

# 出生率の決定要因

## —都道府県別データによる分析

足立 泰美\*

甲南大学

中里 透\*\*

上智大学

本稿では1985年から2010年までの都道府県別データを利用して、出生率の決定要因について実証分析を行った。本稿の推定結果によれば、生涯未婚率の上昇と女性賃金の上昇が出生率に有意な負の影響をもたらしており、結婚や出産・育児に伴うコスト（機会費用）が出生率の低下に大きな影響を与えていることが示唆される。一方、女性の社会進出（就業率の上昇）や晩婚化が出生率の低下をもたらすという効果については明確な影響が認められなかった。

### 1. はじめに

1990年の「1.57ショック」を契機として、出生率の低下が大きな注目を集めるようになり、少子化対策としてさまざまな取り組みがなされてきた。少子化の問題に対する本格的な取り組みは94年に策定された「エンゼルプラン」に始まり、99年策定の「新エンゼルプラン」、2004年策定の「子ども・子育て応援プラン」を経て、10年に策定された「子ども・子育てビジョン」と13年に成立した「子ども・子育て関連3法」に引き継がれている<sup>1, 2</sup>。だが、このような取り組みにもかかわらず、合計特殊出生率は直

---

本稿の作成に当たっては、2名の匿名査読者の方から有益なコメントとアドバイスを頂いた。また、本稿のもとになった論文に対しては、日本地方財政学会第23回大会での報告において討論者を務めてくださった宮崎毅氏（九州大学）をはじめ、一般財団法人アジア太平洋研究所、総務省、日本政策投資銀行、公益社団法人日本租税研究協会、日本地方財政学会（第23回大会）にて開催された各研究会・セミナー等の参加者から有益なコメントを頂いた。宇南山卓氏（一橋大学）からも、本稿の作成に際して有益なアドバイスを頂いた。ここに記して謝意を表したい。もちろん、本稿にあり得べき誤りは、すべて筆者の責に帰するものである。

\*（連絡先住所）〒658-8501 兵庫県神戸市東灘区岡本8-9-1  
(E-mail) adachi@center.konan-u.ac.jp

\*\*（連絡先住所）〒102-8554 東京都千代田区紀尾井町7-1  
(E-mail) nakaza-t@sophia.ac.jp

<sup>1</sup> 03年には「少子化社会において講ぜられる施策の基本理念を明らかにし、少子化に的確に対処するための施策を総合的に推進する」ことをうたった少子化社会対策基本法（平成15年法律第133号）も制定されている。同法第7条では少子化に対処するための施策の指針として「総合的かつ長期的な少子化に対処するための施策の大綱」を定めることとされており、04年、10年に引き続いて15年3月に新たな「少子化社会対策大綱」が閣議決定された。15年4月には子ども・子育て関連3法に基づいて「子ども・子育て支援新制度」が発足した。

<sup>2</sup> 90年代以降の少子化対策の経緯については守泉(2014)を参照のこと。これまでの少子化対策の背景にある基本的な認識については人口問題審議会(1997)を参照のこと。

近（16年）の時点で1.44にとどまっており、依然として人口置換水準（2.07）を大幅に下回る状況にある<sup>3</sup>。

こうしたなかで、14年11月に経済財政諮問会議（「選択する未来」委員会）から公表された報告書（「未来への選択」）では、50年後においても1億人程度の人口規模と安定的な人口構成を維持するために出生率の引き上げが重要な課題とされ、20年頃を目途に少子化対策関連の予算（家族関係社会支出）の倍増を目指すことが提案された。また、内閣官房まち・ひと・しごと創生本部においてとりまとめられた「まち・ひと・しごと創生長期ビジョン」（14年12月27日閣議決定）では、出生率を1.8程度まで回復させることを目指して各種の対策を講じていくことが必要とされている。このような提案を踏まえて少子化に対する対応策を考えるうえでは、まず何よりも少子化をもたらす要因を実際のデータに基づいて検証するとともに、その結果をもとに適切な対策を講じていくことが効果的な対応ということになるだろう<sup>4</sup>。

出生率の動向はさまざまな経済的・社会的要因から影響を受けると考えられる。中でも70年代以降の出生率の低下については、結婚や出産に対する意識の変化に加え、女性の社会進出による就業率の上昇が、その要因として繰り返し指摘されてきた。女性の就業と出産・育児はいずれも多く時間を必要とする活動であり、両者の間にはトレードオフの関係があることから、出産・育児のためにキャリアの中断が生じる可能性もある。このため、就業と出産・育児の両立に向けて、保育所（保育園）の整備をはじめとする子育て支援策の充実が重要な課題となっている<sup>5</sup>。この点を踏まえると、出生率の向上に向けた対応策を検討する際には、女性就業の問題（出産・育児に伴う収入の減少やキャリア中断のコスト）と子育て支援策（出産・育児に伴うコストを低減させる取り組み）をともに考慮して、出生率を規定する要因を明らかにすることが望ましい。

出生率の低下については、女性の社会進出などに伴う晩婚化・非婚化の進展と関連づけて議論されることもある。女性の結婚年齢は70年代後半以降上昇傾向が続いており、70年の時点で24.2歳だった平均初婚年齢は、10年の時点では28.8歳まで上昇した。このような晩婚化の傾向を反映して、10年には20代後半（25-29歳）の女性の未婚率が6割を超え（60.3%）、30代後半でも全体の約4分の1（23.1%）の女性が未婚のまま

<sup>3</sup> 16年の合計特殊出生率の計数は『平成28年人口動態統計月報年計（概数）』による速報値。

<sup>4</sup> もちろん、政策的に出生率を引き上げて1億人程度の人口規模を維持することが望ましいのか、そのような対応が現実的に可能なのかということについては、別途検討が必要である。

<sup>5</sup> 保育所（保育園）は、一定の事由により保護者が監護すべき乳児、幼児または児童が保育に欠ける状況にある場合に、それらの児童等を保育する施設として設置されるものであり（児童福祉法（昭和22年法律第164号）第24条第1項）、法律上の名称は保育所となっている。慣用的に保育園という名称も利用されるが、以下では表記を保育所に統一する。

までである。女性の生涯未婚率も 90 年代後半以降は上昇傾向にあることから、晩婚化・非婚化の進展が出生率の低下をもたらす可能性についても十分な留意が必要である。

そこで、本稿では 1985 年から 2010 年までの期間（2000 年、05 年、10 年の各年の時点で 35-39 歳となる 3 つのコーホート）を対象に、47 都道府県のデータを利用して、出生率の決定要因について実証分析を行う。本稿の次節以降の構成は以下の通りである。第 2 節では戦後の出生率の動向について概観するとともに、出生率の決定要因に関する先行研究のサーベイを行う。第 3 節では本稿の分析の基本的な枠組みを提示し、推定に利用するデータの説明を行う。第 4 節では推定結果を報告し、そこから得られるインプリケーションについて議論する。最後に、第 5 節で本稿の結論を要約する。

## 2. 出生率の動向と先行研究

### 2.1 出生率の動向

合計特殊出生率をもとに戦後の出生率の長期的な動向を概観すると（図 1）、第 1 次ベビーブーム（1947-49 年）の後、50 年代半ばにかけて出生率が大幅に低下した（合計出生率は 4.54（47 年）から 2.04（57 年）に低下）。60 年代から 70 年代にかけては、出生率が下げ止まっておおむね人口置換水準と同水準で推移したが、70 年代半ばに再び低下に転じ、75 年には出生率が 2 を割り込む水準（1.96）となった<sup>6</sup>。その後、80 年代前半にやや持ち直したものの、80 年代半ば以降さらに低下し、90 年の「1.57 ショック」を経て 05 年には既往最低の 1.26 となった。最近はやや持ち直しの動きがみられ、15 年には 1.46 まで回復した<sup>7</sup>。このような出生率の低下は、晩婚化・非婚化に伴う有配偶率の低下（未婚率の上昇）と晩産化・少産化・無子化に伴う有配偶出生率の低下に分けて考えられる。

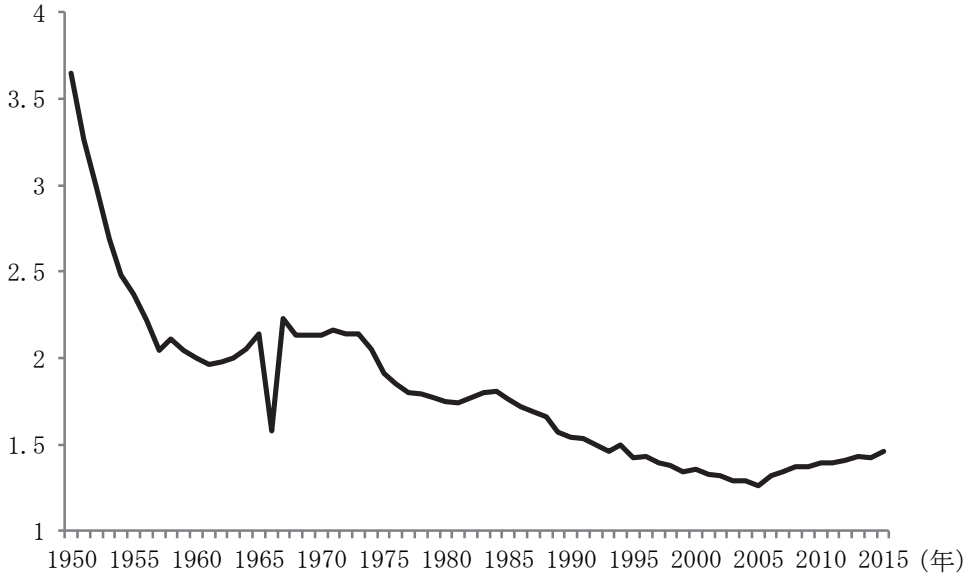
まず、出産年齢にあたる 15-49 歳の女性の有配偶率の動向について検討すると、50 年代以降低下傾向にあった有配偶率は、60 年代から 70 年代初めにかけてやや持ち直したものの、70 年代半ば以降再び低下を続けている。特に 20 代後半と 30 代前半の女性の未婚率の上昇（有配偶率の低下）が顕著である。有配偶出生率については、対象となる年齢階層（15-49 歳）の女性 1000 人当たりの出生数が 50 年の 187.5 人から 90 年の 66.0 人にまで低下したが、その後は増加に転じ、10 年には 79.4 人にまで回復した。

有配偶率と有配偶出生率の動向が出生率の低下に与えた影響は、期間によって異なる。

<sup>6</sup> 66 年の出生率が前年を大幅に下回る 1.58 となったのは、この年が丙午であったことから出産を回避する動きが広まったという、一時的な要因によるものである。

<sup>7</sup> ただし、14 年については 1.42 となり、9 年ぶりの低下となった。

図1 合計特殊出生率の推移



出所) 『人口動態統計』(厚生労働省)より著者作成

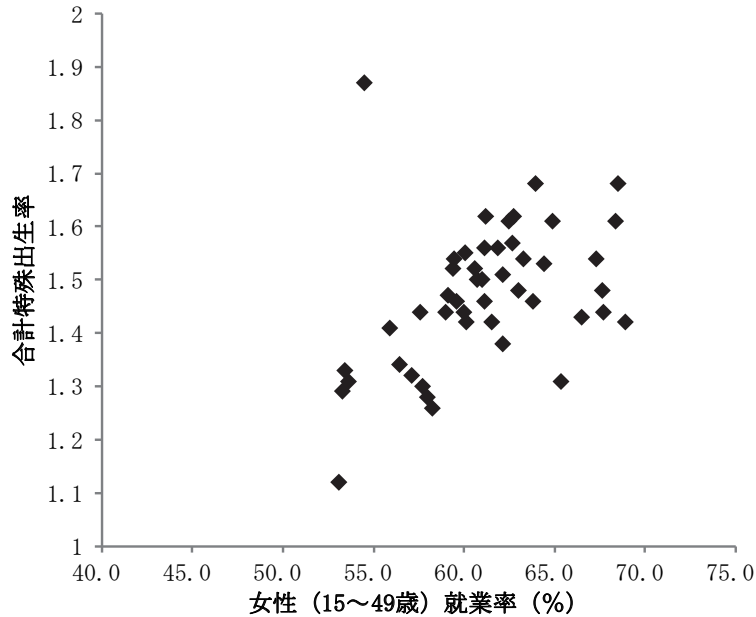
石川(1992)と伊達・清水谷(2004)によると、50年代の出生率の低下は有配偶出生率の要因によるところが相対的に大きかったのに対し、60年代以降については有配偶率の低下が大きな要因であるとされている<sup>8</sup>。以上のことを踏まえると、出生率の低下とそれを規定する要因について考察する場合には、有配偶率(あるいは未婚率)を適切にコントロールした上で分析を行うことが重要と考えられる。

有配偶率と出生率はさまざまな経済的・社会的要因から影響を受けるが、とりわけ女性の就業率との関係に強い関心が持たれてきた。結婚・出産・育児と就業はともに多くの時間の投入を必要とし、「仕事か結婚か」「子どもか仕事か」という表現に象徴されるように、これらの活動の間にはしばしばトレードオフの関係が生じることがその背景にある。最近の都道府県別データで就業率と出生率の関係をみると、両者の間には正の相関が観察される点を踏まえて(図2)、女性の就業促進が少子化対策に有効であると主張されることもある<sup>9</sup>。もっとも、出生率と就業率の間に正の相関が観察される OECD

<sup>8</sup> 厳密には婚外子(嫡出でない子)の動向についても考慮する必要があるが、日本では出生数全体に占める婚外子の割合が2%程度なので、本稿では有配偶出生率を指標として議論を進めていくこととする。

<sup>9</sup> 例えば、14年3月19日の経済財政諮問会議・産業競争力会議合同会議に提出された「成長戦略としての女性の活躍推進について」(産業競争力会議雇用・人材分科会・長谷川閑史主査提出資料)には「1980年代半ば以降、先進国において、女性の就労率が高い国では出生率も高いという関係がみられ、女性就労の促進は、就労と育児・家事の両立を可能とする環境の整備を通じて少子化対策としての効果も期待され、現在及び将来の労働力確保にも資するものといえる」との指摘がなされている。

図2 女性就業率と出生率 (2010年)



出所) 『国勢調査』 (総務省)、 『人口動態統計』 (厚生労働省) より著者作成

諸国を対象とした分析では、出生率に影響を与える他の要因をコントロールすると、出生率と就業率 (あるいは労働力率) の間には負の相関がみられる<sup>10</sup>。日本の都道府県を対象に就業率と出生率の関係を検証する際にも、出生率に影響を与える他の要因を適切にコントロールした上で、両者の関係を精査することが必要と考えられる。

## 2.2 先行研究

本稿は前項で示した論点を踏まえ、都道府県別データをもとに出生率の決定要因を分析するが、地域別データをもとに出産・育児のコスト (機会費用を含む) や経済力などの要因を明示的に取り入れて日本における出生率を分析した研究には、Hashimoto(1974)、小椋・ディークル(1992)、米谷(1995)、堤(2011)、近藤(2014)がある<sup>11</sup>。

<sup>10</sup> この点については Kögel (2004)、山口(2005)を参照のこと。

<sup>11</sup> 出生率のことを直接扱ったものではないが、宇南山(2009)は1985年から2005年までの都道府県別データをもとに、女性の結婚経験率と離職率の関係について分析を行っている。また、北村・宮崎(2009)は2000年の市町村別データをもとに、男性と女性の結婚経験率の決定要因について分析している。個票データを利用した実証分析も含む幅広い研究の動向については伊達・清水谷(2004)を参照のこと。

このうち Hashimoto(1974)は 1960 年の 46 都道府県のデータを利用して、各都道府県における男性・女性の教育水準、収入、労働力率などの要因が、当該都道府県の完結出生力（女性が出産可能年齢の終了時点までに産んだ子どもの数）に対して有意な説明力を持つかについて実証分析を行っている。この分析によれば、学校教育を受けたことがない（不就学の）女性の比率が低いほど、女性の収入が多いほど、女性の労働力率が高いほど、完結出生力の水準が低くなるとの推定結果が得られており、女性が出産と引き換えに負担しなくてはならないコスト（就業しないことに伴う逸失利益）が出生率の決定要因として重要であることが示されている<sup>12</sup>。また、小椋・ディークル(1992)は、70年から85年まで（70・75・80・85の各年）の46都道府県のデータをもとに、5歳階級別（20-24歳、25-29歳、30-34歳）の平均出生率（5歳階級別の各年齢階級に属する女性人口に対する当該年齢階級の女性が出産した子どもの数）が、男女の学歴（短大卒以上の学歴を持つ者の比率）、女性の賃金、男女の賃金格差、男女比、婚姻率（過去5年間に新たに有配偶となった女性の比率）、有配偶率などによってどのように規定されるかを分析し、いずれの年齢階級においても婚姻率が出生率を有意に高めること、25-29歳と30-34歳については女性の賃金の高さが出生率を引き下げる方向に働くことなどを明らかにしている<sup>13</sup>。

米谷(1995)は70年・80年・92年の47都道府県（70年については沖縄を除く46都道府県）のデータを利用して、出産・子育てに伴う経済的負担（住居費・教育費）と女性の賃金、学歴（大卒・短大卒の女性の比率）、第3次産業就業者比率などが合計特殊出生率の説明要因として有意な説明力を持つのかについて、各年のクロスセクションデータによる分析を行っている。このうち80年と92年を対象とした推定によると、女性の賃金の上昇や高学歴化、教育費の負担増が出生率を引き下げる要因となっている<sup>14</sup>。

少子化の要因として未婚化・晩婚化の影響に焦点を当てた研究としては堤(2011)がある。堤(2011)は1970年から2005年まで（70・75・80・85・90・95・2000・05の各年）の47都道府県のデータを用いて各都道府県の完結出生力（コーホートデータから算出される出生力）を算出し、この指標を利用して実証分析を行っている<sup>15</sup>。推定に当たっ

<sup>12</sup> 推定には40-49歳と50-59歳の年齢階級別のデータ、その両者の年齢階級をプールしたデータのそれぞれが用いられている。説明変数には男女それぞれの学歴、収入、労働力率に加えて、各都道府県の第1次産業就業者比率、都市人口比率、女性の年齢構成が用いられている。

<sup>13</sup> 出生率の説明変数としては、これらのほかに各都道府県の地価と家賃が含まれている。推定は5年前のデータとの階差をとった推定式をもとに、3年分のデータをプールする形で行われている。

<sup>14</sup> このほか、第3次産業就業者比率の上昇が出生率を引き下げる方向に働くことも示されている。なお、70年を対象とした分析では、学歴以外の要因については有意な影響が認められない。

<sup>15</sup> 堤(2011)において用いられている完結出生力は、通常利用されるものとは定義が異なっており、70・75・80・85・90年の各時点において20-24歳であった年齢階級を対象に、それぞれのコーホートの35-39歳までの各



ては、70・75・80・85・90年の各時点において20-24歳の年齢階級に属していたコーホートを対象に、完結出生力を生涯未婚率と平均結婚年齢（対象となるコーホートに属している女性の平均的な結婚年齢）によって説明する推定式、および、完結有配偶出生率を男女の賃金、女性の平均結婚年齢、失業率、就業率などによって説明する推定式が用いられている。この分析からは生涯未婚率の上昇が出生率の低下に有意な影響を与えていること、女性の失業率と就業率の高さが共に出生率を引き上げる方向に働いていることが示されている。

90年代以降の長期にわたる経済停滞の過程においては、賃金の低下および雇用の不安定化（失業率の上昇・非正規雇用の増大）が生じたために、結婚や出産に対する経済的な制約が厳しくなったという指摘がみられる。この点に関して近藤(2014)は1985年から2010年まで（85・90・95・2000・05・10の各年）の47都道府県のデータをもとに、失業率と合計特殊出生率の関係について分析を行っている。この分析によれば、失業率が高いほど出生率が低くなるという関係が確認されるが、両者の関係の強さは対象とする期間によってばらつきがあることも併せて指摘されている<sup>16</sup>。

## 2.3 都道府県別データを用いる理由

出生率に影響を与える要因や少子化対策の効果については、個票データや基礎自治体（市区町村）のデータを利用した分析も数多く行われている。こうした中であって本稿で都道府県別データをもとに分析を行う理由は、有配偶率の低下が出生率の低下に影響を与えているという石川(1992)と伊達・清水谷(2004)の指摘を踏まえて、未婚率の上昇が出生率の地域差にもたらす影響を明示的に分析することにある。

出生率の決定要因などについて個票データを利用して分析を行うことには、対象とする個人・家族の属性に関する詳細な情報を利用できることなど多くの利点があるが、利用可能な個票データの制約や問題関心の範囲などの関係で分析対象が既婚女性に限られるか、未婚者のみを対象としたものとなっている<sup>17</sup>。

また、基礎自治体（市区町村）などのデータを利用した分析には、自治体の子育て支

---

時点における出生率を計算し、それをコーホートごとに集計することで完結出生力を算出している。

<sup>16</sup> この点を踏まえて近藤(2014)では「かならずしも不況が晩婚化・少子化の主たる原因になっているとは言えない」との判断が示されている。

<sup>17</sup> 最近時点において個票データをもとに出生率の動向を分析した研究としては、森田(2004)、吉田・水落(2005)、樋口・松浦・佐藤(2007)、松田他(2015)などがある。このうち森田(2004)と吉田・水落(2005)は利用している個票データが既婚女性のみを対象としたものとなっている。また、樋口・松浦・佐藤(2007)は未婚女性を含む個票データを利用しているが、分析自体は既婚女性を対象としている。松田他(2015)は未婚者の結婚や将来の出産意欲について分析しているが、分析対象は未婚者に限られている。

援策などについての詳細な情報を利用できる利点があるが、それらの先行研究においては未婚率の違いを考慮した分析がなされていない<sup>18</sup>。未婚率の違いが出生率の地域差に与える影響がマイナーな要因であれば、このような取り扱いが分析結果に大きな影響を与えるおそれはないが、例えば各政令指定都市の合計特殊出生率と未婚率の間には高い相関が確認されることから、未婚率を説明変数に含めずに推定を行った場合には推定結果にバイアスが生じる可能性がある<sup>19</sup>。加えて、基礎自治体（市区町村）のデータを利用した分析においては、各自治体の区域を対象とした女性賃金のデータが利用可能でないことから、各自治体が属している都道府県を対象に算出された女性賃金のデータを利用して推定が行われている点にも一定の留意が必要である<sup>20</sup>。

以上を踏まえると、個票データ・基礎自治体（市区町村）データを利用した分析と都道府県データを利用した分析は、出生率の決定要因を分析する上で相互に補完的な役割を果たすものであり、後者の分析にも十分な意義があると思われる。

### 3. 推定方法

#### 3.1 分析の基本的な枠組み

出生率はさまざまな経済的・社会的要因によって規定されるものと予想されるが、個人（女性）あるいは家計（夫婦）が何人の子どもを持つかという意思決定に大きな影響を与える可能性のある経済的要因としては、経済力（所得の多寡）と子育てに伴うコストが挙げられる。子どもが正常財という通常の想定のもとでは、所得水準の上昇は個人あるいは家計が持つ子どもの数（出生児数）を増加させる。一方、子育てに伴う直接・間接のコストの上昇は出生児数を減少させるため、女性賃金率の上昇は子育てのコスト（機会費用）の上昇を通じて出生児数の減少につながる可能性がある<sup>21</sup>。子育ては多くの時間を必要とする活動であり、保育サービスなどの利用に制約がある場合には、女性の就業と子育ての間にはトレードオフの関係が生じるため、女性の就業は出生児数の減少につながる可能性がある。

<sup>18</sup> 阿部・原田(2008)は2000年の市区町村別のクロスセクションデータ、田中・河野(2009)は98年と02年の健康保険組合のパネルデータ、宮本・荒渡(2013)は05年の市別のクロスセクションデータを用いて分析を行っている。

<sup>19</sup> もちろん、未婚率が出生率に有意な影響を与えているかを最終的に判断するには、未婚率に影響を与える他の要因をコントロールした上で、未婚率と出生率の関係を確認することが必要となる。

<sup>20</sup> 阿部・原田(2008)と宮本・荒渡(2013)においては、各自治体の女性賃金のデータを『賃金構造基本統計調査』（厚生労働省）から得られる各都道府県の女性賃金で代替する形で推定が行われている。

<sup>21</sup> 女性賃金率の上昇には所得の増加をもたらす側面もあることから、所得効果（賃金の増加を通じた所得水準の上昇が出生児数を増加させる効果）が代替効果（子育てのコストの上昇により出生児数が減少する効果）を上回る場合には、出生児数はむしろ増加する。従って、経済全体として女性の賃金率の上昇が出生率にどのような影響をもたらすかは理論的には確定せず、すぐれて実証的な問題といえる。



本稿では上記の点を踏まえ、出生率を規定する経済的・社会的要因のうち、子育てのコスト（子育ての機会費用としての女性賃金率）の上昇と女性の社会進出（女性就業率の上昇）が出生率に与える影響に注目して分析を行う。注目点は、以下の2点にまとめられる。ひとつは、女性賃金率の上昇が出生率に対してどのような影響をもたらすかという点である。賃金率が出生率に与える効果は、賃金率の上昇が子育てのコスト（機会費用）の増加を通じて出産を抑制する効果（代替効果）と、賃金率の上昇による所得の増加を通じて出産を促進する効果（所得効果）に分けられるが、代替効果が所得効果を上回る場合には出生率を被説明変数とする推定式において女性賃金率の係数の符号は負となり、所得効果が代替効果を上回る場合には正となる。もうひとつは、女性就業率の上昇が出生率に対してどのような影響を与えているかという点であり、女性の就業が出生率を抑制する効果を持つ場合には、女性就業率の係数の符号は負となる。

地域別（47都道府県）・コーホート別（3コーホート）に集計されたデータを利用して分析を行う場合には、利用するデータに未婚者が対象として含まれていることなどに留意し、これらの要因を適切にコントロールした上で推定を行うことが必要となる<sup>22</sup>。出生率に影響を与える可能性のある社会的要因のうち人口動態の要因については、晩婚化・非婚化の影響を捉える説明変数として、平均結婚年齢と生涯未婚率を利用する。また、都市化の進展も結婚・出産に関する意識の変化や生活環境の変化などを通じて出生率に影響を与える可能性があることから、人口集中地区（DID）人口比率と第一次産業就業者比率を都市化の影響を捉える説明変数として推定式に加える。

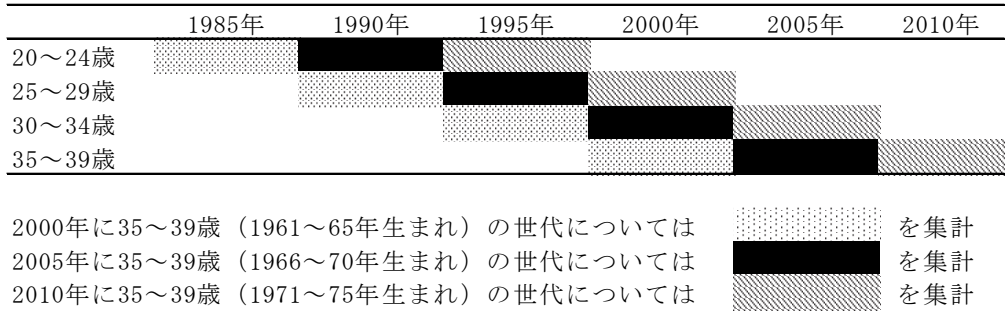
上記の点を踏まえ、以下では

$$CFR_i = \alpha + \beta X_i + \gamma Z_i + \delta D_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

という定式化によって推定を行い、どのような要因が出生率に有意な影響を与えているかを確認する。ここで  $CFR_i$  は各都道府県の各コーホートに属する女性が20-39歳の間に出産した子どもの数、 $X_i$  は各都道府県の各コーホートに属する女性の人口動態に関する変数（未婚率・平均結婚年齢）のベクトル、 $Z_i$  は各都道府県の各コーホートに属する男性・女性の出産・育児に関する経済的要因を表す変数（女性就業率・女性賃金率・男性所得など）のベクトル、 $D_i$  は出生率の動向が他の道府県と比べて特異な可能性のある東京都と沖縄県の影響を捉える地域ダミーである。

<sup>22</sup> 本稿では出生率の指標として完結出生力（後述）を利用して推定を行うが、この指標はコーホート合計特殊出生率のうち20-39歳の年齢階級の部分に相当する出生率のことであり、合計特殊出生率は未婚者も含む15-49歳の女性人口全体を対象に算出される出生率の指標であることから、推定に当たっては地域間（都道府県間）の未婚率の差を適切にコントロールして推定を行うことが必要となる。

図3 コーホートデータの作成方法



### 3.2 データ

#### 3.2.1 対象とするコーホートの設定

本稿では2000年、05年、10年の時点において35-39歳となる各コーホートを対象に分析を行う。各コーホートを出生年で表すとそれぞれ61-65年生まれ、66-70年生まれ、71-75年生まれとなる。推定に利用する変数については、図3に示されるように国勢調査が実施された年の5歳階級別のデータをもとに各時点における年齢階級別の出生率などを計算し、各時点の年齢階級別のデータをコーホートごとに集計して作成する<sup>23</sup>。

#### 3.2.2 各変数の作成方法とデータの出所

##### 完結出生力

本稿では分析対象としている各コーホートの女性が20-39歳の間に産んだ子どもの数（出生数）をもとに算出されるコーホート出生率を完結出生力とし、この出生率を被説明変数として推定を行う<sup>24</sup>。完結出生力は以下の手順によって求められる。まず、国勢調査の実施年次に当たる各年の『人口動態統計』（厚生労働省）における母親の年齢階級（5歳階級）別出生数と当該年の『国勢調査』（総務省）における各年齢階級（5歳階級）別女性人口（未婚者等を含む総数）をもとに、年齢階級別出生数を年齢階級別

<sup>23</sup> 生涯未婚率については、変数の性質上35-39歳の時点におけるデータをそのまま利用している。

<sup>24</sup> 完結出生力（完結出生児数）は、女性が49歳までに産んだ子どもの数（累積出生率）あるいは結婚持続期間が15-19年の夫婦の子ども数とされるのが通例であるが、ここでは堤（2011）との比較を可能にするため、20-39歳の期間に女性が産んだ子どもの数を完結出生力のデータとして利用する。出生率の指標として一般に広く利用されている合計特殊出生率には期間合計特殊出生率とコーホート合計特殊出生率があるが、本稿の推定で利用する完結出生力は、コーホート合計特殊出生率のうち20-39歳の部分を対象にしたものに相当するものである。なお、『人口動態統計』（厚生労働省）をもとに母親の年齢階級別に出生数をみると、本稿で対象とするいずれの年次についても20-39歳の母親の出生数が全出生数の95%を超えていることから、年齢階級を20-39歳としても分析上大きな問題は生じないものと思料される。

人口で除し、それを5倍して各年次における各年齢階級別の出生率を求める。次に、各年の年齢階級別の出生率をコーホートごとに集計することにより、完結出生力のデータが算出される。例えば、2010年に35-39歳となるコーホート（71-75年生まれ）については、95年に20-24歳、2000年に25-29歳、05年に30-34歳、10年に35-39歳となることから、各時点における年齢階級別の出生率を足し合わせることで、このコーホートの完結出生力のデータが得られる。

### 生涯未婚率

『国勢調査』（総務省）のデータを利用して2000年、05年、10年の各時点における35-39歳階級の女性の未婚者数を当該年次の女性人口で除し、それによって求められた未婚率を各コーホートの生涯未婚率とする<sup>25</sup>。生涯未婚率の上昇は出生率に対して負の影響を与えると予想される。コーホート別に完結出生率と生涯未婚率の動向をみると、2000年に35-39歳となるコーホートに比べ05年と10年に35-39歳となるコーホートの方が相対的に完結出生率が低くなり、生涯未婚率が高くなる傾向がみられる。

### 平均結婚年齢

平均結婚年齢は、分析対象とする各コーホートの女性が平均的に何歳で結婚したかを表す指標であり、t年において35-39歳となるコーホートの女性の平均結婚年齢は以下の算式によって計算される。

$$\frac{20(S_{t-15}^{20-24} - S_{t-20}^{15-19}) + 25(S_{t-10}^{25-29} - S_{t-15}^{20-24}) + 30(S_{t-5}^{30-34} - S_{t-10}^{25-29}) + 35(S_t^{35-39} - S_{t-5}^{30-34})}{\left[ (S_{t-15}^{20-24} - S_{t-20}^{15-19}) + (S_{t-10}^{25-29} - S_{t-15}^{20-24}) + (S_{t-5}^{30-34} - S_{t-10}^{25-29}) + (S_t^{35-39} - S_{t-5}^{30-34}) \right]} \quad (2)$$

ここで、例えば $S_t^{35-39}$ はt年において35-39歳階級に属する女性の有配偶率であり、 $S_t^{35-39} - S_{t-5}^{30-34}$ はこのコーホートの(t-5)年からt年にかけての有配偶率の上昇分、すなわち、このコーホートに属する女性のうち当該期間中に新たに結婚した女性の比率である。これは対象とする各コーホートの女性の結婚のタイミングを5歳階級別のデータによって把握し、そのウェイトをもとに加重平均を求めた形で平均結婚年齢を捉

<sup>25</sup> 生涯未婚率は50歳時点で一度も結婚したことのない人の割合で、45-49歳階級の未婚率と50-54歳階級の未婚率の平均値として算出されるのが通例であるが、ここでは20-39歳の女性を対象に分析を行っていることから、35-39歳の時点での未婚率を生涯未婚率として利用することとする。

える指標である<sup>26</sup>。有配偶率のデータは各対象年次の『国勢調査』（総務省）における年齢階級別の有配偶者数を当該年齢階級の女性人口で除して求められる。晩婚化の進展によって高齢出産のリスクが高まることなどから、平均結婚年齢の上昇は出生率に対して負の影響を与えると予想される。

## 女性就業率

分析対象とする各年の『国勢調査』（総務省）から得られる年齢階級別の女性就業者数を当該年齢階級の女性人口で除して各時点における年齢階級別の女性就業率を計算し、各コーホートの20-24歳、25-29歳、30-34歳、35-39歳時点における就業率の平均値を各コーホートの女性就業率とする。結婚・出産と就業の間にはトレードオフの関係があることから、女性就業率の上昇は出生率に負の影響をもたらすと予想される。

## 女性賃金率

女性が出産・育児のために就業を抑制したり、中断したりした場合に失われる収入を出産・育児のコスト（機会費用）と考えて、女性賃金率を基にそのコストを捉える。女性賃金率については『賃金構造基本統計調査』（厚生労働省）の企業規模計（10人以上）から得られる、一般労働者の年齢階級別所定内給与額を所定内労働時間で除し、消費者物価指数（持家の帰属家賃を除く総合）で実質化した上で、コーホートごとに各年齢階級別の賃金率の平均値を算出し、その計数を女性賃金率のデータとして利用する<sup>27</sup>。女性賃金率の上昇は、出産・育児の機会費用を高めることで出生率に負の影響をもたらす効果（代替効果）と、女性の所得を増加させて出生率に正の影響をもたらす効果（所得効果）があり、両者の効果が反対方向に働くため、符号条件は確定しない。

## 男女所得比

男性の所得の増加は、出産・育児に必要な各家庭の経済力の強化を通じて出生率に正

<sup>26</sup> 例えば、2010年時点で35-39歳階級に属する女性の平均結婚年齢は、「1995年の時点における20-24歳階級の女性の有配偶率と90年の時点における15-19歳階級の女性の有配偶率の差」をA、「2000年の時点における25-29歳階級の女性の有配偶率と95年の時点における20歳から24歳階級の女性の有配偶率の差」をB、「05年の時点における30-35歳階級の女性の有配偶率と2000年の時点における25-29歳階級の女性の有配偶率の差」をC、「10年の時点における35-39歳階級の女性の有配偶率と05年の時点における30-34歳階級の女性の有配偶率の差」をDとすると、 $(20 \times A + 25 \times B + 30 \times C + 35 \times D) / (A + B + C + D)$ となる。

<sup>27</sup> 短時間労働者（パートタイム労働者）の時間当たり給与額は、一般労働者の時間当たり給与額の7割程度である。このため、出産を機にフルタイムからパートタイムの就業形態へ移行する女性が多い場合には、その分だけ一般労働者と短時間労働者を合わせた平均的な女性賃金率の水準が低くなり、結果として出生率が高い地域ほど賃金率が低いという相関関係が生じる可能性がある。このような推定上の問題を回避するため、以下では一般労働者のみを対象として、その所定内給与額を所定内労働時間で除すことにより女性賃金率を算出する。

表1 記述統計

2000年に35～39歳となるコーホート					
	観測値数	平均	標準偏差	最小値	最大値
完結出生力	47	1.742	0.151	1.215	2.016
生涯未婚率	47	0.124	0.025	0.078	0.220
平均結婚年齢	47	25.295	0.334	24.693	26.389
女性就業率	47	0.621	0.060	0.500	0.767
女性賃金率	47	1.060	0.133	0.848	1.441
男女所得比	47	1.308	0.043	1.209	1.395
2005年に35～39歳となるコーホート					
	観測値数	平均	標準偏差	最小値	最大値
完結出生力	47	1.537	0.132	1.088	1.790
生涯未婚率	47	0.173	0.023	0.123	0.238
平均結婚年齢	47	25.745	0.323	25.167	26.881
女性就業率	47	0.645	0.050	0.546	0.764
女性賃金率	47	1.136	0.124	0.923	1.510
男女所得比	47	1.282	0.033	1.211	1.347
2010年に35～39歳となるコーホート					
	観測値数	平均	標準偏差	最小値	最大値
完結出生力	47	1.428	0.117	1.045	1.727
生涯未婚率	47	0.213	0.025	0.165	0.287
平均結婚年齢	47	26.169	0.373	25.470	27.419
女性就業率	47	0.659	0.046	0.577	0.755
女性賃金率	47	1.189	0.109	0.988	1.543
男女所得比	47	1.229	0.030	1.155	1.284

の効果をもたらすと考えられる。男女所得比を算出する際の男性・女性の所得については、『賃金構造基本統計調査』（厚生労働省）の企業規模計（10人以上）から得られる男女別の所定内給与額を基にコーホートごとの給与額の平均値をそれぞれ求め、男性所得と女性所得の指標として利用する。本来は男性所得自体をデータとして利用することが望ましいが、都道府県ごとの男性所得と女性所得、男性所得と女性賃金率の間には高い相関関係があることから、小椋・ディークル（1992）にならって本稿の推定では、男性の所得を女性の所得で除した値（男女所得比）を説明変数として利用する<sup>28</sup>。

### 潜在的保育所定員率

本稿の分析では、子育て支援の環境整備の状況を捉えるために、宇南山（2011）にならって「潜在的保育所定員率」をその指標として利用する。潜在的保育所定員率は、子

<sup>28</sup> 男性所得と女性賃金率の相関係数は3つのコーホートについて、それぞれ0.965、0.958、0.947となっている。

どものいない女性についても将来的に保育の需要が生じる可能性を考慮して、出産可能年齢に当たる女性全体を対象に保育所の利用のしやすさを捉える指標で、『社会福祉施設等調査』（厚生労働省）から得られる保育所の定員数を、『国勢調査』（総務省）から得られる20-39歳の女性人口で除すことで算出される。推定に利用する潜在的保育所定員率は、各コーホートの女性が20-39歳までの期間（例えば、10年に35-39歳となる女性であれば1995年から2010年までの期間）に実施された国勢調査の対象年次（例えば、10年に35-39歳となる女性であれば、95年、2000年、05年、10年の各年）における潜在的保育所定員率の計数を平均化して算出される。

各変数のデータの記述統計は表1に示す通りである。

## 4. 推定結果

### 4.1 基本モデルの推定

各都道府県の人口動態に関するデータとして生涯未婚率と平均結婚年齢を、出産・育児のコスト（機会費用）に関するデータとして女性就業率および女性賃金率を利用して推定を行った結果が表2と表3に示されている。

表2は、2000年、05年、10年のそれぞれの時点において35-39歳となる各コーホートについて個別に推定を行った結果である。人口動態（未婚化・晩婚化）が出生率に与える影響については、いずれのコーホートにおいても生涯未婚率の係数の推定値が1%有意水準で統計的に有意であり、推定値は有意な負の値であることから、未婚率の上昇が出生率の低下をもたらしていることが確認される。これに対し、平均結婚年齢の係数の推定値は、(8)の推定式を除くといずれも統計的に0と有意に異ならない<sup>29</sup>。このことは、70年代前半生まれ（10年の時点において35-39歳）のコーホートまでについてみると、晩婚化が必ずしも出生率の低下にはつながっていないことを示唆する。

次に、女性の出産・育児に関連する経済的要因が出生率に与える影響をみると、いずれのコーホートについても女性賃金率の係数の推定値は1%あるいは5%水準で統計的に有意であり、係数の符号が負となっていることから、出産・育児のコスト（機会費用）の上昇は出生率を低下させることが確認される<sup>30,31</sup>。女性就業率については、女性

<sup>29</sup> (8)においては、他の推定式で有意な負の値となっている女性賃金率が推定式の説明変数に含まれていないため、平均結婚年齢の係数の推定値にバイアスが生じている（一致性が確保されていない）可能性がある。

<sup>30</sup> 堤（2011）では有配偶出生率を被説明変数とするモデルの推定において男性賃金・女性賃金がいずれも出生率に有意な影響を与えていないが、男性賃金と女性賃金の間に高い相関があることを踏まえると、女性賃金が出生率に有意な影響を与えていないことについては多重共線性による可能性も考えられる。

<sup>31</sup> 以下では表記の簡素化のため、ある説明変数の係数の推定値が1%（5%）有意水準で0と有意に異なり、その符号が正（負）であることを「1%（5%）水準で有意な正（負）の値となっている」と表記する。



賃金率を説明変数に含めない推定式においては1%水準で有意になっているものの、総じてみると統計的には有意に0と異ならず、上記の推定結果から判断する限り、女性の社会進出（就業率の上昇）は出生率を引き上げる要因にも引き下げる要因にもなっていない<sup>32, 33</sup>。

地域ダミーのうち、沖縄ダミーの係数は1%水準で有意な正の値に推定されており、沖縄県においては地域固有の要因が出生率を引き上げていることが示唆される。一方、東京ダミーの係数は、女性賃金率が説明変数に含まれない推定式（(2)、(5)、(8)）を除くと10%水準でも有意に0と異ならない。東京都の出生率が低い理由は、地域固有の要因というよりも未婚率・賃金率など通常の経済的・社会的要因によるものと判断される<sup>34</sup>。

表3の(1) - (3)は、3つのコーホートのデータをプールした場合の推定結果である。いずれの推定式においても、生涯未婚率と女性賃金率の係数は1%水準で有意な負の値となっており、各コーホートを対象として個別に推定した場合と同様である。また、女性就業率が出生率に与える影響は5%水準で有意な正の値であり、女性雇用就業率の上昇が有配偶出生率に有意な正の影響を与えるとの結果を得ている、堤（2011）と同様の分析結果となっている<sup>35, 36, 37</sup>。

本稿は都道府県別・コーホート別に集計されたデータを利用して推定を行っているた

<sup>32</sup> 女性賃金率を説明変数に含めない推定においては、有意な説明力を持つ説明変数（女性賃金率）が推定式から除外されているために、推定値にバイアスが生じている（一致性が確保されていない）可能性がある。

<sup>33</sup> 女性賃金率を説明変数に加えた場合に女性就業率の係数の推定値が小さくなり、場合によっては有意でなくなるについては、次のように直感的な説明を与えられる。まず、記述統計をもとに女性賃金率、女性就業率と出生率の動向を確認すると、完結出生力と女性就業率については総じて大都市圏（東京圏・大阪圏に属する都府県）で相対的に低く、地方圏（東京圏・大阪圏以外の地域に属する道県）で相対的に高い傾向がみられる。また、女性賃金率については総じて大都市圏で相対的に高く、地方圏で相対的に低い傾向がある。一方、表2の推定結果によると、いずれの推定式においても女性賃金率が完結出生力に対して有意な負の影響をもたらしている。このような傾向がみられるもとの、女性賃金率を推定式の説明変数に加えることにより女性賃金率の都道府県間の差をコントロールすると、この調整は大都市圏の都府県の出生率を相対的に押し上げ、地方圏の道県の出生率を相対的に押し下げる効果を持つ。この点を、女性就業率が大都市圏において相対的に低く、地方圏において相対的に高いということと併せて考えると、女性賃金率を説明変数に加えて賃金水準を調整した場合の女性就業率の係数の推定値は、調整を行わない場合の推定値よりも小さくなるのが理解される。

<sup>34</sup> 表2の(2)、(5)、(8)の推定結果においては東京ダミーが有意な負の値となっているが、これらの推定結果においては（出生率の決定要因として有意な説明力を持つ）女性賃金率が推定式に含まれていないため、推定結果にバイアスが生じている可能性がある（一致性が確保されない）ことに留意が必要である。

<sup>35</sup> ただし、『人口動態統計職業・産業別調査』（厚生労働省）をもとに職業別の標準化出生率をみると、無職の女性の出生率は就業者である女性の出生率の4倍を超えている点を踏まえると、この推定結果から直ちに「女性の就業を促進することは出生率の回復にもつながる」という結論を導くことには慎重な対応が必要であろう。

<sup>36</sup> クロスセクションデータによる推定とプーリングデータによる推定において女性就業率の係数の有意性が異なることについては、出生率を規定する各コーホートに固有の要因（プーリングデータにおける時点ダミーに対応する要因）が影響を与えている可能性がある。女性就業率が出生率に与える影響については、各コーホートに固有の要因と各都道府県に固有の要因を併せて考慮した推定結果をもとに、4.4節において確認する。

<sup>37</sup> 女性就業率が有意な正の値となるという推定結果の解釈については、4.4において議論する。

め、誤差項の分散の大きさが当該都道府県の人口規模などに依存して不均一になっている可能性がある。そこで、各都道府県・各コーホートに対応する女性人口（35-39歳）をウェイトとした加重最小二乗法による推定を行った結果を表3の(4) - (6)に示した<sup>38</sup>。

これらの推定式では、(5)において平均結婚年齢の係数が有意に0とは異なることや、(6)において東京ダミーの係数が5%水準で有意な負の値に推定されたことなど、一部に通常の最小二乗法（OLS）による場合と異なる推定結果がみられるが、生涯未婚率と女性賃金率についてはいずれも1%有意水準で有意な負の値となっており、分散の不均一性を補正した場合にもOLSによる場合と定性的に同様の推定結果が得られる<sup>39,40</sup>。

## 4.2 子育て支援策の充実と都市化・産業構造の変化を考慮した拡張

従来の少子化対策においては、仕事と育児の両立支援が重要な政策課題とされ、「緊急保育対策等5か年事業」（大蔵・厚生・自治3大臣合意）をはじめとして、保育の量的拡大（待機児童の解消など）と多様な保育の充実（低年齢児の保育や延長保育など）に向けた様々な取り組みが行われてきた。

少子化の問題は女性の就業や男女共同参画との関連を中心に論じられることが多かったが、最近では地域経済の活性化や地域社会の維持の観点から、地域における人口減少の問題に焦点を当てる形で少子化が議論されることが増えた<sup>41</sup>。地域別の人口動態については、東京圏（東京都・神奈川県・埼玉県・千葉県）と大阪圏（大阪府・兵庫県・京都府・奈良県）の出生率が他圏域よりも相対的に低く、神奈川県を除くと人口の自然減が生じている一方、東京圏については人口が大幅な社会増（転入超過）となっている。この点を踏まえて、東京圏への人口の集中が少子化と人口減少を加速させる要因になっているのではないかと指摘されている<sup>42</sup>。そこで、子育て支援策（保育所の整備）が出生率に与える影響と併せて、結婚・出産をめぐる意識や環境に影響を与える可能性のある地域特性（都市化の程度と産業構造）が出生率に与える影響についても分析を行う。

<sup>38</sup> ここでは誤差項の分散の大きさが35-39歳女性人口の逆数に比例するという設定のもとで加重最小二乗法による推定を行っている。

<sup>39</sup> 女性賃金率を説明変数に含めない推定においては、有意な説明力を持つ説明変数（女性賃金率）が推定式から除外されているため、推定値にバイアスが生じている（一致性が確保されていない）可能性がある点に留意が必要である。

<sup>40</sup> 女性就業率が有意な正の値となるという推定結果の解釈については4.4において議論する。

<sup>41</sup> この点については日本創成会議(2014)、増田(2014)を参照のこと。

<sup>42</sup> 増田(2014)では「大都市圏での出生率低下は、日本に限らず多くの国で報告されている共通の現象であるが、とりわけ日本では、大都市への『若者流入』が大規模に進んだため、日本全体の人口減少に拍車をかける結果となったのである」として、「少子化対策の視点からも、地方から若者が大都市へ流出する『人の流れ』を変えることが必要」との見解が表明されている。

表2 クロセクション・データによる推定結果

被説明変数: 完結出生力 推定方法: OLS	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	2000年に35～39歳となるコーホート 2005年に35～39歳となるコーホート 2010年に35～39歳となるコーホート								
定数項	1.425 (0.858)	1.346 (1.416)	3.048** (1.187)	2.060** (0.996)	2.032 (1.497)	3.123** (1.375)	2.480** (0.946)	3.064*** (1.100)	3.213*** (1.028)
生涯未婚率	-2.870*** (0.523)	-1.906*** (0.588)	-3.279*** (0.550)	-2.184*** (0.491)	-1.309** (0.610)	-2.727*** (0.689)	-1.802*** (0.500)	-1.450*** (0.530)	-2.415*** (0.615)
平均結婚年齢	0.0402 (0.0372)	-0.0203 (0.0448)	0.0244 (0.0370)	0.00430 (0.0424)	-0.0604 (0.0425)	0.00279 (0.0423)	-0.0185 (0.0394)	-0.0688** (0.0324)	0.00429 (0.0410)
女性就業率	0.416 (0.255)	1.172*** (0.259)	0.490* (0.250)	0.481 (0.308)	1.147*** (0.251)	0.422 (0.311)	0.400 (0.355)	0.907*** (0.267)	0.163 (0.376)
女性賃金率	-0.572*** (0.130)		-0.732*** (0.151)	-0.502*** (0.152)		-0.620*** (0.185)	-0.381** (0.186)		-0.566** (0.215)
男女所得比		0.319 (0.436)	-0.802* (0.419)		0.423 (0.487)	-0.592 (0.530)		-0.105 (0.371)	-0.668 (0.406)
東京ダミー	-0.0643 (0.0906)	-0.265*** (0.0940)	-0.0240 (0.0902)	-0.105 (0.0845)	-0.227** (0.0871)	-0.0651 (0.0915)	-0.0651 (0.084)	-0.139* (0.0793)	-0.0155 (0.0876)
沖縄ダミー	0.332*** (0.0673)	0.382*** (0.0812)	0.343*** (0.0655)	0.276*** (0.0679)	0.353*** (0.0718)	0.252*** (0.0708)	0.311*** (0.0718)	0.381*** (0.0679)	0.233*** (0.0848)
観測値数	47	47	47	47	47	47	47	47	47
自由度調整済決定係数	0.852	0.783	0.861	0.791	0.739	0.792	0.754	0.729	0.764

注1) 推定値の下にあるカッコ内の計数は推定値の標準誤差である。

注2) \*\*\*は1%有意水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを表している。

表3 3つのコーホートのデータを統合した場合の推定結果

被説明変数: 完結出生力

	推定方法: OLS			推定方法: WLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
定数項	1.931*** (0.491)	2.115*** (0.655)	2.537*** (0.578)	2.082*** (0.508)	0.985 (0.664)	1.561** (0.637)
生涯未婚率	-2.246*** (0.276)	-1.472*** (0.307)	-2.561*** (0.318)	-2.501*** (0.243)	-1.697*** (0.268)	-2.295*** (0.287)
平均結婚年齢	0.0148 (0.0211)	-0.0486** (0.0208)	0.0182 (0.0210)	0.00866 (0.0214)	-0.0316 (0.0205)	0.00844 (0.0213)
女性就業率	0.426** (0.165)	1.132*** (0.134)	0.393** (0.165)	0.382** (0.183)	1.005*** (0.139)	0.429** (0.186)
女性賃金率	-0.521*** (0.0839)		-0.611*** (0.0953)	-0.476*** (0.0771)		-0.405*** (0.0934)
男女所得比		0.256 (0.211)	-0.411* (0.212)		0.858*** (0.198)	0.304 (0.225)
東京ダミー	-0.0822* (0.0483)	-0.222*** (0.0486)	-0.0558 (0.0497)	-0.0612* (0.0317)	-0.170*** (0.0307)	-0.0821** (0.0352)
沖縄ダミー	0.294*** (0.0379)	0.377*** (0.0401)	0.279*** (0.0383)	0.311*** (0.0466)	0.414*** (0.0466)	0.328*** (0.0481)
2005年35～39歳ダミー	-0.0738*** (0.0219)	-0.133*** (0.0223)	-0.0632*** (0.0223)	-0.0595*** (0.0203)	-0.112*** (0.0203)	-0.0692*** (0.0215)
2010年35～39歳ダミー	-0.0765** (0.0347)	-0.164*** (0.0357)	-0.0711** (0.0344)	-0.0327 (0.0327)	-0.0938*** (0.0332)	-0.0423 (0.0333)
観測値数	141	141	141	141	141	141
自由度調整済決定係数	0.905	0.878	0.906	0.936	0.927	0.936

注1) 推定値の下にあるカッコ内の計数は推定値の標準誤差である。

注2) \*\*\*は1%有意水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを表している。

推定に利用するデータの記述統計は表1（前掲）と表4に示す通りである。

表5の(1)－(3)は育児をめぐる環境を潜在的保育所定員率によって捉え、各都道府県の潜在的保育所定員率を説明変数に加えて、3つのコーホートのそれぞれについて推定を行った結果である<sup>43</sup>。この推定では生涯未婚率と女性賃金率の係数がいずれのコーホートにおいても1%水準で有意な負の値に推定されており、基本モデルの推定と同様の結果が確認される。潜在的保育所定員率については、2000年と05年に35－39歳となったコーホートでは出生率に5%水準で有意な影響を与えていないが、10年に35－39歳となったコーホートについては5%水準で有意な正の効果をもたらしている。

<sup>43</sup> 本稿における潜在的保育所定員率のデータは、対象としている各年次の『社会福祉施設等調査』（厚生労働省）から得られる保育所の定員数を、『国勢調査』（総務省）から得られる20－39歳の女性人口で除し、コーホートごとに各年次の計数の平均値をとることで算出される。

表4 推定に使用するデータの記述統計

2000年に35～39歳となるコーホート					
	観察数	平均	標準偏差	最小値	最大値
潜在的保育所定員率	47	0.145	0.051	0.054	0.271
DID人口比率	47	0.488	0.186	0.243	0.977
第一次産業就業者比率	47	0.099	0.050	0.005	0.193
2005年に35～39歳となるコーホート					
	観察数	平均	標準偏差	最小値	最大値
潜在的保育所定員率	47	0.148	0.052	0.055	0.268
DID人口比率	47	0.500	0.187	0.245	0.979
第一次産業就業者比率	47	0.084	0.043	0.005	0.165
2010年に35～39歳となるコーホート					
	観察数	平均	標準偏差	最小値	最大値
潜在的保育所定員率	47	0.153	0.052	0.060	0.265
DID人口比率	47	0.508	0.187	0.247	0.980
第一次産業就業者比率	47	0.073	0.038	0.004	0.144

表5の(4)－(6)は都市化の程度を表す指標として、各都道府県の人口集中地区(DID)人口比率を利用した場合の推定結果である<sup>44</sup>。これによると、05年に35－39歳となったコーホートについてはDID人口比率が5%水準で有意な負の値であり、都市化の進展によって出生率が低下するという予想と整合的であるが、他の2つのコーホートについては有意な影響がみられない。表5の(7)－(9)は地域特性を産業構造の面から捉えるために、各都道府県の第一次産業就業者比率を説明変数に追加した場合の推定結果である<sup>45</sup>。これによれば、第一次産業就業者比率の係数の推定値はいずれのコーホートにおいても有意でない。

表6の(1)－(3)は3つのコーホートのデータをプールして、コーホートごとに固有の効果がある可能性を考慮した上で推定を行った結果である。いずれの推定式においても、生涯未婚率と女性賃金率が出生率に1%水準で有意な負の影響を与えることが確認される。また、女性就業率の係数は、(2)と(3)においては5%水準で有意な正の値となっている<sup>46</sup>。潜在的保育所定員率、第一次産業就業者比率についてはいずれも5%水準で有意な正の値、DID人口比率は1%水準で有意な負の値となっている。表6の(4)－(6)

<sup>44</sup> 人口集中地区(DID)人口比率は、『国勢調査』(総務省)から得られる各都道府県の人口集中地区人口を当該年次の各都道府県の人口で除して算出される。推定に利用するDID人口比率は、各コーホートの女性が20－39歳までの期間(例えば、10年に35－39歳となる女性であれば1995年から2010年までの期間)に実施された国勢調査から得られる各時点のDID人口比率をもとに、コーホートごとに各時点の計数を平均化して作成されている。

<sup>45</sup> 第一次産業就業者比率は、『国勢調査』(総務省)から得られた第一次産業就業者数を当該都道府県の就業者総数で除した値であり、DID人口比率と同様の手続きによってコーホートごとに集計を行っている。

<sup>46</sup> 女性就業率が有意な正の値となる推定結果の解釈については4.4において議論する。

表5 クロスセクションデータによる推定結果

被説明変数: 完結出生力 推定方法: OLS	子育て支援策(潜在的保育所定員率)						都市化(DID人口比率)						産業構造(第一次産業就業者比率)					
	2005年に 35~39歳となる		2010年に 35~39歳となる		2005年に 35~39歳となる		2010年に 35~39歳となる		2005年に 35~39歳となる		2010年に 35~39歳となる		2005年に 35~39歳となる		2010年に 35~39歳となる			
	コーホート (1)	コーホート (2)	コーホート (3)	コーホート (4)	コーホート (5)	コーホート (6)	コーホート (7)	コーホート (8)	コーホート (9)									
定数項	3.175*** (1.126)	3.551*** (1.155)	3.710*** (0.866)	3.071*** (1.094)	3.092*** (1.133)	3.087*** (0.890)	2.893** (1.154)	2.922** (1.247)	2.845** (1.079)									
生涯未婚率	-3.361*** (0.435)	-2.941*** (0.551)	-2.508*** (0.454)	-2.843*** (0.531)	-2.176*** (0.626)	-1.901*** (0.563)	-3.404*** (0.434)	-3.138*** (0.560)	-2.540*** (0.494)									
平均結婚年齢	0.0238 (0.0368)	-0.00354 (0.0406)	-0.00887 (0.0381)	0.0138 (0.0363)	-0.00483 (0.0392)	-0.00209 (0.0394)	0.0202 (0.0369)	0.00836 (0.0414)	0.0136 (0.0421)									
女性就業率	0.419* (0.230)	0.131 (0.290)	-0.275 (0.326)	0.439** (0.214)	0.293 (0.259)	0.103 (0.299)	0.463** (0.218)	0.279 (0.272)	0.0980 (0.312)									
女性賃金率	-0.746*** (0.126)	-0.628*** (0.156)	-0.484*** (0.172)	-0.588*** (0.159)	-0.426** (0.181)	-0.387* (0.203)	-0.612*** (0.204)	-0.501** (0.196)	-0.505** (0.207)									
男女所得比	-0.851** (0.408)	-0.663 (0.475)	-0.695* (0.352)	-0.698* (0.402)	-0.511 (0.465)	-0.593 (0.369)	-0.700 (0.429)	-0.567 (0.490)	-0.590 (0.400)									
潜在的保育所定員率	0.124 (0.211)	0.398* (0.229)	0.596** (0.227)															
DID人口比率				-0.144 (0.0882)	-0.222** (0.0891)	-0.166* (0.0880)												
第一次産業就業者比率							0.308 (0.347)	0.610 (0.397)	0.343 (0.436)									
沖繩ダミー	0.344*** (0.0652)	0.245*** (0.0665)	0.227*** (0.0725)	0.358*** (0.0640)	0.290*** (0.0672)	0.275*** (0.0795)	0.364*** (0.0693)	0.283*** (0.0726)	0.252*** (0.0843)									
観測値数	47	47	47	47	47	47	47	47	47									
自由度調整済決定係数	0.862	0.805	0.799	0.870	0.819	0.784	0.863	0.802	0.768									

注1) 推定値の下にあるカッコ内の計数は推定値の標準誤差である。

注2) \*\*\*は1%有意水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを表している。



は各都道府県・各コーホートに対応する 35-39 歳女性人口をウェイトとする加重最小二乗法によって推定した結果である<sup>47</sup>。この推定結果からも、生涯未婚率と女性賃金率が完結出生力に対して 1%水準で有意な負の影響を与えることが改めて確認される。加重最小二乗法による推定結果によると、女性就業率の係数は 10%水準でも 0 と有意に異ならない。

### 4.3 地域固有の要因の考慮

出生率の地域差に関しては、子どもを持つことについての意識、子育てに対する家族・地域の支援など、データによって直接観察することが困難であるが地域ごとに異なる固有の要因が影響している可能性がある。このような要因が出生率に有意な影響を与えている場合、その要因を適切にコントロールしなければ推定値にバイアスが生じる（一貫性が確保されない）可能性がある。そこで、本項では都道府県ごとの固定効果を考慮した推定を行い、これまでと同様の推定結果が得られるかを確認する<sup>48,49</sup>。

以上の点を踏まえて推定を行った結果を表 7 に示した。35-39 歳女性人口による重み付けなしで推定を行った場合の推定結果（(1) - (5)）によると、いずれも生涯未婚率と女性賃金が出生率に有意な負の影響を与えており、これまでの推定結果と定性的に同じ結論が得られる。平均結婚年齢の係数は一部の推定式において有意な負の値に推定されており、晩婚化の進展が出生率の低下につながっている可能性があることを示唆するものであるが、すべての説明変数を入れて推定を行った場合（(5) の推定式）には 10%水準でしか有意とならないことにも留意が必要である<sup>50</sup>。女性就業率の係数は正の値で、いずれの推定式においても 1%あるいは 5%水準で統計的に有意である。

また、この推定結果においては DID 人口比率が 1%水準で有意な正の値、第一次産業就業者比率が 1%水準で有意な負の値となっており、都市化の進展や産業構造の変化が出生率に影響を与えることが確認される。潜在的保育所定員率は 1%あるいは 5%水準

<sup>47</sup> ここでは、各サンプルの誤差項の分散が 35-39 歳女性人口の逆数に比例するという設定のもとで加重最小二乗法による推定を行っている。

<sup>48</sup> 1990 年から 2010 年までの都道府県別データを利用して保育所の整備と女性就業の関係を分析した Asai, Kambayashi and Yamaguchi (2015) は、説明変数として推定式に明示的に取り込まれていない地域固有の要因が子どものいる女性の就業に影響を与えている可能性に配慮して、地域（各都道府県）固有の要因を考慮した固定効果モデルによる推定を行っている。

<sup>49</sup> 本項においても、各コーホート固有の要因をコントロールするダミー変数を推定式に加えて推定を行う。

<sup>50</sup> 3.2 で示した平均結婚年齢の算出方法においては、コーホートごとに見た場合の各都道府県・年齢階級別の女性人口が時間を通じて一定であるとの想定がなされているが、15-19 歳と 20-24 歳の年齢階級の女性人口については一部の都道府県において無視し得ない変動があることが観察される。そこで、平均結婚年齢を算出する際に各都道府県・年齢階級別の女性人口をもとに加重平均をする形で平均結婚年齢を算出し、そのデータをもとに改めて推定を行ったが、平均結婚年齢の係数はいずれの推定式においても有意でなく、他の説明変数の推定結果にも定性的に変化は見られなかった。

表6 3つのコーホートのデータを統合した場合の推定結果

被説明変数: 完結出生力

	推定方法: OLS			推定方法: WLS		
	潜在的保育園 定員率を含めた 推定式 (1)	DID人口比率 を含めた推定式 (2)	第一次産業 就業者比率 を含めた推定式 (3)	潜在的保育園 定員率を含めた 推定式 (4)	DID人口比率 を含めた推定式 (5)	第一次産業 就業者比率 を含めた推定式 (6)
定数項	2.779*** (0.523)	2.577*** (0.514)	2.365*** (0.555)	2.678*** (0.472)	2.662*** (0.499)	2.420*** (0.500)
生涯未婚率	-2.732*** (0.260)	-2.156*** (0.309)	-2.852*** (0.262)	-2.704*** (0.201)	-2.531*** (0.244)	-2.799*** (0.213)
平均結婚年齢	0.0163 (0.0206)	0.0110 (0.0202)	0.0184 (0.0206)	-0.00590 (0.0200)	-0.0103 (0.0213)	-0.00426 (0.0210)
女性就業率	0.173 (0.153)	0.279** (0.139)	0.288** (0.142)	-0.111 (0.157)	0.0642 (0.158)	0.107 (0.155)
女性賃金率	-0.632*** (0.0818)	-0.469*** (0.0973)	-0.495*** (0.110)	-0.479*** (0.0748)	-0.441*** (0.0914)	-0.449*** (0.0981)
男女所得比	-0.453** (0.201)	-0.340* (0.200)	-0.339 (0.210)	0.0221 (0.195)	0.0824 (0.204)	0.106 (0.207)
潜在的保育園定員率	0.282** (0.126)			0.551*** (0.138)		
DID人口比率		-0.173*** (0.0503)			-0.0891* (0.0495)	
第一次産業就業者比率			0.483** (0.212)			0.301 (0.223)
沖縄ダミー	0.272*** (0.0369)	0.307*** (0.0376)	0.308*** (0.0404)	0.289*** (0.0443)	0.305*** (0.0467)	0.309*** (0.0477)
2005年35～39歳ダミー	-0.0494*** (0.0177)	-0.0838*** (0.0201)	-0.0463*** (0.0176)	-0.0302** (0.0134)	-0.0400*** (0.0149)	-0.0291** (0.0142)
2010年35～39歳ダミー	-0.0491* (0.0264)	-0.106*** (0.0310)	-0.0382 (0.0266)	0.0175 (0.0191)	0.00345 (0.0221)	0.0253 (0.0204)
観測値数	141	141	141	141	141	141
自由度調整済決定係数	0.909	0.913	0.909	0.941	0.935	0.934

注1) 推定値の下にあるカッコ内の計数は推定値の標準誤差である。

注2) \*\*\*は1%有意水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを表している。

で有意な負の値となっているが、4.2項において示された推定結果では有意でないか、有意な正の値となるなど推定結果がまちまちであり、保育所の整備が出生率に与える効果については確定的なことが言えない。

表7の(6)－(10)は、35－39歳女性人口による重み付けを利用した場合の推定結果である<sup>51</sup>。この場合も生涯未婚率と女性賃金率の係数は1%水準で有意な負の値に推定されている。この結果において特徴的な点は女性就業率の係数が10%水準で有意とならな

<sup>51</sup> ここでは誤差項の分散が35－39歳女性人口の逆数に比例するという設定による重み付けを利用して推定を行っている。

いか、あるいは 10%水準で有意な負の値となっていることであり、35-39 歳女性人口による重み付け無しで推定を行った場合の結果と大きく異なっている。

以上の推定結果を集約すると、以下ようになる。

(1)生涯未婚率と女性賃金率の係数の推定値は、どのような推定方法や定式化のもとでも安定的に有意な負の値となる。すなわち、未婚率の上昇や女性賃金の上昇は出生率を引き下げる要因となる。

(2)平均結婚年齢の係数の推定値は、観察可能でない地域（都道府県）固有の要因をコントロールして推定を行った場合には有意な負の値となる場合がある。すなわち、晩婚化は出生率を引き下げる方向に作用する可能性があるが、推定値が有意に 0 と異なる値となるかは推定式の定式化に依存しており、安定的な結論を導くことはできないことに留意が必要となる。

(3)女性就業率の係数の推定値は、3つのコーホートを統合して推定を行った場合には、多くの推定式において有意な正の値となる。ただし、35-39 歳女性人口をウェイトとして利用した場合は、女性就業率の係数が有意に 0 と異なる点に留意が必要である。女性就業率の係数が有意な正の値となることをどのように理解するかについては次項 (4.4) において改めて検討する。

(4)DID 人口比率の係数の推定値は、ほとんどの推定式において有意な負の値をとる。また、3つのコーホートのデータを統合した場合の推定（プーリングデータによる推定と固定効果を考慮したパネルデータによる推定）においては、第一次産業就業者比率の係数の推定値が有意な負の値をとる。これらの結果から、都市化やそれに伴う産業構造の転換は出生率を低下させる要因となることが示唆される。

(5)潜在的保育所定員率の係数の推定値は、推定方法や推定式の定式化によって有意な正の値となる場合と有意な負の値となる場合があり、推定結果が安定しない。一般に、保育園の整備など子育て支援策の充実は、就業と出産・子育てが両立しやすい環境の整備を通じて、女性の就業が出産を抑制する効果を減殺するものと考えられるが、本稿の推定結果からはこの点を確認することができない。

#### 4.4 女性就業率と出生率の関係

本稿の推定では、総じてみると女性就業率が出生率に有意な正の影響を与えていることが確認された。この推定結果に基づいて、女性の就業を促進することが出生率の向上につながるという結論を直ちに導くことには慎重でなくてはならないが、先行研究との

表7 各コーホート固有の要因と各都道府県固有の要因を考慮して固定効果モデルで推定を行った場合の推定結果

被説明変数: 完結出生力	35～39歳女性人口による加重: なし									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
定数項	3.029*** (0.794)	3.346*** (0.786)	3.745*** (0.783)	4.032*** (0.762)	5.009*** (0.725)	2.031** (0.874)	3.137*** (0.954)	2.861*** (0.816)	3.668*** (0.715)	4.943*** (0.748)
生涯未婚率	-1.978*** (0.525)	-1.902*** (0.514)	-1.733*** (0.503)	-1.338*** (0.502)	-1.151** (0.460)	-2.129*** (0.451)	-1.985*** (0.442)	-1.780*** (0.418)	-1.023*** (0.381)	-0.893*** (0.348)
平均結婚年齢	0.00198 (0.0206)	-0.00806 (0.0206)	0.00858 (0.0196)	-0.0540** (0.0229)	-0.0381* (0.0211)	0.0322 (0.0257)	0.00758 (0.0268)	0.0461* (0.0236)	-0.0542** (0.0231)	-0.0384* (0.0217)
女性就業率	0.715** (0.277)	0.664** (0.271)	0.735*** (0.263)	0.581** (0.255)	0.591** (0.232)	-0.216 (0.276)	-0.276 (0.269)	0.0630 (0.259)	-0.389* (0.217)	-0.136 (0.206)
女性賃金率	-0.970*** (0.206)	-0.890*** (0.204)	-0.947*** (0.196)	-0.678*** (0.200)	-0.651*** (0.182)	-0.805*** (0.230)	-0.847*** (0.224)	-0.676*** (0.211)	-0.377** (0.188)	-0.419** (0.175)
男女所得比	-0.341* (0.173)	-0.360** (0.169)	-0.341** (0.164)	-0.367** (0.158)	-0.381*** (0.144)	0.0900 (0.215)	-0.0692 (0.217)	0.0719 (0.195)	-0.0232 (0.168)	-0.149 (0.161)
潜在的保育所定員率		-1.598** (0.686)			-2.035*** (0.710)		-2.369** (0.936)			-2.108** (0.829)
DID人口比率			-1.017*** (0.307)		-1.328*** (0.302)			-1.647*** (0.375)		-1.514*** (0.342)
第一次産業就業者比率				2.269*** (0.530)	1.455*** (0.541)				3.224*** (0.427)	2.294*** (0.458)
観測値数	141	141	141	141	141	141	141	141	141	141
自由度調整済決定係数	0.984	0.984	0.985	0.986	0.989	0.986	0.987	0.989	0.992	0.993

注1) 推定値の下にあるカッコ内の計数は推定値の標準誤差である。

注2) \*\*\*は1%有意水準で有意、\*\*は5%水準で有意、\*は10%水準で有意であることを表している。

対比においてその推定結果をどのように理解するかを検討することは、女性就業と出生行動の関係を考える上で意味のある作業であろう。

OECD 加盟国の国別データを利用して女性の労働力率と出生率の関係を描くと、80年代から90年代にかけての期間に両者の関係が負の相関から正の相関に転じたことが観察される。この傾向は、日本の都道府県別データを利用した場合も同様にみられる。もっとも、Kögel (2004)によれば、国別の固定効果とスカンジナビア諸国・地中海沿岸諸国の特異性をコントロールすると、OECD 加盟国の女性労働力率と出生率の間には依然として負の相関がある。これに対し、本稿の推定結果においては、出生率に影響を与える経済的・社会的要因と地域固有の要因（都道府県別の固定効果）をコントロールした場合にも、女性就業率の高さが出生率に正の影響を与えている点に特徴がある。

女性就業率の係数の推定値が有意な正の値になるという推定結果に対する一つの解釈は、育児休業制度の充実などを通じて出産・育児と就業を両立させやすい環境が整ったことにより、女性の就業が出産を阻害する効果が低減したことが推定結果に表れているというものだ。本稿と同様に都道府県別データを利用して出生率の決定要因を分析した先行研究のうち、労働力率あるいは女性就業率と出生率の関係を明示的に扱ったものとしては Hashimoto (1974) と堤 (2011) があるが、60年のクロスセクションデータを利用した Hashimoto (1974) では女性の労働力率が出生率に与える影響が負に推定されたのに対し、1970-2005年のデータを利用してコーホートごとに推定を行った堤 (2011) では、51年生まれ以降の世代について女性就業率が出生率に正の影響を与えることが示されている<sup>52</sup>。本稿で分析対象としているのは1985-2010年の期間（61-75年生まれの女性を3つのコーホートに分割）であり、堤 (2011) において示された女性就業率と出生率の間の正の相関が、より最近の時点についても同様にみられることが確認された。

この解釈において留意すべき点は、女性の就業と出産・育児の両立のしやすさとの関係に依然として地域間でばらつきがあり、そのことが推定結果に影響を与えている可能性である。女性就業率を既婚者（有配偶者）と未婚者に分けて都道府県別にその状況をみると、未婚女性の就業率についてはおおむね70-80%の範囲に分布しているのに対し、既婚女性については50-70%台半ばと都道府県間のばらつきが大きく、とりわけ大都市圏（東京圏・大阪圏）の都府県における就業率はいずれも50%台と他の地域よりかなり低い水準になっている<sup>53</sup>。この背景には、結婚・出産を機に離職する女性の割合が大都市圏において他の地域よりも高いことがあるものとみられ、この点を反映して既婚者・

<sup>52</sup> ただし、66-70年生まれのコーホートについては、女性就業率の係数は有意な正の値とは推定されていない。

<sup>53</sup> これらはいずれも10年の国勢調査による20-49歳の女性を対象とした計数である。

未婚者を合計した女性就業率も大都市圏で相対的に低く、その他の地域で高くなる傾向がある。一方、本稿で利用している完結出生力（コーホート合計特殊出生率のうち 20-39 歳の年齢階層に対応するもの）や、出生率のデータとして一般に広く利用されている合計特殊出生率は、未婚者も含む女性人口全体の出生の動向を表す計数であることから、未婚率が相対的に高い大都市圏で出生率が相対的に低くなる傾向がある。

女性就業率と出生率における上記の傾向を踏まえると、大都市圏では就業率・出生率がともに低く、その他の地域では就業率・出生率が相対的に高いことを反映して、女性就業率と出生率の間に正の相関がみられることになる。本稿の推定においては未婚率が説明変数に含まれており、地域固有の要因も都道府県別の固定効果として調整されていることから、女性就業率と出生率の間にみられる上記の傾向は相当程度コントロールされていると考えられるが、なお調整が不十分であるとすると、上記の傾向を反映して女性就業率の係数が有意な正の値となる可能性があることにも一定の留意が必要である。

#### 4.5 未婚率と女性賃金率が出生率の地域差に与える影響

本稿の推定結果が、出生率の決定要因を考察する上でどの程度の有用性を持つのかを確認するため、東京都と全国平均の出生率の差が、生涯未婚率と女性賃金率という 2 つの説明変数によってどの程度説明できるかをみてみよう。以下では、説明変数が最も多い推定式（表 7 の（5））の推定値（生涯未婚率については  $-1.151$ 、女性賃金率については  $-0.651$ ）を利用して試算を行う。例えば、2000 年に 35-39 歳となるコーホートをみると、表 1 から東京都の完結出生力は  $1.215$ 、全国平均は  $1.742$  であり、両者の間には  $0.527$  の差がある。また、東京都の生涯未婚率は  $0.220$ （22.0%）、女性賃金率は  $1.441$ （1441 円）、全国平均はそれぞれ  $0.124$ （12.4%）、 $1.060$ （1060 円）であり、両者の間には生涯未婚率で  $0.096$ 、女性賃金率で  $0.381$  の差がある。

そこで、表 7 の推定式（5）における生涯未婚率の係数の推定値（ $-1.151$ ）と女性賃金率の係数の推定値（ $-0.651$ ）を利用して、生涯未婚率と女性賃金率の東京都と全国平均の差が、完結出生率の東京都と全国平均の差（ $0.527$ ）を説明する上でどの程度の説明力を持つか（寄与度があるか）を計算すると、生涯未婚率については  $0.110$ 、女性賃金率については  $0.248$  という結果が得られる。すなわち、出生率の東京都と全国平均の差のうち 2 割程度が生涯未婚率の差、5 割弱が女性賃金率の差によって説明できる。

同様に試算をすると、05 年に 35-39 歳となるコーホートについては、東京都と全国平均の出生率の差のうち 2 割弱が生涯未婚率の差、5 割強が女性賃金率の差によるもの、



10年に35-39歳となるコーホートについては東京都と全国平均の出生率の差のうち2割強が生涯未婚率の差、6割程度が女性賃金率の差によるものとなる。このことから、東京都の低い出生率が未婚率の高さと女性賃金率の高さという基本的な要因によって相当程度説明可能であることが示唆される。中でも、女性賃金率の影響は東京都の出生率と全国平均の出生率の5割ないし6割を説明できる大きさとなっており、出生率の決定要因を分析する上では女性賃金率（子育ての機会費用）の影響に十分な留意が必要となる。

## 5. 結論

本稿では1985年から2010年までの期間（2000年、05年、10年にそれぞれ35-39歳となるコーホート）を対象に、都道府県別データを利用して、出生率の決定要因について実証分析を行った。本稿の推定によれば、生涯未婚率の上昇と女性賃金の上昇は出生率（完結出生力）に有意な負の影響をもたらしており、結婚や出産・育児に伴うコスト（機会費用）が出生率の低下に影響を与えていることが確認された。

本稿は出生率の動向を理解する上で未婚率や賃金率に着目することが重要な意味を持つことを明らかにしたが、残された課題もある。その一つは女性就業率と出生率の関係についてさらに踏み込んだ分析を行うことだ。本稿の分析では、出生率の推定式における女性就業率の係数が有意な正の値となることが示されたが、一般的には女性の就業は出産に対して抑制的な効果を持つことから、女性就業率の係数が有意な正の値となった背景にある要因についてさらに詳細な検討が必要である。その一つの方向性としては、就業率のデータを正規・非正規に区分するなど、女性の就業状態についてより詳細な情報をもとに分析を行うことが考えられる。

もう一つの課題として、男性の就業と出生率の関係を分析することが挙げられる。90年代以降に生じた非正規雇用の増大は、雇用の不安定化・所得の伸び悩みを通じて男性の結婚や家族形成に影響を与えている可能性がある。本稿では、コーホートごとの長期にわたる出生の動向を分析するために、完結出生力（コーホート合計特殊出生率のうち20-39歳の年齢階級の女性が産んだ子どもの数から算出される出生率に相当する部分）をデータとして利用したことから、75年生まれのコーホートまでが分析対象となっているが、男性の就業率について正規・非正規の区分を行うことなどにより、雇用情勢・所得環境が結婚や家族形成に与える影響を分析することも可能になると考えられる。男性の就業と出生率の関係については、長い労働時間が家事・育児に対する男性の適切な分

担を困難にし、出生率の低下をもたらしているという議論もある。この点についても性別役割分業の議論と関連付けて分析することが課題となる。

本稿においては、保育所の整備が出生率に与える影響について明確な結論が導かれなかったが、この点については子育て支援を施設整備の形で実施するべきか、給付（児童手当など）の形で実施するべきかという議論とも関連付けて、引き続き検討したい。

出生率の動向については、女性就業や人口減少をめぐる議論との関連で最近ますます関心が高まっているが、実際のデータを踏まえた着実な分析を積み重ねることにより、少子化や人口減少の問題について誤りのない政策対応が行われることが望まれる。

### 参考文献

- 阿部一知・原田泰(2008)「子育て支援策の出生率に与える影響」『会計検査研究』38, pp. 1-16.
- 石川晃(1992)「近年における地域出生変動の要因」『人口問題研究』48(4), pp. 46-57.
- 宇南山卓(2009)「少子高齢化対策と女性の就業について」*RIETI Discussion Paper Series* 10-J-004, 経済産業研究所.
- 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』65, pp. 1-22.
- 小椋正立・ディークル, ロバート(1992)「1970年以降の出生率の低下とその原因」『日本経済研究』22, pp. 46-76.
- 加藤久和(2007)『人口経済学』日本経済新聞出版社.
- 北村行伸・宮崎毅(2009)「結婚の地域格差と結婚促進策」『日本経済研究』60, pp. 79-102.
- 近藤絢子(2014)「不況と少子化：失業率と出生率・既婚率の都道府県パネル分析」『経済志林』81(2・3・4), 法政大学経済学部, pp. 109-125.
- 人口問題審議会(1997)「少子化に関する基本的考え方について」.
- 伊達雄高・清水谷論(2004)「日本の出生率低下の要因分析」*ESRI Discussion Paper Series* No. 94, pp. 1-58, 内閣府経済社会総合研究所.
- 田中隆一・河野敏鑑(2009)「出産育児一時金は出生率を引き上げるか」『日本経済研究』61, pp. 94-108.
- 堤静子(2011)「少子化の要因としての未婚化・晩婚化」『季刊社会保障研究』47(2), pp. 159-17.
- 日本創成会議(2014)「ストップ少子化・地方元気戦略」.
- 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」*RIETI Discussion Paper Series* 07-J-012, 経済産業研究所.
- 増田寛也編著(2014)『地方消滅』中央公論新社.

- 松田茂樹他(2015)「少子化と未婚女性の生活環境に関する分析」*ESRI Discussion Paper Series* No. 323, 内閣府経済社会総合研究所.
- 宮本由紀・荒渡良(2013)「所得補助と非所得補助が出生率に与える効果の比較」『日本経済研究』68, pp. 70-87.
- 守泉理恵(2014)「1990年以降の日本における少子化対策の展開と今後の課題」IPSS Working Paper Series (J) 10, 国立社会保障・人口問題研究所.
- 森田陽子(2004)「子育て費用と出生行動に関する分析」第48号, 『日本経済研究』48, pp. 1-24.
- 山口一男(2005)「女性の労働力参加と出生率の真の関係について：OECD 諸国の分析」*RIETI Discussion Paper Series* 05-J -036, 経済産業研究所.
- 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」『日本経済研究』51, pp. 76-95.
- 米谷信行(1995)「わが国の出生率低下の要因分析」『ファイナンシャル・レビュー』34, pp. 68-90.
- Asai, Yukiko, Ryo Kambayashi and Shintaro Yamaguchi (2015) “Childcare Availability, Household Structure, and Maternal Employment,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 38, pp. 1-31.
- Hashimoto, Masanori (1974) “Economics of Postwar Fertility in Japan,” *Journal of Political Economy*, 82(2), pp. 170-199.
- Kögel, Thomas (2004) “Did the Association between Fertility and Female Employment within OECD Countries really Change in Sign?,” *Journal of Population Economics*, 17(1), pp. 1-35.