

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¹

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

¹ 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²。「乳幼児期の子育てへの両親の関与」に関わる変数と

² 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）

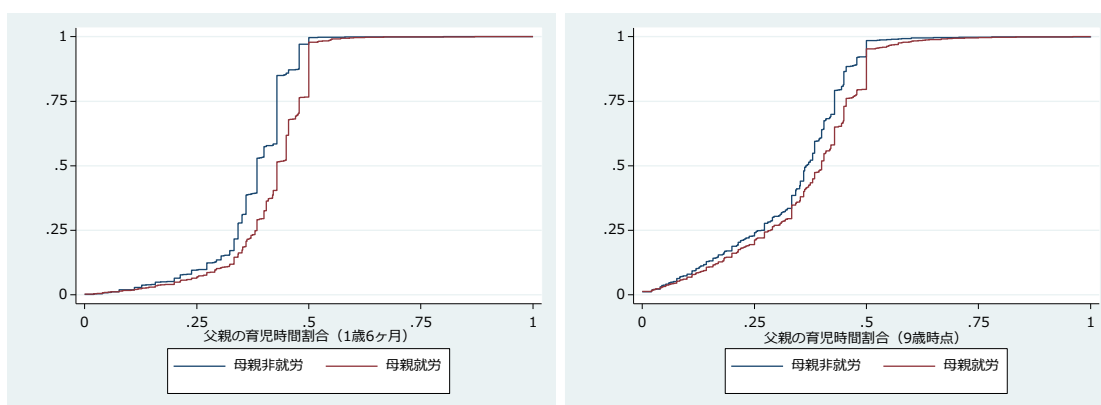


表2 子育て費用と母親の就労の関係（対数）

	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 [0.0898]	0.00851 [0.0927]	0.00203 [0.0927]	0.0302 [0.0993]
	6ヶ月	0.177** [0.0743]	0.174** [0.0760]	0.179** [0.0761]	0.162* [0.0853]
	1歳6ヶ月	-0.0785 [0.0611]	-0.0416 [0.0635]	-0.0388 [0.0635]	-0.0539 [0.0694]
	2歳6ヶ月	0.0126 [0.0578]	-0.00130 [0.0594]	0.00363 [0.0594]	0.0225 [0.0625]
	保育所利用	6ヶ月	-0.107 [0.352]	-0.204 [0.358]	-0.197 [0.356]
	1歳6ヶ月	-0.0259 [0.0657]	-0.0439 [0.0686]	-0.0466 [0.0685]	-0.0711 [0.0725]
	2歳6ヶ月	-0.105* [0.0592]	-0.0850 [0.0611]	-0.0849 [0.0611]	-0.0920 [0.0652]
1月生まれ		0.0112 [0.0304]	0.00309 [0.0311]	0.00302 [0.0311]	0.00927 [0.0328]
女の子		-0.381*** [0.0304]	-0.398*** [0.0312]	-0.398*** [0.0312]	-0.402*** [0.0325]
長子		0.371*** [0.0309]	0.368*** [0.0320]	0.363*** [0.0320]	0.346*** [0.0383]
母親就労	11歳	-0.0451 [0.0354]	-0.0398 [0.0362]	-0.0386 [0.0362]	-0.0261 [0.0377]
父親就労	11歳	-0.174 [0.130]	-0.191 [0.134]	-0.192 [0.135]	-0.228 [0.141]
母親学歴	大卒	0.116** [0.0460]	0.125*** [0.0472]	0.119** [0.0473]	0.0886* [0.0487]
父親学歴	大卒	0.0920*** [0.0348]	0.0807** [0.0356]	0.0787** [0.0357]	0.0693* [0.0371]
世帯所得 (対数)	9歳	0.150*** [0.0353]	0.155*** [0.0364]	0.153*** [0.0364]	0.138*** [0.0385]
育児費用 (対数)	9歳	0.195*** [0.0299]	0.201*** [0.0311]	0.200*** [0.0311]	0.212*** [0.0332]
母親所得 (対数)	6ヶ月				0.00312 [0.00311]
母親所得 (対数)	1歳6ヶ月				-0.00203 [0.00460]
育児費用 (対数)	6ヶ月				-0.000383 [0.00626]
育児費用 (対数)	1歳6ヶ月				0.00430 [0.00614]
育児費用 (対数)	2歳6ヶ月				-8.02E-05 [0.00569]
母親育児時間	1歳6ヶ月		0.0169 [0.0124]	0.0171 [0.0124]	0.0174 [0.0130]
父親育児時間	1歳6ヶ月		0.0118* [0.00679]	0.00955 [0.00682]	0.00811 [0.00716]
父親育児参加	6ヶ月			0.0883*** [0.0314]	0.0935*** [0.0327]
Constant		-3.463*** [0.589]	-3.874*** [0.624]	-3.856*** [0.623]	-3.755*** [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
合計						
父親の育児時間割合 （1歳6ヶ月）	0.196 [0.184]	1.485*** [0.267]	0.457*** [0.162]	0.244 [0.171]	0.282* [0.159]	0.628*** [0.229]
父親の育児参加 （6ヶ月）	0.0959*** [0.0327]	0.00775 [0.0498]	-0.0402 [0.0284]	-0.0145 [0.0302]	0.0133 [0.0277]	-0.0363 [0.0415]
男子						
父親の育児時間割合 （1歳6ヶ月）	0.0698 [0.274]	1.694*** [0.357]	0.591*** [0.221]	0.535** [0.239]	0.301 [0.223]	0.394 [0.313]
父親の育児参加 （6ヶ月）	0.0983** [0.0478]	-0.00436 [0.0660]	-0.0472 [0.0389]	-0.0391 [0.0428]	-0.0439 [0.0385]	-0.00957 [0.0556]
女子						
父親の育児時間割合 （1歳6ヶ月）	0.302 [0.250]	1.216*** [0.408]	0.308 [0.238]	-0.0407 [0.244]	0.262 [0.228]	0.888*** [0.336]
父親の育児参加 （6ヶ月）	0.0925** [0.0449]	0.0240 [0.0760]	-0.0302 [0.0417]	0.00937 [0.0426]	0.0738* [0.0398]	-0.0721 [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： 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) 坂本, 和靖(Sakamoto, Kazuyasu) 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	http://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-20160200-0029

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

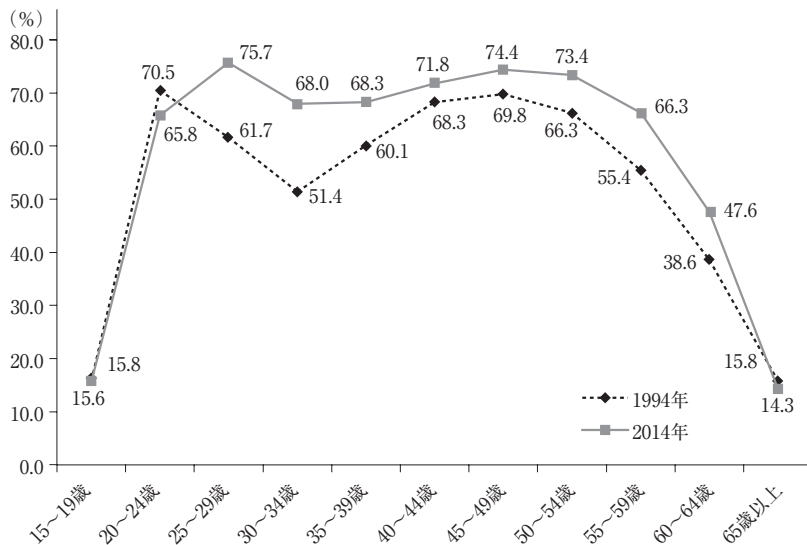
女性にとって、結婚や出産により、自分のために使える時間が制約され、自由度が束縛されることは大きなコストである。もろもろの制約から、結婚したい、出産したい、仕事を続けたいにもかかわらず、それができなくなれば、それらを諦める人も多数生まれてくる。はたして女性にとって、結婚や出産、そして継続就業や再就職にどのような要因が影響しているのだろうか。

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期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）



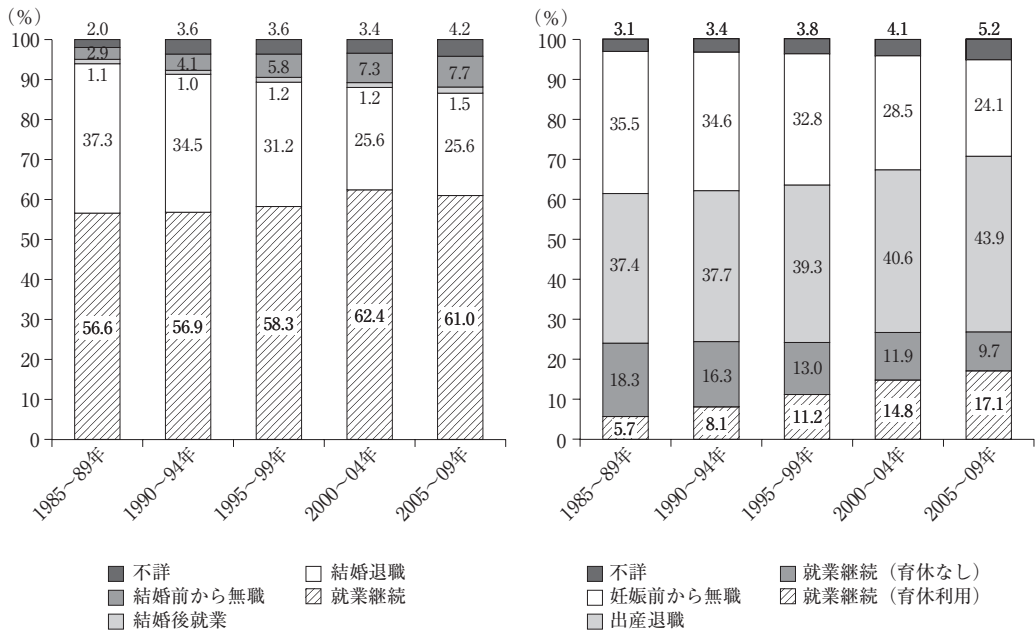
データ：総務省「労働力調査」

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きているのか。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、同一個人の子供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¹⁾、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²⁾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 become 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*** (0.00335)	0.0448*** (0.00647)	0.0246*** (0.00322)
年齢の二乗 (結婚1年前)	-0.000667*** (5.84e-05)	-0.000812*** (0.000114)	-0.000444*** (5.52e-05)
学歴 ref. 中学・高校卒 専門学校卒	0.00545 (0.00336)	0.00604 (0.00585)	0.00250 (0.00338)
短期大学・高等専門学校卒	0.00430 (0.00309)	0.00264 (0.00537)	0.00307 (0.00315)
大学卒	0.00870** (0.00344)	0.0160*** (0.00619)	0.00188 (0.00334)
大学院卒	0.00788 (0.0123)	0.00832 (0.0213)	0.00454 (0.0119)
両親と同居 (1年前)	0.0189*** (0.00232)	0.0216*** (0.00396)	0.0134*** (0.00258)
時間当たり賃金 (結婚1年前) 単位：1時間・100円	9.34e-05** (4.42e-05)	-8.96e-05 (0.000143)	0.000129** (5.41e-05)
労働時間 (結婚1年前) 単位：1日・時間	0.00487*** (0.00157)	-0.00233 (0.00318)	0.00636*** (0.00166)
労働時間の二乗 (結婚1年前) 単位：1日・時間	-0.000139 (0.000102)	0.000172 (0.000173)	-0.000292** (0.000115)
通勤時間 (結婚1年前) 単位：往復・10分	-0.000368 (0.000231)	-0.000907** (0.000411)	-4.54e-06 (0.000217)
従業員規模 (結婚1年前) ref. 1~4人 5~29人	0.00673 (0.00609)	0.00614 (0.0107)	0.00517 (0.00617)
30~99人	0.00235 (0.00603)	0.00144 (0.0107)	0.000743 (0.00597)
100~499人	0.0131** (0.00657)	0.0113 (0.0110)	0.0103 (0.00709)
500~999人	0.00802 (0.00759)	0.00576 (0.0126)	0.00683 (0.00824)
1,000~4,999人	0.0103 (0.00741)	0.0127 (0.0130)	0.00456 (0.00725)
5,000人	0.0134 (0.00834)	0.00934 (0.0135)	0.0139 (0.00956)
官公庁	0.0131 (0.00915)	-0.00737 (0.0115)	0.0359** (0.0164)
育児休業制度の利用のしやすさ (結婚1年前)	0.00536 (0.00329)	0.00544 (0.00490)	0.00582 (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³⁾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） 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） 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） 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） 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） 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 (0.0678)	0.0707 (0.0857)	-0.0820 (0.125)
年齢の二乗（結婚1年前）	-0.000198 (0.00118)	-0.00111 (0.00150)	0.00157 (0.00215)
学歴 ref. 中学・高校卒			
専門学校卒	0.109** (0.0538)	0.0786 (0.0665)	0.179* (0.0945)
短期大学・高等専門学校卒	0.100** (0.0499)	0.0628 (0.0621)	0.179** (0.0897)
大学卒	0.107** (0.0519)	0.0865 (0.0636)	0.146 (0.0942)
両親と同居（結婚年）	-0.0736 (0.0526)	-0.0588 (0.0648)	-0.0617 (0.0944)
夫の所得（結婚年）	-0.0226* (0.0127)	-0.0283* (0.0155)	0.000490 (0.0219)
単位：1年・100万円			
時間当たり賃金（結婚1年前）	0.00412** (0.00207)	0.00188 (0.00293)	0.0134** (0.00528)
単位：1時間・100円			
労働時間（結婚1年前）	0.0388* (0.0231)	0.0201 (0.0352)	0.112 (0.0811)
単位：1日・時間			
労働時間の二乗（結婚1年前）	-0.000391 (0.00105)	0.000353 (0.00135)	-0.00547 (0.00610)
単位：1日・時間			
通勤時間（結婚1年前）	-0.00161 (0.00425)	-0.00416 (0.00507)	0.00237 (0.00814)
単位：往復・10分			
従業員規模（結婚1年前） ref. 1～4人			
5～29人	0.0234 (0.107)	0.0757 (0.117)	-0.0837 (0.253)
30～99人	-0.0171 (0.114)	-0.0649 (0.132)	0.0543 (0.263)
100～499人	-0.0558 (0.108)	-0.0134 (0.120)	-0.215 (0.246)
500～999人	-0.0392 (0.123)	-0.0456 (0.146)	-0.129 (0.263)
1,000～4,999人	0.00762 (0.115)	-0.0467 (0.134)	0.101 (0.263)
5,000人	0.0311 (0.118)	0.0822 (0.129)	-0.103 (0.269)
官公庁	-0.0698 (0.164)		-0.170 (0.265)
有効求人倍率（結婚年）	-0.140 (0.115)	-0.0927 (0.141)	-0.276 (0.207)
育児休業制度の利用のしやすさ（結婚1年前）	0.231*** (0.0458)	0.285*** (0.0472)	0.0251 (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% ）⁴⁾。

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
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人以上	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** (0.0212)	0.105** (0.0474)	0.0250 (0.0208)
年齢の二乗（出産2年前）	-0.000904*** (0.000336)	-0.00180** (0.000763)	-0.000462 (0.000322)
学歴 ref. 中学・高校卒 専門学校卒	0.0131 (0.0191)	0.0387 (0.0455)	0.000427 (0.0180)
短期大学・高等専門学校卒	0.0442** (0.0196)	0.0473 (0.0436)	0.0419** (0.0197)
大学卒	0.0233 (0.0234)	0.00453 (0.0449)	0.0372 (0.0286)
大学院卒	-0.0284* (0.0162)		-0.0219* (0.0126)
両親と同居（出産2年前）	-0.000492 (0.0128)	0.0274 (0.0332)	-0.00694 (0.0119)
夫の所得（出産2年前） 単位：1年・100万円	-0.00374 (0.00347)	-0.00148 (0.00927)	-0.00192 (0.00300)
夫の家事・育児時間（休日）（出産2年前） 単位：1日・時間	0.00313* (0.00161)	0.00505* (0.00270)	0.00191 (0.00166)
子どもの人数（出産1年前） ref. 子どもなし 1人	-0.195*** (0.0248)	-0.325*** (0.0544)	-0.141*** (0.0240)
2人以上	-0.781*** (0.0532)	-0.774*** (0.0636)	-0.804*** (0.0740)
時間当たり賃金（出産2年前） 単位：1時間・100円	0.000290 (0.000400)	-0.00131 (0.00161)	0.000850** (0.000359)
労働時間（出産2年前） 単位：1日・時間	-0.00237 (0.00733)	-0.0244 (0.0187)	-0.00692 (0.00826)
労働時間の二乗（出産2年前） 単位：1日・時間	0.000161 (0.000547)	0.00112 (0.00106)	0.00106 (0.000753)
通勤時間（出産2年前） 単位：往復・10分	0.000591 (0.00137)	0.00192 (0.00319)	-0.000140 (0.00151)
従業員規模（出産2年前） ref. 1～4人 5～29人	-0.00476 (0.0237)	-0.0640* (0.0373)	0.00905 (0.0232)
30～99人	-0.00883 (0.0239)	-0.0479 (0.0431)	-0.000426 (0.0240)
100～499人	-0.0150 (0.0220)	-0.0630 (0.0469)	-5.68e-05 (0.0234)
500～999人	-0.00705 (0.0280)	-0.0475 (0.0377)	0.0104 (0.0378)
1,000～4,999人	-0.0408*** (0.0129)	-0.0729*** (0.0252)	-0.0311*** (0.0115)
5,000人	-0.00925 (0.0308)	-0.0356 (0.0547)	-0.0102 (0.0234)
官公庁	-0.0218 (0.0212)	-0.0444 (0.0454)	-0.0325*** (0.00838)
保育所定員率（出産2年前）	-6.05e-05 (0.00114)	-0.00254 (0.00248)	0.00100 (0.00106)
育児休業制度の利用のしやすさ（出産2年前）	0.0175 (0.0163)	0.0465 (0.0294)	0.00820 (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⁵⁾）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 (0.0967)	0.121 (0.109)	-0.285 (0.184)
年齢の二乗（出産1年前）	0.000264 (0.00165)	-0.00194 (0.00188)	0.00527* (0.00309)
学歴 ref. 中学・高校卒 専門学校卒	0.0922 (0.0621)	0.112* (0.0674)	0.100 (0.107)
短期大学・高等専門学校卒	0.0379 (0.0607)	0.00419 (0.0752)	0.102 (0.0982)
大学卒	0.0620 (0.0658)	0.0215 (0.0775)	0.0841 (0.120)
大学院卒	0.0447 (0.194)	0.00816 (0.200)	-0.0533 (0.265)
両親と同居（出産年）	0.0492 (0.0559)	0.0474 (0.0649)	0.0544 (0.0957)
夫の所得（出産年） 単位：1年・100万円	-0.0307** (0.0137)	-0.0373* (0.0191)	-0.0463* (0.0248)
第何子目の出産か ref. 第一子 第二子	0.338*** (0.0434)	0.280*** (0.0433)	0.394*** (0.0856)
第三子以上	0.290*** (0.0496)	0.164** (0.0657)	0.401*** (0.0815)
時間当たり賃金（出産1年前） 単位：1時間・100円	0.00973*** (0.00211)	0.0124*** (0.00337)	0.00918* (0.00516)
労働時間（出産1年前） 単位：1日・時間	0.102*** (0.0360)	0.201*** (0.0544)	0.0224 (0.0732)
労働時間の二乗（出産1年前） 単位：1日・時間	-0.00454* (0.00263)	-0.00967*** (0.00322)	0.001000 (0.00643)
通勤時間（出産1年前） 単位：往復・10分	-0.0132** (0.00539)	-0.0188*** (0.00675)	-0.00450 (0.00485)
従業員規模（出産1年前） ref. 1～4人 5～29人	-0.0743 (0.114)	0.0542 (0.130)	-0.291** (0.138)
30～99人	-0.182 (0.124)	-0.0467 (0.150)	-0.292** (0.136)
100～499人	-0.240** (0.117)	-0.00842 (0.139)	-0.467*** (0.102)
500～999人	-0.0938 (0.148)	0.212*** (0.0775)	-0.473*** (0.0731)
1,000～4,999人	-0.223 (0.137)	0.00710 (0.153)	-0.381*** (0.117)
5,000人	-0.0641 (0.140)	0.118 (0.121)	-0.308** (0.144)
官公庁	-0.402** (0.174)		-0.456*** (0.0814)
有効求人倍率（出産年）	0.157 (0.154)	-0.0750 (0.214)	0.227 (0.205)
保育所定員率（出産年）	0.00998** (0.00476)	0.00711 (0.00516)	0.0102 (0.00828)
育児休業制度の利用のしやすさ（出産1年前）	0.316*** (0.0442)	0.286*** (0.0480)	0.356*** (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。

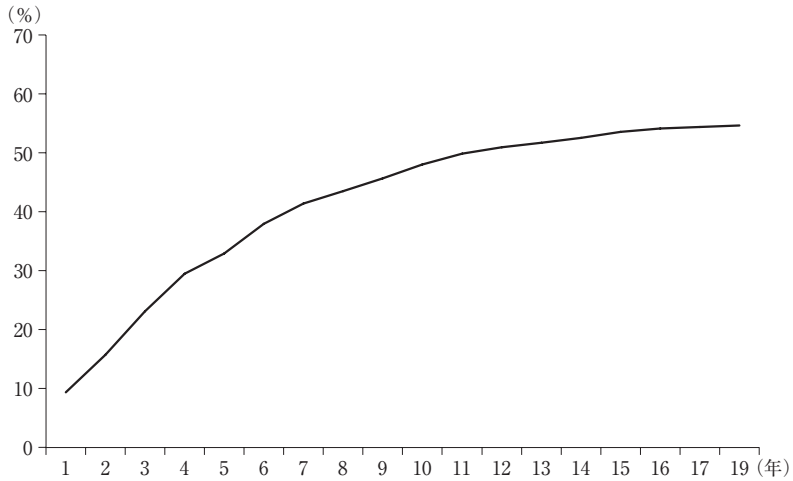
次に出産した子どもが何子目であるかを示すダミー変数の推定結果を見ると、第一子を出産した女性に比べて、第二子、第三子を出産した女性のほうが就業継続している。これは、第一子出産を経ても就業継続している女性は、第二子、第三子出産を経ても就業継続する傾向が高いことを示している。また、労働市場の需要状況の代理変数、出産年の有効求人倍率は全サンプルと非正規で正の符号を示しているが有意な結果とはなっていない。保育所定員率を見ると、保育所の定員率が高いほど、出産1年後の就業継続は高いという結果を全サンプルのケースで得ている（ $+0.99\%$ ）。保育所の整備が女性の就業継続に効果があるとする先行研究とも一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

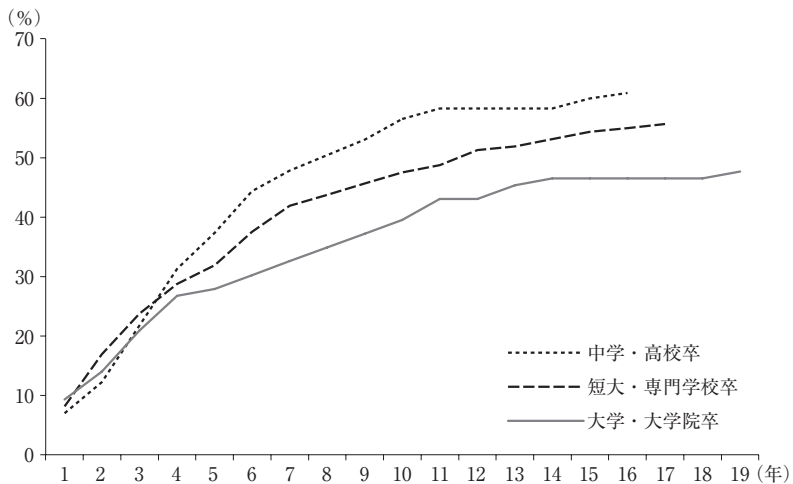
本節では、出産以降における再就職に与える影響について、（公財）家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」を用いて確認する。図3は、出産を契機に仕事を辞めた女性がいつごろまでに復職しているかを示している（縦軸は再就職した女性の累積割合、横軸は再就職するまでの経

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）

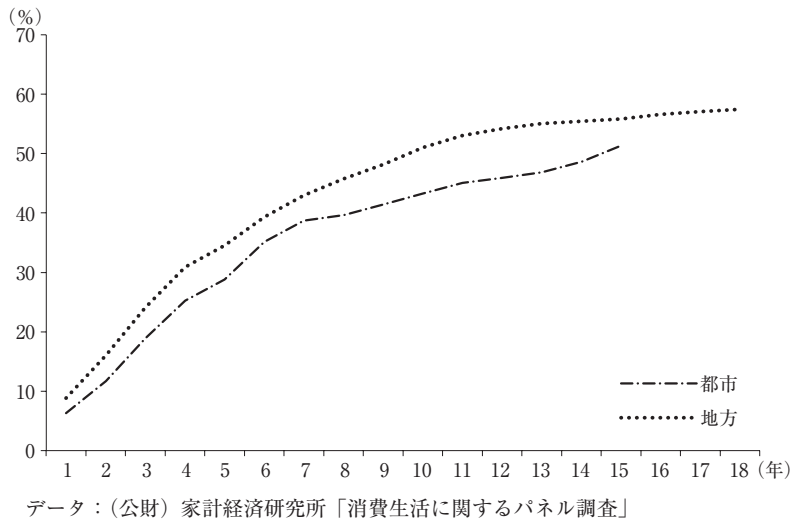


表13 第一子出産時に離職した女性のその後の再就職の推定に用いたサンプルの記述統計量

	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 (0.0997)	-0.0537 (0.1010)	-0.0567 (0.1010)	-0.0501 (0.1020)
年齢の2乗項（1年前）	0.000518 (0.0014)	0.000473 (0.0014)	0.00054 (0.0014)	0.000484 (0.0014)
学歴 ref. 中学・高校卒 専門学校卒	-0.0373 (0.1220)	-0.0712 (0.1250)	-0.0394 (0.1230)	-0.0759 (0.1260)
短期大学・高等専門学校卒	-0.227* (0.1160)	-0.239** (0.1170)	-0.233** (0.1180)	-0.245** (0.1190)
大学・大学院卒	-0.148 (0.1180)	-0.176 (0.1210)	-0.111 (0.1230)	-0.142 (0.1250)
資格保有	0.1 (0.1030)	0.068 (0.1060)	0.0622 (0.1040)	0.034 (0.1070)
親との同居（1年前）	0.077 (0.1310)	0.043 (0.1350)	0.0839 (0.1320)	0.0511 (0.1360)
有効求人倍率（1年前）	-0.161 (0.1840)	-0.0166 (0.1880)	-0.105 (0.1870)	0.0313 (0.1910)
住宅ローンの有無（1年前）	0.0482 (0.0875)	0.0237 (0.0892)	0.0736 (0.0890)	0.0445 (0.0907)
夫の家事・育児時間（1年前）時間/日			0.000639*** (0.0002)	0.000583*** (0.0002)
夫の年収（1年前）			-0.000369* (0.0002)	-0.000315 (0.0002)
出生年代ダミー ref.1960年代生まれ				
1970年代生まれ	-0.319** (0.1530)	-0.329** (0.1560)	-0.360** (0.1550)	-0.365** (0.1570)
1980年代生まれ	-0.703** (0.3110)	-0.696** (0.3170)	-0.760** (0.3130)	-0.745** (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、保育士、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] 管桂太 (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 workers¹. 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,² 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.

¹ 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).

² 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.³ 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

³ 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.”⁴ 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.”⁵ 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 term⁶ 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

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

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

⁶ 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 ε_{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 2004⁷ 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 β_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.

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

⁷ 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 40,⁸ 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.⁹

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

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

⁹ 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 1.¹⁰ 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

¹⁰ 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 (0.48)	0.46 (0.50)
Regular employment dummy	0.11 (0.31)	0.16 (0.36)
Nonregular employment dummy	0.26 (0.44)	0.29 (0.45)
Voluntary nonregular employment dummy	0.25 (0.44)	0.27 (0.44)
Average weekly working hours	10.99 (16.17)	14.15 (18.11)
Age	33.78 (3.97)	33.75 (3.94)
University/Graduate school graduate dummy	0.19 (0.40)	0.13 (0.34)
Junior/Technical college graduate dummy	0.29 (0.45)	0.26 (0.44)
Annual income of the spouse (unit: 1,000 yen)	4824.52 (1904.40)	4675.04 (1941.71)
Living together dummy	0.05 (0.22)	0.11 (0.31)
Equivalent to the state of living together dummy	0.10 (0.31)	0.11 (0.31)
Number of children under six	0.97 (0.82)	0.84 (0.84)
With one child dummy	0.40 (0.49)	0.37 (0.48)
With more than two children dummy	0.27 (0.45)	0.22 (0.41)
Financial index	0.88 (0.22)	0.80 (0.23)
Standard financial scale (unit: 1,000 yen)	75700.00 (34900.00)	44000.00 (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 (unemployed = 0)		Employed		Regular employment		Nonregular employment	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE
Model regions dummy × 2007-09 dummy	-0.668 (1.387)	-0.289 (1.357)	-0.0577 (2.693)	-1.769 (2.350)	2.062 (4.066)	1.996 (4.129)	-0.738 (3.299)	-1.818 (2.638)
Model regions dummy × 2010-12 dummy	1.557 (1.823)	1.975 (1.857)	4.925* (2.863)	2.913 (2.484)	8.736* (4.802)	11.35*** (3.462)	3.270 (2.943)	1.634 (2.463)
Model regions dummy	1.658 (3.106)	-1.379 (1.239)	-1.308 (1.812)	-1.856 (1.800)	-0.468 (1.901)	-3.763 (3.183)	0.750 (2.770)	0.362 (2.100)
2007-09 dummy	1.447** (0.679)	1.757*** (0.649)	-0.996 (1.087)	-0.546 (0.963)	-2.184 (2.670)	-2.435 (2.200)	-0.913 (0.907)	0.0991 (0.785)
2010-12 dummy	-0.525 (0.819)	0.156 (0.749)	-2.233 (1.413)	-0.930 (1.086)	-0.824 (3.109)	-2.970 (1.970)	-3.250** (1.403)	-1.335 (1.012)
Age	0.0601 (0.152)	-0.0463 (0.106)	-0.298 (0.234)	-0.418*** (0.128)	0.0452 (0.517)	0.242 (0.214)	0.112 (0.257)	-0.280** (0.130)
University/Graduate school graduate dummy		2.273 (1.561)		4.728*** (1.623)		-1.961 (2.214)		1.276 (1.842)
Junior /Technical college graduate dummy		-1.372 (1.061)		-0.187 (1.254)		-1.309 (1.848)		-1.041 (1.106)
Annual income of the spouse	-0.000409 (0.000281)	-0.000922*** (0.000194)	0.000148 (0.000443)	-0.000831*** (0.000259)	0.000535 (0.000792)	-0.000793** (0.000398)	-0.000256 (0.000496)	-0.000709*** (0.000253)
Living together dummy	2.820 (1.944)	4.940*** (1.406)	-0.685 (2.993)	2.948* (1.736)	-1.365 (6.714)	0.879 (2.699)	-1.443 (2.219)	0.891 (1.435)
Equivalent to the state of living together dummy	1.117 (1.387)	1.675 (1.068)	-4.317* (2.206)	-2.177 (1.358)	-10.17 (7.514)	-3.009 (3.185)	-2.479 (1.951)	-1.592 (1.053)
Number of children under six	-4.955*** (0.527)	-5.267*** (0.437)	-6.111*** (0.893)	-5.155*** (0.612)	-10.39*** (1.847)	-8.862*** (1.129)	-2.773*** (0.885)	-2.911*** (0.532)
Constant term	16.83*** (5.083)	23.42*** (3.630)	41.28*** (8.092)	47.22*** (4.473)	43.30*** (16.15)	42.10*** (7.132)	21.64** (8.879)	36.29*** (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 (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 (0.468)	0.414 (0.493)	-0.091*** (0.029)	-0.080*** (0.027)		
2007-09	0.381 (0.487)	0.498 (0.500)	-0.117*** (0.038)	-0.083*** (0.035)	-0.026 (0.048)	-0.003 (0.045)
2010-12	0.492 (0.502)	0.501 (0.500)	-0.009 (0.049)	0.017 (0.048)	0.082 (0.057)	0.097** (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 (0.313)	0.142 (0.349)	-0.032 (0.020)	-0.019 (0.019)		
2007-09	0.064 (0.246)	0.158 (0.365)	-0.094*** (0.027)	-0.081*** (0.018)	-0.062* (0.033)	-0.062*** (0.026)
2010-12	0.15 (0.359)	0.183 (0.387)	-0.033 (0.038)	-0.042 (0.034)	-0.001 (0.041)	-0.023 (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 (0.400)	0.260 (0.439)	-0.061** (0.026)	-0.065*** (0.023)		
2007-09	0.312 (0.464)	0.326 (0.469)	-0.015 (0.036)	0.005 (0.034)	0.046 (0.043)	0.070** (0.041)
2010-12	0.342 (0.476)	0.308 (0.462)	0.033 (0.046)	0.070* (0.047)	0.094* (0.051)	0.135*** (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 (0.395)	0.243 (0.429)	-0.050** (0.025)	-0.053** (0.023)		
2007-09	0.307 (0.462)	0.300 (0.459)	0.006 (0.035)	0.025 (0.033)	0.057 (0.042)	0.078** (0.041)
2010-12	0.333 (0.473)	0.288 (0.453)	0.046 (0.045)	0.081** (0.046)	0.096* (0.050)	0.134*** (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	Nonmodel regions	Nonmatching	Matching	Nonmatching	Matching
	(a)	(b)	(a)-(b)	(a)-(b)	(Difference from 2004-06)	
2004-06	0.323 (0.468)	0.414 (0.493)	-0.091*** (0.029)	0.059* (0.038)		
2007-09	0.381 (0.487)	0.498 (0.500)	-0.117*** (0.038)	0.032 (0.044)	-0.026 (0.048)	-0.027 (0.058)
2010-12	0.492 (0.502)	0.501 (0.500)	-0.009 (0.049)	0.136** (0.064)	0.082 (0.057)	0.077 (0.074)

	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 (0.313)	0.142 (0.349)	-0.032 (0.020)	0.041* (0.027)		
2007-09	0.064 (0.246)	0.158 (0.365)	-0.094*** (0.027)	-0.019 (0.026)	-0.062* (0.033)	-0.061* (0.037)
2010-12	0.15 (0.359)	0.183 (0.387)	-0.033 (0.038)	0.072** (0.043)	-0.001 (0.041)	0.030 (0.051)

	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 (0.400)	0.260 (0.439)	-0.061** (0.026)	0.020 (0.033)		
2007-09	0.312 (0.464)	0.326 (0.469)	-0.015 (0.036)	0.062* (0.044)	0.046 (0.043)	0.042 (0.055)
2010-12	0.342 (0.476)	0.308 (0.462)	0.033 (0.046)	0.076 (0.060)	0.094* (0.051)	0.056 (0.069)

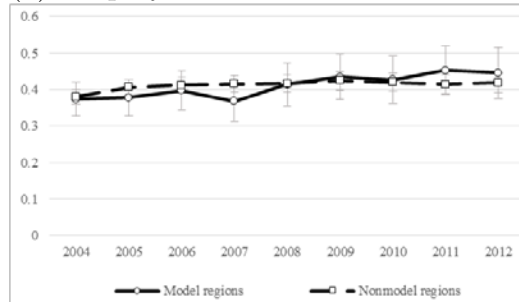
	Voluntary nonregular employment rate					
	Level		Difference		Difference-in-Differences	
	Model regions	Nonmodel regions	Nonmatching	Matching	Nonmatching	Matching
	(a)	(b)	(a)-(b)	(a)-(b)	(Difference from 2004-06)	
2004-06	0.193 (0.395)	0.243 (0.429)	-0.050** (0.025)	0.029 (0.033)		
2007-09	0.307 (0.462)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

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

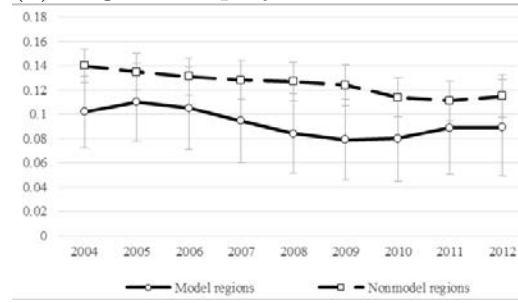
2) *, **, and *** indicate statistical significance at the 10, 5, and 1% levels, respectively.

Figure 1 Changes in the employment rates of women in Japan

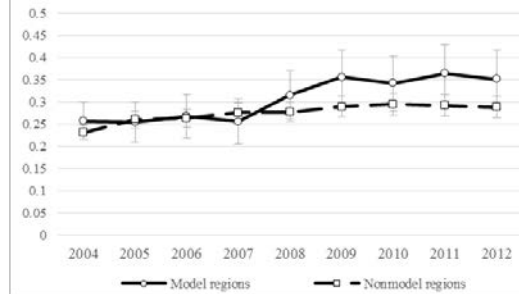
(1) Employment rate



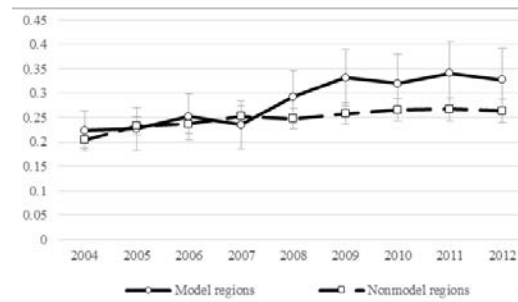
(2) Regular employment rate



(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—[†]

伊藤 大貴
山本 勲

<要 約>

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

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

1. はじめに

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

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

このような女性の労働参加や出生率への関心の高まりに応じて、仕事と育児の両立を後押しする取り組みの効果を検証した多くの研究が行われてきた。特に、企業主体の両立支援策の効果を検証する研究については、「育児休業制度」に着目したものが多い。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 世紀成年者縦断調査」では対象地域以外のサンプルも含まれており、対象地域

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

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

2. 分析背景

(1) 「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の概要

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

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

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

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

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

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

(2) 関連研究

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

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

これらのフレームワークを用いて、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の女性就業に対する効果を検証したのが山本・伊藤[2014]である。山本・伊藤[2014]では、KHPS でのサンプルの居住地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には、女性の就業のみならず、出産行動も評価軸に据えた政策評価分析が必要であるといえる。そこで、本稿では、山本・伊藤[2014]の分析フレームワークを踏襲しつつ、女性の出産への影響という視点を加えたうえで、「子育て支援総合推進モデル市町村事業」の政策評価分析を行う。

3. 分析アプローチ

(1) 推計手法

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

行う。

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

(2) データ

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

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

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

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

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

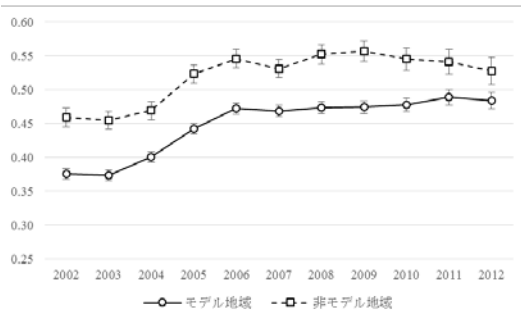
図表 1. 基本統計量

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

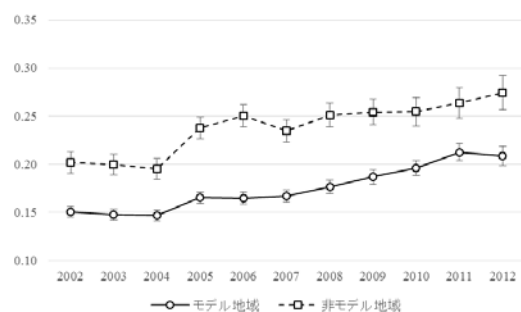
注) 表内の数値は平均値, []内は標準偏差を示す。

図表 2. 女性の各雇用率・出産確率の推移

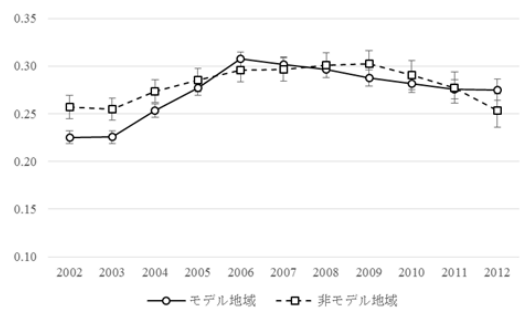
(1)雇用率



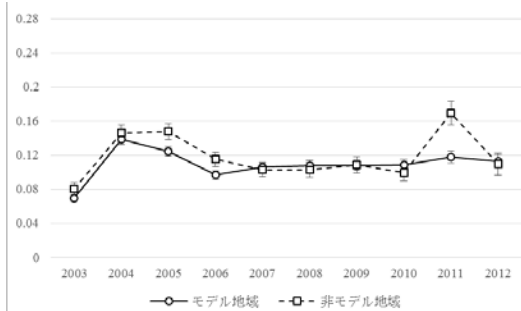
(2)正規雇用率



(3)非正規雇用率



(4)出産確率



注) 図中の縦線は95%信頼区間を示す。

4. 分析結果

(1) 女性の就業に関する分析結果

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

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

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

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

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

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

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

(2) 出産に関する分析結果

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

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

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

(3) 就業と出産の同時性を考慮した分析結果

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

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

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

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

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

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

6. おわりに

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

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

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

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

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

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

参考文献

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

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

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

図表 3. 女性就業への効果 (全サンプル)

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

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

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

図表 4. 女性就業への効果 (年齢別)

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

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

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

図表 5. 女性就業への効果 (学歴別)

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

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

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

図表 6. 女性就業への効果 (全サンプル・KHPS)

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

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

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

図表 7. 女性の出産への効果（全サンプル・年齢別・学歴別）

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

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

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

図表 8. 就業と出産の同時性を考慮した分析（全サンプル）

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

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

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

図表 9. 就業と出産の同時性を考慮した分析（年齢別）

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

注) 1: ()内はロバスト標準誤差を示す。

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

図表 10. 就業と出産の同時性を考慮した分析 (学歴別)

	大学・大学院卒				短大・高専卒				中学・高校卒				
	係数		限界効果		係数		限界効果		係数		限界効果		
	雇用	出産	雇用=1 出産=0	雇用=0 出産=1	雇用	出産	雇用=1 出産=0	雇用=0 出産=1	雇用	出産	雇用=1 出産=0	雇用=0 出産=1	
モデルダミー(都道府県) ×2007-09年ダミー	0.134 (0.105)	-0.0744 (0.126)	0.000809 (0.0118)	0.0528 (0.0393)	-0.0178 (0.0188)	0.0190 (0.0568)	0.00480 (0.00542)	0.00280 (0.0215)	-0.0193 (0.0539)	0.207*** (0.0785)	0.00963*** (0.00432)	-0.0173 (0.0208)	0.0234*** (0.00962)
モデルダミー(都道府県) ×2010-12年ダミー	0.205* (0.110)	0.0787 (0.133)	0.0194 (0.0146)	0.0622 (0.0405)	-0.000694 (0.0204)	0.806 (0.0629)	0.00224 (0.00590)	0.0299 (0.0238)	-0.0297 (0.0654)	-0.0168 (0.0898)	-0.00153 (0.00401)	-0.0103 (0.0252)	-0.000953 (0.00962)
モデルダミー(都道府県)	-0.233*** (0.0774)	-0.0493 (0.0933)	-0.0183* (0.0104)	-0.0746*** (0.0287)	0.00667 (0.0140)	-0.148*** (0.0401)	-0.0103*** (0.00397)	-0.0485*** (0.0152)	-0.139*** (0.0368)	-0.0587 (0.0499)	-0.00672*** (0.00260)	-0.0489*** (0.0142)	-0.00214 (0.00541)
2007-09年ダミー	-0.0901 (0.0950)	0.133 (0.113)	0.00655 (0.0108)	-0.0424 (0.0349)	0.0249 (0.0186)	0.0110 (0.0488)	0.00237 (0.00446)	0.00314 (0.0184)	0.0501 (0.0456)	-0.143** (0.0663)	-0.00500* (0.00290)	0.0250 (0.0177)	-0.0157** (0.00676)
2010-12年ダミー	-0.0788 (0.0995)	0.108 (0.120)	0.00503 (0.0117)	-0.0364 (0.0363)	0.0206 (0.0199)	-0.0361 (0.0539)	0.00814 (0.00531)	-0.0225 (0.0202)	0.00215 (0.0556)	0.177** (0.0752)	0.00887** (0.00428)	-0.00802 (0.0213)	0.0194** (0.00925)
年齢	-0.00469 (0.00520)	-0.0655*** (0.00616)	-0.00596*** (0.000591)	0.00409** (0.00195)	-0.00928*** (0.00101)	0.0223*** (0.00338)	-0.00512*** (0.000319)	0.0140*** (0.000325***)	-0.0123*** (0.000598)	-0.0985*** (0.00436)	-0.00322*** (0.000237)	0.0215*** (0.00127)	-0.0114*** (0.000498)
配偶者年収	-0.000540*** (9.16e-05)	2.77e-05 (0.000110)	-2.74e-05*** (1.05e-05)	-0.000188*** (3.37e-05)	3.38e-05** (1.73e-05)	-0.000923*** (6.52e-05)	-4.27e-05*** (6.20e-06)	2.94e-05** (2.46e-05)	-0.000987*** (6.62e-05)	-0.000129 (9.68e-05)	-3.23e-05*** (4.69e-06)	-0.000361*** (2.56e-05)	1.32e-05 (1.04e-05)
親同居ダミー	-0.0624 (0.0460)	0.0291 (0.0561)	-0.000960 (0.00519)	-0.0239 (0.0169)	0.00779 (0.00913)	0.00948 (0.0258)	0.00216 (0.00244)	0.0123 (0.00977)	0.0692*** (0.0233)	-0.0533 (0.0336)	-0.000562 (0.00155)	0.0282*** (0.00903)	-0.00725** (0.00350)
定数項	0.541*** (0.173)	1.083*** (0.200)	-0.298*** (0.110)	1.849*** (0.133)	-0.289*** (0.109)	-0.298*** (0.110)	1.849*** (0.133)	-0.289*** (0.109)	-1.113*** (0.109)	2.014*** (0.139)	0.00155 (0.00155)	0.0282*** (0.00903)	-0.00725** (0.00350)
ρ	-0.250*** (0.0271)			-0.289*** (0.0188)					-0.335*** (0.0211)				
サンプルサイズ	5,372				13,212				13,321				

注) 1:()内はロバスト標準誤差を示す。

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

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 21st 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 21st 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 centers¹, 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

¹ 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 work². 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 data³. The data used herein were "The Longitudinal Survey of Adults in the 21st 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

² 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.

³ 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 $i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T_i$,⁴ $j = 1, \dots, 3$. 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. β denotes a parameter while ε 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.

⁴ 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 area⁵, R . In the second stage, we used (1) maternal age, A ; (2) square of the ages,

⁵ 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 . λ 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)⁶. 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 rates⁷, 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 . λ represents the inverse Mills ratio as follows: $\lambda(\cdot) = \phi(\cdot)/\Phi(\cdot)$. γ signifies a parameter while ε 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.

⁶ The monthly cost of childcare during the month of October in the year of investigation was used. The Longitudinal Survey of Adults in the 21st 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."

⁷ 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 Model⁸ with unobserved heterogeneity α_{ij} by Pforr (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 α_{ij} disappears under two assumptions. First, the observed covariates are strictly exogenous conditional on the unobserved heterogeneity:

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

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 α_{ij} , where δ 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, α_{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 θ_i . The set Δ_i is the same for the realized sequence

⁸ 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 21st 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 information⁹. 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

⁹ 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 21st 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 (0.125)	585.1*** (187.4)	0.111 (0.136)	
Age Square	-0.000971 (0.00191)	-7.851*** (2.654)	-0.000967 (0.00208)	
School (ref. Jr. High School)				
High School	1.314 (0.948)	-1.391 (1,853)	1.259 (1.387)	
Vocational College	1.721* (0.956)	-1.224 (1,847)	1.657 (1.387)	
Jr. College or Technical College	1.469 (0.945)	-1,270 (1,852)	1.425 (1.387)	
University	1.856* (0.953)	-992.0 (1,855)	1.805 (1.382)	
Graduate School	2.669 (4.658)	818.5 (2,595)	2.783 (22.42)	
Number of Preschool Children (ref. One)				
Two	0.402*** (0.0909)		0.383*** (0.0942)	6.176*** (1,714)
Three	0.792** (0.309)		0.810** (0.325)	-1,236 (4,696)
Four	8.277*** (0.179)		8.119 (29.37)	-25,647** (10,757)
Age of Youngest Child (ref. 0 Years Old)				
1 Years Old	0.919*** (0.147)		0.878*** (0.145)	-11,648** (5,777)
2 Years Old	1.529*** (0.152)		1.496*** (0.156)	-11,792* (7,013)
3 Years Old	1.952*** (0.158)		1.925*** (0.156)	-16,751** (8,072)
4 Years Old	2.755*** (0.201)		2.758*** (0.202)	-24,489*** (9,364)
5 Years Old	3.190*** (0.244)		3.138*** (0.240)	-27,280*** (9,729)
6 Years Old	4.158 (40.58)		4.099 (46.43)	-30,596*** (9,931)
Live with Parents	0.0216 (0.0910)		0.0130 (0.0933)	
Father's Income	-0.00168*** (0.000252)		-0.00164*** (0.000244)	32.18*** (4.717)
Potential Capacity Rate			5.171*** (1.033)	-26,776* (14,042)
Job Vacancy Rate	-0.249* (0.129)	700.9** (279.1)		
Urban	-0.271*** (0.100)	158.2 (171.3)	0.0483 (0.112)	-140.3 (1,655)
Constant	-4.844** (2.220)	-8,506** (3,983)	-5,596** (2,585)	43,455*** (10,351)
Inverse Mills Ratio		334.382** (166.2)		-6538.663 (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 of 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 Model¹⁰ 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

¹⁰ 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 Sample Working and Using Licensed Nursery	Random Effect Multinomial Logit Sample Working and Using Unlicensed Nursery	Random Effect Multinomial Logit Sample Working and Using Licensed Nursery	Fixed Effect Multinomial Logit Sample Working and Using Unlicensed Nursery	Fixed Effect Multinomial Logit Sample Working and Using Licensed Nursery	Fixed Effect Multinomial Logit Sample Working and Using Unlicensed Nursery
Imputed Hourly Wage	0.000908*** (0.000131)	0.00218*** (0.000483)	0.00322*** (0.000442)	0.00462*** (0.00171)	0.00271** (0.00125)	-0.00210 (0.00346)
Imputed Cost of Childcare Services	-0.000134*** (7.09e-06)	-0.000101*** (2.34e-05)	-0.000408*** (4.47e-05)	-0.000332*** (0.000114)	-0.000198*** (4.69e-05)	-0.000183 (0.000112)
Constant	4.134*** (0.340)	-3.011*** (0.886)	11.14*** (1.414)	-1.070 (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*** (0.0996)	0.706*** (0.104)	2.638*** (0.715)	-0.000157*** (2.05e-05)	0.000139*** (2.11e-05)	1.83e-05*** (5.84e-06)
Imputed Cost of Childcare Services	2.170*** (0.114)	-3.709*** (0.222)	-2.262** (1.003)	2.22e-05*** (6.17e-07)	-2.20e-05*** (6.22e-07)	-2.61e-07 (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 21st 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

- Andrén, 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 Shakaihosho 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*. Köln: GESIS - Leibniz-Institut für 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¹、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²。

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³。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⁴。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⁵。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⁶。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、

¹ 厚生労働省（2016）を参照した。

² 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。

³ 「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) [最終閲覧：2017年2月12日]

⁴ 「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-Shokugyoukateiryouritsuka/0000145575.pdf>) [最終閲覧：2017年2月12日]

⁵ 「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]

⁶ 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⁷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⁸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]

⁸ 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）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。

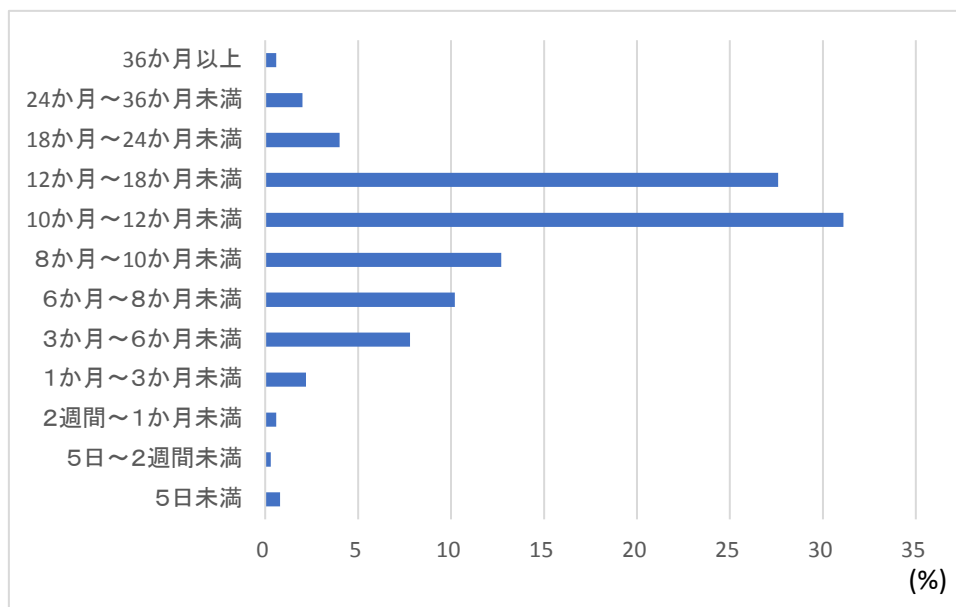
3. データに見る育児休業取得期間

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）

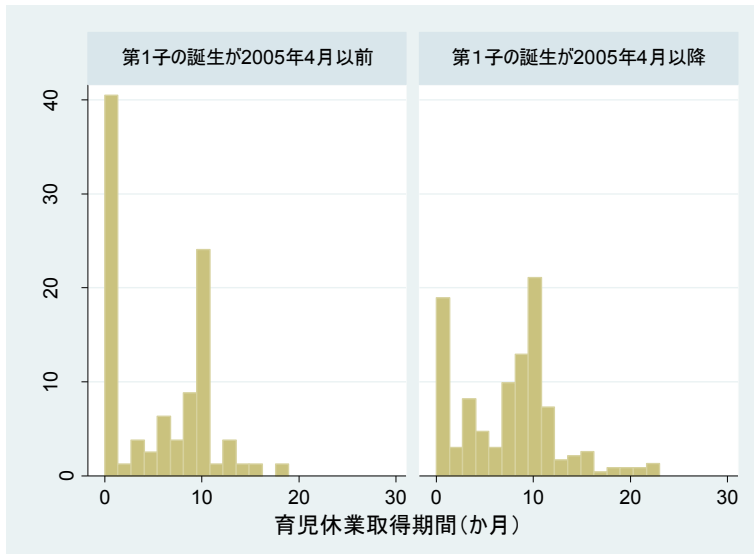


（データ出典）厚生労働省「雇用均等基本調査」より筆者作成。

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)。

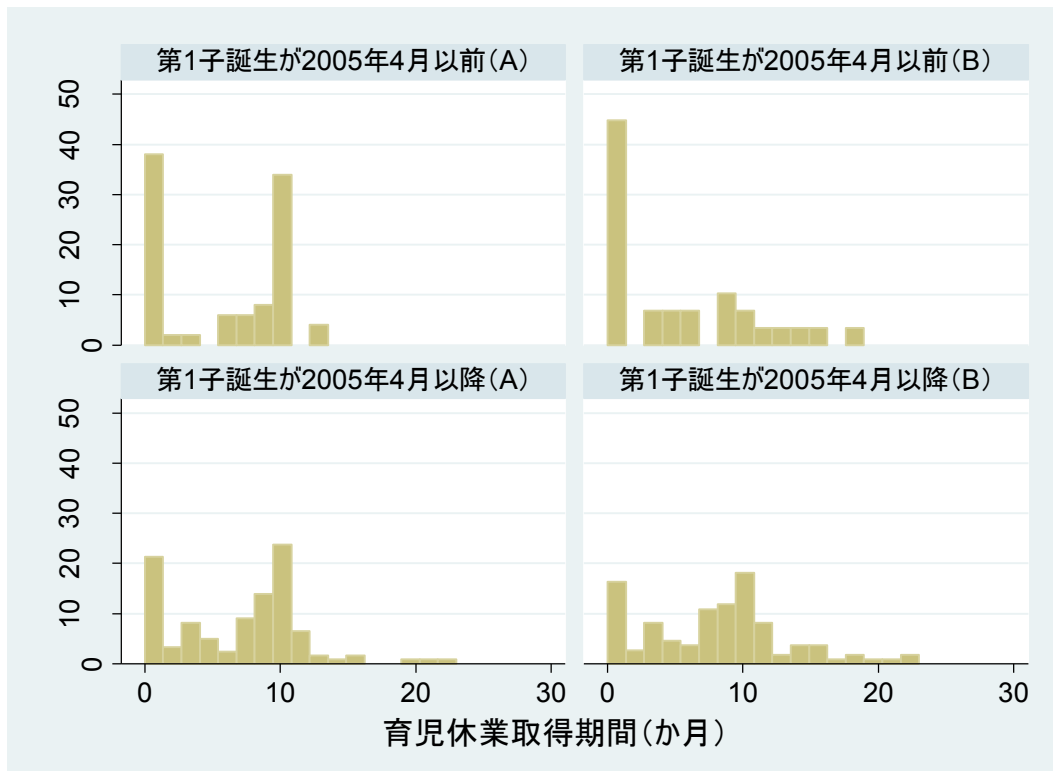
(注2) 正規就業女性に限定した。

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」⁹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)

⁹ 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¹⁰。

¹⁰ 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
Total	225	100		51	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¹¹。

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

¹¹ 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、子供の誕生月に関する点、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¹²）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

¹² 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¹³。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¹⁴。

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てのことである。

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

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

¹⁴ 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¹⁵、短時間勤務制度等ありダミー¹⁶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ものではなく、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）

¹⁵ 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。

¹⁶ 「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¹⁷。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。

¹⁷ 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 (0.06)	-0.002 (0.06)	0.066 (0.05)	-0.010 (0.06)	0.082 (0.06)	0.288** (0.11)
早生まれダミー	0.205*** (0.07)	-0.021 (0.10)	0.209*** (0.07)	-0.005 (0.10)		
改正法施行後誕生ダミー×早生まれダミー		0.292** (0.13)		0.280** (0.12)		
誕生時期ダミー (ref= 1~3月)						
4~6月ダミー					-0.271*** (0.08)	0.019 (0.17)
7~9月ダミー					-0.188** (0.08)	-0.002 (0.12)
10~12月ダミー					-0.172** (0.08)	0.038 (0.12)
改正施行後誕生ダミー×4~6月ダミー						-0.359* (0.19)
改正施行後誕生ダミー×7~9月ダミー						-0.245* (0.15)
改正施行後誕生ダミー×10~12月ダミー						-0.272* (0.15)
相対的待機児童比率	0.108 (0.07)	0.103 (0.07)	0.088 (0.07)	0.081 (0.07)	0.112 (0.07)	0.102 (0.07)
従業員規模 (ref= 99人以下)						
100~299人ダミー	0.051 (0.06)	0.046 (0.06)	0.059 (0.05)	0.053 (0.05)	0.051 (0.06)	0.051 (0.06)
300~999人ダミー	0.208*** (0.07)	0.211*** (0.07)	0.181*** (0.07)	0.184*** (0.07)	0.206*** (0.07)	0.212*** (0.07)
1000人以上ダミー	0.179** (0.07)	0.183** (0.07)	0.131** (0.07)	0.134** (0.07)	0.190*** (0.07)	0.196*** (0.07)
事業所内託児施設ありダミー	-0.137*** (0.05)	-0.132*** (0.05)	-0.127*** (0.04)	-0.123*** (0.04)	-0.135*** (0.05)	-0.129** (0.05)
短時間勤務制度等ありダミー	0.063 (0.05)	0.050 (0.05)	0.045 (0.05)	0.033 (0.05)	0.064 (0.05)	0.052 (0.05)
定数項	-0.094 (0.06)	-0.019 (0.06)	-0.087 (0.06)	-0.013 (0.06)	0.103 (0.07)	-0.044 (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¹⁸。

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¹⁹。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）

¹⁸ 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。

¹⁹ 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 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 (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[¶]

Kazuma Sato*

Abstract

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

JEL Code: J21, J26

Key Word: Older Worker, Training, Matching Method

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

* Takushoku University

1 Introduction

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

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

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

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

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

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

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

concluding remarks.

2 Data

2.1 Data description

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

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

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

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

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

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

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

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

3 Econometric model

3.1 Entropy balancing

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

3.2 Basic statistics before and after matching

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

4 Empirical results

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

⁴ The values of the probit model represent the marginal effects.

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

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

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

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

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

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

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

5 Conclusion

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

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

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

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

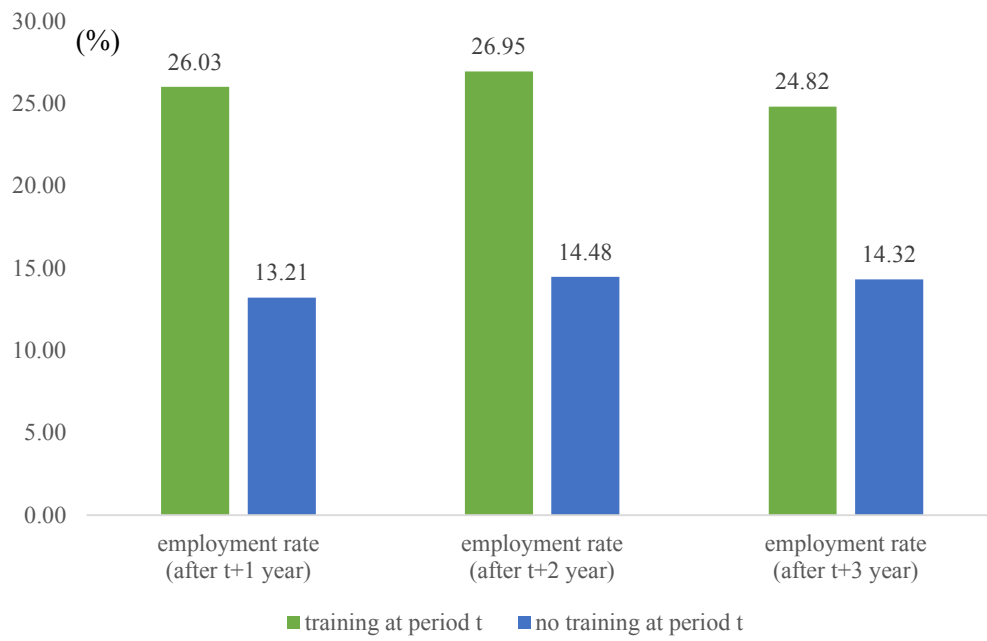
References

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

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

45(1), 26-46.

Figure 1. Employment rate after training



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

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

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

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

Table 2. Change in occupation before and after compulsory retirement

Occupation before retirement	Occupation after re-employment										(%)
	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 (training=1)		control group (training=0)		mean difference	treatment group (training=1)		control group (training=0)		mean 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 _{Treatment}	N _{Control}
Individual attributes		0.064** (0.025)	0.080** (0.033)	0.089** (0.036)	145	1,257
Individual attributes+intention to work	0.128*** (0.031)	0.050** (0.025)	0.058* (0.033)	0.072* (0.037)	145	1,257
Individual attributes+intention to work+health variables		0.048* (0.025)	0.055* (0.033)	0.068* (0.036)	145	1,257
(B) 2 year after training	Mean difference	Probit	Entropy balancing	PSM	N _{Treatment}	N _{Control}
Individual attributes		0.068** (0.027)	0.078** (0.032)	0.093** (0.038)	141	1,217
Individual attributes+intention to work	0.125*** (0.032)	0.055** (0.026)	0.061* (0.032)	0.080** (0.040)	141	1,217
Individual attributes+intention to work+health variables		0.051* (0.027)	0.054* (0.032)	0.074* (0.041)	141	1,217
(B) 3 year after training	Mean difference	Probit	Entropy balancing	PSM	N _{Treatment}	N _{Control}
Individual attributes		0.047* (0.028)	0.047 (0.033)	0.061* (0.037)	136	1,171
Individual attributes+intention to work	0.105*** (0.033)	0.027 (0.027)	0.022 (0.032)	0.050 (0.038)	136	1,171
Individual attributes+intention to work+health variables		0.025 (0.027)	0.018 (0.031)	0.047 (0.036)	136	1,171

Notes: *, **, and *** denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. The matching method of propensity score matching is kernel matching. The kernel type used is Gaussian, and the kernel bandwidth is 0.06.

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

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

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

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

(C) 3 year after training	Multinomial logit		Sample size
	Regular worker	Non-regular worker	
Individual attributes	0.019** (0.008)	0.020 (0.028)	1307
Individual attributes+intention to work	0.018** (0.008)	0.003 (0.028)	1307
Individual attributes+intention to work+health variables	0.018** (0.008)	0.001 (0.028)	1307

Notes: *, **, and *** denote significance at the 10%, 5%, and 1% levels, respectively. The estimated values represent the marginal effects.

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

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¹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²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³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

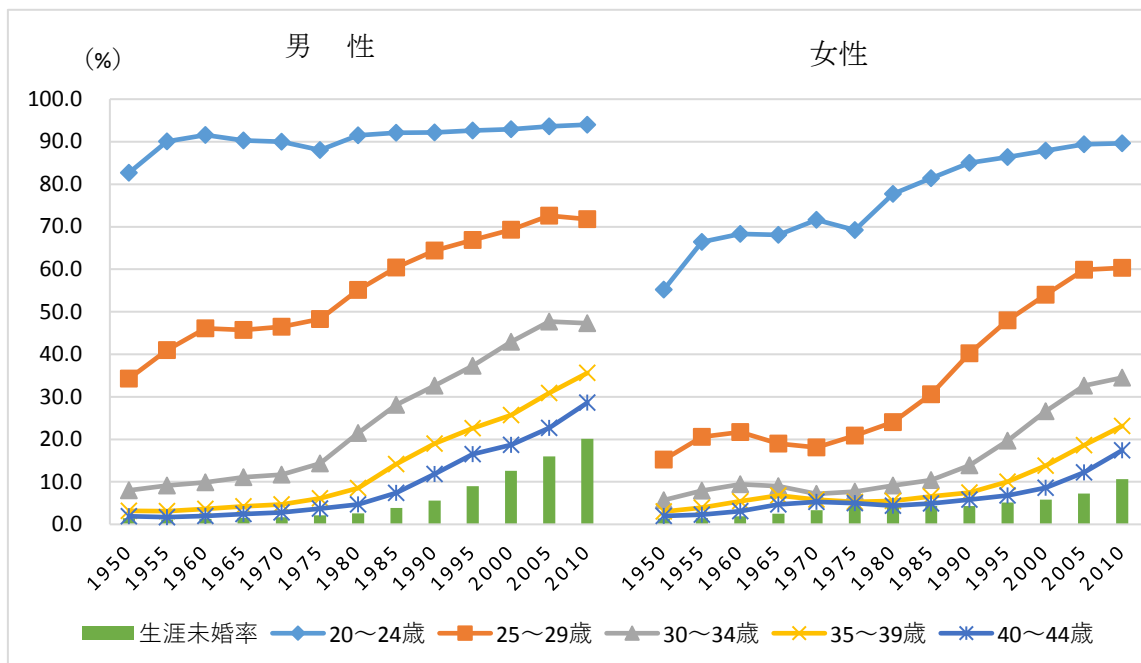
¹ 「晩婚化」とは、平均初婚年齢の上昇傾向を指す。これに対して、「未婚化」とは、人口に占める未婚者の比率が上昇することを指す。

² 「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。

³ 「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）

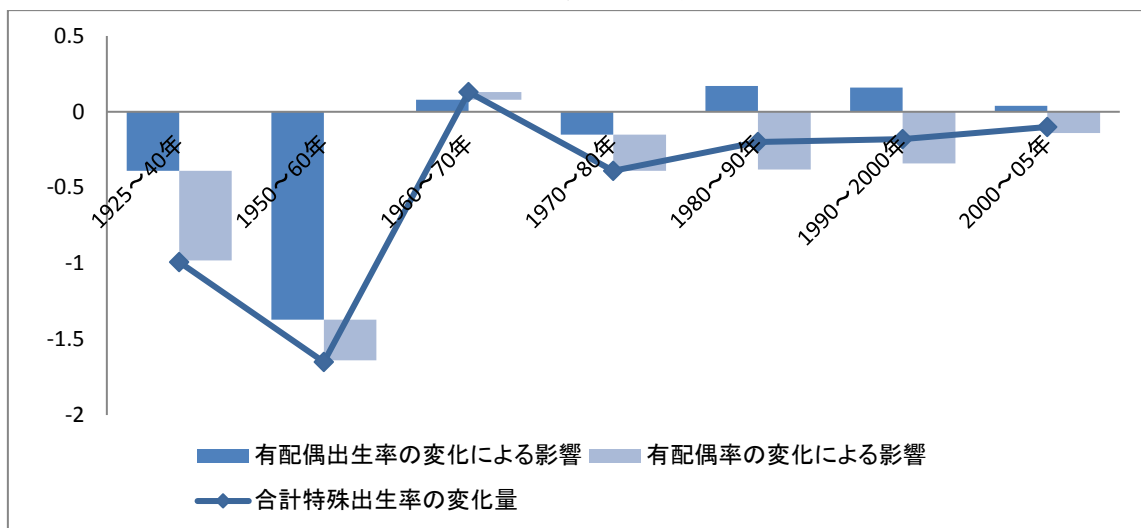


データ出所：国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集」（2016年）。

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

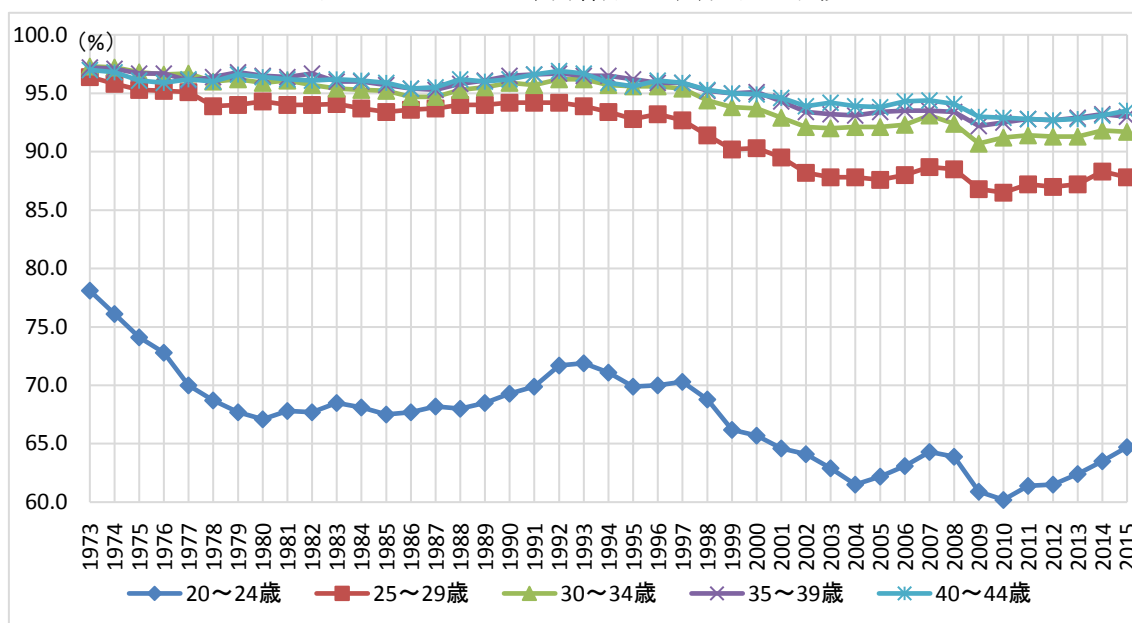
した。30～34歳の年齢層の男性の就業率も2009年に90.7%にまで落ち、その後、92%以下の水準で続いている。国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査」

(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⁴



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)。

⁴ 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成本、時間を費やすことによる間接的成本、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⁵。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

⁵ 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 λ は、年齢： 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： 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⁶： 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

⁶ 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⁷の固定効果： δ_b 、地域の線形的トレンド： φ_{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⁸の同じ都道府県男性一般労働者⁹の対数賃金率¹⁰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¹¹一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

⁷ 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。

⁸ 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。

⁹ 「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。

¹⁰ 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。

¹¹ 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。

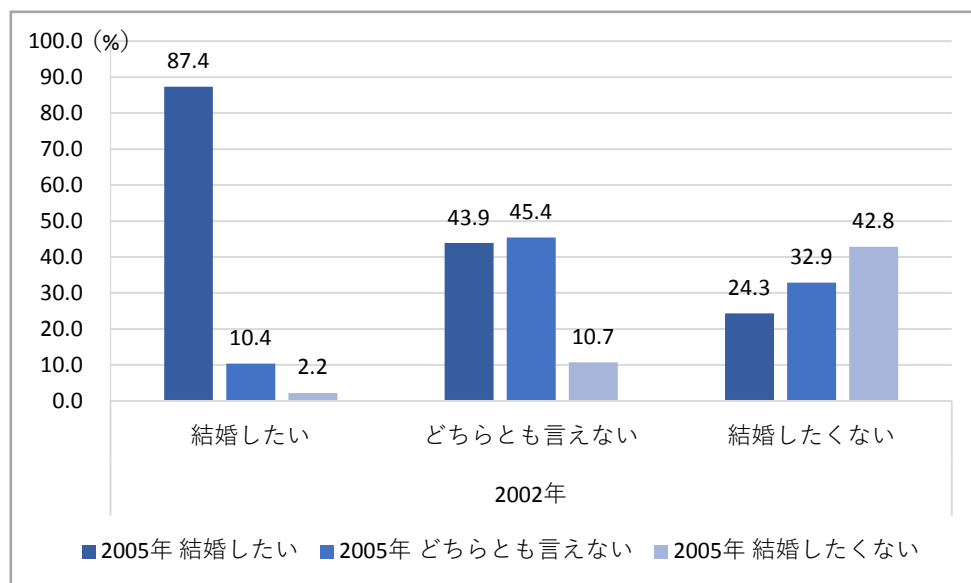
3.1 利用するデータ

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」	$(①/②) \times 100$
	2002年、2007年、2011年	$(\text{「人口推計」の都道府県別年齢階級別男性人口数} \times \text{「就業構造基本調査」の都道府県別年齢階級別男性有業率}) \div 100$	「人口推計」	
2	2002～2011年	$\{ \text{「国勢調査」}、\text{「人口推計」の都道府県別年齢階級別男性人口数} \times (100 - \text{「労働力調査」の都道府県別失業率}) \} \div 100$	「国勢調査」「人口推計」	

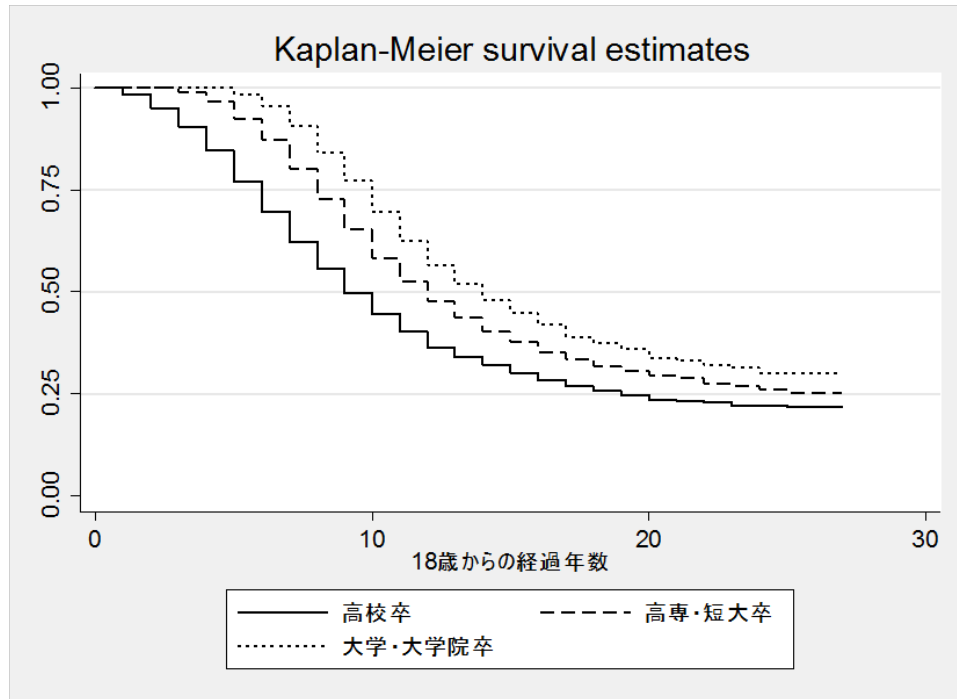
注：1) 第4節の実証分析では、前期の「都道府県別年齢階級別女性 100 人当たりの男性就業者数」を利用しており、サンプルを増やすため、パターン1の変数作成において、「就業構造基本調査」2012年の男性有業率を2011年のものとして利用した。

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。

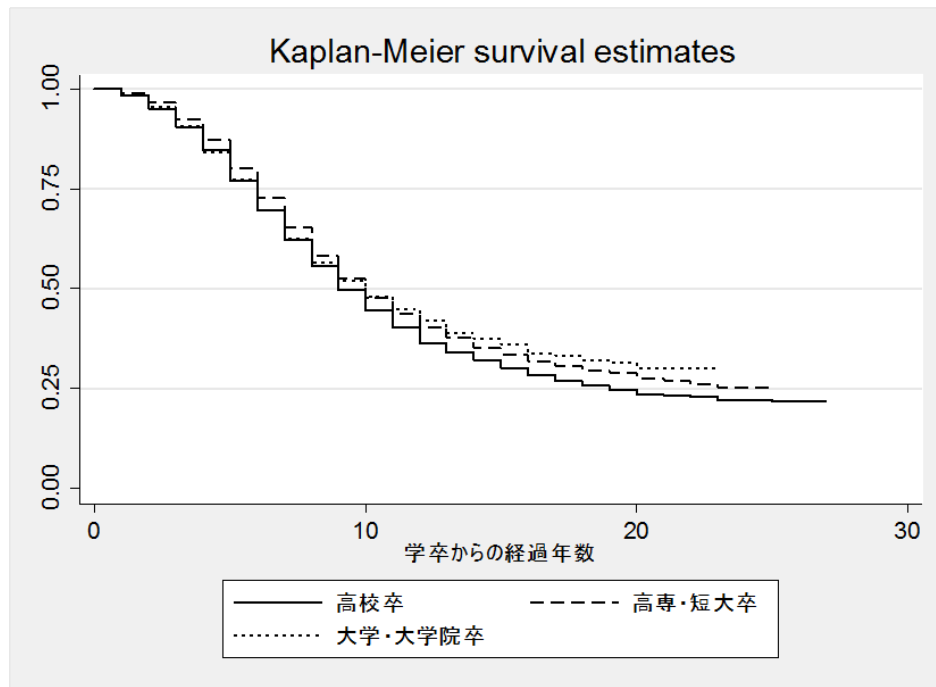
まず、図3-5、図3-6の学歴別の結果を見ると、「18歳から」の経過年数に伴う女性の未婚確率には、学歴間に大きな差が存在し、高学歴の女性ほど結婚が遅れていることが示されている。ただし、「学卒から」の結果を見ると、学歴間で依然として差が存在するが、その差はかなり縮小している。ここから、多くの女性は、学校を卒業してから結婚を考えており、学歴による未婚確率の差は、主に学卒年齢の差によることを示唆している。この結果を受けて、次節の Cox 比例ハザード分析では、「学卒から」を開始時点にしている。

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。

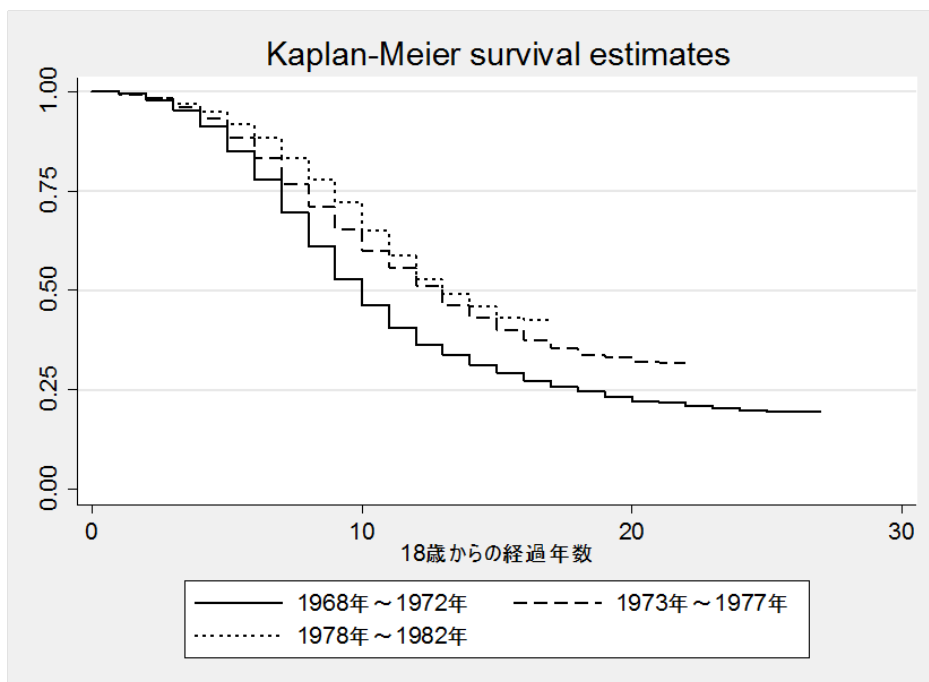
図 3-6 学歴別にみた女性の未婚確率（学卒から）



出所：LSA21（2002-2012）より筆者推定。

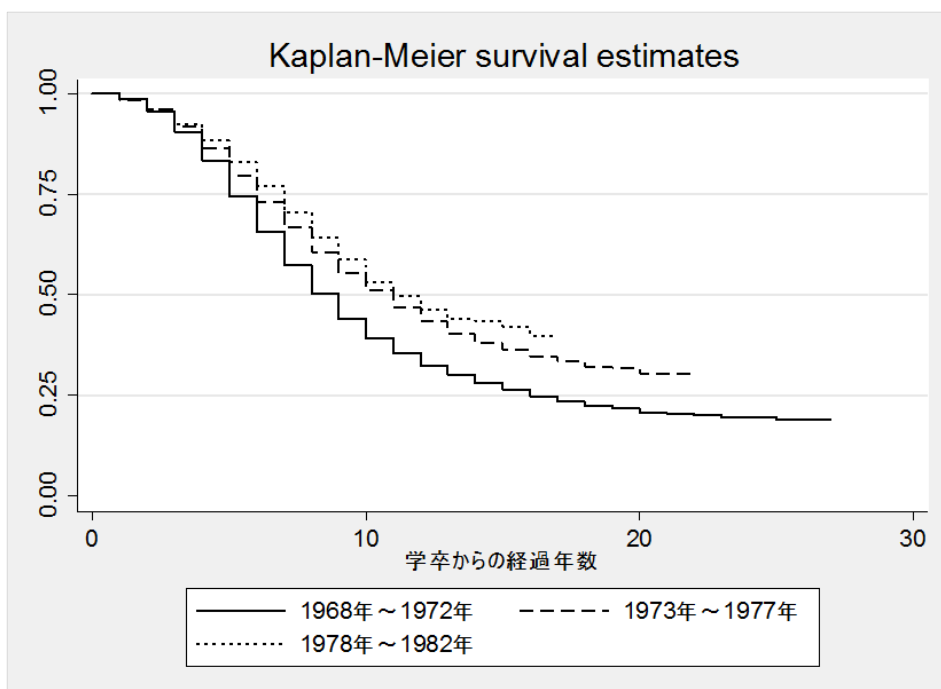
続いて、出生コホート別に女性の未婚確率の推移を見ると、「18歳から」と「学卒から」のいずれでも、出生コホート間で、大きな差が存在し、若い世代ほど晩婚化が進んでいることが示されている。こうした出生コホート間の差をコントロールするために、第2節で紹介したように、次節のCox比例ハザード分析のベースラインハザードの推定に出生コホートを層別変数の1つとして利用している。

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** (0.00695)	1.016** (0.00694)		
[前期] 女性100人当たりの男性就業者数2	+			1.018** (0.00902)	1.018** (0.00902)
[前期] 対数年間労働所得	?	1.341*** (0.0906)	1.269*** (0.0859)	1.333*** (0.0627)	1.274*** (0.0600)
結婚意欲：どちらとも言えない (ref.)					
結婚したい	+		1.749*** (0.160)		1.622*** (0.0977)
結婚したくない	-		0.696** (0.126)		0.628*** (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 (1.502)	1.543 (1.463)	2.992 (2.005)	2.951 (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 (0.519)	0.734 (0.530)	0.370* (0.189)	0.377* (0.192)
[前期] 親との同居	-	1.000 (0.0865)	0.963 (0.0832)	0.911 (0.0529)	0.880** (0.0508)
[前期] 都道府県別離婚率	+	0.793 (0.182)	0.839 (0.192)	0.932 (0.147)	0.985 (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] 橘木俊詔・木村匡子（2008）「結婚という家族形成」橘木俊詔・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¹⁾と生涯未婚率の時系列的な上昇²⁾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)³⁾。日本では、婚外子の出産が極めて少ない⁴⁾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。

¹⁾ 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」)。

²⁾ 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。

³⁾ 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。

⁴⁾ 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の問題があるため、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。

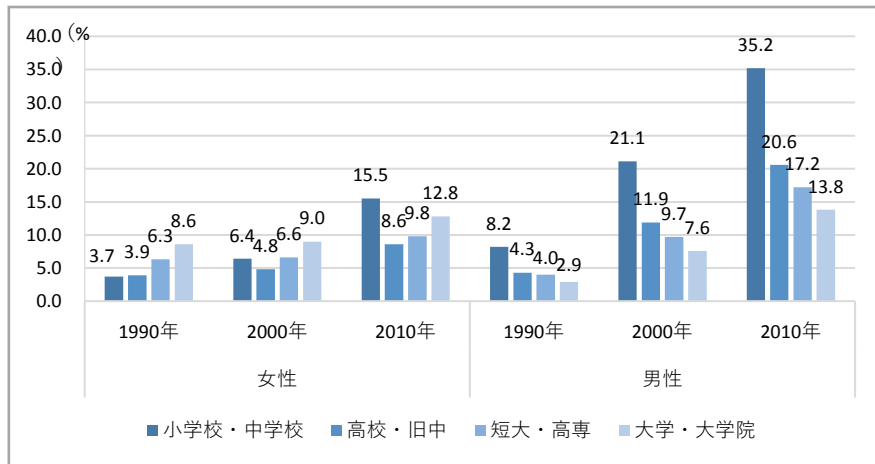


図1 男女、学歴別生涯未婚率の推移

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。 λ^H は親と同居、 λ^M は結婚した場合の女性本人の最適な労働供給を指す。 λ 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。

$$H_{it} = \frac{H_{i|x_t=1}}{H_{i|x_t=0}} = \frac{h(t)\exp(M=1)}{h(t)\exp(M=0)} \quad (4)$$

(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 λ は、年齢： 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： birth_i と学歴： 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： δ_b 、地域の線形的トレンド： φ_{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 φ_{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逓減するとの特徴があり、対数賃金率を用いることで、限界生産性の逓減を表している。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、 α_i は女性の固定効果、 γ_t は時間効果を指す。 γ_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。 exp_{it} は就業経験年数、 exp_{it}^2 は就業経験年数の自乗値、 regu_{it} は正規就業ダミー、 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。 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。

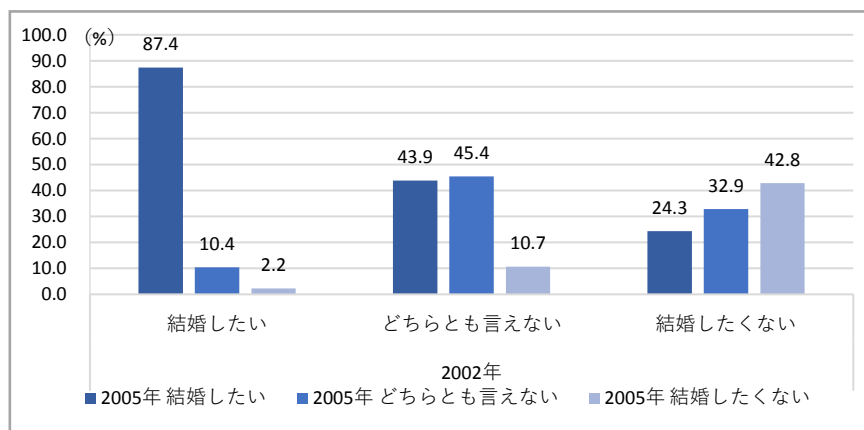


図2 独身女性の結婚意欲の変化

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⁵⁾の同じ都道府県男性一般労働者⁶⁾の対数賃金率を父親の対数賃金率⁷⁾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⁸⁾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⁹⁾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。

⁵⁾ 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。

⁶⁾ 「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。

⁷⁾ 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。

⁸⁾ 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。

⁹⁾ 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 固定効果	OLS	パネル 固定効果	OLS
	(A1)	(A2)	(A3)	(A4)
就業経験年数	0.151*** (8.265)	0.00954*** (3.985)	0.181*** (7.979)	0.0667*** (22.79)
就業経験年数の自乗値	-0.000615*** (-3.654)	0.000272*** (2.602)	-0.00278*** (-13.35)	-0.00217*** (-16.51)
正規就業ダミー	0.0470*** (2.876)	0.205*** (32.13)	0.374*** (19.94)	0.597*** (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** (2.010)	0.346*** (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*** (4.768)	0.738*** (18.30)
高校卒 (ref.)				
高専・短大卒		0.0593*** (7.923)		0.100*** (11.73)
大学卒		0.181*** (20.60)		0.161*** (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*** (-6.693)	-0.216*** (-9.906)	2.985*** (7.350)	0.893*** (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¹⁰⁾は表 3、推定結果は表 4 に示している。

¹⁰⁾ 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 (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 (OLSより推定)	0.180	0.170		
[前期]対数年間労働所得1 (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 (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 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 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 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 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 パネル固定効果モデルより推定	1.571*** (0.0955)	1.453*** (0.0886)						
[前期] 対数賃金率2 OLSより推定			4.255*** (0.851)	3.164*** (0.637)				
[前期] 対数年間労働所得1 パネル固定効果モデルより推定					1.330*** (0.0517)	1.258*** (0.0488)		
[前期] 対数年間労働所得2 OLSより推定							1.700*** (0.121)	1.528*** (0.109)
結婚意欲：どちらとも言えない (ref.)								
結婚したい		1.638*** (0.101)		1.636*** (0.100)		1.639*** (0.0991)		1.641*** (0.0990)
結婚したくない		0.555*** (0.0715)		0.555*** (0.0713)		0.554*** (0.0697)		0.555*** (0.0696)
[前期] 2歳上同じ都道府県男性 一般労働者の対数賃金率	1.958 (1.367)	1.866 (1.296)	1.730 (1.205)	1.664 (1.154)				
[前期] 同じ都道府県50～59歳男性 一般労働者の対数賃金率	0.403* (0.215)	0.421 (0.223)	0.378* (0.200)	0.405* (0.214)				
[前期] 2歳上同じ都道府県男性 一般労働者の対数年間労働所得					0.626 (0.473)	0.595 (0.449)	0.546 (0.412)	0.526 (0.396)
[前期] 同じ都道府県50～59歳男性 一般労働者の対数年間労働所得					0.775 (0.411)	0.800 (0.426)	0.778 (0.412)	0.812 (0.431)
[前期] 親との同居	0.844*** (0.0492)	0.812*** (0.0470)	0.858*** (0.0499)	0.825*** (0.0476)	0.841*** (0.0481)	0.807*** (0.0458)	0.852*** (0.0486)	0.818*** (0.0464)
[前期] 都道府県別離婚率	0.922 (0.147)	0.975 (0.156)	0.910 (0.144)	0.965 (0.154)	0.888 (0.136)	0.944 (0.145)	0.900 (0.138)	0.952 (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¹¹⁾。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¹²⁾。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。

¹¹⁾ 例えば、Choo and Siow (2006)、Greenwood et al. (2014)など。

¹²⁾ 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）¹³⁾

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 (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 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 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。

¹³⁾ 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 女性の稼得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 パネル固定効果モデルより推定 結婚意欲：どちらとも言えない (ref.)	2.405*** (0.570)	1.356* (0.223)	1.708 (1.033)	1.421*** (0.105)	2.090** (0.611)	1.643*** (0.232)	4.629*** (2.350)
結婚したい	1.640*** (0.101)	1.707*** (0.202)	1.706*** (0.202)	1.592*** (0.142)	1.590*** (0.142)	1.727*** (0.212)	1.735*** (0.215)
結婚したくない	0.558*** (0.0719)	0.545*** (0.128)	0.545*** (0.127)	0.527*** (0.105)	0.528*** (0.105)	0.664 (0.166)	0.662* (0.166)
[前期] 2歳上同じ都道府県男性 一般労働者の対数賃金率	1.921 (1.335)	1.481 (1.967)	1.505 (2.003)	3.012 (3.071)	3.064 (3.129)	1.150 (1.578)	1.299 (1.782)
[前期] 同じ都道府県50～59歳男 性一般労働者の対数賃金率	0.412* (0.219)	0.501 (0.490)	0.486 (0.475)	0.264* (0.208)	0.259* (0.205)	0.772 (0.813)	0.714 (0.750)
[前期] 親との同居	0.814*** (0.0471)	0.776** (0.0897)	0.773** (0.0894)	0.796*** (0.0685)	0.799*** (0.0688)	0.880 (0.0954)	0.882 (0.0954)
[前期] 都道府県別離婚率	0.967 (0.155)	0.879 (0.288)	0.884 (0.291)	0.969 (0.221)	0.964 (0.220)	1.031 (0.319)	1.019 (0.316)
[前期] 対数賃金率×20～24歳			0.789 (0.501)		0.766 (0.239)		0.424* (0.217)
[前期] 対数賃金率×25～29歳	0.680 (0.170)		0.868 (0.569)		0.634 (0.196)		0.291** (0.155)
[前期] 対数賃金率×30～34歳	0.562** (0.141)		0.810 (0.603)		0.624 (0.207)		0.249** (0.148)
[前期] 対数賃金率×35～39歳	0.532** (0.145)		0.222* (0.182)		0.520 (0.213)		3.195 (4.721)
[前期] 対数賃金率×40～44歳	0.441** (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、女性の稼得能力と結婚選択との関係について分析した。稼得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得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得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利用した。分析の結果、女性の稼得能力が高いほど、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、稼得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、稼得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、稼得能力のハザード比は小さくなり、稼得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、稼得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。女性の稼得能力の上昇は、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、稼得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、女性にとっても稼得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、稼得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、若年層と比べ稼得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.

The Constraints on Women's Marriage, Childbirth and Employment, and Effects
of Work-Life Balance Policies *
Empirical Analysis Using Japanese Household Panel Surveys

Yoshio Higuchi^{※1}
Kazuyasu Sakamoto^{※2}
Risa Hagiwara^{※3}

Abstract

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

Key words: marriage, childbirth, continued employment, reemployment

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

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

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

※3 Lecturer, Faculty of Economics, Meikai University

1. Introduction

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

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

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

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

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

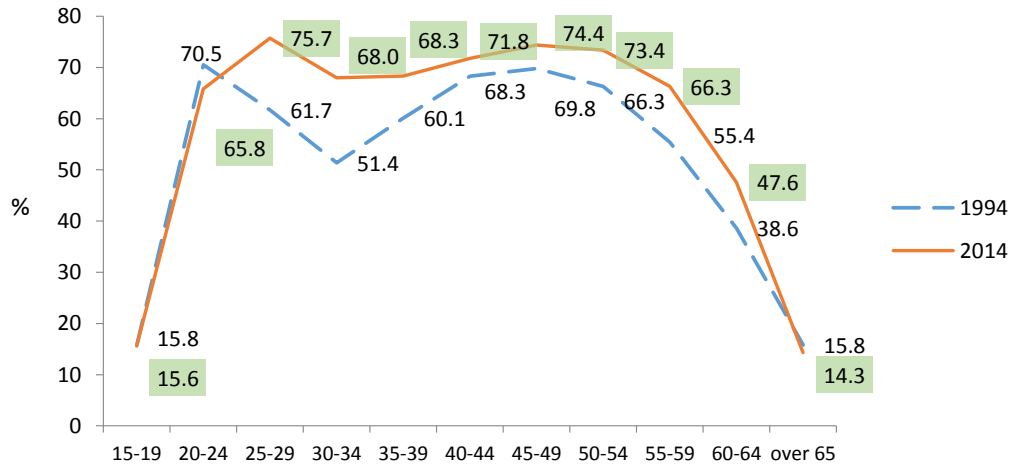
The National Fertility Survey by the National Institute of Population and Social Security Research shows how employment patterns have changed for women around the time of major life events. According to this survey, the percentage of women who keep working around the time of marriage rose by 4.4 pp from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

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

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

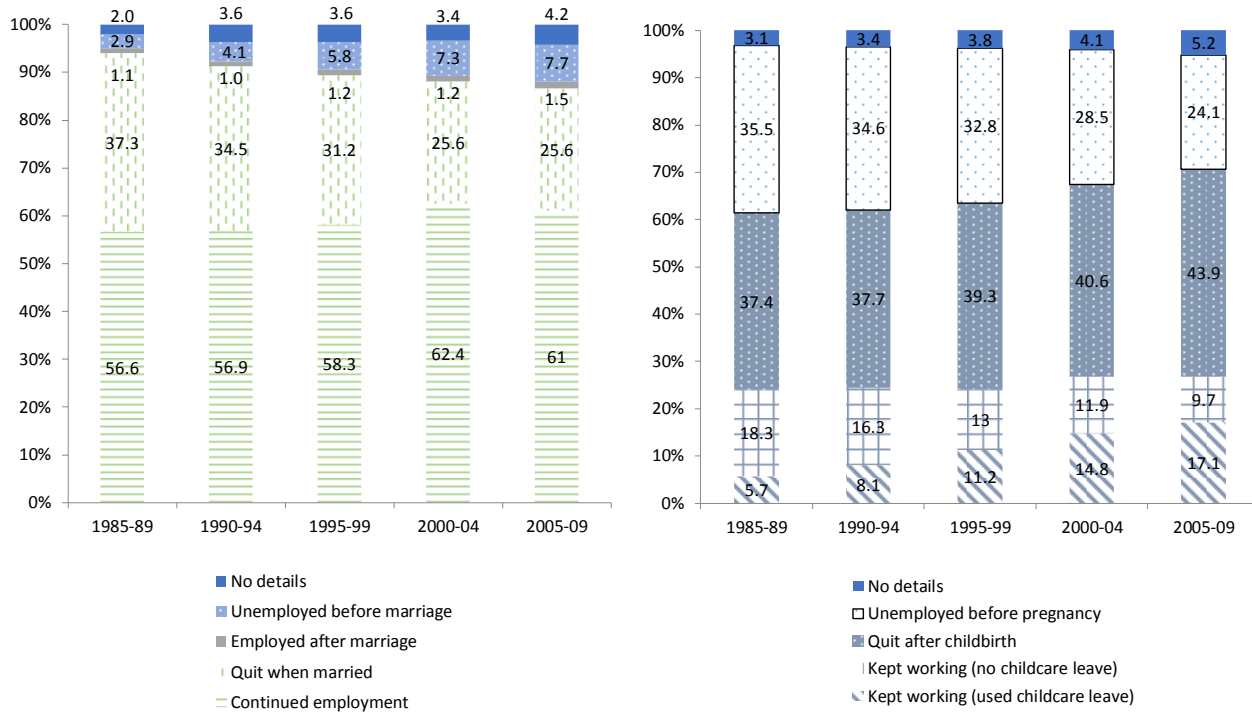
What sorts of factors are driving these changing circumstances? Why are the desired changes not progressing much? Below, we elucidate these issues, using panel data from tracking surveys of the same individuals with further comparisons of differences among cohorts. This paper is structured as follows.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

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



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

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



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

2. Previous research

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

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

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

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

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

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

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

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

3. Data

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

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

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

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

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

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

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

4. Marriage decisions

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

Table 2 Marriage decision estimation results (marginal effects)

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

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

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

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

5. Changes in employment after marriage

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

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

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

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

Table 3 Employment rates before and after marriage

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

6. Childbirth decisions

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

7. Changes in employment after childbirth

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

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

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

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

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

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

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

Table 9. Employment rates after birth of the first child

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

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

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

Sample covers only those respondents who answered in all years.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

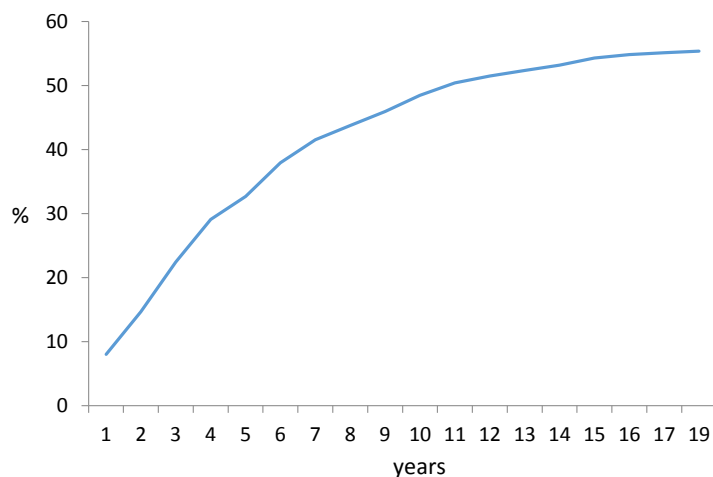
***significant at the 1% level; ** significant at the 5% level; *significant at the 10% level.

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

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

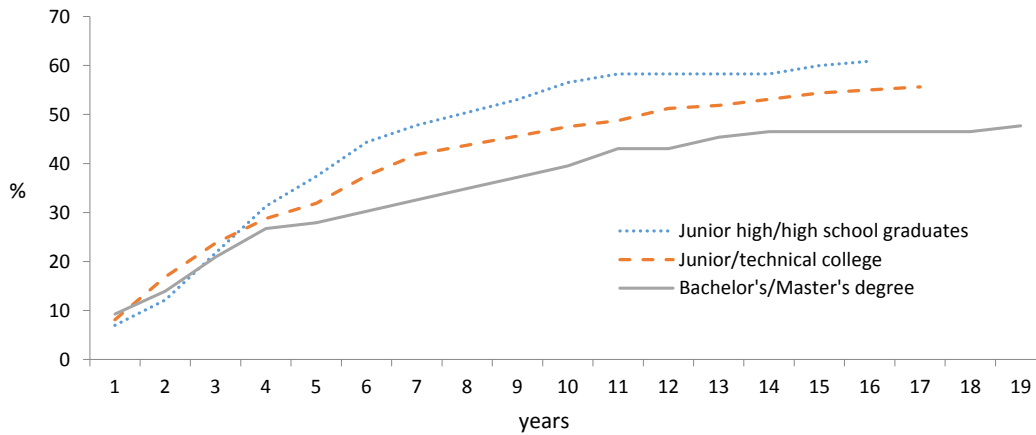
As in the analyses described in the previous sections, we looked at differences due to education and residence. The cumulative share of junior high and high school graduates is high (Figure 4). The share returning to work within one year is higher for more highly educated women (junior high/ high school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

Figure 3. Cumulative reemployment rate after giving the first birth



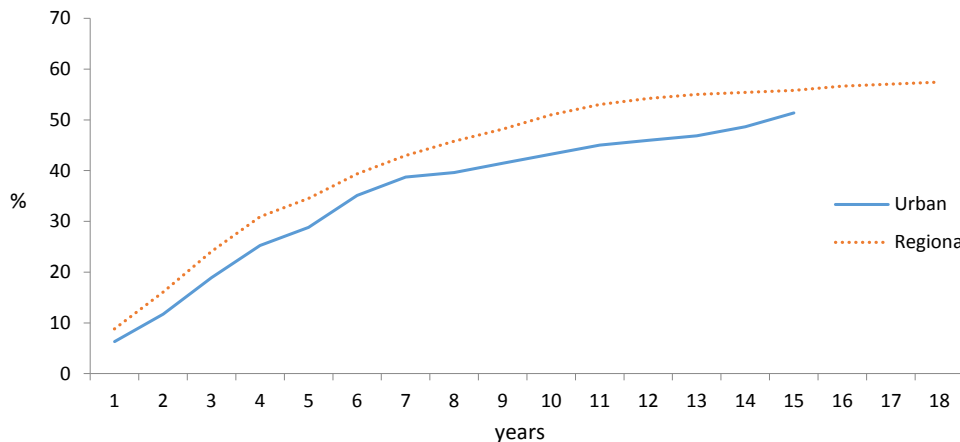
Source: Institute for Research on Household Economics, Japanese Panel Survey of Consumers

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



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

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



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

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

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

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

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

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

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

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

Table 14. Estimation results for reemployment

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

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

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

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

9. Conclusions

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

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

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

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

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

References

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

Kitamura, Y., and K. Sakamoto (2004) "Image change for 'elegant' parasite singles," Higuchi, Y., Ota, K., and Institute for Research on Household Economics, eds., *How Have Work Styles and Lifestyles Changed for Women under Deflation in the Heisei Recession?*, Nihon Keizai Shimbun, Inc, 87-115.

Kitamura, Y., and K. Sakamoto (2007) "Marriage behavior from the viewpoint of intergenerational relationships," *Economic Research*, 58, No. 1, 31-46.

Ministry of Health, Labour and Welfare (2014) "2014 edition: Analysis of labor economy toward maximum employment of human resources."

Koba, T., M. Yasuoka., and K. Urakawa (2009) "Husband's participation in housework and childcare and birth behavior," *Social Security Research Quarterly*, 44 (4), 447-459.

Han, W.-J., C. J. Ruhm, J. Waldfogel and E. Washbrook (2008) "The timing of mother's employment after childbirth," *Monthly Labor Review*, 131 (6), 15-27.

Higuchi, Y.(1994) "Empirical analysis of child care leave systems," National Institute of Population and Social Security Research, ed., *Modern Families and Social Security*, University of Tokyo Press, 181-204.

Higuchi, Y.(1995) "Consequences of policies to protect housewives," Hatta, T., Yashiro, N., eds., *Economic Analysis of Policies to Protect the "Vulnerable,"* Nihon Keizai Shimbun, Inc., 185-219.

Higuchi, Y.(2000) "Dynamic analysis of women's marriage, childbirth and employment using panel data," Okada A., Kamiya, K., Kuroda, M., and Ban, K., ed.s, *Trends in Modern Economics 2000*, Toyo-Keizai 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.