result does not change, even when the attributes are controlled through propensity score matching.

In addition, we can see that the regular employment rate for 2007–09 and each of the non-regular employment rate and voluntary non-regular employment rate for 2004–06 are also significantly lower in the model regions, even when the attributes are controlled through propensity score matching. However, the negative significance of the non-regular employment rate and the voluntary non-regular employment rate is not observed during the model program period or in subsequent periods. Furthermore, the results of matching estimation for 2010–12 show that the rates in the model regions are significantly higher.

These tendencies are also shown in the “Difference-in-Differences” results. Specifically, for the non-regular employment rate and voluntary non-regular employment rate of 2007–09 and 2010–12, the ATT is significantly positive, both for matching and nonmatching. Furthermore, the ATT through propensity score matching for the employment rate is significantly positive for the 2010–12 period.

According to these results, the “General Childcare-Support for Model-municipalities” can be interpreted as having helped improve the non-regular



employment rate and voluntary non-regular employment rate—both of which were lower in the model regions than in the non-model regions—and increasing the probability of non-regular employment among women.

*With controlling for regional factors*

Next, we focus on the “Difference” in Table 6 (2), in which the regional factors are controlled for. First, the negative significance of the employment rate, regular employment rate, non-regular employment rate, and voluntary non-regular employment rate, which was shown in Table 6 (1), is not seen in Table 6 (2). Instead, we can occasionally find significantly positive differences. Therefore, we can infer that the lower employment rates in the model regions compared to the non-model regions—all of which are observed prior to the policy implementation—are caused by the regional factors such as financial index and financial scale, and that the employment environment prior to policy implementation was better in the model regions, according to a comparison of municipalities with similar regional factors.

Additionally, focusing on the “Difference-in-Differences” results, we find that the significantly positive ATTs for the employment rate and non-regular employment rate shown in Table 6 (1) are not estimated in Table 6 (2). Thus, we can determine that the effects of the child-rearing policy shown in Table 6 (1) were caused not by the government’s “model region” designation but mainly by the measures taken by the municipalities.

## 5. Concluding remarks

To promote the utilization of women in the labor market, developing an environment in which women can both work and take care of their children is highly important in Japan. However, no particular consensus has been obtained vis-à-vis the influence of child-rearing support policy undertaken by the government or the municipalities on the employment of women. In this paper, we estimate the effect of the local government’s child-rearing support policies implemented in Japan in the 2000s, the “General Childcare-Support for Model-municipalities.” We apply the standard method of the policy evaluation, regression and propensity score matching DD analysis, to derive the effect of the policy.

The main results we obtained can be summarized as follows. First, the “General Childcare-Support for Model-municipalities” increased the non-regular employment of women in the target model regions (municipalities)—especially voluntary non-regular employment. This tendency was more evident among women who are junior/technical college graduates and women with more children under the age of six. We also confirmed the tendency that the program increased the working hours of women who work as regular employees. On the other hand, we find that many of these policy effects disappear after controlling for the regional factors such as financial index and financial scale. This result implies that the effects of the program on women’s employment may depend more on the child-rearing support measures of the municipalities than on the government’s “model region” designation.

Considering these results, we could evaluate the “General Childcare-Support for Model-municipalities” as follows. First, focusing on the increase in non-regular employment—mainly in voluntary non-regular employment, we can say that

the “General Childcare-Support for Model-municipalities” has given rise to certain effects. If we observe the increase in non-regular employment through the involuntary non-regular employment, we should conclude that the child-rearing policy did not improve female labor market condition so that it increased the probability to find regular employment. However, our results indicate that the policy has supported women who want to work as non-regular workers, and thus the policy can be interpreted as having improved the employment environment for married women while parenting young children.

Next, the fact that the program has increased the working hours of married women who are employed as regular workers can be interpreted as follows. Generally speaking, in Japan, it is more difficult for women to be employed as regular workers than as non-regular workers. Thus, even if the childcare burden were reduced by the policy, it is not easy for married women to be employed as regular workers while parenting young children. In fact, we found that the child-rearing policy did not increase the regular employment rate among women. Instead of increasing the regular employment, the policy may have helped women who were working as regular workers prior to policy implementation reduce their childcare burden, thus allow them to spend more time working than would otherwise have been the case.

In line with the aforementioned results, we can conclude that the “General Childcare-Support for Model-municipalities” or the proactive child-rearing support measures by the municipalities under the “Act for Measures to Support the Development of the Next Generation” have had certain effects on women’s employment. However, we also find that many of these effects have been caused not by the government’s “model region” designation, but by measures taken at the municipal level. Therefore, we can point out that further investigation should be needed for the government’s model program in target regions.

Finally, we wish to address reservation and limitations in this study. Although we have examined the total effects of the “General Childcare-Support for Model-municipalities,” we did not examine in detail which programs are effective. As we described in Section 2, various child-rearing support programs included in the mandatory or optional programs have been implemented in the model regions. Due to the data limitation, however, we were not able to conduct detailed analysis to examine the effectiveness for various programs. This issue will be addressed in future research.

Next, this study addresses the short to middle-term effects of the “General Childcare-Support for Model-municipalities,” but it does not examine long-term effects. Although our results indicate policy effects vis-à-vis increases in the participation of women in non-regular employment and increases in the working hours of women who are employed as regular workers, it is possible that in the longer term, effects vis-à-vis increases in the probability of employment as a regular worker on account of reduced childcare burden could become more prominent. Particularly, as municipalities implemented long-term measures between 2005 and 2014 under the “Act for Measures to Support the Development of the Next Generation,” we can say that additional analysis that features an expanded target period is required.

## References

- Michael Baker, Jonathan Gruber and Kevin Milligan [2008] “Universal Child Care, Maternal Labor Supply, and Family Well-Being” *Journal of Political Economy*, 2008, vol. 116, issue 4, pages 709-745.
- Pierre Lefebvre and Philip Merrigan [2008] “Child-Care Policy and the Labor Supply of Mothers with Young Children: A Natural Experiment from Canada” *Journal of Labor Economics*, 2008, vol. 26, issue 3, pages 519-548.
- Pierre Lefebvre, Philip Merrigan and Matthieu Verstraete [2009] “Dynamic labor supply effects of childcare subsidies: Evidence from a Canadian natural experiment on low-fee universal child care” *Labour Economics*, 2009, vol. 16, issue 5, pages 490-502.
- Akiko Ohishi [2003] “The influence of fee for day care on maternal employment” *Quarterly Journal of Social Security Research*, vol.39, no.1, pages 55-69. (in Japanese)
- Akira Kawaguchi [2011] “The influence of long-term employment system and work-life balance measures on active participation by women” Report of the research on the relation between realization of work-life balance society and productivity, Economic and Social Research Institute, Cabinet Office, pages 81-96. (in Japanese)
- Terukazu Suruga and Jianhua Zhang [2003] “Influence of parental leave programs on childbirths and continued employment of women: Quantitative analysis by panel data” *Japanese Journal of Research on Household Economics*, no.59, pages 56-63. (in Japanese)
- Yasunobu Tomita [1994] “The effect of parental leave and work schedule on women’s retention after pregnancy” *The Economic Review*, vol.39, no.2, pages 43-56. (in Japanese)

- Yoshio Higuchi [1994] “Empirical analysis of the parental leave,” *Modern family and social security*, National Institute of Population and Social Security Research ed., University of Tokyo Press, pages 181-204. (in Japanese)
- Yoshio Higuchi, Toshiyuki Matsuura and Kazuma Sato [2007] “Impact of Regional Factors on Births and Wives’ Continuation in Employment: Panel survey of consumers by the Institute for Research on Household Economics”, RIETI Discussion Paper Series, 07-J-012. (in Japanese)
- Hisakazu Matsushige and Mamiko Takeuchi [2008] “Effects of Intra-corporate Policies on the Work of Female Employees” Osaka School of International Public Policy Discussion Paper 13(1), pages 252-271. (in Japanese)
- Katsura Maruyama [2001] “Practical Use of Working Women and the Analysis of Their Working Style after Childbirth” *Journal of Population Problems*, vol.57, no.2, pages 3-18. (in Japanese)
- Yoko Morita and Yoshihiro Kaneko [1998] “The Effects of the Child Care Leave on Women in the Workforce” *Journal of the Japan Institute of Labour*, No.459, pages 50-60. (in Japanese)
- Isamu Yamamoto [2011] “Involuntary Non-regular Workers in Japan and Their Mental Health”, *Non-regular Employment System Reform in Japan: Changing the way people work*, Kotaro Tsuru, Yoshio Higuchi and Yuichiro Mizumachi eds., Nippon Hyoron Sha Co., Ltd., Tokyo, Japan, Chapter 4, pages 93-120. (in Japanese)
- Isamu Yamamoto [2014] “Workplace Environment and Female Employment: An empirical analysis using firm panel data” RIETI Discussion Paper Series, 14-J-017. (in Japanese)

**Table 1 Basic statistics**

| Variable   | Women                  |                        |
|--|------------------------|------------------------|
|  | Model regions          | Nonmodel regions       |
| Employment dummy                                 | 0.38<br>(0.48)         | 0.46<br>(0.50)         |
| Regular employment dummy                         | 0.11<br>(0.31)         | 0.16<br>(0.36)         |
| Nonregular employment dummy                      | 0.26<br>(0.44)         | 0.29<br>(0.45)         |
| Voluntary nonregular employment dummy            | 0.25<br>(0.44)         | 0.27<br>(0.44)         |
| Average weekly working hours                     | 10.99<br>(16.17)       | 14.15<br>(18.11)       |
| Age  | 33.78<br>(3.97)        | 33.75<br>(3.94)        |
| University/Graduate school graduate dummy        | 0.19<br>(0.40)         | 0.13<br>(0.34)         |
| Junior/Technical college graduate dummy          | 0.29<br>(0.45)         | 0.26<br>(0.44)         |
| Annual income of the spouse (unit: 1,000 yen)    | 4824.52<br>(1904.40)   | 4675.04<br>(1941.71)   |
| Living together dummy                            | 0.05<br>(0.22)         | 0.11<br>(0.31)         |
| Equivalent to the state of living together dummy | 0.10<br>(0.31)         | 0.11<br>(0.31)         |
| Number of children under six                     | 0.97<br>(0.82)         | 0.84<br>(0.84)         |
| With one child dummy                             | 0.40<br>(0.49)         | 0.37<br>(0.48)         |
| With more than two children dummy                | 0.27<br>(0.45)         | 0.22<br>(0.41)         |
| Financial index                                  | 0.88<br>(0.22)         | 0.80<br>(0.23)         |
| Standard financial scale (unit: 1,000 yen)       | 75700.00<br>(34900.00) | 44000.00<br>(38300.00) |
| Observations                                     | 682                    | 3858                   |

Note: The numbers in parentheses are standard deviations.

Table 2 Estimation results for employment

(1) Without controlling for regional factors

|                              | Employment   |                 | Regular employment |                 | Nonregular employment |                 | Voluntary nonregular employment |                 |
|------------------------------|--------------|-----------------|--------------------|-----------------|-----------------------|-----------------|---------------------------------|-----------------|
|                              | Coefficient  | Marginal effect | Coefficient        | Marginal effect | Coefficient           | Marginal effect | Coefficient                     | Marginal effect |
| Model regions dummy          | -0.0388      | -0.0148         | -0.905**           | -1.86e-07**     | 0.288                 | 0.0708          | 0.310                           | 0.0737          |
| × 2007-09 dummy              | (0.229)      | (0.0864)        | (0.444)            | (8.58e-08)      | (0.218)               | (0.0606)        | (0.212)                         | (0.0576)        |
| Model regions dummy          | 0.511        | 0.201           | -0.0390            | -2.84e-08       | 0.584**               | 0.163           | 0.561**                         | 0.150           |
| × 2010-12 dummy              | (0.314)      | (0.123)         | (0.452)            | (2.99e-07)      | (0.292)               | (0.0996)        | (0.284)                         | (0.0933)        |
| Model regions dummy          | -0.191       | -0.0712         | 0.375              | 6.69e-07        | -0.149                | -0.0302         | -0.116                          | -0.0225         |
|                              | (0.222)      | (0.0808)        | (0.271)            | (9.34e-07)      | (0.196)               | (0.0374)        | (0.185)                         | (0.0342)        |
| 2007-09 dummy                | 0.317***     | 0.123***        | 0.0899             | 7.96e-08        | 0.243***              | 0.0550**        | 0.203**                         | 0.0435**        |
|                              | (0.0916)     | (0.0360)        | (0.162)            | (1.69e-07)      | (0.0879)              | (0.0217)        | (0.0843)                        | (0.0195)        |
| 2010-12 dummy                | 0.132        | 0.0509          | 0.0957             | 8.98e-08        | 0.0302                | 0.00654         | 0.0136                          | 0.00278         |
|                              | (0.114)      | (0.0444)        | (0.186)            | (2.16e-07)      | (0.112)               | (0.0246)        | (0.112)                         | (0.0231)        |
| Age                          | 0.0261*      | 0.00997*        | -0.0843***         | -6.73e-08*      | 0.0555***             | 0.0119***       | 0.0543***                       | 0.0111***       |
|                              | (0.0150)     | (0.00575)       | (0.0231)           | (3.50e-08)      | (0.0150)              | (0.00324)       | (0.0143)                        | (0.00295)       |
| University/Graduate school   | 0.304        | 0.119           | 1.536***           | 7.22e-05        | -0.691***             | -0.111***       | -0.736***                       | -0.109***       |
| graduate dummy               | (0.232)      | (0.0920)        | (0.345)            | (9.97e-05)      | (0.209)               | (0.0246)        | (0.202)                         | (0.0216)        |
| Junior /Technical college    | 0.108        | 0.0416          | 0.693***           | 1.90e-06        | -0.186                | -0.0381         | -0.194                          | -0.0376         |
| graduate dummy               | (0.160)      | (0.0617)        | (0.170)            | (1.51e-06)      | (0.146)               | (0.0283)        | (0.140)                         | (0.0257)        |
| Annual income of the spouse  | -0.000127*** | -4.85e-05***    | -7.01e-05*         | -5.60e-11       | -9.09e-05***          | -1.95e-05***    | -6.31e-05**                     | -1.29e-05**     |
|                              | (2.88e-05)   | (1.10e-05)      | (3.94e-05)         | (0)             | (2.83e-05)            | (6.25e-06)      | (2.72e-05)                      | (5.65e-06)      |
| Living together dummy        | 0.337*       | 0.132*          | 0.260              | 3.76e-07        | 0.0306                | 0.00665         | 0.0463                          | 0.00964         |
|                              | (0.187)      | (0.0741)        | (0.247)            | (6.25e-07)      | (0.182)               | (0.0402)        | (0.179)                         | (0.0380)        |
| Equivalent to the state of   | 0.634***     | 0.248***        | 0.226              | 2.97e-07        | 0.574***              | 0.154***        | 0.650***                        | 0.172***        |
| living together dummy        | (0.166)      | (0.0636)        | (0.221)            | (4.58e-07)      | (0.153)               | (0.0489)        | (0.148)                         | (0.0476)        |
| Number of children under six | -0.617***    | -0.236***       | -0.529***          | -4.22e-07**     | -0.458***             | -0.0982***      | -0.403***                       | -0.0821***      |
|                              | (0.0681)     | (0.0255)        | (0.124)            | (1.77e-07)      | (0.0644)              | (0.0149)        | (0.0616)                        | (0.0134)        |
| Constant term                | -0.316       |                 | -2.001**           |                 | -2.162***             |                 | -2.336***                       |                 |
|                              | (0.503)      |                 | (0.780)            |                 | (0.515)               |                 | (0.495)                         |                 |
| Observations                 | 4149         |                 |                    |                 |                       |                 |                                 |                 |

Note: 1) The numbers in parentheses are robust standard errors.

2) \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at the 10, 5, and 1% levels, respectively.



## (2) With controlling for regional factors

|  | Employment  |                 | Regular employment |                 | Nonregular employment |                 | Voluntary nonregular employment |                 |
|--|-------------|-----------------|--------------------|-----------------|-----------------------|-----------------|---------------------------------|-----------------|
|  | Coefficient | Marginal effect | Coefficient        | Marginal effect | Coefficient           | Marginal effect | Coefficient                     | Marginal effect |
| Model regions dummy                              | 0.223       | 0.0870          | -0.784             | -1.47e-07       | 0.434                 | 0.121           | 0.456                           | 0.123           |
| × 2007-09 dummy                                  | (0.294)     | (0.117)         | (0.594)            | (1.56e-06)      | (0.293)               | (0.0943)        | (0.281)                         | (0.0888)        |
| Model regions dummy                              | 0.498       | 0.196           | 1.088*             | 1.95e-05        | 0.266                 | 0.0697          | 0.279                           | 0.0702          |
| × 2010-12 dummy                                  | (0.449)     | (0.176)         | (0.602)            | (0.000169)      | (0.434)               | (0.127)         | (0.419)                         | (0.119)         |
| Model regions dummy                              | 0.205       | 0.0797          | -0.0523            | -3.07e-08       | 0.191                 | 0.0473          | 0.195                           | 0.0461          |
|  | (0.293)     | (0.115)         | (0.343)            | (3.37e-07)      | (0.277)               | (0.0729)        | (0.260)                         | (0.0656)        |
| 2007-09 dummy                                    | 0.187       | 0.0720          | -0.0202            | -1.28e-08       | 0.121                 | 0.0286          | 0.0806                          | 0.0181          |
|  | (0.129)     | (0.0503)        | (0.242)            | (2.30e-07)      | (0.125)               | (0.0305)        | (0.120)                         | (0.0275)        |
| 2010-12 dummy                                    | 0.203       | 0.0785          | -0.188             | -9.33e-08       | 0.208                 | 0.0515          | 0.143                           | 0.0331          |
|  | (0.195)     | (0.0766)        | (0.327)            | (1.01e-06)      | (0.176)               | (0.0469)        | (0.174)                         | (0.0424)        |
| Age  | 0.0190      | 0.00725         | -0.0716**          | -4.61e-08       | 0.0473**              | 0.0110**        | 0.0497***                       | 0.0110***       |
|  | (0.0202)    | (0.00771)       | (0.0314)           | (4.74e-07)      | (0.0187)              | (0.00437)       | (0.0181)                        | (0.00405)       |
| University/Graduate school graduate dummy        | 0.101       | 0.0389          | 1.183***           | 1.86e-05        | -0.619**              | -0.110***       | -0.589**                        | -0.100***       |
|  | (0.308)     | (0.120)         | (0.385)            | (0.000156)      | (0.278)               | (0.0367)        | (0.264)                         | (0.0336)        |
| Junior/Technical college graduate dummy          | 0.0801      | 0.0307          | 1.053***           | 5.28e-06        | -0.346*               | -0.0740**       | -0.363**                        | -0.0733**       |
|  | (0.198)     | (0.0762)        | (0.265)            | (4.75e-05)      | (0.184)               | (0.0359)        | (0.178)                         | (0.0326)        |
| Annual income of the spouse                      | -9.98e-05** | -3.80e-05**     | -0.000119**        | -7.69e-11       | -6.47e-05             | -1.50e-05       | -3.95e-05                       | -8.71e-06       |
|  | (4.37e-05)  | (1.66e-05)      | (5.90e-05)         | (8.01e-10)      | (4.04e-05)            | (9.43e-06)      | (3.86e-05)                      | (8.55e-06)      |
| Living together dummy                            | 0.315       | 0.123           | -0.0990            | -5.22e-08       | 0.165                 | 0.0410          | 0.182                           | 0.0433          |
|  | (0.205)     | (0.0812)        | (0.359)            | (5.12e-07)      | (0.195)               | (0.0516)        | (0.200)                         | (0.0514)        |
| Equivalent to the state of living together dummy | 0.766***    | 0.298***        | 0.329              | 4.53e-07        | 0.638***              | 0.185***        | 0.721***                        | 0.206***        |
|  | (0.212)     | (0.0786)        | (0.255)            | (4.68e-06)      | (0.187)               | (0.0640)        | (0.182)                         | (0.0621)        |
| Number of children under six                     | -0.667***   | -0.254***       | -0.445***          | -2.87e-07       | -0.537***             | -0.124***       | -0.464***                       | -0.102***       |
|  | (0.0983)    | (0.0368)        | (0.171)            | (2.99e-06)      | (0.0897)              | (0.0213)        | (0.0846)                        | (0.0191)        |
| Financial index                                  | -0.250      | -0.0951         | -2.006***          | -1.29e-06       | 0.634*                | 0.147*          | 0.592*                          | 0.131*          |
|  | (0.372)     | (0.142)         | (0.535)            | (1.34e-05)      | (0.331)               | (0.0774)        | (0.311)                         | (0.0691)        |
| In standard financial scale                      | -0.165      | -0.0629         | -0.227             | -1.46e-07       | -0.0983               | -0.0228         | -0.110                          | -0.0242         |
|  | (0.107)     | (0.0409)        | (0.153)            | (1.50e-06)      | (0.101)               | (0.0234)        | (0.0967)                        | (0.0214)        |
| Constant term                                    | 2.878       |                 | 3.359              |                 | -0.718                |                 | -0.782                          |                 |
|  | (1.919)     |                 | (2.540)            |                 | (1.764)               |                 | (1.696)                         |                 |
| Observations                                     | 2279        |                 |                    |                 |                       |                 |                                 |                 |

Note: 1) The numbers in parentheses are robust standard errors.

2) \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at the 10, 5, and 1% levels, respectively.

Table3 Estimation results for employment  
across the academic background

(1) Without controlling for regional factors

|  | Employment   |                 | Regular employment |                 | Nonregular employment |                 | Voluntary nonregular employment |                 |
|--|--------------|-----------------|--------------------|-----------------|-----------------------|-----------------|---------------------------------|-----------------|
|  | Coefficient  | Marginal effect | Coefficient        | Marginal effect | Coefficient           | Marginal effect | Coefficient                     | Marginal effect |
| Model regions dummy × 2007-09 dummy              | -0.409       | -0.143          |                    |                 | 0.120                 | 0.0273          | -0.0375                         | -0.00747        |
| × University/Graduate school graduate dummy      | (0.741)      | (0.232)         |                    |                 | (0.671)               | (0.163)         | (0.562)                         | (0.110)         |
| Model regions dummy × 2007-09 dummy              | -0.332       | -0.119          | -3.129***          | -1.05e-07**     | 0.122                 | 0.0280          | 0.138                           | 0.0304          |
| × Junior/Technical college graduate dummy        | (0.439)      | (0.145)         | (0.586)            | (4.91e-08)      | (0.463)               | (0.113)         | (0.454)                         | (0.107)         |
| Model regions dummy × 2010-12 dummy              | -0.149       | -0.0555         | -2.006             | -8.85e-08**     | 0.295                 | 0.0736          | 0.332                           | 0.0808          |
| × University/Graduate school graduate dummy      | (0.831)      | (0.301)         | (1.955)            | (4.15e-08)      | (0.845)               | (0.240)         | (0.813)                         | (0.230)         |
| Model regions dummy × 2010-12 dummy              | 0.816        | 0.315           | -1.981***          | -9.13e-08**     | 1.119**               | 0.368*          | 0.971*                          | 0.301           |
| × Junior/Technical college graduate dummy        | (0.608)      | (0.213)         | (0.711)            | (4.31e-08)      | (0.547)               | (0.217)         | (0.524)                         | (0.205)         |
| Model regions dummy                              | 0.118        | 0.0457          | 0.0309             | 1.50e-08        | 0.237                 | 0.0569          | 0.274                           | 0.0640          |
| × 2007-09 dummy                                  | (0.280)      | (0.110)         | (0.402)            | (2.09e-07)      | (0.256)               | (0.0681)        | (0.251)                         | (0.0661)        |
| Model regions dummy                              | 0.289        | 0.114           | 0.701              | 2.58e-06        | 0.169                 | 0.0396          | 0.186                           | 0.0419          |
| × 2010-12 dummy                                  | (0.461)      | (0.184)         | (0.628)            | (7.74e-06)      | (0.410)               | (0.104)         | (0.397)                         | (0.0978)        |
| Model regions dummy                              | -0.192       | -0.0717         | 0.226              | 1.64e-07        | -0.162                | -0.0325         | -0.124                          | -0.0240         |
|  | (0.227)      | (0.0824)        | (0.250)            | (2.75e-07)      | (0.198)               | (0.0373)        | (0.187)                         | (0.0344)        |
| 2007-09 dummy                                    | 0.318***     | 0.123***        | 0.0769             | 3.79e-08        | 0.244***              | 0.0552**        | 0.204**                         | 0.0436**        |
|  | (0.0917)     | (0.0360)        | (0.163)            | (9.32e-08)      | (0.0879)              | (0.0217)        | (0.0844)                        | (0.0195)        |
| 2010-12 dummy                                    | 0.132        | 0.0509          | 0.0777             | 3.99e-08        | 0.0318                | 0.00690         | 0.0151                          | 0.00309         |
|  | (0.114)      | (0.0444)        | (0.188)            | (1.15e-07)      | (0.112)               | (0.0246)        | (0.112)                         | (0.0231)        |
| Age  | 0.0260*      | 0.00994*        | -0.0838***         | -3.77e-08*      | 0.0549***             | 0.0118***       | 0.0538***                       | 0.0110***       |
|  | (0.0151)     | (0.00576)       | (0.0238)           | (2.07e-08)      | (0.0150)              | (0.00324)       | (0.0144)                        | (0.00295)       |
| University/Graduate school graduate dummy        | 0.328        | 0.128           | 1.640***           | 6.96e-05        | -0.699***             | -0.111***       | -0.740***                       | -0.109***       |
|  | (0.236)      | (0.0934)        | (0.360)            | (0.000101)      | (0.213)               | (0.0249)        | (0.205)                         | (0.0219)        |
| Junior/Technical college graduate dummy          | 0.101        | 0.0387          | 0.779***           | 1.51e-06        | -0.220                | -0.0445         | -0.225                          | -0.0431*        |
|  | (0.161)      | (0.0624)        | (0.173)            | (1.23e-06)      | (0.148)               | (0.0283)        | (0.143)                         | (0.0257)        |
| Annual income of the spouse                      | -0.000126*** | -4.81e-05***    | -6.59e-05*         | -0              | -9.04e-05***          | -1.94e-05***    | -6.25e-05**                     | -1.27e-05**     |
|  | (2.87e-05)   | (1.10e-05)      | (4.00e-05)         | (0)             | (2.82e-05)            | (6.21e-06)      | (2.71e-05)                      | (5.62e-06)      |
| Living together dummy                            | 0.334*       | 0.131*          | 0.269              | 2.27e-07        | 0.0224                | 0.00486         | 0.0392                          | 0.00812         |
|  | (0.188)      | (0.0745)        | (0.247)            | (3.75e-07)      | (0.183)               | (0.0400)        | (0.179)                         | (0.0378)        |
| Equivalent to the state of living together dummy | 0.638***     | 0.250***        | 0.182              | 1.23e-07        | 0.584***              | 0.157***        | 0.659***                        | 0.175***        |
|  | (0.166)      | (0.0636)        | (0.221)            | (2.18e-07)      | (0.153)               | (0.0490)        | (0.148)                         | (0.0477)        |
| Number of children under six                     | -0.618***    | -0.236***       | -0.556***          | -2.50e-07**     | -0.456***             | -0.0978***      | -0.401***                       | -0.0817***      |
|  | (0.0681)     | (0.0255)        | (0.129)            | (1.09e-07)      | (0.0644)              | (0.0148)        | (0.0615)                        | (0.0133)        |
| Constant term                                    | -0.320       |                 | -2.112***          |                 | -2.137***             |                 | -2.315***                       |                 |
|  | (0.504)      |                 | (0.796)            |                 | (0.517)               |                 | (0.496)                         |                 |
| Observations                                     | 4149         |                 | 4116               |                 | 4149                  |                 | 4149                            |                 |

Note: 1) The numbers in parentheses are robust standard errors.

2) \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at the 10, 5, and 1% levels, respectively.

## (2) With controlling for regional factors

|  | Employment  |                 | Regular employment |                 | Nonregular employment |                 | Voluntary nonregular employment |                 |
|--|-------------|-----------------|--------------------|-----------------|-----------------------|-----------------|---------------------------------|-----------------|
|  | Coefficient | Marginal effect | Coefficient        | Marginal effect | Coefficient           | Marginal effect | Coefficient                     | Marginal effect |
| Model regions dummy × 2007-09 dummy              | 0.0851      | 0.0328          |                    |                 | 0.222                 | 0.0563          | -0.0664                         | -0.0138         |
| × University/Graduate school graduate dummy      | (1.019)     | (0.397)         |                    |                 | (0.971)               | (0.272)         | (0.775)                         | (0.156)         |
| Model regions dummy × 2007-09 dummy              | -0.0941     | -0.0353         | -2.104***          | -1.80e-07       | 0.295                 | 0.0771          | 0.277                           | 0.0689          |
| × Junior/Technical college graduate dummy        | (0.465)     | (0.171)         | (0.813)            | (1.77e-06)      | (0.482)               | (0.142)         | (0.472)                         | (0.132)         |
| Model regions dummy × 2010-12 dummy              | 0.653       | 0.256           |                    |                 | 1.450                 | 0.506           | 1.373                           | 0.470           |
| × University/Graduate school graduate dummy      | (1.182)     | (0.445)         |                    |                 | (1.129)               | (0.419)         | (1.062)                         | (0.410)         |
| Model regions dummy × 2010-12 dummy              | 1.781**     | 0.555***        | -2.657***          | -1.69e-07       | 2.486***              | 0.781***        | 2.152***                        | 0.717***        |
| × Junior/Technical college graduate dummy        | (0.771)     | (0.111)         | (0.806)            | (1.67e-06)      | (0.703)               | (0.107)         | (0.675)                         | (0.159)         |
| Model regions dummy                              | 0.234       | 0.0913          | -0.0401            | -2.83e-08       | 0.299                 | 0.0776          | 0.368                           | 0.0942          |
| × 2007-09 dummy                                  | (0.355)     | (0.141)         | (0.702)            | (4.86e-07)      | (0.336)               | (0.0977)        | (0.327)                         | (0.0962)        |
| Model regions dummy                              | -0.175      | -0.0647         | 2.286***           | 0.00183         | -0.795*               | -0.116***       | -0.681                          | -0.100**        |
| × 2010-12 dummy                                  | (0.553)     | (0.197)         | (0.689)            | (0.0107)        | (0.442)               | (0.0377)        | (0.427)                         | (0.0394)        |
| Model regions dummy                              | 0.204       | 0.0789          | -0.0505            | -3.57e-08       | 0.194                 | 0.0471          | 0.203                           | 0.0473          |
|  | (0.295)     | (0.116)         | (0.335)            | (3.64e-07)      | (0.282)               | (0.0730)        | (0.265)                         | (0.0662)        |
| 2007-09 dummy                                    | 0.191       | 0.0734          | -0.0233            | -1.77e-08       | 0.127                 | 0.0295          | 0.0864                          | 0.0190          |
|  | (0.130)     | (0.0506)        | (0.239)            | (2.77e-07)      | (0.126)               | (0.0303)        | (0.121)                         | (0.0273)        |
| 2010-12 dummy                                    | 0.205       | 0.0791          | -0.195             | -1.15e-07       | 0.216                 | 0.0526          | 0.151                           | 0.0343          |
|  | (0.197)     | (0.0772)        | (0.327)            | (1.14e-06)      | (0.179)               | (0.0469)        | (0.176)                         | (0.0424)        |
| Age  | 0.0183      | 0.00697         | -0.0702**          | -5.43e-08       | 0.0461**              | 0.0105**        | 0.0486***                       | 0.0105***       |
|  | (0.0205)    | (0.00779)       | (0.0313)           | (5.11e-07)      | (0.0191)              | (0.00435)       | (0.0184)                        | (0.00403)       |
| University/Graduate school graduate dummy        | 0.0869      | 0.0333          | 1.328***           | 3.96e-05        | -0.675**              | -0.114***       | -0.631**                        | -0.103***       |
|  | (0.316)     | (0.122)         | (0.387)            | (0.000299)      | (0.287)               | (0.0353)        | (0.272)                         | (0.0328)        |
| Junior/Technical college graduate dummy          | 0.0324      | 0.0124          | 1.181***           | 9.32e-06        | -0.447**              | -0.0911***      | -0.453**                        | -0.0875***      |
|  | (0.205)     | (0.0784)        | (0.267)            | (7.56e-05)      | (0.195)               | (0.0353)        | (0.188)                         | (0.0323)        |
| Annual income of the spouse                      | -9.93e-05** | -3.78e-05**     | -0.000113*         | -8.72e-11       | -6.75e-05*            | -1.53e-05       | -4.16e-05                       | -9.00e-06       |
|  | (4.38e-05)  | (1.67e-05)      | (5.88e-05)         | (8.36e-10)      | (4.08e-05)            | (9.33e-06)      | (3.90e-05)                      | (8.47e-06)      |
| Living together dummy                            | 0.312       | 0.122           | -0.0687            | -4.62e-08       | 0.154                 | 0.0372          | 0.172                           | 0.0402          |
|  | (0.206)     | (0.0816)        | (0.359)            | (4.23e-07)      | (0.195)               | (0.0502)        | (0.201)                         | (0.0503)        |
| Equivalent to the state of living together dummy | 0.793***    | 0.308***        | 0.276              | 3.98e-07        | 0.689***              | 0.199***        | 0.770***                        | 0.220***        |
|  | (0.213)     | (0.0784)        | (0.264)            | (3.81e-06)      | (0.187)               | (0.0646)        | (0.182)                         | (0.0626)        |
| Number of children under six                     | -0.672***   | -0.256***       | -0.450**           | -3.48e-07       | -0.545***             | -0.124***       | -0.469***                       | -0.101***       |
|  | (0.0997)    | (0.0373)        | (0.176)            | (3.32e-06)      | (0.0906)              | (0.0214)        | (0.0850)                        | (0.0191)        |
| Financial index                                  | -0.294      | -0.112          | -2.053***          | -1.59e-06       | 0.616*                | 0.140*          | 0.581*                          | 0.126*          |
|  | (0.373)     | (0.142)         | (0.538)            | (1.51e-05)      | (0.338)               | (0.0775)        | (0.316)                         | (0.0692)        |
| ln standard financial scale                      | -0.165      | -0.0628         | -0.228             | -1.76e-07       | -0.0977               | -0.0222         | -0.109                          | -0.0235         |
|  | (0.109)     | (0.0414)        | (0.153)            | (1.66e-06)      | (0.102)               | (0.0233)        | (0.0984)                        | (0.0214)        |
| Constant term                                    | 2.943       |                 | 3.325              |                 | -0.648                |                 | -0.732                          |                 |
|  | (1.941)     |                 | (2.580)            |                 | (1.795)               |                 | (1.727)                         |                 |
| Observations                                     | 2279        |                 | 2252               |                 | 2279                  |                 | 2279                            |                 |

Note: 1) The numbers in parentheses are robust standard errors.

2) \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at the 10, 5, and 1% levels, respectively.

Table4 Estimation results for employment  
across the number of children

(1) Without controlling for regional factors

|                                     | Employment   |                 | Regular employment |                 | Nonregular employment |                 | Voluntary nonregular employment |                 |
|-------------------------------------|--------------|-----------------|--------------------|-----------------|-----------------------|-----------------|---------------------------------|-----------------|
|                                     | Coefficient  | Marginal effect | Coefficient        | Marginal effect | Coefficient           | Marginal effect | Coefficient                     | Marginal effect |
| Model regions dummy × 2007-09 dummy | 0.467        | 0.184           | 0.333              | 6.99e-07        | 0.118                 | 0.0269          | 0.0184                          | 0.00378         |
| × With one child dummy              | (0.395)      | (0.155)         | (0.879)            | (3.67e-06)      | (0.356)               | (0.0861)        | (0.345)                         | (0.0717)        |
| Model regions dummy × 2007-09 dummy | -0.232       | -0.0851         | -0.453             | -1.51e-07       | 0.0426                | 0.00935         | -0.0297                         | -0.00594        |
| × With more than two children dummy | (0.458)      | (0.160)         | (0.876)            | (1.06e-07)      | (0.480)               | (0.108)         | (0.475)                         | (0.0935)        |
| Model regions dummy × 2010-12 dummy | 0.164        | 0.0640          | 0.474              | 1.57e-06        | 0.149                 | 0.0345          | -0.0459                         | -0.00910        |
| × With one child dummy              | (0.483)      | (0.191)         | (0.816)            | (6.73e-06)      | (0.456)               | (0.114)         | (0.442)                         | (0.0853)        |
| Model regions dummy × 2010-12 dummy | 1.179**      | 0.428***        | -0.381             | -1.42e-07       | 1.213**               | 0.405*          | 1.074**                         | 0.342           |
| × With more than two children dummy | (0.541)      | (0.147)         | (0.791)            | (1.17e-07)      | (0.557)               | (0.220)         | (0.548)                         | (0.217)         |
| Model regions dummy                 | -0.201       | -0.0744         | -0.936             | -1.99e-07**     | 0.199                 | 0.0469          | 0.285                           | 0.0667          |
| × 2007-09 dummy                     | (0.348)      | (0.124)         | (0.748)            | (9.43e-08)      | (0.304)               | (0.0783)        | (0.300)                         | (0.0797)        |
| Model regions dummy                 | 0.179        | 0.0700          | -0.0941            | -6.40e-08       | 0.217                 | 0.0518          | 0.299                           | 0.0709          |
| × 2010-12 dummy                     | (0.350)      | (0.138)         | (0.508)            | (2.74e-07)      | (0.338)               | (0.0892)        | (0.331)                         | (0.0900)        |
| Model regions dummy                 | -0.179       | -0.0668         | 0.351              | 6.25e-07        | -0.117                | -0.0239         | -0.0876                         | -0.0172         |
|                                     | (0.218)      | (0.0797)        | (0.274)            | (9.03e-07)      | (0.193)               | (0.0378)        | (0.183)                         | (0.0347)        |
| 2007-09 dummy                       | 0.319***     | 0.123***        | 0.114              | 1.11e-07        | 0.241***              | 0.0545**        | 0.201**                         | 0.0429**        |
|                                     | (0.0915)     | (0.0360)        | (0.158)            | (1.90e-07)      | (0.0883)              | (0.0218)        | (0.0848)                        | (0.0195)        |
| 2010-12 dummy                       | 0.128        | 0.0496          | 0.107              | 1.09e-07        | 0.0237                | 0.00512         | 0.00999                         | 0.00204         |
|                                     | (0.114)      | (0.0444)        | (0.188)            | (2.40e-07)      | (0.112)               | (0.0244)        | (0.112)                         | (0.0230)        |
| Age                                 | 0.0233       | 0.00893         | -0.0854***         | -7.23e-08*      | 0.0533***             | 0.0114***       | 0.0524***                       | 0.0107***       |
|                                     | (0.0150)     | (0.00575)       | (0.0233)           | (3.76e-08)      | (0.0150)              | (0.00323)       | (0.0144)                        | (0.00294)       |
| University/Graduate school          | 0.345        | 0.135           | 1.568***           | 8.46e-05        | -0.661***             | -0.107***       | -0.710***                       | -0.106***       |
| graduate dummy                      | (0.231)      | (0.0916)        | (0.358)            | (0.000120)      | (0.208)               | (0.0250)        | (0.201)                         | (0.0219)        |
| Junior/Technical college            | 0.125        | 0.0480          | 0.707***           | 2.11e-06        | -0.174                | -0.0357         | -0.185                          | -0.0357         |
| graduate dummy                      | (0.159)      | (0.0615)        | (0.173)            | (1.69e-06)      | (0.145)               | (0.0284)        | (0.140)                         | (0.0257)        |
| Annual income of the spouse         | -0.000134*** | -5.12e-05***    | -7.18e-05*         | -6.08e-11       | -9.56e-05***          | -2.05e-05***    | -6.70e-05**                     | -1.36e-05**     |
|                                     | (2.89e-05)   | (1.11e-05)      | (4.04e-05)         | (0)             | (2.84e-05)            | (6.27e-06)      | (2.73e-05)                      | (5.66e-06)      |
| Living together dummy               | 0.388**      | 0.152**         | 0.273              | 4.32e-07        | 0.0620                | 0.0137          | 0.0725                          | 0.0153          |
|                                     | (0.187)      | (0.0739)        | (0.252)            | (7.12e-07)      | (0.183)               | (0.0413)        | (0.179)                         | (0.0389)        |
| Equivalent to the state of          | 0.651***     | 0.255***        | 0.266              | 4.10e-07        | 0.582***              | 0.156***        | 0.656***                        | 0.174***        |
| living together dummy               | (0.163)      | (0.0620)        | (0.216)            | (5.68e-07)      | (0.152)               | (0.0489)        | (0.148)                         | (0.0476)        |
| With one child dummy                | -0.912***    | -0.325***       | -0.896***          | -8.85e-07**     | -0.613***             | -0.121***       | -0.518***                       | -0.0980***      |
|                                     | (0.118)      | (0.0378)        | (0.185)            | (4.33e-07)      | (0.109)               | (0.0213)        | (0.105)                         | (0.0196)        |
| With more than two children dummy   | -1.319***    | -0.409***       | -1.032***          | -5.47e-07**     | -1.014***             | -0.160***       | -0.897***                       | -0.138***       |
|                                     | (0.148)      | (0.0342)        | (0.245)            | (2.46e-07)      | (0.140)               | (0.0203)        | (0.136)                         | (0.0188)        |
| Constant term                       | -0.0968      |                 | -1.851**           |                 | -2.015***             |                 | -2.216***                       |                 |
|                                     | (0.503)      |                 | (0.782)            |                 | (0.517)               |                 | (0.498)                         | (0.0189)        |
| Observations                        | 4149         |                 |                    |                 |                       |                 |                                 |                 |

Note: 1) The numbers in parentheses are robust standard errors.

2) \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at the 10, 5, and 1% levels, respectively.

## (2) With controlling for regional factors

|                                     | Employment  |                 | Regular employment |                 | Nonregular employment |                 | Voluntary nonregular employment |                 |
|-------------------------------------|-------------|-----------------|--------------------|-----------------|-----------------------|-----------------|---------------------------------|-----------------|
|                                     | Coefficient | Marginal effect | Coefficient        | Marginal effect | Coefficient           | Marginal effect | Coefficient                     | Marginal effect |
| Model regions dummy × 2007-09 dummy | -0.372      | -0.132          | -2.225             | -4.37e-08       | -0.0944               | -0.0208         | -0.248                          | -0.0478         |
| × With one child dummy              | (0.481)     | (0.155)         | (1.653)            | (7.59e-07)      | (0.444)               | (0.0931)        | (0.431)                         | (0.0715)        |
| Model regions dummy × 2007-09 dummy | -1.353***   | -0.338***       | -2.510*            | -4.04e-08       | -0.549                | -0.0936         | -0.654                          | -0.0985*        |
| × With more than two children dummy | (0.522)     | (0.0625)        | (1.475)            | (7.05e-07)      | (0.551)               | (0.0646)        | (0.546)                         | (0.0510)        |
| Model regions dummy × 2010-12 dummy | -0.0559     | -0.0211         | 0.539              | 5.28e-07        | 0.0705                | 0.0169          | -0.229                          | -0.0445         |
| × With one child dummy              | (0.612)     | (0.229)         | (0.896)            | (8.76e-06)      | (0.585)               | (0.145)         | (0.567)                         | (0.0956)        |
| Model regions dummy × 2010-12 dummy | 0.980       | 0.370           | -1.268             | -3.43e-08       | 1.069                 | 0.361           | 0.854                           | 0.268           |
| × With more than two children dummy | (0.734)     | (0.233)         | (1.471)            | (6.05e-07)      | (0.775)               | (0.308)         | (0.763)                         | (0.295)         |
| Model regions dummy                 | 0.752*      | 0.293*          | 0.488              | 3.66e-07        | 0.600                 | 0.176           | 0.718*                          | 0.211           |
| × 2007-09 dummy                     | (0.446)     | (0.163)         | (0.675)            | (5.54e-06)      | (0.414)               | (0.145)         | (0.404)                         | (0.146)         |
| Model regions dummy                 | 0.354       | 0.139           | 1.229              | 1.26e-05        | 0.0632                | 0.0151          | 0.219                           | 0.0537          |
| × 2010-12 dummy                     | (0.553)     | (0.220)         | (0.896)            | (0.000156)      | (0.541)               | (0.133)         | (0.523)                         | (0.141)         |
| Model regions dummy                 | 0.246       | 0.0957          | -0.173             | -2.39e-08       | 0.229                 | 0.0572          | 0.227                           | 0.0543          |
|                                     | (0.295)     | (0.116)         | (0.445)            | (3.90e-07)      | (0.276)               | (0.0742)        | (0.259)                         | (0.0668)        |
| 2007-09 dummy                       | 0.184       | 0.0709          | -0.00902           | -1.65e-09       | 0.115                 | 0.0272          | 0.0757                          | 0.0169          |
|                                     | (0.129)     | (0.0500)        | (0.270)            | (6.81e-08)      | (0.125)               | (0.0305)        | (0.120)                         | (0.0275)        |
| 2010-12 dummy                       | 0.191       | 0.0741          | -0.179             | -2.55e-08       | 0.197                 | 0.0485          | 0.137                           | 0.0315          |
|                                     | (0.194)     | (0.0759)        | (0.353)            | (4.55e-07)      | (0.176)               | (0.0463)        | (0.173)                         | (0.0420)        |
| Age                                 | 0.0158      | 0.00604         | -0.0707*           | -1.30e-08       | 0.0442**              | 0.0102**        | 0.0472***                       | 0.0104***       |
|                                     | (0.0201)    | (0.00767)       | (0.0373)           | (2.18e-07)      | (0.0185)              | (0.00430)       | (0.0180)                        | (0.00401)       |
| University/Graduate school          | 0.137       | 0.0528          | 1.182***           | 6.45e-06        | -0.583**              | -0.105***       | -0.557**                        | -0.0960***      |
| graduate dummy                      | (0.305)     | (0.120)         | (0.435)            | (8.81e-05)      | (0.278)               | (0.0377)        | (0.264)                         | (0.0345)        |
| Junior/Technical college            | 0.106       | 0.0408          | 1.073***           | 1.85e-06        | -0.321*               | -0.0688*        | -0.345*                         | -0.0697**       |
| graduate dummy                      | (0.198)     | (0.0763)        | (0.321)            | (2.70e-05)      | (0.184)               | (0.0363)        | (0.178)                         | (0.0329)        |
| Annual income of the spouse         | -0.000103** | -3.94e-05**     | -0.000122**        | -0              | -6.82e-05*            | -1.58e-05*      | -4.18e-05                       | -9.20e-06       |
|                                     | (4.34e-05)  | (1.65e-05)      | (6.15e-05)         | (3.82e-10)      | (4.03e-05)            | (9.40e-06)      | (3.86e-05)                      | (8.53e-06)      |
| Living together dummy               | 0.350*      | 0.137*          | -0.115             | -1.67e-08       | 0.205                 | 0.0515          | 0.216                           | 0.0522          |
|                                     | (0.203)     | (0.0804)        | (0.372)            | (2.73e-07)      | (0.195)               | (0.0531)        | (0.201)                         | (0.0530)        |
| Equivalent to the state of          | 0.791***    | 0.308***        | 0.319              | 1.27e-07        | 0.643***              | 0.186***        | 0.731***                        | 0.209***        |
| living together dummy               | (0.206)     | (0.0759)        | (0.255)            | (2.17e-06)      | (0.185)               | (0.0636)        | (0.181)                         | (0.0621)        |
| With one child dummy                | -0.935***   | -0.333***       | -0.425             | -7.33e-08       | -0.822***             | -0.173***       | -0.682***                       | -0.138***       |
|                                     | (0.165)     | (0.0531)        | (0.266)            | (1.25e-06)      | (0.144)               | (0.0295)        | (0.140)                         | (0.0276)        |
| With more than two children dummy   | -1.392***   | -0.425***       | -0.872**           | -1.02e-07       | -1.141***             | -0.192***       | -0.980***                       | -0.162***       |
|                                     | (0.214)     | (0.0478)        | (0.374)            | (1.72e-06)      | (0.188)               | (0.0273)        | (0.177)                         | (0.0253)        |
| Financial index                     | -0.291      | -0.111          | -2.019***          | -3.72e-07       | 0.623*                | 0.144*          | 0.576*                          | 0.127*          |
|                                     | (0.365)     | (0.139)         | (0.614)            | (6.30e-06)      | (0.329)               | (0.0768)        | (0.309)                         | (0.0686)        |
| ln standard financial scale         | -0.171      | -0.0652         | -0.227             | -4.19e-08       | -0.106                | -0.0245         | -0.114                          | -0.0250         |
|                                     | (0.106)     | (0.0406)        | (0.167)            | (7.02e-07)      | (0.100)               | (0.0233)        | (0.0967)                        | (0.0214)        |
| Constant term                       | 3.219*      |                 | 3.128              |                 | -0.364                |                 | -0.539                          |                 |
|                                     | (1.894)     |                 | (2.578)            |                 | (1.750)               |                 | (1.691)                         | (0.0189)        |
| Observations                        | 2279        |                 |                    |                 |                       |                 |                                 |                 |

Note: 1) The numbers in parentheses are robust standard errors.

2) \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at the 10, 5, and 1% levels, respectively.

Table 5 Estimation results for working hours

(1) Without controlling for regional factors

|   | Average weekly working hours     |                            |                        |                            |                        |                           |                         |                            |
|---|----------------------------------|----------------------------|------------------------|----------------------------|------------------------|---------------------------|-------------------------|----------------------------|
|   | Total sample<br>(unemployed = 0) |                            | Employed               |                            | Regular employment     |                           | Nonregular employment   |                            |
|   | FE                               | RE                         | FE                     | RE                         | FE                     | RE                        | FE                      | RE                         |
| Model regions dummy<br>× 2007-09 dummy              | -0.668<br>(1.387)                | -0.289<br>(1.357)          | -0.0577<br>(2.693)     | -1.769<br>(2.350)          | 2.062<br>(4.066)       | 1.996<br>(4.129)          | -0.738<br>(3.299)       | -1.818<br>(2.638)          |
| Model regions dummy<br>× 2010-12 dummy              | 1.557<br>(1.823)                 | 1.975<br>(1.857)           | 4.925*<br>(2.863)      | 2.913<br>(2.484)           | 8.736*<br>(4.802)      | 11.35***<br>(3.462)       | 3.270<br>(2.943)        | 1.634<br>(2.463)           |
| Model regions dummy                                 | 1.658<br>(3.106)                 | -1.379<br>(1.239)          | -1.308<br>(1.812)      | -1.856<br>(1.800)          | -0.468<br>(1.901)      | -3.763<br>(3.183)         | 0.750<br>(2.770)        | 0.362<br>(2.100)           |
| 2007-09 dummy                                       | 1.447**<br>(0.679)               | 1.757***<br>(0.649)        | -0.996<br>(1.087)      | -0.546<br>(0.963)          | -2.184<br>(2.670)      | -2.435<br>(2.200)         | -0.913<br>(0.907)       | 0.0991<br>(0.785)          |
| 2010-12 dummy                                       | -0.525<br>(0.819)                | 0.156<br>(0.749)           | -2.233<br>(1.413)      | -0.930<br>(1.086)          | -0.824<br>(3.109)      | -2.970<br>(1.970)         | -3.250**<br>(1.403)     | -1.335<br>(1.012)          |
| Age   | 0.0601<br>(0.152)                | -0.0463<br>(0.106)         | -0.298<br>(0.234)      | -0.418***<br>(0.128)       | 0.0452<br>(0.517)      | 0.242<br>(0.214)          | 0.112<br>(0.257)        | -0.280**<br>(0.130)        |
| University/Graduate school<br>graduate dummy        |                                  | 2.273<br>(1.561)           |                        | 4.728***<br>(1.623)        |                        | -1.961<br>(2.214)         |                         | 1.276<br>(1.842)           |
| Junior /Technical college<br>graduate dummy         |                                  | -1.372<br>(1.061)          |                        | -0.187<br>(1.254)          |                        | -1.309<br>(1.848)         |                         | -1.041<br>(1.106)          |
| Annual income of the spouse                         | -0.000409<br>(0.000281)          | -0.000922***<br>(0.000194) | 0.000148<br>(0.000443) | -0.000831***<br>(0.000259) | 0.000535<br>(0.000792) | -0.000793**<br>(0.000398) | -0.000256<br>(0.000496) | -0.000709***<br>(0.000253) |
| Living together dummy                               | 2.820<br>(1.944)                 | 4.940***<br>(1.406)        | -0.685<br>(2.993)      | 2.948*<br>(1.736)          | -1.365<br>(6.714)      | 0.879<br>(2.699)          | -1.443<br>(2.219)       | 0.891<br>(1.435)           |
| Equivalent to the state of<br>living together dummy | 1.117<br>(1.387)                 | 1.675<br>(1.068)           | -4.317*<br>(2.206)     | -2.177<br>(1.358)          | -10.17<br>(7.514)      | -3.009<br>(3.185)         | -2.479<br>(1.951)       | -1.592<br>(1.053)          |
| Number of children under six                        | -4.955***<br>(0.527)             | -5.267***<br>(0.437)       | -6.111***<br>(0.893)   | -5.155***<br>(0.612)       | -10.39***<br>(1.847)   | -8.862***<br>(1.129)      | -2.773***<br>(0.885)    | -2.911***<br>(0.532)       |
| Constant term                                       | 16.83***<br>(5.083)              | 23.42***<br>(3.630)        | 41.28***<br>(8.092)    | 47.22***<br>(4.473)        | 43.30***<br>(16.15)    | 42.10***<br>(7.132)       | 21.64**<br>(8.879)      | 36.29***<br>(4.410)        |
| Observations  | 4,002                            |                            | 1,771                  |                            | 544                    |                           | 1,179                   |                            |
| R2  | 0.070                            | 0.067                      | 0.073                  | 0.066                      | 0.153                  | 0.143                     | 0.028                   | 0.021                      |
| Hausman test  | Prob>chi2 = 0.0883               |                            | Prob>chi2 = 0.2049     |                            | Prob>chi2 = 0.7966     |                           | Prob>chi2 = 0.6471      |                            |

Note: 1) The numbers in parentheses are robust standard errors.

2) \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at the 10, 5, and 1% levels, respectively.

3) FE indicates fixed-effect model, and RE indicates random-effect model.

(2) With controlling for regional factors

|                              | Average weekly working hours     |              |                    |            |                    |            |                       |            |
|------------------------------|----------------------------------|--------------|--------------------|------------|--------------------|------------|-----------------------|------------|
|                              | Total sample<br>(unemployed = 0) |              | Employed           |            | Regular employment |            | Nonregular employment |            |
|                              | FE                               | RE           | FE                 | RE         | FE                 | RE         | FE                    | RE         |
| Model regions dummy          | -0.821                           | -0.777       | -0.894             | -2.338     | 0.700              | 1.821      | -6.176                | -3.827     |
| × 2007-09 dummy              | (1.943)                          | (1.853)      | (4.029)            | (3.390)    | (4.750)            | (5.847)    | (4.428)               | (3.350)    |
| Model regions dummy          | 2.359                            | 1.511        | 3.416              | 0.130      | 5.390              | 9.683**    | -3.947                | -2.307     |
| × 2010-12 dummy              | (2.883)                          | (2.857)      | (4.592)            | (3.518)    | (6.350)            | (4.822)    | (4.511)               | (3.284)    |
| Model regions dummy          | 1.310                            | 0.388        | -4.402***          | 0.0486     | -12.08**           | -3.911     |                       | 3.479      |
|                              | (3.842)                          | (1.794)      | (1.569)            | (2.582)    | (4.776)            | (4.805)    |                       | (2.510)    |
| 2007-09 dummy                | -1.787                           | 0.868        | -4.053             | -0.118     | -11.68*            | -4.605     | -1.696                | 0.715      |
|                              | (1.297)                          | (0.916)      | (2.515)            | (1.435)    | (6.249)            | (3.468)    | (1.886)               | (1.081)    |
| 2010-12 dummy                | -5.031**                         | -0.743       | -6.899             | -0.151     | -20.75*            | -4.788     | -2.891                | 0.413      |
|                              | (2.200)                          | (1.254)      | (4.419)            | (1.598)    | (10.63)            | (3.061)    | (3.720)               | (1.382)    |
| Age                          | 0.725*                           | 0.0561       | 0.519              | -0.516***  | 3.164*             | 0.316      | 0.0910                | -0.547***  |
|                              | (0.385)                          | (0.152)      | (0.737)            | (0.177)    | (1.845)            | (0.304)    | (0.630)               | (0.172)    |
| University/Graduate school   |                                  | 1.846        |                    | 5.346**    |                    | -0.0422    |                       | 2.251      |
| graduate dummy               |                                  | (2.142)      |                    | (2.587)    |                    | (4.065)    |                       | (2.757)    |
| Junior/Technical college     |                                  | -0.917       |                    | 0.883      |                    | -3.390     |                       | -0.673     |
| graduate dummy               |                                  | (1.390)      |                    | (1.573)    |                    | (2.552)    |                       | (1.293)    |
| Annual income of the spouse  | -0.000385                        | -0.000797*** | 0.000165           | -0.000727* | 0.000320           | -0.00131*  | -0.000300             | -0.000459  |
|                              | (0.000409)                       | (0.000295)   | (0.000774)         | (0.000407) | (0.00154)          | (0.000759) | (0.000865)            | (0.000374) |
| Living together dummy        | 0.687                            | 4.519**      | 2.444              | 4.464**    | 14.67              | 2.425      | -1.657                | 2.479      |
|                              | (2.432)                          | (1.884)      | (3.509)            | (2.074)    | (9.691)            | (3.475)    | (3.139)               | (1.804)    |
| Equivalent to the state of   | 2.743                            | 2.927**      | -2.326             | -1.903     | -16.45*            | -6.141     | 0.212                 | -0.894     |
| living together dummy        | (1.979)                          | (1.483)      | (3.299)            | (1.841)    | (9.803)            | (4.147)    | (3.141)               | (1.479)    |
| Number of children under six | -4.694***                        | -5.175***    | -5.634***          | -4.856***  | -8.599***          | -7.559***  | -5.389***             | -3.865***  |
|                              | (0.783)                          | (0.636)      | (1.355)            | (0.805)    | (2.727)            | (1.692)    | (1.422)               | (0.683)    |
| Financial index              | 1.485                            | -8.286***    | -1.858             | -11.90***  | -60.54             | -6.527     | 9.050                 | -6.136**   |
|                              | (6.237)                          | (2.789)      | (11.52)            | (3.581)    | (54.12)            | (5.274)    | (8.302)               | (3.113)    |
| ln standard financial scale  | 2.478*                           | 0.767        | 6.939***           | 1.684*     | -0.847             | 0.242      | 4.301***              | 1.415**    |
|                              | (1.278)                          | (0.757)      | (2.294)            | (0.930)    | (10.75)            | (1.753)    | (1.652)               | (0.686)    |
| Constant term                | -48.96**                         | 12.57        | -104.2**           | 29.34*     | 8.510              | 44.65      | -57.93                | 24.10*     |
|                              | (24.41)                          | (13.66)      | (45.25)            | (16.46)    | (206.5)            | (30.21)    | (35.16)               | (13.57)    |
| Observations                 | 2,190                            |              | 930                |            | 249                |            | 653                   |            |
| R2                           | 0.062                            | 0.054        | 0.065              | 0.048      | 0.206              | 0.121      | 0.055                 | 0.035      |
| Hausman test                 | Prob>chi2 = 0.0057               |              | Prob>chi2 = 0.3127 |            | Prob>chi2 = 0.1050 |            | Prob>chi2 = 0.3016    |            |

Note: 1) The numbers in parentheses are robust standard errors.

2) \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at the 10, 5, and 1% levels, respectively.

3) FE indicates fixed-effect model, and RE indicates random-effect model.

Table 6 Estimation results for employment: propensity score matching

(1) Without controlling for regional factors

|         | Employment rate  |                  |                      |                      |                           |                    |
|---------|------------------|------------------|----------------------|----------------------|---------------------------|--------------------|
|         | Level            |                  | Difference           |                      | Difference-in-Differences |                    |
|         | Model regions    | Nonmodel regions | Nonmatching          | Matching             | Nonmatching               | Matching           |
|         | (a)              | (b)              | (a)-(b)              | (a)-(b)              | (Difference from 2004-06) |                    |
| 2004-06 | 0.323<br>(0.468) | 0.414<br>(0.493) | -0.091***<br>(0.029) | -0.080***<br>(0.027) |                           |                    |
| 2007-09 | 0.381<br>(0.487) | 0.498<br>(0.500) | -0.117***<br>(0.038) | -0.083***<br>(0.035) | -0.026<br>(0.048)         | -0.003<br>(0.045)  |
| 2010-12 | 0.492<br>(0.502) | 0.501<br>(0.500) | -0.009<br>(0.049)    | 0.017<br>(0.048)     | 0.082<br>(0.057)          | 0.097**<br>(0.055) |

|         | Regular employment rate |                  |                      |                      |                           |                      |
|---------|-------------------------|------------------|----------------------|----------------------|---------------------------|----------------------|
|         | Level                   |                  | Difference           |                      | Difference-in-Differences |                      |
|         | Model regions           | Nonmodel regions | Nonmatching          | Matching             | Nonmatching               | Matching             |
|         | (a)                     | (b)              | (a)-(b)              | (a)-(b)              | (Difference from 2004-06) |                      |
| 2004-06 | 0.110<br>(0.313)        | 0.142<br>(0.349) | -0.032<br>(0.020)    | -0.019<br>(0.019)    |                           |                      |
| 2007-09 | 0.064<br>(0.246)        | 0.158<br>(0.365) | -0.094***<br>(0.027) | -0.081***<br>(0.018) | -0.062*<br>(0.033)        | -0.062***<br>(0.026) |
| 2010-12 | 0.15<br>(0.359)         | 0.183<br>(0.387) | -0.033<br>(0.038)    | -0.042<br>(0.034)    | -0.001<br>(0.041)         | -0.023<br>(0.039)    |

|         | Nonregular employment rate |                  |                     |                      |                           |                     |
|---------|----------------------------|------------------|---------------------|----------------------|---------------------------|---------------------|
|         | Level                      |                  | Difference          |                      | Difference-in-Differences |                     |
|         | Model regions              | Nonmodel regions | Nonmatching         | Matching             | Nonmatching               | Matching            |
|         | (a)                        | (b)              | (a)-(b)             | (a)-(b)              | (Difference from 2004-06) |                     |
| 2004-06 | 0.199<br>(0.400)           | 0.260<br>(0.439) | -0.061**<br>(0.026) | -0.065***<br>(0.023) |                           |                     |
| 2007-09 | 0.312<br>(0.464)           | 0.326<br>(0.469) | -0.015<br>(0.036)   | 0.005<br>(0.034)     | 0.046<br>(0.043)          | 0.070**<br>(0.041)  |
| 2010-12 | 0.342<br>(0.476)           | 0.308<br>(0.462) | 0.033<br>(0.046)    | 0.070*<br>(0.047)    | 0.094*<br>(0.051)         | 0.135***<br>(0.052) |

|         | Voluntary nonregular employment rate |                  |                     |                     |                           |                     |
|---------|--------------------------------------|------------------|---------------------|---------------------|---------------------------|---------------------|
|         | Level                                |                  | Difference          |                     | Difference-in-Differences |                     |
|         | Model regions                        | Nonmodel regions | Nonmatching         | Matching            | Nonmatching               | Matching            |
|         | (a)                                  | (b)              | (a)-(b)             | (a)-(b)             | (Difference from 2004-06) |                     |
| 2004-06 | 0.193<br>(0.395)                     | 0.243<br>(0.429) | -0.050**<br>(0.025) | -0.053**<br>(0.023) |                           |                     |
| 2007-09 | 0.307<br>(0.462)                     | 0.300<br>(0.459) | 0.006<br>(0.035)    | 0.025<br>(0.033)    | 0.057<br>(0.042)          | 0.078**<br>(0.041)  |
| 2010-12 | 0.333<br>(0.473)                     | 0.288<br>(0.453) | 0.046<br>(0.045)    | 0.081**<br>(0.046)  | 0.096*<br>(0.050)         | 0.134***<br>(0.052) |

Note: 1) The numbers in parentheses are robust standard errors.

2) \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at the 10, 5, and 1% levels, respectively.



(2) With controlling for regional factors

|         | Employment rate      |                         |                        |                     |  |                   |
|---------|----------------------|-------------------------|------------------------|---------------------|--|-------------------|
|         | Level                |                         | Difference             |                     | Difference-in-Differences                |                   |
|         | Model regions<br>(a) | Nonmodel regions<br>(b) | Nonmatching<br>(a)-(b) | Matching<br>(a)-(b) | Nonmatching<br>(Difference from 2004-06) | Matching          |
| 2004-06 | 0.323<br>(0.468)     | 0.414<br>(0.493)        | -0.091***<br>(0.029)   | 0.059*<br>(0.038)   |  |                   |
| 2007-09 | 0.381<br>(0.487)     | 0.498<br>(0.500)        | -0.117***<br>(0.038)   | 0.032<br>(0.044)    | -0.026<br>(0.048)                        | -0.027<br>(0.058) |
| 2010-12 | 0.492<br>(0.502)     | 0.501<br>(0.500)        | -0.009<br>(0.049)      | 0.136**<br>(0.064)  | 0.082<br>(0.057)                         | 0.077<br>(0.074)  |

|         | Regular employment rate |                         |                        |                     |  |                    |
|---------|-------------------------|-------------------------|------------------------|---------------------|--|--------------------|
|         | Level                   |                         | Difference             |                     | Difference-in-Differences                |                    |
|         | Model regions<br>(a)    | Nonmodel regions<br>(b) | Nonmatching<br>(a)-(b) | Matching<br>(a)-(b) | Nonmatching<br>(Difference from 2004-06) | Matching           |
| 2004-06 | 0.110<br>(0.313)        | 0.142<br>(0.349)        | -0.032<br>(0.020)      | 0.041*<br>(0.027)   |  |                    |
| 2007-09 | 0.064<br>(0.246)        | 0.158<br>(0.365)        | -0.094***<br>(0.027)   | -0.019<br>(0.026)   | -0.062*<br>(0.033)                       | -0.061*<br>(0.037) |
| 2010-12 | 0.15<br>(0.359)         | 0.183<br>(0.387)        | -0.033<br>(0.038)      | 0.072**<br>(0.043)  | -0.001<br>(0.041)                        | 0.030<br>(0.051)   |

|         | Nonregular employment rate |                         |                        |                     |  |                  |
|---------|----------------------------|-------------------------|------------------------|---------------------|--|------------------|
|         | Level                      |                         | Difference             |                     | Difference-in-Differences                |                  |
|         | Model regions<br>(a)       | Nonmodel regions<br>(b) | Nonmatching<br>(a)-(b) | Matching<br>(a)-(b) | Nonmatching<br>(Difference from 2004-06) | Matching         |
| 2004-06 | 0.199<br>(0.400)           | 0.260<br>(0.439)        | -0.061**<br>(0.026)    | 0.020<br>(0.033)    |  |                  |
| 2007-09 | 0.312<br>(0.464)           | 0.326<br>(0.469)        | -0.015<br>(0.036)      | 0.062*<br>(0.044)   | 0.046<br>(0.043)                         | 0.042<br>(0.055) |
| 2010-12 | 0.342<br>(0.476)           | 0.308<br>(0.462)        | 0.033<br>(0.046)       | 0.076<br>(0.060)    | 0.094*<br>(0.051)                        | 0.056<br>(0.069) |

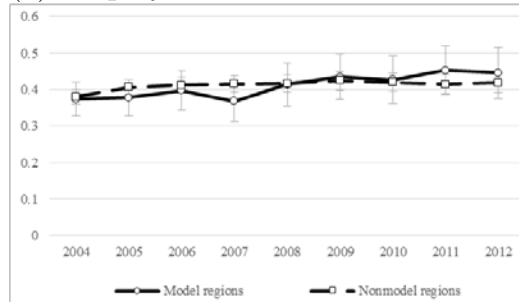
|         | Voluntary nonregular employment rate |                         |                        |                     |  |                  |
|---------|--------------------------------------|-------------------------|------------------------|---------------------|--|------------------|
|         | Level                                |                         | Difference             |                     | Difference-in-Differences                |                  |
|         | Model regions<br>(a)                 | Nonmodel regions<br>(b) | Nonmatching<br>(a)-(b) | Matching<br>(a)-(b) | Nonmatching<br>(Difference from 2004-06) | Matching         |
| 2004-06 | 0.193<br>(0.395)                     | 0.243<br>(0.429)        | -0.050**<br>(0.025)    | 0.029<br>(0.033)    |  |                  |
| 2007-09 | 0.307<br>(0.462)                     | 0.300<br>(0.459)        | 0.006<br>(0.035)       | 0.079**<br>(0.044)  | 0.057<br>(0.042)                         | 0.050<br>(0.055) |
| 2010-12 | 0.333<br>(0.473)                     | 0.288<br>(0.453)        | 0.046<br>(0.045)       | 0.070<br>(0.059)    | 0.096*<br>(0.050)                        | 0.041<br>(0.068) |

Note: 1) The numbers in parentheses are robust standard errors.

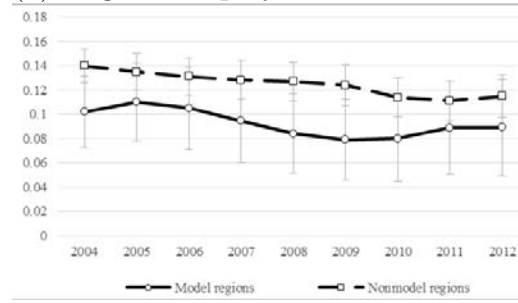
2) \*, \*\*, and \*\*\* indicate statistical significance at the 10, 5, and 1% levels, respectively.

Figure 1 Changes in the employment rates of women in Japan

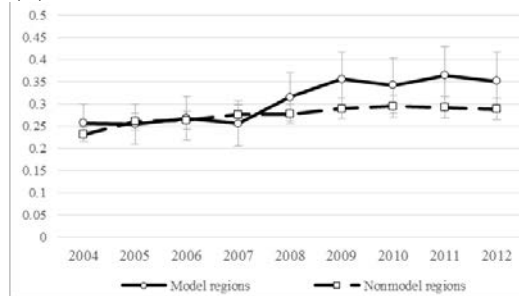
(1) Employment rate



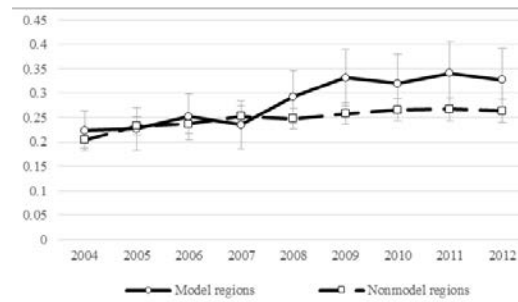
(2) Regular employment rate



(3) Non-regular employment rate



(4) Voluntary non-regular employment rate



Note) The vertical line in each of the figures indicates the 95% confidence interval.

Panel Data Research Center at Keio University  
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2016-011

March, 2017

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

伊藤 大貴\*

山本 勲\*\*

【要旨】

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

\* 慶應義塾大学商学研究科 博士課程

\*\* 慶應義塾大学商学部 教授

# 「21 世紀成年者縦断調査」を用いた 育児支援政策の効果測定

— 「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の検証—<sup>†</sup>

伊藤 大貴  
山本 勲

## <要 約>

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

---

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

## 1. はじめに

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

## 2. 分析背景

### (1) 「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の概要

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

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

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

---

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

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

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

## (2) 関連研究

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

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

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

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

## 3. 分析アプローチ

### (1) 推計手法

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



行う。

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

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

$Y_{it}$ は個人  $i \cdot t$  年における雇用・正規雇用・非正規雇用ダミー、あるいは出産ダミーを示す。また、 $M_i$ はモデル地域ダミー、 $T_t$ は年ダミーベクトルを示す。その他、 $X_t$ は個人属性を含めたコントロール変数ベクトル、 $F_i$ は時間不変の固有效果、 $\varepsilon_{it}$ は誤差項を示す。このフレームワークのもと、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の政策効果として、モデル地域ダミーと年ダミーの交差項の係数である $\beta_1$ に平均処置効果が示される。

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

## (2) データ

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

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

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

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

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

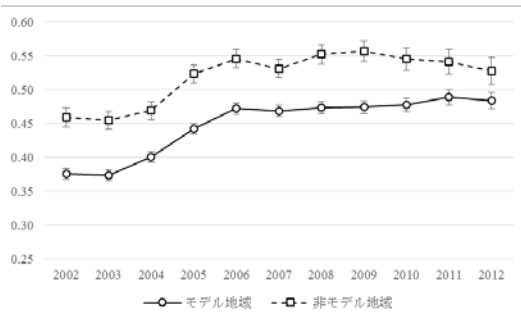
図表 1. 基本統計量

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

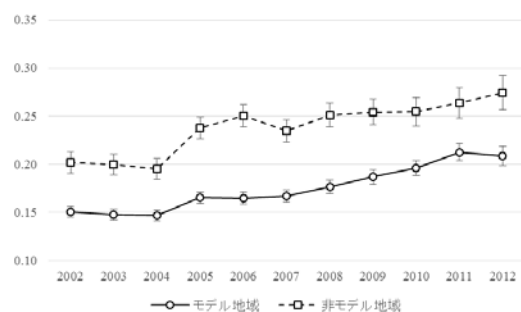
注) 表内の数値は平均値, [ ]内は標準偏差を示す。

図表 2. 女性の各雇用率・出産確率の推移

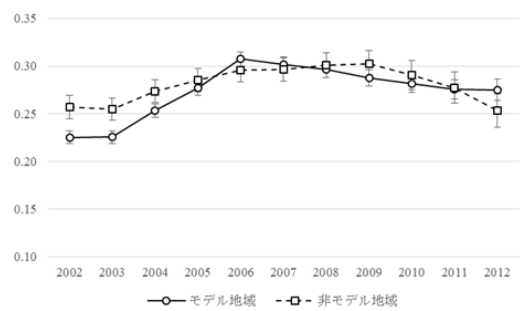
(1)雇用率



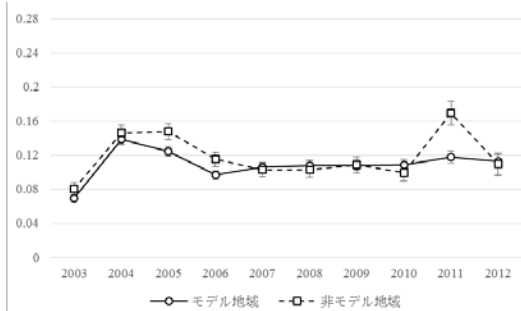
(2)正規雇用率



(3)非正規雇用率



(4)出産確率



注) 図中の縦線は95%信頼区間を示す。

## 4. 分析結果

### (1) 女性の就業に関する分析結果

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

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

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

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

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

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

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

## (2) 出産に関する分析結果

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

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

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

## (3) 就業と出産の同時性を考慮した分析結果

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

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

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

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

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

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

## 6. おわりに

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

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

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

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

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

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

## 参考文献

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



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

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

図表 3. 女性就業への効果 (全サンプル)

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

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

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

図表 4. 女性就業への効果 (年齢別)

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

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

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

図表 5. 女性就業への効果 (学歴別)

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

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

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

図表 6. 女性就業への効果 (全サンプル・KHPS)

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

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

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

図表 7. 女性の出産への効果（全サンプル・年齢別・学歴別）

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

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

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

図表 8. 就業と出産の同時性を考慮した分析（全サンプル）

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

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

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

図表 9. 就業と出産の同時性を考慮した分析（年齢別）

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

注) 1: ( )内はロバスト標準誤差を示す。

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

図表 10. 就業と出産の同時性を考慮した分析 (学歴別)

|                              | 大学・大学院卒                    |                         |                            |                            | 短大・高専卒                   |                            |                            |                            | 中学・高校卒                  |                            |                         |                            |                            |                          |
|------------------------------|----------------------------|-------------------------|----------------------------|----------------------------|--------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|-------------------------|----------------------------|-------------------------|----------------------------|----------------------------|--------------------------|
|                              | 係数                         |                         | 限界効果                       |                            | 係数                       |                            | 限界効果                       |                            | 係数                      |                            | 限界効果                    |                            |                            |                          |
|                              | 雇用                         | 出産                      | 雇用=1<br>出産=0               | 雇用=0<br>出産=1               | 雇用                       | 出産                         | 雇用=1<br>出産=0               | 雇用=0<br>出産=1               | 雇用                      | 出産                         | 雇用=1<br>出産=0            | 雇用=0<br>出産=1               |                            |                          |
| モデルダミー(都道府県)<br>×2007-09年ダミー | 0.134<br>(0.105)           | -0.0744<br>(0.126)      | 0.000809<br>(0.0118)       | 0.0528<br>(0.0393)         | -0.0178<br>(0.0188)      | 0.0190<br>(0.0568)         | 0.00480<br>(0.00542)       | 0.00280<br>(0.0215)        | 0.0576<br>(0.0729)      | 0.0193<br>(0.0539)         | 0.207***<br>(0.0785)    | 0.00963***<br>(0.00432)    | -0.0173<br>(0.0208)        | 0.0234***<br>(0.00962)   |
| モデルダミー(都道府県)<br>×2010-12年ダミー | 0.205*<br>(0.110)          | 0.0787<br>(0.133)       | 0.0194<br>(0.0146)         | 0.0622<br>(0.0405)         | -0.000694<br>(0.0204)    | 0.806<br>(0.0629)          | 0.00224<br>(0.00590)       | 0.0299<br>(0.0238)         | -0.0161<br>(0.0802)     | -0.0297<br>(0.0654)        | -0.0168<br>(0.0898)     | -0.00153<br>(0.00401)      | -0.0103<br>(0.0252)        | -0.000953<br>(0.00962)   |
| モデルダミー(都道府県)                 | -0.233***<br>(0.0774)      | -0.0493<br>(0.0933)     | -0.0183*<br>(0.0104)       | -0.0746***<br>(0.0287)     | 0.00667<br>(0.0140)      | -0.148***<br>(0.0401)      | -0.0103***<br>(0.00397)    | -0.0485***<br>(0.0152)     | -0.0558<br>(0.0504)     | -0.139***<br>(0.0368)      | -0.0587<br>(0.0499)     | -0.00672***<br>(0.00260)   | -0.0489***<br>(0.0142)     | -0.00214<br>(0.00541)    |
| 2007-09年ダミー                  | -0.0901<br>(0.0950)        | 0.133<br>(0.113)        | 0.00655<br>(0.0108)        | -0.0424<br>(0.0349)        | 0.0249<br>(0.0186)       | 0.0110<br>(0.0488)         | 0.00237<br>(0.00446)       | 0.00314<br>(0.0184)        | 0.0282<br>(0.0620)      | 0.0501<br>(0.0456)         | -0.143**<br>(0.0663)    | -0.00500*<br>(0.00290)     | 0.0250<br>(0.0177)         | -0.0157**<br>(0.00676)   |
| 2010-12年ダミー                  | -0.0788<br>(0.0995)        | 0.108<br>(0.120)        | 0.00503<br>(0.0117)        | -0.0364<br>(0.0363)        | 0.0206<br>(0.0199)       | -0.0361<br>(0.0539)        | 0.00814<br>(0.00531)       | -0.0225<br>(0.0202)        | 0.138**<br>(0.0681)     | 0.00215<br>(0.0556)        | 0.177**<br>(0.0752)     | 0.00887**<br>(0.00428)     | -0.00802<br>(0.0213)       | 0.0194**<br>(0.00925)    |
| 年齢                           | -0.00469<br>(0.00520)      | -0.0655***<br>(0.00616) | -0.00596***<br>(0.000591)  | 0.00409**<br>(0.00195)     | -0.00928***<br>(0.00101) | 0.0223***<br>(0.00338)     | -0.00512***<br>(0.000319)  | 0.0140***<br>(0.000325***) | -0.0897***<br>(0.00417) | 0.0459***<br>(0.00328)     | -0.0985***<br>(0.00436) | -0.00322***<br>(0.000237)  | 0.0215***<br>(0.00127)     | -0.0114***<br>(0.000498) |
| 配偶者年収                        | -0.000540***<br>(9.16e-05) | 2.77e-05<br>(0.000110)  | -2.74e-05***<br>(1.05e-05) | -0.000188***<br>(3.37e-05) | 3.38e-05**<br>(1.73e-05) | -0.000923***<br>(6.52e-05) | -4.27e-05***<br>(6.20e-06) | 2.94e-05**<br>(2.46e-05)   | -6.82e-05<br>(8.52e-05) | -0.000987***<br>(6.62e-05) | -0.000129<br>(9.68e-05) | -3.23e-05***<br>(4.69e-06) | -0.000361***<br>(2.56e-05) | 1.32e-05<br>(1.04e-05)   |
| 親同居ダミー                       | -0.0624<br>(0.0460)        | 0.0291<br>(0.0561)      | -0.000960<br>(0.00519)     | -0.0239<br>(0.0169)        | 0.00779<br>(0.00913)     | 0.0362<br>(0.0258)         | 0.00216<br>(0.00244)       | -0.0000306<br>(0.00977)    | 0.00948<br>(0.0337)     | 0.0692***<br>(0.0233)      | -0.0533<br>(0.0336)     | -0.000562<br>(0.00155)     | 0.0282***<br>(0.00903)     | -0.00725**<br>(0.00350)  |
| 定数項                          | 0.541***<br>(0.173)        | 1.083***<br>(0.200)     |                            | 1.849***<br>(0.133)        |                          | -0.298***<br>(0.110)       |                            |                            | 1.849***<br>(0.133)     | -1.113***<br>(0.109)       | 2.014***<br>(0.139)     |                            |                            |                          |
| $\rho$                       |                            | -0.250***<br>(0.0271)   |                            | -0.289***<br>(0.0188)      |                          |                            |                            |                            | -0.289***<br>(0.0188)   |                            | -0.335***<br>(0.0211)   |                            |                            |                          |
| サンプルサイズ                      | 5,372                      |                         |                            |                            | 13,212                   |                            |                            |                            | 13,321                  |                            |                         |                            |                            |                          |

注) 1:( )内はロバスト標準誤差を示す。

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

---

# **The Effect of Childcare Cost on Female Labor Supply and Use of Childcare Service**

**Risa HAGIWARA**

Lecturer, Faculty of Economics, Meikai University

E-mail: hagiwara@meikai.ac.jp

## **ABSTRACT**

In Japan, the waitlist for childcare is a serious problem. This problem restricts mothers from working, even if they desire to work. One reason for this problem is the regulation of the market for childcare services. This regulation results in childcare prices that are too low, which prevents an increase in supply. Regulations need to be removed to increase the availability of childcare and to increase the cost of childcare. However, increasing the cost of childcare may burden mothers. Therefore, efforts should be made to decrease the burden. One method may be to increase the wage level for females. In sum, to address the long waitlist for childcare and increase the female labor supply two things are required: 1) increase the price of childcare services, and 2) increase the female wage level.

In this paper, the effects of childcare cost and female hourly wage on Japanese female labor supply and use of childcare service were investigated with data from the 2000s. According to the literature extant, the cost of childcare decreases the female labor supply and use of childcare service. However, most of the relevant literature is based on cross-sectional data from the 1990s. Therefore, it is important to examine decisions to work and use childcare with data from the 2000s, as there is heterogeneity in the regulation of childcare services in Japan. Specifically, regulations were changed in the 2000s, which may have affected mothers' subsequent decisions. Therefore, data are needed to confirm whether decisions changed with data from the 2000s, and panel data are needed. The data used herein were "The Longitudinal Survey of Adults in the 21<sup>st</sup> Century (LSA21)" from 2002 to 2012. These data were used to estimate a model considering three factors: heterogeneity, sample selection bias, and regional differences. Multinomial Logit Model with unobserved heterogeneity was used to estimate heterogeneity. Sample selection bias occurs when data about the cost of childcare services and wage of women cannot be observed because there are individuals who do not use childcare services and do not work. To address this issue, imputed values were derived from a Heckman selection model in the estimation of a Multinomial Logit Model. When considering regional differences, data from the "The Survey of Social Welfare Institutions" were used to consider the availability of nurseries.

From the analyses, two conclusions were made. First, Japanese mothers choose not to work and use childcare services when the cost of childcare is high; however, an increase in hourly wages offsets this negative effect. This was especially true in the estimation results of the working sample that used licensed childcare services. Second, when controlling for unobserved heterogeneity by estimating the fixed effect model, significant negative effects were not observed between childcare cost and the mothers' decision to work and use unlicensed childcare service.

**Key words: childcare cost, female labor supply, use of childcare service.**

**Category & Number: 6. Labor Economics and Policy.**

**JEL Classification: J13, J22**

This research was supported by a Health Labour Sciences Research Grant (number H26-Seisaku-Ippan-003) from the Ministry of Health, Labour, and Welfare in Japan. The permission to use The Longitudinal Survey of Adults in the 21<sup>st</sup> Century (LSA21) was obtained from the Ministry of Health, Labour, and Welfare in Japan. We are grateful to the Ministry of Health, Labour, and Welfare in Japan. Needless to say, all remaining errors are the authors' own responsibility.

---

## **The Effect of Childcare Cost on Female Labor Supply and the Use of Childcare Service**

### **1. Introduction**

In Japan, there is a long waitlist for childcare. This restricts mothers from returning to work, even when they desire to do so.

Childcare regulations underlie the problem of long waiting lists. Specifically, childcare regulations produce an excessive demand for childcare services so that the cost becomes lower than the equilibrium price (Shu & Oishi, 2003; Suzuki, 2007). The low cost of childcare services restricts new market entries; this produces an unhealthy circulation that disrupts competition in the childcare business. Facilities are divided into licensed or unlicensed childcare centers<sup>1</sup>, which is determined according to their size and the number of childcare workers. The facilities are regulated by the Minimum Standards for Child Welfare Facilities. Licensed childcare centers must satisfy all regulations. Children must go to unlicensed centers while waiting to be accepted into a licensed childcare center. It is difficult to establish a licensed childcare center in a city area since there are size requirements for centers and there is limited space in cities. Therefore, the number of children waiting to be accepted into a licensed centers is greater in the city than in the suburbs. Parents generally prefer licensed childcare centers because they are more cost effective. Specifically, the cost of childcare at a licensed childcare center is cheaper than at an unlicensed one. Moreover, the facilities and the environment at licensed centers are better than unlicensed ones. This is because licensed centers are financed by the public and fees from parents.

To address the childcare waitlist issue, licensed childcare centers must augment the number of children accepted, and licensing criteria must be eased to facilitate the licensing of unlicensed centers. The Japanese government launched a project called the Strategy for Childcare Services for all Children. It eased the regulations to allow companies and Nonprofit Organizations (NPOs) to participate in the childcare business in 2000, which was previously limited only to municipalities and social welfare corporations. In 2001, it also permitted centers to accept more children than their designated capacity. In 2002, the project withdrew the limitation on part-time childcare workers. This project was renewed as the New Strategy for Childcare Services for all Children in 2008. It aimed to develop nursery services quantitatively and qualitatively. While this

---

<sup>1</sup> The use of licensed childcare centers is decided by household income. Users with low payment capability are the primary users of licensed childcare centers. However, household income is not considered in the unlicensed childcare centers. Another merit in using unlicensed childcare centers is that the burden on mothers is small. For example, users of unlicensed childcare centers are able to leave their children from 6 o'clock a.m. to 10 o'clock p.m. Some unlicensed childcare centers open at midnight. If mothers have to work overtime, the unlicensed childcare centers are useful. However, the users of unlicensed childcare centers are usually able to leave their children from 7 o'clock a.m. to 6 o'clock p.m. Compared to the users of unlicensed childcare centers, the users of licensed childcare centers are restricted by time.



---

has been the process for easing regulations since 2000, waitlists for childcare have continued to be a problem. One reason why this problem has persisted is that the female labor supply has increased. Thus, as the female labor supply has increased, the demand for childcare services has also increased. Therefore, the waitlist for childcare problem will persist until the supply of childcare meets the demand. Thus, it is possible that excessive demand is not offset by the current supply of childcare services; indeed, the cost of childcare services is at a low level. By increasing the supply of childcare service is an effective way to offset the excessive demand. However, the current price level is not high enough to increase the new supply. Thus, the regulation needs to be removed to increase the number of children who can be enrolled and to raise the price. However, increasing the cost of childcare may burden some mothers. Therefore, the burden should be decreased, and one way this could occur is by increasing wages for female workers. An increase in the child allowance is also often discussed, but there are concerns that it could decrease motivation to work<sup>2</sup>. In sum, increasing both the cost of childcare services and women's wages may remedy the long waitlists for childcare while simultaneously increasing female labor supply.

In this paper, we investigated the effects of childcare cost and female hourly wage on the female labor supply and the use of childcare service in Japan during the 2000s. The literature suggests that the cost of childcare decreases both the female labor supply and the use of childcare services. This literature is based almost entirely on cross-sectional data from the 1990s. However, it is important to investigate the decision to work and use childcare services during the 2000s; indeed, the changes in regulations for Japanese childcare services during the 2000s and the subsequent changes in mothers' decisions to work and child care likely lead to individual variation. Therefore, there is a need to confirm in individuals' decision-making was changed using the data from the 2000s, specifically the panel data<sup>3</sup>. The data used herein were "The Longitudinal Survey of Adults in the 21<sup>st</sup> Century (LSA21)" and were from 2002 to 2012. Specifically, we estimated the model on three characteristics: heterogeneity, sample selection bias, and regional differences. Specifically, we estimated the Multinomial Logit Model with unobserved heterogeneity. Sample selection bias occurs when a selected sample is not representative of the whole population. In this case, we cannot observe the cost of childcare services and wage of women who do not use childcare services and work. Thus, imputed values derived from the Heckman selection model were used in the estimation of Multinomial Logit Model. Regional differences were considered

---

<sup>2</sup> The increase in female wage has two effects: income effects and substitution effects. If the substitution effect is larger than the income effect, female labor supply increases. However, the increase in child allowance only affects the income effect. Therefore, female labor supply decreases if child allowances increase.

<sup>3</sup> The difference in difference (DID) approach is suitable to compare the decision change between 1990s and 2000s. However, LSA21 did not survey in the 1990s. The DID approach will be a future task.

---

by connecting the data from “The Survey of Social Welfare Institutions” and considering the availability of nurseries.

The structure of this paper is as follows: an overview of the literature; an explanation of the analytical method; the demonstration of the data; the results of the data analysis; and the conclusions of the study.

## **2. Related Literatures**

There are a numerous studies on the relation between childcare cost and use of childcare services. The results of these studies indicate that when childcare costs are higher fewer women work, even if employment elasticity is low (see Blau, 2001 and Viitanen, 2008). According to Viitanen (2008), previous estimations for childcare price elasticity specific to childcare use range from -1.86 to -0.22. Childcare price elasticity relevant to employment ranges from -0.92 to -0.09. Wage elasticity related to labor force participation ranges from 0.04 to 3.25.

The research on the relations between the employment of married women, child rearing, and child care services was conducted after 1990 (e.g., Connely (1992), Leibowitz et al., 1992; Michalopoulos et al. 1992; Ribar, 1992). The studies by Powell (2002) and Vittanen (2008) were conducted after the studies conducted during the 1990s. Connely (1992) first researched the relationship between the cost of childcare and maternal career choice. In this area of study, most studies were conducted in different countries. For instance, Kreyenfeld and Hank (2000) investigated how the use of childcare services affects maternal career choice in West Germany. Cleveland et al. (2003) analyzed the relation between childcare cost and maternal career choice in Canada. Furthermore, Doiron and Kalb (2005) also examined these relations in Australia. Research by Oishi (2003) indicated that expensive childcare lowers maternal employment probability using Japanese data. Kimmel (1998) also explored the influence of childcare cost on single mothers’ employment. In addition, Andr n (2003) analyzed the relationship between single mothers’ childcare use, welfare, and labor supply. Ludin et al. (2008) highlighted labor supply elasticity when the cost of childcare was low. Moreover, Lefebvre et al. (2009) analyzed the relationship between childcare subsidies and labor supply. In other research, Pungello and Kurtz-Costes (1999) identified the reasons and ways of using childcare services for working women. Furthermore, Peyton et al. (2001) demonstrated that there are relations between childcare satisfaction, reasons for choosing childcare, and the quality of childcare.

The current study focused on processes examined by Michalopoulos and Robins (2000); specifically, in this study, the cost of childcare affected both maternal employment and childcare use as demonstrated by a Multinomial Logit Model. The results indicated that when salaries are high, mothers work and use childcare; however, when costs are too high, they do not work or use childcare services. Michalopoulos and Robins (2000) estimated a Multinomial Logit Model via

---

cross-sectional data. In the current study, panel data were used to estimate a model of maternal employment and childcare choice. Panel data were used to capture unobserved effects. Thus, the analytical method used by Michalopoulos and Robins (2000) was applied to identify how childcare cost influences both maternal employment and childcare use in Japan.

### 3. Model Specification

In this paper, a two choice model was implemented to examine joint employment and the childcare decisions of married mothers. A Multinomial Logit Model was used. Multinomial Logit modeling estimates the impact of wages and childcare costs on childcare choice; the modeling is based on three distinct employment and childcare choice states. These included three different types of non-maternal childcare that were selected as the primary mode of care. The reference alternative consisted of mothers who were not working and not using non-maternal childcare. The remaining two alternatives were (1) mothers who worked and used licensed childcare services, and (2) mothers who worked and used unlicensed childcare services.

In the Multinomial Logit Model, the  $i$ th mother's utility if she chose employment and childcare choice state  $j$  at  $t$  is given as follows:

$$V_{itj} = \beta_{1j}^V C_{itj} + \beta_{2j}^V X_{itj} + \varepsilon_{itj}^V \quad (1)$$

where  $i = 1, \dots, N$ ,  $t = 1, \dots, T_i$ ,<sup>4</sup>  $j = 1, \dots, 3$ .  $C$  is a characteristic of the mode of childcare. For example, the cost of childcare,  $X$  are variables of observed individual characteristics, including mothers' hourly wages.  $\beta$  denotes a parameter while  $\varepsilon$  reflects an error term. The subscript  $V$  represents the parameter and error term regarding the utility of mother.

The mother choice state  $V_{itj}$  if  $V_{itj} > V_{itk}$  for all other possible outcomes, where the probability that state  $j$  is chosen by  $i$ th mother is given as follows:

$$p_{itj} = \Pr(V_{itj} > V_{itk}) = \frac{\exp(\beta_{1j}^V C_{itj} + \beta_{2j}^V X_{itj})}{\sum_{k=1}^3 \exp(\beta_{1k}^V C_{itk} + \beta_{2k}^V X_{itk})} \quad (2)$$

$p$  is the choice provability, and  $j$  and  $k$  are the alternatives. The subscript 1 signifies that the mother does not work and use childcare services; the subscript 2 indicates that the mother works and uses licensed childcare services; and the subscript 3 signifies that the mother works and uses unlicensed childcare services.

---

<sup>4</sup> The subscript  $i$  at  $T_i$  means that the model allows for analyzing unbalanced panel data, but attrition must be at least at random.

Mothers determined whether they should work and use childcare services according to the cost of childcare, while their choice of childcare depended on their salaries. Therefore, the explanatory variables must include both childcare costs and mothers' salaries.

There are two problems when considering these two items as the explanatory variables. One is that childcare costs cannot be determined unless childcare services are utilized. The other is that salaries cannot be earned unless mothers work. Previous studies have accounted for these problems by setting expected values for childcare costs and hourly wages; these values were then used as the explanatory variables to create two models of mothers' labor force participation and childcare use. Given there was a sample selection bias, Heckman's two-stage method for estimating the cost of childcare and the salary was used. The explanatory variables were used based on the methods used in previous studies.

Estimated equations for hourly wage and childcare cost are shown in (3)–(4) and (5)–(6) as follows:

#### Hourly Wage

First Step:

$$L_{it} = 1 \text{ if } L_{it}^* > 0$$

$$L_{it} = 0 \text{ if } L_{it}^* \leq 0$$

$$L_{it}^* = \delta_1^L A_{it} + \delta_2^L A_{it}^2 + \delta_3^L S_i + \delta_4^L N_{it} + \delta_5^L Y_{it} + \delta_6^L H_{it} + \delta_7^L I_{it} + \delta_8^L V_{it} + \delta_9^L R_{it} + \varepsilon_{it}^L \quad (3)$$

Second Step:

$$W_{it} = W_{it}^* \text{ if } W_{it}^* > 0$$

$$W_{it} = - \text{ if } W_{it}^* \leq 0$$

$$W_{it}^* = \delta_1^W A_{it} + \delta_2^W A_{it}^2 + \delta_3^W S_i + \delta_4^W V_{it} + \delta_5^W R_{it} + \delta_6^W \lambda_{it}^L + \varepsilon_{it}^W \quad (4)$$

$L$  is the dummy variable; subscript 1 signifies that mothers work and 0 indicates that they do not work.  $W$  is the logarithmic value of hourly wage (JPY). In this study, it was calculated as follows: annual salary  $\div$  (weekly working hours  $\times$  4  $\times$  12). These logarithmic values were first set as 1 if the answer was initially 0; this was done so that it would remain 0 after the logarithmic transformation.

The estimation of hourly wage in the first stage included: (1) maternal age,  $A$ ; (2) square of the ages,  $A^2$ ; (3) a dummy code for educational background,  $S$ ; (4) a dummy code for the number of children younger than the school entry age,  $N$ ; (5) a dummy code for the age of the youngest child,  $Y$ ; (6) a dummy code for living with parents,  $H$ ; (7) the annual income of fathers (per 10 thousand JPY),  $I$ ; (8) the prefectural job vacancy rate,  $V$ ; and (9) a dummy code for living in an urban area<sup>5</sup>,  $R$ . In the second stage, we used (1) maternal age,  $A$ ; (2) square of the ages,

<sup>5</sup> The definition of urban area is Tokyo, Kanagawa, Chiba, Saitama, Kyoto, Osaka, and Hyogo.

$A^2$ ; (3) a dummy code for educational background,  $S$ ; (4) the prefectural job vacancy rate,  $V$ ; and (5) a dummy code for living in an urban area,  $R$ .  $\lambda$  represents the inverse Mills ratio as follows:  $\lambda(\cdot) = \phi(\cdot)/\Phi(\cdot)$ . The subscript,  $L$ , represents the parameter and error term for work; the subscript  $W$  signifies the parameter and error term for hourly wage.

### Childcare Cost

First Step:

$$U_{it} = 1 \text{ if } U_{it}^* > 0$$

$$U_{it} = 0 \text{ if } U_{it}^* \leq 0$$

$$U_{it}^* = \gamma_1^U A_{it} + \gamma_2^U A_{it}^2 + \gamma_3^U S_i^f + \gamma_4^U N_{it} + \gamma_5^U Y_{it} + \gamma_6^U H_{it} + \gamma_7^U I_{it} + \gamma_8^U Q_{it} + \gamma_9^U R_{it} + \varepsilon_{it}^U \quad (5)$$

Second Step:

$$C_{it} = C_{it}^* \text{ if } C_{it}^* > 0$$

$$C_{it} = - \text{ if } C_{it}^* \leq 0$$

$$C_{it}^* = \gamma_1^C N_{it} + \gamma_2^C Y_{it} + \gamma_3^C I_{it} + \gamma_4^C Q_{it} + \gamma_5^C R_{it} + \gamma_6^C \lambda_{it}^U + \varepsilon_{it}^C \quad (6)$$

$U$  is the dummy variable for mothers' use of childcare services, with 1 indicating use of childcare and 0 indicating that they do not use it.  $C$  is the logarithmic value for the monthly cost of childcare (JPY)<sup>6</sup>. The estimation of childcare cost included in the first stage: (1) maternal age,  $A$ ; (2) square of the ages,  $A^2$ ; (3) a dummy code for maternal educational background,  $S^f$ ; (4) a dummy code for the number of children younger than the age required for school entry,  $N$ ; (5) a dummy code for the age of the youngest child,  $Y$ ; (6) a dummy code for living with parents,  $H$ ; (7) fathers' annual income (per 10 thousand JPY),  $I$ ; (8) the prefectural potential capacity rates<sup>7</sup>,  $Q$ ; and (9) a dummy code for living in an urban area,  $R$ . In the second stage, we used: (1) a dummy code for the of the number of children younger than the age required for school entry,  $N$ ; (2) a dummy code for the age of the youngest child,  $Y$ ; (3) fathers' annual income (per 10 thousand JPY),  $I$  and (4) the prefectural potential capacity rates,  $Q$ ; and (5) a dummy code for living in an urban area,  $R$ .  $\lambda$  represents the inverse Mills ratio as follows:  $\lambda(\cdot) = \phi(\cdot)/\Phi(\cdot)$ .  $\gamma$  signifies a parameter while  $\varepsilon$  shows an error term. The subscript  $U$  represents the parameter and error term for the use of childcare and the subscript  $C$  signifies the parameter and error term for childcare costs.

<sup>6</sup> The monthly cost of childcare during the month of October in the year of investigation was used. The Longitudinal Survey of Adults in the 21<sup>st</sup> Century, organized by the Ministry of Health, Labour, and Welfare, defines child care cost as "the cost for using child care services, including nursery centers and babysitting children before the school entry age."

<sup>7</sup> The potential capacity rate is the ratio between the population of women aged 25 to 34 years and the capacities of the childcare centers. A detailed explanation is on page 10.

The expected values  $\hat{C}$  and  $\hat{W}$  will be used to analyze the models of maternal labor force participation and use of childcare via a Multinomial Logit Model<sup>8</sup> with unobserved heterogeneity  $\alpha_{ij}$  by Pfarr (2013, 2014). The estimated equations of the Multinomial Logit Model across time with unobserved heterogeneity are as follows:

$$p_{itj} = \Pr(y_{it} = o_j) = \begin{cases} \frac{\exp(\alpha_{ij} + \beta_{1j} \bar{W}_{itj} + \beta_{2j} \hat{C}_{itj})}{1 + \sum_{k=1, k \neq B}^3 \exp(\alpha_{ik} + \beta_{1k} \bar{W}_{itk} + \beta_{2k} \hat{C}_{itk})} & \text{for } j \neq B \\ \frac{1}{1 + \sum_{k=1, k \neq B}^3 \exp(\alpha_{ik} + \beta_{1k} \bar{W}_{itk} + \beta_{2k} \hat{C}_{itk})} & \text{for } j = B \end{cases} \quad (7)$$

$y_{it}$  is the propensity of choosing whether to work and which childcare services to use of an individual  $i$  at  $t$ ,  $o_j$  is the outcome of alternative  $j$ , and  $B$  is the base outcome. Chamberlain (1980) stated that unobserved heterogeneity  $\alpha_{ij}$  disappears under two assumptions. First, the observed covariates are strictly exogenous conditional on the unobserved heterogeneity:

$$\begin{aligned} \forall t \in (1, \dots, T_i), \\ \forall j \in (1, \dots, J): f_{y_{it} | \alpha_{ij}, \bar{W}_{ij}, \hat{C}_{ij}} \equiv f_{y_{it} | \alpha_{ij}, \bar{W}_{i1j}, \dots, \bar{W}_{iT_j j}, \hat{C}_{i1j}, \dots, \hat{C}_{iT_j j}} = f_{y_{it} | \alpha_{ij}, \bar{W}_{itj}, \hat{C}_{itj}} \end{aligned} \quad (8)$$

Second, the error terms are independent across time, thereby ruling out autocorrelations:

$$\forall s, t \in (1, \dots, T_i), j \in (1, \dots, J): \varepsilon_{isj} \perp \varepsilon_{itj} \quad (9)$$

$s$  is intertemporal time. Using Chamberlain's solution (1980), the term  $\theta_{ij} \equiv \sum_{t=1}^{T_i} \delta_{y_{it} o_j}$  is a sufficient statistic for the unobserved heterogeneity  $\alpha_{ij}$ , where  $\delta$  denotes the Kronecker delta function with respect to propensity  $y_{it}$  and outcome  $o_j$ . This indicates that the sum of occurrences of an outcome  $j$  for an individual  $i$  across time is a sufficient statistic for inclination toward that outcome. Hence,  $\alpha_{ij}$  disappear. The probability is given by:

$$p_{itj} = \Pr\left(y_i | \sum_{t=1}^{T_i} \delta_{y_{it} o_1}, \dots, \sum_{t=1}^{T_i} \delta_{y_{it} o_j}\right) = \frac{\prod_{t=1}^{T_i} \prod_{j=1, j \neq B}^3 \exp(\beta_{1j} \bar{W}_{itj} + \beta_{2j} \hat{C}_{itj})^{\delta_{y_{it} o_j}}}{\sum_{\mathbf{d}_i \in \Delta_i} \left( \prod_{t=1}^{T_i} \prod_{j=1, j \neq B}^3 \exp(\beta_{1j} \bar{W}_{itj} + \beta_{2j} \hat{C}_{itj})^{\delta_{d_{it} o_j}} \right)} \quad (10)$$

where  $\Delta_i \equiv \left\{ (d_{i1}, \dots, d_{iT_i}) | \forall j \in (1, \dots, J): \sum_{t=1}^{T_i} \delta_{d_{it} o_j} = \sum_{t=1}^{T_i} \delta_{y_{it} o_j} = \theta_{ij} \right\}$ . The summation in the denominator is taken over all potential sequences of chosen outcomes  $d_i \equiv d_{i1}, \dots, d_{iT_i}$  that fulfill the condition of the sufficient statistic  $\theta_i$ . The set  $\Delta_i$  is the same for the realized sequence

<sup>8</sup> The Multinomial Logit Model assumes independence of unobservable factors across the choices. In order to consider the unobserved factors, we estimated the Multinomial Logit Model with unobserved heterogeneity.

---

$y_i$ .  $\widehat{W}$  is the salary estimated by the equations (3)–(4) and  $\widehat{C}$  signifies the cost of childcare estimated by the equations (5)–(6). Using Pfarr’s method (2013, 2014), this paper estimated the parameters that maximize the likelihood function. In this paper, three Multinomial Logit Models were estimated: Pooled Multinomial Logit Model, Random Effect Multinomial Logit Model, and Fixed Effect Multinomial Logit Model.

#### 4. Data

The data used for this research were based on the Longitudinal Survey of Adults in the 21<sup>st</sup> Century (LSA21) from 2002 to 2012. The data were presented by the Ministry of Health, Labour, and Welfare. LSA21 includes data from Japanese men and women who were 20 to 34 years of age in October 2002. A total of 27,893 individuals (14,150 women and 13,743 men) responded to the 2002 survey. The response rate was 82.8%. The attrition rate was 3 to 14% annually during the past ten years of observation. There were a total of 204,390 respondents. In the first year, an investigator survey was conducted; however, the survey method changed to a mailed survey in the ninth year. The survey consisted of two waves: those who were adults in 2002 and those who were adults in 2012. However, only the data from the 2002 wave were used herein as the 2012 wave only contained one year of data, thereby prohibiting panel data analysis. There were three advantages for using these data. First, the panel data included a vast amount of both time series and cross-sectional information<sup>9</sup>. Second, the data contained detailed items about childcare services and cost. Third, area codes were included that enabled the understanding of localities. The local information was combined with the Basic Survey of Social Welfare Institutions from 2002 to 2012, which was disclosed by the same Ministry. This study used the Basic Survey of Social Welfare Institutions and the Population Estimates as data to create the potential capacity rate. This rate was calculated by the ratio between the population of women aged 25 to 34 years and childcare capacities defined by Unayama (2011). Childcare waitlist length and childcare capacity rates have been used in studies prior to Unayama (2011). However, these indexes are affected by the number of children resulting from marriage and childbirth; therefore, they cannot be appropriate indexes of the usability of childcare centers (ibid.). For example, these indexes improve when marriage and childbirth rates decrease even though there is actually a paucity of childcare centers. This would result in an overestimation of the condition of facilities. Therefore, in this study, the potential capacity rate is applied to capture potential childcare demand, including

---

<sup>9</sup> Although the total number of individual respondents is more than 200,000, the sample size we use is 1,560. This is because, in fact, the data we used is only from 2003 to 2006. The survey items related to the kind of childcare service is set from 2003, however these items changed after 2006. The survey items related to the income is also changed after 2006: the income includes not only earned income but also other income after 2006. In addition, we restrict the sample to married woman having more than one children.

---

that of unmarried women. Furthermore, the job vacancy rate was equal to the Active Opening Ratio of the Job/Employment Placement Services Statistics (General Employment Placement Situation) from 2002 to 2012. These data were also presented by the Ministry of Health, Labour, and Welfare.

The descriptive statistics of all variables for estimation are presented in Table 1. These include four samples: (1) the full sample; (2) a sample that was not working and not using childcare services; (3) a sample that was working and to using licensed childcare services; and (4) a sample that was working and to using unlicensed childcare services. In the full sample, the rate of working mothers was 44.2%, and the rate of mothers using childcare service was 44.2%. The average cost of childcare per month was 14,773 JPY and hourly wage was 792 JPY; these were low given that the sample contained women who were unemployed and did not use childcare. The average cost of childcare per month and hourly wage in the working sample that used licensed childcare services were 32,990 JPY and 1,777 JPY, respectively. The average cost of childcare per month and the hourly wage in the working sample that used unlicensed childcare services were 50,556 JPY and 2,400 JPY, respectively. The average cost of childcare per month and hourly wage of the working sample that used unlicensed childcare services was higher than those that used licensed childcare services. The average age of the full sample was 33 years old. The percentage of all education types was between 20 and 30%, except for those who completed postgraduate schools (0.6%). The percentage of the number of children who were younger than school entry age was: 1 (75.0%); 2 (24.3%); 3 (1.6%); and 4 (0.1%). The percentage of the age of youngest child was: 0 years old (23.2%); 1 years old (22.3%); 2 years old (18.3%); 3 years old (15.6%); 4 years old (9.0%); 5 years old (7.8%); and 6 years old (3.8%). The 25.4% of the sample lived with their parents, and fathers' average income per year was 4,482,360 JPY. The average potential capacity rate was 0.100 and the average of job vacancy rate was 0.812. The percentage of mothers who lived in urban areas was 29.8% in the full sample. The percentage in the working sample that used unlicensed childcare services was higher than in the working sample that used licensed childcare services. Unlicensed childcare services were popular in urban areas.



Table 1: Descriptive Statistics

| Variables                               | Full Sample |           |       |        | Sample Not Working and Not Using Childcare Service |           |       |       | Sample Working and Using Licensed Nursery |           |         |        | Sample Working and Using Unlicensed Nursery |           |         |           |
|---|-------------|-----------|-------|--------|--|-----------|-------|-------|---|-----------|---------|--------|---|-----------|---------|-----------|
|   | Mean        | Std. Dev. | Min   | Max    | Mean   | Std. Dev. | Min   | Max   | Mean                                      | Std. Dev. | Min     | Max    | Mean  | Std. Dev. | Min     | Max       |
| Work                                    | 0.442       | 0.497     | 0     | 1      | 0  | 0         | 0     | 0     | 1   | 0         | 1       | 1      | 1   | 0         | 1       | 1         |
| Use Childcare Services                  | 0.442       | 0.497     | 0     | 1      | 0  | 0         | 0     | 0     | 1   | 0         | 1       | 1      | 1   | 0         | 1       | 1         |
| Hourly Wage (JPY)                       | 792.089     | 1508.985  | 0     | 18750  | 0  | 0         | 0     | 0     | 1777.129                                  | 1808.748  | 694.445 | 18750  | 2400.267                                    | 2587.883  | 781.250 | 11574.070 |
| Cost of Childcare Services (JPY)        | 14773.080   | 19756.660 | 0     | 120000 | 0  | 0         | 0     | 0     | 32989.570                                 | 15853.760 | 5000    | 120000 | 50555.560                                   | 15934.510 | 25000   | 100000    |
| Age                                     | 33.066      | 4.229     | 22    | 44     | 31.785   | 4.145     | 22    | 44    | 34.747                                    | 3.732     | 24      | 44     | 32.389                                      | 3.958     | 27      | 39        |
| Age Square                              | 1111.233    | 277.927   | 484   | 1936   | 1027.468   | 262.547   | 484   | 1936  | 1221.235                                  | 259.309   | 576     | 1936   | 1063.833                                    | 257.838   | 729     | 1521      |
| Schooling(ref. Jr. High School)         |             |           |       |        |  |           |       |       |   |           |         |        |   |           |         |           |
| High School                             | 0.282       | 0.450     | 0     | 1      | 0.292  | 0.455     | 0     | 1     | 0.276                                     | 0.447     | 0       | 1      | -   | -         | -       | -         |
| Vocational College                      | 0.185       | 0.389     | 0     | 1      | 0.166  | 0.373     | 0     | 1     | 0.209                                     | 0.407     | 0       | 1      | 0.222                                       | 0.428     | 0       | 1         |
| Jr. College or Technical College        | 0.302       | 0.459     | 0     | 1      | 0.320  | 0.467     | 0     | 1     | 0.280                                     | 0.449     | 0       | 1      | 0.222                                       | 0.428     | 0       | 1         |
| University                              | 0.212       | 0.409     | 0     | 1      | 0.200  | 0.400     | 0     | 1     | 0.224                                     | 0.417     | 0       | 1      | 0.333                                       | 0.485     | 0       | 1         |
| Graduate School                         | 0.006       | 0.080     | 0     | 1      | 0.002  | 0.048     | 0     | 1     | 0.007                                     | 0.086     | 0       | 1      | 0.167                                       | 0.383     | 0       | 1         |
| Number of Preschool Children (ref. One) |             |           |       |        |  |           |       |       |   |           |         |        |   |           |         |           |
| Two                                     | 0.243       | 0.429     | 0     | 1      | 0.233  | 0.423     | 0     | 1     | 0.262                                     | 0.440     | 0       | 1      | -   | -         | -       | -         |
| Three                                   | 0.016       | 0.126     | 0     | 1      | 0.016  | 0.126     | 0     | 1     | 0.016                                     | 0.127     | 0       | 1      | -   | -         | -       | -         |
| Four                                    | 0.001       | 0.025     | 0     | 1      | -  | -         | -     | -     | 0.001                                     | 0.039     | 0       | 1      | -   | -         | -       | -         |
| Age of Youngest Child(ref. 0 Years Old) |             |           |       |        |  |           |       |       |   |           |         |        |   |           |         |           |
| 1 Years Old                             | 0.223       | 0.416     | 0     | 1      | 0.303  | 0.460     | 0     | 1     | 0.119                                     | 0.324     | 0       | 1      | 0.222                                       | 0.428     | 0       | 1         |
| 2 Years Old                             | 0.183       | 0.387     | 0     | 1      | 0.173  | 0.379     | 0     | 1     | 0.192                                     | 0.394     | 0       | 1      | 0.278                                       | 0.461     | 0       | 1         |
| 3 Years Old                             | 0.156       | 0.363     | 0     | 1      | 0.100  | 0.300     | 0     | 1     | 0.227                                     | 0.419     | 0       | 1      | 0.222                                       | 0.428     | 0       | 1         |
| 4 Years Old                             | 0.090       | 0.286     | 0     | 1      | 0.022  | 0.146     | 0     | 1     | 0.177                                     | 0.382     | 0       | 1      | 0.111                                       | 0.323     | 0       | 1         |
| 5 Years Old                             | 0.078       | 0.269     | 0     | 1      | 0.010  | 0.101     | 0     | 1     | 0.165                                     | 0.372     | 0       | 1      | 0.111                                       | 0.323     | 0       | 1         |
| 6 Years Old                             | 0.038       | 0.192     | 0     | 1      | 0.001  | 0.034     | 0     | 1     | 0.088                                     | 0.283     | 0       | 1      | -   | -         | -       | -         |
| Live with Parents                       | 0.254       | 0.435     | 0     | 1      | 0.222  | 0.416     | 0     | 1     | 0.303                                     | 0.460     | 0       | 1      | -   | -         | -       | -         |
| Income of Father (10,000JPY)            | 448.236     | 191.138   | 0     | 1600   | 463.564  | 201.472   | 9     | 1600  | 428.109                                   | 173.519   | 0       | 1350   | 456.833                                     | 241.484   | 120     | 1000      |
| Potential Capacity Rate                 | 0.100       | 0.051     | 0.021 | 0.258  | 0.090  | 0.045     | 0.021 | 0.248 | 0.113                                     | 0.055     | 0.021   | 0.258  | 0.071                                       | 0.043     | 0.021   | 0.181     |
| Job Vacancy Rate                        | 0.812       | 0.309     | 0.29  | 1.95   | 0.838  | 0.303     | 0.29  | 1.95  | 0.775                                     | 0.312     | 0.29    | 1.95   | 0.912                                       | 0.325     | 0.48    | 1.58      |
| Urban                                   | 0.298       | 0.458     | 0     | 1      | 0.334  | 0.472     | 0     | 1     | 0.240                                     | 0.427     | 0       | 1      | 0.722                                       | 0.461     | 0       | 1         |
| Observations                            | 1560        |           |       |        | 871  |           |       |       | 671                                       |           |         |        | 18  |           |         |           |

Data Sources: The Longitudinal Survey of Adults in the 21<sup>st</sup> Century from 2003 to 2006; The Basic Survey of Social Welfare Institutions from 2003 to 2006; and The Job/Employment Placement Services Statistics (General Employment Placement Situation) from 2003 to 2006. All of these were presented by the Ministry of Health, Labour, and Welfare.

Note: Outliers were excluded from the estimation sample. - mean that there are no pertinent samples.

---

## 5. Estimation Results

### 5.1. The results of hourly wage and childcare cost

The results of hourly wage and childcare cost are shown in Table 2. The coefficients of education background were significant (see the equations (1) and (2)). A significant variable in the result of labor force participation in the first stage (see the equation (1)) is observed in the dummy variables of the graduates of vocational colleges and universities. Employment probability of mothers in this category was higher than those who graduated from junior high school. However, there was no statistically significant difference between other educational backgrounds (e.g., high school; junior college or technical college; and postgraduate school). The coefficients for the number of children younger than school entry age were significant for those with two, three, and four children. This means that the mothers who have more than two children under school entry age tended to work. All age coefficients for the age of youngest child were significant, except for those who were 6 years old; this demonstrates that as children get older there is a higher probability for maternal employment. The coefficient for mothers who lived with their parents was positive, revealing that employment probability was high for mothers who lived with their parents. However, this finding was non-significant. In addition, the coefficient for fathers' income was significant and negative; this shows that mothers whose husbands have a high income do not work. The coefficient for job vacancy rate was significant and negative, indicating that employment probability was low in the areas where job opportunities were plentiful. This may be explained by frictional unemployment. The coefficient for mothers living in urban areas was significant and negative, thereby indicating that mothers who lived in urban areas tended not to work. In the second stage (see the equation (2)), there were significant coefficients for age and age squared. The sign of the coefficients was positive and negative; therefore, the shape of wage function was an inverse U-shaped curve. The coefficient for the job vacancy rate was also significant and positive. This indicates that the hourly wage was high in areas where there were many job opportunities.

When examining childcare cost (see the equations (3) and (4)), there were several significant variables regarding the use of childcare services in the first stage (see the equation (3)). Specifically, the number of children younger than school entry age was significant except the coefficient of four preschool children. This suggests that mothers use childcare services when they have more children younger than school entry age. The coefficients for the age of the youngest child were also significant, except those who were 6 years old. Mothers tended to use childcare services when their children were older. The coefficient for fathers' income was also significant, indicating that low-income families tended to use childcare services. Individuals living in areas with a high potential capacity rate tended to use childcare services. When

---

examining childcare cost in the second stage (see the equation (4)), the coefficients for the number of children younger than school entry age was significant and positive for those with two children, and significant and negative for those with four children. Mothers with two children tended to pay more for childcare while mothers with four children paid less. The coefficients for age of the youngest child were also significant and negative, indicating that as the children become older, childcare costs decrease. The coefficient for fathers' income was also significant. Specifically, families where fathers had a high income paid more for childcare. The coefficient for potential capacity rate was significant and negative; thus, people who lived in areas with high rates of potential capacity paid less for childcare.

When estimating childcare costs, the result of the inverse Mills ratio was non-significant. Sample selection bias was not a serious problem when estimating childcare cost. However, when hourly wages were estimated, the inverse Mills ratio was significant. Thus, there was a sample selection bias; however, it was controlled for by the inverse Mills ratio.

Table 2: The Estimated Results of Hourly Wage and Childcare Cost

| VARIABLES                                | (1)                       | (2)                  | (3)                       | (4)                       |
|--|---------------------------|----------------------|---------------------------|---------------------------|
|  | Work                      | Hourly Wage          | Use Childcare Service     | Cost of Childcare Service |
| Age                                      | 0.111<br>(0.125)          | 585.1***<br>(187.4)  | 0.111<br>(0.136)          |                           |
| Age Square                               | -0.000971<br>(0.00191)    | -7.851***<br>(2.654) | -0.000967<br>(0.00208)    |                           |
| School (ref. Jr. High School)            |                           |                      |                           |                           |
| High School                              | 1.314<br>(0.948)          | -1.391<br>(1,853)    | 1.259<br>(1.387)          |                           |
| Vocational College                       | 1.721*<br>(0.956)         | -1.224<br>(1,847)    | 1.657<br>(1.387)          |                           |
| Jr. College or Technical College         | 1.469<br>(0.945)          | -1,270<br>(1,852)    | 1.425<br>(1.387)          |                           |
| University                               | 1.856*<br>(0.953)         | -992.0<br>(1,855)    | 1.805<br>(1.382)          |                           |
| Graduate School                          | 2.669<br>(4.658)          | 818.5<br>(2,595)     | 2.783<br>(22.42)          |                           |
| Number of Preschool Children (ref. One)  |                           |                      |                           |                           |
| Two                                      | 0.402***<br>(0.0909)      |                      | 0.383***<br>(0.0942)      | 6.176***<br>(1,714)       |
| Three                                    | 0.792**<br>(0.309)        |                      | 0.810**<br>(0.325)        | -1.236<br>(4,696)         |
| Four                                     | 8.277***<br>(0.179)       |                      | 8.119<br>(29.37)          | -25,647**<br>(10,757)     |
| Age of Youngest Child (ref. 0 Years Old) |                           |                      |                           |                           |
| 1 Years Old                              | 0.919***<br>(0.147)       |                      | 0.878***<br>(0.145)       | -11,648**<br>(5,777)      |
| 2 Years Old                              | 1.529***<br>(0.152)       |                      | 1.496***<br>(0.156)       | -11,792*<br>(7,013)       |
| 3 Years Old                              | 1.952***<br>(0.158)       |                      | 1.925***<br>(0.156)       | -16,751**<br>(8,072)      |
| 4 Years Old                              | 2.755***<br>(0.201)       |                      | 2.758***<br>(0.202)       | -24,489***<br>(9,364)     |
| 5 Years Old                              | 3.190***<br>(0.244)       |                      | 3.138***<br>(0.240)       | -27,280***<br>(9,729)     |
| 6 Years Old                              | 4.158<br>(40.58)          |                      | 4.099<br>(46.43)          | -30,596***<br>(9,931)     |
| Live with Parents                        | 0.0216<br>(0.0910)        |                      | 0.0130<br>(0.0933)        |                           |
| Father's Income                          | -0.00168***<br>(0.000252) |                      | -0.00164***<br>(0.000244) | 32.18***<br>(4.717)       |
| Potential Capacity Rate                  |                           |                      | 5.171***<br>(1.033)       | -26,776*<br>(14,042)      |
| Job Vacancy Rate                         | -0.249*<br>(0.129)        | 700.9**<br>(279.1)   |                           |                           |
| Urban                                    | -0.271***<br>(0.100)      | 158.2<br>(171.3)     | 0.0483<br>(0.112)         | -140.3<br>(1,655)         |
| Constant                                 | -4.844**<br>(2.220)       | -8,506**<br>(3,983)  | -5,596**<br>(2,585)       | 43,455***<br>(10,351)     |
| Inverse Mills Ratio                      |                           | 334.382**<br>(166.2) |                           | -6538.663<br>(4,392)      |
| Observations                             |                           | 1560                 |                           | 1560                      |
| Censored Observations                    |                           | 871                  |                           | 871                       |
| Uncensored Observations                  |                           | 689                  |                           | 689                       |
| Wald chi2                                |                           | 30.12                |                           | 187.11                    |
| Prob>chi2                                |                           | 0.00041              |                           | 0                         |

Note 1: \*\*\* 1% significance level; \*\* 5% significance level; and \* 10% significance level.

Note 2: Coefficients and standard errors are shown in ( ).

Note 3: Estimated by using robust standard error by bootstrapping method (1,000 times).

---

## 5.2. The results of the maternal labor force participation and use of childcare services

The results of analysis of maternal labor force participation and childcare use are shown in Table 3. Equations (1)–(2) are from the Pooled Multinomial Logit Model, equations (3)–(4) are from the Random Effect Multinomial Logit Model, and equations (5)–(6) are from the Fixed Effect Multinomial Logit Model. The imputed hourly wage coefficients in equations (1)–(5) were significant and positive, thereby indicating that imputed hourly wage increased the probability of maternal labor force participation and childcare use. The imputed childcare cost coefficients in the equations (1)–(5) were significant and negative; thus, imputed childcare cost decreased the probability of mothers participating in the labor force and use of childcare. This indicates that imputed hourly wage had a positive effect on maternal labor force participation and use of childcare service; however, imputed childcare cost also had a negative effect on maternal labor force participation and childcare use. In the working sample that used licensed childcare centers, all of the estimation results were significant. However, when controlling for unobserved heterogeneity by estimating Fixed Effect Multinomial Logit Model, the imputed hourly wage coefficients and imputed childcare cost were non-significant in the working sample that chose unlicensed childcare (see on the equation (6)).

The elasticities and marginal effects from the estimation results of the Pooled Multinomial Logit Model<sup>10</sup> are shown in Table 4 for the following variables: imputed hourly wage, childcare cost for maternal labor force participation, and use of childcare services. The positive effects of hourly wage on working and using childcare service ranged from 0.706 to 2.638 for elasticity (see on the equations (2)–(3)), and 0.000139 and -0.0000183 for the marginal effects (see on the equations (5)–(6)). The negative effects of hourly wage on working and using childcare service were -3.709 to -2.262 for elasticity (see on the equations (2)–(3)), and -0.000022 and -0.000000261 for the marginal effect (see on the equations (5)–(6)).

From the estimation results, the findings confirm that Japanese mothers do not choose to work and use childcare services when the cost of childcare becomes too high; however, increases in hourly wages offsets the negative impact of price increases, even when using panel data from the 2000s. These significant findings were confirmed in the working sample that used licensed childcare services. Previous studies used cross-sectional data from the 1990s. However, in the 2000s, childcare policies changed, which may have resulted in changes in mothers' decisions. Thus, this paper investigated whether mothers' decision-making changed when using the 2000s panel data. For example, according to the previous studies, Viitanen (2008) conducted a survey of the influence of wage elasticity and childcare price on maternal employment and

---

<sup>10</sup> In the analysis of the multinomial logit model, the negative effect of imputed childcare cost is explained by the difference of children's age distribution in each sample. We also estimated the sample excluding mothers who do not have children aged 0 years. Then, we confirmed that our conclusions are not changed.

---

childcare use; the findings from this study indicated that: (1) mothers use the services when their salaries are high; (2) they stop working when service costs become expensive, and (3) the use of the childcare services is restricted in the condition of mothers' working. In the Japanese literature, Oishi (2003) explained that mothers work when their salaries are high, and they stop working when the cost of childcare is expensive. The paper confirms the results of previous studies, and indicates that decision-making has not changed from the 1990s to the 2000s.

Table 3: The Estimated Results of Mothers' Labor Force Participation and the Usage of Childcare Services

| VARIABLES                          | (1)  | (2)  | (3)   | (4)   | (5)  | (6)   |
|------------------------------------|--|--|---|---|--|---|
|                                    | Pooled Multinomial Logit<br>Sample<br>Working and<br>Using Licensed<br>Nursery | Random Effect Multinomial Logit<br>Sample<br>Working and<br>Using<br>Unlicensed<br>Nursery | Random Effect Multinomial Logit<br>Sample<br>Working and<br>Using Licensed<br>Nursery | Fixed Effect Multinomial Logit<br>Sample<br>Working and<br>Using<br>Unlicensed<br>Nursery | Fixed Effect Multinomial Logit<br>Sample<br>Working and<br>Using Licensed<br>Nursery | Fixed Effect Multinomial Logit<br>Sample<br>Working and<br>Using<br>Unlicensed<br>Nursery |
| Imputed Hourly Wage                | 0.000908***<br>(0.000131)  | 0.00218***<br>(0.000483)   | 0.00322***<br>(0.000442)  | 0.00462***<br>(0.00171)   | 0.00271**<br>(0.00125)   | -0.00210<br>(0.00346)   |
| Imputed Cost of Childcare Services | -0.000134***<br>(7.09e-06)   | -0.000101***<br>(2.34e-05)   | -0.000408***<br>(4.47e-05)  | -0.000332***<br>(0.000114)  | -0.000198***<br>(4.69e-05)   | -0.000183<br>(0.000112)   |
| Constant                           | 4.134***<br>(0.340)  | -3.011***<br>(0.886)   | 11.14***<br>(1.414)   | -1.070<br>(2.915)   |  |   |
| Observations                       |  | 1560   |   | 1560  |  | 145   |
| Groups                             |  | 1009   |   | 1009  |  | 49  |
| Log likelihood                     |  | -860.506   |   | -693.717  |  | -19.349   |

Note 1: \*\*\* 1% significance level; \*\* 5% significance level; and \* 10% significance level.

Note 2: Coefficients and standard errors are shown in ( ).

Note 3: The total number of the samples was 1560, except for the Fixed Effect Multinomial Logit Model. The sample size of Fixed Effect Multinomial Logit Model was 145. It was estimated by using robust standard error.

Note 4: The reference group was the group not working and not using childcare services.

Note 5: Imputed Hourly wage and imputed cost of childcare service were used as independent variables because multicollinearity issues emerged when we simultaneously used the independent variables, including age of the youngest child and fathers' income, in the analyses examining decision-making.

Table 4: The Elasticities and Marginal Effects for Mothers' Labor Force Participation and the Usage of Childcare Services

| VARIABLES                          | (1)   | (2)                                       | (3)   | (4)   | (5)                                       | (6)   |
|------------------------------------|---|---|---|---|---|---|
|                                    | Elasticity  |   |   | Marginal Effect                                   |   |   |
|                                    | Sample Not Working and Not Using Licensed Nursery | Sample Working and Using Licensed Nursery | Sample Working and Using Unlicensed Nursery | Sample Not Working and Not Using Licensed Nursery | Sample Working and Using Licensed Nursery | Sample Working and Using Unlicensed Nursery |
| Imputed Hourly Wage                | -0.678***<br>(0.0996)                             | 0.706***<br>(0.104)                       | 2.638***<br>(0.715)                         | -0.000157***<br>(2.05e-05)                        | 0.000139***<br>(2.11e-05)                 | 1.83e-05***<br>(5.84e-06)                   |
| Imputed Cost of Childcare Services | 2.170***<br>(0.114)                               | -3.709***<br>(0.222)                      | -2.262**<br>(1.003)                         | 2.22e-05***<br>(6.17e-07)                         | -2.20e-05***<br>(6.22e-07)                | -2.61e-07<br>(1.68e-07)                     |

Note 1: \*\*\* 1% significance level; \*\* 5% significance level and \* 10% significance level.

Note 2: The elasticities, marginal effects, and standard errors are shown in ( ).

Note 3: The elasticities and marginal effects were calculated by using the estimation results of Pooled Multinomial Logit Model.

Note 4: The reference group was the working group and did not use childcare services.

Note 5: Imputed hourly wage and imputed cost of child care service were used as independent variables because multicollinearity problem emerged when we simultaneously used the independent variables, including the age of youngest child and fathers' income, in analyses examining decision-making.



---

## 6. Concluding Remarks

In this paper, we demonstrated that childcare costs and female hourly wages affect maternal working and use of childcare services. Data from “The Longitudinal Survey of Adults in the 21<sup>st</sup> Century (LSA21)” were used, and were collected from 2002 to 2012. From the estimation results, two conclusions can be made. These conclusions are discussed below.

First, Japanese mothers did not choose to work and used childcare services when the cost of childcare became high; however, an increase in hourly wages offsets the negative impact of the rising cost of childcare. Significant effects were observed in all of the estimation results in the working sample that used licensed childcare services. The results of this study indicated that a 1% increase in the cost of childcare decreased the likelihood that mothers would choose to work and use licensed childcare services by -3.709%; in addition, a 1% increase in cost also increased the likelihood that working mothers would use an unlicensed childcare service by -2.262%. In addition, a 1% increase in female hourly wage increased working mothers’ use of licensed childcare services by 0.706%, as well as use of unlicensed childcare service by 2.638%. The female hourly wage elasticity was smaller than that of childcare cost in the working sample and use of licensed childcare services. Specifically, it was about one-fifth of childcare costs. Therefore, female hourly wages will need to become five times higher to offset the negative impact of rising childcare costs. In the working sample that used unlicensed childcare services, female hourly wage elasticity was slightly higher than that of childcare cost; thus, the negative effect of rising childcare costs was offset. Second, the significant negative effects of childcare cost on the decision to work and use unlicensed childcare services was not observed when controlling for unobserved heterogeneity via the fixed effect model. This indicates that childcare cost does not affect the decision to work and use of unlicensed childcare services.

The results of this study provide new findings about Japanese mothers who choose not to work and use childcare services when childcare costs become high. Moreover, an increase in mothers’ hourly wages offset the negative impact of rising childcare prices, even when using panel data from the 2000s. This was especially true in the sample that chose to work and used licensed childcare services. The related literature used cross-sectional data from the 1990s. Therefore, the decision to work and use childcare services in the 2000s has not been studied and did not consider heterogeneity. However, the decision to work and use childcare services is important to study in the 2000s given that there is heterogeneity resulting from childcare policy changes in the 2000s. Therefore, mothers’ decisions may have changed after these policies were implemented.

---

In sum, a policy proposal is put forth: to increase the price of childcare services in an effort to increase a new supply. In addition, an increase in the female hourly wage is also needed to offset the negative effects of rising prices. The current study identified how childcare costs influence mothers' work and their use of childcare services. There are studies from other countries that separate childcare costs. This should be addressed in future studies.

## References

- Andr n, T. (2003).** The Choice of Paid Childcare, Welfare, and Labor Supply of Single Mothers. *Labour Economics*, 10, pp. 133-147.
- Blau, D. M. (2001).** *The Child Care Problem: An Economic Analysis*. Russell Sage Foundation.
- Chamberlain, G. (1980).** Analysis of Covariance with Qualitative Data. *Review of Economic Studies*, 47, pp. 225-238.
- Cleveland, G., Gunderson, M., and D. Hyatt. (1996).** Child Care Costs and the Employment Decision of Women: Canadian Evidence. *Canadian Journal of Economics*, 29 (1), pp. 132-151.
- Connelly, R. (1992).** The Effect of Child Care Costs on Married Women's Labor Force Participation, *Review of Economics and Statistics*, 74 (1), pp. 83-90.
- Doiron, D., and Kalb, G. (2005).** Demands for Child Care and Household Labour Supply in Australia. *The Economic Record*, 81 (254), pp. 215-236.
- Kimmel, J. (1998).** Child Care Costs as a Barrier to Employment for Single Married Mothers. *Review of Economics and Statistics*, 80 (2), pp. 287-299.
- Kreyenfeld, M., and Hank, K. (2000).** Does the Availability of Child Care Influence the Employment of Mothers: Findings from Western Germany. *Population Research and Policy Review*, 19, pp. 317-337.
- Lefebvre, P., Merrigan, P., and Vestraete, M. (2009).** Dynamic Labour Supply Effects of Childcare Subsidies: Evidence from a Canadian Natural Experiment on Low-fee Universal Child Care. *Labour Economics*, 16, pp. 490-502.
- Leibowitz, A., Klerman, J. A., and Waite, L. J. (1992).** Employment of New Mothers and Child Care Choice: Differences by Children's Age. *Journal of Human Resources*, 27 (1), pp. 112-133.
- Lundin, D., Mork, E., and Ockert, B. (2008).** How Far Can Reduced Childcare Prices Push Female Labour Supply. *Labour Economics*, 15, pp. 647-659.
- Michalopoulos, C., and Robins, P.K. (2000).** Employment and Child-care Choice in Canada and the United States. *Canadian Journal of Economics*, 33 (2), pp. 435-470.
- Michalopoulos, C., Robins, P. K., and Garfinkel, I. (1992).** A Structural Model of Labor Supply and Child Care Demand. *Journal of Human Resources*, 27(1), pp. 166-203.
- Oishi, A. (2003).** *Hahaoya no shugyo ni oyobosu hoiku hiyou* (Childcare Costs to Affect Mothers' Choice to Work). In *Kikan Shakaihoshu Kenkyu* (The Quarterly of Social Security Research), 39 (1), pp. 55-69.
- Peyton, V., Jacobs, A., O'Brien, M., and C. Roy. (2001).** Reasons for Choosing Child Care: Associations with Family Factors, Quality, and Satisfaction. *Early Childhood Research Quarterly*, 16, pp. 191-208.
- Pfarr, K. (2013).** Femlogit: Implementation und Anwendung der Multinomialen Logistischen Regression mit "Fixed Effects." *GESIS-Schriftenreihe*. K ln: GESIS - Leibniz-Institut f r Sozialwissenschaften, 11.
- Pfarr, K. (2014).** Femlogit: Implementation of the Multinomial Logit Regression with Fixed

---

Effects, *Stata Journal*, 14 (4), pp. 847-862.

**Powell, L. M. (2002).** Joint Labor Supply and Childcare Choice Decisions of Married Mothers. *Journal of Human Resources*, 37 (1), pp. 106-128.

**Pungello, E. P. and Kurtz-Costes, B. (1999).** Why and How Working Women Choose Child Care: A Review with a Focus on Infancy. *Development Review*, 19, pp. 31-96.

**Ribar, D. C. (1992).** Child Care and the Labor Supply of Married Women: Reduced Form Evidence. *Journal of Human Resources*, 27 (1), pp. 134-165.

**Shu, E. and Oishi, A. (2003).** *Hoiku service no senzai jyuyo to kinko kakaku* (The Potential Needs of Nursery Services and the Equilibrium Price). In *Kikan Kakei Keizai Kenkyu* (Japanese Journal of Research on Household Economics), 60, pp. 57-68.

**Suzuki, W. (2008).** *Hoiku seido eno shijogenri dounyu no kouka ni kansuru kouseibuneki* (The Welfare Analysis of the Effectiveness of Introducing Market Principles to Childcare System). in *Kikan Shakai Hosho Kenkyu* (The Quarterly of Social Security Research), 44, pp. 41-58.

**Unayama, T. (2011).** *Kekkon shussan to shugyo no ryoritsukanousei to hoikujo no seibi* (The Possibilities to Manage Marriage, Childbirth and Work and the Development of Childcare Centers). In *Nihon Keizai Kenkyu* (Japan Industry Research), 65, pp. 1-22.

**Viitanen, T.J. (2005).** Cost of Childcare and Female Employ in the UK. *Labour*, 19, pp. 149-170.



## 正規就業女性の育児休業期間に関する要因分析\*

金沢学院大学経営情報学部 講師

深堀遼太郎

### (要旨)

本稿では、正規就業女性の育児休業期間の決定要因について分析した。分析には厚生労働省の「21世紀成年者縦断調査」(平成14年成年者)の個票データを用いた。その結果によると、次のようなことが明らかになった。第一に、女性の育児休業取得期間が10か月を超えやすいのは子供が早生まれの場合だが、2005年の育児・介護休業法改正施行によって、こうした傾向が顕著になっている。第二に、事業所内託児施設が夫妻のどちらかの勤め先にあると、女性の育児休業期間は10か月を超えにくくなる。第三に、10か月を超える部分をセンサリングやカテゴリーとして扱って順序ロジット推定やTobit推定を行ったとき、取得期間は夫妻の通勤時間や従業員規模、仕事内容によって異なっている。これらの結果は、女性の早期の職場復帰のためには、保育所の整備はもちろんのこと、テレワークやサテライトオフィスの普及促進や、交通の利便性の向上が政策的に有効かもしれないことを示唆している。

### 1. はじめに

近年、育児休業制度の利用は増加してきた。厚生労働省の調査によれば<sup>1</sup>、育児休業制度

---

\* 本稿は厚生労働科学研究費補助金(政策科学総合研究事業(政策科学推進研究事業))「就業状態の変化と積極的労働市場政策に関する研究」(H26-政策-一般-003、研究代表:慶應義塾大学・山本勲)の助成を受けている。また、本稿で使用した『21世紀成年者縦断調査(平成14年成年者)』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。ここに記して深謝する。

の規定がある事業所（30人以上規模）の割合は、1996年度に60.8%だったものが着実に増加し、直近の2015年度では91.9%になっている。また、在職中に出産した女性の育児休業取得率は、1996年度には49.1%だったが2007年度に89.7%となった後は8割を切ることなく推移しており、直近の2015年度は81.5%となっている<sup>2</sup>。

そうした中、一億総活躍社会を標榜する安倍政権の下で、育児休業の取得可能期間を延長する政策が議論されている。2016年8月2日に閣議決定された「未来への投資を実現する経済対策」では、「雇用の継続のために特に必要と認められる場合の育児休業期間の延長等を含めた両立支援策」を2017年度に実現するとした<sup>3</sup>。そして同年12月12日には、厚生労働省労働政策審議会による検討結果が厚生労働大臣に対し建議された。建議では、保育所等の一層の整備、4月に限らず復帰を希望する時期に育児休業から復帰できる環境整備などを前提としつつ、緊急的なセーフティネットとして、現行制度以上の延長は保育所に入れない等の場合に限定して最長2歳までと指摘された<sup>4</sup>。現行の育児・介護休業法では、育児休業は原則として子供が1歳になるまでで、保育所に入れないなどの場合は1歳6か月まで延長できる。したがって建議では、延長するならばさらに半年後までが妥当であると指摘していることになる。建議の内容は限定的で慎重なものとなっているが、この背景には期間延長に対する反対論・慎重論がある。期間延長を審議した労働政策審議会の雇用均等分科会での議論では、取得期間の延長による女性のキャリアの中断・断絶や、性別役割分担意識の助長に繋がり、女性の活躍促進とは逆行すると懸念する声があった<sup>5</sup>。それ以外にも、育児休業期間が長いほど管理職登用されにくいという研究結果もある（周 2014）。

しかしながら、後述するように、そもそも女性の育児休業期間は何に影響されて決まっているのか、計量的に分析した先行研究は多くない。その一方で、これまで育児休業制度が継続就業や出産に与える影響に関しては数多くの研究がなされている<sup>6</sup>。現下の政策課題を鑑みるに、休業期間に関してもより多くのエビデンスがあつて然るべきところであるが、

---

<sup>1</sup> 厚生労働省（2016）を参照した。

<sup>2</sup> 他方で男性の育児休業取得率については、1996年度には0.12%に過ぎなかったものが増加し、2015年度には2.65%にまで到達している。20年経たないうちに20倍以上に増加しているものの、女性と比較すれば依然として極めて低いのは明らかである。その上、取得の実態を見れば、育児休業の取得期間が1か月未満という者は育児休業後復職者全体の8割を超えており、中でも5日未満という者が同じく全体の56.9%を占めている状況である（2015年度）。育児負担が女性に偏っていることは否定しようがない。

<sup>3</sup> 「「未来への投資を実現する経済対策」について」

（[http://www.kantei.go.jp/jp/singi/keizaisaisei/pdf/keizaitaisaku\\_honbun\\_160802.pdf](http://www.kantei.go.jp/jp/singi/keizaisaisei/pdf/keizaitaisaku_honbun_160802.pdf)）[最終閲覧：2017年2月12日]

<sup>4</sup> 「経済対策を踏まえた仕事と育児の両立支援について（建議）」

（<http://www.mhlw.go.jp/file/04-Houdouhappyou-11903000-Koyoukintoujidoukateikyoku-Shokugyokateiryouritsuka/0000145575.pdf>）[最終閲覧：2017年2月12日]

<sup>5</sup> 「第175回労働政策審議会雇用均等分科会議事録」

（<http://www.mhlw.go.jp/stf/shingi2/0000147172.html>）[最終閲覧：2017年2月12日]

<sup>6</sup> 樋口（1994）、滋野・大日（1998）、四方・馬（2006）、佐藤・馬（2008）、樋口・佐藤（2010）など。

アンバランスな状況となっていることは否めない。

そこで本稿では、育児休業の利用期間について、その規定要因を分析する。分析には厚生労働省の「21世紀成年者縦断調査（平成14年成年者）」の個票データを用いた。これによって、類似データより比較的大きなサンプルサイズを確保することができただけでなく、育児休業を取得していた月を知ることもできた。

本稿の結果を先取りすると、女性の育児休業取得期間の延長と早生まれの子供がいることとの関係が明らかになったほか、夫妻の通勤時間や従業員規模、仕事内容と育児休業取得期間の関係を示すことができた。

本稿の章立ては以下の通りである。第2章では育児・介護休業法を概観し、第3章では記述統計から育児休業取得期間の傾向について確認する。続いて第4章では先行研究を確認する。そして第5章では分析に用いるデータについて説明し、第6章では計量分析を行う。最後に、第7章でまとめを行う。

## 2. 育児・介護休業法の概説

ここで、育児・介護休業法の変遷について確認しておく。前身となる育児休業法が1992年に施行され、労働者が申し出れば子供が1歳になるまでの間、育児休業を取得する権利が明確化された。また、事業主は子供が3歳になるまでの間、勤務時間の短縮等の措置を講じなければならなくなった。その後、1995年に介護休業が努力義務化され、1999年に義務化に切り替えられた。これによって、育児休業と介護休業を義務付ける育児・介護休業法が確立した。2001年改正では、休業の申し出や取得を理由とした解雇などの不利益の取り扱いを禁止するなどが行われた。

2004年改正では、育児休業期間の1歳6か月への延長、育児・介護休業対象者の有期労働者への拡大、この看護休暇の権利化などが行われ、2005年4月に施行された。1歳6か月まで延長できるのは、保育所への入所を希望しているものの入所できない場合や、子の養育を行っている配偶者（1歳以降子を養育する予定であったもの）が、死亡、負傷、疾病等の事情により子を養育することが困難になった場合であるとされた。

その後、2009年の改正<sup>7</sup>では、育児のための短時間勤務制度の義務化や子育て中の所定外労働の免除の制度化、子の看護休暇の拡充、パパ・ママ育休プラス制度導入、法の実効性の確保などが行われた。直近の2016年改正<sup>8</sup>では、子の看護休暇の取得単位を半日でも可能になり、またマタハラ・パワハラなどに対する防止措置が義務付けられたほか、有期契約

---

7

<http://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-11900000-Koyoukintoujidoukateikyoku/0000132020.pdf> [最終閲覧：2017年2月14日]

<sup>8</sup> 厚生労働省都道府県労働局雇用環境・均等部（室）「育児介護・休業法のあらまし」（[http://www.mhlw.go.jp/bunya/koyoukintou/pamphlet/dl/32\\_01.pdf](http://www.mhlw.go.jp/bunya/koyoukintou/pamphlet/dl/32_01.pdf)）を参照した。[最終閲覧：2017年2月14日]

労働者の育児休業取得要件が緩和された。他にも、介護休業を分割取得可能にしたり、介護休暇を半日での取得可能にしたりするなどの仕事と介護の両立支援の拡充も行われた。

また、こうした育児休業・雇用継続を促進するための給付金制度や休業中の保険料負担軽減制度も整備されてきた。1995年には、雇用保険の被保険者を対象として、育児休業給付金と育児休業者職場復帰給付金が支給されることになった。当初、これらの合計支給額は休業前賃金の25%であったが、2001年に40%、2007年に50%まで引き上げられた。また、育児休業中の社会保険料については、1995年に健康保険・厚生年金の個人負担が免除になり、2000年、2001年には事業主の厚生年金、健康保険の保険料負担も免除となった。

なお、以下での育児休業取得期間について注意が必要なので、労働基準法で定められている産前・産後休業についてもここで言及し、育児休業との違いについて触れておく。労働基準法では、6週間（多胎妊娠の場合14週間）以内に出産する予定の女性が休業を請求した場合、その者を使用者が就業させることを禁じている。また、産後8週間を経過しない女性を使用者が就業させることを禁じている。ただし、産後6週間を経過した女性が請求した場合、その者について医師が支障なしと認めた業務に就かせることは、差し支えない。

したがって、産前産後休業を除くと、育児・介護休業法で定められた通り子供が1歳になるまで育児休業を取得すると、最大取得期間は概ね10か月になる。

### 3. データに見る育児休業取得期間

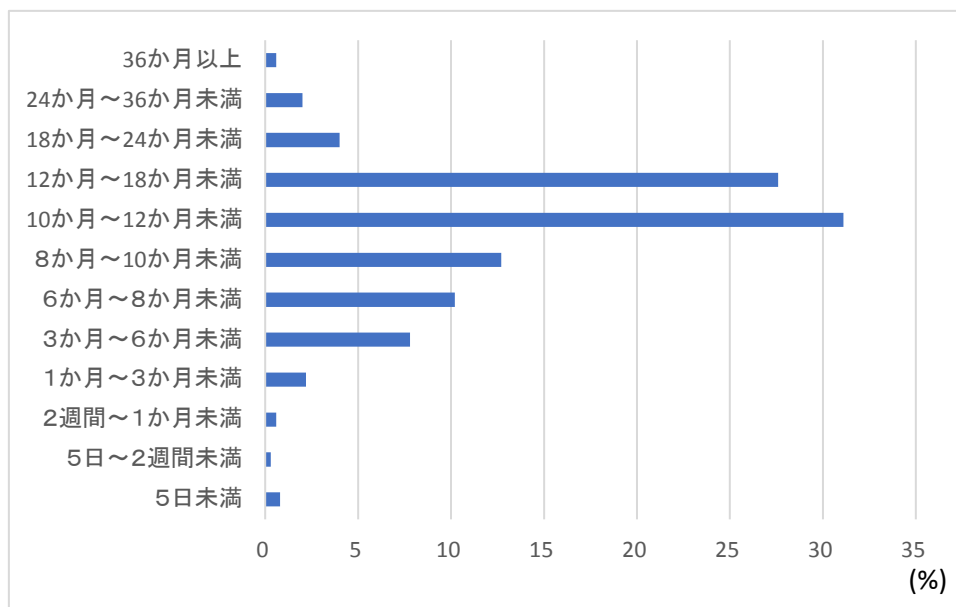
この章では、公表データや「21世紀成年者縦断調査（平成14年成年者）」の個票データを用いて、育児休業取得期間について詳しく確認する。特に、育児・介護休業法の改正前後や、居住地域の待機児童の状況の別に確認するほか、それに関連して育児休業の終了月についても見ていく。

第一に、公表統計を用いて直近の育児休業の取得期間を確認する。図表1には、育児休業取得後復帰した女性の育児休業取得期間が示されている。これを見ると、取得期間は「10か月～12か月未満」が最も多く（31.1%）、次いで「12か月～18か月未満」が多い（27.6%）ことがわかる。この2つだけで全体の58.7%を占めている。これは、前節で確認した育児・介護休業法で認められた取得期間の上限近くまで利用している女性が多いことを意味すると考えてよいだろう。このように、子供が1歳になるまでは育児休業を取得していると考えられる女性もいる一方で、それより早く休業を切り上げて職場復帰している女性も少なくない。およそ4割の女性は取得期間が10か月未満となっている。ただし、取得期間が3か月を切ることは稀のようであり、多いのは「8か月～10か月未満」（12.7%）、「6か月～8か月未満」（10.2%）、「3か月～6か月未満」（7.8%）であった。他方で、18か月以上の取得は1割にも満たない。以上のように、取得の状況からは、女性の育児休業取得期間は育



児・介護休業法の規定に左右される可能性があると考えられる。しかし他方で、法律が規定する取得上限に到達する前に職場復帰している女性も少なくないことがわかった。

図表 1 育児休業取得後復帰者（女性）の取得期間の分布（2015 年度）

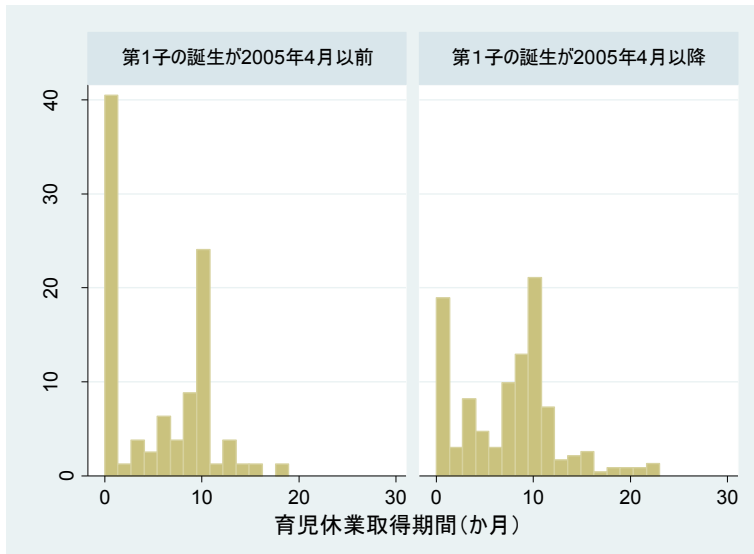


（データ出典）厚生労働省「雇用均等基本調査」より筆者作成。

第二に、育児・介護休業法の 2005 年改正施行前後で育児休業取得の状況が変化しているのか確認する。これ以降は、「21 世紀成年者縦断調査」の個票データを筆者が集計したものをを用いていく。図表 2 は、第 1 子出産時の育児休業取得期間を見たものである。ただし、育児・介護休業法が改正施行され、子供が 1 歳 6 か月になるまで取得が可能になった 2005 年 4 月を境にして、第 1 子がそれ以前に誕生した場合とそれ以降の場合とに分けた。

これを見ると、取得期間 10 か月で堰き止められるようにして、それ以上の取得は少なくなっていることがわかる。しかし法改正後においては、それ以前と比べて 10 か月を超える取得も多少増加していることがわかる。また、図表 1 と異なり、育児休業を取得しなかった者は 0 か月として図に含めているため、0 の割合が多い。ただ、取得期間が 0 近傍である場合は法改正後に大きく減っている。これは育児休業が浸透したことによるものと考えられる。

図表 2 第 1 子出産時の育児休業取得期間（誕生時期別）



(データ出典) 厚生労働省「21世紀成年者縦断調査(平成14年成年者)」(2002-2012)より筆者作成。

(注1) N=79(左)、232(右)。

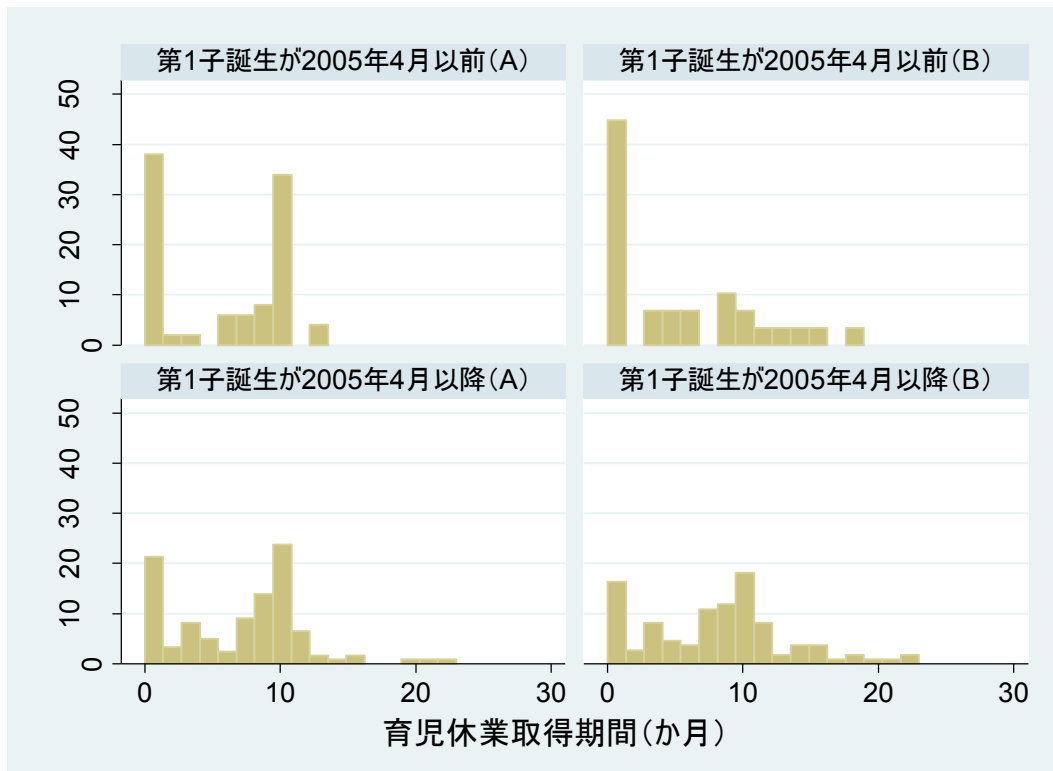
(注2) 正規就業女性に限定した。

第三に、居住地域の待機児童の状況も加味して取得期間を確認する。図表3は、第1子の誕生時期が法改正の前か後かに加えて、居住都道府県の待機児童の規模の大きさによっても区分して取得期間を見たものである。ここでの待機児童の規模は、各都道府県の4歳以下人口に占める待機児童の割合(これ以降「相対的待機児童比率」<sup>9</sup>と呼称)によって示す。便宜的に、相対的待機児童比率が0.3%以上か未満かで分けた。

図表3の上段は第1子の誕生が法改正以前であった場合であるが、相対的待機児童比率が0.3%未満(左)よりも以上(右)の方がより長期の取得が多い。下段(第1子の誕生が法改正後であった場合)でもそれは同様である。これらのサンプルサイズが小さい点に留意する必要があるだろうが、以上の結果から待機児童の増加は保育所への入所を困難にさせ、育児休業期間を長期化させる可能性を指摘できる。

図表3 第1子出産時の育児休業取得期間(誕生時期・相対的対児童比率別)

<sup>9</sup> この変数の作成にあたっては、「21世紀成年者縦断調査(平成14年成年者)」の第1回調査の個票データで把握できる居住都道府県のデータを用いている。しかし、この都道府県のデータは第2回以降付随していないため、転居があっても継続回答している場合、データを新居住地に更新できないままになっているという限界があることに留意されたい。



(データ出典) 厚生労働省「21世紀成年者縦断調査(平成14年成年者)」(2002-2012)より筆者作成。

(注1) N= 50 (左上)、29 (右上)、122 (左下)、110 (右下)。

(注2) 図表中のAは相対的待機児童比率が0.3%未満、Bは同じく0.3%以上であることを示す。

(注3) 正規就業女性に限定した。

第四に、育児休業の終了月の傾向を確認する。図表4は、1人の子供がいる女性の育児休業の終了月を示したものである。相対的待機児童比率の大小別も同時に示している。全体の傾向を確認すると、育児休業の終了月は3月・4月に最も集中している。次に多いのは10月になっている。これは、保育所の通常入所が4月に固定されていることが背景にあると考えられる。10月が多いのは、この時期の転勤によって保育所に空きが出るためと考えられる。3・4月に集中する傾向は、相対的待機児童比率が高い(0.3%以上)とさらに顕著になっている。その一方で、相対的待機児童比率が低い(0.3%未満)とその傾向は緩和され、むしろ分散化している。これは、待機児童がいて中途入所が難しい場合、保育所の入所制度の都合に合わせて育児休業をいつまで取得するか決めていくことを示唆している<sup>10</sup>。

<sup>10</sup> このような傾向は、第1子の誕生が2005年4月以前であっても以降であっても見られた。

図表4 育児休業終了月（全体・相対的待機児童比率別）

|       | 全体    |         |       | 相対的待機児童比率0.3%未満 |         |       | 相対的待機児童比率0.3%以上 |         |       |
|-------|-------|---------|-------|-----------------|---------|-------|-----------------|---------|-------|
|       | Freq. | Percent | Cum.  | Freq.           | Percent | Cum.  | Freq.           | Percent | Cum.  |
| 1月    | 11    | 3.64    | 3.64  | 5               | 3.11    | 3.11  | 6               | 4.26    | 4.26  |
| 2月    | 6     | 1.99    | 5.63  | 5               | 3.11    | 6.21  | 1               | 0.71    | 4.96  |
| 3月    | 55    | 18.21   | 23.84 | 29              | 18.01   | 24.22 | 26              | 18.44   | 23.4  |
| 4月    | 39    | 12.91   | 36.75 | 13              | 8.07    | 32.3  | 26              | 18.44   | 41.84 |
| 5月    | 29    | 9.6     | 46.36 | 14              | 8.7     | 40.99 | 15              | 10.64   | 52.48 |
| 6月    | 25    | 8.28    | 54.64 | 18              | 11.18   | 52.17 | 7               | 4.96    | 57.45 |
| 7月    | 21    | 6.95    | 61.59 | 12              | 7.45    | 59.63 | 9               | 6.38    | 63.83 |
| 8月    | 20    | 6.62    | 68.21 | 11              | 6.83    | 66.46 | 9               | 6.38    | 70.21 |
| 9月    | 27    | 8.94    | 77.15 | 20              | 12.42   | 78.88 | 7               | 4.96    | 75.18 |
| 10月   | 39    | 12.91   | 90.07 | 16              | 9.94    | 88.82 | 23              | 16.31   | 91.49 |
| 11月   | 12    | 3.97    | 94.04 | 5               | 3.11    | 91.93 | 7               | 4.96    | 96.45 |
| 12月   | 18    | 5.96    | 100   | 13              | 8.07    | 100   | 5               | 3.55    | 100   |
| Total | 302   | 100     |       | 161             | 100     |       | 141             | 100     |       |

（データ出典）厚生労働省「21世紀成年者縦断調査（平成14年成年者）」（2002-2012）より筆者作成。

（注1）子供人数が1人の正規就業女性に限定した。

第五に、育児・介護休業法の2005年改正施行前後における育児休業の終了月の傾向を確認する。図表5は、育児休業の終了月を第1子の誕生時期別に示したものである。これ見ると、改正施行以降、育児休業を3月で終える割合が少なくなっているが、3月と4月を合わせると、大きな変化は見られない。着目すべきなのは9月・10月であり、改正施行以降、割合がやや増加している。

図表5 育児休業終了月（第1子の誕生時期別）

|       | 第1子誕生が2005年4月以前 |         |       | 第1子誕生が2005年4月以降 |         |       |
|-------|-----------------|---------|-------|-----------------|---------|-------|
|       | Freq.           | Percent | Cum . | Freq.           | Percent | Cum . |
| 1月    | 2               | 2.63    | 2.63  | 9               | 3.98    | 3.98  |
| 2月    | 4               | 5.26    | 7.89  | 2               | 0.88    | 4.87  |
| 3月    | 18              | 23.68   | 31.58 | 37              | 16.37   | 21.24 |
| 4月    | 6               | 7.89    | 39.47 | 33              | 14.6    | 35.84 |
| 5月    | 8               | 10.53   | 50    | 21              | 9.29    | 45.13 |
| 6月    | 7               | 9.21    | 59.21 | 18              | 7.96    | 53.1  |
| 7月    | 6               | 7.89    | 67.11 | 15              | 6.64    | 59.73 |
| 8月    | 5               | 6.58    | 73.68 | 15              | 6.64    | 66.37 |
| 9月    | 5               | 6.58    | 80.26 | 22              | 9.73    | 76.11 |
| 10月   | 5               | 6.58    | 86.84 | 34              | 15.04   | 91.15 |
| 11月   | 6               | 7.89    | 94.74 | 6               | 2.65    | 93.81 |
| 12月   | 4               | 5.26    | 100   | 14              | 6.19    | 100   |
| Total | 76              | 100     |       | 226             | 100     |       |

(データ出典) 厚生労働省「21世紀成年者縦断調査(平成14年成年者)」(2002-2012)より筆者作成。

(注1) 子供人数が1人の正規就業女性に限定した。

第六に、第1子の育児休業終了月を育児休業取得期間別に確認する。図表6は、取得期間が10か月を超えるかどうかで分けて育児休業終了月を示している。これを見ると、取得期間が10か月を超えている場合の方が、3・4月に集中する傾向にあることがわかる。ここから考えられることは、保育所の入所時期が訪れるのを待つことが要因の一つとなって、取得期間が長期化するということである。この見立ては、相対待機児童比率が高いと3・4月に集中しやすいという前述の傾向とも整合する。また、図表5では、改正法の施行以降、10月に終了する割合が増加していたが、図表6では取得期間別に見て10月の割合に大きな変化は見られない。そのため、図表5で見られた上記の傾向は、法改正によってではなく、10月の途中入所が可能な保育所が増えたことによるところが大きいと考えると辻褄が合うが、定かではない。

図表6 育児休業終了月(育児休業取得期間別)

|              | 取得期間 10 か月以下 |            |       | 取得期間 10 か月超 |            |       |
|--------------|--------------|------------|-------|-------------|------------|-------|
|              | Freq.        | Percent    | Cum . | Freq.       | Percent    | Cum . |
| 1月           | 10           | 4.44       | 4.44  | 1           | 1.96       | 1.96  |
| 2月           | 5            | 2.22       | 6.67  | 0           | 0          | 1.96  |
| 3月           | 37           | 16.44      | 23.11 | 14          | 27.45      | 29.41 |
| 4月           | 20           | 8.89       | 32    | 14          | 27.45      | 56.86 |
| 5月           | 24           | 10.67      | 42.67 | 4           | 7.84       | 64.71 |
| 6月           | 22           | 9.78       | 52.44 | 2           | 3.92       | 68.63 |
| 7月           | 17           | 7.56       | 60    | 1           | 1.96       | 70.59 |
| 8月           | 17           | 7.56       | 67.56 | 2           | 3.92       | 74.51 |
| 9月           | 20           | 8.89       | 76.44 | 5           | 9.8        | 84.31 |
| 10月          | 31           | 13.78      | 90.22 | 6           | 11.76      | 96.08 |
| 11月          | 6            | 2.67       | 92.89 | 2           | 3.92       | 100   |
| 12月          | 16           | 7.11       | 100   | 0           | 0          | 100   |
| <b>Total</b> | <b>225</b>   | <b>100</b> |       | <b>51</b>   | <b>100</b> |       |

(データ出典) 厚生労働省「21世紀成年者縦断調査(平成14年成年者)」(2002-2012)より筆者作成。

(注1) 子供人数が1人の正規就業女性に限定した。

第七に、育児休業取得期間を子供の誕生月別に比較する。図表7は、1人の子供がいる女性の育児休業期間を第1子の誕生月別・改正法施行前後別に見たものである。なお、サンプルサイズが小さいために外れ値の影響を受けやすいので、平均値だけでなく中央値を示している。

まず、改正法施行前を見ると、1~3月生まれは取得期間がやや短い傾向にあることがわかる。年間を通じてみると、4~6月生まれが最も長く、7~9月、10~12月、1~3月の順で短くなっている。ここから、4月の保育所入所を契機にして育児休業を切り上げていることが推測できる。しかし、改正法施行後を見るとこれらとは異なった傾向が見られる。最も大きな違いは、1~3月生まれの取得期間が大きく伸びていることである。改正前に比べ、平均値で見ても中央値で見ても倍近く伸びてそれぞれ9.025、10となっている。これは施行前とは逆に、他の月よりも大きい数値である。先程の図表6から、取得期間が10か月を超えている場合は4月まで取得していることが多いことを確認済みである。そのため1~3月生まれでは、改正法施行によって翌年4月の保育所入所まで育児休業を取得するように変化したと推測できる。ほかには、全体的に取得期間がやや長くなっている傾向が確認できるものの、4~6月、7~9月、10~12月に明確な順序が見えなくなっている。この3つの

区間の中では、4～6月が平均値で見ると高いが、中央値では3区間とも同じである。

以上から、改正法施行によって育児休業取得期間は全体的に伸びているが、育児休業の延長制度を最も利用したと見られるのは早生まれの子供を持つ女性であるといえる。この背景には保育所の4月入所が関係していると考えられる。そもそも、保育所の受け入れ可能年齢は、施設によって異なるものの、産前産後休業明けの生後43日以後、あるいは57日以後となっている。4月入所の募集期間に妊娠中の場合でも申請できる施設もあるが、生後日数が足りる出産予定日になっている必要があるなど、早生まれの4月入所は難しい状況にある（日経DUAL編集部・片野編 2016）。こうした制度上の理由、あるいは入所募集で定員が既に埋まっているといった理由のために、翌年4月の入所まで育児休業を延長しているのではないだろうか<sup>11</sup>。

図表7 育児休業期間の平均値・中央値（第1子の誕生月別・改正法施行前後別）

| 第1子誕生月    | 第1子誕生が2005年4月以前 |     |         | 第1子誕生が2005年4月以降 |     |         |
|-----------|-----------------|-----|---------|-----------------|-----|---------|
|           | 平均値             | 中央値 | サンプルサイズ | 平均値             | 中央値 | サンプルサイズ |
| 1～3月生まれ   | 5.038           | 5.5 | 26      | 9.025           | 10  | 40      |
| 4～6月生まれ   | 6.533           | 9   | 15      | 8.203           | 9   | 59      |
| 7～9月生まれ   | 6.368           | 7   | 19      | 6.888           | 9   | 67      |
| 10～12月生まれ | 5.684           | 6   | 19      | 7.881           | 9   | 42      |
| Total     | 5.797           | 6   | 79      | 7.873           | 9   | 208     |

（データ出典）厚生労働省「21世紀成年者縦断調査（平成14年成年者）」（2002-2012）より筆者作成。

（注1）子供人数が1人の正規就業女性に限定した。

以上、7つの図表を使って、育児休業の取得期間の傾向を概観した。記述統計からは、待機児童の状況によって取得期間を調整したり、保育所の入所制度が制約となって取得期間が決定されたりしている可能性が示唆された。これらは計量分析によってさらに検証を行っていく。

#### 4. 先行研究

どのような人が育児休業を取得しているのかについては、学校教育や勤続を通じて人的資本を多く積んだ女性の方が取得率は高く、これはこうした女性の期待所得が高いためと

<sup>11</sup> 子供の保育所入所に頭を悩ますのは早生まれの子供を持つ親だけに限らない。最近では、「保活」という造語が物語るように、保育所の限られた募集枠に殺到することだけでなく、方々の保育施設の情報を収集したり、空きのある保育施設ならば距離や費用などの多少の悪条件は目を瞑ってでも預けたりと、労力を注ぐ親たちの実情が社会問題として認識されてきている。

いわれている（阿部 2005）。

一方、育児休業期間に関する研究は先述の通り少ないものの、西本（2004）がある。西本（2004）は、連合総合生活開発研究所の「仕事と育児に関する調査」（1994年）の個票データを用い、育児休業取得の有無と育児休業期間をハードルモデルによって分析した。その結果によると、パートタイム就業者よりもフルタイム就業者の方が育児休業の取得確率が低く取得期間も短かった。加えて、勤続年数が長いほど育児休業期間が短くなる。これらは機会費用が高いほど育児休業を取ることを避けるためと解釈されている。保育の側面からは、親との同居、居住地の保育所入所待機率の低さ、事業所託児施設の利用によって育児休業期間が短くなることが示された。また、育児休業法実施後は育児休業の取得が促進されているとともに、休業期間は短くなっていた。これは両立環境が整備されたことによると解釈されている。

海外でも、女性の稼得能力と休業期間の関係が指摘されている。Kuhlenkasper and Kauermann（2010）は、ドイツのデータを用いて、女性の学歴や出産前の収入が第1子出産後の就業復帰に影響していることを示している。Lapuerta *et al.*（2011）は、スペインのデータから、高学歴の女性や社会保険料（就業状態や賃金の良さの代理変数）が高い女性ほど復帰が早いことを示している。Ulker and Guven（2011）は、オーストラリアのデータを用いて、高学歴女性や出産前に高賃金を得ていた女性ほど出産後に早期に労働市場に復帰しやすく、また出産前の仕事がフレキシブルな場合には、職場復帰が早い傾向があること示した。しかし他方で家計の資産額が大きいと休業期間が長いことも指摘している。

また、Pronzato（2009）は、European Community Household Panel（ECHP）を用いた分析で、制度で保証された休業期間が長いと就業復帰することを示唆している。

上述の西本（2004）は貴重な知見を示しているが、調査時点の1994年と現在とは状況がかなり異なっている。大きな違いとしては、育児休業給付金と育児休業者職場復帰給付金や健康保険・厚生年金の個人負担が免除など、休業に伴う金銭的な損失が縮小したことが挙げられる。そのため、近年では稼得能力の高さはかつてほど育休を躊躇する理由にはなっていない可能性がある。

本稿ではより新しいデータを用いて、女性の人的資本に関する変数や、両立支援に関する変数を用いて分析していくが、正規就業者に限定して分析した点や、子供の誕生月に関しても着目した点、通勤時間との関係を示していく点が新しい。

## 5. データ

分析で利用するのは厚生労働省の「21世紀成年者縦断調査（平成14年成年者）」である。この調査は全国から抽出した20～30歳（2002年10月末日現在）である男女（及びその配偶者<sup>12</sup>）に対して行われた。2001年国民生活基礎調査の基礎地区から無作為抽出した1700

---

<sup>12</sup> ただし、第11回調査実施時までには把握した配偶者に限る。



地区内の当該男女を対象としている。またパネル調査であるため同一対象者に対して毎年11月に追跡調査を行っているが、この際には当該調査回の前々回または前回調査において協力を得られた者を客体としている。この調査は2002年から開始され、2015年（第14回調査）をもって終了した。このうち、提供を受けたのは2002年調査から2012年までの11回分の個票データである。初年度の回収客体数は、女性票が14150、男性票が13743、配偶者票（女性用）が246、配偶者票（男性用）が1427となっている<sup>13</sup>。なお、最終年度の回収客体数は女性票が6446（配偶者票は1170）、男性票が6263（配偶者票は2010）となっている<sup>14</sup>。

このデータを利用する利点は大きく3つある。1つ目は出産前や出産時の状況が詳しくわかり、個人属性や企業の育児支援策の状況だけでなく、子供の誕生月も把握できることである。2つ目は、育児休業取得期間に関して把握することができることである。3つ目は、その他の既存データを使うよりも大きなサンプルサイズが期待できることである。

## 6. 計量分析

### i. 法改正は育児休業期間の延長を促したのか

前述した通り、2005年4月の育児・介護休業法の改正施行で、保育所への入所を希望しているにも拘わらずできなかった場合などに子が1歳6か月になるまで育児休業を延長可能になった。本節では、これによってより長期の取得が実際に増えているのか、そしてどのような人の場合に増えているのか、計量分析によって確認する。

記述統計で確認した通り、改正法施行後、育児休業期間の延長は実際に利用されていると考えられる。特に、早生まれの場合にはそれが顕著であると見られる。これは統計的にも有意に確認できることなのかを分析していく。分析対象となるのは、子供人数が1人の正規就業女性で、配偶者と同居する者である。被説明変数には育児休業期間が10か月を超過するか否かのダミー変数を用いる。これはすなわち、育児休業期間が11か月以上であれば1、10か月以下（未取得も含む）であれば0となる変数である。これを、線形確率モデルを用いて推定する。プロビットモデルやロジットモデルをあえて避けたのは、この後述べるように説明変数にダミー変数同士の交差項を含めており、この限界効果を簡便に示す意図があつたことである。

なぜ被説明変数が10か月を境にしているのかといえ、先述した通り、子供が1歳になるまでの間には、労働基準法が定める産後休業を2か月取得することができる。そのため、1歳までに取得できる育児休業は実質的に最大10か月といえるためである。法改正によつ

---

<sup>13</sup> <http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/judan/seinen02/gaiyo.html> [最終閲覧:2017年2月14日]

<sup>14</sup> [http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/judan/seinen17/dl/h14\\_gaiyou.pdf](http://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/judan/seinen17/dl/h14_gaiyou.pdf) [最終閲覧:2017年2月14日]

て、これを超過した育児休業が認められるようになった。

説明変数としては次の物を用いる。まず、改正法が施行された 2005 年 4 月以降に第 1 子が誕生した場合に 1、それ以外に 0 となるダミー変数（改正法施行後誕生ダミー）である。また、早生まれダミーを作成し、第 1 子が 1～3 月生まれの場合に 1 とした。さらに、改正法施行後誕生ダミーと早生まれダミーの交差項を作成した。これによって、法改正後、早生まれの育児休業延長が増加したのか検証する。コントロール変数としては、相対的待機児童比率、従業員規模のダミー、事業所内託児施設ありダミー<sup>15</sup>、短時間勤務制度等ありダミー<sup>16</sup>を加えた。ここでの事業所内託児施設ダミーは、妻の勤め先だけに限定したのではなく、夫妻のいずれかの勤め先に施設があれば 1 となる。従業員規模については、規模の大きな会社は独自の制度を設置して法定以上の育児休業が取得できるようになっている可能性があるほか、育児休業を延長しやすい他制度や雰囲気が存在する可能性がある。また、事業所内託児施設や短時間勤務制度等の存在は、育児休業を延長する必要性を薄れさせる効果を持つと考えられる。

以上の説明変数では、4～12 月生まれの中での違いを知ることができない。そのため、早生まれダミーの代わりに、4～6 月生まれダミー、7～9 月生まれダミー、10～12 月生まれダミーの 3 変数と、この 3 変数と改正法施行後誕生ダミーの交差項を用いて、4～12 月生まれの中での違いについても確認していく。

以上の被説明変数と説明変数に対応する基本統計量は図表 8 に示す。なお、相対的待機児童比率や勤め先の属性は、基本的に休業前の情報からつくられている。

図表 8 基本統計量（育児休業期間の延長に関する分析）

<sup>15</sup> 事業所内託児所ありダミーは、少々留意が必要である。このダミー作成にあたっては、2 つの質問項目を用いている。1 つは、勤め先に自身の就業形態として利用可能な制度として事業所内託児施設があるか問うものであり、もう 1 つは、居住地域にどのような保育サービスがあるかを問うものである。前者は第 2 回調査（2003 年）から第 7 回調査（2008 年）にかけて、後者は第 6 回調査（2007 年）から第 10 回調査（2011 年）にかけて毎回質問された。なお、後者は本人や配偶者が勤め人の場合は勤務先について答えるよう注釈がある。このように、質問の趣旨は若干異なるものの、分析上重要な変数であることと、サンプルサイズの確保の観点から、2 つを繋ぎ合わせて 1 つの変数とすることにした。2003 年から 2008 年までは前者の質問項目に依拠し、2009 年以降は後者の質問項目に依拠した。前者は自身の就業形態として利用可能という条件が付く分、後者よりも該当者が少ないと考えられる。しかし、本稿の分析では正規就業者女性に限定しているため、妻本人の勤め先については 2 つの質問から得られる回答に大きな差は生じないと考えられる。実際、重複している 2007 年と 2008 年において、子供が 1 人いる正規就業者女性の回答を見ると、前者でなしと答えていれば、そのうち 98% は後者でもなし（無記入含む）になっている。ただし、前者でありと回答していても、そのうち 4 割は後者でなし（無記入含む）になっている。

<sup>16</sup> 「短時間勤務制度等」とは、短時間勤務制度、フレックスタイム制、始業・終業時刻の繰り上げ・繰り下げ、所定外労働（残業）の免除のいずれかの制度のことを指し、厳密な意味で短時間勤務制度を意味するわけではない。

|                      | 全体 (N=238) |       |     |       | 育休期間が16か月以下 (N=228) |       |     |       |
|----------------------|------------|-------|-----|-------|---------------------|-------|-----|-------|
|                      | 平均値        | 標準偏差  | 最小値 | 最大値   | 平均値                 | 標準偏差  | 最小値 | 最大値   |
| 育児休業取得期間10か月超過ダミー    | 0.181      | 0.386 | 0   | 1     | 0.145               | 0.353 | 0   | 1     |
| 改正法施行後誕生ダミー          | 0.811      | 0.392 | 0   | 1     | 0.807               | 0.396 | 0   | 1     |
| 早生まれダミー              | 0.227      | 0.420 | 0   | 1     | 0.228               | 0.421 | 0   | 1     |
| 改正法施行後誕生ダミー×早生まれダミー  | 0.172      | 0.378 | 0   | 1     | 0.171               | 0.377 | 0   | 1     |
| 誕生時期                 |            |       |     |       |                     |       |     |       |
| 1~3月ダミー              | 0.227      | 0.420 | 0   | 1     | 0.228               | 0.421 | 0   | 1     |
| 4~6月ダミー              | 0.231      | 0.422 | 0   | 1     | 0.232               | 0.423 | 0   | 1     |
| 7~9月ダミー              | 0.261      | 0.440 | 0   | 1     | 0.254               | 0.436 | 0   | 1     |
| 10~12月ダミー            | 0.282      | 0.451 | 0   | 1     | 0.285               | 0.452 | 0   | 1     |
| 改正施行後誕生ダミー×4~6月ダミー   | 0.202      | 0.402 | 0   | 1     | 0.202               | 0.402 | 0   | 1     |
| 改正施行後誕生ダミー×7~9月ダミー   | 0.210      | 0.408 | 0   | 1     | 0.206               | 0.405 | 0   | 1     |
| 改正施行後誕生ダミー×10~12月ダミー | 0.227      | 0.420 | 0   | 1     | 0.228               | 0.421 | 0   | 1     |
| 相対的待機児童比率            | 0.366      | 0.401 | 0   | 2.448 | 0.359               | 0.398 | 0   | 2.448 |
| 従業員規模                |            |       |     |       |                     |       |     |       |
| 99人以下ダミー             | 0.265      | 0.442 | 0   | 1     | 0.272               | 0.446 | 0   | 1     |
| 100~299人ダミー          | 0.294      | 0.457 | 0   | 1     | 0.303               | 0.460 | 0   | 1     |
| 300~999人ダミー          | 0.214      | 0.411 | 0   | 1     | 0.211               | 0.409 | 0   | 1     |
| 1000人以上ダミー           | 0.227      | 0.420 | 0   | 1     | 0.215               | 0.412 | 0   | 1     |
| 事業所内託児施設ありダミー        | 0.130      | 0.337 | 0   | 1     | 0.132               | 0.339 | 0   | 1     |
| 短時間勤務制度等ありダミー        | 0.706      | 0.457 | 0   | 1     | 0.697               | 0.460 | 0   | 1     |

(出所) 厚生労働省「21世紀成年者縦断調査(平成14年成年者)」(2002-2012)より筆者作成。

(注) 子供人数が1人の正規就業女性に限定した。

ここからは、図表9に示した分析結果を確認する。ここでは6つの推定を行った。推定式A-1からA-4にかけては早生まれダミー(推定式A-2とA-4は改正法施行後誕生ダミーとの交差項も含む)を説明変数に用いたものである。このうち、推定式A-3とA-4は、分析サンプルの条件を厳しくし、育児休業取得期間が16か月以下の者だけに限った。これは、産後休業の2か月を除いて、子供が1歳6か月になるまで育児休業をずっと取得すると、期間は16か月となるためである。これを超えていけば、法定の延長期間を超えてしまっているため、企業独自の取り組みによるものと考えられる。こうした独自制度の利用を前提にして、育児休業を子供が1歳になって以降も延長しているならば、法改正の効果を過大に推定してしまうため、16か月を超過した女性を除いた。次に、推定式A-5とA-6は、早生まれダミーの代わりに4~6月、7~9月、10~12月生まれダミーを用いた。この変数を用いた分析では、育児休業取得期間が16か月以下に限ることはしなかった。これは、各交差項に対して被説明変数のバリエーションが不足してしまうためである。

結果を見ていくと、推定式A-1からA-4にかけて、改正法施行後誕生ダミーは有意ではなく、改正法施行前後で育児休業期間を延長する確率に違いは見られない。しかし、推定式A-1とA-3で見られるように、早生まれダミーは正で有意(係数は0.205、0.029)であり、早生まれであれば育児休業期間が10か月を超過しやすいことがわかる。さらに、推定

式 A-2 と A-4 を見ると、改正法施行後誕生ダミーと早生まれダミーとの交差項は正で有意となっている（係数は 0.292、0.280）。したがって、他とは異なり、早生まれであれば改正法施行後に育児休業期間が 10 か月を超過しやすくなっていることがわかる。推定式 A-2 と A-4 では早生まれダミーが有意になっていないから、推定式 A-1 と A-3 で早生まれが超過しやすいという結果は、改正法施行後の傾向の変化によるところが大きいと考えられる。

4～12 月生まれの中での違いについて確認するため、推定式 A-5 と A-6 に着目する。推定式 A-5 を見ると、4～6 月、7～9 月、10～12 月生まれの各ダミー変数は負で有意となっている。そのため、早生まれの子供を持つ女性に比べて、その他の全ての女性は育児休業取得期間が 10 か月を超過しにくいということがわかる。しかも、係数を見ると、順に -0.271、-0.188、-0.172 となっており、4～6 月生まれの時が最も超過しにくく、7～9 月生まれ、10～12 月生まれの順でそれに続いている<sup>17</sup>。推定式 A-6 は、改正法施行後誕生ダミーと、生まれ月の 3 種類のダミー変数の交差項を加えている。ここでは、改正法施行後誕生ダミーが正で有意（係数は 0.288）となっているが、これは改正法施行後に早生まれで子供が生まれた女性は、施行前と比べて育児休業取得期間が 10 か月を超過しやすいことを意味している。他方で、10%水準ではあるが、交差項は負で有意（係数は 4～6 月ダミーとの交差項から順に -0.359、-0.245、-0.272）となっている。したがって、4～6 月、7～9 月、10～12 月生まれは、いずれの場合も、法改正効果は早生まれほど大きくないといっていよう。

コントロール変数を見ると、6 つ全ての推定式において従業員規模が大きいほど正で有意となっているため、勤め先の規模が大きいほど延長しやすい雰囲気やその他の制度が整っていると考えられる。また、同じく全ての推定式で事業所内託児施設ありダミーが負で有意（係数は -0.137～-0.123）であった。そのため、こうした施設があれば、女性は子供が 1 歳になるまでに職場復帰しやすいといえる。係数も決して小さくなく、有効性は高いと考えられる。他方で、短時間勤務制度等ありダミーは有意ではなかった。

以上から、(1) 子供が早生まれの場合、女性の育児休業取得期間は 10 か月を超えやすい、(2) こうした傾向は法改正後から顕著になった、(3) 法改正は、他の月に生まれた場合よりも、早生まれの場合に大きな影響をもたらした、(4) 事業所内託児施設が夫妻のどちらかの勤め先にあると、女性の育児休業期間は 10 か月を超えにくくなる、といったことが明らかになった。

---

<sup>17</sup> 4～6 月生まれダミーの係数と 7～9 月、10～12 月生まれダミーの係数の大きさには差があるものの、別途 4～6 月をレファレンスとして推定したところ、7～9 月、10～12 月との差は有意ではなかった。

図表 9 育児休業期間の延長に関する分析結果

|                       | 全体                  |                     | 育児期間が16か月以下         |                     | 全体                  |                    |
|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
|                       | 推定式A-1              | 推定式A-2              | 推定式A-3              | 推定式A-4              | 推定式A-5              | 推定式A-6             |
| 改正法施行後誕生ダミー           | 0.076<br>(0.06)     | -0.002<br>(0.06)    | 0.066<br>(0.05)     | -0.010<br>(0.06)    | 0.082<br>(0.06)     | 0.288**<br>(0.11)  |
| 早生まれダミー               | 0.205***<br>(0.07)  | -0.021<br>(0.10)    | 0.209***<br>(0.07)  | -0.005<br>(0.10)    |                     |                    |
| 改正法施行後誕生ダミー×早生まれダミー   |                     | 0.292**<br>(0.13)   |                     | 0.280**<br>(0.12)   |                     |                    |
| 誕生時期ダミー (ref= 1~3月)   |                     |                     |                     |                     |                     |                    |
| 4~6月ダミー               |                     |                     |                     |                     | -0.271***<br>(0.08) | 0.019<br>(0.17)    |
| 7~9月ダミー               |                     |                     |                     |                     | -0.188**<br>(0.08)  | -0.002<br>(0.12)   |
| 10~12月ダミー             |                     |                     |                     |                     | -0.172**<br>(0.08)  | 0.038<br>(0.12)    |
| 改正法施行後誕生ダミー×4~6月ダミー   |                     |                     |                     |                     |                     | -0.359*<br>(0.19)  |
| 改正法施行後誕生ダミー×7~9月ダミー   |                     |                     |                     |                     |                     | -0.245*<br>(0.15)  |
| 改正法施行後誕生ダミー×10~12月ダミー |                     |                     |                     |                     |                     | -0.272*<br>(0.15)  |
| 相対的待機児童比率             | 0.108<br>(0.07)     | 0.103<br>(0.07)     | 0.088<br>(0.07)     | 0.081<br>(0.07)     | 0.112<br>(0.07)     | 0.102<br>(0.07)    |
| 従業員規模 (ref= 99人以下)    |                     |                     |                     |                     |                     |                    |
| 100~299人ダミー           | 0.051<br>(0.06)     | 0.046<br>(0.06)     | 0.059<br>(0.05)     | 0.053<br>(0.05)     | 0.051<br>(0.06)     | 0.051<br>(0.06)    |
| 300~999人ダミー           | 0.208***<br>(0.07)  | 0.211***<br>(0.07)  | 0.181***<br>(0.07)  | 0.184***<br>(0.07)  | 0.206***<br>(0.07)  | 0.212***<br>(0.07) |
| 1000人以上ダミー            | 0.179**<br>(0.07)   | 0.183**<br>(0.07)   | 0.131**<br>(0.07)   | 0.134**<br>(0.07)   | 0.190***<br>(0.07)  | 0.196***<br>(0.07) |
| 事業所内託児施設ありダミー         | -0.137***<br>(0.05) | -0.132***<br>(0.05) | -0.127***<br>(0.04) | -0.123***<br>(0.04) | -0.135***<br>(0.05) | -0.129**<br>(0.05) |
| 短時間勤務制度等ありダミー         | 0.063<br>(0.05)     | 0.050<br>(0.05)     | 0.045<br>(0.05)     | 0.033<br>(0.05)     | 0.064<br>(0.05)     | 0.052<br>(0.05)    |
| 定数項                   | -0.094<br>(0.06)    | -0.019<br>(0.06)    | -0.087<br>(0.06)    | -0.013<br>(0.06)    | 0.103<br>(0.07)     | -0.044<br>(0.09)   |
| サンプルサイズ               | 238                 | 238                 | 228                 | 228                 | 238                 | 238                |
| 自由度修正済み決定係数           | 0.120               | 0.134               | 0.113               | 0.129               | 0.122               | 0.129              |

(出所) 厚生労働省「21世紀成年者縦断調査(平成14年成年者)」(2002-2012)より筆者作成。

(注1) ( )内はロバスト標準誤差。\*\*\*、\*\*、\*は、それぞれ係数が1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示す。

(注2) 子供人数が1人の正規就業女性に限定した。

ii. 何が育児休業取得期間を規定するのか

本節では、第 1 子出産時の育児休業取得期間を被説明変数とし、どのような要因が統計的に有意となるのか確認していく。要因としては次のものが考えられる。育児休業の長さが将来の期待賃金に影響するならば、育児休業はこの機会費用が大きい人ほど短いと考えられる。また、職場復帰時の金銭的・時間的な育児コストが低い時も、育児休業期間は短いと考えられる。

そこで説明変数としては、人的資本に関する変数（妻の年齢、勤続年数）、勤め先の属性（妻の勤め先規模、仕事）、企業の育児支援策（短時間勤務制度等の有無、事業所内託児所の有無）、その他の夫や妻の置かれた状況（労働時間、通勤時間、親との同居、夫の所得）、相対的待機児童比率、誕生月を用いる。

分析の手法は 3 通り行っていく。第一に、離職によるサンプルセレクションバイアスを考慮するために、Heckman の 2 段階推定を行う。第二に、10 か月以上の取得を 1 つのカテゴリとし、10 か月未満を 11 カテゴリ（取得無し、数週間、1~9 か月の各月）とした全 12 カテゴリの変数を被説明変数とする順序ロジット推定を行う。これは、育児休業の延長は保育所へ預けられるかに依存するので、10 か月を超えてどのくらい追加で取得するかは環境に依存しており、10 か月に到達すること自体がより重要と考えられるためである。さらに、企業独自の制度の存在によって、育児・介護休業法に拘わらず 10 か月を超えて取得できる場合もあるため、条件を揃える意味合いもある。第三に、これと同じ目的のために、取得期間が 10 か月を境に右センシングとして捉えた Tobit 推定を行う。

サンプルに含めたのは、配偶者と同居している正規社員女性のうち改正法施行後に第 1 子を出産した者で、しかも育児休業期間中に第 2 子を出産していない者という条件に当てはまる調査対象者である。用いる記述統計は、図表 10 に示す通りである。なお、相対的待機児童比率や勤め先の属性、個人属性は、基本的に休業前の情報からつくられている。

分析結果は、図表 11 に示している。推定式 B-1、B-2、B-3 はそれぞれ Heckman の 2 段階推定、順序ロジット推定、Tobit 推定の結果である。Heckman 推定では、第 1 段階の説明変数として、利用可能な育児休業制度の有無、誕生時期、相対的待機児童比率、年齢、勤続年数、学歴、週労働時間（本人および夫）、通勤時間（本人および夫）、従業員規模、仕事、夫の所得、親との同居、事業内託児施設の有無、短時間勤務制度の有無を用いた。

推定式 B-1 の結果を見ると、逆ミルズ比が有意になっていないことから、サンプルセレクションバイアスは確認できない。有意な説明変数は、通勤時間（+）、夫の通勤時間（-）、従業員規模 300~999 人ダミー（+）、販売ダミー（+）、サービスダミー（+）である。ただし、夫の通勤時間とサービスダミーは 10%水準で有意である。

推定式 B-1 は Heckman の 2 段階推定であり、被説明変数の育児休業取得期間が 10 か月を超えていても特段の考慮をしていない。この点を考慮した推定式 B-2、B-3 の結果を確認していくと、推定式 B-1 で有意であった変数は同じく有意となっている。そしてこれらに加えて、推定式 B-2、B-3 では勤続年数がプラスで有意、B-3 では専門的・技術的ダミーがプ

ラスで有意（10%水準）となっている<sup>18</sup>。

有意な変数の符号の解釈を行っていく。第一に、通勤時間が長いほど育児休業取得期間は長いということがわかる。これは、通勤時間が長いことが乳児期の育児との両立を難しくしているということだろう。第二に、しかしながら、夫の通勤時間とは負の相関があり、これが短いと、育児休業取得期間が長い。これについては、夫と過ごす時間が減る分、余暇時間選好が弱まっている可能性などが考えられる<sup>19</sup>。別の見方をすれば、保育所の送り迎えなどの面で夫の貢献可能性は妻の育児休業取得期間を抑制するに至っていないということにもなるだろう。第三に、従業員規模については比較的大きな企業の方が育児休業を長く取得している。休業中の代替要員の工面がしやすく休業しやすいという要因が考えられる。第四に、事務に比べて専門的・技術的、販売、サービスといった仕事の場合は育児休業取得期間が長い。推定では労働時間をコントロールしているから、こうした仕事の労働時間の長短が要因というわけではない。そのため、この結果はこうした仕事の方が休業による人的資本の減耗が少なかったり、交渉上の地歩が強かったりといった要因が背後にあると考えられる。

この分析では、誕生月に関して有意になっていないが、保育所の入所条件は生後43日以後、あるいは57日以後となっている保育所が多いため、4月入所を前提にすると早生まれの中でも2月以降は入所困難と考えられる。そこで、推定式B-2とB-3について、誕生月の変数のみ変更し、1月をレファレンスとして2月、3月、4～6月、7～9月、10～12月をダミー変数として加えた。図表12には、この説明変数の係数のみ示している。結果を見ると、2月ダミーがプラスで有意であり、1月生まれより2月生まれの方が取得期間は長くなっている。これは上記のような保育所への4月入所の制約が要因となっていると考えられる。

以上から、育児休業取得期間、中でも延長期間の長さをセンサリングやカテゴリーとして扱って無視したときの取得期間は、夫妻の通勤時間や従業員規模、仕事内容によって異なっていることが明らかになった。

図表10 基本統計量（育児休業取得期間に関する分析）

<sup>18</sup> 順序ロジットとTobitでロバスト標準誤差を使っても、有意な変数の傾向は変わらない。

<sup>19</sup> ここでは例えばGronau（1977）のような時間配分理論を想定する。



|                    | 推定式B-1の2段階目、およびB-2・B-3の<br>分析サンプル (N=119) |         |         |       | 推定式B-1の1段階目の分析サンプル<br>(N=195) |         |        |       |
|--------------------|---|---------|---------|-------|-------------------------------|---------|--------|-------|
|                    | 平均値                                       | 標準偏差    | 最小値     | 最大値   | 平均値                           | 標準偏差    | 最小値    | 最大値   |
| 育児休業取得期間           | 7.718                                     | 4.758   | 0       | 22    |                               |         |        |       |
| 育児休業取得期間 (順序カテゴリー) | 7.004                                     | 3.723   | 0       | 10    |                               |         |        |       |
| 誕生時期               |   |         |         |       |                               |         |        |       |
| 1~3月ダミー            | 0.218                                     | 0.415   | 0       | 1     | 0.205                         | 0.405   | 0      | 1     |
| 4~6月ダミー            | 0.261                                     | 0.441   | 0       | 1     | 0.256                         | 0.438   | 0      | 1     |
| 7~9月ダミー            | 0.202                                     | 0.403   | 0       | 1     | 0.251                         | 0.435   | 0      | 1     |
| 10~12月ダミー          | 0.319                                     | 0.468   | 0       | 1     | 0.287                         | 0.454   | 0      | 1     |
| 相対的待機児童比率          | 0.338                                     | 0.370   | 0       | 1.668 | 0.350                         | 0.393   | 0      | 2.742 |
| 年齢                 | 31.277                                    | 3.698   | 25      | 42    | 30.877                        | 3.557   | 23     | 42    |
| 勤続年数               | 7.647                                     | 4.364   | 0       | 19    | 7.010                         | 4.256   | 0      | 19    |
| 短大・高専卒ダミー          | 0.286                                     | 0.454   | 0       | 1     | 0.282                         | 0.451   | 0      | 1     |
| 大卒・大学院修了ダミー        | 0.378                                     | 0.487   | 0       | 1     | 0.313                         | 0.465   | 0      | 1     |
| 週労働時間              | 41.824                                    | 7.357   | 8       | 63    | 41.354                        | 8.432   | 8      | 70    |
| 夫の週労働時間            | 48.941                                    | 15.369  | 9       | 84    | 48.918                        | 13.709  | 9      | 84    |
| 通勤時間 (片道・分)        | 29.857                                    | 20.160  | 5       | 90    | 30.041                        | 19.991  | 5      | 90    |
| 夫の通勤時間 (片道・分)      | 31.950                                    | 23.452  | 0       | 105   | 32.800                        | 24.374  | 0      | 105   |
| 従業員規模              |   |         |         |       |                               |         |        |       |
| 99人以下ダミー           | 0.244                                     | 0.431   | 0       | 1     | 0.338                         | 0.474   | 0      | 1     |
| 100~299人ダミー        | 0.286                                     | 0.454   | 0       | 1     | 0.292                         | 0.456   | 0      | 1     |
| 300~999人ダミー        | 0.227                                     | 0.421   | 0       | 1     | 0.200                         | 0.401   | 0      | 1     |
| 1000人以上ダミー         | 0.244                                     | 0.431   | 0       | 1     | 0.169                         | 0.376   | 0      | 1     |
| 仕事                 |   |         |         |       |                               |         |        |       |
| 事務ダミー              | 0.353                                     | 0.480   | 0       | 1     | 0.338                         | 0.474   | 0      | 1     |
| 専門的・技術的ダミー         | 0.487                                     | 0.502   | 0       | 1     | 0.467                         | 0.500   | 0      | 1     |
| 販売ダミー              | 0.050                                     | 0.220   | 0       | 1     | 0.062                         | 0.241   | 0      | 1     |
| サービスダミー            | 0.050                                     | 0.220   | 0       | 1     | 0.082                         | 0.275   | 0      | 1     |
| 生産工程・労務作業ダミー       | 0.034                                     | 0.181   | 0       | 1     | 0.036                         | 0.187   | 0      | 1     |
| その他ダミー             | 0.025                                     | 0.157   | 0       | 1     | 0.015                         | 0.123   | 0      | 1     |
| 夫の所得               | 440.610                                   | 150.441 | 175.953 | 960   | 432.284                       | 159.472 | 48.876 | 960   |
| 母親との同居             | 0.017                                     | 0.129   | 0       | 1     | 0.036                         | 0.187   | 0      | 1     |
| 夫の母親との同居           | 0.034                                     | 0.181   | 0       | 1     | 0.046                         | 0.210   | 0      | 1     |
| 事業所内託児施設ありダミー      | 0.126                                     | 0.333   | 0       | 1     | 0.103                         | 0.304   | 0      | 1     |
| 短時間勤務制度等ありダミー      | 0.731                                     | 0.445   | 0       | 1     | 0.610                         | 0.489   | 0      | 1     |
| 第1子の誕生年            | 0.101                                     | 0.302   | 0       | 1     |                               |         |        |       |
| 2005年ダミー           |   |         |         |       |                               |         |        |       |
| 2006年誕生ダミー         | 0.109                                     | 0.313   | 0       | 1     |                               |         |        |       |
| 2007年誕生ダミー         | 0.160                                     | 0.368   | 0       | 1     |                               |         |        |       |
| 2008年誕生ダミー         | 0.151                                     | 0.360   | 0       | 1     |                               |         |        |       |
| 2009年誕生ダミー         | 0.193                                     | 0.397   | 0       | 1     |                               |         |        |       |
| 2010年誕生ダミー         | 0.151                                     | 0.360   | 0       | 1     |                               |         |        |       |
| 2011年誕生ダミー         | 0.118                                     | 0.324   | 0       | 1     |                               |         |        |       |
| 2012年誕生ダミー         | 0.017                                     | 0.129   | 0       | 1     |                               |         |        |       |
| 継続就業ダミー            |   |         |         |       | 0.610                         | 0.489   | 0      | 1     |
| 利用可能な育児休業制度        |   |         |         |       |                               |         |        |       |
| 育児休業制度ありダミー        |   |         |         |       | 0.856                         | 0.352   | 0      | 1     |
| 育児休業制度なしダミー        |   |         |         |       | 0.087                         | 0.283   | 0      | 1     |
| わからないダミー           |   |         |         |       | 0.056                         | 0.231   | 0      | 1     |

(出所) 厚生労働省「21世紀成年者縦断調査(平成14年成年者)」(2002-2012)より筆者作成。

(注) 子供人数が1人の正規就業女性に限定した。

図表 11 育児休業取得期間に関する分析の結果

|                     | 推定式B-1        |         | 推定式B-2   |         | 推定式B-3   |         |
|---------------------|---------------|---------|----------|---------|----------|---------|
|                     | Heckmanの2段階推定 |         | 順序ロジット推定 |         | Tobit推定  |         |
|                     | 係数            | 標準誤差    | 係数       | 標準誤差    | 係数       | 標準誤差    |
| 誕生時期ダミー (ref= 1~3月) |               |         |          |         |          |         |
| 4~6月ダミー             | -0.640        | (1.275) | -0.488   | (0.638) | -1.159   | (1.696) |
| 7~9月ダミー             | -2.239        | (1.376) | -0.795   | (0.657) | -2.166   | (1.658) |
| 10~12月ダミー           | -1.109        | (1.101) | -0.454   | (0.567) | -1.326   | (1.457) |
| 相対的待機児童比率           | -0.468        | (1.277) | -1.040   | (0.686) | -1.739   | (1.650) |
| 年齢                  | 0.081         | (0.141) | 0.051    | (0.071) | 0.113    | (0.184) |
| 勤続年数                | 0.190         | (0.130) | 0.113*   | (0.063) | 0.333**  | (0.162) |
| 短大・高専卒ダミー           | -0.655        | (1.174) | -0.824   | (0.592) | -2.146   | (1.505) |
| 大卒・大学院修了ダミー         | -0.215        | (1.102) | -0.606   | (0.503) | -1.408   | (1.295) |
| 週労働時間               | -0.057        | (0.066) | -0.034   | (0.031) | -0.074   | (0.078) |
| 夫の週労働時間             | 0.038         | (0.028) | 0.016    | (0.014) | 0.046    | (0.036) |
| 通勤時間 (片道・分)         | 0.056**       | (0.026) | 0.029**  | (0.014) | 0.066*   | (0.035) |
| 夫の通勤時間 (片道・分)       | -0.037*       | (0.019) | -0.023** | (0.009) | -0.055** | (0.023) |
| 従業員規模 (ref=99人以下)   |               |         |          |         |          |         |
| 100~299人ダミー         | 1.256         | (1.255) | 1.009    | (0.625) | 1.693    | (1.515) |
| 300~999人ダミー         | 3.440***      | (1.313) | 2.738*** | (0.694) | 6.616*** | (1.743) |
| 1000人以上ダミー          | 1.426         | (1.678) | 0.940    | (0.635) | 2.028    | (1.605) |
| 仕事 (ref=事務)         |               |         |          |         |          |         |
| 専門的・技術的ダミー          | 1.307         | (0.930) | 0.763    | (0.469) | 2.003*   | (1.182) |
| 販売ダミー               | 4.655**       | (1.873) | 1.971*   | (1.041) | 5.172**  | (2.599) |
| サービスダミー             | 3.714*        | (2.029) | 2.184**  | (1.066) | 6.323**  | (2.936) |
| 生産工程・労務作業ダミー        | 2.528         | (2.607) | 1.258    | (1.408) | 2.250    | (3.423) |
| その他ダミー              | 1.934         | (2.621) | 1.683    | (1.377) | 4.730    | (3.482) |
| 夫の所得                | 0.002         | (0.003) | 0.000    | (0.002) | 0.001    | (0.004) |
| 母親との同居              | 1.723         | (3.032) | 0.132    | (1.343) | 1.024    | (3.514) |
| 夫の母親との同居            | -1.516        | (2.574) | -0.597   | (1.139) | -1.848   | (2.976) |
| 事業所内託児施設ありダミー       | -1.107        | (1.241) | -0.583   | (0.592) | -1.618   | (1.559) |
| 短時間勤務制度等ありダミー       | -1.602        | (1.309) | -0.800   | (0.532) | -1.828   | (1.324) |
| 第1子の誕生年 (ref=2005年) |               |         |          |         |          |         |
| 2006年誕生ダミー          | 0.332         | (1.802) | 0.366    | (0.950) | 0.965    | (2.450) |
| 2007年誕生ダミー          | -2.581        | (1.578) | -1.234   | (0.823) | -3.323   | (2.094) |
| 2008年誕生ダミー          | -0.725        | (1.629) | -0.641   | (0.788) | -1.523   | (2.150) |
| 2009年誕生ダミー          | -1.932        | (1.707) | -1.152   | (0.899) | -3.687*  | (2.196) |
| 2010年誕生ダミー          | -0.806        | (1.810) | -0.340   | (0.907) | -1.637   | (2.325) |
| 2011年誕生ダミー          | -0.492        | (1.765) | -0.421   | (0.883) | -2.202   | (2.314) |
| 2012年誕生ダミー          | -7.444**      | (3.478) | -4.680** | (2.147) | -8.586** | (4.206) |
| 定数項                 | 4.817         | (5.666) |          |         | 5.361    | (6.088) |
| 逆ミルズ比               | -1.095        | (2.437) |          |         |          |         |
| /sigm a             |               |         |          |         | 4.459*** | (0.416) |

図表 11 の続き

|                                     |           |         |
|-------------------------------------|-----------|---------|
| Cut1                                | -1.304    | (2.389) |
| Cut2                                | -1.221    | (2.388) |
| Cut3                                | -0.985    | (2.387) |
| Cut4                                | -0.703    | (2.384) |
| Cut5                                | -0.638    | (2.384) |
| Cut6                                | -0.383    | (2.383) |
| Cut7                                | -0.077    | (2.382) |
| Cut8                                | 0.264     | (2.383) |
| Cut9                                | 0.581     | (2.384) |
| Cut10                               | 0.987     | (2.386) |
| Cut11                               | 1.683     | (2.391) |
| 【Heckmanの2段階推定の1段階目：継続就業=1、自発的離職=0】 |           |         |
| 利用可能な育児休業制度 (refあり)                 |           |         |
| 育児休業制度なしダミー                         | -1.629*** | (0.524) |
| わからないダミー                            | -1.334**  | (0.619) |
| 誕生時期ダミー (ref=1~3月)                  |           |         |
| 4~6月ダミー                             | -0.313    | (0.352) |
| 7~9月ダミー                             | -0.768**  | (0.351) |
| 10~12月ダミー                           | -0.036    | (0.327) |
| 相対的待機児童比率                           | -0.438    | (0.285) |
| 年齢                                  | 0.014     | (0.039) |
| 勤続年数                                | 0.051*    | (0.031) |
| 短大・高専卒ダミー                           | 0.276     | (0.288) |
| 大卒・大学院修了ダミー                         | 0.481     | (0.294) |
| 週労働時間                               | 0.026*    | (0.014) |
| 夫の週労働時間                             | 0.001     | (0.009) |
| 通勤時間 (片道・分)                         | -0.005    | (0.007) |
| 夫の通勤時間 (片道・分)                       | -0.006    | (0.005) |
| 従業員規模 (ref=99人以下)                   |           |         |
| 100~299人ダミー                         | 0.132     | (0.302) |
| 300~999人ダミー                         | 0.144     | (0.337) |
| 1000人以上ダミー                          | 1.075**   | (0.432) |
| 夫の所得                                | -0.001    | (0.001) |
| 母親との同居                              | -0.221    | (0.607) |
| 夫の母親との同居                            | -0.947*   | (0.535) |
| 事業所内託児施設ありダミー                       | 0.317     | (0.388) |
| 短時間勤務制度等ありダミー                       | 0.618**   | (0.261) |
| 定数項                                 | -0.883    | (1.367) |
| サンプルサイズ                             | 195       | 119     |
|                                     |           | 119     |

(出所) 厚生労働省「21世紀成年者縦断調査(平成14年成年者)」(2002-2012)より筆者作成。

(注1) ( )内は標準誤差。\*\*\*、\*\*、\*は、それぞれ係数が1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示す。

(注2) 子供人数が1人の正規就業女性に限定した。

図表12 説明変数を追加した分析結果

|                   | 推定式B-2(2) |         | 推定式B-3(2) |         | 基本統計量   |       |       |     |   |
|-------------------|-----------|---------|-----------|---------|---------|-------|-------|-----|---|
|                   | 順序ロジット推定  |         | Tobit推定   |         | (N=119) |       |       |     |   |
|                   | 係数        | 標準誤差    | 係数        | 標準誤差    | 平均値     | 標準偏差  | 最小値   | 最大値 |   |
| 誕生時期ダミー (ref= 1月) |           |         |           |         | 1月ダミー   | 0.084 | 0.279 | 0   | 1 |
| 2月ダミー             | 1.907*    | (1.116) | 4.846*    | (2.847) | 2月ダミー   | 0.084 | 0.279 | 0   | 1 |
| 3月ダミー             | 1.501     | (1.227) | 3.631     | (3.222) | 3月ダミー   | 0.050 | 0.220 | 0   | 1 |
| 4~6月ダミー           | 0.553     | (0.88)  | 1.462     | (2.270) |         |       |       |     |   |
| 7~9月ダミー           | 0.198     | (0.874) | 0.451     | (2.248) |         |       |       |     |   |
| 10~12月ダミー         | 0.614     | (0.823) | 1.269     | (2.074) |         |       |       |     |   |

(出所) 厚生労働省「21世紀成年者縦断調査(平成14年成年者)」(2002-2012)より筆者作成。

(注1) ( )内は標準誤差。\*\*\*、\*\*、\*は、それぞれ係数が1%水準、5%水準、10%水準で有意であることを示す。

(注2) 子供人数が1人の正規就業女性に限定した。

## 7. まとめ

本稿では、正規就業女性の育児休業期間に関する要因を計量分析した。その結果、主に以下のようなことが明らかになった。第一に、女性の育児休業取得期間が10か月を超えやすいのは子供が早生まれの場合だが、2005年の育児・介護休業法改正施行によって、こうした傾向が顕著になっている。第二に、事業所内託児施設が夫妻のどちらかの勤め先にあると、女性の育児休業期間は10か月を超えにくくなる。第三に、10か月を超える部分をセンシングやカテゴリーとして扱って超過分の長さを無視したときの取得期間は、夫妻の通勤時間や従業員規模、仕事内容によって異なっていることが明らかになった。

本稿の結果には、どのような政策的な含意があるだろうか。3点言及しておきたい。

1点目として、育休延長政策によって、早生まれの子供を持つ女性の職場復帰の遅れといった、生まれ月による新たな格差へと繋がっていく懸念があることを指摘しておきたい。冒頭でも紹介した通り、政府は現在、保育所に入れなかった場合に最長で子供が2歳になるまで育休を取得できるよう制度を変更しつつある。しかし、本稿の結果によれば期間延長の利用傾向が高いのは早生まれの子供を持つ女性であり、今後の改正でも延長利用者の多くはそうした女性になる可能性が高い。根本的な問題である待機児童の解消が必要である。

2点目として、通勤時間が長いほど育休期間も長くなるということを考えると、テレワークやサテライトオフィスの普及促進、交通網の整備・利便性の向上によって女性の職場復帰を早める可能性が示唆される。

3点目としては、今後、女性の社会進出が一層進み、専門的なスキルを持つ女性が増加すると、平均的な育休期間も長くなっていく可能性がある。よって、企業はその間の代替要員などの工面や、職場復帰を促すための両立支援策など一層の対応を迫られると考えられる。

最後に、本稿の限界としては、全体のサンプルサイズの大きな「21 世紀成年者縦断調査（平成 14 年成年者）」を用いたものの、分析に使用できたサンプルのサイズは限定的なものになってしまった。この点は本稿の限界である。

#### 【引用文献】

- Gronau, R. (1977) “Leisure, Home Production, and Work: the Theory of the Allocation of Time Revisited,” *Journal of Political Economy*, 85(6), pp1099-1123.
- Kuhlenkasper, Torben, and Göran Kauermann. (2010) “Duration of maternity leave in Germany: A case study of nonparametric hazard models and penalized splines.” *Labour Economics* 17.3: 466-473.
- Lapuerta, I., Baizán, P., & González, M. J. (2011) “Individual and institutional constraints: an analysis of parental leave use and duration in Spain,” *Population Research and Policy Review*, 30(2), pp.185-210.
- Pronzato, C. D. (2009) “Return to work after childbirth: does parental leave matter in Europe?,” *Review of Economics of the Household*, 7(4), pp. 341-360.
- Ulker, Aydogan, and Cahit Guven. (2011) “Determinants of maternity leave duration in Australia: evidence from the HILDA Survey.” *Economic record* 87.278, pp. 399-413.
- 阿部正浩 (2005) 「誰が育児休業を取得するのか—育児休業制度普及の問題点—」国立社会保障・人口問題研究所編『子育て世帯の社会保障』東京大学出版会, pp. 243-pp. 264.
- 厚生労働省 (2016) 「平成 27 年度雇用均等基本調査」の結果概要」 (<http://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/71-27-07.pdf>) [最終閲覧：2017 年 2 月 12 日]
- 佐藤一磨・馬欣欣 (2008) 「育児休業法の改正が女性の継続就業に及ぼす影響」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[IV]—制度政策の変更と就業行動』慶應義塾大学出版会, pp. 119-139.
- 四方理人・馬欣欣 (2006) 「90 年代における両立支援施策は有配偶女性の就業を促進したか」樋口美雄・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[II]—税制改革と家計の対応』慶應義塾大学出版会, pp. 169-190.
- 滋野由紀子・大日康史 (1998) 「育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響」『日本労働研究雑誌』No. 459, pp. 39-49.
- 周燕飛 (2014) 「育児休業が女性の管理職登用に与える影響」(独) 日本労働政策研究研修機構『男女正社員のキャリアと両立支援に関する調査結果 (2) —分析編—』pp. 167-185.
- 西本真弓 (2004) 「育児休業取得とその取得期間の決定要因について」『日本労働研究雑誌』

No. 527, pp. 63-75.

日経 DUAL 編集部・片野温編 (2016) 『保育園に入りたい！2017 年版』日経 BP 社.

樋口美雄 (1994) 「育児休業制度の実証分析」 社会保障研究所編 『現代家族と社会保障』 東京大学出版会, pp. 181-204.

樋口美雄・佐藤一磨 (2010) 「女性就業・少子化」 樋口美雄編 『バブル／デフレ期の日本経済と経済政策 6 労働市場と所得分配』 慶應義塾大学出版会, pp. 469-512.

Panel Data Research Center at Keio University  
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2017-002

March, 2017

The effect of training on the employment of older workers after compulsory retirement  
in Japan

Kazuma Sato\*

**【Abstract】**

Many industrialized countries are facing an ageing population. This threatens the sustainability of the social security system. To overcome this issue, policymakers must consider measures to encourage older people to work. Job-related training is considered to be effective for this purpose because it can prevent the deterioration of human capital. However, studies that examine the relationship between training and employment, especially in Asia where ageing is advancing rapidly, are still scarce. To fill this gap, this study examines the effect of training on the employment of older workers using the Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons, the largest panel data available on the elderly in Japan. The key findings can be summarized as follows. First, the probability of re-employment rises significantly one year and two years after training. Second, training is effective in the case of re-employment as regular worker. This effect is notable because most re-employed workers are employed as non-regular workers. These results indicate that training is a useful measure for keeping older workers in work.

\* Takushoku University, Faculty of Political Science and Economics, Associate Professor

Panel Data Research Center at Keio University  
Keio University

# **The effect of training on the employment of older workers after compulsory retirement in Japan<sup>¶</sup>**

Kazuma Sato\*

## **Abstract**

Many industrialized countries are facing an ageing population. This threatens the sustainability of the social security system. To overcome this issue, policymakers must consider measures to encourage older people to work. Job-related training is considered to be effective for this purpose because it can prevent the deterioration of human capital. However, studies that examine the relationship between training and employment, especially in Asia where ageing is advancing rapidly, are still scarce. To fill this gap, this study examines the effect of training on the employment of older workers using the Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons, the largest panel data available on the elderly in Japan. The key findings can be summarized as follows. First, the probability of re-employment rises significantly one year and two years after training. Second, training is effective in the case of re-employment as regular worker. This effect is notable because most re-employed workers are employed as non-regular workers. These results indicate that training is a useful measure for keeping older workers in work.

JEL Code: J21, J26

Key Word: Older Worker, Training, Matching Method

---

<sup>¶</sup> This research was supported by a Health Labour Sciences Research Grant (number H26-Seisaku-Ippan-003) from the Ministry of Health, Labour, and Welfare in Japan. The permission to use The Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons was obtained from the Ministry of Health, Labour, and Welfare in Japan. We are grateful to the Ministry of Health, Labour, and Welfare in Japan.

\* Takushoku University



## 1 Introduction

Many industrialized countries are facing an ageing population. This threatens the sustainability of the social security system, such as pensions. To overcome this issue, policymakers must consider measures to encourage older people to work. Job-related training is considered to be valid for this purpose because it can prevent the deterioration of human capital. Picchio and van Ours (2013) investigated this issue and show that firm-provided training can enhance the employability of older workers. Kajitani (2006) also examined the effect of training on employment after compulsory retirement and shows that training can shorten the period of unemployment. However, studies that examine the relationship between training and employment for older workers are still scarce.<sup>1</sup> In particular, studies that use data for Asia, where ageing is advancing rapidly, are scarce. On the other hand, there are many studies concerning wages and productivity that show training has a positive effect on wages and productivity (Bartel 1994, 1995; Barret & O'Connell 2001; Booth & Bryan 2005; Conti 2005; Frazis & Loewenstein 2005; Dearden et al. 2006; Zwick 2006; Konings & Vanormelingen 2009; Almeida-Santos et al. 2010; Görlitz 2011). To fill this gap in the research, we examine the effect of training on the employment of older workers by using Japanese panel data.

As a general survey of working conditions conducted by the Ministry of Health, Labour and Welfare in 2014 shows, the compulsory retirement system is instituted in 93.8% of companies in Japan. Hence, older workers have to retire when they reach the prescribed age. Among Organisation for Economic Co-operation and Development countries, the elderly in Japan are particularly motivated to work, so there are many workers who desire re-employment. While some workers find a job soon after compulsory retirement, others become unemployed for a period of time before starting to look for a

---

<sup>1</sup> Although Ham and Lalonde (1996), Alba-Ramirez (1999), Lee and Lee (2005), and Choi and Kim (2012) also examined the effect of training on employment, they did not focus on older workers. Kluve (2010) surveyed the literature on the effect of training on the employment prospects of unemployed workers and clarified that training had a mild effect on employment, with impacts that changed by targeted age group.

job. We focus on the latter and verify whether training during the period of unemployment is able to enhance the probability of re-employment. Since compulsory retirement can be regarded as an exogenous job loss, it is possible to control for the heterogeneity of factors that have fallen into unemployment.

In estimating the effect of training, we must pay attention to the self-selection for participation in training. If more able workers carry out the training, the effect of training will be overestimated due to the selection. On the other hand, if less able workers tend to do the training, the effect of training will be underestimated. Therefore, taking into account the selection is key for estimating the causal effect of training. To overcome this issue, Heckman et al. (1997) employ a matching method. We also exploit a matching method, entropy balancing, which was developed recently by Hainmueller (2011, 2012). Entropy balancing is a matching method that creates a sample weight to control for the differences in covariates among workers who carry out training and workers who do not. The advantage of using entropy balancing is that it can control for the individual heterogeneity among workers more accurately than any other matching method. In the model of entropy balancing, we control not only for individual attributes, work-related variables before retirement, and current health but also for the intention to work, which jointly determines the participation of training and re-employment. This makes it possible to examine the causal effect of training.

The key findings can be summarized as follows. First, the probability of re-employment rises significantly one year and two years after training. Second, training is effective in the case of re-employment a regular worker. This effect is notable because most re-employed workers are employed as non-regular workers. These results indicate that training is a useful measure for keeping older workers in work.

The remainder of this paper is organized as follows. The next section describes the data, and Section 3 explains the empirical strategy. Section 4 discusses the estimation results, and Section 5 provides

concluding remarks.

## **2 Data**

### **2.1 Data description**

The data used in this analysis is from the Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons conducted by Ministry of Health, Labour and Welfare in Japan. This is the largest panel survey of elderly people in Japan. The survey was first implemented in 2005 with 33,815 male and female respondents aged 50–59 years. The survey is conducted annually, and we use the data for 2005–2009 because the questionnaire on training is available until 2009. The data investigates families, income, employment, well-being, and type of residence.

In this analysis, we limit the sample to men and women who were employed and experienced compulsory retirement. Of the 3,130 individuals that experienced compulsory retirement, 1,365 were re-employed immediately after retirement, and 1,765 were unemployed after retirement. We focus on the latter to clarify the effect of training on re-employment. After deleting the missing values of the explanatory variables, the total number of individual-year observations becomes 1,716. The average retirement age from the questionnaire is 60 years old, which is almost the same as in the 2014 general survey of working conditions of the Ministry of Health, Labour and Welfare.

Before entering the econometric specification, we briefly check the relationship between training and re-employment for older workers by using descriptive statistics. Training is defined as the development of skills for work or self-enlightenment during the last year of employment before retirement, and training conducted after retirement. The employment rate is defined as the percentage of employed workers. Figure 1 shows the employment rate up to three years after the training at period  $t$ . The figure clearly shows that the employment rate in each period is higher for those who received

training. This result implies the potential of training to enhance the employability of older workers. However, it should be noted that as this casual observation does not take into account self-selection, the effect of training may be overestimated.

## **2.2 Transition of employment status, occupation, and firm size before and after compulsory retirement**

How do employment status, occupation, and firm size change before and after compulsory retirement? Since these changes have a great influence on the working conditions of older workers, we briefly check the transitions. Table 1 shows the changes in employment status. The results indicate that while most of the workers who worked in regular employment before retirement changed to non-regular employment after re-employment, workers who worked in non-regular employment before retirement stayed in non-regular employment after re-employment. In particular, 92.31% of part-time workers before retirement worked in the same employment status after re-employment. These results indicate that regardless of employment status before retirement, many workers work as non-regular employees after re-employment.

Table 2 indicates the changes in occupation. The results show that the percentage of workers with the same occupation before and after re-employment is low, except for agriculture, fishery, forestry, and other work, implying that many workers experience a change in occupation. This implies the possibility that older workers cannot make effective use of their occupational experience gained before retirement.

Table 3 indicates the changes in firm size. It shows that in many cases, company size becomes smaller after re-employment, and there are few cases where the company size becomes larger.

### 3 Econometric model

#### 3.1 Entropy balancing

Taking the self-selection bias into account is key to estimating the pure training effect on the re-employment of older workers. Propensity score matching and propensity score weighting are useful for reaching this goal. However, we employ entropy balancing because it has two advantages (Hainmueller & Xu 2013). First, entropy balancing is more effective for reducing the imbalances of individual heterogeneity than other matching methods. Second, it is easier with entropy balancing to do the balance check, which confirms whether imbalances in individual attributes between workers who carry out training and workers who do not still exist after matching. We briefly explain the method to estimate the average treatment effect on the treated (ATT) using entropy balancing.<sup>2</sup>

When estimating the effects of training on re-employment, the ATT is as follows.

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

In equation (1),  $Y_i$  indicates the re-employment dummy, where  $Y_1$  indicates the value at the time when workers engaged in training, and  $Y_0$  is the value when workers did not.  $D$  indicates the training dummy.  $D = 1$  indicates workers who engaged in training (treatment group), and  $D = 0$  indicates workers who did not engage in training (control group). In equation (1),  $E[Y_{0i}|D_i = 1]$  is the value of re-employment of workers who did not engage in training had they engaged in training. This value cannot be observed because it is counterfactual. To solve this issue, entropy balancing

---

<sup>2</sup> There are still few analyses that use entropy balancing; representative studies in economics are Marcus (2013) and Freier et al. (2015). Marcus (2013) uses entropy balancing to estimate the effect of job displacement on the mental health of spouses. Freier et al. (2015) use entropy balancing to estimate the effect of graduating from university with an honours degree on later income.

replaces  $E[Y_{0i}|D_i = 1]$  by using a weighted control group:

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

In equation (2),  $w_i$  is the sample weight for the control group. This sample weight is calculated by the constraint equations, which satisfy an exact balance between the first and second moments of the individual attributes in the treatment and control groups. This is the most important feature of entropy balancing. By satisfying the first and second individual attribute moments, we can obtain similar means and variances for the individual attributes between the treatment and control groups. Thus, most differences in the individual attributes between the treatment and control groups are removed. In the analysis, the first and second moments are employed to equate the mean and variance among groups.

We conduct the estimation through two steps. First, the sample weight for the control group is estimated by entropy balancing. Second, the probit model is estimated with the sample weight. The mean differences and the probit model without the sample weight are also estimated to check the extent of the self-selection bias. In addition, we also estimate propensity score matching by applying kernel matching for the robustness check.

The dependent variable is the re-employment dummy. The re-employment dummy takes a value of 1 if unemployed workers in period  $t$  were employed in period  $t+1$ , and takes a value of 0 if unemployed workers in period  $t$  stayed unemployed in period  $t+1$ . The re-employment dummies at periods  $t+2$  and  $t+3$  are also used to confirm the persistence of the training effect. The variable that identifies the treatment and control groups takes a value of 1 if workers engaged in job-related training in period  $t$ , and takes a value 0 if workers did not. In the analysis, we treat the training after retirement.

The covariates have three categories. The first category is the individual attributes and variables related to work before retirement; the second category is a variable relating to employment willingness past the age of 60 years old; and the third category is a health variable. In the analysis, these variables are used step by step as covariates to verify how the effect of training on re-employment changes. Individual attributes include dummy variables for gender, education, age, the number of family members, home ownership, years, and earnings from public pensions, employment insurance, social security benefits, and private pensions. Work-related variables before retirement include job tenure, employment status, occupation, and firm size.

The variables concerning the employment intentions past 60 years of age are constructed from the question, “Do you want to carry out work and receive income after the age of 60?”<sup>3</sup> We created a dummy variable that equals 1 if respondents answered they wanted to work as long as possible for this question, and 0 otherwise. We also created a dummy variable that equals 1 if respondents answered they wanted to work until a certain age over 60, and 0 otherwise. Finally, we created a dummy variable equalling 1 if respondents answered that they did not want to work after 60 years old, and 0 otherwise. In the analysis, the last dummy variable is used as a reference group. As Kajitani (2006) points out, to control for these intentions is crucial because they jointly determine training and re-employment.

The health-related variables include dummy variables for good health and the number of serious diseases of the respondent. The dummy for good health indicates whether respondents have good subjective rated health or not. The dummy for serious diseases indicates the number of diseases the respondent suffers from, including diabetes, heart disease, stroke, hypertension, hyperlipidemia, and cancer.

---

<sup>3</sup> This question exists only in the survey for the first year, and we assume that the value does not change over the whole period.

### **3.2 Basic statistics before and after matching**

Entropy balancing controls for the differences in individual attributes between the treatment and control groups. Basic statistics before and after matching, shown in Table 4, are used to check the extent of such control measures. The variables before matching show significant differences in the means for education, age, home ownership, earning from public pension, earning from employment insurance, occupation and firm size before compulsory retirement, and intention to work. These results show that while workers who engage in training tend to have higher educational attainment and have higher percentages for receiving employment insurance, working at professional and technical work, and intention to work as long as possible after retirement, they have a lower average age and lower percentages of home ownership, reception of employment insurance, and working in production and labour work. On the other hand, the basic statistics after matching indicate that the mean difference for all variables becomes 0.00, implying that differences in individual attributes disappear through entropy balancing.

## **4 Empirical results**

Table 5 shows the results for the effect of training on the re-employment of older workers. Panel (A) shows the results for re-employment one year after training.<sup>4</sup> All coefficients of the mean differences, probit model, entropy balancing, and propensity score matching for panel (A) are positively significant. This indicates that training increases the probability of re-employment after one year. Although the size of the coefficients decreases when the individual attributes, employment

---

<sup>4</sup> The values of the probit model represent the marginal effects.



motivation, and health are controlled step by step, the variables are significant in any cases, so the training effect on employment is robust. Comparing the sizes of the coefficients of the probit model and entropy balancing, those for entropy balancing are larger. This indicates a negative bias of self-selection, implying that less able older workers tend to engage in training. Panel (B) shows the results for re-employment two years after training. Also for these results, even if individual attributes, intention to work, and health are controlled for, all coefficients are positively significant. These results indicate that training increases the probability of re-employment after two years. Panel (C) shows the results for re-employment three years after training. Unlike the previous results, most of the coefficients, except for the mean difference, probit, and propensity score matching, are not significant. This indicates that training does not have an effect on the probability of re-employment after three years.

To summarize the results so far, training significantly increases the probability of re-employment after one and two years. Training is promising for the employment of older workers. This result is consistent with Picchio and van Ours (2013) and Kajitani (2006). However, the result for the selection bias is different from previous studies. Picchio and van Ours (2013) point out the existence of a positive selection bias, while Kajitani (2006) points out there is no selection bias. On the other hand, our study shows the existence of a negative selection bias. This is because our study focuses on workers who become unemployed after compulsory retirement. While able workers become employed soon after retirement, less able workers become unemployed after retirement. Hence, it can be considered that the analysed samples consist of workers with relatively low abilities.<sup>5</sup>

Whether subjects are unemployed are re-employed with regular employment or non-regular employment has a big impact on income and working hours. Determining whether job-related training

---

<sup>5</sup> We check the differences in the work-related variables between workers who were re-employed immediately after retirement and workers who were not. Workers who were re-employed after retirement have a higher ratio of regular employment, and their occupations and company sizes did not change much at re-employment.

promotes employment in regular employment can provide useful policy information. Therefore, we examine the effect of training on employment status at the time of re-employment with a multinomial logit model. The dependent variable is 1 for regular employment, 2 for non-regular employment, and 3 for continuing unemployment at period  $t$ . All workers are unemployed in period  $t-1$ . We use the same explanatory variables as those in Table 5.

Table 6 shows the results of the effect of training on re-employment by employment status. All values in Table 6 are marginal effects. Panel (A) shows the results of re-employment one year after training. While all coefficients for regular workers in panel (A) are positively significant, those for non-regular workers are not significant. This result indicates that although training enhances the probability of re-employment by regular workers after one year, it does not affect the re-employment of non-regular workers.

Panel (B) shows the results for re-employment two years after training. Most of the coefficients in panel (B) are not statistically significant. This indicates that training has no effect on re-employment after two years. On the other hand, panel (C), which shows the results for re-employment three years after training, shows all coefficients for regular workers to be positively significant. This result indicates that training increases the probability of re-employment by regular workers after three years. Considering the coefficients for non-regular employment are not significant, training appears to be effective for the re-employment of regular workers.

## **5 Conclusion**

The purpose of this study is to clarify the effect of job-related training on the re-employment of older workers. Compared with previous studies, there are two advantages to this study. First, we use

the largest available panel data for older workers in Japan, which is ageing rapidly among Asian countries. As most studies in this field use data for the United States or Europe, this study contributes to the accumulation of empirical analysis for other regions. Second, we use entropy balancing to account for the self-selection bias of training. We control for the bias by including the intention to work past 60 years old in the covariates for entropy balancing. The key findings can be summarized as follows. First, the probability of re-employment rises significantly one year and two years after training. Second, training is effective in the case of re-employment a regular worker. This effect is notable because most re-employed workers are employed as non-regular workers. These results indicate that training is a useful measure for keeping older workers in work.

The findings show that active labour market policies can be effective for promoting the employment of older workers. Considering the trend of ageing in the future, it is essential to implement support measures to promote the development of capacity for the elderly. While support measures for young and middle-aged workers are being expanded in Japan, capacity development for the elderly is not sufficient, and future improvement is needed.

Finally, an outstanding issue should be noted. In this study, we analyzed the relationship between training and the employment of older workers in Japan. However, as the employment of elderly people will become an issue in other Asian countries experiencing ageing populations, it is necessary to carry out analysis using data for countries other than Japan. This will be a future research topic.

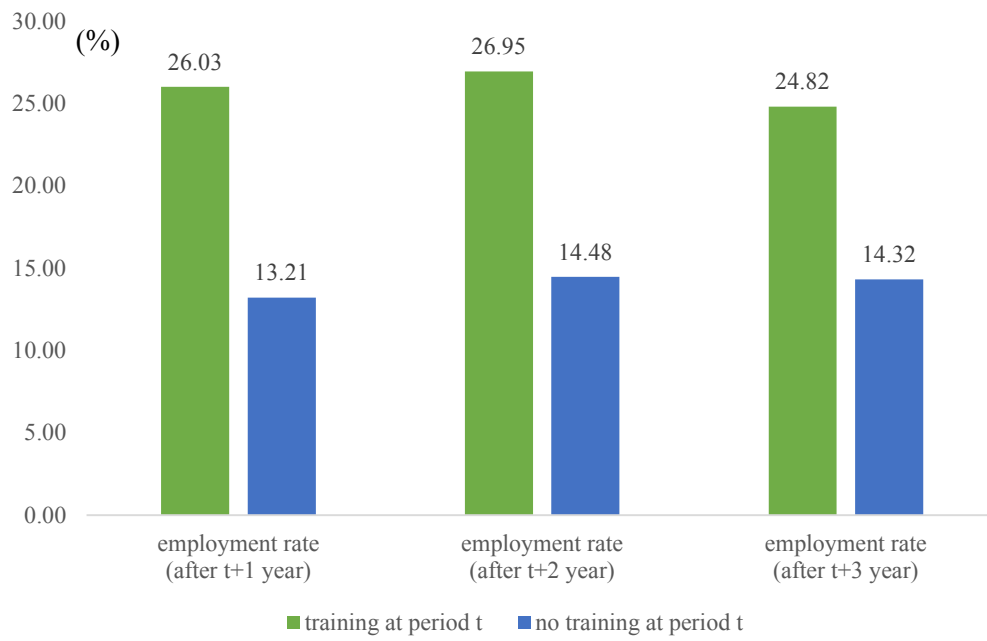
## References

- Alba-Ramirez, A (1999) "Explaining the Transitions out of Unemployment in Spain: the Effect of Unemployment Insurance", *Applied Economics* 31, 183-193.
- Almeida-Santos, F., Chzhen, Y., Mumford, K (2010) "Employee training and wage dispersion: White and blue collar workers in Britain", IZA Discussion Paper No. 4821, Bonn.
- Barrett, A., O'Connell, P (2001) "Does training generally work? The returns to in-company training", *Industrial and Labor Relations Review* 54(3), 647-662.
- Bartel, A (1994) "Productivity gains from the implementation of employee training programs", *Industrial Relations* 33(4), 411-425.
- Bartel, A (1995) "Training, wage growth, and job performance: Evidence from a company database", *Journal of Labor Economics* 13(3), 401-425.
- Booth, A., Bryan, M (2005) "Testing some predictions of human capital theory: New training evidence from Britain", *Review of Economics and Statistics* 87(3), 391-394.
- Choi, H-J., J. Kim (2012) "Effects of public job training programmes on the employment outcome of displaced workers: results of a matching analysis, a fixed effects model and an instrumental variable approach using Korean data", *Pacific Economic Review* 17, 559-81.
- Conti, G (2005) "Training, productivity and wages in Italy", *Labour Economics* 12(4), 557-576.
- Dearden, L., Reed, H., Van Reenen, J (2006) "The impact of training on productivity and wages: Evidence from British panel data", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 68(4), 397-421.
- Freier, R., Schumann, M. Siedler, T (2015) "The earnings returns to graduating with honors —Evidence from law graduates", *Labour Economics* 34, 39-50.
- Frazis, H., Loewenstein, M (2005) "Reexamining the returns to training. Functional form, magnitude, and interpretation", *Journal of Human Resources* 40(2), 453-476.
- Görlitz, K (2011) "Continuous training and wages: An empirical analysis using a comparison-group

- approach”, *Economics of Education Review* 30(4), 691–701.
- Hainmueller, J., 2011. *Ebalance: a Stata package for entropy balancing*. MIT Political Science Department Research Paper, 24.
- Hainmueller, J., 2012. Entropy balancing for causal effects: a multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. *Political Analysis* 20, 25-46.
- Hainmueller, J. and Y. Xu (2013) “*ebalance: A Stata Package for Entropy Balancing*,” *Journal of Statistical Software*, Vol. 54, Issue. 7, pp. 1–18.
- Ham, J., LaLonde, R. (1996) “The effect of sample selection and initial conditions in duration models: Evidence from experimental data on training”, *Econometrica* 64(1), 175–205.
- Heckman, J., H. Ichimura and P. E. Todd (1997) “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme”, *Review of Economic Studies* 64, 605–54.
- Kajitani, S (2006) “Teinen-taisyokusya no nouryoku-kaihatu to sai-syusyoku” (in Japanese), *nihon-keizai-kennkyu* 55, 1-21.
- Kluve, J (2010) “The effectiveness of European active labour market programmes”, *Labour Economics* 17(6), 904–918.
- Konings, J., Vanormelingen, S (2009) “The impact of training on productivity and wages: Firm level evidence”, *cEPR Discussion Paper No. 7473*, London.
- Lee, M., Lee, S. J (2005) Analysis of job-training effects on Korean women", *Journal of Applied Econometrics* 20, 549-562.
- Marcus, J (2013) “The Effect of unemployment on the mental health of spouses—evidence from plant closures in Germany,” *Journal of Health Economics* 32, 546–558.
- Picchio, M., van Ours, J. C (2013) “Retaining through training even for older workers”, *Economics of Education Review* 32, 29–48.
- Zwick, T (2006) “The impact of training intensity on establishment productivity”, *Industrial Relations*

45(1), 26-46.

Figure 1. Employment rate after training



Source: Author's calculations by using Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons.

Table 1. Change in employment status before and after compulsory retirement

| Employment status before retirement |  | Employment status after re-employment |                                       |                      |                         |  | (%)   |
|-------------------------------------|--|---------------------------------------|---------------------------------------|----------------------|-------------------------|--|-------|
|                                     |  | Regular employee                      |                                       | Non-regular employee |                         |  | Total |
|                                     |  | Full-time employee<br>- manager       | Full-time employee<br>- under manager | Part-time worker     | Subcontracted<br>worker | Contract employee<br>/Specialized<br>contract employee |       |
| Regular<br>employee                 | Full-time employee<br>- manager                      | 25.00                                 | 0.00                                  | 50.00                | 0.00                    | 25.00  | 100   |
|                                     | Full-time employee<br>- under manager                | 0.00                                  | 14.29                                 | 60.00                | 6.67                    | 19.05  | 100   |
|                                     | Part-time worker                                     | 0.00                                  | 7.69                                  | 92.31                | 0.00                    | 0.00   | 100   |
| Non-regular<br>employee             | Subcontracted worker                                 | 0.00                                  | 0.00                                  | 0.00                 | 100.00                  | 0.00   | 100   |
|                                     | Contract employee /<br>Specialized contract employee | 0.00                                  | 0.00                                  | 71.43                | 0.00                    | 28.57  | 100   |
| Total                               |  | 0.77                                  | 12.31                                 | 63.08                | 6.15                    | 17.69  | 100   |

Source: Author's calculations by using Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons.



Table 2. Change in occupation before and after compulsory retirement

| Occupation before retirement    | Occupation after re-employment  |            |             |       |          |          |                                |                               |                                |            | (%)   |
|---------------------------------|---------------------------------|------------|-------------|-------|----------|----------|--------------------------------|-------------------------------|--------------------------------|------------|-------|
|                                 | Professional and technical work | Management | Office work | Sales | Services | Security | Agriculture, fishery, forestry | Transportation, communication | Production process, labor work | Other work | Total |
| Professional and technical work | 46.43                           | 14.29      | 0.00        | 0.00  | 7.14     | 0.00     | 3.57                           | 0.00                          | 21.43                          | 7.14       | 100   |
| Management                      | 7.14                            | 14.29      | 28.57       | 14.29 | 7.14     | 0.00     | 7.14                           | 0.00                          | 21.43                          | 0.00       | 100   |
| Office work                     | 0.00                            | 6.67       | 20.00       | 6.67  | 0.00     | 6.67     | 0.00                           | 13.33                         | 20.00                          | 26.67      | 100   |
| Sales                           | 0.00                            | 0.00       | 0.00        | 50.00 | 16.67    | 8.33     | 0.00                           | 0.00                          | 16.67                          | 8.33       | 100   |
| Services                        | 9.09                            | 9.09       | 0.00        | 9.09  | 36.36    | 0.00     | 0.00                           | 9.09                          | 9.09                           | 18.18      | 100   |
| Security                        | 0.00                            | 0.00       | 0.00        | 0.00  | 75.00    | 0.00     | 0.00                           | 0.00                          | 25.00                          | 0.00       | 100   |
| Agriculture, fishery, forestry  | 0.00                            | 0.00       | 0.00        | 0.00  | 0.00     | 0.00     | 100.00                         | 0.00                          | 0.00                           | 0.00       | 100   |
| Transportation, communication   | 16.67                           | 16.67      | 0.00        | 0.00  | 16.67    | 0.00     | 0.00                           | 33.33                         | 0.00                           | 16.67      | 100   |
| Production process, labor work  | 6.67                            | 0.00       | 0.00        | 0.00  | 33.33    | 6.67     | 6.67                           | 3.33                          | 30.00                          | 13.33      | 100   |
| Other work                      | 0.00                            | 12.50      | 0.00        | 0.00  | 25.00    | 0.00     | 0.00                           | 0.00                          | 0.00                           | 62.50      | 100   |
| Total                           | 13.85                           | 7.69       | 5.38        | 7.69  | 19.23    | 3.08     | 4.62                           | 4.62                          | 19.23                          | 14.62      | 100   |

Source: Author's calculations by using Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons.

Table 3. Change in firm size before and after compulsory retirement

| Firm size before retirement | Firm size after re-employment |         |              | Public worker | Total |
|-----------------------------|-------------------------------|---------|--------------|---------------|-------|
|                             | Less than 99                  | 100-999 | 1000 or more |               |       |
| Less than 99                | 84.44                         | 11.11   | 2.22         | 2.22          | 100   |
| 100-999                     | 53.66                         | 39.02   | 2.44         | 4.88          | 100   |
| 1000 or more                | 45.71                         | 22.86   | 22.86        | 8.57          | 100   |
| Public worker               | 50.00                         | 50.00   | 0.00         | 0.00          | 100   |
| Total                       | 62.40                         | 24.80   | 8.00         | 4.80          | 100   |

Source: Author's calculations by using Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons.

Table 4. Basic statistics before and after matching

|   | before matching                 |          |                               |          |                    | after matching                  |          |                               |          |                    |
|---|---------------------------------|----------|-------------------------------|----------|--------------------|---------------------------------|----------|-------------------------------|----------|--------------------|
|   | treatment group<br>(training=1) |          | control group<br>(training=0) |          | mean<br>difference | treatment group<br>(training=1) |          | control group<br>(training=0) |          | mean<br>difference |
|   | mean                            | variance | mean                          | variance |                    | mean                            | variance | mean                          | variance |                    |
| individual attributes                               |                                 |          |                               |          |                    |                                 |          |                               |          |                    |
| male  | 0.63                            | 0.24     | 0.59                          | 0.24     | 0.04               | 0.63                            | 0.24     | 0.63                          | 0.23     | 0.00               |
| education: vocational college / junior college      | 0.15                            | 0.13     | 0.09                          | 0.08     | 0.06***            | 0.15                            | 0.13     | 0.15                          | 0.13     | 0.00               |
| education: university/graduate school               | 0.21                            | 0.17     | 0.14                          | 0.12     | 0.06**             | 0.21                            | 0.17     | 0.21                          | 0.17     | 0.00               |
| age   | 60.12                           | 4.28     | 60.82                         | 2.76     | -0.70***           | 60.12                           | 4.28     | 60.12                         | 4.39     | 0.00               |
| number of family members                            | 1.78                            | 1.07     | 1.88                          | 1.67     | -0.11              | 1.78                            | 1.07     | 1.78                          | 1.42     | 0.00               |
| married   | 0.83                            | 0.14     | 0.87                          | 0.11     | -0.04              | 0.83                            | 0.14     | 0.83                          | 0.14     | 0.00               |
| having own home                                     | 0.88                            | 0.11     | 0.93                          | 0.06     | -0.05***           | 0.88                            | 0.11     | 0.88                          | 0.11     | 0.00               |
| earning from public pension                         | 0.52                            | 0.25     | 0.67                          | 0.22     | -0.15***           | 0.52                            | 0.25     | 0.52                          | 0.25     | 0.00               |
| earning from employment insurance                   | 0.15                            | 0.13     | 0.10                          | 0.09     | 0.05**             | 0.15                            | 0.13     | 0.15                          | 0.13     | 0.00               |
| earning from social security benefit                | 0.01                            | 0.01     | 0.01                          | 0.01     | 0.01               | 0.01                            | 0.01     | 0.01                          | 0.01     | 0.00               |
| earning from private pension                        | 0.13                            | 0.12     | 0.14                          | 0.12     | -0.01              | 0.13                            | 0.12     | 0.13                          | 0.12     | 0.00               |
| work related variables before compulsory retirement |                                 |          |                               |          |                    |                                 |          |                               |          |                    |
| job tenure  | 26.03                           | 204.20   | 27.68                         | 177.20   | -1.65              | 26.03                           | 204.20   | 26.03                         | 188.60   | 0.00               |
| regular worker                                      | 0.81                            | 0.15     | 0.79                          | 0.17     | 0.02               | 0.81                            | 0.15     | 0.81                          | 0.15     | 0.00               |
| professional and technical work                     | 0.31                            | 0.22     | 0.18                          | 0.15     | 0.13***            | 0.31                            | 0.22     | 0.31                          | 0.22     | 0.00               |
| management  | 0.12                            | 0.11     | 0.12                          | 0.11     | 0.00               | 0.12                            | 0.11     | 0.12                          | 0.11     | 0.00               |
| sales   | 0.08                            | 0.08     | 0.06                          | 0.05     | 0.03               | 0.08                            | 0.08     | 0.08                          | 0.08     | 0.00               |
| services, security                                  | 0.11                            | 0.10     | 0.09                          | 0.08     | 0.03               | 0.11                            | 0.10     | 0.11                          | 0.10     | 0.00               |
| transportation,communication                        | 0.03                            | 0.03     | 0.04                          | 0.04     | -0.01              | 0.03                            | 0.03     | 0.03                          | 0.03     | 0.00               |
| production process, labor work                      | 0.13                            | 0.11     | 0.24                          | 0.18     | -0.11***           | 0.13                            | 0.11     | 0.13                          | 0.11     | 0.00               |
| other work  | 0.05                            | 0.05     | 0.05                          | 0.04     | 0.01               | 0.05                            | 0.05     | 0.05                          | 0.05     | 0.00               |
| firm size: 100-999                                  | 0.33                            | 0.22     | 0.35                          | 0.23     | -0.02              | 0.33                            | 0.22     | 0.33                          | 0.22     | 0.00               |
| firm size: 1000 or more                             | 0.29                            | 0.21     | 0.27                          | 0.20     | 0.02               | 0.29                            | 0.21     | 0.29                          | 0.21     | 0.00               |
| firm size: public worker                            | 0.09                            | 0.09     | 0.06                          | 0.06     | 0.03*              | 0.09                            | 0.09     | 0.09                          | 0.09     | 0.00               |
| intention to work over 60                           |                                 |          |                               |          |                    |                                 |          |                               |          |                    |
| want to work as long as possible                    | 0.42                            | 0.25     | 0.27                          | 0.20     | 0.15***            | 0.42                            | 0.25     | 0.42                          | 0.24     | 0.00               |
| want to work even if over 60                        | 0.28                            | 0.20     | 0.31                          | 0.21     | -0.03              | 0.28                            | 0.20     | 0.28                          | 0.20     | 0.00               |
| health related variables                            |                                 |          |                               |          |                    |                                 |          |                               |          |                    |
| good health   | 0.45                            | 0.25     | 0.39                          | 0.24     | 0.06               | 0.45                            | 0.25     | 0.45                          | 0.25     | 0.00               |
| number of serious disease                           | 0.64                            | 0.69     | 0.68                          | 0.76     | -0.05              | 0.64                            | 0.69     | 0.64                          | 0.69     | 0.00               |
| sample size   | 201                             |          | 1515                          |          |                    | 201                             |          | 1515                          |          |                    |

Note: \*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively.

Source: Author's calculations by using Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons.

Table 5. Effect of training on re-employment

| (A) 1 year after training                                | Mean difference     | Probit             | Entropy balancing  | PSM                | N <sub>Treatment</sub> | N <sub>Control</sub> |
|--|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|------------------------|----------------------|
| Individual attributes                                    |                     | 0.064**<br>(0.025) | 0.080**<br>(0.033) | 0.089**<br>(0.036) | 145                    | 1,257                |
| Individual attributes+intention to work                  | 0.128***<br>(0.031) | 0.050**<br>(0.025) | 0.058*<br>(0.033)  | 0.072*<br>(0.037)  | 145                    | 1,257                |
| Individual attributes+intention to work+health variables |                     | 0.048*<br>(0.025)  | 0.055*<br>(0.033)  | 0.068*<br>(0.036)  | 145                    | 1,257                |
| (B) 2 year after training                                | Mean difference     | Probit             | Entropy balancing  | PSM                | N <sub>Treatment</sub> | N <sub>Control</sub> |
| Individual attributes                                    |                     | 0.068**<br>(0.027) | 0.078**<br>(0.032) | 0.093**<br>(0.038) | 141                    | 1,217                |
| Individual attributes+intention to work                  | 0.125***<br>(0.032) | 0.055**<br>(0.026) | 0.061*<br>(0.032)  | 0.080**<br>(0.040) | 141                    | 1,217                |
| Individual attributes+intention to work+health variables |                     | 0.051*<br>(0.027)  | 0.054*<br>(0.032)  | 0.074*<br>(0.041)  | 141                    | 1,217                |
| (B) 3 year after training                                | Mean difference     | Probit             | Entropy balancing  | PSM                | N <sub>Treatment</sub> | N <sub>Control</sub> |
| Individual attributes                                    |                     | 0.047*<br>(0.028)  | 0.047<br>(0.033)   | 0.061*<br>(0.037)  | 136                    | 1,171                |
| Individual attributes+intention to work                  | 0.105***<br>(0.033) | 0.027<br>(0.027)   | 0.022<br>(0.032)   | 0.050<br>(0.038)   | 136                    | 1,171                |
| Individual attributes+intention to work+health variables |                     | 0.025<br>(0.027)   | 0.018<br>(0.031)   | 0.047<br>(0.036)   | 136                    | 1,171                |

Notes: \*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. The matching method of propensity score matching is kernel matching. The kernel type used is

Gaussian, and the kernel bandwidth is 0.06.

Source: Author's calculations by using Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons.

Table 6. Effect of training on re-employment by employment status

| (A) 1 year after training                                | Multinomial logit  |                    | Sample size |
|--|--------------------|--------------------|-------------|
|  | Regular worker     | Non-regular worker |             |
| Individual attributes                                    | 0.019**<br>(0.008) | 0.037<br>(0.026)   | 1402        |
| Individual attributes+intention to work                  | 0.019**<br>(0.008) | 0.022<br>(0.026)   | 1402        |
| Individual attributes+intention to work+health variables | 0.018**<br>(0.007) | 0.020<br>(0.026)   | 1402        |

| (B) 2 year after training                                | Multinomial logit |                    | Sample size |
|--|-------------------|--------------------|-------------|
|  | Regular worker    | Non-regular worker |             |
| Individual attributes                                    | 0.013<br>(0.008)  | 0.051*<br>(0.027)  | 1358        |
| Individual attributes+intention to work                  | 0.013<br>(0.008)  | 0.038<br>(0.027)   | 1358        |
| Individual attributes+intention to work+health variables | 0.012<br>(0.008)  | 0.034<br>(0.027)   | 1358        |

| (C) 3 year after training                                | Multinomial logit  |                    | Sample size |
|--|--------------------|--------------------|-------------|
|  | Regular worker     | Non-regular worker |             |
| Individual attributes                                    | 0.019**<br>(0.008) | 0.020<br>(0.028)   | 1307        |
| Individual attributes+intention to work                  | 0.018**<br>(0.008) | 0.003<br>(0.028)   | 1307        |
| Individual attributes+intention to work+health variables | 0.018**<br>(0.008) | 0.001<br>(0.028)   | 1307        |

Notes: \*, \*\*, and \*\*\* denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. The estimated values represent the marginal effects.

Source: Author's calculations by using Longitudinal Survey of Middle-aged and Elderly Persons.



## 第3章 地域別男女比の変化と女性の結婚選択\*

### ーメイトサーチモデルに基づく実証分析ー

#### <要 約>

アメリカにおける黒人女性の婚姻率低下について、Wilson(1987)では、就業状態を指標とした結婚可能な男性の減少が、1960年代後期から1980年代初期までの黒人女性の婚姻率の低下を引き起こしていることを確認している。結婚可能な男性の数が女性の婚姻率に強く影響するというWilson仮説は、Wood(1995)、Loughran(2002)などでも確認されている。第3章は、日本においても同様のことが起こっているかどうかについての分析を行った。同一個人を追跡するパネル調査の個票データ(「21世紀成年者縦断調査」)と都道府県レベルの人口や賃金に関する集計データをマッチングさせ、Wilson(1987)と同様に、就業している男性を結婚可能な男性として定義し、「都道府県別年齢階級別女性100人当たりの男性就業者数」が女性の結婚選択にどのような影響を与えるかについて分析を行った。実証分析では、労働市場のジョブサーチに利用されるサーチ理論を結婚市場におけるメイトサーチに応用し、モデルを設定した。

注目変数の「都道府県別年齢階級別女性100人当たりの男性就業者数」は、「国勢調査」と「人口推計」の人口データ、「就業構造基本調査」の都道府県別年齢階級別男性有業率より作成した「女性100人当たりの男性就業者数1」と、「国勢調査」と「人口推計」の人口データ、「労働力調査」の都道府県別失業率より作成した「女性100人当たりの男性就業者数2」の2パターンを用いた。「学卒から」を開始時点に設定し、Cox比例ハザードモデルを利用して、「都道府県別年齢階級別女性100人当たりの男性就業者数」が女性の結婚選択に与える影響について分析を行った。それにより、以下の結果が得られた。

「就業」を指標とした結婚可能な男性の数が多いと、女性の結婚が早くなる傾向が見られた。女性の結婚選択は、結婚市場における潜在的結婚相手の分布から影響を受けていると言える。この結果から、近年における若年男性の就業率の低下が、晩婚化を速めている可能性が示唆された。女性の結婚選択は、経済力を有する男性の数に依存しており、労働市場における男性の雇用の悪化は、晩婚化を深刻化させる恐れがあ

---

\* 本章は、何芳(2013)「男女比の変化と未婚女性の結婚行動：メイトサーチモデルに基づく実証分析」瀬古美喜・照山博司・山本勲・樋口美雄・慶應一京大連携グローバルCOE編著『日本の家計行動のダイナミズム IX』, 第6章, 慶應義塾大学出版会, 183-204を大幅に修正したものである。

る。晩婚化対策の一環として、男性就業率の引き上げや男性の雇用状況の改善が求められる。

## 1. はじめに

日本で晩婚化と未婚化<sup>1</sup>が進んでいることは、広く知られている。例えば、平均初婚年齢を見ると、1970年には夫26.9歳、妻24.2歳だったが、2010年には夫30.5歳、妻28.8歳（厚生労働省「人口動態調査」）にまで上がっている。年齢階級別の未婚率を見ると、25歳以上のすべての年齢層で上がっており、なかでも25歳から34歳の年齢層の未婚率が大幅に上昇している（図3-1）。国立社会保障・人口問題研究所が2012年に行った将来人口推計では、1995年出生コホートの生涯未婚率<sup>2</sup>は20.1%に達すると予測している。未婚化の継続的な進展が、近年のコホートにおいては非婚化<sup>3</sup>へと転じる傾向にある（福田2012）。

国立社会保障・人口問題研究所の「人口統計資料集2011」では、時系列的に合計特殊出生率変化の要素分析（図3-2）をし、近年における出生率の低下は主に有配偶率の低下によると示した。同じことは、加藤・津田ほか（1994）、米谷（1995）でも確認されている。出生率や人口成長だけでなく、結婚するか否かや結婚をするタイミングといった個人の結婚に関する意思決定は、社会全体の労働供給、消費などにも影響を与えるため、晩婚化・未婚化の構造と要因を解明することは、日本にとって重要な課題である。

アメリカにおける黒人女性の婚姻率低下について、Wilson(1987)では、就業状態を指標とした結婚可能な男性の減少が、1960年代後期から1980年代初期までの黒人女性の婚姻率の低下を引き起こしていることを確認している。結婚可能な男性の数が女性の婚姻率に強く影響するというWilson仮説は、Wood(1995)、Loughran(2002)などでも確認されている。

本章は、同一個人を追跡するパネル調査の個票データと都道府県レベルの人口や賃金に関する集計データをマッチングさせ、日本においても同様のことが起こっている

---

<sup>1</sup> 「晩婚化」とは、平均初婚年齢の上昇傾向を指す。これに対して、「未婚化」とは、人口に占める未婚者の比率が上昇することを指す。

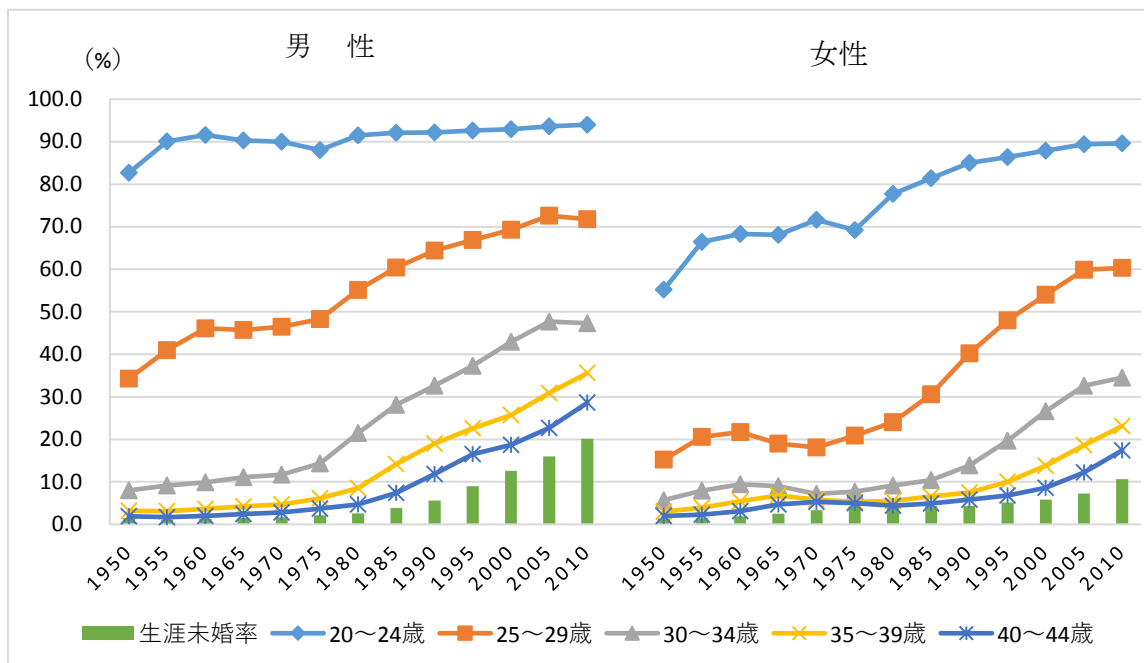
<sup>2</sup> 「生涯未婚率」とは、「45～49歳」と「50～54歳」未婚率の平均値から、「50歳時」の未婚率（結婚したことがない人の割合）を算出したものである。50歳時点で未婚の人は、生涯未婚の可能性が高いという考え方に基づくもので、生涯独身でいる人がどのくらいいるかを示す指標として使われている。

<sup>3</sup> 「非婚化」とは「生涯未婚者」の割合が増加することを指す。統計上、50歳までに結婚しないと「生涯未婚」（非婚）と認識する。



かどうかを確認する。Wilson(1987)と同様に、就業している男性を結婚可能な男性として定義し、「都道府県別年齢階級別女性 100 人当たりの男性就業者数」が女性の結婚選択にどのような影響を与えるかについて分析を行う。

図 3-1 年齢階級別未婚率と生涯未婚率の推移（1950年～2010年）

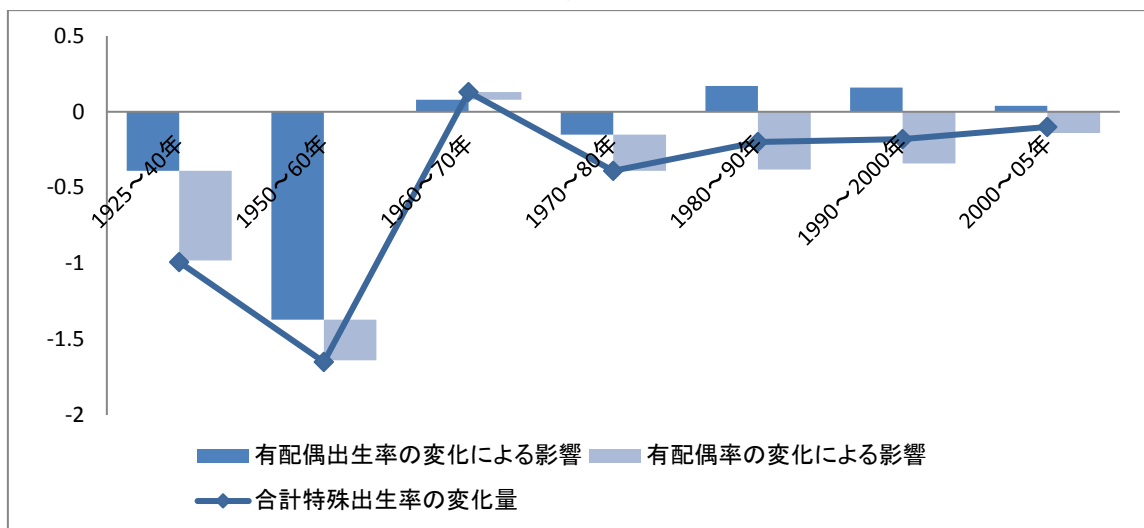


データ出所：国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集」（2016年）。

注：1) もとデータ出所：総務省統計局「国勢調査」。

2) 1950～1970年は沖縄県を含まない。

図 3-2 合計特殊出生率変化の要素分析：1925～2005年



出所：国立社会保障人口問題研究所「人口統計資料集(2011)」

男性の年齢階級別就業率の時系列推移を見ると、近年では、高学歴化に伴い20～24歳の男性の就業率が顕著に低下しただけでなく、結婚適齢期と思われる25～34歳の男性の就業率も1990年代半ばごろから低下している。2000年代に入ってから25～29歳の年齢層の男性の就業率は、90%を下回るようになり、2015年には87.8%にまで低下

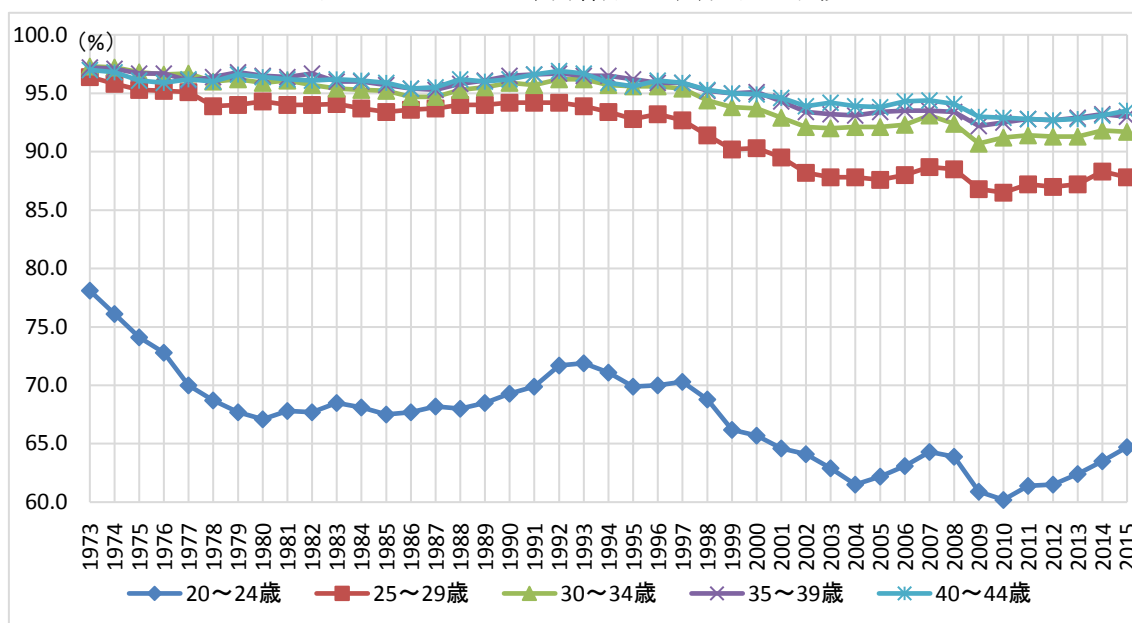
した。30～34歳の年齢層の男性の就業率も2009年に90.7%にまで落ち、その後、92%以下の水準で続いている。国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査」

(2015)によると、18～34歳の女性独身者の中で、結婚相手の条件として「経済力」を重視・考慮する割合は、93.3%と高い値になっている。男性にとって、結婚するためには、経済力を有することが非常に重要な要素であることがうかがえる。本章では、就業していることを結婚する「経済力」を有すると仮定し、男性就業者数の減少が日本の晩婚化を深刻化させているかどうかを確認する。

分析では、労働市場のジョブサーチに利用されるサーチ理論を結婚市場におけるメイトサーチに応用し、近年における女性の晩婚化・未婚化の要因を考察する。これは、結婚選択が、いわば需給のミスマッチ、情報の非対称性、サーチコストなど、労働市場におけるジョブサーチとよく似た問題に直面するという性質をもっていることに基づく。

本章の構成は次の通りである。第2節では、メイトサーチモデルの考え方と計量経済モデルの設定を紹介する。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節では実証分析の結果を提示し、第5節では結論を述べる。

図 3-3 男性の年齢階級別就業率の推移<sup>4</sup>



出所：総務省統計局「労働力調査」より筆者作成。

## 2. 計量経済モデルの設定

### 2.1 メイトサーチ理論の考え方

結婚に関する経済理論モデルとしては、Beckerの比較優位理論がよく知られている。Becker(1973、1981)は比較優位に基づく分業の利益を通じて、結婚選択を説明する。具体的には、婚姻を生産物の貿易と捉え、家庭内生産活動と市場での生産活動にそれぞれ比較優位を持つ2人が結婚して両者の成果を交換することで、双方ともより高い効用水準に到達できることが示される。しかし、こうした「貿易理論タイプの結婚の静学分析は、結婚が有利かどうかを示すだけで、いつ結婚すればよいかという説明を与えていない。たとえば、かりに今の状態よりは結婚した方が有利な場合でも、相手を検索するために未婚状態でいることは考えられる」(出島 2004, p34)。この性質は、失業を説明しようとするジョブサーチ理論と非常に似ており、Keeley (1977, 1979)を始め、多くの実証研究がメイトサーチモデルを利用して結婚選択を分析している (Boulier and Rosenzweig 1984 ; Oppenheimer 1988 ; Matsushita 1989 ; Loughran 2002 ; 野崎 2007 ; 橘木・木村 2008)。

<sup>4</sup> 図 1-6 を再掲。

メイトサーチの考え方では、結婚市場は複数の競争的男女によって構成されており、個々人には潜在的な結婚相手の分布がある。結婚市場には需要と供給の異質性および情報の非対称性が存在するため、個人はコストを掛けて配偶者を見つける必要がある。サーチコストには、直接的な金銭と心理的コスト、時間を費やすことによる間接的コスト、機会費用などが含まれる。また、サーチ期間が長引いて年齢が上昇し、ある一定水準を超えると、結婚相手としての自らの市場価値が下がる可能性が出てくる。こうしたコストと自分の市場価値変動の可能性を考え、結婚市場における個人は、最適な結婚相手が見つかるまでサーチを続けるのではなく、結婚相手に求める、また自分が受け入れられる最低水準（留保水準）を決めるといった戦略を取ることが望ましくなる。

結婚相手への期待効用、あるいは留保水準は、本人の稼得能力、学歴、親の所得水準、時間割引率、危険回避度などから影響を受けており、具体的には、稼得能力、学歴、親の所得水準が高く、時間割引率、危険回避度が低い場合、留保水準が高くなる傾向がある<sup>5</sup>。さらに、社会規範や法規制から影響される離婚のしやすさも結婚市場における個人全体の留保水準に影響を与える可能性がある。離婚が難しい場合は、留保水準が高まることが考えられる。

本章が注目する地域別男女比の変化は、結婚相手の分布に影響を与える要因として考えられる。さらに、本研究では、未婚女性を分析対象としており、結婚可能な男性だけが結婚市場に参加していると仮定する。

Beckerの比較優位の考えでは、女性の賃金や就業率が上昇すると、性別役割分業による結婚の効用が低下し、また家庭内生産活動に対する女性の機会費用が上昇するので、「結婚の魅力」が低下し、晩婚化・非婚化を招く。一方、メイトサーチモデルでは、結婚相手の期待所得が結婚した場合の効用水準に影響を与えると考えるため、稼得能力の高い女性は結婚相手として魅力的になり、結婚しやすくなる。実際に酒井・樋口(2005)は、学校卒業直後にフリーターを経験すると、男女ともに結婚時期が遅れると指摘している。このことは、女性も結婚相手として、稼得能力が高いほうが魅力的であるといったメイトサーチモデルの主張の妥当性を示唆している。

男性の経済状況が女性の結婚選択に与える影響に関する日本の研究として、太田(2007)と野崎(2007)が挙げられる。太田(2007)は、「国勢調査」の都道府県別集計データを用いて、若年男性の短時間雇用者比率が若年女性の有配偶率にマイナスの効果を与えることを示している。野崎(2007)は新規学卒者数の男女比を利用して、学歴別の結婚市場を仮定したうえで女性の高学歴化と結婚タイミングの関係について分析をしている。その結果、結婚タイミングと結婚市場における女性比率の間には負の相関があることを確認している。本章は、地域別男性就業者数の変化に着目し、都

---

<sup>5</sup> ただし、本章の利用するデータからは、時間割引率と危険回避度の変数が作成できないため、時間割引率と危険回避度に関しては、コントロールできていない。

道府県レベルの集計データとパネル調査の個票データをマッチングさせ、男性の経済状況が女性の結婚選択に与える影響について考察する。

## 2.2 計量経済モデルの設定

本章では、「都道府県別年齢階級別女性 100 人当たりの男性就業者数」が女性の結婚選択に与える影響については、Cox 比例ハザードモデルを用いて分析する。分析期間は、学卒時点を開始時点年とし、終了時点年は結婚か、調査期間を通して未婚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。

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

(1)式では、 $H_{it}$ は個人*i*が*t*期において、結婚することのハザード比である。ハザード比は、学卒後から結婚せず、そのままの状態でも*t*時点経過後、次の期に結婚( $M=1$ )する確率と結婚しない( $M=0$ )確率の比のため、1より大きい場合、結婚が早くなり、1より小さい場合、結婚が遅くなる。推定モデルの設定については、(2)式の示す通りとなる。

$$H_{it} = \lambda(\text{birthy}_i, \text{age}_{it}, \text{edu}_i) \exp(\alpha_1 Y_{it-1} + \alpha_2 Y_{ipt-1} + \alpha_3 Y_{ist-1} + \alpha_4 L_{it-1} + \alpha_5 \text{Sex\_ratio}_{it-1} + \alpha_6 T_i + \alpha_7 D_{t-1} + \delta_b + \varphi_{bt}) \quad (2)$$

ここでは、 $p$ は親、 $s$ は潜在的配偶者、 $b$ は地域ブロックを表す。ベースラインハザード $\lambda$ は、年齢： $\text{age}_{it}$ に関する関数で、経過時間に依存する。また、若い世代ほど晩婚化が進み、学歴が高いと結婚の留保水準が高く結婚が遅くなるといった出生コホートと学歴による婚期の違いがあると考えられる。分析では、出生コホート： $\text{birthy}_i$ と学歴による婚期の違いをコントロールするため、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、女性本人の前期の対数年間労働所得<sup>6</sup>： $Y_{it-1}$ 、親世代の前期所得水準： $Y_{ipt-1}$ 、潜在的結婚相手の前期の所得水準： $Y_{ist-1}$ 、前期親との同居の有無： $L_{it-1}$ 、前

<sup>6</sup> 前期年間労働所得に対数を取ることで、前期年間労働所得が女性の結婚確率に与える影響は逓減している可能性をコントロールしている。

期地域別男女比： $Sex\_ratio_{it-1}$ 、結婚意欲： $T_i$ 、前期都道府県別離婚率： $D_{t-1}$ 、地域ブロック<sup>7</sup>の固定効果： $\delta_b$ 、地域の線形的トレンド： $\varphi_{bt}$ によって決定される。

女性本人の所得と親の所得水準が高いと結婚の留保水準が高く、結婚が難しくなり、潜在的結婚相手の所得水準が高いと、留保水準に達する相手が見つかる確率が高くなるため、結婚しやすくなると想定される。結婚意欲の強い者は、結婚相手を見つけるため、より精力的にサーチするため、結婚が早まる。さらに、社会規範や法的環境により離婚が難しい場合、結婚に対する留保水準を高める可能性がある。離婚の実行可能性の代理変数として、都道府県別離婚率を用いている。

本章が利用するデータからは親の所得水準や学歴などの情報が取れないため、調査対象者より30歳上<sup>8</sup>の同じ都道府県男性一般労働者<sup>9</sup>の対数賃金率<sup>10</sup>を父親の所得水準の代理変数として利用する。ただし、本人年齢30歳を超える場合、父親年齢が60歳を超えることになるが、60歳以上の労働者の賃金は格差が大きく、公的統計から取れる賃金情報は、調査対象者の親世代の真の所得水準を表せない問題がある。本章では、本人年齢プラス30歳で60歳以上の場合、55～59歳の年齢グループの対数賃金率を親世代の所得水準として利用する。また、潜在的結婚相手の所得水準として、同じ都道府県2歳年上の男性<sup>11</sup>一般労働者の対数賃金率を利用する。最後に、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。

### 3. データおよび予備的観察

---

<sup>7</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>8</sup> LSA21の調査対象者の出生年は1968～1982年である。厚生労働省「人口動態調査」によると、1975年と1980年の出生順位を問わず、子どもの出生時父親の平均年齢はそれぞれ30.1歳と30.8である。父親の年齢を平均的に30歳上と想定するのは、妥当だと考える。

<sup>9</sup> 「賃金構造基本統計調査」における一般労働者は、短時間労働者以外の常用労働者のことを指す。常用労働者は、期間を定めずに雇われている労働者、1か月を超える期間を定めて雇われている労働者、日々または1か月以内の期間を定めて雇われている労働者のうち、4月および5月にそれぞれ18日以上雇用された労働者のいずれかに該当する者を指す。

<sup>10</sup> 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」のデータを利用した。都道府県別年齢階級別性別一般労働者の賃金率は、{「決まって支給する給与額」(6月) + 「年間賞与その他特別給与額」(前年1年間) / 12} / 「所定内実労働時間」(6月)で計算した。

<sup>11</sup> 厚生労働省「人口動態調査」によると、初婚の夫婦の平均的年齢差は2002年には1.8歳、2012年には1.7歳の差で夫の年齢が妻より上である。女性の潜在的結婚相手の所得水準として、同じ都道府県2歳年上男性一般労働者を利用することは選択肢の1つとして妥当であると考えられる。

### 3.1 利用するデータ

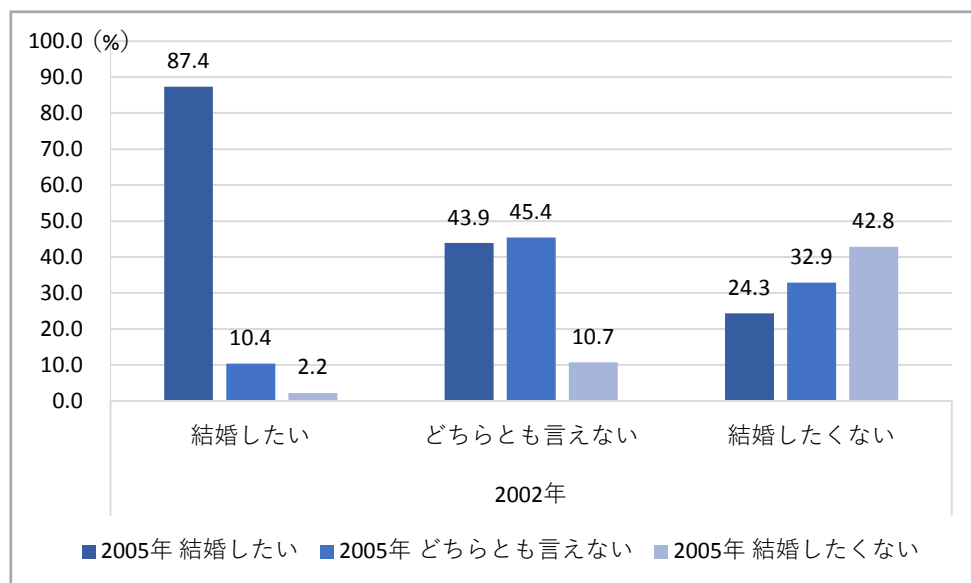
本章は厚生労働省「21世紀成年者調査」(以下はLSA21、2002-2012)の個票データを用いて分析する。LSA21は2002年10月末時点で20~34歳の日本全国の男女およびその配偶者を対象としている。調査は毎年11月に実施されている。調査対象者の出生年月、学歴、学卒年次、婚姻状態、子どもの数・年齢、就業状況などについて継続的に調査している。婚姻状態について、婚姻届を提出していない事実婚を含め有配偶として定義している。本章の分析では、初年度調査において、無配偶のサンプルを利用している。

分析に利用する変数については、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、高専・短大卒、大学・大学院卒の3つに分けて作成している。賃金率や年間労働所得については、「帰属家賃を除くCPI」を用いて実質化している。

結婚意欲については、LSA21では、未婚の調査対象者に対して、2002年、2005年、2006年、2008年、2010年、2011年に調査を行っている。本章では、調査初年度の2002年の回答を利用する。調査票では、「今後結婚したいと思いますか」という質問に対して、「絶対したい」、「なるべくしたい」、「どちらとも言えない」、「あまりしたくない」、「絶対したくない」の5つの選択肢を用意している。本章の分析では、これに基づき、「結婚したい」、「どちらとも言えない」、「結婚したくない」の3分類にして分析に利用した。独身女性の結婚意欲の変化を確認するために、2005年調査においてまだ独身に留まっている者に対して、2002年調査と2005年調査のクロス集計をした。その結果を図3-4にまとめている。これを見ると、2002年に今後「結婚したい」と回答した者のうち、87.4%が2005年でも「結婚したい」と思い続けている。そして、2002年に「どちらとも言えない」と回答した者のうち、43.9%は「結婚したい」にシフトしており、45.7%は「どちらとも言えない」のままである。2002年に今後「結婚したくない」と回答した者においても、24.3%は「結婚したい」と考えているが、42.8%は「結婚したくない」のままである。2002年には、未婚女性の67.4%は「結婚したい」と回答しており、「どちらとも言えない」は23.3%のため、全体的に見ると、結婚意欲は時系列的にはさほど変化していないと考える。そのため、2002年調査から得られた結婚意欲を分析に利用することは、妥当と考えられる。



図 3-4 独身女性の結婚意欲の変化



出所：LSA21 より筆者作成。

「都道府県別年齢階級別女性 100 人当たりの男性就業者数」については、都道府県別年齢階級別男性就業者数の算出方法の違いにより 2 パターンで作成している。データ出所と作成方法は表 3-1 で示している。まず、年齢階級は 20～24 歳、25～29 歳、30～34 歳、35～39 歳、40～44 歳で分けている。「都道府県別年齢階級別の女性人口数」は「国勢調査」(2005、2010) と総務省統計局の「人口推計」データを利用している。「都道府県別年齢階級別の男性就業者数」は、2 パターンで計算している。1) 2005 年と 2010 年に関しては、「国勢調査」の都道府県別年齢階級別男性就業者数、2002 年、2007 年、2012 年に関しては、「人口推計」の都道府県別年齢階級別男性人口 × 「就業構造基本調査」の都道府県別年齢階級別男性有業率} ÷ 100 ; 2) 「国勢調査」(2005、2010) と「人口推計」(その他の年) の {都道府県別年齢階級別男性人口 × (100 - 失業率)} ÷ 100 で計算した。失業率は、労働意欲の有する者の統計のため、パターン 2) の方法で作成した女性 100 人当たりの男性就業者数は高めになる傾向があるが、就業者人口の分布を把握する指標として利用することには問題がないと考える。また、初婚夫婦の年齢差は、約 2 歳であるが、公的統計は 5 歳刻みで公表されているため、2 歳上の男性との男女比を作成することができない。ただし、こうした年齢の差を配慮するため、実証分析において、調査対象者の 2 歳上の年齢階級の「都道府県別年齢階級別女性 100 人当たりの男性就業者数」とマッチングしている。また、紙幅で、次節の推定結果では、示していないが、調査対象者と同年齢の年齢階級の「都道府県別年齢階級別女性 100 人当たりの男性就業者数」を利用しても、同じ結果が得られている。

表 3-1 「都道府県別年齢階級別女性 100 人当たりの男性就業者数」の計算

| パターン | 年次                | 都道府県別年齢階級別の男性就業者数①   | 都道府県別年齢階級別女性人口数② | 都道府県別年齢階級別女性100人当たりの男性就業者数の計算 |
|------|-------------------|--|------------------|-------------------------------|
| 1    | 2005年、2010年       | 「国勢調査」   | 「国勢調査」           | (①/②) ×100                    |
|      | 2002年、2007年、2011年 | (「人口推計」の都道府県別年齢階級別男性人口数×「就業構造基本調査」の都道府県別年齢階級別男性有業率) ÷ 100    | 「人口推計」           |                               |
| 2    | 2002～2011年        | {「国勢調査」、「人口推計」の都道府県別年齢階級別男性人口数×(100-「労働力調査」の都道府県別失業率)} ÷ 100 | {「国勢調査」、「人口推計」}  |                               |

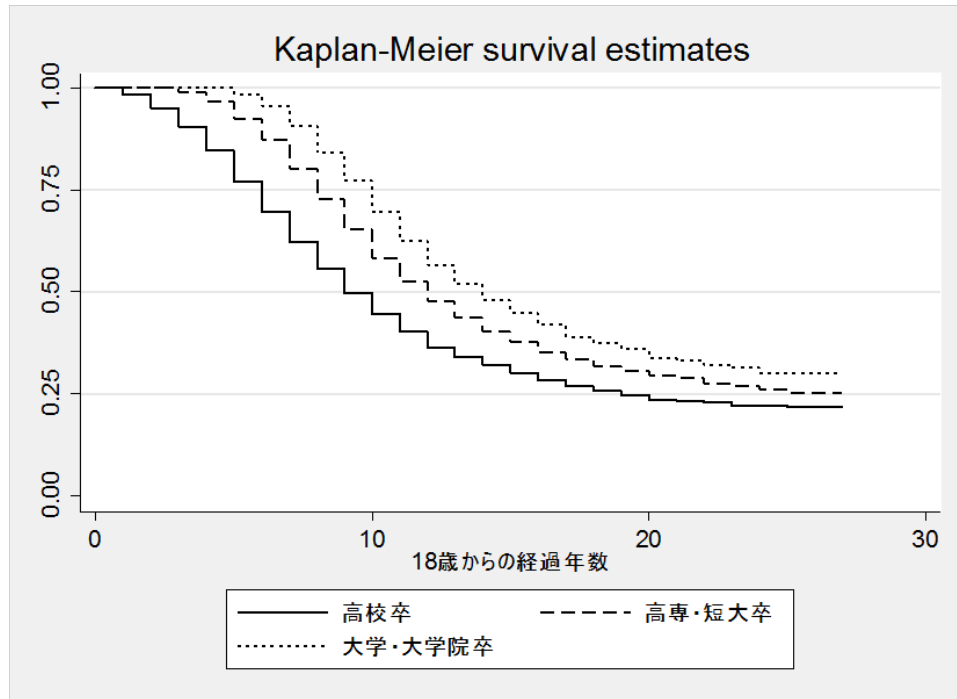
注：1) 第4節の実証分析では、前期の「都道府県別年齢階級別女性 100 人当たりの男性就業者数」を利用しており、サンプルを増やすため、パターン1の変数作成において、「就業構造基本調査」2012年の男性有業率を2011年のものとして利用した。

### 3.2 予備的観察

ここでは、学歴と出生コホートによる結婚選択の差を考察するため、サバイバル分析の1つである Kaplan-Meier 法 (Kaplan-Meier survival estimates) を用いて、「18歳から」と「学卒から」の経過年数に伴う女性の未婚確率の変化を図示した。図3-5、図3-6では学歴別に見た「18歳から」と「学卒から」の経過年数に伴う女性の未婚確率の変化で、図3-7と図3-8は出生コホート別に見た「18歳から」と「学卒から」の経過年数に伴う女性の未婚確率の変化である。これらの図の作成においては、LSA21 (2002-2012) の調査初年度の既婚者も含めたプールデータを用いて推計している。

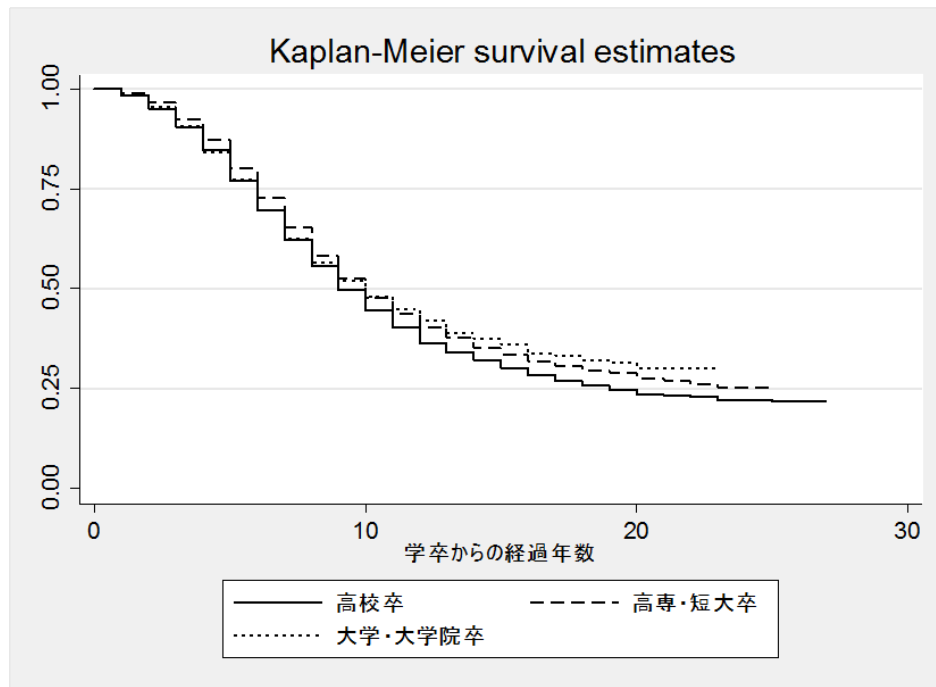
まず、図3-5、図3-6の学歴別の結果を見ると、「18歳から」の経過年数に伴う女性の未婚確率には、学歴間に大きな差が存在し、高学歴の女性ほど結婚が遅れていることが示されている。ただし、「学卒から」の結果を見ると、学歴間で依然として差が存在するが、その差はかなり縮小している。ここから、多くの女性は、学校を卒業してから結婚を考えており、学歴による未婚確率の差は、主に学卒年齢の差によることを示唆している。この結果を受けて、次節の Cox 比例ハザード分析では、「学卒から」を開始時点にしている。

図 3-5 学歴別にみた女性の未婚確率 (18歳から)



出所：LSA21（2002-2012）より筆者推定。

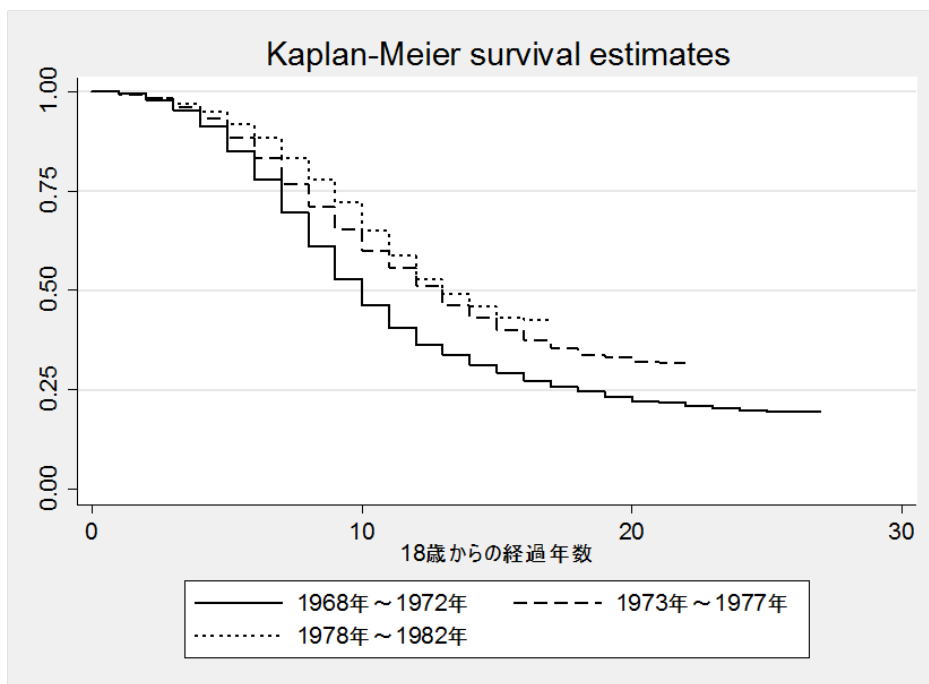
図 3-6 学歴別にみた女性の未婚確率（学卒から）



出所：LSA21（2002-2012）より筆者推定。

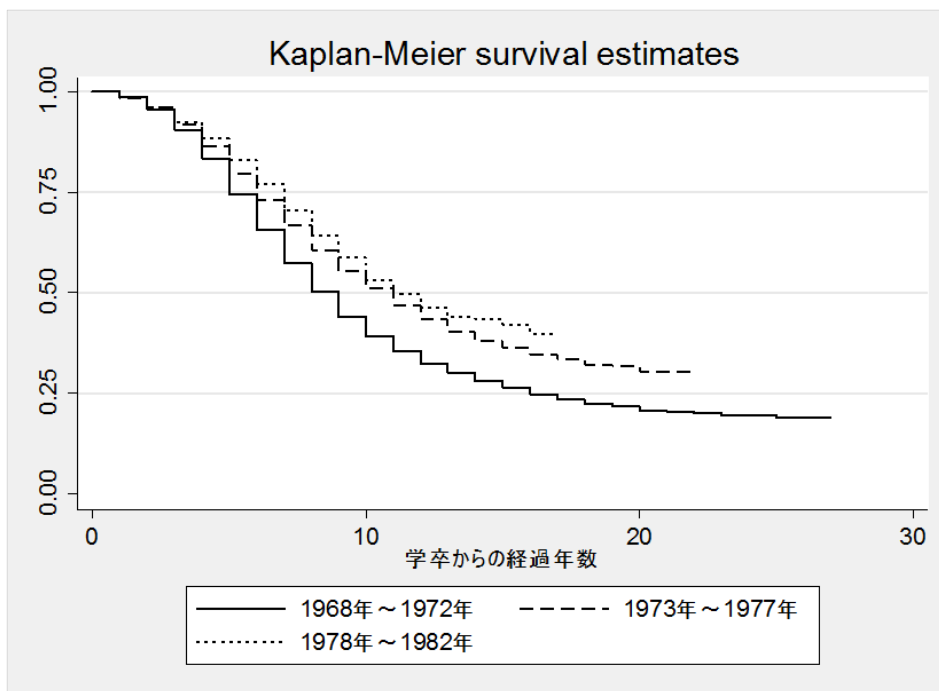
続いて、出生コホート別に女性の未婚確率の推移を見ると、「18歳から」と「学卒から」のいずれでも、出生コホート間で、大きな差が存在し、若い世代ほど晩婚化が進んでいることが示されている。こうした出生コホート間の差をコントロールするために、第2節で紹介したように、次節のCox比例ハザード分析のベースラインハザードの推定に出生コホートを層別変数の1つとして利用している。

図 3-7 出生コホート別にみた女性の未婚確率（18歳から）



出所：LSA21（2002-2012）より筆者推定。

図 3-8 出生コホート別にみた女性の未婚確率（学卒から）



出所：LSA21（2002-2012）より筆者推定。

#### 4. 推定結果：地域別男女比が女性の結婚選択に与える影響

本節では、都道府県別年齢階級別女性 100 人当たり男性就業者数が女性の結婚選択にどのような影響を与えるかを、Cox 比例ハザードモデルを利用した分析結果について説明する。分析では、多くの女性が学卒後に結婚を考えていることに配慮し、「学卒から」を開始時点に設定している。推定では、調査初年度 2002 年に未婚のサンプルを利用している。モデルの設定では、結婚意欲の影響を見るために、結婚意欲をコントロールしていない推定 (A1、A3) とコントロールした推定 (A2、A4) の 2 パターンを行った。

注目変数の「都道府県別年齢階級別女性 100 人当たりの男性就業者数」は、3.1 で説明した通り、「国勢調査」と「人口推計」の人口データ、「就業構造基本調査」の都道府県別年齢階級別男性有業率より作成した「女性 100 人当たりの男性就業者数 1」と、「国勢調査」と「人口推計」の人口データ、「労働力調査」の都道府県別失業率より作成した「女性 100 人当たりの男性就業者数 2」の 2 パターンとなる。「女性 100 人当たりの男性就業者数 1」では、利用できるデータの年数が少なく、「女性 100 人当たりの男性就業者数 2」は、都道府県別失業率を利用しているため、男性就業者数を若干多めに計算される傾向があることについて、留意する必要がある。

表 3-2 は推定に利用したデータ・セットの基本統計量、表 3-3 は推定結果を示している。表 3-3 の推定結果には、各変数の予想される効果の正負も示している。なお、Cox 比例ハザードモデルによって推定されたハザード比は、1 より大きい説明変数についてはハザード確率を高める (=結婚が早まる) 効果があることを意味している。

まず、注目変数の「都道府県別年齢階級別女性 100 人当たりの男性就業者数」について、いずれのモデルにおいても、5%水準で有意で、女性に対する男性就業者数が多いと、女性の結婚が早まることが確認された。予想通りの結果が得られ、Wilson 仮説が日本の結婚市場においても成立していることを示された。

女性本人の前期対数年間労働所得に関しては、前期対数年間労働所得が高いと結婚が早まることが確認された。Becker の比較優位に基づく分業の利益で女性の結婚選択を考えると、所得の高い女性は結婚しない確率が高いと予想されるが、それに反した結果が得られた。メイトサーチモデルが主張する、稼得能力が高い女性は結婚相手として魅力的になり、結婚が早まるというプラスの効果のほうがやや強いことを意味している。

その他の変数については、結婚意欲が強いと結婚確率も高く、結婚意欲が弱いと結婚確率も低いという、仮説の想定通りの結果が得られた。また、有意水準は低いですが、親世代の所得水準の代理変数として利用する「同じ都道府県 50~59 歳男性一般労働者

の対数賃金率」が高いと、結婚が遅くなる傾向があることも示した。前の期に親と同居していると結婚が遅くなる傾向も示され、親と同居している場合、結婚へのシフトが難しいことが示された。

表 3-2 基本統計量

| 変数名                           | 推定式A1、A2用 |       | 推定式A3、A4用 |       |
|-------------------------------|-----------|-------|-----------|-------|
|                               | 平均値       | 標準偏差  | 平均値       | 標準偏差  |
| [前期]女性100人当たりの男性就業者数1         | 89.678    | 8.755 |           |       |
| [前期]女性100人当たりの男性就業者数2         |           |       | 97.715    | 5.853 |
| [前期]対数年間労働所得                  | 5.314     | 0.664 | 5.313     | 0.664 |
| 結婚意欲：結婚したい                    | 0.672     | 0.470 | 0.672     | 0.470 |
| どちらとも言えない                     | 0.230     | 0.421 | 0.231     | 0.422 |
| 結婚したくない                       | 0.098     | 0.297 | 0.097     | 0.296 |
| 高校卒                           | 0.266     | 0.442 | 0.262     | 0.440 |
| 高専・短大卒                        | 0.460     | 0.498 | 0.461     | 0.499 |
| 大学・大学院卒                       | 0.274     | 0.446 | 0.277     | 0.447 |
| 1968～1972年生まれ                 | 0.227     | 0.419 | 0.221     | 0.415 |
| 1973～1977年生まれ                 | 0.341     | 0.474 | 0.335     | 0.472 |
| 1978～1982年生まれ                 | 0.432     | 0.495 | 0.444     | 0.497 |
| 年齢                            | 30.213    | 5.119 | 30.032    | 4.860 |
| [前期]2歳上同じ都道府県男性一般労働者の対数賃金率    | 0.830     | 0.210 | 0.828     | 0.206 |
| [前期]同じ都道府県50～59歳男性一般労働者の対数賃金率 | 1.126     | 0.170 | 1.122     | 0.167 |
| [前期]親との同居                     | 0.811     | 0.392 | 0.813     | 0.390 |
| [前期]都道府県別離婚率                  | 2.107     | 0.276 | 2.111     | 0.257 |
| 北海道                           | 0.043     | 0.203 | 0.043     | 0.203 |
| 東北                            | 0.074     | 0.261 | 0.074     | 0.262 |
| 南関東                           | 0.273     | 0.446 | 0.273     | 0.446 |
| 北関東・甲信                        | 0.074     | 0.262 | 0.076     | 0.265 |
| 北陸                            | 0.049     | 0.217 | 0.045     | 0.208 |
| 東海                            | 0.122     | 0.327 | 0.122     | 0.327 |
| 近畿                            | 0.155     | 0.362 | 0.157     | 0.363 |
| 中国                            | 0.060     | 0.237 | 0.060     | 0.238 |
| 四国                            | 0.031     | 0.173 | 0.032     | 0.175 |
| 九州・沖縄                         | 0.118     | 0.323 | 0.118     | 0.322 |
| 2003年                         | 0.351     | 0.477 | 0.166     | 0.372 |
| 2004年                         |           |       | 0.150     | 0.357 |
| 2005年                         |           |       | 0.136     | 0.343 |
| 2006年                         | 0.256     | 0.436 | 0.121     | 0.326 |
| 2007年                         |           |       | 0.100     | 0.301 |
| 2008年                         | 0.189     | 0.391 | 0.089     | 0.285 |
| 2009年                         |           |       | 0.078     | 0.268 |
| 2010年                         |           |       | 0.063     | 0.243 |
| 2011年                         | 0.110     | 0.313 | 0.052     | 0.222 |
| 2012年                         | 0.094     | 0.292 | 0.044     | 0.206 |
| サンプルサイズ                       | 12,508    |       | 26,525    |       |

出所：LSA21(2002-2012)より筆者集計。



表 3-3 地域別男女比が女性の結婚選択に与える影響

|                                | Cox比例ハザードモデルより推定 |                      |                      |                      |                      |
|--------------------------------|------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                                | 予想されるハザード比       | ハザード比                |                      | ハザード比                |                      |
|                                |                  | (A1)                 | (A2)                 | (A3)                 | (A4)                 |
| [前期] 女性100人当たりの男性就業者数1         | +                | 1.017**<br>(0.00695) | 1.016**<br>(0.00694) |                      |                      |
| [前期] 女性100人当たりの男性就業者数2         | +                |                      |                      | 1.018**<br>(0.00902) | 1.018**<br>(0.00902) |
| [前期] 対数年間労働所得                  | ?                | 1.341***<br>(0.0906) | 1.269***<br>(0.0859) | 1.333***<br>(0.0627) | 1.274***<br>(0.0600) |
| 結婚意欲：どちらとも言えない<br>(ref.)       |                  |                      |                      |                      |                      |
| 結婚したい                          | +                |                      | 1.749***<br>(0.160)  |                      | 1.622***<br>(0.0977) |
| 結婚したくない                        | -                |                      | 0.696**<br>(0.126)   |                      | 0.628***<br>(0.0779) |
| [前期] 2歳上同じ都道府県男性一般労働者の対数賃金率    | +                | 1.573<br>(1.502)     | 1.543<br>(1.463)     | 2.992<br>(2.005)     | 2.951<br>(1.976)     |
| [前期] 同じ都道府県50～59歳男性一般労働者の対数賃金率 | -                | 0.716<br>(0.519)     | 0.734<br>(0.530)     | 0.370*<br>(0.189)    | 0.377*<br>(0.192)    |
| [前期] 親との同居                     | -                | 1.000<br>(0.0865)    | 0.963<br>(0.0832)    | 0.911<br>(0.0529)    | 0.880**<br>(0.0508)  |
| [前期] 都道府県別離婚率                  | +                | 0.793<br>(0.182)     | 0.839<br>(0.192)     | 0.932<br>(0.147)     | 0.985<br>(0.156)     |
| 地域ブロックダミー                      |                  | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  |
| 地域ブロックダミー×年次                   |                  | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  |
| No. of subjects                |                  | 5,610                | 5,610                | 6,078                | 6,078                |
| Observations                   |                  | 12,508               | 12,508               | 26,525               | 26,525               |
| Wald chi2                      |                  | 60.93                | 124.14               | 108.85               | 231.1                |
| Prob > chi2                    |                  | 0.000                | 0.000                | 0.000                | 0.000                |

出所：LSA21(2002-2012)より筆者推定。

注：1) 学卒時を開始時点にしている。

2) 「女性100人当たりの男性就業者数1」は、「国勢調査」と「人口推計」の人口データ、「就業構造基本調査」の都道府県別年齢階級別男性有業率より、「女性100人当たりの男性就業者数2」は、「国勢調査」と「人口推計」の人口データ、「労働力調査」の都道府県別失業率より作成した。

3) 推定では、学歴と出生コホートを層別変数として用いた。

4) 括弧には、クラスタロバスト標準誤差を表す。

5) \*、\*\*、\*\*\*は、有意水準10%、5%、1%を表す。

6) 予想される効果について、「+」は「ハザード比>1、結婚を早める」、「-」は「ハザード比<1、結婚を遅らせる」ことを意味している。

## 5. 結論

本章は都道府県レベルの人口や賃金に関する集計データとパネルの個票データをマッチングさせることで、地域における女性の人数に対する男性就業者数が女性の結婚選択にどのような影響を与えるかについて、分析を行った。具体的には、結婚できる経済力を有する男性の数の減少が女性の晩婚化を助長しているというアメリカで確認された Wilson 仮説が日本においても、確認できるかどうかを検証した。

モデルの設定に関しては、労働市場におけるジョブサーチに利用されているサーチ理論を結婚市場におけるメイトサーチに応用した。注目変数の「都道府県別年齢階級別女性 100 人当たりの男性就業者数」は、「国勢調査」と「人口推計」の人口データ、「就業構造基本調査」の都道府県別年齢階級別男性有業率より作成した「女性 100 人当たりの男性就業者数 1」と、「国勢調査」と「人口推計」の人口データ、「労働力調査」の都道府県別失業率より作成した「女性 100 人当たりの男性就業者数 2」の 2 パターンを用いた。「学卒から」を開始時点に設定し、Cox 比例ハザードモデルを利用して、「都道府県別年齢階級別女性 100 人当たりの男性就業者数」が女性の結婚選択に与える影響について分析した。それにより、以下の結果が得られた。

1) 「就業」を指標とした結婚可能な男性の数が多いと、女性の結婚が早くなる。女性の結婚選択は、結婚市場における潜在的結婚相手の分布から影響を受けていると言える。近年における若年男性の就業率の低下が、晩婚化を速めている可能性が示唆された。

2) 女性の前期労働所得が高いと、結婚が早まる。ここでは、Becker の比較優位理論で主張される、女性の稼得能力が高いと結婚の機会費用が高くなるというマイナスの効果より、メイトサーチモデルが主張する、稼得能力が高い女性は結婚相手として魅力的になり、結婚が早まるというプラスの効果のほうがやや強いことを意味している。

晩婚化・未婚化の進展は、少子高齢化問題を深刻にし、日本の人口構造のバランスをさらに悪くする。結婚願望を有しながら、結婚できない人の存在は、日本の結婚市場の質が改善される余地があることを示唆している。女性の結婚選択は、経済力を有する男性の数に依存しており、労働市場における男性の雇用の悪化は、晩婚化を深刻化させる恐れがある。そのため、晩婚化対策の一環として、男性就業率の引き上げや男性の就業状況の改善が求められる。本章は就業を男性の結婚可能な指標として用いて分析を行ったが、男性の所得格差の拡大や非正規就業者の増加などが晩婚化に与える影響についても分析の余地があり、今後の課題としたい。

## <参考文献>

- [1] Becker, G. S. (1973). A Theory of Marriage: Part I, *Journal of Political Economy*, LXXXI, 813-846.
- [2] Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. Cambridge: Harvard University Press.
- [3] Boulier, B. L. and Rosenzweig, M. R. (1984). Schooling, Search, and Spouse Selection: Testing Economic Theories of Marriage and Household Behavior. *Journal of political Economy*, 92(4), 712-732.
- [4] Matsushita, K. (1989). Economic Analysis of Age at First Marriage. *Journal of population Economics*, 2(2), 103-119.
- [5] Keeley, M. C. (1977). The Economics of Family Formation: An investigation of the Age at First Marriage,” *Economic Inquiry*(April), 238-250.
- [6] Keeley, M. C. (1979). An Analysis of the Age Pattern of First Marriage, *International Economic Review*, 20 (2), 527-544.
- [7] Loughran, D.S. (2002). The Effect of Male Wage Inequality on Female Age at First Marriage, *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 237-250.
- [8] Oppenheimer, V. K. (1988) “A Theory of Marriage Timing.” *American Journal of Sociology*, 94(3), 563-591.
- [9] Wilson, W. J. (1987). *The Truly Disadvantaged: The Underclass, the Inner City, and Public Policy*. Chicago: University of Chicago Press.
- [10] Wood, R. G. (1995). Marriage Rates and Marriageable Men: A Test of the Wilson Hypothesis. *Journal of Human Resources*, 163-193.
- [11] 加藤篤・津田幸弘ほか (1994)、「我が国の最近の出生率低下の要因分析」、『わが国出生率の変動要因とその将来動向に関する研究—経済的アプローチの試み—』、総合研究開発機構、第1章
- [12] 米谷信行 (1995) 「我が国の出生率低下の要因分析」大蔵省財政金融研究所『フィナンシャル・レビュー』February
- [13] 酒井正・樋口美雄 (2005) 「フリーターのその後——就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』535, 29-41.
- [14] 橋木俊詔・木村匡子 (2008) 「結婚という家族形成」橋木俊詔・木村匡子編『家族の経済学』NTT出版, 第2章 .
- [15] 出島敬久 (2004) 「夫婦の賃金率と結婚年齢に関する計量経済分析：日本の晩婚化は配偶者サーチ・モデルと整合的か？」『上智経済論集』49(1), 31-43.

- [16] 太田總一（2007）「ライフイベントと若年労働市場——『国勢調査』から見た進学・結婚・出生行動」橘木俊詔編『日本経済の実証分析——失われた10年を乗り越えて』東洋経済新聞社
- [17] 野崎祐子（2007）「雇用不安時代における女性の高学歴化と結婚タイミング：JGSSデータによる検証」日本版 General Social Surveys 研究論文集[6] JGSS で見た日本人の意識と行動 JGSS Research Series No.3
- [18] 福田節也（2012）「消費生活に関するパネル調査を用いた分析：結婚形成における女性の稼得能力の役割」安藏伸治・小島宏『マイクロデータの計量人口学』原書房、第5章, 93-125.

# 女性の稼働能力と結婚選択の関係\*

—「21世紀成年者縦断調査」を用いた実証分析—

何 芳\*\*

## <要 約>

女性の稼働能力の上昇は、しばしば晩婚化・未婚化、少子化の原因として挙げられている。しかし、生涯未婚率の推移を見ると、未婚化は主に低学歴の男女の間で進んでいることが示されている。本稿は、厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」の個票データを用いて、女性の稼働能力と結婚選択との関係について分析を行った。

分析では、学歴などの同じ属性のグループ内の賃金格差が存在することに配慮し、パネル固定効果モデルで推定した対数賃金率を稼働能力の代理変数として用いた。さらに、結婚選択と稼働能力の内生性をコントロールするため、結婚意欲をコントロールした。結果の頑健性の確認のため、OLSで推定した対数賃金率、対数年間労働所得、パネル固定効果モデルで推定した対数年間労働所得が結婚選択に与える影響についても分析し、パネル固定効果モデルで推定した対数賃金率を用いた場合の推定結果との比較を行った。

稼働能力が結婚選択に与える影響については、Cox 比例ハザードモデルを利用した。以上の分析の結果、女性の稼働能力が高いほど、結婚する確率が高くなっていることが確認された。全体的に晩婚化が進む中、女性にとっても稼働能力が結婚の条件の1つになっていることがうかがえる。また、推定した対数賃金率と年齢階級ダミーの交差項で、稼働能力が与える結婚選択の年齢階級による効果の違いを確認した結果、大学・大学院卒女性では、高い年齢階級の交差項のハザード比は1より小さく、マイナスで有意な効果が検出され、稼働能力が与える結婚選択へのプラスの効果は、大学・大学院卒女性にとって年齢の上昇に伴い逡減していることが確認された。

JEL Classification Codes: J12, D13, D31

キーワード：稼働能力，女性，結婚

---

\* 本稿の作成にあたって、慶應義塾大学の樋口美雄教授、早見均教授、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。厚生労働省には「21世紀成年者縦断調査」の個票データの提供をして頂いた。また本論文の発行に際して、樋口美雄教授よりご推薦頂いた。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。

\*\* 慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター，〒108-8345 東京都港区三田 2-15-45, hefang@keio.jp

## 1. はじめに

女性の稼働能力は、結婚選択とどのような関係があるだろうか。Becker (1973, 1981)は、貿易の比較優位理論を結婚に応用し、結婚のメリットは比較優位に基づく分業の利益から影響を受けており、夫婦間の賃金格差が大きいほど分業の利益が大きいことを理論的に示している。比較優位に基づく分業の利益は、夫が市場での生産活動をし、妻が家庭内生産活動をする場合にのみ発生するのではないが、伝統的に男性の市場賃金が女性より高い場合が多く、女性は男性と比べ家庭内生産のための人的資本投資を多く行ってきた。しかし、女性の高学歴化や男女間賃金格差の縮小、就業機会の拡大などに伴い、女性にとって結婚して家庭内生産活動に特化するメリットが低下した。このことが、晩婚化・未婚化が進んだ要因であると考えられた (Becker 1991)。統計データからも日本における男女間賃金格差の時系列的な縮小<sup>1)</sup>と生涯未婚率の時系列的な上昇<sup>2)</sup>が確認できる。女性の稼働能力と結婚選択の関係を分析する研究の多くは、この Becker 理論に基づき、女性の稼働能力が高いと結婚しない確率が高くなるとの仮説で分析を進めている。

一方で、女性の稼働能力が高くなると結婚する確率が高くなる可能性もある。Becker et al. (1977)は、夫婦の社会的経済的属性の組み合わせは、メイトサーチの結果であり、自分自身の素質 (quality) と潜在的結婚相手の分布から影響を受けていると指摘している。潜在的結婚相手として評価される重要な要素の1つは、稼働能力である。国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査」(2015)によると、18~34歳の独身者では、結婚相手の条件として「経済力」を重視・考慮する割合は、男性では41.9%、女性では93.3%である。女性のほうがより重視するとは言え、男性にとっても経済力は結婚相手に求める重要な条件の1つであることがうかがえる。稼働能力が高いことは、結婚相手として高く評価されることになるため、女性の稼働能力が高い場合、結婚する確率が高くなる可能性もある。「国勢調査」による学歴別生涯未婚率の推移を見ると、時系列的にどの学歴でも生涯未婚率が上昇しているが、近年では、未婚化は主に低学歴の男女の間に進んでいることが分かる (図1)<sup>3)</sup>。日本では、婚外子の出産が極めて少ない<sup>4)</sup>ため、生涯未婚率の上昇はそのまま少子化につながる傾向がある。本稿は、厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」(以下はLSA21)を用いて、女性の稼働能力と結婚選択との関係を明らかにすることを目的としている。

<sup>1)</sup> 男性一般労働者の賃金(きまって支給する現金給与額)を100とした場合の女性の賃金水準は、1981年には55.5であったが、2015年には70.1にまで上昇した(厚生労働省「賃金構造基本統計調査」)。

<sup>2)</sup> 生涯未婚率は、1980年には男性2.6%、女性4.5%であったが、2010年にはそれぞれ20.1%と10.6%となっている(総務省統計局「国勢調査」)。「生涯未婚率」とは、「45~49歳」と「50~54歳」未婚率の平均値から、「50歳時」の未婚率(結婚したことがない人の割合)を算出したものである。50歳時点で未婚の人は、生涯未婚の可能性が高いという考え方に基づくもので、生涯独身でいる人がどのくらいいるかを示す指標として使われている。

<sup>3)</sup> 図1を見ると、高校卒者の生涯未婚率は1990年には、女性3.9%、男性4.3%だったが、2010年には、それぞれ8.6%と20.6%にまで上昇した。人口全体に占める割合が低いが、小学校・中学校卒の生涯未婚率は1990年の女性3.7%、男性8.2%からそれぞれ15.5%と35.2%にまで上昇した。

<sup>4)</sup> 2015年に出生した子どもにおいて、婚外子は全体の2.7%を占める(厚生労働省「人口動態調査」)。

Becker の比較優位理論に基づく分業の利益に着目して結婚から得られるメリットを考えるなら、稼得能力の低い女性は結婚から得られる便益が高いため、結婚意欲と結婚確率が高いと予想される。それに対して、稼得能力の高い女性は、結婚から得られる便益が低いため、結婚意欲と結婚確率が低くなると予想される。しかし、女性は稼得能力が高いほど結婚相手としての魅力が高まり、結婚のオファー（プロポーズ）を受ける確率が高まることになり、それにより結婚する確率が高くなる可能性もある。

女性の稼得能力と結婚選択に着目した研究では、女性の賃金率は配偶者サーチ期間に有意な影響を与えていない（出島 2004）；女性であっても、非正規雇用である場合において、結婚が遅くなる傾向にある（永瀬 2002）；学歴や賃金が高い女性ほど、結婚のタイミングが遅くなる（樋口・阿部 1999）；近年では逆に賃金の高い女性ほど結婚する傾向にある（福田 2012）など、利用するデータと分析手法によって異なる結果が出ており、女性の稼得能力と結婚選択について一致した結果が得られていない。例えば、福田（2012）は、前年年間労働所得を利用しており、出島（2004）は、既婚女性の観測賃金率が結婚年齢に与える影響に着目している。

稼得能力と結婚選択は互いに影響し合っているという内生性問題があるため、実証分析を行う際に、稼得能力の測定方法が問題となる。日本におけるこれまでの先行研究では、内生性問題には十分に対応していない。結婚意欲の弱い女性ほど、市場での生産活動に関する人的資本投資を行い、賃金率が高い。その結果、稼得能力の高い女性ほど結婚しないとの結果が観測される可能性がある。これに対応するため、稼得能力が結婚選択に与える影響の推定では、結婚意欲もコントロールする。さらに、出産・育児、夫の所得水準、転勤など婚姻状態の変化が女性の労働供給に影響を与える。人的資本の蓄積と多くの日本企業が採用している年功賃金制度により、賃金率は年齢と勤続年数に比例して上昇している。本稿では、調査初年度に未婚であるサンプルに対して、就業履歴データを活かし、結婚までの各年次の帰属対数賃金率を推定し、稼得能力の指標として用いる。推定では、学歴などのグループ内の格差も存在することを配慮して、パネル固定効果モデルを利用して、個人の異質性をコントロールする。

本稿の構成は下記となる。第 2 節は、計量経済モデルの設定と利用する分析手法を説明する。第 3 節では、利用するデータを紹介し、第 4 節では分析結果を述べる。第 5 節では、結論をまとめる。

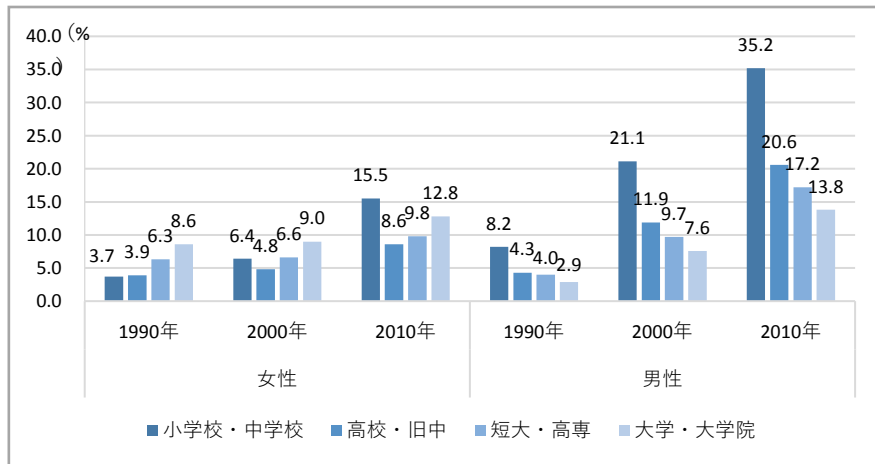


図1 男女、学歴別生涯未婚率の推移

データ出所：内閣府「男女共同参画白書」（2013）。

注：1）もとデータ出所：総務省統計局「国勢調査」。

## 2. 計量経済モデルの設定

### (1) 稼得能力と結婚選択の関係

本節では、Burgess et al. (2003) を参照にし、稼得能力と結婚選択の関係に関する理論モデルを説明する。(1) 式～(3) 式は、女性が独身で親と同居： $U^H$ 、一人暮らし： $U^A$ 、結婚： $U^M$ との3つの状態の場合の効用水準を示している。

$$U^H = U^H(\lambda^H Y, Y_p, Z_H) \quad (1)$$

$$U^A = U^A(Y, Z_A) \quad (2)$$

$$U^M = U^M(\lambda^M Y, Y_s, Z_M) \quad (3)$$

ここでは、 $H$  は独身で親と同居、 $A$  は一人暮らし、 $M$  は結婚して配偶者と一緒に暮らすことを表している。 $U^H$ 、 $U^A$ 、 $U^M$ はこの3つの状態時のそれぞれの効用水準を表す。 $Y$ は女性本人の所得、 $Y_p$ は親の所得水準、 $Y_s$ は配偶者の所得水準である。 $\lambda^H$ は親と同居、 $\lambda^M$ は結婚した場合の女性本人の最適な労働供給を指す。 $\lambda$ の存在は、女性は、親と同居、あるいは結婚した場合に、労働供給を調整することを反映している。 $Z_H$ 、 $Z_A$ 、 $Z_M$ は、それぞれの状態において、効用水準に影響を与える要因を指している。

続いて、この3つの式に基づく稼得能力と結婚選択の関係について議論する。まず、結婚については、双方の合意が必要で、結婚するかどうか、誰と結婚するかはメイトサーチとマッチングの結果である。女性は、結婚した場合の効用水準( $U^M$ )が結婚しない場合( $U^A$ と $U^H$ )の効用水準を上回ると判断した場合に、結婚を選ぶ。稼得能力が高いことは、一人暮らしの効用水準 $U^A$ が



高いことを意味するため、他の条件が一定の場合、 $U^A$ を選ぶ確率が高まり、結婚する確率が低くなる。これについて、Burgess et al. (2003) は、「自立効果」(self-reliance effect) と呼んでいる。結婚した場合の効用水準は、結婚相手の所得水準以外に、家計内の所得分配からも影響を受ける。しかし、規模の経済性とバーゲニングの結果、家計内の所得分配は、所得水準の高低の影響力と相殺できないため、結婚相手の所得水準が高いほど、結婚した場合の効用水準が高いと考えられる。従って、稼得能力の高い女性ほど結婚のオファーを受ける確率が高い。結婚のオファーが多いほど、結婚する確率が高くなる。そのため、女性本人の稼得能力が高いことは、結婚する確率にプラスの影響も与えている。稼得能力が結婚に与えるプラスの効果については、Burgess et al. (2003) では、「グッドキャッチ効果」(good catch effect) と呼んでいる。

## (2) 計量経済モデルの設定

本稿では、稼得能力が結婚選択に与える影響については、Cox 比例ハザードモデルを用いて分析する。分析期間は、学卒時点を開始時点年とし、終了時点年は結婚か、調査期間を通して未婚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。

$$H_{it} = \frac{H_{i|x_i=1}}{H_{i|x_i=0}} = \frac{h(t)\exp(M=1)}{h(t)\exp(M=0)} \quad (4)$$

(4)式では、 $H_{it}$ は個人*i*が*t*期において、結婚することのハザード比である。ハザード比は、学卒後から結婚せず、そのままの状態で*t*時点経過後、次の期に結婚( $M=1$ )する確率と結婚しない( $M=0$ )確率の比のため、1より大きい場合、結婚が早くなり、1より小さい場合、結婚が遅くなる。推定モデルの設定については、(5)式の示す通りとなる。

$$H_{it} = \lambda(\text{birth}_i, \text{age}_{it}, \text{edu}_i) \exp(\alpha_1 Y_{it-1} + \alpha_2 Y_{ipt-1} + \alpha_3 Y_{ist-1} + \alpha_4 L_{it-1} + \alpha_5 T_i + \alpha_6 D_{t-1} + \delta_b + \varphi_{bt}) \quad (5)$$

ここでは、*p* は親、*s* は潜在的配偶者、*b* は地域ブロックを表す。ベースラインハザード $\lambda$ は、年齢： $\text{age}_{it}$ に関する関数で、経過時間に依存する。また、若い世代ほど晩婚化が進み、学歴が高いと結婚が遅くなるといった出生コホートと学歴による婚期の違いがあると考えられる。分析では、出生コホート： $\text{birth}_i$ 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、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、女性本人の前期の稼得能力： $Y_{it-1}$ 、親の前期の所得水準： $Y_{ipt-1}$ 、潜在的結婚相手の前期の所得水準： $Y_{ist-1}$ 、前期親との同居の有無： $L_{it-1}$ 、結婚意欲： $T_i$ 、前期都道府県別離婚率： $D_{t-1}$ 、地域ブロックの固定効果： $\delta_b$ 、地域の線形的トレンド： $\varphi_{bt}$ によって決定される。社会規範

や法的環境により離婚が難しい場合、結婚に対する留保水準を高める可能性がある。離婚の実行可能性の代理変数として、都道府県別離婚率を用いる。時系列的には晩婚化が進んでおり、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 $\varphi_{bt}$ 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用いる。

女性本人の稼得能力については、実際の就業経験に基づき、パネル固定効果によって推定された対数賃金率を用いる。稼得能力は人的資本の生産性であると考えられる。勤続年数の上昇に伴い通減するとの特徴があり、対数賃金率を用いることで、限界生産性の通減を表している。また、賃金率は年間労働所得と比べ、労働時間の選択という内生性がない。ただし観測賃金率の場合、無業、あるいは何らかの事情により生産性と賃金率が離れている時期が存在する。それらのバイアスを修正するために、推定した対数賃金率を用いる。さらに、同じ学歴や就業経験の個人でも稼得能力に差が存在するため、本稿ではパネル固定効果を用いて、個人の異質性をコントロールする。賃金率の推定は下記の(6)式で示している。

$$\ln(w_{it}) = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \text{exp}_{it} + \beta_2 \text{exp}_{it}^2 + \beta_3 \text{regu}_{it} + \beta_4 \text{wpref}_{it} + u_{it} \quad (6)$$

ここでは、 $w_{it}$ は、個人*i*が*t*時点における賃金率で、 $\alpha_i$ は女性の固定効果、 $\gamma_t$ は時間効果を指す。 $\gamma_t$ をコントロールするためには、次節の実証分析において、年ダミーを利用する。 $\text{exp}_{it}$ は就業経験年数、 $\text{exp}_{it}^2$ は就業経験年数の自乗値、 $\text{regu}_{it}$ は正規就業ダミー、 $\text{wpref}_{it}$ は「都道府県別同じ年齢階級女性一般労働者の対数賃金率」、 $u_{it}$ は観察不能な賃金決定要因の関数である。 $\text{wpref}_{it}$ を用いて、 $\ln(w_{it})$ を推定するため、自営就業者を分析から除いている。

さらに、違いを比較するために、最小二乗法（以下はOLS）を用いた賃金率の推定も行う。OLS推定において、前述の(6)式に学歴ダミーと地域ブロックダミーを加えている。また、LSA21において、既婚女性の無業率は44.8%、未婚女性の無業率は13.2%である。調査期間中を通して無業の未婚女性はあまりいないため、第1段階目に就業するかどうかを推定してから、第2段階目に賃金水準を推定するヘックマン2段階推定法を利用する必要はないと考える。

年間労働所得は労働時間の選択という内生性が存在するが、生活水準に影響しているため、次節では、賃金率の推定と同じく年間労働所得も推定し、それが結婚選択に与える影響について賃金率と差があるかを比較する。

### 3. 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20～34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、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。就業経験については、第2回調査において、これまでの就業経験について調査しており、それをを用いて就業経験年数を作成した。賃金率や年間労働所得について、「帰属家賃を除くCPI」を用いて実質化している。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、高専・短大卒、大学・大学院卒の3つに分けている。

結婚意欲については、LSA21では、未婚の調査対象者に対して、2002年、2005年、2006年、2008年、2010年、2011年について調査している。本稿では、調査初年度の2002年の回答を利用する。調査票では、「今後結婚したいと思いますか」の質問に対して、「絶対したい」、「なるべくしたい」、「どちらとも言えない」、「あまりしたくない」、「絶対したくない」の5つの選択肢を用意している。本稿の分析では、これに基づき、「結婚したい」、「どちらとも言えない」、「結婚したくない」の3分類にして分析に利用した。独身女性の結婚意欲の変化を確認するために、2005年調査においてまだ独身に留まっている者に対して、2002年調査と2005年調査のクロス集計をした。その結果を図2にまとめている。これを見ると、2002年に今後「結婚したい」と回答した者のうち、87.4%が2005年でも「結婚したい」と思い続けている。そして、2002年に「どちらとも言えない」と回答した者のうち、43.9%は「結婚したい」にシフトしており、45.7%は「どちらとも言えない」のままである。2002年に今後「結婚したくない」と回答した者においても、24.3%は「結婚したい」と思うようになり、42.8%は「結婚したくない」のままである。2002年には、未婚女性の67.4%は「結婚したい」と回答しており、「どちらとも言えない」は23.3%のため、全体的に見ると、結婚意欲は時系列的にはさほど変化していないと考える。そのため、2002年調査から得られた結婚意欲を分析に利用することは、妥当と考えられる。

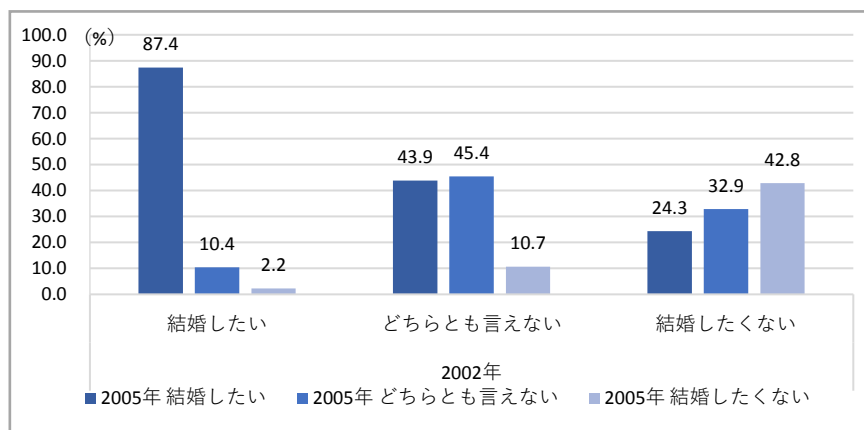


図2 独身女性の結婚意欲の変化

出所：LSA21より筆者作成。

前節に示した3つの状態の効用関数(1)～(3)式では、結婚の選択は、独身時点の効用水準

の高低から影響を受けていることが提示されている。しかし、LSA21からは親の所得や学歴などの情報、潜在的結婚相手の所得水準に関する情報が取れない。次節の実証分析において、親と暮らした場合の生活水準の高低の代理変数として、調査対象者より30歳上<sup>5)</sup>の同じ都道府県男性一般労働者<sup>6)</sup>の対数賃金率を父親の対数賃金率<sup>7)</sup>の代理変数として利用する。ただし、本人年齢30歳を超える場合、父親年齢が60歳を超えることになるが、60歳以上の労働者の賃金は格差が大きく、公的統計から取れる賃金情報は、調査対象者の親世代の真の所得水準を表せない問題がある。本稿では、本人年齢プラス30歳で60歳以上の場合、55～59歳の年齢グループの対数賃金率を親世代の賃金水準として利用する。潜在的結婚相手の所得水準として、同じ都道府県2歳年上の男性<sup>8)</sup>一般労働者の対数賃金率を利用する。

#### 4. 分析結果

##### (1) 賃金率と年間労働所得の関係

本節では、稼得能力の指標とする対数賃金率を、(6)式を用いてパネル固定効果モデルで推定する。第2節でも説明した通り、同じ属性のグループ内にも格差が存在するため、パネル固定効果分析を用いて、個人の異質性に対応する。さらに、比較のため、OLSを用いた対数賃金率の推定も行う。年間労働所得は労働時間の選択という内生性が存在するが、生活水準に影響しているため、次節では対数賃金率の推定と同じく、対数年間労働所得も推定し、それが結婚選択にどのような影響を与えるかについて、対数賃金率を用いた場合の結果との違いを比較する。

推定式の設定については、OLSの場合は学歴と地域ブロックダミーを加える。対数賃金率の推定では、「都道府県別同じ年齢階級女性一般労働者の対数賃金率」を説明変数として利用するが、対数年間労働所得<sup>9)</sup>の推定では、「都道府県別同じ年齢階級女性一般労働者の対数年間労働所得」を利用する。基本統計量は表1、推定結果は表2にまとめている。これらの推定結果に基づき、対数賃金率と対数年間労働所得の予測値を出し、次節の稼得能力と結婚選択の関係の分析に用いる。

<sup>5)</sup> LSA21の調査対象者の出生年は1968～1982年である。厚生労働省「人口動態調査」によると、1975年と1980年の出生順位を問わず、子どもの出生時父親の平均年齢はそれぞれ30.1歳と30.8歳である。父親の年齢を平均的に30歳上と想定するのは、妥当だと考える。

<sup>6)</sup> 「賃金構造基本統計調査」における一般労働者は、短時間労働者以外の常用労働者のことを指す。常用労働者は、期間を定めずに雇われている労働者、1か月を超える期間を定めて雇われている労働者、日々または1か月以内の期間を定めて雇われている労働者のうち、4月および5月にそれぞれ18日以上雇用された労働者のいずれかに該当する者を指す。

<sup>7)</sup> 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」のデータを利用した。都道府県別年齢階級別性別一般労働者の賃金率は、 $\{「決まって支給する給与額」(6月) + 「年間賞与その他特別給与額」(前年1年間) / 12\} / 「所定内実労働時間」(6月)$ で計算した。

<sup>8)</sup> 厚生労働省「人口動態調査」によると、初婚の夫婦の平均年齢差は2002年には1.8歳、2012年には1.7歳の差で夫の年齢が妻より上である。女性の潜在的結婚相手の所得水準として、同じ都道府県2歳年上男性一般労働者を利用することは選択肢の1つとして妥当であると考えられる。

<sup>9)</sup> 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」のデータを利用した。都道府県別年齢階級別性別一般労働者の年間労働所得は、 $\{「決まって支給する給与額」(6月) \times 12 + 「年間賞与その他特別給与額」(前年1年間)\}$ で計算した。

表 1 基本統計量（対数賃金率と対数年間労働所得の推定用）

| 変数名                      | 賃金率     |        |        |        | 年間労働所得  |        |        |        |
|--------------------------|---------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|
|                          | パネル固定効果 |        | OLS    |        | パネル固定効果 |        | OLS    |        |
|                          | 平均値     | 標準偏差   | 平均値    | 標準偏差   | 平均値     | 標準偏差   | 平均値    | 標準偏差   |
| 対数賃金率                    | 0.220   | 0.449  | 0.221  | 0.449  |         |        |        |        |
| 対数年間労働所得                 |         |        |        |        | 6.001   | 0.676  | 6.001  | 0.675  |
| 高校卒ダミー                   |         |        | 0.257  | 0.437  |         |        | 0.263  | 0.440  |
| 高専・短大卒ダミー                |         |        | 0.465  | 0.499  |         |        | 0.459  | 0.498  |
| 大学卒ダミー                   |         |        | 0.277  | 0.448  |         |        | 0.278  | 0.448  |
| 年齢                       | 29.487  | 4.972  | 29.487 | 4.971  | 29.131  | 5.024  | 29.131 | 5.024  |
| 就業経験年数                   | 7.624   | 4.906  | 7.623  | 4.905  | 7.263   | 4.908  | 7.262  | 4.908  |
| 就業経験年数の自乗値               | 82.195  | 96.384 | 82.168 | 96.335 | 76.844  | 93.498 | 76.826 | 93.469 |
| 正規就業ダミー                  | 0.655   | 0.475  | 0.656  | 0.475  | 0.618   | 0.486  | 0.618  | 0.486  |
| 非正規就業                    | 0.345   | 0.475  | 0.344  | 0.475  | 0.382   | 0.486  | 0.382  | 0.486  |
| 都道府県別同じ年齢階級女性一般労働者対数賃金率  | 0.531   | 0.170  | 0.532  | 0.170  |         |        |        |        |
| 都道府県別同じ年齢階級女性一般労働者対数年間所得 |         |        |        |        | 5.789   | 0.155  | 5.789  | 0.155  |
| 北海道                      |         |        | 0.041  | 0.198  |         |        | 0.042  | 0.201  |
| 東北                       |         |        | 0.070  | 0.255  |         |        | 0.072  | 0.258  |
| 南関東                      |         |        | 0.284  | 0.451  |         |        | 0.279  | 0.449  |
| 北関東・甲信                   |         |        | 0.077  | 0.267  |         |        | 0.075  | 0.264  |
| 北陸                       |         |        | 0.042  | 0.201  |         |        | 0.041  | 0.198  |
| 東海                       |         |        | 0.126  | 0.332  |         |        | 0.123  | 0.329  |
| 近畿                       |         |        | 0.153  | 0.360  |         |        | 0.156  | 0.362  |
| 中国                       |         |        | 0.063  | 0.242  |         |        | 0.063  | 0.242  |
| 四国                       |         |        | 0.032  | 0.175  |         |        | 0.032  | 0.176  |
| 九州・沖縄                    |         |        | 0.113  | 0.316  |         |        | 0.117  | 0.321  |
| サンプルサイズ                  | 20,649  |        | 20,607 |        | 24,793  |        | 24,737 |        |

出所：LSA21（2002-2012）の無配偶女性について筆者作成。

注：1）賃金率は千円単位，年間労働所得は万円単位で作成した。

表2 対数賃金率と対数年間労働所得の推定

|                             | 対数賃金率                    |                        | 対数年間労働所得                |                         |
|-----------------------------|--------------------------|------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                             | パネル<br>固定効果              | OLS                    | パネル<br>固定効果             | OLS                     |
|                             | (A1)                     | (A2)                   | (A3)                    | (A4)                    |
| 就業経験年数                      | 0.151***<br>(8.265)      | 0.00954***<br>(3.985)  | 0.181***<br>(7.979)     | 0.0667***<br>(22.79)    |
| 就業経験年数の自乗値                  | -0.000615***<br>(-3.654) | 0.000272***<br>(2.602) | -0.00278***<br>(-13.35) | -0.00217***<br>(-16.51) |
| 正規就業ダミー                     | 0.0470***<br>(2.876)     | 0.205***<br>(32.13)    | 0.374***<br>(19.94)     | 0.597***<br>(75.12)     |
| 都道府県別同じ年齢階級女性一般労働者の対数賃金率    | 0.102**<br>(2.010)       | 0.346***<br>(11.74)    |                         |                         |
| 都道府県別同じ年齢階級女性一般労働者の対数年間労働所得 |                          |                        | 0.332***<br>(4.768)     | 0.738***<br>(18.30)     |
| 高校卒 (ref.)                  |                          |                        |                         |                         |
| 高専・短大卒                      |                          | 0.0593***<br>(7.923)   |                         | 0.100***<br>(11.73)     |
| 大学卒                         |                          | 0.181***<br>(20.60)    |                         | 0.161***<br>(14.84)     |
| 年ダミー                        | YES                      | YES                    | YES                     | YES                     |
| 地域ブロックダミー                   | YES                      | YES                    | YES                     | YES                     |
| 定数項                         | -0.520***<br>(-6.693)    | -0.216***<br>(-9.906)  | 2.985***<br>(7.350)     | 0.893***<br>(3.944)     |
| Observations                | 20,649                   | 20,607                 | 24,793                  | 24,737                  |
| R-squared                   | 0.020                    | 0.132                  | 0.167                   | 0.328                   |
| Number of id                | 5,232                    |                        | 5,721                   |                         |

出所：LSA21（2002-2012）の無配偶女性について筆者推定。

注：1) A1, A3 の括弧にはクラストロバスト標準誤差, A2, A4 の括弧にはロバスト標準誤差を表す。

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

(2) 女性の稼得能力と結婚選択の関係：各指標での比較

本節では、Cox 比例ハザードモデルを利用して、女性の稼得能力と結婚選択の関係について分析する。稼得能力の指標は、前節においてパネル固定効果モデルで推定した対数賃金率を利用する。比較のため、OLS より推定した対数賃金率、パネル固定効果モデルと OLS で推定した対数年間労働所得が結婚選択に与える影響も確認する。結婚意欲の影響を見るために、モデルの設定では、結婚意欲をコントロールしていない推定（表 4 の A1, A3, A5, A7）とコントロールした推定（表 4 の A2, A4, A6, A8）の 2 パターンを行う。分析に用いたサンプルの基本統計量<sup>10)</sup>は表 3、推定結果は表 4 に示している。

<sup>10)</sup> 本節の分析に用いたサンプルサイズが第 4 節(1)より大きい理由について、対数賃金率と対数年間労働所得の推定では、被説明変数だけが欠損で、推定に利用した説明変数の情報が取れるサンプル、あるいは同じサンプルで被説明変数だけが取れなかった調査年次があったためである。

表3 基本統計量（各指標での比較）

| 変数名                                | 全サンプル   |       |         |       |
|------------------------------------|---------|-------|---------|-------|
|                                    | (A1-A4) |       | (A5-A8) |       |
|                                    | 平均値     | 標準偏差  | 平均値     | 標準偏差  |
| [前期]推定対数賃金率1<br>(パネル固定効果モデルより推定)   | 0.118   | 0.572 |         |       |
| [前期]推定対数賃金率2<br>(OLSより推定)          | 0.180   | 0.170 |         |       |
| [前期]対数年間労働所得1<br>(パネル固定効果モデルより推定)  |         |       | 5.861   | 0.863 |
| [前期]対数年間労働所得2<br>(OLSより推定)         |         |       | 5.901   | 0.412 |
| 結婚意欲:結婚したい                         | 0.654   | 0.476 | 0.651   | 0.477 |
| どちらとも言えない                          | 0.239   | 0.427 | 0.241   | 0.428 |
| 結婚したくない                            | 0.106   | 0.308 | 0.108   | 0.310 |
| 高校卒                                | 0.275   | 0.447 | 0.276   | 0.447 |
| 高専・短大卒                             | 0.453   | 0.498 | 0.454   | 0.498 |
| 大学卒                                | 0.272   | 0.445 | 0.271   | 0.444 |
| 1968～1972年生まれ                      | 0.221   | 0.415 | 0.224   | 0.417 |
| 1973～1977年生まれ                      | 0.324   | 0.468 | 0.325   | 0.468 |
| 1978～1982年生まれ                      | 0.455   | 0.498 | 0.451   | 0.498 |
| 年齢                                 | 29.582  | 4.924 | 29.626  | 4.931 |
| [前期]2歳上同じ都道府県男性一<br>般労働者の対数賃金率     | 0.816   | 0.212 |         |       |
| [前期]同じ都道府県50～59歳男性<br>の一般労働者の対数賃金率 | 1.128   | 0.167 |         |       |
| [前期]2歳上同じ都道府県男性一<br>般労働者の対数年間労働所得  |         |       | 6.074   | 0.208 |
| [前期]同じ都道府県50～59歳男性<br>の対数年間労働所得    |         |       | 6.422   | 0.155 |
| [前期]親との同居                          | 0.810   | 0.392 | 0.810   | 0.392 |
| [前期]都道府県別離婚率                       | 2.135   | 0.259 | 2.134   | 0.259 |
| 北海道                                | 0.042   | 0.200 | 0.042   | 0.200 |
| 東北                                 | 0.072   | 0.259 | 0.072   | 0.258 |
| 南関東                                | 0.272   | 0.445 | 0.271   | 0.445 |
| 北関東・甲信                             | 0.079   | 0.270 | 0.080   | 0.271 |
| 北陸                                 | 0.039   | 0.193 | 0.038   | 0.192 |
| 東海                                 | 0.122   | 0.328 | 0.122   | 0.327 |
| 近畿                                 | 0.159   | 0.366 | 0.160   | 0.366 |
| 中国                                 | 0.061   | 0.239 | 0.061   | 0.239 |
| 四国                                 | 0.034   | 0.181 | 0.035   | 0.183 |
| 九州・沖縄                              | 0.120   | 0.325 | 0.120   | 0.325 |
| サンプルサイズ                            | 27,745  |       | 28,656  |       |

出所：LSA21（2002-2012）の初年度調査において無配偶の女性について筆者作成。

表4の推定結果を見ると、パネル固定効果モデル、OLSで推定した対数賃金率と対数年間労働所得のいずれもハザード比が有意に1より大きく、結婚を早めるとの結果が得られている。ハザード比の大きさを比較すると、結婚意欲をコントロールした場合、ハザード比が小さくなり、稼得能力が結婚を早める効果は小さくなっている。これについては、結婚意欲の弱い女性は、市場の生産活動に必要な人的資本投資をより行い、稼得能力が高く、結婚しないということの影響を

受けていると考えられる。結婚意欲をコントロールすることで、結婚意欲と稼得能力の内生性をコントロールできたことを示している。

また、パネル固定効果モデルで推定した対数賃金率と対数年間労働所得の影響力を OLS で推定したものを比較すると、OLS で推定した対数賃金率と対数年間労働所得が結婚選択に与える影響が強く、次の期に結婚するハザード比が大きい。特に OLS で推定した対数賃金率のハザード比が大きく、稼得能力が結婚選択に与える影響を過大に評価する傾向がある。

稼得能力以外の変数については、結婚意欲に関して、2002 年調査において、「どちらとも言えない」と回答した者と比べ、今後「結婚したい」と回答した者は結婚が早く、「結婚したくない」と回答した者は結婚が遅くなる。親世代の所得水準の代理変数として利用した「同じ都道府県 50～59 歳男性一般労働者の対数賃金率」が高いほど、推定式によって 10%有意水準で結婚が遅くなると観察された。さらに、親と同居している場合、有意に結婚が遅くなることが観測され、結婚へのシフトが難しいことが示されている。



表4 女性の稼働能力と結婚選択の関係：各指標での比較

|                                       | Cox比例ハザードモデルより推定     |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
|---------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                                       | ハザード比                |                      | ハザード比                |                      | ハザード比                |                      | ハザード比                |                      |
|                                       | (A1)                 | (A2)                 | (A3)                 | (A4)                 | (A5)                 | (A6)                 | (A7)                 | (A8)                 |
| [前期] 対数賃金率1<br>パネル固定効果モデルより推定         | 1.571***<br>(0.0955) | 1.453***<br>(0.0886) |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| [前期] 対数賃金率2<br>OLSより推定                |                      |                      | 4.255***<br>(0.851)  | 3.164***<br>(0.637)  |                      |                      |                      |                      |
| [前期] 対数年間労働所得1<br>パネル固定効果モデルより推定      |                      |                      |                      |                      | 1.330***<br>(0.0517) | 1.258***<br>(0.0488) |                      |                      |
| [前期] 対数年間労働所得2<br>OLSより推定             |                      |                      |                      |                      |                      |                      | 1.700***<br>(0.121)  | 1.528***<br>(0.109)  |
| 結婚意欲：どちらとも言えない<br>(ref.)              |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |                      |
| 結婚したい                                 |                      | 1.638***<br>(0.101)  |                      | 1.636***<br>(0.100)  |                      | 1.639***<br>(0.0991) |                      | 1.641***<br>(0.0990) |
| 結婚したくない                               |                      | 0.555***<br>(0.0715) |                      | 0.555***<br>(0.0713) |                      | 0.554***<br>(0.0697) |                      | 0.555***<br>(0.0696) |
| [前期] 2歳上同じ都道府県男性<br>一般労働者の対数賃金率       | 1.958<br>(1.367)     | 1.866<br>(1.296)     | 1.730<br>(1.205)     | 1.664<br>(1.154)     |                      |                      |                      |                      |
| [前期] 同じ都道府県50～59歳男性<br>一般労働者の対数賃金率    | 0.403*<br>(0.215)    | 0.421<br>(0.223)     | 0.378*<br>(0.200)    | 0.405*<br>(0.214)    |                      |                      |                      |                      |
| [前期] 2歳上同じ都道府県男性<br>一般労働者の対数年間労働所得    |                      |                      |                      |                      | 0.626<br>(0.473)     | 0.595<br>(0.449)     | 0.546<br>(0.412)     | 0.526<br>(0.396)     |
| [前期] 同じ都道府県50～59歳男性<br>一般労働者の対数年間労働所得 |                      |                      |                      |                      | 0.775<br>(0.411)     | 0.800<br>(0.426)     | 0.778<br>(0.412)     | 0.812<br>(0.431)     |
| [前期] 親との同居                            | 0.844***<br>(0.0492) | 0.812***<br>(0.0470) | 0.858***<br>(0.0499) | 0.825***<br>(0.0476) | 0.841***<br>(0.0481) | 0.807***<br>(0.0458) | 0.852***<br>(0.0486) | 0.818***<br>(0.0464) |
| [前期] 都道府県別離婚率                         | 0.922<br>(0.147)     | 0.975<br>(0.156)     | 0.910<br>(0.144)     | 0.965<br>(0.154)     | 0.888<br>(0.136)     | 0.944<br>(0.145)     | 0.900<br>(0.138)     | 0.952<br>(0.146)     |
| 地域ブロックダミー                             | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  |
| 地域ブロックダミー×年次                          | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  | YES                  |
| No. of subjects                       | 6,277                | 6,277                | 6,277                | 6,277                | 6,384                | 6,384                | 6,384                | 6,384                |
| Observations                          | 27,745               | 27,745               | 27,745               | 27,745               | 28,656               | 28,656               | 28,656               | 28,656               |
| Wald chi2                             | 105.06               | 241.00               | 102.02               | 237.18               | 105.76               | 249.41               | 108.38               | 250.79               |
| Prob > chi2                           | 0.000                | 0.000                | 0.000                | 0.000                | 0.000                | 0.000                | 0.000                | 0.000                |

出所：LSA21(2002-2012)より筆者推定。

注：1) 学卒時を開始時点にしている。

2) 推定では、学歴と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) 女性の稼働能力と結婚選択の関係：学歴と年齢の違い

続いて、パネル固定効果モデルより推定した対数賃金率を用いて、学歴と年齢階級の違いに着目して、稼働能力が結婚選択に与える影響を学歴別に考察する。

人的資本投資の違いにより学歴間には所得格差が存在し、平均的には学歴が高いほど稼働能力が高い。また、夫婦の組み合わせに関する研究からは、学歴、年齢、人種など同じ属性の者同士が結婚する (assortative mating) 傾向があり、女性の高学歴化などに伴い、近年では、この趨勢が強まる傾向がある<sup>11)</sup>。平均的な稼働能力と潜在的結婚相手のグループが異なることによって、学歴によって稼働能力が結婚選択に与える影響が異なる可能性がある。学歴による違いを確認するために、学歴別にサブサンプルに分けて、稼働能力が結婚選択に与える影響を分析した。

さらに、晩婚化が進み、平均的な初婚年齢が上昇するに伴い、初婚年齢の分散も大きくなっている<sup>12)</sup>。稼働能力が結婚選択に与える影響は年齢によって異なる可能性がある。推定した対数賃金率と年齢階級ダミーの交差項を作成することによって、稼働能力が結婚選択に与える影響は、年齢の上昇に伴い変化しているかを確認することができる。

表5は基本統計量、表6は分析結果を示している。まず学歴別の効果を見ると、高専・短大卒、大学・大学院卒は高校卒と比べ、対数賃金率のハザード比が大きく、稼働能力が高いほど結婚が早まるとの結果が得られた。高校卒だけのサンプルの分析では、対数賃金率のハザード比の有意性が10%か、有意でなくなっている。稼働能力が結婚選択に与えるプラスの影響は、高学歴のほうがより顕著に観察されることについては、高校卒女性の対数賃金率の絶対水準は相対的に低いことが影響している可能性がある。表5が示す基本統計量の推定対数賃金率を見ても、学歴が高いほど対数賃金率が高い。

推定対数賃金率と年齢階級ダミーの交差項を見ると、大学・大学院卒の場合、レファレンスグループの「対数賃金率×20～24歳」と比べ、「対数賃金率×25～39歳」の層では、ハザード比が1より小さく、結婚が遅くなるとの結果が得られている。大学・大学院卒者に対して、稼働能力が結婚選択に与えるプラスの効果は、年齢の上昇に伴い逡減していることを示されている。

<sup>11)</sup> 例えば、Choo and Siow (2006), Greenwood et al. (2014)など。

<sup>12)</sup> 初婚の妻の年齢(各歳)、婚姻件数割合を見ると、1995年には、女性の初婚年齢が割合で見るともっとも多かったのは23～27歳で、合計54.9%を占めていた。しかし、2015年になると、女性の初婚年齢が多い割合は25～29歳にシフトするようになり、合計41.4%しか占めていない。(データ出所：厚生労働省「平成27年人口動態統計月報年計(概数)の概況」)

表5 基本統計量（学歴と年齢階級の違い）<sup>13)</sup>

| 変数名                               | 高校卒    |       | 高専・短大卒 |       | 大学・大学院卒 |       |
|-----------------------------------|--------|-------|--------|-------|---------|-------|
|                                   | 平均値    | 標準偏差  | 平均値    | 標準偏差  | 平均値     | 標準偏差  |
| [前期]推定対数賃金率1<br>(パネル固定効果モデルより推定)  | 0.072  | 0.387 | 0.100  | 0.667 | 0.194   | 0.547 |
| 結婚意欲:結婚したい                        | 0.572  | 0.495 | 0.680  | 0.466 | 0.694   | 0.461 |
| どちらとも言えない                         | 0.292  | 0.455 | 0.225  | 0.417 | 0.211   | 0.408 |
| 結婚したくない                           | 0.136  | 0.343 | 0.095  | 0.294 | 0.095   | 0.293 |
| 1968～1972年生まれ                     | 0.290  | 0.454 | 0.219  | 0.413 | 0.155   | 0.362 |
| 1973～1977年生まれ                     | 0.324  | 0.468 | 0.326  | 0.469 | 0.320   | 0.466 |
| 1978～1982年生まれ                     | 0.386  | 0.487 | 0.456  | 0.498 | 0.525   | 0.499 |
| 年齢                                | 30.324 | 5.170 | 29.511 | 4.911 | 28.950  | 4.583 |
| [前期]2歳上同じ都道府県男性一<br>般労働者の対数賃金率    | 0.816  | 0.220 | 0.813  | 0.212 | 0.820   | 0.204 |
| [前期]同じ都道府県50～59歳男<br>性一般労働者の対数賃金率 | 1.092  | 0.168 | 1.128  | 0.165 | 1.163   | 0.163 |
| [前期]親との同居                         | 0.785  | 0.411 | 0.828  | 0.378 | 0.807   | 0.395 |
| [前期]都道府県別離婚率                      | 2.125  | 0.265 | 2.132  | 0.266 | 2.149   | 0.241 |
| 北海道                               | 0.062  | 0.242 | 0.037  | 0.190 | 0.029   | 0.167 |
| 東北                                | 0.111  | 0.314 | 0.068  | 0.252 | 0.041   | 0.198 |
| 南関東                               | 0.194  | 0.395 | 0.271  | 0.445 | 0.353   | 0.478 |
| 北関東・甲信                            | 0.094  | 0.291 | 0.087  | 0.282 | 0.051   | 0.220 |
| 北陸                                | 0.039  | 0.193 | 0.045  | 0.208 | 0.027   | 0.163 |
| 東海                                | 0.144  | 0.352 | 0.118  | 0.322 | 0.108   | 0.310 |
| 近畿                                | 0.126  | 0.332 | 0.155  | 0.362 | 0.200   | 0.400 |
| 中国                                | 0.060  | 0.237 | 0.064  | 0.245 | 0.056   | 0.229 |
| 四国                                | 0.046  | 0.210 | 0.029  | 0.169 | 0.029   | 0.169 |
| 九州・沖縄                             | 0.125  | 0.330 | 0.125  | 0.330 | 0.107   | 0.309 |
| サンプルサイズ                           | 7,629  |       | 12,568 |       | 7,548   |       |

出所：LSA21（2002-2012）の初年度調査において無配偶の女性について筆者作成。

<sup>13)</sup> 基本統計量を見ると、学歴が低いほど今後「結婚したい」と回答した割合が低い。これについて、LSA21は、2002年10月末時点において20歳～34歳の日本男女について調査しているが、低学歴の女性は若くして学校を卒業し、結婚市場に参入している。結婚意欲の強い者は調査初年度にはすでに結婚している可能性がある。2002年調査の結婚意欲別にその後の婚姻状態を見ると、結婚意欲の強い者ほど結婚していることが確認できる。

表 6 女性の稼働能力と結婚選択の関係：学歴と年齢階級の違い

|   | Cox比例ハザードモデルより推定     |                     |                     |                      |                      |                     |                     |
|---|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
|   | 全サンプル                | 高校卒                 |                     | 高専・短大卒               |                      | 大学・大学院卒             |                     |
|   | ハザード比                | ハザード比               |                     | ハザード比                |                      | ハザード比               |                     |
|   | (B1)                 | (B2)                | (B3)                | (B4)                 | (B5)                 | (B6)                | (B7)                |
| [前期] 対数賃金率1<br>パネル固定効果モデルより推定<br>結婚意欲：どちらとも言えない<br>(ref.) | 2.405***<br>(0.570)  | 1.356*<br>(0.223)   | 1.708<br>(1.033)    | 1.421***<br>(0.105)  | 2.090**<br>(0.611)   | 1.643***<br>(0.232) | 4.629***<br>(2.350) |
| 結婚したい   | 1.640***<br>(0.101)  | 1.707***<br>(0.202) | 1.706***<br>(0.202) | 1.592***<br>(0.142)  | 1.590***<br>(0.142)  | 1.727***<br>(0.212) | 1.735***<br>(0.215) |
| 結婚したくない   | 0.558***<br>(0.0719) | 0.545***<br>(0.128) | 0.545***<br>(0.127) | 0.527***<br>(0.105)  | 0.528***<br>(0.105)  | 0.664<br>(0.166)    | 0.662*<br>(0.166)   |
| [前期] 2歳上同じ都道府県男性<br>一般労働者の対数賃金率                           | 1.921<br>(1.335)     | 1.481<br>(1.967)    | 1.505<br>(2.003)    | 3.012<br>(3.071)     | 3.064<br>(3.129)     | 1.150<br>(1.578)    | 1.299<br>(1.782)    |
| [前期] 同じ都道府県50～59歳男<br>性一般労働者の対数賃金率                        | 0.412*<br>(0.219)    | 0.501<br>(0.490)    | 0.486<br>(0.475)    | 0.264*<br>(0.208)    | 0.259*<br>(0.205)    | 0.772<br>(0.813)    | 0.714<br>(0.750)    |
| [前期] 親との同居  | 0.814***<br>(0.0471) | 0.776**<br>(0.0897) | 0.773**<br>(0.0894) | 0.796***<br>(0.0685) | 0.799***<br>(0.0688) | 0.880<br>(0.0954)   | 0.882<br>(0.0954)   |
| [前期] 都道府県別離婚率   | 0.967<br>(0.155)     | 0.879<br>(0.288)    | 0.884<br>(0.291)    | 0.969<br>(0.221)     | 0.964<br>(0.220)     | 1.031<br>(0.319)    | 1.019<br>(0.316)    |
| [前期] 対数賃金率×20～24歳   |                      |                     | 0.789<br>(0.501)    |                      | 0.766<br>(0.239)     |                     | 0.424*<br>(0.217)   |
| [前期] 対数賃金率×25～29歳   | 0.680<br>(0.170)     |                     | 0.868<br>(0.569)    |                      | 0.634<br>(0.196)     |                     | 0.291**<br>(0.155)  |
| [前期] 対数賃金率×30～34歳   | 0.562**<br>(0.141)   |                     | 0.810<br>(0.603)    |                      | 0.624<br>(0.207)     |                     | 0.249**<br>(0.148)  |
| [前期] 対数賃金率×35～39歳   | 0.532**<br>(0.145)   |                     | 0.222*<br>(0.182)   |                      | 0.520<br>(0.213)     |                     | 3.195<br>(4.721)    |
| [前期] 対数賃金率×40～44歳   | 0.441**<br>(0.153)   |                     |                     |                      |                      |                     |                     |
| 地域ブロックダミー   | YES                  | YES                 | YES                 | YES                  | YES                  | YES                 | YES                 |
| 地域ブロックダミー×年次  | YES                  | YES                 | YES                 | YES                  | YES                  | YES                 | YES                 |
| No. of subjects   | 6,277                | 1,737               | 1,737               | 2,865                | 2,865                | 1,675               | 1,675               |
| Observations  | 27,745               | 7,629               | 7,629               | 12,568               | 12,568               | 7,548               | 7,548               |
| Wald chi2   | 249.68               | 77.68               | 81.06               | 116.39               | 120.66               | 85.29               | 96                  |
| Prob > chi2   | 0.000                | 0.000               | 0.000               | 0.000                | 0.000                | 0.000               | 0.000               |

出所：LSA21(2002-2012)より筆者推定。

注：1) 学卒時を開始時点にしている。

2) 推定では、学歴と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。

## 5. 分析結果

本稿は、同一個人を追跡した LSA21 の個票データを用いて、女性の稼働能力と結婚選択との関係について分析した。稼働能力と結婚選択の内生性に対応するため、結婚意欲をコントロールした。また、同じ属性のグループ内に稼働能力の差が存在することに配慮し、パネル固定効果モデルで推定した対数賃金率を稼働能力の代理変数として用いた。結果の頑健性の確認のため、OLS で推定した対数賃金率、対数年間労働所得、パネル固定効果モデルで推定した対数年間労働所得

が結婚選択に与える影響についても分析し、パネル固定効果モデルで推定した対数賃金率を用いた場合の推定結果と比較を行った。

稼働能力が結婚選択に与える影響については、Cox 比例ハザードモデルを利用した。分析の結果、女性の稼働能力が高いほど、結婚する確率が高くなっていることが確認された。OLS で推定した対数賃金率、対数年間労働所得、パネル固定効果モデルで推定した対数年間労働所得を用いても、稼働能力が高いほど結婚が早まることが観察されたため、この結果は頑健であると考えられる。ただし、OLS で推定した対数賃金率と対数年間労働所得は、稼働能力が結婚選択に与えるプラスの効果を過大に評価する傾向がある。さらに、結婚意欲をコントロールした場合、稼働能力のハザード比は小さくなり、稼働能力と結婚選択には内生性があり、結婚意欲をコントロールしないと、稼働能力が結婚選択に与えるプラスの影響も過大に推定される傾向があることが分かった。女性の稼働能力の上昇は、しばしば晩婚化の理由として挙げられているが、本稿の分析結果からは、結婚意欲をコントロールしたとしても、稼働能力の高さは有意に結婚する確率を高くすることが確認された。全体的に晩婚化が進む中、女性にとっても稼働能力が結婚の条件の1つになっていることがうかがえる。

また、推定した対数賃金率と年齢階級ダミーの交差項で、稼働能力が与える結婚選択の年齢階級による効果の違いを確認した結果、大学・大学院卒女性では、年齢階級が上のほうは、若年層と比べ稼働能力が与える結婚選択へのプラスの効果は小さくなっており、年齢の上昇に伴い逓減する傾向があることを確認された。

## 参考文献

- [1] Becker, G. S., Landes, E. M., & Michael, R. T. (1977). An Economic Analysis of Marital Instability. *The Journal of Political Economy*, 1141-1187.
- [2] Becker, G. S. (1991). *A Treatise on the Family*, enlarge edition. Harvard University Press, Cambridge (Mass.) and London(England).
- [3] 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.
- [4] Choo, E., and Siow, A. (2006). Who Marries Whom and Why. *Journal of Political Economy*, 114(1), 175-201.
- [5] Greenwood, J., Guner, N., Kocharkov, G., and Santos, C. (2014). Marry Your Like: Assortative Mating and Income Inequality. *The American Economic Review*, 104(5), 348-353.
- [6] 阿部正浩・樋口美雄 (1999) 「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング」『パネルデータから見た現代女性・結婚・出産・就業・消費・貯蓄』, 東洋経済新報社
- [7] 加藤篤・津田幸弘ほか (1994), 「我が国の最近の出生率低下の要因分析」, 『わが国出生率の変動要因とその将来動向に関する研究—経済的アプローチの試み—』, 総合研究開発機構, 第1章
- [8] 米谷信行 (1995) 「我が国の出生率低下の要因分析」大蔵省財政金融研究所『フィナンシャル・レビュー』 February
- [9] 酒井正・樋口美雄(2005) 「フリーターのその後—就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』, 535, 29-41.
- [10] 四方理人(2005) 「パート・フルタイム賃金格差と結婚のタイミング」 KUMQRP DISCUSSION PAPER SERIES.
- [11] 出島敬久 (2004) 「夫婦の賃金率と結婚年齢に関する計量経済分析：日本の晩婚化は配偶者サーチ・モデルと整合的か？」『上智経済論集』 49 (1), 31-43.
- [12] 永瀬伸子 (2002) 「若年層の雇用の非正規化と結婚行動」『人口問題研究』, 58(2), 22-35.
- [13] 福田節也 (2012) 「消費生活に関するパネル調査を用いた分析：結婚形成における女性の稼働能力の役割」安藏伸治・小島宏『マイクロデータの計量人口学』原書房, 第5章, 93-125.



The Constraints on Women's Marriage, Childbirth and Employment, and Effects  
of Work-Life Balance Policies \*  
Empirical Analysis Using Japanese Household Panel Surveys

Yoshio Higuchi<sup>※1</sup>  
Kazuyasu Sakamoto<sup>※2</sup>  
Risa Hagiwara<sup>※3</sup>

Abstract

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

Key words: marriage, childbirth, continued employment, reemployment

---

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

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

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

※3 Lecturer, Faculty of Economics, Meikai University

## 1. Introduction

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

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

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

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

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

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

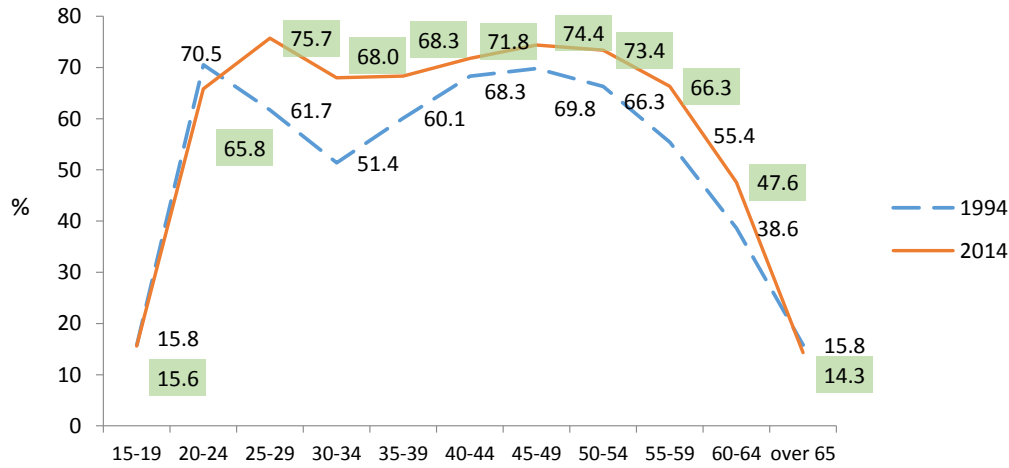


to work after marriage is gradually increasing. Next, we examine employment trends around the time of birth of the first child. As mentioned previously, the number of women quitting their jobs when they get married has declined, so the share of women not working before pregnancy has fallen by 11.4 pp.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

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

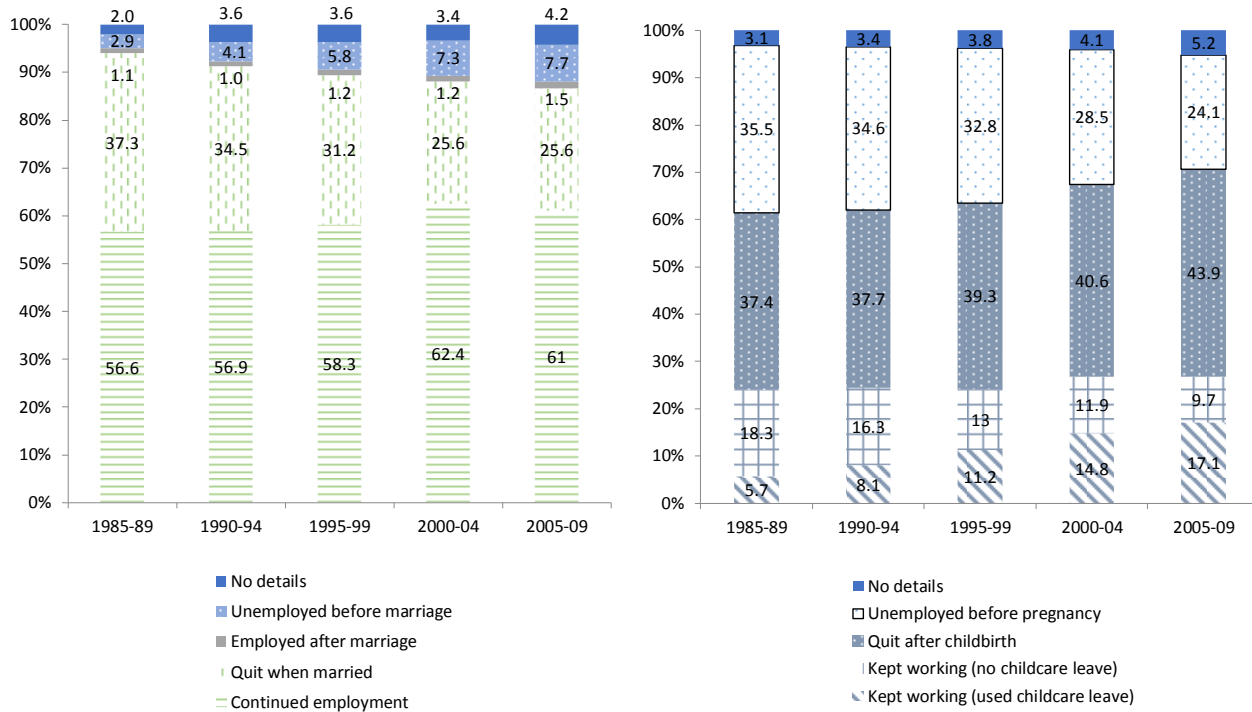
What sorts of factors are driving these changing circumstances? Why are the desired changes not progressing much? Below, we elucidate these issues, using panel data from tracking surveys of the same individuals with further comparisons of differences among cohorts. This paper is structured as follows.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

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



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

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



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

## 2. Previous research

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

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

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

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

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

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

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

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

### **3. Data**

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

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

were adults in 2012. However, only data for the 2002 wave could be used in this research, so we have been unable to analyze intergenerational differences. There are two benefits from using these data. First, respondents are obliged to answer because these are official government statistics, so there is a higher response rate and a large sample size in both time-series and cross-sectional data<sup>1</sup>. Second, the Longitudinal Survey of Adults in the 21st Century includes variables that enable the identification of region (prefecture), allowing matching of information that indicates regional characteristics such as the availability of childcare facilities. However, a shortcoming is that there are a limited number of question items because the survey is for official statistics; there are fewer questions than in the panel data collected by universities and research institutes.

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

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

---

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

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

#### 4. Marriage decisions

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

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

---

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

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

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

Meanwhile, looking at working hours and the squared term for working hours, there are both positive and negative signs for significant cases. Women who work long hours tend to marry, but as the number of hours increases, the tendency to marry decreases. This reflects the fact that full-time workers are more likely to marry than part-time workers. Next, looking at the number of employees dummy, compared to workers at firms with 1-4 employees, those with 100-499 employees and those working the public sector are more likely to marry. In all cases, the access<sup>3</sup> to childcare leave failed to show any significant impact. Hourly wage rate showed a significant positive effect; women with higher wages are more likely to marry (+0.00934% for ¥100 per hour). Further, we conducted analysis taking into consideration when the respondents were born. For estimates with birth cohort dummies added using Japanese Panel Survey of Consumers data, for the overall sample and when restricted to regular employees, the sign of the marginal effect is negative for those born in the 1970s and 1980s (compared with those born in the 1960s). In particular, the 1980s dummy is significant, and when the independent variables are held constant, the percentage who decide to marry declines for each birth cohort (not shown in the table).

---

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



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

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

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

**Table 2 Marriage decision estimation results (marginal effects)**

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

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

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

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

## 5. Changes in employment after marriage

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

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

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

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

**Table 3 Employment rates before and after marriage**

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

## 6. Childbirth decisions

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

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

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

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

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

---

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

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

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

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

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

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

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



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

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

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

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

## 7. Changes in employment after childbirth

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

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

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

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

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

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

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

**Table 9. Employment rates after birth of the first child**

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

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

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

**Sample covers only those respondents who answered in all years.**

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

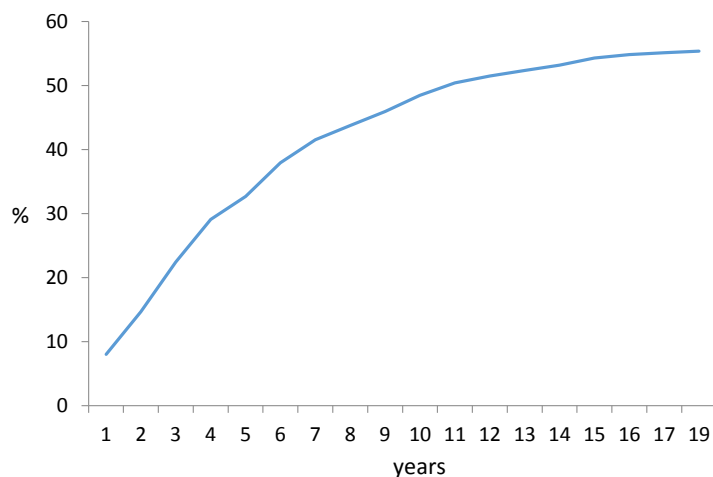
\*\*\*significant at the 1% level; \*\* significant at the 5% level; \*significant at the 10% level.

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

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

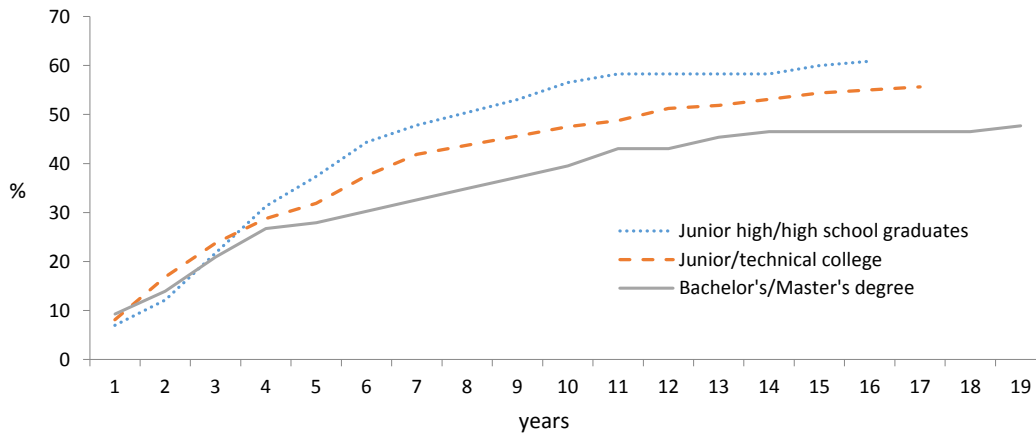
As in the analyses described in the previous sections, we looked at differences due to education and residence. The cumulative share of junior high and high school graduates is high (Figure 4). The share returning to work within one year is higher for more highly educated women (junior high/ high school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

**Figure 3. Cumulative reemployment rate after giving the first birth**



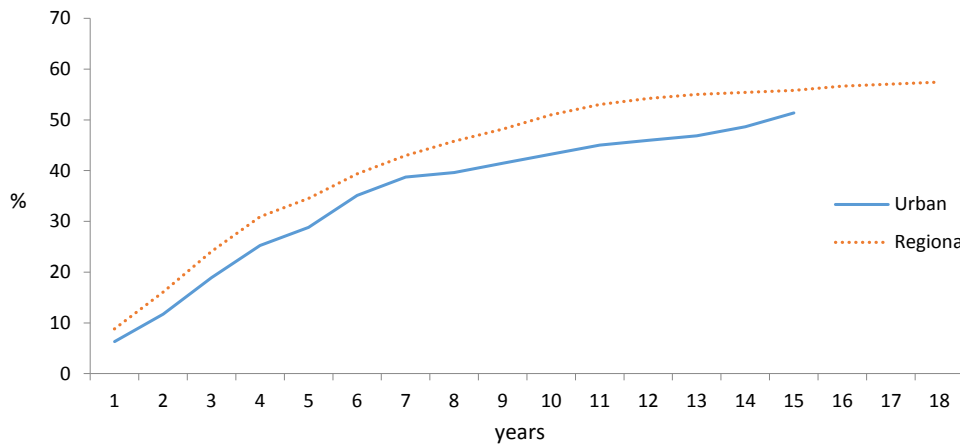
Source: Institute for Research on Household Economics, Japanese Panel Survey of Consumers

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



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

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



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

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

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



mismatch hypothesis. We also confirmed the impact of qualifications held by the women<sup>6</sup>; while the sign was positive, there was no significant impact. Next, we look at the impact of families, in terms of living with parents time spent by the husband on housework and childcare. The results confirmed that the longer the husband spent on housework and childcare on weekend the year before, the higher the women's reemployment rates (+0.06% per hour). This indicates that the more cooperative the husband is in domestic life, the easier it is for the wife to participate in the labor market. The marginal effect of the husband's income was negative and significant (-0.03% to -0.04% per ¥1 million). This constrains the wife's income and satisfies the weak income motivation hypothesis. Finally, looking at the impact of birth cohort, we see that among women who had quit work, those born in the 1970s and 1980s were less likely to reenter the workforce (roughly -15% and -70%, respectively) compared with those born in the 1960s. At the time of the latest survey (2014), the mothers in the 1960s cohort were 45-54 years old, and assuming that they were around 30 years old when their first child was born, they have already finished child rearing. In addition, more of the younger generations who wanted to work kept working. Restricting the discussion to those who quit, few of them have resumed employment.

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

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

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

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

**Table 14. Estimation results for reemployment**

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

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

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

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

## 9. Conclusions

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

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

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

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

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

#### References

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

Kitamura, Y., and K. Sakamoto (2004) "Image change for 'elegant' parasite singles," Higuchi, Y., Ota, K., and Institute for Research on Household Economics, eds., *How Have Work Styles and Lifestyles Changed for Women under Deflation in the Heisei Recession?*, Nihon Keizai Shimbun, Inc, 87-115.

Kitamura, Y., and K. Sakamoto (2007) "Marriage behavior from the viewpoint of intergenerational relationships," *Economic Research*, 58, No. 1, 31-46.

Ministry of Health, Labour and Welfare (2014) "2014 edition: Analysis of labor economy toward maximum employment of human resources."

Koba, T., M. Yasuoka., and K. Urakawa (2009) "Husband's participation in housework and childcare and birth behavior," *Social Security Research Quarterly*, 44 (4), 447-459.

Han, W-J., C. J. Ruhm, J. Waldfogel and E. Washbrook (2008) "The timing of mother's employment after childbirth," *Monthly Labor Review*, 131 (6), 15-27.

Higuchi, Y.(1994) "Empirical analysis of child care leave systems," National Institute of Population and Social Security Research, ed., *Modern Families and Social Security*, University of Tokyo Press, 181-204.

Higuchi, Y.(1995) "Consequences of policies to protect housewives," Hatta, T., Yashiro, N., eds., *Economic Analysis of Policies to Protect the "Vulnerable,"* Nihon Keizai Shimbun, Inc., 185-219.

Higuchi, Y.(2000) "Dynamic analysis of women's marriage, childbirth and employment using panel data," Okada A., Kamiya, K., Kuroda, M., and Ban, K., ed.s, *Trends in Modern Economics 2000*, Toyo-Keizai Shimpo-Sha, 109-148.

Higuchi, Y. (2007) "Policies to support women's employment continuation: effects of laws and economic environment," *Keio Associated Repository of Academic Resources*, 50 (5), 45-66.

Higuchi, Y., M. Abe., and J. Waldfogel (1997) "Parental leave and maternity leave systems in Japan, the US and UK and women's employment," *Journal of Population Problems*, 53 (4), 49-66.

Higuchi, Y., T. Matsuura., and K. Sato (2007), "Impact of regional factors on childbirth and wives' employment continuation: analysis using the Japanese Panel Survey of Consumers from the Institute for Research on Household Economics, *RIETI Discussion Paper Series 07-J-012*.

Hirao, K. (2005) "Women's educational background and reemployment," *Japan Society of Family Sociology*, 17 (1), 34-43.

Imada, S., and S. Ikeda (2006) "The impact of childcare leave systems on maternal employment continuity and problems with work-life balance support measures," *Japanese Journal of Labour Studies*, 553, 34-44.

Iwasawa, M. (2004) "Wives' employment and childbirth behavior: Analysis of 1970-2002 marriage cohorts," *Journal of Population Problems*, 60 (1), 50-69.

Japan Institute of Labour (2000) "Study on the factors determining the working rate of women with higher education," Research Report No.135.

Japan Institute for Labour Policy and Training (2006) "Career analysis of modern Japanese people from different viewpoints," *JILPT Research Report*, 51.

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

Shigeno, Y. (2006) "Balance of work with childbirth and childcare - corporate childcare support and childcare facilities and birthrates," Higuchi, Y., Ministry of Finance Policy Research Institute (eds.), *Declining Birthrate and Japan's Economy and Society: Two Myths and One Reality*, Japan Hyoronsha, 81-114.

Shigeno, Y., and Y. Okusa (1998) "Impact of childcare leave systems on women's marriage and continued employment," *Japanese Journal of Labour Studies*, 459, 39-49.

Shigeno, Y., and Y. Okusa (1999) "Impact of childcare policies on women's birth decisions and employment continuity," *Social Security Research Quarterly*, 35 (2), 192-207.

Shigeno, Y., and Y. Okusa (2001) "Impact of childcare policies on childbirth, marriage and employment," Iwamoto, Y., ed., *Economics of Social Welfare and Families*, Toyo Keizai Inc., 17-50.

Shigeno, Y., and K. Matsuura (2003) "Toward a balance of childbirth and childcare with work: focus on the effects of childcare leave systems on marriage and employment selection and on married and working women," *Social Security Research Quarterly*, 39 (1), 43-54.

Shikata, M., and X. Ma (2006) "Did work-life balance policies promote employment of married women in the 1990s?" Higuchi, Y., COE Program at Keio University, ed., *The Dynamism of Household Behavior in Japan II: Taxation Reform and Response of Households*, Keio University Press, 169-190.

Shimizutani, S., and H. Noguchi (2004) "How much does the use of childcare services stimulate female labor supply? An investigation using micro data," *ESRI Discussion Paper Series*, 89.

Suga, K. (2011) "Work-life balance and the life course of married women," *Journal of Population Problems*, 67 (1), 1-23.

Suruga, T. (2011) "Determinants of husband's housework time," Higuchi, Y., and T. Fukawa, eds., *Work-Life Balance and Family Formation: Work Styles to Transform a Low Birthrate Society*, University of Tokyo Press, 195-216.

Suruga, T., and J. Zhang (2003) "Quantitative analysis using panel data on the impact of childcare leave on women's fertility and employment continuity," *Household Economic Research*, 59, 56-63.

Suruga, T., and M. Nishimoto (2002) "Impact of childcare support policies on childbearing behavior," *Social Security Research Quarterly*, 37 (4), 372-380.

Takeishi, E. (2001) "Analysis of reemployment for female college graduates," Wakisaka, A., Tomita, Y., eds., *Work Styles of Female College Graduates*, Japan Institute for Labour Policy and Training, 117-141.

Toda, J. (2012) "Dissemination of work-life balance support measures and impact of work-life balance support measures on childbearing behavior," *IPSS Discussion Paper Series* Bo.2011-J06.

Unayama, T. (2011) "Prospects for balancing marriage and childbirth with work and provision of childcare facilities," *Japan Center for Economic Research Journal*, 65, 1-22.

Wakisaka, A. (2002) "Conditions and issues regarding use of childcare leave in the workplace," *Japanese Journal of Labour Studies*, 503, 4-14.

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

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

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

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

## 研究成果の刊行に関する一覧表

■ 書籍：該当なし

■ 雑誌

| 発表者氏名                | 論文タイトル名   | 発表誌名   | 巻号    | ページ         | 出版年     |
|----------------------|---|--|-------|-------------|---------|
| 佐藤一磨・<br>山本勲・<br>小林徹 | 定年退職は健康にどのような影響を及ぼすのか   | Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES DP2016-014 |       |             | 2017年3月 |
| 佐藤一磨                 | 高齢者の失業が健康に及ぼす影響   | Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES DP2017-001 |       |             | 2017年3月 |
| 戸田淳仁                 | 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   | 経済分析   | 第191号 | pp. 165-82. | 2016年2月 |
| 小林徹・<br>山本勲・<br>佐藤一磨 | 正規非正規の職種転換と雇用形態転換   | Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES DP2016-012 |       |             | 2017年3月 |
| 小林徹                  | 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  | Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES DP2016-013 |       |             | 2017年3月 |
| 石井加代子・<br>浦川邦夫       | 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   | Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES DP2016-015 |       |             | 2017年3月 |
| 山本勲・<br>野原快太         | Active Labor Market Policy and Youth Employment in Japan - Policy Evaluation of the Job Café Related Projects | Panel Data Research Center at Keio University DISCUSSION PAPER SERIES DP2014-007 |       |             | 2015年3月 |



|  |  |  |             |               |         |
|--|--|--|-------------|---------------|---------|
| 樋口美雄・<br>坂本和靖・<br>萩原里紗                                 | 女性の結婚・出産・就業の制約要因と<br>諸対策の効果検証—家計パネル調査<br>によるワーク・ライフ・バランス分析   | 三田商学研究   | 第58巻<br>第6号 | pp. 29-5<br>7 | 2016年2月 |
| 山本勲・<br>伊藤大貴   | Childcare Policy and Regional Em<br>ployment of Japanese Female Wo<br>rkers  | Panel Data Rese<br>arch Center at<br>Keio University<br>DISCUSSION P<br>APER SERIES<br>DP2014-008              |             |               | 2015年3月 |
| 伊藤大貴・<br>山本勲   | 「21 世紀成年者縦断調査」を用いた<br>育児支援政策の効果測定—「子育て支<br>援総合推進モデル市町村事業」の検証—  | Panel Data Rese<br>arch Center at<br>Keio University<br>DISCUSSION P<br>APER SERIES<br>DP2016-011              |             |               | 2017年3月 |
| Kazuma Sato  | The effect of training on the empl<br>oyment of older workers after co<br>mpulsory retirement in Japan                 | Panel Data Rese<br>arch Center at<br>Keio University<br>DISCUSSION P<br>APER SERIES<br>DP2017-002              |             |               | 2017年3月 |
| 何芳   | 女性の稼得能力と結婚選択の関係  | Institute for Eco<br>nomic Studies, K<br>eio University K<br>eio-IES Discussio<br>n Paper Series<br>DP2017-004 |             |               | 2017年3月 |
| Yoshio Higuchi,<br>Kazuyasu Sakamoto,<br>Risa Hagiwara | The Constraints on Women's Marri<br>age, Childbirth and Employment, a<br>nd Effects of Work-Life Balance Po<br>licies, | Keio Business<br>Review  | No.51       | pp.1-31.      | 2016年4月 |