

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
Sub Title	Economic and time constraints on women's marriage, childbirth and employment, and effects of work-life balance policies : empirical analysis using Japanese household panel surveys
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
Publication year	2016
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>
Notes	論文 挿表
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い。また、本研究は、厚生労働科学研究費補助金(H26-政策-一般-003)および日本学術振興会『課題設定による先導的人文・社会科学的研究推進事業』『国際比較可能データによる男女共同参画と家族の役割変化の多面的動学分析』から助成を受けている。本文にある誤りは全て筆者らに帰するものである。

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

<キーワード>

結婚・出産、就業継続、再就職、ワーク・ライフ・バランス

1. はじめに

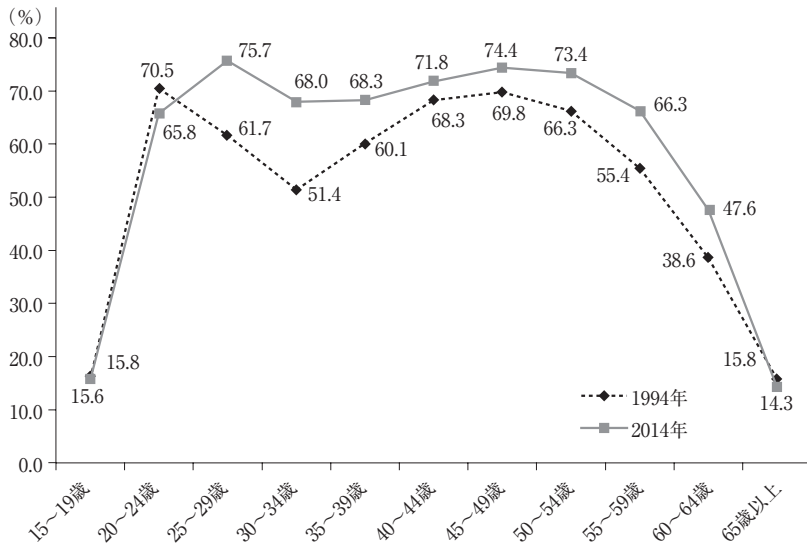
女性にとって、結婚や出産により、自分のために使える時間が制約され、自由度が束縛されることは大きなコストである。もろもろの制約から、結婚したい、出産したい、仕事を続けたいにもかかわらず、それができなくなれば、それらを諦める人も多数生まれてくる。はたして女性にとって、結婚や出産、そして継続就業や再就職にどのような要因が影響しているのだろうか。

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

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

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

図1 女性の年齢別就業率（1994年，2014年）



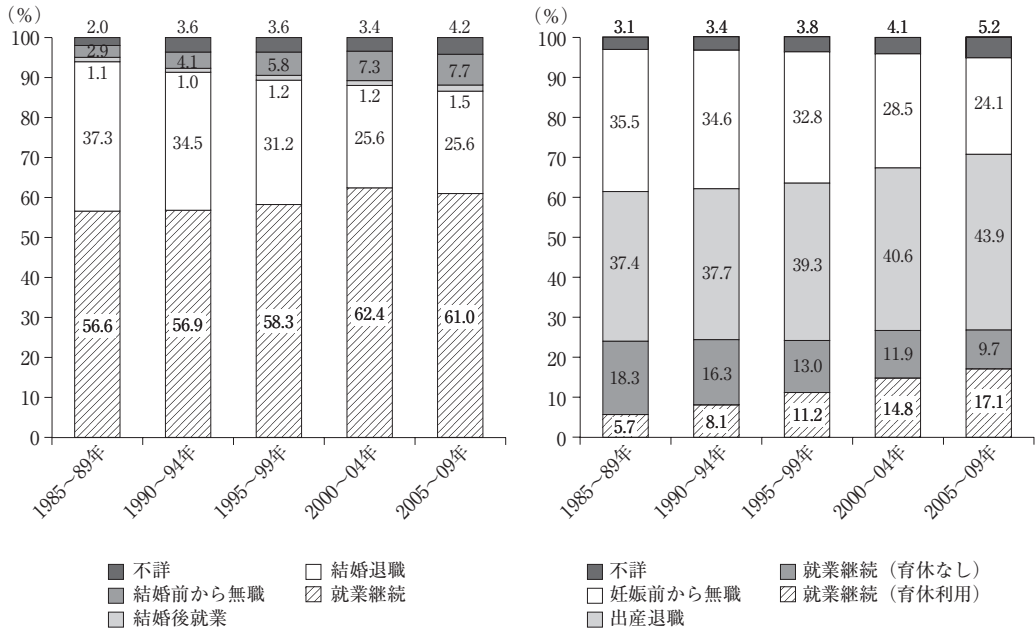
データ：総務省「労働力調査」

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

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

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

図2 結婚年別・第1子出産年別の妻の就業変化



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

育てできる社会システムの構築は重要な課題であると言わざるを得ない。

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

2. 先行研究

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

する。

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

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

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

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

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

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

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

3. 本研究で用いる家計パネル調査

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

厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」は、2002年10月末時点で20～34歳であった全国の男女を調査対象としている。この成年者縦断調査は、2002年成年者と2012年成年者の2つのウェーブを調査している。但し、本研究で用いることができたのは、2002年成年者のみを対象としたデータであり、世代間の違いを分析することはできない。このデータを用いることによるメリットは、2点ある。1つ目は、このデータは政府の公的統計として回答義務を課すことによって高い回答率を得ており、時系列と横断面の両方向において膨大なサンプルサイズを誇る点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るべく、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） 単位：1年・100万円	-0.0226* (0.0127)	-0.0283* (0.0155)	0.000490 (0.0219)
時間当たり賃金（結婚1年前） 単位：1時間・100円	0.00412** (0.00207)	0.00188 (0.00293)	0.0134** (0.00528)
労働時間（結婚1年前） 単位：1日・時間	0.0388* (0.0231)	0.0201 (0.0352)	0.112 (0.0811)
労働時間の二乗（結婚1年前） 単位：1日・時間	-0.000391 (0.00105)	0.000353 (0.00135)	-0.00547 (0.00610)
通勤時間（結婚1年前） 単位：往復・10分	-0.00161 (0.00425)	-0.00416 (0.00507)	0.00237 (0.00814)
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
2人以上	0.656	0.475	0.546	0.498	0.709	0.454
時間当たり賃金 (出産2年前)						
単位: 1時間・100円	13.627	15.480	19.739	19.417	10.650	12.077
労働時間 (出産2年前)						
単位: 1日・時間	5.839	2.724	8.126	2.070	4.725	2.271
労働時間の二乗 (出産2年前)						
単位: 1日・時間	41.510	32.270	70.315	29.119	27.476	23.122
通勤時間 (出産2年前)						
単位: 往復・10分	4.192	3.521	5.273	4.113	3.665	3.059
従業員規模 (出産2年前) ref. 1~4人						
5~29人	0.072	0.259	0.038	0.191	0.089	0.285
30~99人	0.276	0.447	0.183	0.387	0.322	0.467
100~499人	0.198	0.398	0.183	0.387	0.205	0.404
500~999人	0.219	0.414	0.273	0.446	0.193	0.395
1,000~4,999人	0.049	0.216	0.063	0.242	0.042	0.202
5,000人	0.075	0.264	0.092	0.289	0.067	0.251
5,000人	0.052	0.222	0.053	0.223	0.051	0.221
官公庁	0.058	0.234	0.117	0.321	0.030	0.170
保育所定員率 (出産2年前)	9.773	5.167	10.372	5.244	9.481	5.106
育児休業制度の利用のしやすさ (出産2年前)	0.206	0.405	0.488	0.500	0.069	0.253
サンプルサイズ	1,856		608		1,248	

データ：厚生労働省「21世紀成年者縦断調査」

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

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

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

表7 出産に関する推定結果（限界効果）

	(1)	(2)	(3)
被説明変数：出産	全サンプル	正規	非正規
年齢（出産2年前）	0.0523** (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。

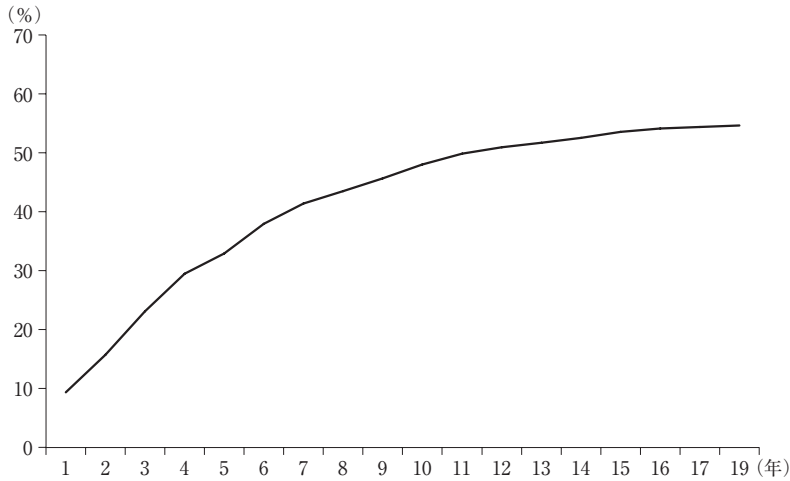
次に出産した子どもが何子目であるかを示すダミー変数の推定結果を見ると、第一子を出産した女性に比べて、第二子、第三子を出産した女性のほうが就業継続している。これは、第一子出産を経ても就業継続している女性は、第二子、第三子出産を経ても就業継続する傾向が高いことを示している。また、労働市場の需要状況の代理変数、出産年の有効求人倍率は全サンプルと非正規で正の符号を示しているが有意な結果とはなっていない。保育所定員率を見ると、保育所の定員率が高いほど、出産1年後の就業継続は高いという結果を全サンプルのケースで得ている（ $+0.99\%$ ）。保育所の整備が女性の就業継続に効果があるとする先行研究とも一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

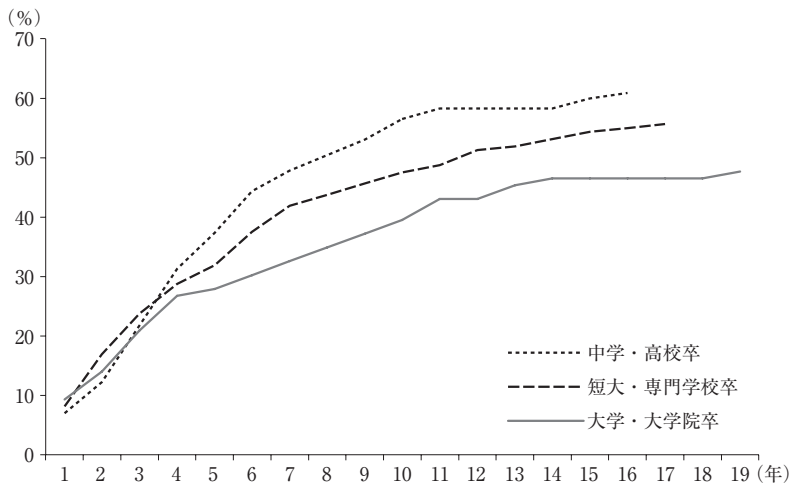
本節では、出産以降における再就職に与える影響について、（公財）家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」を用いて確認する。図3は、出産を契機に仕事を辞めた女性がいつごろまでに復職しているかを示している（縦軸は再就職した女性の累積割合、横軸は再就職するまでの経

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）

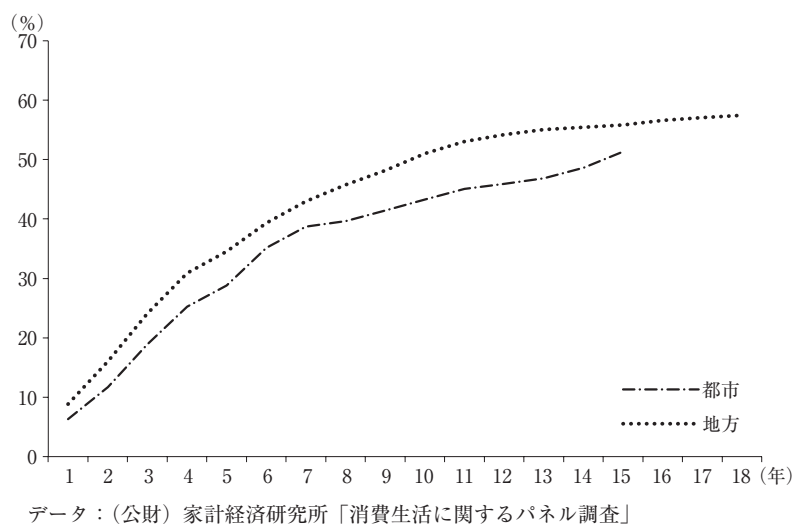


表13 第一子出産時に離職した女性のその後の再就職の推定に用いたサンプルの記述統計量

	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、保母、弁護士、司法書士、行政書士、社会保険労務士、中小企業診断士、公認会計士、税理士、建築士、理容師・美容師。

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

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

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

参 考 文 献

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

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

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

坂本和靖 [群馬大学]

萩原里紗 [明海大学]